

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA
CENTRO DE CIÊNCIAS RURAIS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRONOMIA**

**RELAÇÃO ENTRE ESTATÍSTICAS DO
PLANEJAMENTO EXPERIMENTAL E TAMANHO DE
PARCELA PARA PIMENTÃO EM ESTUFA PLÁSTICA**

TESE DE DOUTORADO

Leandro Homrich Lorentz

**Santa Maria, RS, Brasil
2008**

**RELAÇÃO ENTRE ESTATÍSTICAS DO PLANEJAMENTO
EXPERIMENTAL E TAMANHO DE PARCELA PARA
PIMENTÃO EM ESTUFA PLÁSTICA**

por

Leandro Homrich Lorentz

Tese apresentada ao Curso de Doutorado do programa de Pós-Graduação em Agronomia, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para obtenção do grau de **Doutor em Agronomia.**

Orientador: Prof. Alessandro Dal'Col Lúcio

Santa Maria, RS, Brasil

2008

**Universidade Federal de Santa Maria
Centro de Ciências Rurais
Programa de Pós-Graduação em Agronomia**

A Comissão Examinadora, abaixo assinada,
aprova a Tese de Doutorado

**RELAÇÃO ENTRE ESTATÍSTICAS DO PLANEJAMENTO
EXPERIMENTAL E TAMANHO DE PARCELA PARA PIMENTÃO EM
ESTUFA PLÁSTICA**

elaborada por
Leandro Homrich Lorentz

Como requisito parcial para obtenção do grau de Doutor em Agronomia

COMISSÃO EXAMINADORA:

**Alessandro Dal'Col Lúcio
(Presidente/Orientador)**

Lindolfo Storck, Dr. (USP/ESALQ)

Sidinei José Lopes Dr. (USP/ESALQ)

Alberto Cargnelutti Filho Dr. (UFSM)

Thomas Newton Martin Dr. (USP/ESALQ)

Santa Maria, 28 de Novembro de 2008.

AGRADECIMENTOS

A realização desse trabalho só foi possível pelo constante incentivo de vários amigos, professores e familiares, assim, segue meus agradecimentos:

Ao meu orientador Professor Alessandro Dal'Col Lúcio, assim como o comitê de orientação formado pelos professores Lindolfo Storck e Sidinei José Lopes, também grandes amigos dos quais serei eternamente grato pelos ensinamentos e paciência que tiveram comigo desde 1999 até o presente.

Aos professores, coordenadores e funcionários que compunham o Programa de Pós-Graduação em Agronomia durante a vigência de minha matrícula.

Ao CNPq pela Bolsa de Estudos.

Aos professores Thomas Newton Martin e Alberto Cargnelutti Filho pelas sugestões dadas, durante a defesa deste trabalho.

Aos meus colegas de trabalho, grandes amigos e incentivadores Dimas Estrásulas de Oliveira, Leila de Gênova Gaya, Marcio Pereira Soares.

Aos meus pais Flávio e Miriam, que estiveram em constante torcida para que eu terminasse esse curso.

E como não poderia deixar de mencionar, à minha amada esposa Alexandra Augusti Boligon, que sempre cedeu pacientemente o tempo que seria destinado a ela, para elaboração dessa Tese.

A Deus.

RESUMO

Tese de Doutorado
Programa de Pós-Graduação em Agronomia
Universidade Federal de Santa Maria

RELAÇÃO ENTRE ESTATÍSTICAS DO PLANEJAMENTO EXPERIMENTAL E TAMANHO DE PARCELA PARA PIMENTÃO EM ESTUFA PLÁSTICA

AUTOR: Leandro Homrich Lorentz

ORIENTADOR: Alessandro Dal'Col Lúcio

Local e data da Defesa: Santa Maria, 28 de Novembro de 2008.

O interior de uma estufa cujas plantas foram cultivadas no solo pode ser considerado um ambiente heterogêneo devido a grande variabilidade na produção, sendo necessário o uso de técnicas experimentais para melhoria da precisão das inferências estatísticas. Entre as principais formas de redução do erro experimental está o uso do tamanho ótimo da parcela, que apresenta especial importância em experimentos com estufa plástica, visto que a área experimental normalmente é restrita às instalações preexistentes. Dessa forma, é importante conhecer o tamanho ótimo de parcela (X_o) para as culturas bem como compreender as relações entre os parâmetros que o determina. Sendo assim, os objetivos desse trabalho foram: estimar a relação dos parâmetros das equações que determinam o tamanho ótimo da parcela e estimar o tamanho ótimo para a fitomassa fresca de frutos de pimentão cultivado em estufa plástica. Para isso, foram conduzidos quatro experimentos em branco sob cobertura plástica, cada um com dez linhas de cultivo de 70 plantas. Então, coletou-se em cada planta a fitomassa fresca dos frutos, identificando sua posição dentro da estufa pelo número da linha e a sua posição dentro da linha em cada colheita. Estimou-se o tamanho ótimo da parcela e relacionou-o com os parâmetros usados para sua estimativa através do coeficiente de correlação de Pearson, da análise de trilha e da metodologia de superfície de resposta. Ao fim deste trabalho recomendou-se o uso de parcelas de dez plantas na linha e ao menos três colheitas por parcela. Observou-se que X_o correlacionou-se negativamente com o número de plantas colhidas e com a média obtida por linha de cultivo nas colheitas. A correlação positiva e alta da estimativa do coeficiente de variação para as parcelas de uma unidade básica e X_o indica que esta é sua principal determinante, reduzindo a importância do índice de heterogeneidade do solo (b), que se relacionou fracamente com X_o .

Palavras-chave: *Capsicum annuum*; precisão experimental; tamanho da parcela, ambiente protegido.

ABSTRACT

Ph.D Thesis
Graduation Program in Agronomy
Federal University of Santa Maria, RS, Brazil

RELATIONSHIP AMONG EXPERIMENTAL PLANNING STATISTICS AND CHILI PEPPER PLOT SIZE IN PLASTIC GREENHOUSE

AUTHOR: Leandro Homrich Lorentz

ADVISER: Alessandro Dal'Col Lúcio

Place and date of Presentation: Santa Maria, November 28th, 2008.

The interior of a plastic greenhouse whose plants had been cultivated on soil can be considered a heterogeneous environment due high variability in the production, being necessary the use of experimental techniques for improvement of the statistical inferences precision. Between the main forms of obtain experimental error reduction is the use of the optimal plot size that has special importance in experiments inside plastic greenhouse, where the experimental area is normally restricted to the preexisting installations. Therefore, it is necessary to know the optimal plot size (X_o) for the cultures as well as understanding the relations among the parameters that determine it. The aim of this work is to estimate the relation of the equations parameters that determine the optimal plot size and estimate the optimal plot size for fruit fresh phytomass of chili pepper cultivated in plastic greenhouse. It was conducted four blank experiments under plastic covering, each one with ten culture lines of 70 plants. The fruit fresh phytomass was evaluated in each plant, identifying its position inside the greenhouse, by the line number, and its position in the line in each harvest. The optimal plot size was estimated and related with the parameters used for its estimate by the Pearson correlation coefficient, the path analysis and the response surface methodology. In the end of this work is recommended the use of parcels with ten plants in the line and at least three harvests for parcel. It was observed that X_o was negatively correlated with the number of harvested plants and the average of each culture line in the harvests. The positive and high correlation of the coefficient of variation estimate for the parcels of a basic unit and X_o indicates that this is its main determinative one, reducing the importance of the heterogeneity index (b), that if related weakly with X_o .

Key-words - *Capsicum annuum*; experimental precision; plot size; greenhouse.

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – Datas da realização da semeadura, transplante e das respectivas colheitas em experimentos com pimentão, realizados nas épocas 1 e 2, para os anos de 2001, 2002 e 2003. Santa Maria, 2008.	28
TABELA 2 – Tamanhos de parcelas simulados e número de repetições possíveis por tamanho. Santa Maria, 2008.	29
TABELA 3 – Valores de coeficiente de variação em função do tamanho e da forma dado pelo número de plantas na linha de cultivo (X_1 - comprimento) pelo número de linhas (X_2 - largura). Santa Maria, 2008.	35
TABELA 4 – Média geral por planta (Média), percentagem acumulada (Perc) e coeficiente de variação (CV) da fitomassa fresca de frutos de pimentão, estimativa dos parâmetros das equações $VU_{(X)}=V_1/X^b$ e $CV_{(X)}=A/X^B$, coeficiente de determinação (r^2), tamanho ótimo de parcela (X_0), diferença mínima entre tratamentos para que ocorra significância em 3, 4, 6 e 8 repetições planejadas. Santa Maria, 2008.	36
TABELA 5 – Diferença mínima entre duas médias de tratamentos para que ocorra significância, considerando 4, 8 e 12 tratamentos simulados para 3, 4, 6 ou 8 repetições planejadas na estufa completa.	37
TABELA 6 – Coeficientes de correlação estimados para estufa completa entre as características determinantes do tamanho de parcela, considerando a estufa plástica completa. Santa Maria, 2008.	39
TABELA 7 – Valores médios da fitomassa fresca de frutos de pimentão (gramas) por linha para as colheitas acumuladas. Santa Maria, 2008.	42
TABELA 8 – Valores percentuais da fitomassa fresca de frutos de pimentão por linha para as colheitas acumuladas. Santa Maria, 2008.	43
TABELA 9 – Coeficientes de variação da fitomassa fresca de frutos de pimentão observado nas linhas de cultivo e nas colheitas acumuladas para parcelas de uma unidade básica. Santa Maria, 2008.	44
TABELA 10 – Estimativa do índice de heterogeneidade do solo (b) por linha de cultivo nas colheitas acumuladas. Santa Maria, 2008.	47
TABELA 11 – Estimativa do coeficiente de variação para parcelas de uma unidade básica (A) da fitomassa fresca de frutos de pimentão por linha de cultivo nas colheitas acumuladas. Santa Maria, 2008.	48

TABELA 12 – Estimativa do tamanho ótimo de parcela para fitomassa fresca de pimentão obtido por linha de cultivo para as colheitas acumuladas. Santa Maria, 2008.....	49
TABELA 13 – Diferença mínima entre dois tratamentos para que ocorra significância, considerando o tamanho máximo de parcela (X_0) e seus respectivos coeficientes b, A e B encontrados na linha de cultivo (Linha). Santa Maria, 2008.....	52
TABELA 14 – Diferença mínima entre tratamentos para que ocorra significância, considerando o tamanho máximo de parcela encontrado na respectiva linha na colheita i para o respectivo, considerando 4, 8 e 12 tratamentos e 3, 4, 6 e 8 repetições. Santa Maria, 2008.	53
TABELA 15 - Coeficientes estimados da equação $CV_{LC}=A'\%acumulada^B$, coeficiente de determinação e estimativa do ponto de máxima curvatura pelo método de Méier & Lessman (1971) considerando a porcentagem acumulada da produção. Santa Maria, 2008.	54
TABELA 16 – Coeficientes de correlação entre características determinantes do tamanho de parcela, desconsiderando as linhas laterais. Santa Maria, 2008.	55
TABELA 17 – Estimativa dos coeficientes de trilha do número de plantas colhidas por colheita (N), média da fitomassa fresca de pimentão colhido, índice de heterogeneidade do solo (b), estimativa do coeficiente de variação (A) e sobre o tamanho ótimo de parcela estimado pelo método da Máxima Curvatura Modificado por Méier e Lessman (1971). Santa Maria, 2008.	57
TABELA 18 – parâmetros estimados para um modelo de superfície resposta de segunda ordem e os respectivos pontos críticos (máximo/mínimo) autovalores (λ_i) para os parâmetros quadráticos (β_{11} e β_{22}) para variável dependente tamanho de parcela. Santa Maria, 2008.	59

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 – Superfície resposta de segunda ordem entre as variáveis independentes A e b sobre a estimativa do tamanho ótimo da parcela (X_o).	60
--	----

LISTA DE APÊNDICES

APÊNDICE 1 – Número de plantas colhidas por colheita acumuladas. Santa Maria, 2008.	69
APÊNDICE 2 – Percentagem do número de plantas não colhidas por colheita acumuladas. Santa Maria, 2008.	70
APÊNDICE 3 – Desvios padrão da fitomassa fresca de frutos de pimentão (gramas) por linha para as colheitas acumuladas. Santa Maria, 2008.	71
APÊNDICE 4 – Estimativa da variância de uma unidade básica (V_1) da fitomassa fresca de frutos de pimentão, por linha de cultivo e para as colheitas acumuladas para parcelas de uma unidade básica. Santa Maria, 2008.	72

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	9
2	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	11
3	MATERIAL E MÉTODOS	27
4	RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	34
4.1	Estufa plástica completa	34
4.2	Linhas de cultivo individuais.....	41
5	CONCLUSÕES	62
6	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	63
7	APÊNDICES.....	68

1 INTRODUÇÃO

A cultura do pimenteiro apresenta grande importância entre as plantas olerícolas, sendo bem adaptada ao cultivo protegido e constitui-se de uma alternativa de renda para os pequenos produtores e agricultura familiar. O seu fruto é consumido em grande parte *in natura* e também utilizado na indústria de processamento de alimentos devido a presença de pigmentos naturais na polpa, os quais são utilizados em corantes de sopas instantâneas e embutidos de carnes.

O incremento na produtividade, na qualidade do produto, na melhoria das características nutricionais e funcionais das culturas ou a geração de novas tecnologias só é possível através da experimentação com técnicas consistentes, que permitam o controle do erro experimental mantendo a precisão e a confiabilidade das inferências em um nível adequado. Dessa forma, a pesquisa experimental é de fundamental importância para que sejam utilizadas técnicas no intuito de melhorar a qualidade dos experimentos.

No caso do planejamento de experimentos com olerícolas em estufas plásticas existe um efeito complicador, pois a área experimental é frequentemente confinada a instalações pré-existentes. Isso impossibilita uso de parcelas de grande extensão ou número maior de repetições, além de haver uma variação adicional causada pelas sucessivas colheitas na mesma planta, somado à constante manipulação das plantas devido aos tratamentos culturais intensivos. Para contornar essas dificuldades é preciso refinar as técnicas de planejamento e análise de dados a fim de maximizar a informação obtida, com menor dispêndio de espaço e com precisão compatível com a expectativa do pesquisador.

A heterogeneidade ambiental é uma característica universal e inerente aos experimentos, tanto em campo como em laboratório, e deve ser considerada na interpretação dos resultados experimentais. Essa falta de uniformidade obriga os pesquisadores a utilizarem ou criarem técnicas e métodos para obter resultados experimentais consistentes.

Entre as técnicas reconhecidas pela literatura para redução do erro experimental está o uso do tamanho ótimo da parcela experimental. Nos experimentos em ambientes em área restrita, como dentro de uma estufa plástica, o tamanho da parcela é um parâmetro de grande importância que deve ser otimizado,

pois está intimamente relacionado com o número de repetições e de tratamentos que podem ser alocados na área experimental.

A relação entre o tamanho da parcela e os indicadores da precisão do experimento é notadamente inversa. Entretanto, essa relação não apresenta comportamento linear decrescente, e ocorrem melhorias relevantes na precisão com um ligeiro o aumento do tamanho e, a partir de um determinado ponto, esse efeito se reduz gradativamente. A partir desse ponto o aumento da precisão é obtido com o uso de mais repetições dos tratamentos.

Como já observado por Storck et al. (1982), Oliveira & Estefanel (1995) e Viana et al. (2002), os diversos métodos de estimação do tamanho de parcela levam a diferença nos resultados. Há diferenças mesmo entre os métodos que se baseiam em princípios semelhantes, como o da estimação do ponto da máxima curvatura da relação entre o coeficiente de variação ou variância em função do tamanho de parcelas simuladas. Isso ocorre, principalmente, pois os métodos consideram de forma diferente as relações entre os parâmetros estimados para sua determinação.

O tamanho da parcela estimado por um método algébrico é o resultado da interação de diversos fatores, quantificados na forma de relações empíricas que traduzem a variabilidade ambiental da área experimental. Se a magnitude do efeito desses fatores for compreendida de forma separada e conjunta, será possível direcionar esforços para minimizá-los e aumentar a precisão dos resultados.

Apesar de estarem disponíveis na literatura trabalhos que visaram determinar o tamanho ótimo de parcela experimental (Brin & Mason, 1959; Hallauer, 1964; Mello et al., 2004; Oliveira et al. 2005) estes foram estimados utilizando apenas a produção total do cultivo tomada em um único momento. Relatos quanto ao tamanho de parcela verificados em vários momentos, cuja soma destes constituirá a produção total, como no caso das olerícolas onde são realizadas várias colheitas, são raros na literatura. O mesmo ocorrendo quanto à persistência do índice de heterogeneidade da produção quando são realizadas múltiplas colheitas em um mesmo cultivo.

Considerando que pouco se conhece sobre a relação entre os parâmetros determinantes do tamanho da parcela e que são escassos os estudos para tamanho de parcela para fitomassa fresca para pimentão, esse trabalho tem por objetivos: estimar a relação dos parâmetros das equações que determinam o tamanho ótimo da parcela experimental e estimar o tamanho ótimo de parcela para fitomassa fresca dos frutos de pimentão acumuladas nas sucessivas colheitas.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

As hortaliças são denominadas por Filgueira (2000) como um grupo de plantas que apresentam consistência tenra, não lenhosa, de ciclo biológico curto, exigentes de tratos intensivos, cultivadas em áreas pequenas cuja utilização do produto para consumo não necessita prévio preparo industrial. Já a olericultura é uma atividade agroeconômica altamente intensiva, de uso contínuo de uma área de terra, que se dedica à produção de oleráceas ou hortaliças.

O pimentão (*Capsicum annuum*) é uma solanácea perene, mas cultivada como anual, arbustiva de caule semilenhoso, indiferente ao fotoperíodo, com flores isoladas, pequenas, hermafroditas e autopolinizadas. O fruto é uma baga oca de formato cônico de diversas cores, sem sabor picante. Suas raízes são profundas, mas com pouco desenvolvimento lateral.

As plantas de pimenteiro podem produzir entre 80 a 150 t ha⁻¹ (SERRANO CERMEÑO, 1990) e que, segundo FNP (2004), a CEAGESP comercializou entre 1999 e 2002 em média 35090 toneladas de pimentão dos tipos extra e extra AA. Filgueira (2000) comenta que essa é uma das culturas mais beneficiadas pelo cultivo em estufa.

Na região Sul do Brasil, durante os meses de inverno, as baixas temperaturas são limitantes à produção das hortaliças (BURIOL et al., 1976). Em função disso, o uso de estufas cobertas com proteção plástica constitui-se de uma alternativa viável de minimizar os efeitos das temperaturas baixas, o que permite cultivos em uma faixa mais ampla de tempo durante o ano, reduzindo a estacionalidade da oferta do produto no mercado.

O cultivo em ambiente protegido pode favorecer a produção das culturas em comparação ao cultivo no campo, permitindo alongar o tempo de cultivo de uma cultura ou mesmo a antecipação na data de plantio. Essa forma de cultivar aumenta o conforto térmico das plantas nos períodos frios, as protege de chuvas intensas e excessivas, granizo e geadas, assim como permite um maior controle fitossanitário, o que leva a uma maior produtividade e qualidade do produto (FARIAS et al., 1993; SEGÓVIA et al., 1997; CUNHA & ESCOBEDO, 2003).

O uso da cobertura plástica sobre as plantas modifica os elementos micrometeorológicas dentro do ambiente, tais como a radiação solar global, o déficit de saturação do ar, a umidade relativa, a quantidade a fração luminosa difusa,

temperaturas médias, mínimas e máximas do ar e do solo, assim como a evapotranspiração das plantas quando comparados com cultivos em campo aberto (FARIAS et al., 1993; SCHNEIDER et al., 1993; FARIAS et al., 1994; SEGÓVIA et al., 1997; BURIOL et al., 2000; CUNHA & ESCOBEDO, 2003).

Uma característica comum em experimentos em diversos campos da pesquisa, conforme Cochran & Cox (1957), é a variação nos efeitos dos tratamentos de experimento para outro quando são repetidos. Essa variação entre as respostas dos experimentos induz a um grau de incerteza a toda conclusão baseada em dados experimentais. Esses autores comentam também que os dados colhidos em um experimento não são uma função apenas dos tratamentos testados, mas também de fontes de origem desconhecida que tendem a mascarar o efeito dos tratamentos. Para Steel et al. (1997), essa variação se origina das diferenças entre unidades experimentais que receberam mesmo tratamento, o que caracteriza o erro experimental. Tal variação é reconhecida no modelo matemático previamente estabelecido, dado pelo delineamento experimental, e é estimada pelo Quadrado Médio do Erro (QMErro). Sendo assim, o QMErro consiste da variação restante entre as parcelas após a retirada de todos os efeitos controlados.

A magnitude do erro experimental pode ser quantificada através das estatísticas como o coeficiente de variação $CV\% = \frac{\sqrt{QME}}{\hat{m}} * 100$; a diferença mínima

significativa $DMS\% = \frac{q_{(I;GLErro)}\sqrt{\frac{QME}{J}}}{\hat{m}} * 100$ e o índice de precisão $IP\% = \frac{CV\%}{\sqrt{J}}$

(PIMENTEL GOMES, 1991; STORCK et al., 2006a), onde I, J, GLErro, q e \hat{m} são, respectivamente, o número de tratamentos, o número de repetições, os graus de liberdade associados ao erro, o valor tabelado do teste de Tukey e a média geral. Os indicadores supracitados são interpretados como inversamente proporcionais a precisão do experimento.

Segundo Cochran & Cox (1957), o erro experimental afeta diretamente as hipóteses em avaliação, o intervalo de confiança para estimativa de parâmetros e a comparação de contrastes em um teste de comparação de médias bem como a média de um tratamento, no caso da ocorrência do erro sistemático.

Os princípios básicos que devem ser satisfeitos para caracterização de um experimento são a casualização, a repetição e o controle local (STORCK et al.,

2006a). O primeiro evita tendências ou favorecimentos de alguns tratamentos e assegura a independência dos erros do modelo matemático, enquanto a repetição que consiste na aplicação do mesmo tratamento em duas ou mais unidades experimentais, assegura medidas independentes. Steel et al. (1997) citam que as repetições são necessárias para a estimativa adequada do erro experimental e seu aumento melhora a precisão experimental em função da diminuição da variância da média $V(\hat{m}_i) = \frac{QME}{n}$ e da diferença entre duas médias $V(\hat{m}_i - \hat{m}'_i) = \frac{2QME}{n}$, aumentando a sensibilidade dos testes estatísticos. A escolha do número de repetições em um experimento depende do grau de precisão desejado, da variabilidade do material experimental e da área, dos recursos disponíveis, do tamanho da parcela escolhido, do número de tratamentos e do delineamento experimental (FEDERER (1977); GOMEZ E GOMEZ, 1984). Por fim, o controle local consiste na formação de grupos de unidades experimentais homogêneas, de forma que dentro de cada grupo haja mínima variação, enquanto entre os grupos essa pode ser em maior ou menor grau (STEEL et al., 1997; DEAN & VOSS, 1999).

As variações aleatórias entre as parcelas que receberam mesmo tratamento são devidas aos mais diversos motivos. As publicações de La Loma (1966), Gomez & Gomez (1984), Steel et al. (1997), Ramalho et al. (2005) e Storck et al. (2006a) citam e discutem amplamente as fontes de erro experimental em experimentos conduzidos no solo. Entre elas destacam-se as diferenças de fertilidade do solo, a declividade do terreno, o fornecimento de água de irrigação, a incidência de doenças, a população de plantas, as falhas no estande, a competição intra e interparcelar, o efeito da borda, a heterogeneidade genética do material experimental e os tratamentos aplicados em experimentos anteriores.

Conforme citado por Steel et al. (1997), o erro pode ser controlado através da escolha correta do delineamento experimental, no uso de variáveis auxiliares (covariáveis) ou na escolha do tamanho e da forma da parcela experimental. Cochran & Cox (1957) complementam citando que o erro pode ser reduzido, de uma forma geral, através do aumento do tamanho do experimento, seja pelo número de tratamentos como de repetições ou do tamanho da parcela.

A maioria das fontes de erro experimental relaciona-se com a heterogeneidade do solo, o que a torna a determinação mais relevante na escolha do tamanho e a forma da parcela. Gomez & Gomez (1984) discutem formas de

mapear a heterogeneidade do solo, como o uso de médias móveis, correlação entre parcela X_i e sua vizinha X_{i+1} e a estimação do QMErro entre as linhas e colunas. Esses mesmos autores citam que uma vez descrita a heterogeneidade do solo, o passo seguinte é atenuar seus efeitos através da escolha do tamanho e forma da parcela experimental, do número de repetições e do delineamento adequados.

A escolha do tamanho da parcela deve se dar considerando a variabilidade dos indivíduos dentro e entre as unidades experimentais (FEDERER, 1977), a área disponível e necessária, a cultura em estudo, os custos, o tipo de solo (LANA et al., 1953), o tipo de cultivo, o número de tratamentos e repetições, os recursos econômicos e humanos disponíveis e a precisão requerida (LUGO, 1977). Após sua escolha, a parcela deve fornecer o máximo de precisão por um menor dispêndio de tempo e recursos (COCHRAN & COX, 1957) e minimizar os custos por unidade de informação (BRIN & MASON, 1957). Oliveira & Estefanel (1995) citam que o tamanho e forma da parcela não devem ser generalizados, pois variam com o solo, as condições climáticas e a cultura em estudo.

Algumas orientações para determinar o tamanho da parcela e/ou número de parcelas por bloco foram fornecidas por Lin & Binns (1984), que apresentaram sugestões para melhorar a precisão em um experimento futuro conduzido na mesma área baseado em experimentos já conduzidos, a partir do aumento do número de repetições, do tamanho da parcela e da escolha do delineamento mais adequado (blocos completos ou incompletos) ou ainda, se é desejado manter a precisão com redução de área experimental.

Entretanto, a forma da parcela foi pouco estudada e as recomendações normalmente são realizadas a partir da observação do coeficiente de variação obtidos de tamanhos de parcelas simulados. A forma foi estudada através de métodos algébricos por Storck & Uitdewilligen (1980), Storck et al. (1982) e Oliveira et al. (2005) que utilizaram a metodologia apresentada em Lugo (1977).

De forma geral há uma predominância de parcelas retangulares com maior dimensão no comprimento da linha arranjadas na direção do gradiente de fertilidade de cultivo visto que há maior variabilidade entre as linhas do que dentro delas (KELLER, 1949; TORRIE et al., 1963; STORCK & UITDEWILLIGEN, 1980; IGUE et al., 1991). Gomez & Gomez (1984) recomendam o uso de parcelas quadradas nos casos em se desconhece o gradiente de fertilidade do solo,

Inicialmente as recomendações quanto ao tamanho e a forma da parcela experimental eram dadas apenas baseadas na observação do efeito de diferentes tamanhos e formas de parcela sobre o coeficiente de variação, como observado em Justensen (1932), Kalankar (1932) e Mountier (1963). Esses autores observaram que o coeficiente de variação reduzia sua estimativa com o aumento do tamanho da parcela, geralmente mais afetado pelo aumento do comprimento das parcelas na linha de cultivo do que na sua largura. Lana et al. (1953) afirmam que o maior indicador utilizado para determinar o tamanho ótimo da parcela é o coeficiente de variação, calculado a partir de diversos tamanho simulados.

Vários são os métodos apresentados na literatura e disponíveis para obtenção do tamanho e da forma ótimos de parcela. Dentre estes, pode ser citado o da máxima curvatura, descrito em Federer (1977), mas já mencionado em Smith (1938). Para realização da estimativa do tamanho ótimo por esse método é preciso a instalação e condução de um experimento em branco com a cultura de interesse. Em seguida, subdivide-se a área experimental em porções menores, denominadas de unidades básicas (UBs), das quais são coletados os dados de forma independente, normalmente informações da produção, identificando exatamente a posição relativa da planta na área experimental. Posteriormente à tomada dos dados, são simuladas parcelas de tamanhos e formas diferentes através da soma da produção das parcelas contíguas. Para cada tamanho simulado (X) calcula-se o coeficiente de variação (CV), que deve ser colocado em um gráfico em relação ao tamanho da respectiva parcela, traçando à mão livre uma linha que represente a relação CV e X. O resultado esperado é que o coeficiente de variação decresça, à medida que se aumenta o tamanho da parcela (X). Então, por inspeção visual identifica-se o ponto da máxima curvatura da relação, o qual indica o tamanho ótimo da parcela.

Segundo Smith (1938), Lana et al. (1953) e Federer (1977), esse método apresenta desvantagens como o fato de desconsiderar os custos do experimento, ser influenciado pelo tamanho da unidade básica e a escala do gráfico, que pode alterar a escolha do tamanho da parcela. Existem diversos métodos que se baseiam em equações algébricas para determinação do ponto de máxima curvatura, como os propostos por Lessman & Atkins (1963), Méier & Lessman (1971), Thomas (1974) e Barros & Tavares (1995).

O método de proposto por Smith (1938) foi a primeira forma de determinar o tamanho ótimo da parcela com subsídios matemáticos. Esse método baseia-se no pressuposto que a heterogeneidade do solo pode ser medida através da performance das plantas. O autor propõe, então, a lei empírica da variância, que tem por princípio a relação inversa entre variância dos valores obtidos nas parcelas e o respectivo tamanho da parcela utilizado. Essa relação é descrita através do modelo potência $VU_{(x)} = \frac{V_1}{X^b}$, onde V_1 é a estimativa da variância de uma unidade básica (origem da curva), X é o tamanho da parcela e b indica o índice de heterogeneidade do solo. Usualmente essa relação é apresentada em sua forma logarítmica $\log VU_{(x)} = \log V_1 - b * \log X$, equivalente a uma equação linear simples, onde b é o coeficiente angular e $\log V_1$, a origem da função.

O índice b é um valor único que quantifica a correlação entre as parcelas contíguas, variando entre zero e um (SMITH, 1938). O valor zero corresponde a parcelas idênticas (correlação perfeita entre si), enquanto a unidade corresponde produções aleatórias das parcelas, sem correlação alguma entre as parcelas. Os valores superiores à unidade não apresentam interpretação definida, e são interpretados por Thomas (1974) e Storck et al. (2006b) como a existência de correlação negativa entre as parcelas adjacentes, o que indica que houve competição entre as plantas dentro da parcela.

Em seu trabalho, Smith (1938) cita em nota que tem ciência que o ajustamento de uma curva linear pressupõe independência entre as observações, o que não ocorre em sua proposta. Entretanto, comenta que como se trata de uma relação empírica entre a variância e o respectivo tamanho da parcela, os testes de significância para o índice de heterogeneidade são de interesse secundário. Menciona também que é impossível dissociar o efeito do solo da variabilidade da produção da cultura avaliada, o que é uma característica positiva, pois verifica a variabilidade do material experimental e do solo conjuntamente, auxiliando no planejamento experimental. Seu método de estimativa do tamanho de parcela é baseado nos custos do experimento, dado por $X_0 = \frac{b}{(1-b)} \frac{K_1}{K_2}$, onde b é o índice de heterogeneidade do solo, K_1 custo proporcional ao número de parcelas por tratamento e K_2 custo proporcional à área do tratamento. Devido a dificuldade de se quantificar exatamente os custos envolvidos na condução do experimento, há a

alternativa de utilizá-lo com diferentes proporções de K_1/K_2 , como em Nagai et al. (1976) e Ribeiro et al. (1984), que simularam proporções de 50:50, 60:40, 70:30, 80:20, 90:10 para estimativa de tamanho ótimo de parcela.

Segundo Soplín et al. (1975), a literatura relacionada a determinação do tamanho ótimo se subdivide em três momentos: 1) antes da relação de Smith, baseados no CV, no desvio padrão ou no coeficiente correlação intraclasse; 2) os métodos baseados rigidamente na proposta de Smith; 3) métodos que utilizam por base a relação de Smith com modificações.

O método de Smith (1938) foi estendido por Koch & Rigney (1951) para a estimativa do b utilizando dados de experimentos com tratamentos, onde seus efeitos são removidos na análise da variância através de um modelo matemático apropriado, simulando um ensaio em branco. Essa abordagem é válida para experimentos planejados em esquema aninhado com no mínimo 3 subdivisões hierárquicas (p.e. bloco, parcelas principais e subparcelas ou delineamento látice). Por essa característica, há uma menor precisão na estimativa do b , pois são utilizados menos pares de tamanhos de parcela simulados e suas variâncias. Esses autores mostraram a dificuldade de estimar os coeficientes da regressão linear ponderada pelos graus de liberdade devido à falta de independência das estimativas das variâncias de tamanhos diferentes. Esse problema também foi identificado por Hatheway & Williams (1958) em ensaios de uniformidade. Zuhlke & Gritton (1969) citam que como as parcelas são correlacionadas, apenas a ponderação pelos graus de liberdade não gera resultados acurados da estimativa de b e recomendam a ponderação que utiliza elementos inversamente proporcionais às variâncias dos tamanhos.

A metodologia de Koch & Rigney (1951) foi aperfeiçoada por Hatheway & Williams (1958) para estimativa do índice de heterogeneidade do solo (b) utilizando dados de ensaios de uniformidade. Sua metodologia considera correlação e a desigualdade entre as estimativas das variâncias das parcelas de tamanhos diferentes para obtenção dos valores de b . Ela utiliza a inversa da matriz de covariância entre as variâncias dos tamanhos, que ponderam as estimativas dos coeficientes de regressão e as estimativas das variâncias dos diferentes tamanhos, utilizando o método dos Mínimos Quadrados Generalizados.

Diferentemente das metodologias de Koch & Rigney (1951) e Hatheway & Williams (1958), que exigiam ao menos três tamanhos de parcelas em um

delineamento hierárquico, Lin & Binns (1984) propuseram a estimativa do índice de heterogeneidade do solo (b) a partir da correlação intraclasse para experimentos conduzidos no Delineamento Blocos ao Acaso, com apenas dois pontos observados (blocos e parcelas). Tal característica torna o método atrativo, pois esse é um delineamento comum em ensaios agrícolas. A estimativa do b requer o cálculo da

correlação intraclasse $\rho_m = \frac{\sigma_{BI}^2}{\sigma_{BI}^2 + \sigma^2}$ e seu cálculo propriamente dito é dado por

$b = 1 - \frac{\log[m - (m-1)(1-\rho_m)]}{\log m}$, onde ρ_m , m , σ_{BI}^2 e σ^2 indicam, respectivamente, a

correlação intraclasse, o número de tratamentos, o Quadrado Médio de Blocos e o QMErro. Tal metodologia é muito útil para realizar anualmente o ajuste do tamanho de parcela para experimentos futuros e analisar a persistência da heterogeneidade do solo. Alves & Seraphin (2004) utilizaram o coeficiente de correlação intraclasse proposto por Lin & Binns (1984) e um modelo hierárquico com variância entre parcelas aninhadas de diferentes tamanhos (Hatheway & Williams, 1958), entretanto, encontraram resultados semelhantes.

Também é possível utilizar informações de experimentos já realizados para incrementar a precisão de experimentos futuros, como explicam Lin & Binns (1986). Os autores classificaram os valores de b em três categorias: inferiores a 0,2, onde o aumento da precisão se daria pelo uso de mais repetições nos tratamentos; $0,2 \leq b \leq 0,7$ quando se deve aumentar o número de repetições e o tamanho da parcela, buscando uma melhor combinação prática; maiores que 0,7, onde a maior precisão se dá principalmente através do aumento do tamanho da parcela. Nesse trabalho, os autores compararam a eficiência relativa de dois experimentos, buscando uma combinação do tamanho da parcela e número de repetições que levasse à melhoria da precisão experimental.

Segundo Barros & Tavares (1995), os métodos de Smith (1938), Kock & Rigney (1951) e Hatheway & Williams (1958) consideram os custos na estimativa do tamanho ótimo, entretanto, argumentam que maximizar a informação por unidade de área não implica necessariamente em respostas que minimizem o erro experimental.

Utilizando o mesmo princípio do método da máxima curvatura que estima o ponto de forma visual, Lessman e Atkins (1963) também buscaram o ponto da máxima curvatura através de fórmulas algébricas baseadas no maior ângulo entre duas tangentes consecutivas na relação entre tamanho da parcela e coeficiente de

variação. Para isso, propuseram a equação $X_0 = 2B + 2\sqrt{\frac{A^2B^3}{B+1}}$, na qual A indica a estimativa do coeficiente de variação para uma unidade básica e B equivale a $b/2$, encontrados através da equação $CV_{(x)} = \frac{A}{X^B}$, que explica a relação entre o tamanho da parcela e o coeficiente de variação, análoga ao método de Smith (1938). Outra proposta para se obter o ponto da máxima curvatura por métodos algébricos foi a de Méier & Lessman (1971), onde esse ponto é estimado através da função $X_0 = \left[\frac{A^2B^2(2B+1)}{B+2} \right]^{\frac{1}{2B+2}}$. Uma das vantagens desse método é a independência da unidade de medida das determinações, visto que considera informação relativa à média dos tamanhos de parcela, nesse caso, o coeficiente de variação (Oliveira et al. 2006). Barros & Tavares (1995) apresentaram também um método para estimar o ponto da máxima curvatura algebricamente, entretanto sem impacto científico, visto que não foram encontrados trabalhos o utilizando.

Outras tentativas de descrever o comportamento da variância e do coeficiente de variação relacionando a correlação entre as parcelas foram realizadas por Thomas (1974) através de 15 modelos distintos. O autor propõe equações para estimação do tamanho ótimo visando, entre outros enfoques, a minimização dos custos por unidade de informação, a maximização da curvatura em função da variância e do coeficiente de variação e a estimação do tamanho ótimo para se obter

um $CV_{(x)}$ pré-determinado. Suas principais equações são $X_0 = \left[\frac{bV_1^2(2b+1)}{b+2} \right]^{\frac{1}{2b+2}}$ e

$X_0 = \left[\frac{b^2V_1(b+1)}{2(b+4)M_{(x)}} \right]^{\frac{1}{b+2}}$ para máxima curvatura em função $VU_{(x)}$ e $CV_{(x)}$,

respectivamente. Como citado no próprio trabalho, essas abordagens levam a resultados invariavelmente inferiores à unidade, portanto, sem aplicação prática. Os resultados dos trabalhos de Storck et al. (1982), Zanon & Storck (2000), Lopes et al., 2005, Storck et al. (2006b) confirmam essa afirmação e não recomendaram o uso desses métodos por subestimarem o tamanho ótimo da parcela.

Existem também métodos de estimativa do tamanho ótimo de parcela que não se baseia na relação empírica de Smith (1938) ou na tentativa de encontrar o

ponto da máxima curvatura. Um desses métodos é o da Informação Relativa (IR), proposto por Keller (1949). Esse método assume que a variância entre parcelas de uma unidade básica contribui com 100% da informação do experimento. Essa, então, é comparada com as variâncias de tamanhos maiores formados pela soma de parcelas adjacentes. A variância dos diversos tamanhos obtidos é, então, dividida pelo número de UB que a compõe para torná-las comparáveis. O autor cita que a magnitude da variância obtida por parcelas maiores, comparada com a de uma UB, é inversamente proporcional à informação relativa do respectivo tamanho e se baseia nesse critério para recomendação do tamanho ótimo. Comenta que com o aumento da variância comparável a informação relativa da parcela tende a decrescer.

Observou-se também que o método da informação relativa (KELLER, 1949) geralmente recomenda uso de parcelas de uma unidade básica, entretanto, esse tamanho é o que implica em maior coeficiente de variação, não sendo recomendado seu uso.

Utilizando a equação para estimativa do número de repetições apresentada em Cochran & Cox (1957) e a relação para cálculo do índice de heterogeneidade do solo de Smith (1938), Hatheway (1961) propôs uma equação versátil dada por

$$X_0 = b \sqrt{\frac{2(t_1 + t_2)^2 CV^2}{rd^2}} .$$

Nela, X_0 indica o tamanho ótimo da parcela para determinado

número de repetições (r), diferença mínima entre dois tratamentos em percentagem da média (d), coeficiente de variação (CV) e índice de heterogeneidade do solo (b). O valor de t_1 é encontrado na tabela de t para testes de significância bilateral com nível α de probabilidade de erro e t_2 relaciona-se o valor de t para probabilidade $2(1-P)$ de ocorrer resultados significativos. Se rearranjada, pode-se estimar tanto X_0 , r e $d\%$, desde que fixadas duas dessas informações, o que permite infinitas simulações a partir de dados experimentais.

A questão da recomendação da forma da parcela baseada em métodos algébricos foi tratada por Lugo (1977), que discutiu a utilização da metodologia de superfície resposta considerando o comprimento e a largura da parcela simulada as variáveis explicativas do coeficiente de variação. Esse método é considerado pelo autor como uma extensão do método da máxima curvatura, porém em três dimensões. No entanto, Storck & Uidwilligen (1980), Storck et al. (1982) e Storck et

al. (2005) observaram que essa metodologia pode gerar resultados inconsistentes, pois encontraram estimativas de tamanho da parcela negativa, inferiores à uma unidade básica ou ponto de sela. A relação entre os coeficientes estimados pelo modelo de superfície de resposta foi estudada por Storck et al. (2005) e salientam as limitações de sua utilização.

Uma metodologia semelhante a de Lugo (1977) foi apresentada por Silva et al. (1984), que propõem o uso de gráfico de contornos para interpretar a relação do coeficiente de variação em função da largura e do comprimento em uma de superfície de resposta. Silva et al. (1985) validaram essa metodologia em um consórcio de milho e algodão.

Outro método de determinação do tamanho ótimo de parcela foi proposto por Pimentel Gomes (1984), com aplicação em experimentos com plantas arbóreas, baseado no coeficiente de correlação intraclasse (ρ) entre árvores úteis dentro de uma parcela, o qual considera ótimo o tamanho que minimiza a variância da média de tratamentos. Nesse trabalho, o autor discutiu o caso onde $\rho > 0,15$ e Pimentel Gomes (1988) expandiu esse método para os casos em que $\rho < 0,15$.

A partir das estimativas das variâncias reduzidas à uma unidade básica entre as parcelas de diferentes tamanhos, dada por $V_{\text{reduzida}} = \frac{V_{(X)}}{X}$, Vallejo & Mendonza (1992) aplicaram sucessivos testes de homogeneidade de variâncias de Bartlett (STEEL et al., 1997) até encontrarem um grupo de tamanhos de parcela tal que não apresentasse heterogeneidade das variâncias, sendo escolhido o menor tamanho de parcela desse grupo. Os autores, assim como Ortiz (1995), obtiveram as variâncias dos tamanhos de parcela utilizando modelo hierárquico de Hatheway & Williams (1958) para dados de uniformidade.

A repetibilidade ou persistência do índice de heterogeneidade do solo na mesma área em experimentos conduzidos em épocas diferentes ou em áreas diferentes foi estudada por Koch & Rigney (1951) em três experimentos de fumo. Já Hallauer (1964) verificou a persistência do b com variedades de milho em 15 locais durante nove anos totalizando 217 ensaios e observaram diferenças consideráveis entre locais e anos. Enquanto que Lin et al. (1996) classificaram os valores de b em 274 experimentos com diferentes culturas em quatro glebas de solo por seis anos nas classes $b \leq 0,3$, $0,3 < b < 0,7$ e $\geq 0,7$ e verificaram a freqüência com que se

mantinha na mesma categoria, criando o “índice de persistência”, que variou de 22% a 72%. Os autores atribuíram a inconsistência dos valores de b entre anos, culturas e glebas ao tamanho do experimento (número de tratamentos e repetições), a diferenças de práticas agronômicas, a deficiência hídrica e doenças, assim como possíveis classificações equivocadas.

Na cultura do feijão, Storck et al. (2007) avaliaram a persistência do índice de heterogeneidade em 14 ensaios de cultivares durante sete anos na safra e safrinha utilizando a metodologia de Linn & Binns (1984) e verificaram que em 71% dos experimentos os valores de b se mantiveram entre 0,2 e 0,7.

É característica das espécies olerícolas que sua produção total seja determinada através da soma das produções tomadas em diversas colheitas na mesma planta e que o número de colheitas realizadas ou planejadas relaciona-se diretamente com o tempo de permanência do experimento instalado no campo. Nesses casos, busca-se a máxima discriminação entre os tratamentos no menor tempo possível de experimento no campo, objetivando a redução dos custos de condução e manutenção.

Nesse sentido, Cargnelutti Filho et al. (2004), observando a repetibilidade da produção de genótipos de tomateiro orientam que são necessárias no mínimo sete colheitas para discriminação entre tratamentos. Para abobrinha italiana, Feijó et al. (2005) utilizaram essa mesma análise e quantificaram o tempo do período reprodutivo, dado em número de colheitas, para serem realizados na cultura que proporcione uma estimativa confiável da variância residual de um experimento. Recomendam que seja necessário no mínimo 13 dias de colheitas, correspondendo aproximadamente a 48% da produção total esperada. Já Cardoso (2006) recomenda a realização de nove colheitas de pepino pra diferenciação genótipos, colhidos durante 32 datas de colheita. Baseados no valor de Δ (delta) do teste de Tukey em relação à percentagem de frutos colhidos, Lopes et al. (1998) recomendam colher apenas o primeiro terço da produção estimada em tomate, equivalendo aproximadamente as três primeiras colheitas.

A maior variabilidade dentro de uma estufa plástica em relação ao campo já fora reconhecida por Lana et al. (1953) que comentaram que cultivos multicolheitas, como a maioria das olerícolas, são menos precisos que culturas de colheita única, como os cereais.

A heterogeneidade do cultivo em estufa plástica com plantas no solo pode ser evidenciada através da elevada frequência com que ocorreram variâncias heterogêneas entre as linhas nas diversas colheitas, como em Lúcio et al. (2008) e pelo elevado tamanho de amostra requerido para manter uma precisão adequada, observado em Souza et al. (2002) e Lúcio et al. (2003). A variabilidade do ambiente interno de túnel alto foi observada por Feijó et al. (2005) que identificaram menor desenvolvimento das plantas localizadas no lado Leste do cultivo, atribuindo às menores temperaturas dessa região da estufa e da maior intensidade do vento do lado oeste, o qual permanecia mais tempo com as cortinas fechadas.

Ao testar diferentes intervalos entre colheitas de abobrinha italiana, Feijó et al. (2005) não observaram diferença nas produções e salientaram que a retirada precoce dos frutos das plantas não estimulou o aumento do número de frutos por planta nem a produção total. Certamente esse comportamento foi devido ao elevado erro experimental, representado por um alto coeficiente de variação de 51,14%, que não permitiu discriminação entre os tratamentos. Cargnelutti et al. (2004) observaram que o coeficiente de variação da fitomassa fresca de tomate apresentou um comportamento quadrático positivo em relação às colheitas realizadas, com valores baixos nas colheitas intermediárias e altas nas colheitas finais e iniciais. Já Lana et al. (1953) encontraram maior variabilidade nas colheitas iniciais para essa cultura.

A variação do índice de heterogeneidade do solo para a cultura do tomateiro durante várias colheitas acumuladas foi medida por Lopes et al. (1998). Constataram que houve um aumento quadrático do índice de heterogeneidade do solo à medida que se realizavam colheitas sucessivas, mas com incremento lento nos primeiros 30% da produção total colhida. Os autores atribuem o aumento do b nas colheitas em função de danos causados às plantas durante as colheitas, da presença de pragas e doenças, do pisoteio entre as linhas, das diferenças no fornecimento de água na irrigação e da fertilidade do solo. Entretanto, os autores não verificaram o efeito dessas colheitas sobre outros parâmetros que determinam o tamanho da parcela, como o CV ou A.

A estimativa do tamanho da parcela de pimentão cultivado em estufa plástica em duas épocas distintas foi realizada por Lúcio et al. (2004), que recomendam entre quatro e 19 plantas, conforme a época do ano, número de repetições e diferença mínima entre as médias para que ocorra diferença. Mello et al. (2004)

recomendam para abobrinha parcelas de quatro, nove e 29 plantas para 16, oito e quatro repetições, respectivamente. Nesses casos, observaram-se valores de b entre 0,721 e 0,970, que indicam um ambiente heterogêneo, com baixa correlação entre as parcelas.

Para a cultura da abobrinha italiana, Feijó et al. (2008) discutiram a relação entre o tamanho da parcela e o número de repetições em condição de área restrita em túneis altos e recomendam o uso de parcelas de três plantas com seis repetições por tratamento. Nesse trabalho também foi estudada a variação do tamanho da parcela nas colheitas acumuladas e observaram que esse diminui com a evolução das colheitas. Para fitomassa fresca total de tomateiro, Lopes et al. (1998) indicam o uso de 18 plantas por parcela.

Utilizando como indicadores as características químicas do solo, Feijó et al. (2006) observaram que o planejamento experimental tem validade por vários cultivos consecutivos. Entretanto, cabe salientar que seu estudo foi realizado com mensuração da variabilidade das características químicas antes e depois de dois ensaios em branco com abobrinha italiana.

Devido a forma como é estimado o índice de heterogeneidade do solo, é possível realizar testes que comparam o paralelismo, a mesma origem e coincidência entre as duas ou mais retas logaritmizadas dos modelos potência propostos por de Smith (1938) e Lessman & Atkins (1963). Assim, Martin et al. (2005b) realizaram estas comparações entre as repetições de um experimento com bases genéticas de milho. Bisognin et al. (2006), realizaram estes testes para cinco clones de batatas para verificar se os mesmos representariam a heterogeneidade do solo por um valor comum, o que ocorreu. Essa técnica também foi utilizada por Martin et al. (2005a) para comparação entre duas variedades de soja e por Brum et al. (2008) em experimentos de sorgo granífero em três áreas experimentais e duas datas de semeadura.

Ainda são escassos estudos que identifiquem a intensidade do efeito dos parâmetros b , V_1 , A , B e da média sobre o tamanho ótimo da parcela (X_0). Segundo Storck et al. (1982), as metodologias de estimativas de X_0 devem proporcionar valores correlacionados com o índice de heterogeneidade (b) e não com a média ou com a estimativa da variância entre parcelas de uma unidade básica (V_1). Esses autores encontraram baixa correlação ($r = 0,17$) entre tamanho ótimo pelo método de Hatheway e o índice de heterogeneidade do solo.

A relação entre os coeficientes determinantes do tamanho de parcela para métodos que estimam o ponto da máxima curvatura (entre eles os métodos de Méier & Lessman, 1971 e Thomas, 1974) foi estudada por Oliveira et al. (2006), Storck et al. (2006b), e Storck et al. (2006c). Esse relacionamento foi realizado através do coeficiente de correlação de Pearson e de seu desdobramento nos efeitos diretos e indiretos sobre o tamanho ótimo da parcela.

Conforme a constatação de Oliveira et al. (2005), o tamanho da parcela relaciona-se positivamente e de forma linear com o aumento da dimensão da unidade básica, sem alterar a precisão experimental. O mesmo foi observado por Lopes et al. (2005), que recomendaram maiores tamanhos de parcelas para cultivos mais densos de sorgo, entretanto, citam que os espaçamentos testados não afetaram a estimativa de b . Silva et al. (2003), verificaram para eucalipto que a precisão foi melhorada quando cultivados em espaçamentos maiores, justificando que a maior área por planta reduz a competição interparcelar. Martin et al. (2005a) observaram variações nas estimativas do tamanho da parcela para repetições de um mesmo tratamento para cultivares de milho.

O tempo de permanência do experimento no campo também pode levar resultados de tamanhos de parcelas distintos. Silva et al. (2003) verificaram que povoamentos mais velhos de eucalipto necessitam de tamanhos de parcelas maiores para aumentar a precisão experimental. Pode-se inferir que esse comportamento reflete a heterogeneidade real do solo somada à variabilidade causada por interferência humana no manejo das plantas durante o cultivo. Zanon & Storck (2000) observaram que povoamentos de Eucaliptos de 15 meses apresentaram índices de heterogeneidades do solo menores do que povoamentos de 5,5 anos. Segundo os autores, as plantas do povoamento jovem ainda não expressaram a variabilidade do solo em função do sistema radicular menos desenvolvido, indicando maior correlação entre as produções e que, com o passar do tempo as plantas acumulam os efeitos da heterogeneidade do solo e da competição dentro da parcela. Taylor et al. (1999) relacionaram algumas medidas experimentais importantes de 362 ensaios com trigo e não encontraram relação entre o QMErro com a média nem com o tamanho da parcela, enquanto o coeficiente de variação apresentou correlação significativa e negativa com a média.

Quando são avaliados dois ou mais fatores quantitativos sobre uma variável dependente no sentido de otimizar sua resposta (p.e. b , A , V_1 , CV , média sobre X_0),

pode-se utilizar a metodologia da superfície resposta. Esta é conceituada por Montgomery (2005) como um conjunto de técnicas estatísticas e matemáticas para modelar e analisar problemas cuja resposta é influenciada por várias variáveis, objetivando otimizar sua resposta.

É possível obter uma superfície resposta a partir de modelos polinomiais de primeira ordem dado por $y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2$, de segunda ordem $y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_{11} X_1^2 + \beta_2 X_2 + \beta_{22} X_2^2 + \beta_{12} X_1 X_2$ ou superior. No primeiro caso, a resposta indica o fator e o sentido que deve ser seguido em seus níveis para maximizar ou minimizar a resposta esperada. Segundo Dean & Voss (1999), o uso do segundo modelo permite identificar o ponto de máxima ou mínima resposta que otimiza a combinação de X_1 e X_2 através de um gráfico de contornos ou pelo uso da análise canônica. A natureza do ponto crítico (se mínimo ou máximo) é observada através do sinal das raízes características (autovalores) λ_1 e λ_2 associados aos efeitos quadráticos do modelo (β_{11} e β_{22}), enquanto sua magnitude indica o fator que causa maior alteração na variável resposta. Assim, se $\lambda_1 > \lambda_2$ espera-se que uma pequena mudança no valor de X_1 leva a grande na resposta de \hat{y} .

Apesar do uso da metodologia da superfície resposta como método de estimar o tamanho e a forma da parcela (LUGO, 1977; STORCK et al., 1982; GUPTA et al., 1991; ASSIS et al., 1993; STORCK et al. 2005), o uso dessa abordagem buscando relacionar a estimativa do tamanho ótimo da parcela com os parâmetros que o determina não foi encontrada na literatura.

3 MATERIAL E MÉTODOS

Foram conduzidos quatro experimentos com a cultura do pimentão em cultivo protegido durante os anos de 2001, 2002 e 2003. Todos se localizaram no Departamento de Fitotecnia da Universidade Federal de Santa Maria, nas coordenadas 29°43'23''S e 53°43'15''W e altitude 95m. O clima da região é classificado como Cfa subtropical úmido sem estação seca e com verões quentes, conforme a classificação de KÖPPEN (MORENO, 1961).

As sementes do híbrido Vidi foram adquiridas no comércio local, o qual se caracteriza por apresentar boa adaptabilidade em qualquer época do ano, com frutos retangulares e de cor verde-escuro, que se tornam vermelhos quando maduros, possuindo polpa grossa e firme.

A semeadura foi realizada em bandejas de 128 alvéolos cobertos com substrato comercial plantmax[®]. As mudas foram transplantadas quando apresentavam de seis a oito folhas definitivas ou aproximadamente 15cm de estatura, com o solo da estufa saturado e em dia encoberto. O preparo do solo foi realizado com enxada rotativa, revolvendo-o antes e depois da distribuição dos fertilizantes, equivalente a 130Kg ha⁻¹ de N, 70Kg ha⁻¹ P₂O₅ e 230 kg ha⁻¹ de K₂O, para cada linha de cultivo. Na estação verão/outono (V/O) o transplante ocorreu em 13/02/2001 e 14/02/2002 (Experimentos 1 e 3, respectivamente), enquanto na estação primavera/verão (P/V) ocorreu em 28/09/2001 e 02/10/2003 (Experimentos 2 e 4, respectivamente). O detalhamento das datas de semeadura, transplante e colheitas são apresentados na tabela 1.

As estufas plásticas utilizadas na condução destes experimentos apresentaram as dimensões de 24 metros de comprimento no sentido Norte – Sul e dez metros de largura, pé direito de 2,0 metros e altura central 3,5 metros, com estrutura de madeira na forma de arco pampeano, coberta com filme de PeBD 100micras, mesmo material utilizado nas portas e cortinas laterais. A ventilação da estufa ocorreu pela abertura das cortinas laterais e portas, manejadas conforme as condições meteorológicas do dia. Em dias de alta temperatura, a abertura era realizada em torno das oito horas da manhã e o fechamento, em torno das 18 horas e 30 minutos, enquanto em dias mais frios abria-se em torno das nove horas e fechava-se às 16 horas. Em dias de nevoeiro, ventos fortes, precipitações pluviais,

temperaturas baixas e/ou em dias encobertos, as cortinas foram mantidas fechadas ou parcialmente abertas.

TABELA 1 – Datas da realização da sementeira, transplante e das respectivas colheitas em experimentos com pimentão, realizados nas épocas 1 e 2, para os anos de 2001, 2002 e 2003. Santa Maria, 2008.

Atividade	Estação sazonal de cultivo			
	Época 1 – Verão/outono		Época 2 – Primavera/verão	
	2001 (Exp 1)	2002 (Exp 3)	2001 (Exp 2)	2003 (Exp 4)
Sementeira	12/01/01	04/01/02	20/08/01	24/08/03
Transplante	13/02/01	14/02/02	28/09/01	02/10/03
1ª Colheita	19/04/01	11/04/02	14/11/01	23/12/03
2ª Colheita	03/05/01	15/04/02	21/11/01	29/12/03
3ª Colheita	19/05/01	22/04/02	28/11/01	06/01/04
4ª Colheita	16/06/01	02/05/02	05/12/01	12/01/04
5ª Colheita	21/06/01	09/05/02	-----	-----
6ª Colheita	-----	23/05/02	-----	-----
7ª Colheita	-----	06/06/02	-----	-----
8ª Colheita	-----	20/06/02	-----	-----

A área experimental no interior da estufa foi composta por dez linhas de cultivo, orientadas no sentido longitudinal da estufa. No experimento 3 (V/O - 2002) desprezaram-se as plantas das linhas das bordas, pois estas apresentavam variedade diferente do restante da estufa, as quais não foram colhidas. Cada linha de cultivo foi composta por 70 plantas, espaçadas 30 cm e 1,00m entre os camalhões de 0,10m de altura, cobertos com mulching opaco preto de PeBD 35 micras, a fim de reduzir as perdas de água e evitar plantas invasoras nas linhas de cultivo. A irrigação foi realizada por tubos gotejadores autocompensados de vazão 1,65 litros hora⁻¹ instalados sob o mulching, sempre nas primeiras horas da manhã, baseada na leitura diária de tensiômetros instalados nas linhas a 0,10m de profundidade.

As plantas foram deixadas em crescimento livre com desbrotas periódicas nos ramos provenientes das axilas das folhas. As folhas e os brotos abaixo da primeira bifurcação também foram retirados à medida que se formavam. A sustentação das plantas foi realizada por fios de ráfia presos a arames de metal na altura do pé-direito. O ponto de colheita se caracterizou pelo surgimento da coloração azulada na base do fruto.

Cada planta foi numerada individualmente, a fim de identificar a linha de cultivo e a posição da planta dentro da linha, nas quais se pesou a fitomassa fresca dos frutos de pimentão de cada planta, identificando o número da colheita (C), o número da linha (L) e da planta dentro da linha (P). Desta maneira, obteve-se a produção de pimentão em cada posição da estufa e sua variação no tempo. As plantas com produção nula nas colheitas receberam valor zero.

As análises descritas para estufa plástica completa foram realizadas sempre considerando a produção acumulada de fitomassa fresca dos frutos de pimentão nas sucessivas colheitas (C) realizadas nas plantas individualmente, dada por: $\sum_{c=1}^C Y_{LP}$, onde C = 1, 2, 3, 4, 5 (Experimento 1); 1, 2, 3, 4, (Experimento 2); 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 (Experimento 3); 1, 2, 3, 4 (Experimento 4) e Y_{LP} fitomassa fresca acumulada de pimentão da planta na posição P (P = 1, 2, 3,..., 70) da linha L (L = 1, 2, 3,..., 10).

A partir da produção individual acumulada das plantas (unidade básica – UB) até a colheita C, simularam-se parcelas de 15 tamanhos diferenciados, sempre buscando a formação de parcelas retangulares com maior comprimento na linha de cultivo, conforme apresentado na tabela 2. Nesse caso, desprezaram-se as linhas externas e mantiveram-se na análise as oito linhas centrais dos experimentos.

TABELA 2 – Tamanhos de parcelas simulados e número de repetições possíveis por tamanho. Santa Maria, 2008.

Plantas na linha (comprimento)	Linhas de cultivo (largura)		
	1	2	4
1	X = 1, N = 560	---	---
2	X = 2, N = 280	X = 4, N = 140	---
5	X = 5, N = 112	X = 10, N = 56	X = 20, N = 28
7	X = 7, N = 80	X = 14, N = 40	X = 28, N = 20
10	X = 10, N = 56	X = 20, N = 28	X = 40, N = 14
14	X = 14, N = 40	X = 28, N = 20	X = 56, N = 10

Para cada tamanho de parcela simulado, fizeram-se as seguintes determinações, considerando a fitomassa fresca dos frutos acumulada nas colheitas.

X: tamanho da parcela simulada em número de plantas.

N: número de parcela simulado por linhas de cultivo.

\bar{Y}_x : Média aritmética da fitomassa fresca de frutos de pimentão entre as parcelas de tamanho X, obtida por $\bar{Y}_x = \frac{\sum Y_x}{N}$.

$V(x)$: variância entre as produções das parcelas simuladas, dado por $V(x) = \frac{\sum Y_{xi}^2 - \frac{(\sum Y_x)^2}{N}}{N-1}$, onde Y_{xi} é o valor observado na parcela i de tamanho X, para cada linha de cultivo.

$VU(x)$: variância reduzida para uma unidade básica dada por $VU(x) = \frac{V(x)}{X^2}$.

$CV(x)$: coeficiente de variação entre as parcelas de tamanho X unidades básicas $CV(x) = \frac{\sqrt{V(x)}}{\bar{Y}_x} * 100$.

GL: graus de liberdade, dado por $N - 1$.

O índice de heterogeneidade da produção (b) foi obtido através da forma linearizada da equação $VU(x) = \frac{V_1}{X^b}$, dada por $\log VU(x) = \log V_1 - b * \log X$, onde V_1 é a estimativa da variância entre as parcelas de uma unidade básica e ponderada pelos os graus de liberdade associados aos respectivos tamanhos de parcela (FEDERER, 1977; STEEL et al., 1997), que variaram de nove a 559.

Analogamente à equação acima, estimou-se os coeficiente da equação $CV(x) = \frac{A}{X^B}$ (LESSMAN & ATKINS, 1963), também logaritmizada e ponderados pelos graus de liberdade, onde A estima o coeficiente de variação entre as parcelas de uma unidade básica e B equivalente a $b/2$.

Os coeficientes V_1 , b, A, B foram obtidos independentemente para cada colheita acumulada nos quatro experimentos, perfazendo 21 conjuntos destes parâmetros.

O tamanho de parcela para fitomassa fresca de pimentão foi estimado pelo método da Máxima Curvatura Modificado (MMCM), proposto por Méier e Lessman

(1971), conforme a equação $X_0 = \left[\frac{A^2 B^2 (2B + 1)}{B + 2} \right]^{\frac{1}{2B+2}}$, onde X_0 indica o tamanho

ótimo de parcela estimado pelo método, A e B já foram caracterizados

anteriormente. Assim, obtiveram-se um tamanho ótimo de parcela para a fitomassa fresca dos frutos acumulada de pimentão nas C colheitas realizadas em cada um dos experimentos, totalizando 21 determinações.

A partir dos tamanhos de parcela, estimou-se a diferença verdadeira entre duas médias de tratamentos em porcentagem da média ($d\%$) para que ocorra

diferença significativa entre eles, dada por: $d\% = \sqrt{\frac{2(t_1 + t_2)^2 A^2}{rX_0^b}}$ (HATHEWAY,

1961), onde t_1 é o valor tabelado de t para teste bilateral com 5% de probabilidade de erro e t_2 é o valor tabelado de t correspondente a $2(1-P)$ de probabilidade de se encontrar resultados significativos ($P = 0,80$). Como os valores de t são obtidos em função dos graus de liberdade do erro, simularam-se duas situações: onde o número de tratamentos planejados (I) foi limitado pelo tamanho da linha de cultivo, dado pelo valor inteiro arredondado para baixo da relação $I = 70/X_0$ ou desconsiderando essa limitação, simulando quatro, oito e 12 tratamentos por linha, em um delineamento blocos ao acaso com três, quatro, seis e oito repetições (r), nesses casos, os graus de liberdade foram obtidos por $(I - 1) \cdot (r - 1)$.

Em seguida, estimou-se o coeficiente de correlação de Pearson entre o número da colheita realizada (Colh), a porcentagem da fitomassa fresca dos frutos das colheitas acumuladas (Perc), a média de produção ($M_{(x)}$), o desvio padrão (DP), o coeficiente de variação observado ($CV_{(x)}$), os coeficientes V_1 , b, A e o tamanho ótimo de parcela (X_0).

Analisou-se a variabilidade da área experimental considerando cada linha de cultivo de forma independente e individual a partir das mesmas determinações anteriores. Para isso, simularam-se parcelas de 1×1 ($n = 70$), 2×1 ($n = 35$), 5×1 ($n = 14$), 7×1 ($n = 10$), 10×1 ($n = 7$), 14×1 ($n = 5$) unidades básicas (plantas).

Estimaram-se os coeficientes das equações $CV_{(x)} = \frac{A}{X^B}$ e $VU_{(x)} = \frac{V_1}{X^b}$, também ponderadas pelos graus de liberdade, os quais variaram de quatro a 69 para cada uma das linhas de cultivo.

Como foi procedida a análise considerando a produção acumulada das plantas em cada colheita nos quatro experimentos, gerou-se 194 conjuntos de V_1 , b, A e B (dez linhas de plantio x cinco colheitas – Experimento 1; dez linhas de plantio x quatro colheitas – Experimento 2; dez linhas de plantio x 8 colheitas – Experimento 3; dez linhas de plantio x quatro colheitas – Experimento 4). Em seguida, cada

conjunto foi utilizado para estimar o tamanho ótimo de parcela (X_0) pelo Método da Máxima Curvatura Modificado (MÉIER & LESSMAN, 1971) nas linhas de plantio.

Estimou-se a diferença mínima entre duas médias de tratamentos em porcentagem da média (HATHEWAY, 1961) considerando a limitação da área experimental em 70 plantas, onde o número de tratamentos planejados (I) foi dado pelo valor inteiro arredondado para baixo da relação $I = 70/X_0$ e simulando quatro, oito e 12 tratamentos por linha, em um delineamento blocos ao acaso com três, quatro, seis e oito repetições (r).

Relacionou-se ainda a porcentagem da fitomassa fresca acumulada nas C colheitas ao coeficiente de variação, dado por um modelo potência

$$CV_{LC} = \frac{A'}{\%acumulada^{B'}}, \text{ onde } CV_{LC} \text{ é o coeficiente de variação observado na linha } L$$

($L = 2, 3, \dots, 9$) da colheita C (Experimento 1: $C = 1, 2, 3, 4, 5$; Experimento 2: $1, 2, 3, 4$; Experimento 3: $1, 2, 3, \dots, 8$; Experimento 4: $1, 2, 3, 4$). Com base nesses coeficientes estimou-se o ponto da máxima curvatura da porcentagem de frutos acumulados em relação ao coeficiente de variação obtido nas linhas utilizando a equação de Méier & Lessman (1971). Para tal, foram utilizados os 168 pares de observação, visto que se desconsideraram as linhas laterais dos Experimentos 1, 2 e 4.

Foi realizada a estimativa do coeficiente de correlação de Pearson entre o número da colheita realizada (Colh), o número de plantas colhidas por linha das colheitas acumuladas (N), a porcentagem da fitomassa fresca dos frutos das colheitas acumuladas (Perc), a média de produção ($M_{(x)}$), o desvio padrão (DP), coeficiente de variação observado ($CV_{(x)}$), os coeficientes V_1 , b , A e o tamanho ótimo de parcela (X_0). A matriz de informações formada foi composta de 168 linhas x 10 colunas.

Então, procedeu-se a diagnose para a presença de multicolinearidade entre a matriz de correlação observando o número de condição (NC), obtido da relação entre o maior e o menor autovalor dessa matriz. Mantiveram-se na análise as determinações cuja matriz de correlação se apresentou número de condição inferior a 100 ($NC < 100$), o qual indica a existência de multicolinearidade fraca, o que não implica em problemas nas análises que envolvam sistemas de equações. Em seguida, estimaram-se os efeitos diretos e indiretos das variáveis mantidas sobre o

tamanho de ótimo de parcela estimado (X_0) utilizando a análise de trilha (VENCOVSKY & BARRIGA, 1992; CRUZ, 2006).

No intuito de evidenciar a real relação entre os parâmetros que determinam a estimativa do tamanho ótimo da parcela (X_0), relacionaram-se duas a duas as características com maior importância sobre essa, identificadas na análise dos coeficientes de correlação e de trilha, através de um modelo de superfície de resposta de segunda ordem (Dean & Voss, 1999; Montgomery, 2005). Esse modelo é dado por $X_0 = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_{11} X_1^2 + \beta_2 X_2 + \beta_{22} X_2^2 + \beta_{12} X_1 X_2$, onde X_1 e X_2 são duas características explicativas do tamanho da parcela.

O modelo de superfície de resposta foi reescrito em notação matricial $\hat{y} = \hat{\beta}_0 + x'b + x'Bx$, onde o vetor $x' = [X_1 \ X_2]$ indica os valores do par que se deseja

estimar a resposta, $b = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \end{bmatrix}$ é formado pelos coeficientes lineares da equação e a

matriz $B = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_{11} & \hat{\beta}_{12}/2 \\ \hat{\beta}_{12}/2 & \hat{\beta}_{22} \end{bmatrix}$ é composta pelos coeficientes quadráticos e a interação

do modelo. O ponto crítico foi obtido por $X_c = -\frac{1}{2}B^{-1}b$ e a natureza do ponto, se de máximo ou mínimo, foi observado pelo sinal dos autovalores (ou raízes características $-\lambda$) associados à matriz B , obtida ao se igualar o determinante de $(B-\lambda I)$ a zero, onde I é a matriz identidade. Enquanto o tamanho de parcela estimado no ponto crítico foi dado por $\hat{y}_{x_c} = \hat{\beta}_0 + \frac{1}{2}X'_{x_c}b$.

Para o cálculo das variâncias dos diferentes tamanhos de parcela utilizou-se uma programação no software MS-Excel, enquanto para a estimativa dos índices de heterogeneidade do solo ponderado pelos graus de liberdade, da equação do modelo de superfície de resposta, dos autovalores das matrizes e o ponto crítico, utilizaram-se o software SOC/NTIA Embrapa. A matriz de correlação e os coeficientes de trilha foram estimados utilizando o software GENES (versão 9.1). Já para confecção do gráfico de superfície de resposta foi utilizado o software STATISTICA 8.0.

Para as análises estatísticas realizadas adotou-se o nível mínimo de significância de 5% de probabilidade de erro.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Estufa plástica completa

A tabela 3 contém o coeficiente de variação da fitomassa fresca de pimentão dos 15 diferentes tamanhos de parcelas simulados pela soma de plantas contíguas em cada colheita acumulada. Verificou-se que, independente do tamanho, da forma e da estação sazonal, ocorreu decréscimo do coeficiente de variação com o acúmulo da produção nas colheitas, indicando ganho em precisão experimental. Isso pode ser observado, por exemplo, nas parcelas de cinco plantas por linha no Experimento 1, cujo coeficiente de variação passa de 52,6%, 31,2%, 21,1%, 20,8% e 18,1% ao acumular 1, 2, 3, 4 e 5 colheitas, respectivamente. Já considerando a produção total desse Experimento, o coeficiente de variação observado em parcelas de cinco plantas na linha passou de 18,1% a 11,6% e 7,6% quando se aumentou a largura da parcelas de uma para duas e quatro linhas, respectivamente, enquanto no caso de sete plantas por linha de plantio, observou-se CV de 16,2% para 10,3% e 6,6%, nas mesmas condições.

Da mesma forma, ocorreu uma redução do coeficiente de variação da fitomassa fresca total produzida com o aumento do número de parcelas na linha de cultivo. Por exemplo, no Experimento 1, para a produção total acumulada nas cinco colheitas, ocorreu redução do CV de 38,0% para 27,8%, 18,1%, 16,2%, 13,0% e 12,0% quando se aumentou de uma para duas, cinco, sete, dez e 14 plantas por parcela, respectivamente (Tabela 3). Os dados indicam que a escolha por parcelas de 14 plantas implicará em maior precisão experimental em relação às de tamanho inferior. No entanto, essa escolha limitará a aplicação de até cinco tratamentos por linha de cultivo. Sendo assim, sugere-se para o planejamento de experimentos com pimentão parcelas de dez plantas em uma linha de cultivo (sete tratamentos) e prever no mínimo quatro colheitas. Com essas escolhas espera-se que o coeficiente de variação situe-se entre 13,8 e 28,7%, com possibilidade de diminuir com a realização de mais colheitas nas linhas, conforme a época de plantio.

A partir dos mesmos 15 tamanhos simulados nas diferentes colheitas, estimou-se o tamanho ótimo da parcela para fitomassa fresca de pimentão e a diferença verdadeira entre duas médias de tratamento para se identificar diferença significativa ($d\%$), os quais estão apresentados nas tabelas 4 e 5.

TABELA 3 – Valores de coeficiente de variação em função do tamanho e da forma dado pelo número de plantas na linha de cultivo (X_1 - comprimento) pelo número de linhas (X_2 – largura). Santa Maria, 2008.

Colheitas acumuladas	1 x 1	2 x 1	2 x 2	5 x 1	5 x 2	5 x 4	7 x 1	7 x 2	7 x 4	10 x 1	10 x 2	10 x 4	14 x 1	14 x 2	14 x 4
----- Experimento 1 – Estação sazonal verão/outono (2001) -----															
1	88,0	65,2	47,8	52,6	40,7	31,8	48,5	37,0	31,4	44,7	35,7	30,2	40,7	30,8	27,6
2	55,9	41,6	31,0	31,2	24,0	20,1	29,0	23,2	19,8	25,7	22,0	19,6	23,3	19,1	18,3
3	42,4	31,5	22,1	21,1	14,3	10,5	19,2	13,3	10,0	15,1	11,9	9,8	13,2	10,2	8,6
4	41,0	30,7	20,8	20,6	14,4	11,4	18,7	12,4	10,8	16,1	11,6	10,6	14,3	9,8	9,0
5	38,0	27,8	19,2	18,1	11,6	7,6	16,2	10,3	6,6	13,0	8,8	6,1	12,0	7,7	4,2
----- Experimento 2 – Estação sazonal primavera/verão (2001) -----															
1	87,9	71,8	53,8	57,2	43,3	39,1	54,0	42,7	38,8	52,0	39,9	37,8	48,9	38,9	37,7
2	57,6	41,3	28,9	27,4	17,1	14,2	23,7	16,2	13,7	21,3	13,3	11,6	18,9	13,3	12,5
3	46,1	32,5	23,9	20,8	13,8	10,6	17,1	13,6	10,0	15,0	10,8	7,2	12,8	10,7	8,0
4	44,0	30,8	22,2	19,5	12,7	8,7	16,2	12,1	7,9	13,8	9,6	5,0	11,6	8,7	5,4
----- Experimento 3 – Estação sazonal verão/outono (2002) -----															
1	150,9	121,0	76,9	91,6	59,0	41,3	86,5	53,5	39,1	78,4	47,8	35,8	77,1	46,2	33,5
2	107,3	83,8	58,6	63,4	43,5	30,5	58,7	39,9	28,7	54,0	36,5	26,2	52,8	37,1	26,3
3	81,8	63,5	44,9	48,5	35,9	27,3	44,3	32,5	26,6	41,1	31,2	25,9	38,6	29,1	23,9
4	60,2	45,6	32,0	35,2	25,3	16,6	31,7	22,3	14,6	28,7	20,7	14,1	27,5	19,3	10,9
5	53,9	39,9	27,5	31,4	21,1	14,1	28,0	18,0	11,8	25,9	16,7	12,2	23,9	15,4	8,7
6	49,0	36,7	26,5	27,3	20,0	13,7	23,9	16,8	12,1	20,9	14,8	11,7	19,3	13,9	9,8
7	46,9	35,0	25,4	25,1	19,1	13,1	21,3	16,0	11,3	19,1	13,7	10,6	16,9	12,2	7,9
8	45,5	33,0	23,9	23,5	18,0	12,7	18,8	13,9	10,0	17,4	12,3	9,9	14,9	10,6	7,5
----- Experimento 4 – Estação sazonal primavera/verão (2003) -----															
1	96,3	73,6	51,9	54,2	38,8	27,8	50,2	34,1	24,8	42,4	29,0	21,1	40,9	27,6	20,8
2	54,1	41,3	28,5	31,3	22,6	17,1	26,8	18,4	12,7	23,3	17,0	11,7	21,0	14,3	9,2
3	44,6	35,0	25,8	26,7	20,8	15,2	23,7	17,5	11,0	21,4	17,1	11,3	19,3	14,9	7,8
4	43,7	34,4	25,1	26,5	20,6	15,1	23,6	17,5	11,1	21,3	16,8	11,2	19,5	15,0	8,1

TABELA 4 – Média geral por planta (Média), percentagem acumulada (Perc) e coeficiente de variação (CV) da fitomassa fresca de frutos de pimentão, estimativa dos parâmetros das equações $VU_{(x)}=V_1/X^b$ e $CV_{(x)}=A/X^B$, coeficiente de determinação (r^2), tamanho ótimo de parcela (X_o), diferença mínima entre tratamentos para que ocorra significância em 3, 4, 6 e 8 repetições planejadas. Santa Maria, 2008.

Colheitas acumuladas	Média (g)	Perc	CV	V_1	b	A	B	r^2	X_o	I^1	Repetições			
											3	4	6	8
----- Experimento 1 – Estação sazonal verão/outono (2001) -----														
1	213,3	20,88	87,96	0,0252	0,5032	74,48	0,2517	0,94	9	7	120,10	100,20	79,50	68,02
2	476,5	46,65	55,94	0,0375	0,4134	40,67	0,2068	0,90	5	14	77,01	65,61	52,89	45,56
3	709,2	69,44	42,38	0,0574	0,6968	33,76	0,3484	0,95	6	11	48,48	41,09	32,99	28,37
4	860,3	84,23	40,96	0,0739	0,6349	31,59	0,3173	0,92	5	14	50,06	42,65	34,38	29,62
5	1021,4	100,00	37,97	0,2507	1,1793	49,00	0,5895	0,96	8	8	39,65	33,28	26,51	22,73
----- Experimento 2 – Estação sazonal primavera/verão (2001) -----														
1	437,6	34,64	87,93	0,0912	0,3254	68,99	0,1627	0,80	6	11	138,18	117,12	94,04	80,86
2	756,7	59,91	57,64	0,0921	0,6363	40,10	0,3181	0,85	6	11	60,78	51,52	41,37	35,57
3	1123,8	88,97	46,14	0,1859	0,8205	38,39	0,4104	0,92	6	11	49,34	41,82	33,58	28,87
4	1263,1	100,00	43,95	0,3995	1,1348	50,08	0,5678	0,94	8	8	42,44	35,62	28,38	24,33
----- Experimento 3 – Estação sazonal verão/outono (2002) -----														
1	68,5	9,75	150,91	0,0134	0,8224	169,08	0,4113	0,88	18	3	186,58	141,12	104,47	86,99
2	126,7	18,04	107,28	0,0198	0,7410	111,01	0,3705	0,85	13	5	127,57	104,18	81,35	69,17
3	207,6	29,56	81,76	0,0223	0,5598	71,99	0,2799	0,92	9	7	109,09	91,02	72,21	61,79
4	366,1	52,13	60,16	0,0840	0,9532	79,13	0,4764	0,91	11	6	72,38	59,89	47,22	40,30
5	448,1	63,81	53,85	0,1039	1,0107	71,93	0,5053	0,91	10	7	62,97	52,54	41,68	35,66
6	557,5	79,39	49,03	0,0803	0,8146	50,82	0,4073	0,97	8	8	60,09	50,42	40,18	34,44
7	608,7	86,68	46,86	0,1085	0,9255	54,11	0,4627	0,97	8	8	57,02	47,85	38,12	32,68
8	702,2	100,00	45,49	0,1125	0,9032	47,76	0,4516	0,98	8	8	51,49	43,21	34,43	29,51
----- Experimento 4 – Estação sazonal primavera/verão (2003) -----														
1	269,3	23,89	96,31	0,0739	0,8081	100,92	0,4041	0,95	13	5	106,41	86,90	67,86	57,69
2	702,1	62,28	54,10	0,2377	0,9791	69,43	0,4895	0,97	10	7	63,04	52,60	41,73	35,70
3	1059,8	94,01	44,57	0,4944	1,0039	66,36	0,5020	0,90	10	7	58,55	48,85	38,75	33,16
4	1127,2	100,00	43,66	0,5088	0,9715	63,25	0,4856	0,91	9	7	60,98	50,87	40,36	34,54

¹ $I = 70/X_o$.

TABELA 5 – Diferença mínima entre duas médias de tratamentos para que ocorra significância, considerando 4, 8 e 12 tratamentos simulados para 3, 4, 6 ou 8 repetições planejadas na estufa completa.

Colheitas acumuladas	Xo	4 tratamentos				8 tratamentos				12 tratamentos			
		-----Número de repetições -----				-----Número de repetições -----				-----Número de repetições -----			
		3	4	6	8	3	4	6	8	3	4	6	8
----- Experimento 1 – Estação sazonal verão/outono (2001) -----													
1	9	135,55	108,12	83,03	70,12	118,17	99,17	79,02	67,73	114,19	96,99	77,99	67,11
2	5	92,24	73,57	56,50	47,72	80,41	67,48	53,77	46,09	77,70	66,00	53,07	45,67
3	6	57,21	45,63	35,04	29,60	49,88	41,86	33,35	28,59	48,20	40,94	32,92	28,33
4	5	59,96	47,83	36,73	31,02	52,28	43,87	34,96	29,96	50,51	42,90	34,50	29,69
5	8	45,48	36,28	27,86	23,53	39,65	33,28	26,51	22,73	38,32	32,54	26,17	22,52
----- Experimento 2 – Estação sazonal primavera/verão (2001) -----													
1	6	163,06	130,06	99,88	84,35	142,16	119,29	95,05	81,48	137,36	116,67	93,82	80,73
2	6	71,73	57,21	43,94	37,11	62,53	52,48	41,81	35,84	60,42	51,32	41,27	35,51
3	6	58,23	46,44	35,66	30,12	50,76	42,60	33,94	29,09	49,05	41,66	33,50	28,83
4	8	48,69	38,83	29,82	25,19	42,44	35,62	28,38	24,33	41,01	34,84	28,01	24,10
----- Experimento 3 – Estação sazonal verão/outono (2002) -----													
1	18	162,95	129,97	99,81	84,29	142,06	119,21	94,99	81,42	137,27	116,59	93,76	80,67
2	13	135,77	108,30	83,16	70,24	118,36	99,33	79,15	67,84	114,37	97,15	78,12	67,22
3	9	123,13	98,21	75,42	63,69	107,34	90,08	71,77	61,52	103,72	88,10	70,85	60,96
4	11	79,83	63,68	48,90	41,30	69,60	58,40	46,54	39,89	67,25	57,12	45,93	39,52
5	10	71,07	56,69	43,53	36,77	61,96	51,99	41,43	35,51	59,87	50,85	40,89	35,19
6	8	68,92	54,98	42,22	35,65	60,09	50,42	40,18	34,44	58,06	49,31	39,66	34,12
7	8	65,40	52,17	40,06	33,83	57,02	47,85	38,12	32,68	55,09	46,79	37,63	32,38
8	8	59,06	47,11	36,18	30,55	51,49	43,21	34,43	29,51	49,76	42,26	33,98	29,24
----- Experimento 4 – Estação sazonal primavera/verão (2003) -----													
1	13	113,25	90,33	69,37	58,59	98,73	82,85	66,02	56,59	95,40	81,03	65,16	56,07
2	10	71,15	56,75	43,58	36,81	62,03	52,05	41,48	35,55	59,94	50,91	40,94	35,23
3	10	66,08	52,71	40,48	34,19	57,61	48,35	38,52	33,02	55,67	47,28	38,02	32,72
4	9	68,82	54,89	42,15	35,60	60,00	50,35	40,12	34,39	57,97	49,24	39,60	34,07

Na tabela 4 observa-se a inferioridade produtiva do Experimento 3 em relação aos demais. Nesse Experimento, apesar da realização de oito colheitas, foi produzido em média 702,2 gramas de fitomassa fresca de pimentão por planta ao fim do experimento. Já os Experimentos 1, 2, e 4 produziram mais de um quilo de pimentões por planta, chegando a 1249,4 kg planta⁻¹ na estação primavera/verão de 2001. A produção inferior do Experimento 3 justificou-se pelas condições climáticas desfavoráveis às plantas naquele cultivo, pois a variedade utilizada, o manejo e tratamentos culturais foram similares em todos os experimentos.

Também se observou que nos Experimentos 1, 2 e 4, nos quais foram realizadas quatro ou cinco colheitas, até a terceira colheita foram colhidas entre 69,44% e 94,01% da produção total de cultivo. Enquanto no Experimento 3, onde se realizaram oito colheitas, portanto diluindo-se produção total em mais colheitas, observou-se modificação nessa proporção, sendo necessárias seis colheitas acumuladas para que fosse colhida aproximadamente 80% da produção total.

Observou-se que a estimativa dos coeficientes V_1 , b , A e B ajustaram-se adequadamente aos dados, com o coeficiente de determinação (r^2) mínimo de 0,80, mas na maioria dos casos superior a 0,90.

Ao contrário dos resultados discutidos por Feijó et al. (2008), que não observaram um comportamento previsível dos valores de b com a evolução das colheitas, verificou-se que os menores valores ocorreram nas duas primeiras colheitas (com exceção do Experimento 3, pois ocorreram na terceira colheita) e os valores máximos na 5ª, 4ª, 5ª e 3ª colheita acumulada nos Experimentos 1, 2, 3 e 4, respectivamente, o que sugere uma tendência crescente no valor de b quando se realizam mais colheitas. Essa afirmativa pode ser comprovada através da correlação positiva entre coeficiente de heterogeneidade e o número de colheitas acumuladas ($r_{b.colh} = 0,511$), indicando que a correlação entre a produção das parcelas vizinhas diminui à medida que o período experimental se prolonga no campo (Tabela 6). Isso se deve aos danos por injúrias causadas nas plantas por tratamentos culturais e colheita, falhas na irrigação, pequenas diferenças na fertilidade e compactação do solo impedindo crescimento radicular (Lopes et al., 1998), além da competição entre plantas vizinhas por recursos como luz, água e nutrientes, tornando mais evidente com a permanência das plantas no campo. Lopes et al. (1998) também observaram valores crescentes dos valores de b com as sucessivas colheitas, ajustando-se a um modelo polinomial de segundo grau.

Já o coeficiente de variação (CV) e sua estimativa para parcelas de uma unidade planta (A) apresentaram um comportamento decrescente com a evolução das colheitas (Tabela 4), gerando uma correlação de $r_{CV.Colh} = -0,433$ e $r_{A.Colh} = -0,613$, respectivamente (Tabela 6). Na última colheita dos Experimentos 1 e 2 observou-se um ligeiro aumento dessas determinações, pois foram retirados todos os frutos remanescentes nas plantas, estando ou não no ponto de colheita, prática essa não aplicada nos demais experimentos. O fato dos valores de A decrescerem com o acúmulo da produção nas colheitas é esperado, pois quanto mais plantas na linha de cultivo possuírem frutos aptos a serem colhidos, menor será o número de plantas nas parcelas e nas linhas com produção nula, o que implica, por conseqüência, no aumento da média da produção na linha ou parcela. Ainda assim, os valores de CV poderiam ser classificados como médios ou altos, mesmo para produção total, com valores entre 38,0% e 45,5%, conforme a estação de cultivo (Tabela 4).

TABELA 6 – Coeficientes de correlação estimados para estufa completa entre as características determinantes do tamanho de parcela, considerando a estufa plástica completa. Santa Maria, 2008.

	Perc	$M_{(x)}$	Desvio	CV	V_1	b	A	X_o
Colheita	0,719	0,363	0,155	-0,613	0,176	0,511	-0,433	-0,258
Perc		0,902	0,754	-0,878	0,673	0,590	-0,690	-0,513
$M_{(x)}$			0,935	-0,782	0,794	0,495	-0,650	-0,524
Desvio				-0,666	0,777	0,330	-0,601	-0,535
CV					-0,486	-0,353	0,903	0,747
V_1						0,606	-0,221	-0,079
B							0,036	0,305
A								0,948

Perc: fitomassa fresca relativa à produção total; $M_{(x)}$: média da fitomassa fresca, Desvio: desvio padrão, CV: coeficiente de variação, V_1 : variância estimada para parcelas de uma unidade básica, b: índice de heterogeneidade do solo, A: coeficiente de variação estimado para parcelas de uma unidade básica, X_o : tamanho ótimo da parcela estimado para produção acumulada nas colheitas.

Já o tamanho ótimo da parcela estimado (X_o) se apresentou mais elevado nas primeiras colheitas, com tendência decrescente com o acúmulo das colheitas, variando de seis a dez a partir da terceira colheita. Esse comportamento segue a tendência decrescente do CV e A e não a do índice de heterogeneidade do solo (b).

Nesse sentido, observou-se que o tamanho da parcela (X_o) está altamente relacionado com A ($r_{X_o.A} = 0,95$), sugerindo que essa estatística é uma de suas principais determinantes. Esse comportamento observado é contrário ao esperado, pois Storck et al. (1982) e Rosseti & Pimentel Gomes (1983) citam que o índice de heterogeneidade do solo (b) é a principal variável explicativa do tamanho da parcela, no entanto, a correlação foi positiva e baixa com X_o ($r_{X_o.b} = 0,305$). Além disso, o valor de X_o apresentou um comportamento decrescente com o aumento do número de colheitas realizadas ($r_{X_o.Colh} = -0,258$), da percentagem da fitomassa fresca colhida ($r_{X_o.Perc} = -0,513$) e da média da produção acumulada das plantas ($r_{X_o.Média} = -0,524$). Assim, esses resultados indicam que a permanência do experimento por mais tempo no campo ou com maior número de colheitas permite o uso de tamanhos de parcelas menores.

Essa afirmativa pode ser confirmada ao se observar os valores de d% (Tabelas 4 e 5) que, em geral, são decrescentes com o acúmulo da produção das colheitas. Ou seja, em experimentos mais duradouros, onde são realizadas mais colheitas e se acumula maior volume de produção, existe maior probabilidade de serem encontradas diferenças significativas entre dos tratamentos nas últimas colheitas. Por exemplo, no Experimento 1, se for planejado um experimento com oito tratamentos e quatro repetições, será necessária uma diferença superior a 67,48% da média geral para que seja considerada significativa. Caso sejam realizadas cinco colheitas, será suficiente a diferença de 33,28% para que isso aconteça (Tabela 5). Esse comportamento se repete com o aumento do número de repetições por tratamento, como pode ser visto, seguindo o exemplo anterior, que se passar de 4 para oito repetições, d% passa para 22,73%. Nesses casos ocorre um aumento gradativo nos graus de liberdade associados ao erro e a obtenção de uma estimativa fidedigna da variação residual.

De forma geral, com base nos resultados discutidos, recomenda-se o uso de parcelas de seis a dez plantas, o que permite um mínimo de sete tratamentos, no mínimo quatro repetições e que se realize ao menos três colheitas durante o experimento.

4.2 Linhas de cultivo individuais

A produção média por planta das linhas incluindo as plantas com produção nula nas colheitas está apresentada na tabela 7. Nesta tabela pode-se verificar a variabilidade da produção entre as linhas de cultivo, como na última colheita do Experimento 1, que gerou produção de 820,1g.planta⁻¹ (Linha 5) a 1.348,6 g.planta⁻¹ (Linha 1) ou no Experimento 2, que variou de 1089,5 g.planta⁻¹ a 1.377,7 g.planta⁻¹ (Linhas 1 e 9, respectivamente).

A variação ambiental da produção ficou evidente ao se observar a percentagem acumulada da produção (Tabela 8), o número de plantas colhidas ao menos uma vez nas colheitas acumuladas (Apêndice 1), o número de plantas não colhidas (Apêndice 2) e do valor do desvio padrão crescente nas linhas de cultivo em cada colheita acumulada (Apêndice 3).

Quanto ao coeficiente de variação (CV) nas linhas de cultivo, observaram-se valores elevados (Tabela 9), inclusive com valores superiores a 100%, o que ocorreu com maior frequência nas primeiras colheitas (Linha 1 do Experimento 1; Linhas 3 e 10 do Experimento 2; em sete das oito linhas do Experimento 3; em metade das linhas do Experimento 4). Entretanto, essa estatística decresceu bruscamente quando se acumulou a primeira colheita com a segunda, como na Linha 1 do Experimento 1, passando de 113,6% para 61,2%, porém em taxas menos intensas com o acúmulo das colheitas subseqüentes. Isso se deve ao aumento da média da linha de cultivo ocorrer em uma taxa superior ao aumento do valor do desvio padrão observado nas colheitas (Apêndice 3). O aumento da média nas linhas é esperado, visto que gradativamente ocorre o preenchimento das lacunas formadas pelas plantas não colhidas (Apêndices 1 e 2) e pelo fato de algumas plantas serem colhidas duas ou mais vezes.

Com base nesses dados, deve-se evitar planejar experimentos que avaliem a fitomassa fresca de pimentão com menos de três colheitas acumuladas durante o período produtivo.

TABELA 7 – Valores médios da fitomassa fresca de frutos de pimentão (gramas) por linha para as colheitas acumuladas. Santa Maria, 2008.

Colheitas acumuladas	Linha 1	Linha 2	Linha 3	Linha 4	Linha 5	Linha 6	Linha 7	Linha 8	Linha 9	Linha 10	Média	Desvio padrão
----- Experimento 1 – Estação sazonal verão/outono (2001) -----												
1	128,9	197,3	151,1	187,6	160,7	280,9	266,8	301,2	160,6	155,8	199,08	61,37
2	397,7	450,0	286,7	458,9	388,4	534,1	556,8	592,7	544,0	599,5	480,88	102,07
3	743,1	708,3	691,3	686,0	552,1	718,2	762,6	814,5	740,8	909,1	732,60	92,00
4	1.037,0	852,0	833,9	884,0	645,3	947,6	861,5	973,2	884,9	1.099,5	901,88	124,58
5	1.348,6	1.166,4	1.040,5	1.075,0	820,1	1.031,7	986,7	1.075,7	975,3	1.220,4	1.074,03	145,35
----- Experimento 2 – Estação sazonal primavera/verão (2001) -----												
1	512,4	410,4	732,9	656,7	517,1	374,7	287,3	347,5	173,9	97,9	411,07	200,12
2	711,1	786,6	899,6	871,5	721,1	595,1	775,3	766,4	638,2	668,3	743,33	96,88
3	982,3	1.109,3	1.152,3	1.160,4	1.056,8	970,2	1.106,9	1.219,4	1.214,8	1.078,9	1.105,13	86,08
4	1.089,5	1.250,7	1.325,3	1.322,1	1.126,7	1.092,1	1.254,3	1.356,3	1.377,7	1.299,1	1.249,37	108,94
----- Experimento 3 – Estação sazonal verão/outono (2002) -----												
1	-	38,7	67,4	154,3	44,2	74,4	41,0	89,2	38,6	-	68,48	39,57
2	-	99,5	107,0	183,5	120,0	111,6	198,0	140,6	53,2	-	126,67	46,75
3	-	192,6	191,3	216,9	222,7	228,1	265,4	237,5	105,9	-	207,55	47,50
4	-	400,1	344,4	378,7	406,3	460,1	349,3	396,2	193,5	-	366,08	78,55
5	-	480,4	398,8	442,8	443,4	498,0	499,4	540,4	281,5	-	448,09	80,10
6	-	558,8	464,7	506,3	538,9	549,8	671,8	674,1	495,5	-	557,46	77,59
7	-	583,7	517,5	601,6	614,6	606,1	693,9	719,1	532,8	-	608,67	69,93
8	-	666,5	615,3	711,5	686,6	682,4	799,5	818,1	637,7	-	702,21	72,32
----- Experimento 4 – Estação sazonal primavera/verão (2003) -----												
1	247,6	351,2	207,3	182,2	263,7	280,2	329,4	288,5	252,0	287,6	268,98	50,95
2	550,4	746,7	704,0	727,6	790,6	726,1	675,0	723,5	523,1	625,6	679,27	86,87
3	902,8	1.039,1	1.097,3	976,1	1.223,7	1.124,9	1.224,7	918,6	873,7	787,9	1.016,89	149,77
4	968,9	1.101,1	1.157,4	1.019,1	1.284,5	1.224,3	1.288,9	995,7	947,0	908,8	1.089,57	142,20

TABELA 9 – Coeficientes de variação da fitomassa fresca de frutos de pimentão observado nas linhas de cultivo e nas colheitas acumuladas para parcelas de uma unidade básica. Santa Maria, 2008.

Colheitas acumuladas	Linha 1	Linha 2	Linha 3	Linha 4	Linha 5	Linha 6	Linha 7	Linha 8	Linha 9	Linha 10	Média
----- Experimento 1 – Estação sazonal verão/outono (2001) -----											
1	113,6	83,5	88,4	92,0	92,9	84,8	64,7	67,0	116,4	117,0	92,0
2	61,2	53,9	73,3	57,3	62,0	55,8	40,5	40,0	50,6	44,0	53,9
3	40,5	36,7	46,6	44,0	51,3	43,0	35,0	34,6	43,1	36,8	41,2
4	38,6	34,9	43,8	41,3	51,3	38,7	33,9	37,7	38,7	33,8	39,3
5	33,4	35,1	43,1	35,4	47,3	37,6	27,6	33,5	36,6	35,6	36,5
----- Experimento 2 – Estação sazonal primavera/verão (2001) -----											
1	67,3	79,1	61,7	69,5	60,4	75,3	97,0	98,9	138,7	209,8	95,8
2	56,5	48,4	48,6	55,9	52,5	63,9	55,3	61,0	70,2	54,6	56,7
3	45,7	45,6	47,1	46,3	46,5	47,8	47,6	42,8	43,9	42,6	45,6
4	42,9	42,2	43,9	43,6	45,2	46,1	44,1	40,9	42,5	39,5	43,1
----- Experimento 3 – Estação sazonal verão/outono (2002) -----											
1	-	220,3	142,8	91,9	186,2	139,0	188,0	115,5	177,8	-	157,7
2	-	128,0	120,8	80,3	113,5	116,4	68,8	96,0	160,4	-	110,5
3	-	87,8	84,6	80,0	77,9	70,7	60,6	82,9	101,5	-	80,8
4	-	47,6	66,1	54,6	49,6	44,2	62,1	58,6	97,2	-	60,0
5	-	39,9	63,9	55,2	44,8	49,2	49,3	42,7	80,4	-	53,2
6	-	42,9	66,8	54,9	44,5	45,8	41,7	38,7	51,2	-	48,3
7	-	41,5	61,9	50,6	42,6	44,2	40,3	39,6	49,9	-	46,3
8	-	40,8	59,2	48,5	42,3	39,9	38,8	38,8	51,6	-	45,0
----- Experimento 4 – Estação sazonal primavera/verão (2003) -----											
1	100,7	87,1	105,5	111,8	103,9	88,8	79,3	85,1	107,8	83,7	95,4
2	70,7	56,3	48,3	37,2	51,6	50,9	58,8	61,1	61,1	64,7	56,1
3	59,2	48,4	38,2	34,9	39,5	41,0	34,5	61,5	50,7	61,2	46,9
4	58,2	47,3	37,2	34,4	38,4	40,4	34,9	60,2	48,0	60,7	46,0

Apesar da redução do coeficiente de variação com acúmulo das colheitas, ao fim do experimento esses oscilaram entre 27,6% e 60,7%, com 1º, 2º e 3º quartis de 36,8%, 40,4% e 43,8%, respectivamente. Assim, até a última colheita acumulada (5ª, 4ª, 8ª, 4ª colheita), o valor do CV ainda apresentou-se elevado, visto que apenas na linha 7 do Experimento 1 obteve-se coeficiente de variação inferior a 30% e em 22 das 38 produções totais observadas nas linhas o CV manteve-se acima de 40%. Os valores elevados desse indicador mostraram que a estufa plástica com cultivo das plantas no solo caracteriza-se como um ambiente heterogêneo. Souza et al. (2002), Lúcio et al. (2004), Mello et al. (2004), Feijó et al. (2008) e Lúcio et al. (2008) também obtiveram fortes indicativos da heterogeneidade do ambiente interno da estufa, seja por elevados coeficientes de variação ou tamanhos de amostra estimados, seja pela freqüência que se observou heterocedasticidade das variâncias entre as linhas de cultivo.

A alta variabilidade da produção de fitomassa fresca de pimentão também pode ser observada através da elevada magnitude do índice de heterogeneidade do solo (b), freqüentemente superiores à unidade (Tabela 10), o que ocorreu em 88 das 192 estimativas dessa estatística (31, 25, 20 e 12 vezes, respectivamente nos Experimentos 1, 2, 3 e 4).

Apesar de ser pouco discutido, valores de b superiores à unidade são freqüentes na literatura, como em Lopes et al. (2005), que encontraram 12 dos 24 valores de b estimados superiores à unidade, chegando a valores superiores a dois, três, quatro e cinco ao testar diferentes espaçamentos e densidades na cultura do sorgo. O mesmo foi encontrado por Martin et al. (2005) ao avaliar quatro bases genéticas de milho (híbridos simples, triplos, duplo e com polinização aberta) em quatro repetições, onde em seis dos 16 casos avaliados foram superiores à unidade e um deles acima de dois. Oliveira et al. (2006), observaram $b > 1,0$ em seis dos 12 ensaios com batata conduzidos.

Algebricamente, pela forma com que é estimado o índice b , é possível obter valores de b acima da unidade e indica a existência de correlação negativa entre a produção das parcelas adjacentes, ou seja, competição entre as plantas na parcela (THOMAS, 1974; STORCK et al., 2006b).

Nos casos em que b for estimado utilizando uma estrutura de delineamento hierárquico, onde os tamanhos de parcela são obtidos por subdivisões da área experimental (metodologia de KOCH & RIGNEY, 1951), o valor superior a um pode

ser devido aos poucos graus de liberdade para algumas das fontes de variação (p.e. blocos) e muitos para outras (p.e. subparcelas) ou devido a presença de dependência entre os diferentes tamanhos de parcelas simulados. Segundo Hatheway & Williams (1958), essas situações podem gerar estimativas viesadas do índice de heterogeneidade.

Seguindo a tendência do coeficiente de variação (CV), sua estimativa para parcelas de uma unidade básica (A) também apresentou tendência decrescente com o acúmulo da produção nas colheitas (Tabela 11). Mesmo comportamento apresentado pelos tamanhos de parcela estimados nas linhas (Tabela 12), sugerindo que houve maior relação entre A e X_0 do que com o próprio b.

Observou-se que os maiores tamanhos estimados foram encontrados nas primeiras colheitas (até 20 plantas por parcela com base na Linha 5 do Experimento 3), mas com a evolução da colheita o tamanho estimado diminuiu, chegando a três plantas (Experimento 4 na Linha 5). Esse comportamento indica o planejamento parcelas com sete a dez plantas, desde que sejam realizadas ao menos três colheitas por cultivo.

Se for tomado por base a média do tamanho de parcela da terceira colheita dos Experimentos 1, 2 e 4 e a quarta colheita do Experimento 3, somado ao desvio padrão entre os tamanhos encontrados entre as linhas, é razoável recomendar a utilização de parcelas de dez plantas por parcela dispostas na linha de cultivo e que sejam planejadas no mínimo três colheitas durante o período experimental.

O fato de se finalizar o experimento antecipadamente, por exemplo, até a terceira colheita, pode ser vantajoso no ponto de vista econômico, visto que são minimizados os custos de manutenção do experimento no campo, a demanda de insumos como defensivos, adubação em cobertura, mão de obra e rotatividade da área experimental.

TABELA 10 – Estimativa do índice de heterogeneidade do solo (b) por linha de cultivo nas colheitas acumuladas. Santa Maria, 2008.

Colheitas acumuladas	Linha 1	Linha 2	Linha 3	Linha 4	Linha 5	Linha 6	Linha 7	Linha 8	Linha 9	Linha 10	Média
----- Experimento 1 – Estação sazonal verão/outono (2001) -----											
1	1,375	1,064	1,062	1,424	0,443	0,424	0,994	0,427	1,006	0,560	0,878
2	1,144	0,930	1,116	1,849	1,026	1,365	0,892	1,186	1,081	0,628	1,122
3	0,861	1,369	1,029	0,664	1,964	1,753	1,286	1,351	1,305	0,844	1,243
4	0,740	0,852	1,314	0,745	1,289	1,635	1,471	0,788	1,040	0,528	1,040
5	0,891	1,029	2,315	1,344	1,252	1,109	1,356	0,887	1,345	0,521	1,205
----- Experimento 2 – Estação sazonal primavera/verão (2001) -----											
1	0,505	0,321	0,937	1,568	0,689	1,312	0,638	0,217	1,385	1,707	0,928
2	0,727	0,761	1,065	1,945	0,471	1,233	1,025	1,465	0,901	1,142	1,074
3	1,286	0,532	1,422	1,174	0,912	1,104	1,221	1,125	1,055	1,049	1,088
4	1,114	0,652	1,512	1,534	1,184	1,433	1,404	0,922	1,503	0,896	1,215
----- Experimento 3 – Estação sazonal verão/outono (2002) -----											
1	-	0,517	1,207	0,419	1,297	0,854	0,778	0,375	0,718	-	0,771
2	-	0,257	1,284	0,274	0,996	0,820	0,579	0,898	0,879	-	0,748
3	-	0,375	0,992	0,291	0,542	1,364	0,581	0,497	0,922	-	0,696
4	-	0,733	0,700	0,824	1,052	0,755	0,638	0,660	0,851	-	0,776
5	-	1,321	0,487	0,949	1,349	0,925	0,975	0,562	0,411	-	0,872
6	-	1,076	0,490	0,903	1,170	0,743	0,979	0,871	1,765	-	1,000
7	-	0,994	0,580	1,091	1,279	0,649	0,842	1,020	1,896	-	1,044
8	-	1,440	0,661	1,166	1,227	0,625	1,032	1,030	1,771	-	1,119
----- Experimento 4 – Estação sazonal primavera/verão (2003) -----											
1	0,579	1,330	0,706	1,002	0,398	0,873	0,479	0,927	0,296	1,506	0,810
2	0,697	1,530	0,683	0,609	1,059	1,071	0,559	0,457	0,947	1,098	0,871
3	0,591	1,022	1,650	0,543	0,430	1,103	0,516	0,565	0,702	0,929	0,805
4	0,549	1,148	1,257	0,657	0,348	0,969	0,521	0,490	0,547	0,762	0,725

TABELA 11 – Estimativa do coeficiente de variação para parcelas de uma unidade básica (A) da fitomassa fresca de frutos de pimentão por linha de cultivo nas colheitas acumuladas. Santa Maria, 2008.

Colheitas acumuladas	Linha 1	Linha 2	Linha 3	Linha 4	Linha 5	Linha 6	Linha 7	Linha 8	Linha 9	Linha 10	Média
----- Experimento 1 – Estação sazonal verão/outono (2001) -----											
1	155,54	93,37	89,70	141,26	91,04	83,64	56,14	52,22	112,03	87,08	96,20
2	66,62	57,03	82,56	85,24	69,33	85,22	35,76	42,56	55,75	35,51	61,56
3	42,46	55,70	37,10	32,56	110,84	91,25	41,73	38,47	52,74	31,58	53,44
4	37,07	36,33	40,24	32,31	68,71	72,93	47,54	32,69	38,01	27,20	43,30
5	30,89	37,71	83,49	30,35	59,21	45,94	33,53	30,28	41,46	29,35	42,22
----- Experimento 2 – Estação sazonal primavera/verão (2001) -----											
1	55,77	60,95	62,21	122,01	65,56	85,85	74,90	85,92	154,18	320,19	108,75
2	45,92	31,79	44,62	110,27	45,88	64,56	52,23	80,02	70,18	59,86	60,53
3	51,13	33,22	57,88	59,33	50,45	45,41	47,50	36,76	42,43	45,85	47,00
4	40,66	31,84	49,79	72,84	58,09	49,71	48,63	34,69	47,78	37,54	47,16
----- Experimento 3 – Estação sazonal verão/outono (2002) -----											
1	-	178,20	149,96	86,53	225,46	146,84	162,76	88,49	149,29	-	148,44
2	-	111,37	141,83	66,26	100,19	127,41	59,67	89,72	142,70	-	104,89
3	-	77,46	80,88	69,06	68,26	108,32	56,49	70,43	90,04	-	77,62
4	-	42,61	52,83	52,66	53,72	43,85	62,30	51,26	95,46	-	56,84
5	-	38,21	48,22	59,06	56,62	53,51	59,64	39,60	65,13	-	52,50
6	-	43,27	54,52	58,81	55,77	46,38	45,24	37,68	86,81	-	53,56
7	-	40,40	52,58	47,61	61,79	43,98	40,24	43,65	89,90	-	52,52
8	-	49,14	50,49	46,11	58,22	37,88	38,52	46,73	77,24	-	50,54
----- Experimento 4 – Estação sazonal primavera/verão (2003) -----											
1	87,87	123,43	97,33	118,39	85,45	74,14	66,18	99,71	94,50	152,68	99,97
2	73,64	88,32	47,87	33,81	54,55	43,79	54,08	61,96	62,37	93,74	61,41
3	60,18	56,73	69,54	34,27	30,77	43,15	26,35	65,68	51,20	77,67	51,55
4	58,91	61,02	54,09	35,53	30,24	40,62	26,14	59,54	47,85	73,40	48,73

TABELA 12 – Estimativa do tamanho ótimo de parcela para fitomassa fresca de pimentão obtido por linha de cultivo para as colheitas acumuladas. Santa Maria, 2008.

Colheitas acumuladas	Linha 1	Linha 2	Linha 3	Linha 4	Linha 5	Linha 6	Linha 7	Linha 8	Linha 9	Linha 10	Média	Desvio padrão
----- Experimento 1 – Estação sazonal verão/outono (2001) -----												
1	15	12	12	14	10	9	9	6	14	10	11,1	2,8
2	10	9	11	10	10	11	6	7	9	5	8,8	2,1
3	7	8	7	5	11	10	7	7	8	6	7,6	1,8
4	6	6	7	5	10	9	8	6	7	4	6,8	1,8
5	6	7	8	6	9	8	6	6	7	4	6,7	1,4
----- Experimento 2 – Estação sazonal primavera/verão (2001) -----												
1	7	6	9	13	9	11	10	6	15	20	10,6	4,4
2	7	5	7	11	6	9	8	10	10	9	8,2	1,9
3	8	5	8	9	8	7	8	7	7	8	7,5	1,1
4	7	5	8	10	9	8	8	6	8	6	7,5	1,5
----- Experimento 3 – Estação sazonal verão/outono (2002) -----												
1	-	18	16	9	20	17	18	9	17	-	15,5	4,2
2	-	8	15	6	13	15	8	12	16	-	11,6	3,8
3	-	8	11	6	9	12	8	8	12	-	9,3	2,2
4	-	7	8	8	8	7	8	7	12	-	8,1	1,6
5	-	7	6	9	8	8	9	6	7	-	7,5	1,2
6	-	7	7	9	9	7	7	6	10	-	7,8	1,4
7	-	7	7	8	9	7	7	7	10	-	7,8	1,2
8	-	8	7	8	9	6	7	8	9	-	7,8	1,0
----- Experimento 4 – Estação sazonal primavera/verão (2003) -----												
1	11	14	12	14	9	10	8	13	8	15	11,4	2,6
2	10	11	7	5	8	7	7	7	9	12	8,3	2,2
3	8	9	9	5	4	7	4	8	8	11	7,3	2,3
4	8	9	8	6	3	7	4	7	6	10	6,8	2,1

Entretanto, pode-se inferir que essa atitude é prejudicial para experimentos com essa espécie, pois inicialmente poderá prejudicar os tratamentos (genótipos) que manifestem superioridade produtiva tardiamente, a seleção é normalmente baseada na produção precoce (colheitas iniciais) e no total das plantas. Em segundo lugar, essa prática poderá acarretar prejuízos quanto à precisão experimental, que deve ser compensada através do aumento do tamanho das parcelas ou do número de repetições. Entretanto, o aumento do tamanho do experimento pode não ser possível, pois a área experimental é geralmente confinada em estufas já existentes, cuja área é restrita e reduzida.

Assim, caso o pesquisador objetive a condução de experimentos mais criteriosos, onde é de interesse discriminar e indicar genótipos ou novas tecnologias recomenda-se a manutenção do experimento por mais tempo no campo e colher o maior número de plantas possível em cada linha nas colheitas. Essa recomendação contraria Lopes et al. (1998) e Feijó et al. (2005), que sugerem a interrupção do experimento quando for colhido em torno de 30% (três colheitas) e 48% (13 colheitas) da produção esperada para o cultivo para as culturas do tomate e abobrinha italiana, respectivamente. Entende-se que os frutos dessas culturas devam ser colhidos assim que atingirem o ponto de colheita pretendido, pois a manutenção desses frutos na planta pode induzir a uma perda de qualidade ou atingirem um tamanho inadequado para o comércio. Essa característica não se aplica aos frutos de pimentão que permitem um retardo na sua colheita sem comprometimento da qualidade, de forma que mais frutos estejam aptos para serem colhidos, concentrando as colheitas. Salienta-se que Feijó et. al. (2005) não observaram diferença na produção total de abobrinha italiana ao testarem diferentes intervalos de colheita, contrariando a expectativa que a retirada precoce dos frutos estimularia o crescimento dos demais frutos.

Já no caso de experimentos preliminares de escolha de genótipos, é possível o planejamento de duas a três colheitas apenas, o que corresponde em torno de 30% a 93% da produção total das plantas, pois poderá fornecer uma discriminação razoável entre os genótipos.

As tabelas 13 e 14 apresentam a diferença verdadeira entre duas médias de tratamentos para que ocorra significância ($d\%$), dado nas colheitas acumuladas e em função do tamanho da parcela (X_0) para os diferentes números de repetições e tratamentos. A construção dessas tabelas se baseou no maior tamanho de parcela

obtido por uma determinada linha de cultivo em cada colheita acumulada, desconsiderando os valores obtidos nas linhas 1 e 10. Assim, resgataram-se seus respectivos valores de A e B e o número de tratamentos possíveis de serem testados em uma linha de 70 plantas, obtido através do menor inteiro da relação $70/X_o$ (Tabela 13) e sem a limitação de plantas por linha (Tabela 14). Com esses parâmetros simularam-se experimentos conduzidos no Delineamento Blocos ao Acaso, com três, quatro, seis e oito blocos (repetições) nas linhas de cultivo. Essas tabelas contêm os parâmetros de planejamento de experimentos com a cultura do pimentão com diferentes números de colheitas, repetições e tratamentos pretendidos, com base na diferença verdadeira entre duas médias de tratamentos (d%).

De forma geral, observa-se que d% tende a diminuir com o aumento do número de tratamentos, de repetições e do tamanho da parcela planejados. Esses dados sugerem o planejamento de um experimento com sete tratamentos em parcelas de dez plantas, com seis repetições no delineamento blocos ao acaso, com ao menos três colheitas planejadas. Nesse caso, serão necessárias diferenças inferiores a 30% (28,92%) para que sejam significantes, como no caso do Experimento 1.

Uma discussão detalhada com dados simulados e experimentais da relação entre CV, I, r, d% e X_o utilizando a equação de Hatheway (1961) foi realizada por Nagai et al. (1976). Esses autores verificaram que o aumento de cinco pontos percentuais do coeficiente de variação levou a um aumento brusco no tamanho da parcela estimado, para um mesmo r e d%, possivelmente reflexo de valores de b pequenos observados. Para Storck et al. (2007), o aumento do número de repetições é mais eficiente para redução do d% quando b e X_o são relativamente pequenos. Henrique Neto et al. (2004) verificaram que o número de tratamentos afeta pouco o tamanho da parcela, visto que seu efeito ocorre em uma escala menor do que os demais por interferir apenas nos graus de liberdade para obtenção do t_1 e t_2 .

TABELA 13 – Diferença mínima entre dois tratamentos para que ocorra significância, considerando o tamanho máximo de parcela (X_0) e seus respectivos coeficientes b , A e B encontrados na linha de cultivo (Linha). Santa Maria, 2008.

Colheitas acumuladas	Linha ¹	b	A	B	X_0	Tratamentos ²	Repetições ³			
							3	4	6	8
----- Experimento 1 – Estação sazonal verão/outono (2001) -----										
1	4	1,4242	141,264	0,7121	14	5	64,12	52,36	40,89	34,76
2	3	1,1163	82,562	0,5582	11	6	62,10	51,38	40,51	34,58
3	5	1,9637	110,838	0,9818	11	6	30,19	24,98	19,69	16,81
4	5	1,2885	68,712	0,6443	10	7	43,69	36,45	28,92	24,74
5	5	1,2517	59,205	0,6258	9	7	41,95	35,00	27,77	23,76
----- Experimento 2 – Estação sazonal primavera/verão (2001) -----										
1	9	1,3854	154,181	0,6927	15	4	74,73	59,61	45,78	38,66
2	4	1,9452	110,268	0,9726	11	6	30,70	25,40	20,03	17,10
3	4	1,1740	59,329	0,5870	9	7	45,79	38,20	30,31	25,93
4	4	1,5341	72,840	0,7671	10	7	34,91	29,12	23,11	19,77
----- Experimento 3 – Estação sazonal verão/outono (2002) -----										
1	4	1,2971	225,461	0,6486	20	3	117,02	88,50	65,52	54,56
2	8	0,8786	142,704	0,4393	16	4	133,54	106,52	81,80	69,08
3	8	0,9223	90,040	0,4612	12	5	85,09	69,48	54,26	46,13
4	8	0,8507	95,457	0,4254	12	5	98,60	80,52	62,88	53,46
5	3	0,9490	59,059	0,4745	9	7	58,35	48,69	38,63	33,05
6	8	1,7653	86,808	0,8827	10	7	31,88	26,60	21,10	18,06
7	8	1,8956	89,899	0,9478	10	7	28,41	23,71	18,81	16,09
8	4	1,2265	58,220	0,6133	9	7	42,41	35,38	28,07	24,02
----- Experimento 4 – Estação sazonal primavera/verão (2003) -----										
1	2	1,3302	123,433	0,6651	14	5	63,43	51,79	40,45	34,39
2	2	1,5302	88,322	0,7651	11	6	40,45	33,47	26,39	22,52
3	2	1,0224	56,731	0,5112	9	7	51,71	43,14	34,23	29,29
4	2	1,1475	61,018	0,5738	9	7	48,48	40,45	32,09	27,46

¹ Desconsiderou-se as linhas das bordas (1 e 10); ² Dado pelo menor inteiro da relação $70/X_0$; ³ Experimentos planejados no Delineamento Blocos ao Acaso, onde as repetições são as linhas de cultivo (blocos).

TABELA 14 – Diferença mínima entre tratamentos para que ocorra significância, considerando o tamanho máximo de parcela encontrado na respectiva linha na colheita i para o respectivo, considerando 4, 8 e 12 tratamentos e 3, 4, 6 e 8 repetições. Santa Maria, 2008.

Colheitas acumuladas	Linha ¹	Xo	----- 4 Tratamentos -----				----- 8 Tratamentos -----				----- 12 tratamentos -----			
			3 ²	4	6	8	3	4	6	8	3	4	6	8
----- Experimento 1 – Estação sazonal verão/outono (2001) -----														
1	4	14	68,24*	54,43	41,80	35,30	59,49	49,92	39,78	34,10	57,49	48,83	39,27	33,79
2	3	11	68,50	54,63	41,95	35,43	59,71	50,11	39,93	34,23	57,70	49,01	39,41	33,91
3	5	11	33,29	26,56	20,39	17,22	29,02	24,36	19,41	16,64	28,05	23,82	19,16	16,48
4	5	10	49,31	39,33	30,20	25,51	42,99	36,07	28,74	24,64	41,54	35,28	28,37	24,41
5	5	9	47,35	37,77	29,00	24,49	41,28	34,64	27,60	23,66	39,88	33,88	27,24	23,44
----- Experimento 2 – Estação sazonal primavera/verão (2001) -----														
1	9	15	74,73	59,61	45,78	38,66	65,15	54,67	43,56	37,34	62,95	53,47	43,00	37,00
2	4	11	33,87	27,01	20,74	17,52	29,52	24,78	19,74	16,92	28,53	24,23	19,49	16,77
3	4	9	51,68	41,22	31,65	26,73	45,05	37,81	30,12	25,82	43,53	36,98	29,73	25,59
4	4	10	39,40	31,42	24,13	20,38	34,35	28,82	22,97	19,69	33,19	28,19	22,67	19,51
----- Experimento 3 – Estação sazonal verão/outono (2002) -----														
1	4	20	102,19	81,51	62,60	52,87	89,09	74,76	59,57	51,06	86,09	73,12	58,80	50,60
2	8	16	133,54	106,52	81,80	69,08	116,42	97,70	77,85	66,73	112,50	95,55	76,84	66,12
3	8	12	90,56	72,23	55,47	46,85	78,95	66,25	52,79	45,25	76,28	64,79	52,10	44,83
4	8	12	104,94	83,70	64,28	54,28	91,48	76,77	61,17	52,44	88,40	75,08	60,38	51,95
5	3	9	65,86	52,53	40,34	34,07	57,42	48,18	38,39	32,91	55,48	47,12	37,90	32,61
6	8	10	35,98	28,70	22,04	18,61	31,37	26,32	20,97	17,98	30,31	25,74	20,70	17,81
7	8	10	32,07	25,58	19,64	16,59	27,96	23,46	18,69	16,03	27,02	22,95	18,45	15,88
8	4	9	47,87	38,18	29,32	24,76	41,73	35,02	27,90	23,92	40,32	34,25	27,54	23,70
----- Experimento 4 – Estação sazonal primavera/verão (2003) -----														
1	2	14	67,50	53,84	41,35	34,92	58,85	49,38	39,35	33,73	56,86	48,30	38,84	33,42
2	2	11	44,61	35,58	27,33	23,08	38,89	32,64	26,01	22,29	37,58	31,92	25,67	22,09
3	2	9	58,37	46,55	35,75	30,19	50,88	42,70	34,02	29,16	49,17	41,76	33,58	28,90
4	2	9	54,71	43,64	33,51	28,30	47,70	40,03	31,89	27,34	46,09	39,15	31,48	27,09

¹ Desconsiderou-se as linhas das bordas (1 e 10); ² Experimentos planejados no Delineamento Blocos ao Acaso, onde as repetições são as linhas de cultivo (blocos).

O modelo proposto, dado por $CV_{LC} = \frac{A'}{\%acumulada^{B'}}$, foi adequado ($r^2 > 0,82$)

para representar a relação do coeficiente de variação observado nas linhas de cultivo e a percentagem acumulada de fitomassa fresca de pimentão, cujos coeficientes estimados (A' e B') em cada experimento e uma análise geral estão na tabela 15. Essa tabela contém os respectivos pontos de máxima curvatura obtidos pela equação de Méier & Lessman (1971). Observou-se que o ponto da máxima curvatura ocorreu quando foi colhida aproximadamente 35% da produção total (CV estimado em torno de 71,0%). Assim, a partir desse ponto o coeficiente de variação passa a estabilizar-se, havendo incrementos menores à medida que são realizadas mais colheitas. Essa informação corrobora com a afirmativa anterior, que recomenda a realização de no mínimo 3 colheitas.

TABELA 15 - Coeficientes estimados da equação $CV_{LC}=A'/%acumulada^{B'}$, coeficiente de determinação e estimativa do ponto de máxima curvatura pelo método de Méier & Lessman (1971) considerando a porcentagem acumulada da produção. Santa Maria, 2008.

Experimento	A'	B'	r ²	Máxima curvatura
Exp 1 (n = 40)	420,52	0,5363	0,854	31,86 %
Exp 2 (n = 32)	572,52	0,5633	0,967	37,94 %
Exp 3 (n = 64)	484,00	0,5316	0,923	35,06 %
Exp 4 (n = 32)	572,07	0,5709	0,824	37,59 %
Global (n=168)	489,94	0,5421	0,874	35,00 %

Na tabela 16 observa-se que o tamanho ótimo (X_o) da parcela apresenta correlação alta e positiva com A ($r_{X_o.A} = 0,930$) e esta, por sua vez, também alta e positiva com o coeficiente de variação ($r_{A.CV} = 0,878$), corroborando com a afirmativa que produções mais heterogêneas requerem o uso de tamanhos de parcelas maiores. Oliveira et al. (2006), Storck et al. (2006b) e Storck et al. (2006c) também encontraram correlação positiva e alta entre A e X_o, respectivamente, 0,974, 0,961 e 0,781, sugerindo que essa determinação é uma das principais responsáveis pelo resultado estimado do tamanho ótimo da parcela.

Nos casos em que são realizadas sucessivas colheitas, o valor de A pode ser amenizado colhendo-se mais plantas por linha de cultivo ($r_{N.A} = -0,860$) visto que essa prática induz à elevação da média da linha ($r_{N.M(x)} = 0,731$) e conseqüentemente

a redução do coeficiente de variação ($r_{N,CV} = -0,979$), confirmado através da relação inversa entre N e Xo ($r_{N,Xo} = -0,782$). Assim, recomenda-se que se retarde a realização das colheitas de forma que haja um maior número de plantas que produzam frutos em cada colheita. Essa prática reduzirá o número de plantas com produção nula por linha ou parcela, o que eleva a produção média destes locais e minimiza os indicadores de precisão, como coeficiente de variação e, conjuntamente, A e Xo.

TABELA 16 – Coeficientes de correlação entre características determinantes do tamanho de parcela, desconsiderando as linhas laterais. Santa Maria, 2008.

	N ¹	Perc	Média	DP	CV	V1	b	A	Xo
Colh	0,576	0,703	0,353	0,168	-0,534	0,078	0,180	-0,485	-0,411
N		0,837	0,731	0,594	-0,979	0,361	0,243	-0,860	-0,782
Perc			0,889	0,739	-0,816	0,494	0,282	-0,713	-0,639
Média				0,904	-0,731	0,625	0,268	-0,644	-0,589
DP					-0,585	0,714	0,213	-0,495	-0,471
CV						-0,350	-0,239	0,878	0,798
V1							0,575	-0,053	-0,044
b								0,151	0,286
A									0,930

¹ N: número de plantas colhidas por linha dentro das colheitas; Perc: percentagem acumulada da fitomassa fresca nas colheitas; Média: valor médio da produção de fitomassa fresca de pimentão nas linhas dentro de colheitas; DP: desvio padrão da produção de fitomassa fresca de pimentão nas linhas dentro de colheitas; CV: coeficiente de variação da produção de fitomassa fresca de pimentão nas linhas dentro de colheitas; V₁: variância estimada para parcelas de uma unidade básica; b: índice de heterogeneidade do solo; A: estimativa do coeficiente de variação entre parcelas de uma unidade básica; Xo: tamanho da parcela estimada através do método da máxima curvatura modificado.

O índice de heterogeneidade do solo relacionou-se fracamente com o valor do tamanho ótimo de parcela ($r_{Xo,b} = 0,286$), o que contraria a afirmação de Rosseti & Pimentel Gomes (1983), que citaram que esse índice é o principal elemento determinante do tamanho da parcela. Ou seja, a correlação entre as parcelas adjacentes não é o principal determinante do tamanho da parcela. O resultado obtido por esse estudo contraria também Oliveira et al. (2006), Storck et al. (2006b) e Storck et al. (2006c), pois obtiveram correlação entre b e Xo de 0,756, 0,720 e 0,969, respectivamente.

A correlação negativa do tamanho da parcela com média ($r_{X_0.M(x)} = -0,589$) foi próxima à obtida por Storck et al. (2006b) que obtiveram $r_{X_0.M(x)} = -0,53$, e indica que áreas mais produtivas requerem menores tamanhos de parcela e que ensaios conduzidos com níveis tecnológicos diferentes devem ser planejados com tamanhos de parcelas distintos.

A baixa correlação entre b e A ($r_{b.A} = 0,151$) sugere que tais determinações sejam fracamente relacionadas entre si. Entretanto, em trabalhos com batata (OLIVEIRA et al., 2006; STORCK et al., 2006c) e milho (STORCK et al., 2006b) foram obtidas correlações de 0,712 a 0,964 entre essas variáveis. Os trabalhos de Assis et al. (1993) e Henrique Neto et al. (2004), indicou que o efeito do coeficiente de variação do experimento (estimado por A) foi o componente que mais afetou o tamanho da parcela, mantendo fixo índice de heterogeneidade do solo, a diferença mínima significativa, o número de repetições e de tratamentos (b, d%, r, l).

Outras relações interessantes também podem ser identificadas na tabela 16, tais como a correlação negativa da colheita (Colh) com A (-0,485), X_0 (-0,411) e CV (-0,534). Da mesma forma, observou-se correlação negativa entre a percentagem da fitomassa fresca acumulada (Perc) com A (-0,713), X_0 (-0,639) e CV (-0,816), o que confirma a tendência decrescente dessas características à medida que são realizadas mais colheitas ou se acumula a produção.

Já o relacionamento do índice de heterogeneidade do solo (b) é positivo e fraco com b ao se realizar várias colheitas ($r_{X_0.b} = 0,286$), ou seja, a correlação entre as produções de parcelas vizinhas é pouco afetada pelo acúmulo da produção nas colheitas. Essa mesma situação foi encontrada por Feijó et al. (2008) e contraria o comportamento observado por Lopes et al. (1998), que encontraram valores crescentes do índice de heterogeneidade com as sucessivas colheitas e bem ajustados a uma equação polinomial de segundo grau.

Para a análise de trilha manteve-se na análise para a obtenção dos efeitos diretos e indiretos sobre o tamanho da parcela (X_0 - variável dependente), o número de plantas colhidas (N), a fitomassa fresca média por linha ($M_{(x)}$), o índice de heterogeneidade do solo (b) e a estimativa do coeficiente de variação para uma unidade básica (A) para cada linha de cultivo. A manutenção dessas variáveis não implicou em problema na estimativa dos coeficientes pois apresentaram colinearidade fraca na matriz de correlação (NC = 59,89) e explicaram 90% ($r^2 = 0,90$) da variação do tamanho da parcela.

A inclusão nessa análise da variável V_1 também gerou $r^2=0,90$ e $NC=81,87$, enquanto a inclusão da V_1 e do desvio padrão simultaneamente implicou em r^2 e NC , respectivamente, de 0,90 e 97,39. Apesar dessas variáveis não geraram problemas na análise, optou-se por não incluí-las, pois não houve melhoria na qualidade de ajuste e, portanto, na quantidade da variação de X_0 explicada por elas.

Observa-se na tabela 17 que o efeito direto do índice de heterogeneidade da produção (b) sobre o tamanho da parcela é o principal responsável por sua correlação (0,286), indicando a verdadeira relação entre essas variáveis. Assim, a variação de X_0 foi pouco influenciada pela correlação entre as parcelas adjacentes. Já a média da colheita ($M_{(x)}$) teve um efeito direto desprezível, mas sua correlação negativa e alta (-0,588) é explicada principalmente pelos efeitos indiretos e negativos via A (-0,377) e número de plantas colhidas por linha (-0,214). A correlação alta e negativa do N (-0,782) sobre o tamanho da parcela ocorreu em função do efeito direto (-0,294), associado ao efeito indireto que exerce sobre o A (-0,504).

TABELA 17 – Estimativa dos coeficientes de trilha do número de plantas colhidas por colheita (N), média da fitomassa fresca de pimentão colhido, índice de heterogeneidade do solo (b), estimativa do coeficiente de variação (A) e sobre o tamanho ótimo de parcela estimado pelo método da Máxima Curvatura Modificado por Méier e Lessman (1971). Santa Maria, 2008.

Efeito direto de		Variáveis explicativas			
		N	$M_{(x)}$	b	A
		-0,2937	-0,0743	0,2884	0,5857
Indireto via	N	-	-0,2145	-0,0712	0,2526
Indireto via	$M_{(x)}$	-0,0543	-	-0,0199	0,0478
Indireto via	b	0,0700	0,0772	-	0,0436
Indireto via	A	-0,5038	-0,3769	0,0884	-
Total - Pearson		-0,7818	-0,5885	0,2857	0,9297
$r^2: 0,9002$					
Efeito residual: 0,3159					
Número de condição: 59,89					

Com base na tabela acima se confirmou que a característica mais relacionada ao tamanho da parcela é A ($r_{A,X_0} = 0,929$), que apresenta efeito direto alto (0,586) associado ainda ao efeito indireto positivo via N (0,253). Entretanto, apesar de N estar relacionado com X_0 , essa relação indireta é contraditória, visto que,

teoricamente A não exerce efeito sobre N, indicando certa limitação na metodologia em captar tal relação.

Salienta-se que as estimativas destes coeficientes são abrangentes, pois houve grande amplitude de valores nas diversas situações postas das variáveis explicativas e foram utilizados 168 pares de informações para estimativa da matriz de correlações.

A relação de dois desses fatores simultaneamente (N, $M_{(x)}$, b e A) sobre a variação do tamanho da parcela experimental (variável dependente – X_o) foi realizada por um modelo de superfície resposta de segunda ordem, dado por: $X_o = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_{11} X_1^2 + \beta_2 X_2 + \beta_{22} X_2^2 + \beta_{12} X_1 X_2$. As estimativas desses coeficientes, o coeficiente de determinação (r^2), o ponto crítico (máximo/mínimo) e os autovalores (raízes características) da matriz (2 x 2) formada pelos coeficientes associados aos efeitos quadráticos (β_{11} e β_{22}) e sua interação ($\beta_{12}/2$) estão apresentados na tabela 18. Nela observa-se que o modelo mostrou-se adequado para descrever os efeitos das determinações, cujo menor r^2 foi de 0,761 entre a combinação da média ($M_{(x)}$) da linha de cultivo e o índice de heterogeneidade do solo (b).

Ao se analisarem os autovalores (λ_1 e λ_2) associados aos coeficientes de segunda ordem observou-se que a combinação entre b e A sobre X_o não apresentou comportamento em forma de sela e teve todos os coeficientes significativos (Tabela 18). Essa relação gerou ambos os autovalores com sinal negativo ($\lambda_1 = -3,8299$ e $\lambda_2 = -0,0001$), ou seja, uma combinação específica entre elas pode levar à maximização do tamanho da parcela, onde o autovalor associado ao b apresentou magnitude superior ao associado ao A. Essa situação, segundo Dean & Voss (1999), indica que pequenas modificações na magnitude do b refletirão em grandes efeitos sobre a estimativa do tamanho ótimo da parcela (X_o).

O ponto de máxima estimado ocorreu na coordenada cartesiana de (0,611; 448,93), para b e A, respectivamente (Tabela 18), com tamanho de parcela estimado nesse ponto em 27 plantas. Destaca-se que o valor de b associado ao ponto de máximo ocorreu em uma magnitude intermediária (0,611), no entanto, esperava-se que valores altos de índice de heterogeneidade do solo estariam associados a altos tamanhos de parcela estimados (Figura 1). Nessa figura, observa-se também que altos valores de b também refletirão em valores de tamanhos de parcela reduzidos, desde que os valores de A se mantenham baixos, por exemplo, inferiores a 60%.

Acredita-se que esse método possa ser mais eficiente na identificação da relação entre os parâmetros se forem estipulados limites mínimo e máximo para estes, como por exemplo, b entre zero e um e A entre zero e cem, de forma que o ponto ótimo seja encontrado com base nestes intervalos.

Ressalta-se ainda que apenas as estimativas b e A, combinadas em um modelo de superfície resposta de segunda ordem, explicaram 96,9% da variação do tamanho da parcela, mostrando-se as maiores responsáveis por sua estimativa, superando r^2 de 90,0% obtido na análise de trilha (Tabela 17), onde o modelo de ajustamento foi uma equação linear múltipla com quatro variáveis previamente padronizadas.

Cabe salientar ainda que, relacionou-se através do modelo superfície de resposta a percentagem da fitomassa fresca (Perc) e a média da fitomassa fresca acumulada ($M_{(x)}$) nas colheitas sobre o tamanho da parcela. Dessa relação observou-se que os efeitos lineares e quadráticos da percentagem acumulada não foram significativos (β_1 e β_{11} , respectivamente). Entretanto, o ponto crítico da superfície de resposta foi de mínimo (autovalores $\lambda_1 = 0,00001$ e $\lambda_2 = 0,0022$) no par ordenado (86,41%; 1188,24g), com tamanho de parcela estimada nesse ponto de sete plantas. Ou seja, à medida que se acumula a produção nas colheitas, eleva-se a média por planta, menor será o tamanho de parcela requerido, no entanto, deverá ser de no mínimo de sete plantas.

TABELA 18 – parâmetros estimados para um modelo de superfície resposta de segunda ordem e os respectivos pontos críticos (máximo/mínimo) autovalores (λ_i) para os parâmetros quadráticos (β_{11} e β_{22}) para variável dependente tamanho de parcela. Santa Maria, 2008.

Coeficientes	Pares de variáveis explicativas					
	X_1X_2	X_1X_3	X_1X_4	X_2X_3	X_2X_4	X_3X_4
β_0	-3,2255	8,8666	13,748	-0,375 ^{ns}	-48,605	25,724
β_1	9,9223	9,3657	10,5116	0,1371	0,591	0,014 ^{ns}
β_2	0,1202	-0,0178	-0,185	0,005 ^{ns}	1,0543	-0,5413
β_{11}	-3,8300	-2,1901	-1,8983	-0,000 ^{ns}	-0,0012	-0,000 ^{ns}
β_{22}	-0,0001	0,000 ^{ns}	0,000 ^{ns}	-0,000 ^{ns}	-0,0052	0,004 ^{ns}
β_{12}	-0,0117	-0,001 ^{ns}	-0,046 ^{ns}	-0,000 ^{ns}	-0,0052	-0,000 ^{ns}
r^2	0,969	0,761	0,885	0,869	0,898	0,6400
Ponto crítico	0,611; 448,93	1,841; 1027,8	-1,228; 328,18	1238,9; -9935,6	264,5; 234,1	-52,144; 62,829
λ_1	-3,8299	-2,1902	-1,8985	-0,0002	-0,0065	0,0000
λ_2	-0,0001	0,0000	0,0005	0,0000	0,0000	0,0042

X_1 : índice de heterogeneidade do solo (b); X_2 : estimativa do coeficiente de variação para parcelas de uma unidade básica (A); X_3 : média da fitomassa fresca acumulada nas colheitas, dentro de cada linha; X_4 : número de plantas colhidas acumuladas nas linhas de cultivo. ²Baseado em 168 observações. ^{ns}: $p > 0,05$.

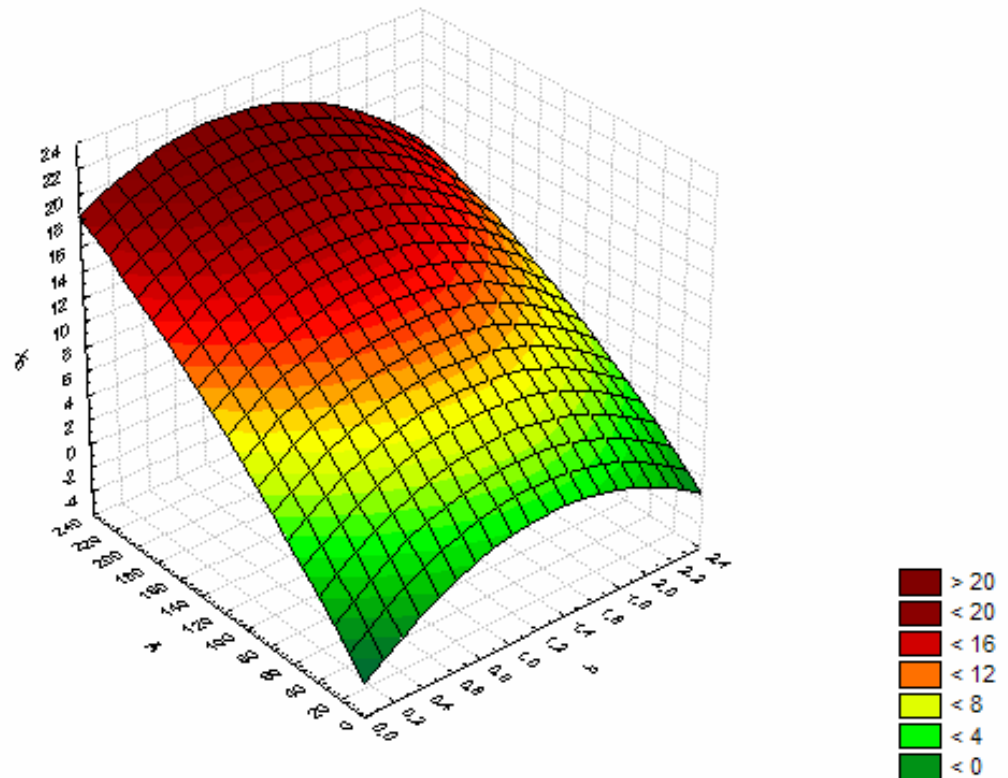


FIGURA 1 – Superfície resposta de segunda ordem entre as variáveis independentes A e b sobre a estimativa do tamanho ótimo da parcela (X_o).

Baseado apenas nos autovalores, a combinação de $M_{(x)}$ e N também levaria a um ponto de mínima, visto que ambos foram positivos. No entanto, ao se observar o ponto crítico onde supostamente ocorreria o valor mínimo, obteve-se com uma coordenada de $M_{(x)}$ negativa, o que não é coerente, sendo, portanto descartada tal informação.

Observou-se que a manutenção do experimento no campo por diversas colheitas, apesar de prejudicial no ponto de vista econômico e de aproveitamento da área experimental, é crucial para manter precisão experimental em níveis aceitáveis. Isso decorre do fato de que o coeficiente de variação, principal indicador de precisão utilizado para recomendação de tamanho de parcela, apresenta um comportamento decrescente à medida que se realizam mais colheitas principalmente devido ao aumento na média geral das colheitas acumuladas. Assim, por apresentar um comportamento similar ao de X_o , sua estimativa (A) indicou ser o maior determinante

do tamanho da parcela, o que reduz a importância do índice de heterogeneidade do solo, pois foi pouco influenciado pelo aumento do número de colheitas realizadas. Assim, para se utilizar parcelas pequenas, deve-se manter minimizada a variabilidade da produção, bem como colher maior número de plantas nas colheitas.

Para se ter inferências confiáveis a partir de informações sobre a produção das culturas em uma estufa plástica, é preciso minimizar a variabilidade inerente a esse ambiente e as variações geradas durante a condução do experimento. Para isso, é fundamental conhecer a origem dessa variabilidade. Nesse sentido, durante a condução desse trabalho levantaram-se algumas fontes prováveis de variação e são apresentadas formas de minimizá-las.

Deve-se evitar danos às plantas durante a aplicação dos tratamentos culturais (podas, tutoramento, aplicação de defensivos); evitar falhas no estande de plantas, principalmente ocasionada pela morte nos dias seguintes ao transplante e a manutenção de plantas com crescimento inicial excessivamente inferior às demais, devendo ser substituída; manter as plantas livres de doenças, ataques de insetos e outras pragas, assim como de plantas invasoras que competem por recursos do meio, como água, luz e nutrientes; realizar uma distribuição uniforme de fertilizantes no solo antes do transplante e em cobertura; estruturar o sistema de irrigação de forma que distribua uniformemente a água, sem que ocorra acúmulo de água em determinados locais ou tenha déficit em outros; evitar ou combater pontos de maior compactação do solo da área experimental e solos mal drenados; evitar ou sanar eventuais goteiras dentro da estufa; construir camalhões de mesma altura e largura entre linhas e dentro da mesma linha, assim como evitar o uso de camadas mais profundas do solo, geralmente mais pobres em nutrientes e em diferentes tipos de solo, para sua confecção; utilizar sementes de mesmo tamanho (padronizadas) e tempo de armazenamento; evitar erros grosseiros de medição e digitação, constituindo corretamente o banco de dados.

Recomenda-se especial atenção ao treinamento dos indivíduos que conduzirão o experimento de forma que tomem cuidado com o manuseio das plantas e que haja dimensionamento das tarefas diárias à capacidade dos indivíduos de as realizarem, a fim de evitar a fadiga e o cansaço dos mesmos e, por consequência, a má tomada dos dados; designar preferencialmente um indivíduo para realização das tarefas em cada linha de cultivo.

Entretanto, é preciso ter ciência de que algumas fontes de erro são inerentes ao cultivo em estufa plástica, como o sombreamento de determinados setores da estufa pelas estruturas de sustentação; a sobreposição do filme plástico de cobertura; a maior umidade das linhas laterais durante e logo após as chuvas, assim como variação na temperatura e incidência direta dos raios solares no início da manhã e fim da tarde nessas linhas; a variabilidade genética do material experimental.

5 CONCLUSÕES

As características mais importantes para a determinação do tamanho ótimo de parcela são: a estimativa do coeficiente de variação para uma unidade básica (A), o número de plantas colhidas por linha nas colheitas (N) e o índice de heterogeneidade do solo (b), entretanto, com maior importância da primeira, seguida das demais.

O tamanho da parcela é influenciado em maior magnitude pela estimativa do coeficiente de variação A, o qual é relacionado ao CV observado ao número de plantas colhidas por colheita e, em menor importância, ao índice de heterogeneidade do solo.

O coeficiente de variação decresce com o aumento do tamanho da parcela, tanto em comprimento ou largura. O aumento do número de repetições em um experimento é mais eficiente na redução do erro experimental do que o aumento do tamanho da parcela.

Recomenda-se o uso de parcelas compostas por dez plantas na linha de cultivo para o planejamento de experimentos com pimentão, desprezando as linhas externas utilizando a produção acumulada de ao menos três colheitas. Entretanto, deve-se levar em consideração que a precisão experimental depende do ajustamento do número de tratamentos e de repetições à área disponível.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALVES, S. M. F.; SERAPHIN, J. C. Coeficiente de heterogeneidade do solo e tamanho de parcela. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**. Brasília, v. 39, n. 2, p. 105-111, 2004.
- ASSIS, J. P. et al. Tamanho e forma de parcelas para experimentos com mandioca. **Ciência agrônômica**, Fortaleza, v. 24, n. 1/2, p. 11-17, 1993.
- BARROS, I.; TAVARES, M. Estimativa do tamanho ótimo de parcelas experimentais através de cálculos algébricos. **Bragântia**, Campinas, v. 54, n. 1, p. 209-215, 1995.
- BISOGNIN, D. A. et al. Plot size variation to quantify yields of potato clones. **Horticultura Brasileira**, v. 24, n. 4, 2006.
- BRIM, C. A.; MASON, D. D. Estimates of optimum plot size for soybean yield trials. **Agronomy Journal**, Madison, v. 51, p. 331-334, 1959.
- BRUM, B. et al. Tamanho ótimo de parcela para ensaios com sorgo granífero em duas épocas de semeadura. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 38, n. 2, p. 315-320, 2008.
- BURIOL, G. A. et al. Modificação na umidade relativa do ar pelo uso do manejo de estufa plástica. **Revista brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v. 8, n. 1, p. 11-18, 2000.
- BURIOL, G. A. et al. Intensidade das temperaturas mínimas e datas de ocorrência de níveis térmicos prejudiciais aos cultivos. **Revista do Centro de Ciências Rurais**, Santa Maria, v. 6, n. 1, p. 27-42, 1976.
- CARDOSO, A. I. I. Número mínimo de colheitas em pepino híbrido estimado por meio de coeficiente de repetibilidade. **Bragantia**, Campinas, v. 65, n. 2, p. 591-595, 2006.
- CARGNELUTTI FILHO, A. et al. Número de colheitas e comparação de genótipos de tomateiro cultivados em estufa de plástico. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 39, n. 10, p. 953-959, 2004.
- COCHRAN, W. G.; COX, G. M. **Experimental design**. 2ª Ed. New York: John Wiley, 1968, 611p.
- CRUZ, C. D. **Programa Genes: estatística experimental e matrizes**. Viçosa: UFV, 2006. 285p.
- CUNHA, A. R.; ESCOBEDO, J. F. Alterações micrometeorológicas causadas pela estufa plástica e seus efeitos no crescimento e produção da cultura do pimentão. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v. 11, n. 1, p. 15-26, 2003.
- DEAN, A.; VOSS, D. **Design and Analysis of Experiments**. Springer, 1999. 739p.
- FARIAS, J. R. B. et al. Efeito da cobertura plástica de estufa sobre a radiação solar. **Revista brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v. 1, n. 1, p. 31-36, 1993.
- FARIAS, J. R. B; et al. Evaporação no interior de estufas plásticas. **Revista brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v. 1, n. 2, p. 17-22, 1994.
- FEDERER, W. T. **Experimental design: theory and application**. 3. ed. Nova York: Oxford; IBH Publishing, 1977. 593p.

FEIJÓ, S et al. Repetibilidade da produção de abobrinha italiana. **Revista Brasileira de Agrociência**, v. 11, n. 1, p. 39-43, 2005.

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

FEIJÓ, S. et al. Heterogeneity index of zucchini yields on protected environmental and experimental planning. **Horticultura Brasileira**, v. 26, p. 35-39, 2008.

FILGUEIRA, F. A. R. **Novo manual de olericultura**: agrotecnologia moderna na produção e comercialização de hortaliças. Viçosa: UFV, 2000. 402p.

FNP. **Agrianual**: Anuário da Agricultura Brasileira. São Paulo: FNP, 2004. 544 p.

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

GUPTA, S. C.; KAUSHIK, L. S.; YADAVA, T. P. A study of plot size and shape of experimental plots with groundnut (*Arachis hypogaea* L.). **Indian Journal Agricultural Research**, v. 25, n. 3, p. 161-166, 1991.

HALLAUER, A. R. Estimation of soil variability and convenient plot size from corn trials. **Agronomy Journal**, Madison, v. 56, 493-499, 1964.

HATHEWAY, W. H. , WILLIAMS, E. J. Efficient estimation of the relationship between plot size and the variability of crop yields. **Biometrics**, Tallahassee, 14: 207-222, 1958.

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

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

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

JUSTESEN, S. H. Influence of size and shape of plots on the precision of field experiments with potatoes. **Journal of agricultural science**, v. 22, p. 366-372, 1932.

KALAMKAR, R. J. Experimental error and the field-plot technique with potato. **Journal Agricultural Science**, Cambridge, v. 22, n. 2. p. 373-385, 1932.

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

KOCH, E. J.; RIGNEY, J. A. A method of estimating optimum plot size from experimental data. **Agronomy Journal**, Madison, v. 43, p. 17-21, 1951.

LA LOMA, J. L. **Experimentación Agrícola**. México: Hispano Americana, 1966. 500p.

LANA, E. P.; HOMEYER, P. G.; HABER, E. S. Field plot technique in vegetable crops. **American Society for Horticultural Science**. v. 78, n.1, p. 20-30, 1953.

- LESSMAN, K. J.; ATKINS, R. E. Optimum plot size and relative efficiency of lattice designs for grain sorghum yield tests. **Crop Science**, Madison, v. 3, p. 477-841, 1963.
- LIN, C. S.; BINNS, M. R. Working rules for determining the plot size and numbers of plot per block in field experiments. **Journal Agricultural Science**, Cambridge. V. 103, p. 11-15, 1984.
- LIN, C. S.; BINNS, M. R. Relative efficiency of randomized block design having different plot size and number of replications and plots per block. **Agronomy Journal**, Madison, v. 78, 531 – 534, 1986.
- LIN, C. S.; MORRISON, M. J.; BINN, M. R. Persistence of Yield heterogeneity index. **Canadian Journal of Plant Science**, v. 76, p. 245-250. 1996.
- LOPES, S. J. et al. Técnicas Experimentais para tomateiro tipo salada sob estufas plásticas. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 28, n. 2, p. 193-197, 1998.
- LOPES, S. J. et al. Tamanho de parcela para produtividade de grãos de sorgo granífero em diferentes densidades de plantas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.40, n. 6, p. 525-530, 2005.
- LÚCIO, A. D. et al. Tamanho da amostra e método de amostragem para avaliação de características do pimentão em estufa plástica. **Horticultura Brasileira**, Brasília, v. 21, n. 2, p. 180-184, 2003.
- LÚCIO, A. D. et al. Estimativa de parâmetros para planejamento de experimentos com a cultura do pimentão em área restrita. **Horticultura Brasileira**, v. 22, n. 4, p. 766-770, 2004.
- LÚCIO, A. D. et al. Variância e média da massa de frutos de abobrinha-italiana em múltiplas colheitas. **Horticultura Brasileira**, v. 26, n. 3, p. 333-339, 2008.
- LUGO, F. C. Tamaño de parcela experimental y su forma. **Revista Facultad Agronomia**, Maracay, v. 9, n. 3, p. 55-74, 1977.
- MARTIN, T. N. et al. Tamanho ótimo de parcela e número de repetições em soja (*Glycine max* (L.) Merrill). **Ciência Rural**. Santa Maria, V. 35, n. 2, p. 271-276, 2005a.
- MARTIN, T. N. et al. Bases genéticas e alterações no plano experimental. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 40, n. 1, p. 35-40, 2005b.
- MÉIER, V. D.; LESSMAN, K. J. Estimation of optimum field plot shape and size for testing yield in *Crambe abssinica*. **Crop Science**, Madison, v. 11, p. 648-650, 1971.
- MELLO, R. M. et al. Size and form of plots for the culture of the italian punpkin in plastic greenhouse. **Scientia Agrícola**, v. 61, n. 4, p. 457-461, 2004.
- MONTIER, N. S. Plot size and guard rows in potato experiments. **New Zealand Journal Agriculture Research**, v. 7, p. 180-197, 1963.
- MONTGOMERY, D. C. **Design and analisys of experiments**. John Wiley and Sons, 2005. 643p.
- MORENO, J. A. **Clima no Rio Grande do Sul**. Porto Alegre: Secretaria da Agricultura, 1961. 41p.

NAGAI, V. Tamanho da parcela e número de repetições em experimentos com morangueiro. **Bragântia**, Campinas, v. 37, p. 71-81, 1978.

OLIVEIRA, P. H.; ESTEFANEL, V. Tamanho e forma ótimos da parcela para avaliação do rendimento em experimentos com batata. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 25, n. 2, p. 205-208, 1995.

OLIVEIRA, S. J. R. et al. Plot size and experimental unit relationship in explanatory experiments. **Scientia Agrícola**, Piracicaba, v. 62, n. 6, p. 585-589, 2005.

OLIVEIRA, S. J. R. et al. Índice de heterogeneidade, coeficiente de variação e tamanho ótimo de parcela em batata. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 36, n. 6, p. 1710-1716, 2006.

ORTIZ, R. Plot techniques for assessment of bunch weight in banana trials under two systems of crop management. **Agronomy Journal**, Madison, v. 87, p. 63-69, 1995.

PIMENTEL GOMES, F. O problema do tamanho das parcelas em experimentos com plantas abóreas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 19, n. 12, p. 1507 – 1512, 1984.

PIMENTEL GOMES, F. Novos aspectos do problema de determinação do tamanho de parcelas em experimento com plantas arbóreas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 23, n. 1, p. 59-62, 1988.

PIMENTEL-GOMES, F. **O índice de variação, um substituto vantajoso do coeficiente de variação**. IPEF: Circular técnica Nº. 178, 1991.

RAMALHO, M. A. P.; FERREIRA, D. F.; OLIVEIRA, A. C. **Experimentação em genética e melhoramento de plantas**. 2ª ed. Revisada. Lavras: UFLA. 2005. 322p.

REIFSCHNEIDER, F. J. B. Organizador. **Capsicum: pimentas e pimentões no Brasil**. EMBRAPA, Brasília, 2000. 113p.

RIBEIRO, V. Q.; SILVA, E. C.; FREIRE FILHO, F. R. Tamanho e forma de parcelas de culturas consorciadas e solteiro de caupi e milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.19, n. 11, p. 1365-1371, 1984.

ROSSETI, A. G.; PIMENTEL GOMES, F. Determinação do tamanho de parcelas em ensaios agrícolas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, V. 18, n. 5, p. 477-487, 1983.

SCHNEIDER, F. M. et al. Modificação na temperatura do solo causada por estufas de polietileno transparente de baixa densidade em Santa Maria, RS. **Revista brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, V. 1, n. 1, p. 37-42, 1993.

SERRANO CERMEÑO, Z. **Controle da atmosfera da estufa**. In: ESTUFAS: instalações e manejo. Lisboa: Litexa, p. 238-301, 1990.

SEGÓVIA, J. F. O. et al. Comparação do crescimento e desenvolvimento da alface no interior e no exterior de uma estufa de polietileno em Santa Maria, RS. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 27, n. 1, p. 37-41, 1997.

SILVA, E. C.; RIBEIRO, V. Q.; ANDRADE, D. F. Uso de um modelo quadrático na determinação do tamanho e forma de parcelas em experimentos com caupi consorciado com milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 19, n. 10, p. 1267-1270, 1984.

- SILVA, E. C.; RIBEIRO, V. Q.; ANDRADE, D. F. Uso de um modelo quadrático inverso na determinação do tamanho e forma de parcelas em experimentos para consórcio milho com algodão. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 20, n. 12, p. 1455-1459, 1985.
- SILVA, R. L. et al. Determinação do tamanho ótimo da parcela experimental pelos métodos da máxima curvatura modificado, do coeficiente de correlação intraclasse e da análise visual em testes clonais de eucalipto. **Revista Árvore**, Viçosa-MG, v. 27, n. 5, p. 669-676, 2003.
- SMITH, H. F. An empirical law describing heterogeneity in yields of agricultural crops. **Journal Agricultural Science**, Camberra, v. 28, p. 1-23, 1938.
- SOPLIN, H.; GROSS, H. D.; RAWLINGS, J. O. Optimum size of sampling units to estimate coastal bermudagrass yield. **Agronomy Journal**, Madison, v. 67, p. 533-537, 1975.
- SOUZA, M. F. et al. Tamanho da amostra para peso de massa de frutos, na cultura da abóbora italiana em estufa plástica. **Revista brasileira de Agrociência**, v. 8, n. 2, p. 123-128, 2002.
- STEEL, R. G. D.; TORRIE, J. H.; DICKEY, D. A. **Principles and procedures of statistics: a biometrical approach**. New York: McGraw-Hill, 1997. 666p.
- STORCK, L. et al. Comprimento e largura do tamanho ótimo da parcela experimental em batata. **Ciência Rural**. Santa Maria, V. 35, n. 5, p. 1043-1048, 2005.
- STORCK, L.; UITDEWILLIGEN, W. P. M. Estimativa para tamanho e forma de parcelas e número de repetições para experimentos com milho. **Agronomia Sulriograndense**, Porto Alegre, v. 16, n. 2, p. 269-282, 1980.
- STORCK, L.; SACCOL, A. V.; SCHINEIDER, F. M. Comparação de métodos de estimativa do índice de heterogeneidade do solo e do tamanho ótimo de parcela em experimentos com soja. **Revista do Centro de Ciências Rurais**, Santa Maria, v. 12, n. 2-3, p. 189-202, 1982.
- STORCK, L. et al. **Experimentação Vegetal**. Santa Maria: Ed. UFSM, 2006a. 198p.
- STORCK, L. et al. Tamanho ótimo de parcela em experimentos com milho relacionado a metodologias. **Revista Brasileira do Milho e Sorgo**, v. 5, n. 1, p. 48-57, 2006b.
- STORCK, L. et al. Dimensões dos ensaios e estimativas do tamanho de parcela em batata. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**. Brasília, v. 41, n. 6, p. 903-909, 2006c.
- STORCK, L. et al. Persistência do plano experimental em ensaios de avaliação de germoplasma elite de feijão. **Ciência Rural**. Santa Maria, v. 37, n. 6, p. 1549-1553, 2007.
- TAYLOR, S. L.; PAYTON, M. E.; RAUN, W. R. Relationship between mean yield, coefficient of variation, mean square error, and plot size in wheat field experiments. **Communication soil science plant analysis**, n. 30, v. 9/10, p. 1439-1447, 1999.
- THOMAS, E. J. Relationship between plot size and plot variance. **Agriculture Research Journal of Kerala**, v. 12, n. 2, p. 178-189, 1974.
- TORRIE, J. H. SCHIMIDT, D. R.; TENPAS, G. H. Estimates of optimum plot size and shape and replicate number for forage yield of alfafa-bromengrass mixture. **Agronomy Journal**, Madison, v. 55, p. 258-260, 1963.

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

VENCOVSKY, R.; BARRIGA, P. **Genética biométrica no fitomelhoramento**. São Paulo: Sociedade Brasileira de Genética, 1992. 466p.

VIANA, A. E. S. et al. Estimation of optimum plot sizes in field experiments with annatto. **Bragantia**, v. 61, n. 2, p. 181-185, 2002.

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

ZUHLKE, T. A.; GRITTON, E. T. Optimum plot size and shape estimates pea yield trials. **Agronomy Journal**, Madison, v. 61, p. 905-908, 1969.

7 APÊNDICES

APÊNDICE 1 – Número de plantas colhidas por colheita acumuladas. Santa Maria, 2008.

Colheitas acumuladas	Linha 1	Linha 2	Linha 3	Linha 4	Linha 5	Linha 6	Linha 7	Linha 8	Linha 9	Linha 10	Estufa completa
----- Experimento 1 – Estação sazonal verão/outono (2001) -----											
1	33 ¹	46	44	44	46	51	59	60	33	34	450
2	60	63	58	66	64	67	68	68	66	68	648
3	67	69	69	70	66	70	70	70	68	69	688
4	68	70	70	70	66	70	70	70	69	70	693
5	70	70	70	70	68	70	70	70	70	70	698
----- Experimento 2 – Estação sazonal primavera/verão (2001) -----											
1	58	48	61	57	57	52	43	44	30	16	466
2	65	65	64	64	64	60	66	61	58	65	632
3	67	68	65	67	67	66	68	68	68	70	674
4	67	69	67	68	68	68	69	69	68	70	683
----- Experimento 3 – Estação sazonal verão/outono (2002) -----											
1	-	14	27	49	18	27	17	34	19	-	205
2	-	31	35	55	40	35	56	45	23	-	320
3	-	49	49	55	55	55	62	53	40	-	418
4	-	67	60	66	65	69	65	60	48	-	500
5	-	69	61	67	66	69	70	69	56	-	527
6	-	69	61	67	66	70	70	70	67	-	540
7	-	69	62	67	68	70	70	70	68	-	544
8	-	69	63	69	68	70	70	70	69	-	548
----- Experimento 4 – Estação sazonal primavera/verão (2003) -----											
1	44	52	41	39	45	50	58	52	41	53	475
2	58	64	67	69	66	65	68	62	66	59	644
3	59	64	69	69	69	67	70	63	68	60	658
4	59	65	69	70	69	67	70	63	68	60	660

¹N = 70

APÊNDICE 2 – Percentagem do número de plantas não colhidas por colheita acumuladas. Santa Maria, 2008.

Colheitas acumuladas	Linha 1	Linha 2	Linha 3	Linha 4	Linha 5	Linha 6	Linha 7	Linha 8	Linha 9	Linha 10	Média
----- Experimento 1 – Estação sazonal verão/outono (2001) -----											
1	52,86	34,29	37,14	37,14	34,29	27,14	15,71	14,29	52,86	51,43	35,71
2	14,29	10,00	17,14	5,71	8,57	4,29	2,86	2,86	5,71	2,86	7,43
3	4,29	1,43	1,43	0,00	5,71	0,00	0,00	0,00	2,86	1,43	1,71
4	2,86	0,00	0,00	0,00	5,71	0,00	0,00	0,00	1,43	0,00	1,000
5	0,00	0,00	0,00	0,00	2,86	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,29
----- Experimento 2 – Estação sazonal primavera/verão (2001) -----											
1	17,14	31,43	12,86	18,57	18,57	25,71	38,57	37,14	57,14	77,14	33,43
2	7,14	7,14	8,57	8,57	8,57	14,29	5,71	12,86	17,14	7,14	9,71
3	4,29	2,86	7,14	4,29	4,29	5,71	2,86	2,86	2,86	0,00	3,71
4	4,29	1,43	4,29	2,86	2,86	2,86	1,43	1,43	2,86	0,00	2,43
----- Experimento 3 – Estação sazonal verão/outono (2002) -----											
1	-	80,00	61,43	30,00	74,29	61,43	75,71	51,43	72,86	-	61,02
2	-	55,71	50,00	21,43	42,86	50,00	20,00	35,71	67,14	-	41,02
3	-	30,00	30,00	21,43	21,43	21,43	11,43	24,29	42,86	-	24,70
4	-	4,29	14,29	5,71	7,14	1,43	7,14	14,29	31,43	-	11,63
5	-	1,43	12,86	4,29	5,71	1,43	0,00	1,43	20,00	-	6,53
6	-	1,43	12,86	4,29	5,71	0,00	0,00	0,00	4,29	-	3,88
7	-	1,43	11,43	4,29	2,86	0,00	0,00	0,00	2,86	-	3,06
8	-	1,43	10,00	1,43	2,86	0,00	0,00	0,00	1,43	-	2,24
----- Experimento 4 – Estação sazonal primavera/verão (2003) -----											
1	37,14	25,71	41,43	44,29	35,71	28,57	17,14	25,71	41,43	24,29	32,14
2	17,14	8,57	4,29	1,43	5,71	7,14	2,86	11,43	5,71	15,71	8,00
3	15,71	8,57	1,43	1,43	1,43	4,29	0,00	10,00	2,86	14,29	6,00
4	15,71	7,14	1,43	0,00	1,43	4,29	0,00	10,00	2,86	14,29	5,71

APÊNDICE 3 – Desvios padrão da fitomassa fresca de frutos de pimentão (gramas) por linha para as colheitas acumuladas. Santa Maria, 2008.

Colheitas Acumuladas	Linha 1	Linha 2	Linha 3	Linha 4	Linha 5	Linha 6	Linha 7	Linha 8	Linha 9	Linha 10	Média
----- Experimento 1 – Estação sazonal verão/outono (2001) -----											
1	146,42	164,69	133,53	172,57	149,24	238,35	172,71	201,68	186,81	182,19	174,82
2	243,39	242,40	210,13	262,74	240,89	298,00	225,73	237,10	275,35	263,70	249,94
3	301,03	259,97	321,94	301,76	283,28	309,12	267,10	281,74	319,42	334,13	297,95
4	399,75	297,04	365,48	364,99	330,78	367,08	292,30	366,86	342,14	371,94	349,84
5	451,06	408,82	448,79	380,63	388,02	388,33	272,55	360,81	356,96	433,96	388,99
----- Experimento 2 – Estação sazonal primavera/verão (2001) -----											
1	344,72	324,55	452,08	456,55	312,20	282,06	278,81	343,54	241,18	205,37	324,11
2	401,46	380,40	437,24	486,81	378,81	380,16	428,70	467,43	448,06	365,02	417,41
3	448,67	505,44	543,25	536,76	491,43	464,02	526,57	521,58	533,55	459,99	503,13
4	467,71	528,14	582,35	575,88	508,76	503,24	552,56	555,06	586,09	513,24	537,30
----- Experimento 3 – Estação sazonal verão/outono (2002) -----											
1	-	85,18	96,25	141,87	82,34	103,44	77,04	103,09	68,61	-	94,73
2	-	127,44	129,31	147,31	136,15	129,80	136,19	134,96	85,31	-	128,31
3	-	169,18	161,93	173,61	173,45	161,24	160,86	196,93	107,52	-	163,09
4	-	190,30	227,58	206,73	201,61	203,44	216,87	232,20	188,04	-	208,35
5	-	191,58	254,93	244,51	198,78	245,13	246,25	230,90	226,20	-	229,79
6	-	239,79	310,26	277,87	239,67	251,64	280,35	260,60	253,51	-	264,21
7	-	242,10	320,42	304,26	261,53	268,18	279,92	284,83	266,00	-	278,41
8	-	271,68	364,52	345,23	290,11	272,13	310,47	317,27	329,15	-	312,57
----- Experimento 4 – Estação sazonal primavera/verão (2003) -----											
1	249,42	305,81	218,65	203,67	274,06	248,67	261,40	245,51	271,77	240,60	251,96
2	389,24	420,59	340,15	270,92	408,01	369,64	396,77	441,85	319,74	404,82	376,17
3	534,76	502,66	418,95	340,32	483,91	461,10	422,55	564,61	442,84	482,48	465,42
4	564,14	520,58	430,79	350,86	493,48	494,89	450,26	599,81	454,42	551,71	491,09

APÊNDICE 4 – Estimativa da variância de uma unidade básica (V_1) da fitomassa fresca de frutos de pimentão, por linha de cultivo e para as colheitas acumuladas para parcelas de uma unidade básica. Santa Maria, 2008.

Colheita acumuladas	Linha 1	Linha 2	Linha 3	Linha 4	Linha 5	Linha 6	Linha 7	Linha 8	Linha 9	Linha 10	Média
----- Experimento 1 – Estação sazonal verão/outono (2001) -----											
1	0,040	0,034	0,018	0,070	0,021	0,055	0,022	0,025	0,032	0,018	0,034
2	0,070	0,066	0,056	0,153	0,073	0,207	0,040	0,064	0,092	0,045	0,087
3	0,100	0,156	0,066	0,050	0,375	0,430	0,101	0,098	0,153	0,082	0,161
4	0,148	0,096	0,113	0,082	0,197	0,478	0,168	0,101	0,113	0,090	0,158
5	0,174	0,193	0,755	0,106	0,236	0,225	0,110	0,106	0,164	0,128	0,220
----- Experimento 2 – Estação sazonal primavera/verão (2001) -----											
1	0,082	0,063	0,208	0,642	0,115	0,103	0,046	0,089	0,072	0,098	0,152
2	0,107	0,063	0,161	0,924	0,110	0,148	0,164	0,376	0,201	0,160	0,241
3	0,252	0,136	0,445	0,474	0,284	0,194	0,277	0,201	0,266	0,245	0,277
4	0,196	0,159	0,435	0,927	0,428	0,295	0,372	0,221	0,433	0,238	0,371
----- Experimento 3 – Estação sazonal verão/outono (2002) -----											
1	-	0,005	0,010	0,018	0,010	0,012	0,005	0,006	0,003	-	0,009
2	-	0,012	0,023	0,015	0,015	0,020	0,014	0,016	0,006	-	0,015
3	-	0,022	0,024	0,022	0,023	0,061	0,023	0,028	0,009	-	0,027
4	-	0,029	0,033	0,040	0,048	0,041	0,047	0,041	0,034	-	0,039
5	-	0,034	0,037	0,068	0,063	0,071	0,089	0,046	0,034	-	0,055
6	-	0,059	0,064	0,089	0,090	0,065	0,092	0,065	0,185	-	0,089
7	-	0,056	0,074	0,082	0,144	0,071	0,078	0,099	0,229	-	0,104
8	-	0,107	0,097	0,108	0,160	0,067	0,095	0,146	0,243	-	0,128
----- Experimento 4 – Estação sazonal primavera/verão (2003) -----											
1	0,047	0,188	0,041	0,047	0,051	0,043	0,048	0,083	0,057	0,193	0,080
2	0,164	0,435	0,114	0,061	0,186	0,101	0,133	0,201	0,107	0,344	0,185
3	0,295	0,348	0,582	0,112	0,142	0,236	0,104	0,364	0,200	0,375	0,276
4	0,326	0,451	0,392	0,131	0,151	0,247	0,114	0,351	0,205	0,445	0,281