

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

**PLANO EXPERIMENTAL PARA CARACTERÍSTICAS
DO RÁCEMO DE MAMONEIRA EM DIFERENTES
ESPAÇAMENTOS ENTRE PLANTAS**

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

André Luiz Paludo

**Santa Maria, RS, Brasil
2009**

PLANO EXPERIMENTAL PARA CARACTERÍSTICAS DO RÁCEMO DE MAMONEIRA EM DIFERENTES ESPAÇAMENTOS ENTRE PLANTAS

por

André Luiz Paludo

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado do Programa de Pós-Graduação em Agronomia, Área de concentração em Produção Vegetal, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para obtenção do grau de
Mestre em Agronomia

Orientador: Sidinei José Lopes

Santa Maria, RS, Brasil

2009

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

A Comissão Examinadora, abaixo assinada,
Aprova a Dissertação de Mestrado

**PLANO EXPERIMENTAL PARA CARACTERÍSTICAS DO RÁCEMO
DE MAMONEIRA EM DIFERENTES ESPAÇAMENTOS ENTRE
PLANTAS**

Elaborada por
André Luiz Paludo

Como requisito parcial para obtenção do grau de
Mestre em Agronomia

COMISSÃO EXAMINADORA:

Sidinei José Lopes, Dr.
(Presidente/Orientador)

Alessandro Dal'Col Lúcio, Dr. (UFSM)

Lindolfo Storck, Dr. (UFSM)

Santa Maria, 25 de abril de 2009.

AGRADECIMENTOS

À Universidade Federal de Santa Maria, pela oportunidade de formação da base de minha vida profissional.

Ao professor Sidinei José Lopes, pelo empenho, incentivo e ensinamentos. Pelo exemplo de profissional e caráter.

Ao professor Alessandro Dal'Col Lucio, pela amizade, companheirismo, por servir de referência, tanto no aspecto pessoal e profissional, pessoa inenarrável.

Aos colegas e amigos de Pós-Graduação em Agronomia, em especial Bernardo Zanardo, Betania Brum, Valdecir José dos Santos, sempre presentes no meu dia-a-dia de vida acadêmica.

Agradecimento especial, aos alunos do Curso de Graduação em Agronomia: Jorge Roque Alves dos Santos, Daniel dos Santos e Fernando Haesbaert pela colaboração fundamental na realização do trabalho de campo.

À minha família, Neiva, Neuro, Luis, Adriane e Cristiano, pelo carinho, apoio e incentivo irrestrito.

A minha namorada Gabriela pelo amor e incentivo absoluto.

Aos amigos Jonatan Taschetto, Luciano Rozalino, Daniel Coronel, Fabiano Fortes, Ricardo Carpes.

OBRIGADO a todos mesmo os que não foram aqui citados, mas que contribuíram para que esse trabalho fosse concluído.

RESUMO

Dissertação de Mestrado
Programa de Pós-Graduação em Agronomia
Universidade Federal de Santa Maria

PLANO EXPERIMENTAL PARA CARACTERÍSTICAS DO RÁCEMO DE MAMONEIRA EM DIFERENTES ESPAÇAMENTOS ENTRE PLANTAS

AUTOR: ANDRÉ LUIZ PALUDO
ORIENTADOR: Prof. Dr. SIDINEI JOSÉ LOPES
Local e Data da Defesa: Santa Maria, 25 de abril de 2009.

O cultivo da mamoneira apresenta avanços consideráveis nos últimos anos, por se tratar de uma cultura promissora para a produção de biodiesel. O planejamento dos experimentos de avaliação da produtividade de grãos de mamona é importante para qualificar os resultados de pesquisas. Os objetivos deste trabalho foram determinar o tamanho adequado de parcela e o número de repetições e verificar a influência do espaçamento entre plantas no plano experimental da cultura de mamona. O experimento com o híbrido Lyra, com espaçamento entre linhas de 1,2 m, foi conduzido em área experimental da Universidade Federal de Santa Maria no ano de 2007. Avaliaram-se, em cada planta: número de ráceros, peso de frutos, comprimento médio dos ráceros e número total de frutos, com identificação da planta pelo número de ordem da fileira e o número da planta dentro da fileira. O tamanho ótimo de parcela é de oito plantas para todos os espaçamentos e para todas as variáveis. No entanto, a área do tamanho ótimo de parcela em cada espaçamento depende da área ocupada pela unidade básica. Assim a área da parcela é de: 3,84 m²; 5,76 m² e 7,68 m² para os espaçamentos entre plantas de 0,4 m; 0,6 m e 0,8 m, respectivamente. O tamanho de parcela e/ou da área experimental depende do número de plantas.

Palavras-chave: *Ricinus communis*, precisão experimental, tamanho de parcela

ABSTRACT

Master thesis

Pos-Graduation Program in
Federal University of Santa Maria

PLAN EXPERIMENTAL FOR CHARACTERISTICS OF RACEME OF CASTOR BEANS IN DIFFERENT SPACES BETWEEN PLANTS

AUTHOR: ANDRÉ LUIZ PALUDO

ADVISER: Prof. Dr. SIDINEI JOSÉ LOPES

Place and Date of the defense: Santa Maria, 25th April, 2009

The cultivation of castor beans presents considerable advances in recent years, because it is a promising crop for production of biodiesel. The planning of experiments for evaluation the productivity of castor beans is important to qualify the search results. The objectives of this study were to determine the appropriate plot size and number of repetitions and the influence of spacing between plants in the experimental culture of castor oil. The experiment with the hybrid Lyra, with row spacing of 1.2 m, was conducted at the experimental area of the Federal University of Santa Maria in 2007. Were evaluated in each plant: number of racemes, fruit weight, average length of racemes and number of fruit, with identification of the plant by the number of rows and number of plants within the row. The optimum plot size is eight plants for all spacings and for all variables. However, the area of optimum plot size in each space depends on the area occupied by the basic unit. Thus the area of the plot is: 3.84 m², 5.76 m² and 7.68 m² for the spacing between plants of 0.4 m, 0.6 m 0.8 m, respectively. The size of plot and/or the experimental area depends on the number of plants.

Key words: *Ricinus communis* L.; experimental precision; plot size

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 - Tamanho ótimo de parcela, usando-se os métodos de máxima curvatura modificada (MO), máxima curvatura em função da VU (MV), e máxima curvatura em função de CV (MC), para cada um dos três espaçamentos entre plantas (0,4, 0,6 e 0,8m), para quatro características observadas em plantas de mamona e médias. Santa Maria 2007/2008.....26

TABELA 2 - Estimativas da média da unidade básica ($M(1)$), dos parâmetros das relações $CV(x)=A/X^B$ e $VU(x)=V_1/X^b$, coeficiente de determinação (R^2) e do tamanho ótimo de parcela (X_o), para cada um dos três espaçamentos entre plantas (0,4, 0,6 e 0,8 m) e no conjunto dos três espaçamentos, para quatro características observadas em plantas de mamona e médias. Santa Maria 2007/2008.....27

TABELA 3 - Diferença entre médias de tratamentos em percentagem da média (D) para experimentos com variação no número de tratamentos (l) e no número de repetições (r) e respectivos coeficiente de variação (CV) e índice de heterogeneidade (b) para cada característica de plantas de mamona, usando parcelas de oito plantas. Santa Maria 2007/2008.....29

TABELA 4 - Níveis mínimos de significância do teste de hipótese para paralelismo, mesma origem e coincidência da função $CV(x)=A/X^B$, comparando os três espaçamentos entre plantas (0,4, 0,6 e 0,8 m), dois a dois, para quatro características observadas em plantas de mamona. Santa Maria 2007/2008.....30

LISTA DE APÊNDICES

- APÊNDICE A - Número de parcelas planejadas (N) com X unidades básicas de tamanho (com L plantas de largura e C plantas de comprimento) com as respectivas estatísticas: média das parcelas [M(x)], variância por UB [VU(x)] e coeficiente de variação entre as parcelas [CV(x)], para cada um dos três espaçamentos entre plantas (0,4, 0,6 e 0,8) para a variável número de ráceros planta⁻¹ de plantas de mamona. Santa Maria 2007/2008.....38
- APÊNDICE B - Número de parcelas planejadas (N) com X unidades básicas de tamanho (com L plantas de largura e C plantas de comprimento) com as respectivas estatísticas: média das parcelas [M(x)], variância por UB [VU(x)] e coeficiente de variação entre as parcelas [CV(x)], para cada um dos três espaçamentos entre plantas (0,4, 0,6 e 0,8) para a variável peso de frutos planta⁻¹ (g) de plantas de mamona. Santa Maria 2007/2008.39
- APÊNDICE C - Número de parcelas planejadas (N) com X unidades básicas de tamanho (com L plantas de largura e C plantas de comprimento) com as respectivas estatísticas: média das parcelas [M(x)], variância por UB [VU(x)] e coeficiente de variação entre as parcelas [CV(x)], para cada um dos três espaçamentos entre plantas (0,4, 0,6 e 0,8) para a variável comprimento médio dos ráceros (cm) de plantas de mamona. Santa Maria 2007/2008.....40
- APÊNDICE D - Número de parcelas planejadas (N) com X unidades básicas de tamanho (com L plantas de largura e C plantas de comprimento) com as respectivas estatísticas: média das parcelas [M(x)], variância por UB [VU(x)] e coeficiente de variação entre as parcelas [CV(x)], para cada um dos três espaçamentos entre plantas (0,4, 0,6 e 0,8) para a variável número total de frutos planta⁻¹ de plantas de mamona. Santa Maria 2007/2008.....41
- .

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	10
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	12
2.1 A cultura de mamona.....	12
2.2 Biodiesel	13
2.3 Plano experimental.....	14
2.3.1. Tamanho de parcela e número de repetições	16
2.3.2 Resultados de pesquisa	19
3 MATERIAL E MÉTODOS	21
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO	25
5 CONCLUSÕES	30
6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	31
APÊNDICES	36

1 INTRODUÇÃO

Os países subdesenvolvidos e, principalmente, aqueles em via de desenvolvimento, administram sua produção a partir de recursos já escassos, o que onera cada vez mais o custo de produção. Com o objetivo de contribuir na solução deste problema, há 30 anos o Brasil investe parte de seus recursos na produção de energia mais limpa e que contribua para a diminuição da desigualdade social. Foi com este objetivo que o Programa Nacional do Álcool (PROALCOOL) foi implantado em 1975, e mais recentemente o Programa Nacional de Biodiesel, iniciado em 2003, (SILVA; SAKATSUME, 2007).

Fontes renováveis de energia é o foco atual no estudo de alternativas ao uso do petróleo e de seus derivados para fins energéticos. O PROALCOOL que direcionou o interesse à cana-de-açúcar deu lugar ao PROBIODIESEL, que se voltou a qualquer biomassa viável, técnica e economicamente.

O Brasil possui experiência na produção de energia limpa e alternativa ao petróleo. Além disso, possui um grande potencial para a produção de oleaginosas, além de áreas cultiváveis disponíveis e clima favorável a diversas culturas. Esses fatores, somados a necessidade de fortalecer a agricultura brasileira, e a adoção de políticas de inserção social, fizeram com que o governo publicasse, em 13 de janeiro de 2005, a Lei 11.097, em que estabelece que a partir de primeiro de janeiro de 2008, todo o óleo diesel comercializado no País deverá conter, necessariamente, 2% de biodiesel e em primeiro de janeiro de 2013, esse percentual passará para 5% (MAPA, 2005).

O cultivo da mamona é uma alternativa rentável de cultivo para pequenas propriedades rurais, pois possui comprovado potencial produtivo e demanda uso intensivo de mão-de-obra. Isto ocorre principalmente por se tratar de uma cultura promissora para a produção de biodiesel e pelas características agrônômicas desta cultura, além disso, o óleo de mamona é apropriado para produção de biodiesel, pois é o único 100% solúvel em álcool (COMISSÃO ESPECIAL DE BIOENERGIA-RS, 2006).

O cultivo intensivo ou em novas áreas necessita de estudos de técnicas experimentais adequadas para a condução dos experimentos. Desta forma o

pesquisador necessita de informações para o correto planejamento experimental, tais como: a área experimental adequada, o tamanho de parcela, o delineamento e o número de repetições (CALZADA BENZA, 1954), pois o desconhecimento destas acarretam em aumentos na estimativa do erro experimental. A literatura sobre o tamanho e a forma da parcela para experimentos agrícolas é relativamente abundante, especialmente no que se refere às plantas anuais.

Considerando que na cultura de mamona: alguns estudos de práticas culturais, tal como, a adequação da densidade de semeadura é fundamental para otimizar a produtividade; que o planejamento dos experimentos de avaliação da produtividade de grãos de mamona é importante para qualificar os resultados de pesquisas e, conseqüentemente, possibilitar o retorno econômico aos agricultores; e, a escassez dos trabalhos sobre plano experimental para experimentação com a cultura de mamona, os objetivos deste trabalho foram determinar o tamanho adequado de parcela e o número de repetições e verificar a influência do espaçamento de plantas no plano experimental da cultura de mamona.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 A cultura de mamona

A mamona (*Ricinus communis* L.) é originária da Ásia meridional e foi introduzida em quase todo o mundo, principalmente nas regiões tropicais e subtropicais. É uma planta rústica, heliófila, resistente à seca, pertencente à família das Euforbiáceas, que engloba vasto número de tipos de plantas nativas da região tropical (WEISS, 2000). É uma planta de hábito arbustivo, com diversas colorações de caule, folhas e ráceros (cachos), podendo ou não possuir cera no caule e pecíolo. Os frutos, em geral, possuem espinhos e, em alguns casos, são inermes. As sementes apresentam-se com diferentes tamanhos, formatos e grande variabilidade de coloração. Esta é disseminada por diversas regiões do globo terrestre e cultivada comercialmente entre os paralelos 40° N e 40° S (AZEVEDO et al., 2001).

O óleo de rícino, obtido da mamona, é utilizado como purgativo, na fabricação de tinta, verniz e plástico, enquanto a torta, subproduto da extração do óleo, é usada como adubo (SCAVONE; PANIZZA, 1980). Apesar da alta toxicidade das sementes de mamona, o óleo de rícino não é tóxico, visto que a ricina, proteína tóxica das sementes, não é solúvel em lipídios, ficando todo o componente tóxico restrito à torta (GAILLARD; PEPIN, 1999).

Algumas culturas agrícolas apresentam características de serem produtoras de óleo vegetal e, dentre as oleaginosas com esse potencial, está a mamona com o teor de óleo nas sementes entre 35 a 55% (JUNIOR, 1986). A expansão de seu cultivo se deu, principalmente, devido a sua capacidade de adaptação às diferentes condições ambientais e às diversas possibilidades de uso de seu principal produto, o óleo de rícino, cujo principal emprego é na lubrificação de motores de alta rotação, como é o caso dos motores de aviões. Seu óleo é uma matéria prima de aplicações únicas na indústria química devido às características peculiares de sua molécula: óleo vegetal naturalmente hidroxilado, além de uma composição com predominância

de um único ácido graxo, ricinoléico, o qual lhe confere propriedades químicas atípicas.

Segundo dados da FAO (2006), o Brasil é o terceiro maior produtor de mamona e tem potencial para aumentar rapidamente sua participação nesse mercado, pois dispõe de áreas aptas e tecnologia de cultivo, além de experiência nesse cultivo que tem grande importância para a economia Nacional. As áreas de plantio de mamona no Brasil estão sendo ampliadas de forma rápida para atender à demanda por biodiesel, notadamente, um mercado em expansão em todo o mundo e que tem potencial para trazer importantes benefícios para o País, tais como: a geração de renda no meio rural, a redução da emissão de gás carbônico causador do Efeito Estufa, a diminuição da poluição do ar nas cidades e o fortalecimento da economia Nacional, pela economia de divisas com a importação de diesel (EMBRAPA, 2006).

2.2 Biodiesel

O Brasil é um grande consumidor de óleo diesel devido à prioridade de opção pelo transporte rodoviário. A grande demanda deste derivado de petróleo, a escassez e alta do preço do petróleo, bem como, as preocupações sobre as mudanças climáticas globais, direcionam maior atenção à produção de biodiesel, que é obtido a partir de óleos vegetais (MAIA et al., 2006).

O Brasil vêm buscando matérias-primas que possibilitem oportunidades de desenvolvimento sustentável para as diversas regiões. No cenário de oleaginosas utilizadas para a produção de biodiesel, a mamona é destaque por ser abundante no território brasileiro e também devido ao alto teor de óleo dessa cultura, assumindo um papel de desenvolvimento econômico e social que permitirá o incentivo da agricultura e desenvolvimento da qualidade de vida (AZEVEDO; LIMA, 2001).

Na busca de combustíveis menos poluentes, o uso do óleo de mamona tem benefícios ambientais e técnicos e representa uma grande oportunidade de desenvolvimento. O óleo extraído das sementes dessa planta já possui um mercado internacional crescente, garantido por 700 aplicações que incluem o uso medicinal,

cosmético e substituição do petróleo na fabricação de plásticos e lubrificantes (COSTA et al., 2004). Um grande mercado está surgindo no campo energético, com a expansão do biodiesel. O óleo de mamona é o melhor para produzir biodiesel, por ser o único solúvel em álcool e não necessitar de calor e o consequente gasto de energia, que requerem outros óleos vegetais em sua transformação para combustível (BELTRÃO et al., 2002).

2.3 Plano experimental

O erro experimental, variação aleatória entre repetições de um mesmo tratamento, que ocorre nos experimentos agrícolas é influenciado pela precisão com que os experimentos são conduzidos (CHAVES, 1985). A priori, quanto menor o erro experimental, maior a precisão do experimento. Para a minimização do erro experimental e a otimização dos recursos de pesquisa, alguns fatores devem ser considerados nos experimentos agrícolas, tais como: a escolha adequada do delineamento, a heterogeneidade da área experimental, o número de repetições e o tamanho e a forma adequados de parcela.

O controle do erro pelo delineamento experimental consiste em planejar o experimento visando o controle da variação que ocorre na área experimental. O delineamento adequado depende: da cultura, do número de tratamentos, do tamanho das unidades experimentais e das condições ambientais de cada experimento (STEEL et al., 1997).

A heterogeneidade do solo é decorrente de várias causas, tais como: diferenças de fertilidade do solo, drenagem, relevo, manejo ou resíduos de culturas anteriores, aplicação de adubos para a implantação do experimento (GOMEZ; GOMEZ, 1984; STEEL et al., 1997; STORCK et al., 2000) e pelas diferenças climáticas e edáficas mais intensificadas em regiões de clima tropical (RAMALHO et al., 2000).

Existem, na literatura, diferentes metodologias de determinação do tamanho e da forma das parcelas experimentais, de forma a causar dificuldades na escolha do melhor método a ser utilizado (STORCK, 1979). Dentre as mais utilizadas,

destacam-se: Método da Máxima Curvatura, Método de H. Fairfield Smith, Método da Máxima Curvatura Modificado, Método da Informação Relativa, Método da Regressão Múltipla, Método de W. H. Hatheway, Método de Pimentel Gomes.

O tamanho e a forma das parcelas não podem ser generalizados, pois variam com o solo e com a cultura. A determinação dos mesmos deve ser feita para cada cultura e cada local em que ocorram condições climáticas e de solo diferentes das que já tenham sido determinadas (OLIVEIRA; ESTEFANEL, 1995). O tamanho de parcela influencia diretamente a precisão e o valor dos dados experimentais obtidos.

Vários outros aspectos são importantes para determinar o tamanho ideal de parcela, tais como: presença ou ausência de bordadura, tipo de cultura, número de tratamentos, nível de tecnologia empregada no cultivo e disponibilidade de área e de recursos financeiros (BUENO; GOMES, 1983).

A repetição que constitui um dos princípios básicos da experimentação científica, objetiva propiciar estimativas do erro experimental, tão importante nos testes dos efeitos de tratamento e dos parâmetros dos modelos usados nas pesquisas realizadas por experimentos, e também, permitir a distribuição dos tratamentos em maior espaço do ambiente, com vistas a adequar a extrapolação dos resultados obtidos (DAGNELIE, 1977).

Os trabalhos destinados a determinar o tamanho e a forma das parcelas, em sua grande maioria, são conduzidos por meio de experimentos de uniformidade ou de ensaio em branco. Esses experimentos também são utilizados com outros propósitos, dentre eles, determinar: o número de repetições, a heterogeneidade do solo e a eficiência relativa de determinado delineamento experimental.

O experimento em branco é aquele cultivado em toda a extensão da área com uma determinada espécie, submetendo a práticas culturais idênticas. Em seguida a área é dividida em pequenas parcelas, nas quais a produção de cada parcela é medida separadamente, de tal maneira que o rendimento das parcelas próximas possa ser somado para formar parcelas de diferentes tamanhos e formas. Pode-se, assim, avaliar e comparar a variabilidade do solo, além de outros fatores que também atuam sobre o rendimento das plantas (STORCK et al., 2000).

A redução do erro experimental tem a finalidade de melhorar o poder dos testes, pela diminuição do tamanho do intervalo de confiança das médias. Tal objetivo pode ser alcançado diminuindo as principais fontes de erro, pelo uso das

técnicas experimentais adequadas que, segundo STEEL et al. (1997), são: uso de observações concomitantes; delineamento experimental mais eficiente; e escolha do tamanho e forma da unidade experimental.

Uma forma de minimizar o efeito do erro experimental na qualidade de experimentos é o uso de maior número de repetições, combinado com parcelas menores (GOMES, 1990; STORCK et al., 1997) e, a realização o mais uniforme possível dos tratos culturais inerentes à cultura, no decorrer do experimento (LOPES, 1993; LOPES; STORCK, 1995; LÚCIO, 1997). Estes autores mostram que tratos culturais, como aplicação de inseticidas e adubações desuniformes, são capazes de aumentar o erro experimental. Já o desbaste, distribuição manual de sementes na linha de semeadura e controle de ervas daninhas são capazes de reduzir o erro para experimentos com a cultura do milho.

A magnitude do erro experimental pode ser avaliada, usualmente, pelo coeficiente de variação (CV) e pela diferença mínima significativa (DMS), obtendo-se uma indicação da precisão ou da qualidade experimental. A DMS é calculada como sendo o valor de delta (Δ = diferença mínima significativa para o teste de Tukey) expresso em percentagem da média do experimento, considerando o número de repetições, o nível α de significância desejado, o número de tratamentos do ensaio e os graus de liberdade do erro, sendo função direta do CV, salvo variações nos planos experimentais (LÚCIO, 1997). Quanto menor for o valor do CV e/ou DMS de um ensaio, menor será o erro experimental e, por conseqüência, maior será a precisão e a qualidade deste ensaio. Assim, menores diferenças entre estimativas de médias de tratamentos, mostrar-se-ão como significativas (ESTEFANEL et al., 1987; LOPES, 1993).

Encontram-se ensaios cuja diferença mínima significativa é maior que a média de produtividade obtida pelos produtores (LOPES, 1993), indicando que, nessas condições, a experimentação fica prejudicada, resultando em discriminação ineficiente entre os tratamentos, incorrendo assim em conclusões duvidosas a respeito dos melhores tratamentos a serem recomendados.

2.3.1. Tamanho de parcela e número de repetições

Um dos principais problemas no planejamento de experimentos tem sido a determinação do número de repetições e do tamanho ótimo de parcelas experimentais. Sendo assim, muitas vezes, os pesquisadores têm utilizado soluções empíricas, usando tamanhos práticos no sentido da condução do experimento, da área disponível ou de sua experiência.

Vários são os métodos disponíveis para estimar o melhor tamanho de parcela para experimentos agrícolas, e diferem entre si, com métodos empíricos a métodos mais sofisticados e avançados estatisticamente. A definição de qual método será utilizado para estimativa, vem da experiência do pesquisador, do propósito da pesquisa, da origem dos dados e dos softwares disponíveis para os cálculos necessários.

Pelo método da máxima curvatura, um experimento de uniformidade ou determinada área é colhida, em unidades básicas, as quais são combinadas para formar parcelas experimentais de vários tamanhos. Obtidos os coeficientes de variação, para cada tamanho de parcela, esses são representados graficamente relacionando com o tamanho de cada parcela simulada. O tamanho ótimo da parcela é determinado visualmente, correspondendo ao ponto de máxima curvatura (FEDERER, 1955).

Uma modificação no método da máxima curvatura, proposto por Lessman e Atkins (1963) objetivou eliminar o efeito da escala dos eixos na determinação de ponto de máxima curvatura, através da equação geral do método empírico de Smith (1938). Esse método pode ser utilizado para confirmar os resultados obtidos pelo método de Smith, explicando que as variâncias entre as parcelas e os coeficientes de variação foram obtidas do mesmo grupo de dados e a relação entre variância da produção por área e tamanho de parcela é similar à relação entre coeficiente de variação e tamanho de parcela. Sendo assim, nesse método, o tamanho ótimo de parcela é determinado sem a influência da escala utilizada ou do tamanho da unidade básica.

A medida da heterogeneidade do solo proposta por Smith (1938) é a mais útil, entretanto é considerada insuficiente a ponderação pelo número de graus de liberdade associado a cada variância com x unidades básicas, para obtenção da estimativa do coeficiente de heterogeneidade do solo "b". Hatheway & Williams sugerem uma ponderação que encontre uma estimativa não tendenciosa e de variância mínima assintótica para "b". Este método, também conhecido como

método dos quadrados mínimos generalizados, pondera os logaritmos das estimativas das variâncias pelos elementos da matriz inversa da covariância. Kock e Rigney (1951) propõem sua aplicação tanto a dados provenientes de ensaios em branco quanto para resultados de experimentos comuns.

Hatheway (1961) propôs um método que não leva em consideração os custos de obtenção das informações que eram utilizados no método de Smith. Fez isso combinando a fórmula de Cochran e Cox para determinação do número de repetições a partir da relação de Smith. Sua fórmula leva em consideração o coeficiente de variação, o número de repetições previsto, o coeficiente de heterogeneidade do solo, os valores da distribuição "t" de student nos níveis α e $2(1-P)$ e a diferença mínima significativa entre média de dois tratamentos, medida em porcentagem da verdadeira média.

Outro procedimento utilizado na determinação do tamanho ótimo de parcelas experimentais é a comparação de variâncias. Nesse método (VALLEJO; MENDONZA, 1992; ORTIZ, 1995), inicialmente as variâncias são reduzidas para uma unidade básica, dividindo-se a variância de cada parcela pelo número de unidades básicas correspondentes. Em seguida, são aplicados consecutivos testes de Bartlett, para homogeneidade de variâncias (STEEL et al., 1997), excluindo-se, em cada teste, a parcela de menor tamanho que apresente variância estatisticamente diferente. Quando um grupo de variâncias homogêneas é obtido, escolhe-se o menor tamanho de parcela, dentro desse grupo, como sendo o tamanho ótimo de parcela.

A determinação prévia do número mínimo de repetições necessárias para se obter o melhor resultado tem sido bastante discutida, com muitas soluções propostas, mas, segundo Pimentel Gomes (1990), nenhuma é inteiramente satisfatória. Por sua vez, o uso de parcelas de tamanho ótimo contribui para que se ajuste um razoável número de repetições para obtenção de resultados satisfatórios. Essas parcelas, segundo Rossetti e Pimentel Gomes (1990), em geral associadas a delineamentos ou técnicas experimentais apropriados, contribuem bastante para minimizar a variabilidade normalmente existente.

Alguns experimentos têm identificado a magnitude da variabilidade inerente a alguns tipos de tratamentos, e sua associação com o tamanho e forma ideal de parcela. Lopes e Storck (1998), trabalhando em experimentos com diferentes

adubações em milho, concluíram que existe uma relação entre o tamanho ideal de parcela e o tipo de adubação, em que o tamanho menor de parcela testado apresentou menor variância, no menor nível de adubação química. Em experimentos de competição de genótipos de milho, foi observado que o tamanho ótimo de parcela varia entre os diferentes genótipos (MARTIN, 2003). Lopes; Storck (2005), trabalhando com a cultura do sorgo com diferentes densidades verificou que quando aumentava o número de plantas na linha, resultava em necessidades de parcelas menores.

Nos resultados alcançados na maioria dos trabalhos de determinação de tamanho e forma de parcelas, observa-se que o coeficiente de variação decresce com aumento do tamanho de parcela. O mesmo se observa para parcelas de forma mais estreita e comprida quando comparada com as formas quadradas e largas, se a maior dimensão das parcelas for paralela ao gradiente de fertilidade (GOMES, 1990).

O comprimento e a largura das parcelas são fatores que agem independentemente sobre a variância reduzida, ou seja, o tamanho das parcelas está associado com a forma. Parcelas grandes podem ser usadas quando se dispõe de extensas áreas, e também em áreas heterogêneas para evitar que os tratamentos fiquem em locais muito diferentes. Mesmo quando parcelas muito grandes são exigidas, pode-se fazer uma melhor alocação das unidades básicas adotando-se um maior número de repetições, o que resolve o problema na maioria dos casos (FLEMING, 1957).

O número de repetições necessários para experimentos deve ser suficiente para se obter uma satisfatória precisão da estimativa do erro. Assim, experimentos com menor número de tratamentos necessitam maior número de repetições e vice-versa. Parcelas menores e um número pequeno de repetições são mais eficientes do que um número pequeno de repetições usando grandes parcelas.

Os custos para determinar o tamanho e forma das parcelas, são importantes, contudo, segundo Storck (1979), quando se requer grau de precisão elevado, desconsidera-se os fatores econômicos e práticos, sendo necessário estimar o tamanho de parcelas estatisticamente.

2.3.2 Resultados de pesquisa

As determinações do tamanho de parcela e do número de repetições são realizadas há muito tempo, principalmente nas grandes culturas: feijoeiro (BERTOLUCCI, 1989; ESTEFANEL et al., 1993), milho (STORCK, 1980; SILVA et al., 1987; RESENDE, 1997) e soja (STORCK, 1982). Com intuito de aumentar a precisão de seus experimentos, alguns autores têm estudado o plano experimental mais adequado na área florestal e também nas chamadas 'pequenas' culturas agrícolas: seringueira (OLIVEIRA, 1986; ROSSETTI, 1988), eucalipto (ZANON; STORCK, 2000), batata (BEARZOTI, 1996), porongo (BISOGNIN, 1988), cajueiro-anão (ROSSETTI, 1996) e tomateiro (LOPES et al., 1998).

Contudo, para algumas culturas e/ou sistemas de produção agrícola, como por exemplo, ambientes protegidos, existe uma grande escassez de informações do plano experimental, para aumentar a confiabilidade dos resultados obtidos com aquelas culturas e/ou sistemas.

3 MATERIAL E MÉTODOS

Os dados de produção da cultura de mamona foram coletados durante o ano agrícola 2007/2008, no Departamento de Fitotecnia da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM), com coordenadas 29° 43' 23" S e 53° 43' 15" W e altitude de 95 m. O clima da região, segundo a classificação de Köeppen, é Cfa Subtropical úmido, sem estação seca definida, com verões quentes (MORENO, 1961). Foi utilizado o híbrido comercial de mamoneira Sara, que apresenta alta porcentagem de flores femininas, precocidade (90 a 120 dias), fruto indeiscente, porte baixo, cacho menos compacto e a arquitetura de planta mais aberta, sendo desenvolvida para as condições do Rio Grande do Sul, apresentando excelente rendimento de óleo

Antes da instalação do experimento em campo, em maio de 2007, foi realizada a análise de solo no Laboratório de Análises de Solos da UFSM. Conforme os resultados da análise, foram adicionadas cinco toneladas por hectare de calcário Filler, em 17 de julho de 2007, sendo incorporado através de uma lavração com arado de discos. Posteriormente, foram realizadas três gradagens, com grade de discos (10/09/2007, 10/10/2007 e 18/10/2007), com o objetivo de nivelamento e destorroamento do solo.

A semeadura da cultura foi realizada manualmente, no dia 19 de outubro de 2007. As covas foram abertas com auxílio de enxadas. Foram colocadas duas sementes por covas e aos 20 dias após a semeadura (DAS), realizado o desbaste manual. O período recomendado para a semeadura da cultura na região de Santa Maria é de 21 de setembro a 31 de dezembro (WREGGE et al., 2007).

Duas semanas antes da semeadura, foi realizada a adubação de base, de acordo com resultados de análise do solo, e seguindo as recomendações de adubação e calagem para a cultura de mamona no Rio Grande do Sul (SCIVITTARO; PILLON, 2006). A adubação de base foi constituída de: 15 kg ha⁻¹ de N (33,33 kg ha⁻¹ de uréia), 45 kg ha⁻¹ de P₂O₅ (98 kg ha⁻¹ de Supertriplo) e 15 kg ha⁻¹ de K₂O (26 kg ha⁻¹ de Cloreto de potássio). Em cobertura foi aplicado apenas nitrogênio (80 kg ha⁻¹), na forma de uréia (178 kg ha⁻¹).

O controle de plantas daninhas durante todo ciclo da cultura foi realizado através de capinas manuais. O controle de pragas e doenças foi efetuado segundo recomendação de Embrapa (2006).

Foram realizadas duas colheitas, conforme a maturação total dos ramos. As colheitas foram realizadas com o uso de tesoura de poda para o corte dos ramos. Após o corte, os ramos foram acondicionados em sacos de papel, identificados com o número de cada planta. A secagem dos ramos foi realizada em estufa a temperatura de 40°C por 24 horas.

A semeadura foi realizada em três áreas, cada uma constituída por 12 fileiras, com espaçamento entre plantas de 0,4, 0,6 e 0,8 m, e os espaçamentos entre linhas de 1,2 m. Avaliaram-se, em cada planta: número de ramos, peso de frutos ($g\ planta^{-1}$), comprimento médio dos ramos (cm) e número total de frutos, identificando-se a planta pelo número de ordem da fileira e da planta dentro da fileira. Utilizando-se: 432 plantas (12 fileirasx36 plantas) no espaçamento 0,4 m; 288 plantas (12 fileirasx24 plantas) no espaçamento 0,6 m; e, 216 plantas (12 fileirasx18 plantas) no espaçamento 0,8 m, como unidades básicas em cada uma das três áreas. Simularam-se tamanhos de parcela, formadas por X_1 fileiras de largura (fileiras) e X_2 plantas de comprimento (colunas). Os tamanhos de parcelas foram simulados pelo agrupamento de plantas contíguas, de modo que $X_1 \cdot X_2 = X$, sendo X o tamanho de parcela em número de plantas. Os tamanhos ($X_1 \cdot X_2$) simulados foram: 1*1, 1*2, 1*3, 1*4, 1*6, 1*9, 2*2, 2*3, 2*4, 2*6, 2*9, 3*3, 3*4, 3*6, 3*9.

Foram estabelecidas as variáveis: número de parcelas (N), com X unidades básicas (UB), de tamanho calculado por $N = 36/X$, no espaçamento 0,4 m; $N = 24/X$ no espaçamento 0,6; e, $N = 18/X$ no espaçamento 0,8 m; média das parcelas [$M(x)$], com X UB de tamanho; variância entre parcelas [$V(x)$] de X UB de tamanho; variância por UB [$VU(x)$], calculada entre as parcelas de X UB = $V(x)/X^2$; e coeficiente de variação entre as parcelas [$CV(x)$] de X UB de tamanho (ANEXO 1).

Após o cálculo das estatísticas, foi estimado, para cada parcela, o índice de heterogeneidade do solo (b), segundo a relação empírica $VU(x) = V1/X^b$ para produtividade de grãos (SMITH, 1938). O valor de b foi estimado como um coeficiente de regressão linear, pela logaritmização da função $VU(x) = V1/X^b$ e a estimação ponderada pelos graus de liberdade, associados aos quatro tipos de parcelas simulados (STEEL et al., 1997). No modelo, $V1$ é o parâmetro para estimar

a variância entre as parcelas de uma UB. Também foram avaliados, de forma semelhante, os parâmetros da função $CV(x) = A/X^B$.

Utilizando-se as estimativas dos parâmetros das funções $VU(x) = V_1/X^b$ e $CV(x) = A/X^B$, e a média das parcelas com uma UB (M_1), foram obtidas as estimativas do tamanho ótimo de parcela, pelos métodos de máxima curvatura modificada (MO), máxima curvatura em função da VU (MV) e máxima curvatura em função do CV (MC), respectivamente:

$$MO = \exp\{[1/(2B + 2)]\ln[A^2B^2(2B + 1)/(B + 2)]\} \text{ (MEIER; LESSMAN, 1971);}$$

$$MV = \exp\{[1/(2b + 2)]\ln[bV_1^2(2b + 1)/(b + 2)]\} \text{ (THOMAS, 1974); e}$$

$$MC = \exp\{[1/(b + 2)]\ln[b^2(b + 1)V_1/(2(b + 4)M_1^2)]\} \text{ (THOMAS, 1974).}$$

Com as mesmas estimativas dos parâmetros das funções, $VU(x) = V_1/X^b$ e $CV(x) = A/X^B$, também foi obtida a estimativa da diferença entre médias de tratamentos, expressos em percentagem da média (D), pelo método de Hatheway

(1961), cuja fórmula é $D = \sqrt{2(t_1 + t_2)^2 A^2 / rX_0^b}$. Na expressão de D, r é o número de repetições, X_0 é o tamanho ótimo de parcelas, em números de plantas; A e b são estimativas obtidas nas funções $CV(x)=A/X^B$ e $VU(x)=V_1/X^b$, t_1 é o valor tabelado de t para testes de significância (bilateral a 5%) e t_2 é o valor tabelado de t correspondente a um erro de $2(1-P)$, sendo $P=0,80$ a probabilidade de se obter resultados significativos. Os valores tabelados da distribuição t-student foram obtidos com GL graus de liberdade, considerando-se o delineamento inteiramente casualizado, ou seja, $GL=(r-1)$. O número de tratamentos (l) foi arbitrado em 6, 12 e 18 e o número de repetições (r) foi arbitrado em 3, 5, 8 e 12.

Para comparar o efeito dos três espaçamentos, foi usada a função $CV(x)=A/X^B$, cuja transformação logarítmica resulta no modelo $Y = \alpha_k + \beta_k X + \varepsilon$, estimada de forma conjunta para as três áreas, para k variando de 1 a 3. Foi usado o teste de paralelismo ($H_{01} : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_K$), mesma origem ($H_{02} : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_K$) e coincidência ($H_{03} : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_K, \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_K$) entre os três espaçamentos (SEBER, 1976). Para testar estas hipóteses, foram calculadas as estatísticas

$$F_c = \frac{(SQE_{H_0} - \sum_k^K SQE_k)/(K - 1)}{\sum_k^K SQE_k / (n - 2K)} \quad \text{para} \quad H_{01} \quad \text{e} \quad H_{02} \quad \text{e}$$

$$F_c = \frac{(SQE_{Ho} - \sum_k^K SQE_k) / (2K - 2)}{\sum_k^K SQE_k / (n - 2K)} \text{ para } H_{03}, \text{ em que } SQE_{Ho} \text{ é a Soma de Quadrado}$$

(SQ) dos erros conjunto (usando as três áreas nos 15 tamanhos de parcelas simulados); $\sum_k^K SQE_k$ é a soma das SQ dos erros das duas datas de semeadura (três áreas em 15 tamanhos de parcela); K é o número espaçamentos (K=3); n é o número total de observações (tamanho de parcelas e número de áreas).

As análises foram realizadas com o auxílio dos pacotes estatísticos: software científico – NTIA (EMBRAPA, 1997), desenvolvido pelo Centro Tecnológico para Informática e um programa em linguagem Fortran (ABOU-EL-FITTOUH et al., 1974).

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Durante a condução do experimento, foram identificadas algumas plantas do híbrido Lyra, portanto, havia uma mistura de híbridos nas sementes utilizadas. Com isso, no momento da colheita das plantas, anotou-se o híbrido correspondente, e para eliminar o efeito de híbrido do ensaio em branco, subtraiu-se o efeito estimado dessa causa de variação, a partir do modelo matemático de efeitos aditivos, e obteve-se a avaliação de cada uma das três áreas, como um ensaio de uniformidade (RAY et al., 1973) no seu respectivo espaçamento entre plantas (0,4, 0,6 e 0,8 m).

A precipitação pluvial elevada no momento da semeadura, aliada a baixa qualidade fisiológica da semente (teste de germinação: em torno de 50%), ocasionaram perdas de unidades básicas (covas sem plantas). Para fins de cálculo das estatísticas necessárias ao estudo do plano experimental para a cultura da mamoneira, os valores das variáveis nas unidades básicas sem plantas foram considerados como a média das duas plantas vizinhas.

Os valores estimados pelos três métodos de determinação de tamanho de parcela (MO, MV e MC) tiveram grande variação, de 0,29 plantas (MC) até 13,29 plantas (MV) (Tabela 1).

Tabela 1 - Tamanho ótimo de parcela, usando-se os métodos de máxima curvatura modificada (MO), máxima curvatura em função da VU (MV), e máxima curvatura em função de CV (MC), para três espaçamentos entre plantas (0,4, 0,6 e 0,8m) de quatro variáveis, em plantas de mamona. Santa Maria 2007/2008.

Espaçamentos	MO	MV	MC
	Número de ráceros planta ⁻¹		
0,4 m	8,93	2,09	0,35
0,6 m	8,95	2,43	0,35
0,8 m	8,49	2,45	0,41
	Peso de frutos planta ⁻¹ (g)		
0,4 m	8,08	12,15	0,33
0,6 m	8,38	13,29	0,39
0,8 m	7,66	11,85	0,43
	Comprimento médio dos ráceros (cm)		
0,4 m	7,89	3,24	0,33
0,6 m	7,48	3,17	0,33
0,8 m	7,52	3,06	0,43
	Número total de frutos planta ⁻¹		
0,4 m	7,54	9,80	0,29
0,6 m	8,88	10,43	0,45
0,8 m	7,91	9,27	0,49

O método MC apresentou estimativas de tamanho de parcela sempre menores do que uma planta, e o método MV apresentou resultados muito variáveis conforme a variável resposta em estudo (2,09 plantas para número de ráculos planta⁻¹ até 13,29 plantas para peso de frutos planta⁻¹, em gramas). Conforme, Lopes et al. (2005), os métodos MV e MC têm apresentado resultados inadequados tanto em condição de baixo número de unidades básicas, quanto em ensaios com número de unidades básicas relativamente altos. Portanto, optou-se pelos resultados obtidos pelo método de máxima curvatura modificada (MO).

Na Tabela 2, observa-se que para todas as variáveis, o coeficiente de determinação das funções $CV(x)=A/X^B$ e $VU(x)=V_1/X^b$ foi elevado, revelando um bom ajuste das funções e estimativas confiáveis dos parâmetros. Observa-se ainda pouca variação do coeficiente de variação e do índice de heterogeneidade entre espaçamentos, o que significa variabilidade semelhante entre esses.

Tabela 2 - Estimativas da média da unidade básica (M(1)), dos parâmetros das relações $CV(x)=A/X^B$ e $VU(x)=V_1/X^b$, coeficiente de determinação (R^2) e do tamanho ótimo de parcela (X_0), para cada um dos três espaçamentos entre plantas (0,4, 0,6 e 0,8 m) e no conjunto dos três espaçamentos, para quatro variáveis observadas em plantas de mamona. Santa Maria 2007/2008.

Esp (m ²)	M(1)	A	B	V ₁	b	R ²	X ₀
Número de ráculos planta ⁻¹							
0,4	7,1124	61,17	0,4201	18,929	0,8402	0,94	8,93
0,6	9,3494	61,38	0,4192	32,938	0,8385	0,94	8,95
0,8	10,9431	55,18	0,5139	36,459	1,0277	0,84	8,49
Média	9,135	59,24	0,4511	29,442	0,9021	0,91	8,79
Conjunto	-	56,49	0,4274	32,848	0,9668	0,82	8,47
Peso de frutos planta ⁻¹ (g)							
0,4	227,91	52,47	0,4411	14311,2	0,8826	0,85	8,08
0,6	321,48	54,25	0,4968	30432,2	0,9939	0,94	8,38
0,8	433,45	47,05	0,6003	41581,0	1,2004	0,94	7,66
Média	327,61	51,26	0,5127	28774,8	1,0256	0,91	8,04
Conjunto	-	46,61	0,4656	30463,9	1,0874	0,86	7,51
Comprimento médio dos ráculos (cm)							
0,4	19,665	50,56	0,4445	98,841	0,8889	0,98	7,89
0,6	21,208	46,17	0,4731	95,843	0,9460	0,97	7,48
0,8	22,918	45,81	0,6098	110,335	1,2202	0,97	7,52
Média	21,264	47,51	0,5091	101,673	1,0184	0,97	7,63
Conjunto	-	42,80	0,4577	89,148	0,9516	0,80	7,07
Número total de frutos planta ⁻¹							
0,4	155,07	48,11	0,4188	5547,5	0,8368	0,84	7,54
0,6	214,25	59,12	0,5444	16046,1	1,0888	0,96	8,88
0,8	285,04	50,23	0,6554	20494,2	1,3106	0,96	7,91
Média	218,12	52,49	0,5395	14029,27	1,0787	0,92	8,11
Conjunto	-	47,47	0,4881	13724,72	1,1222	0,87	7,65

Para todas as variáveis estudadas, o valor de b foi alto, variando de 0,8368 a 1,3106, independentemente do espaçamento utilizado e, nestes casos, conforme estudos de Lin e Binns (1986), os experimentos devem ser estruturados com parcelas maiores e menor número de repetições. Apesar de todas as variáveis, em todos os espaçamentos entre plantas, apresentarem um índice de heterogeneidade alto, parece existir uma tendência linear positiva entre os espaçamentos utilizados e o valor de b , ou seja, quanto mais próximas as plantas, menor a variabilidade do ambiente. É importante ressaltar, que a área dos três ensaios em branco (0,4, 0,6 e 0,8m) foi a mesma, porém o número de plantas utilizados para estimar o b , em cada ensaio, foi diferente (0,4m = 432 plantas; 0,6m = 288 plantas; e, 0,8m = 216 plantas).

Considerando a função $CV(x)=A/X^B$, para todas as variáveis e em todos os espaçamentos entre plantas, houve pouca variação das estimativas dos parâmetros A (variou de 46,17 a 61,38%) e B (variou de 0,4188 a 0,6554), com as quais se estima o tamanho ótimo de parcela, portanto, espera-se que o tamanho de parcela (X_0) também tenha pouca variação entre os diferentes espaçamentos entre plantas, em todas as variáveis.

Considerando a média de 7,675 unidades básicas entre todas as variáveis para o cálculo conjunto, o tamanho ótimo de parcela foi de oito plantas para todos os espaçamentos e para todas as variáveis. No entanto, deve-se lembrar de que a área do tamanho ótimo de parcela em cada espaçamento depende da área ocupada pela unidade básica. Assim a área da parcela foi de: 3,84 m²; 5,76 m² e 7,68 m² para os espaçamentos entre plantas de 0,4 m; 0,6 m e 0,8 m, respectivamente. Isso mostra que a utilização de maior quantidade de plantas na linha (plantas mais próximas, menor valor de b) faz com que sejam necessárias parcelas de menor tamanho. Esse resultado corrobora as conclusões obtidas por Lopes et al. (2005) para a cultura do sorgo granífero. Portanto, no planejamento de experimentos deve-se priorizar, quando possível, a utilização de espaçamentos menores entre plantas o que torna o trabalho mais fácil e de menor custo, sendo também, uma alternativa de uso para experimentos conduzidos em áreas restritas.

A estimativa de oito plantas para o tamanho de parcela nos diferentes espaçamentos utilizados, permite observar que o mais importante é a variabilidade inerente as variáveis das plantas e não a área experimental.

Considerando experimentos em que se estudem espaçamentos entre plantas, e, logicamente, com um único tamanho de parcela, possivelmente existirá uma maior representatividade e/ou precisão nos menores espaçamentos entre plantas (maior número de plantas por parcela) do que nos maiores espaçamentos, o que pode levar a heterogeneidade de variâncias dos erros (LOPES et al., 2005), com efeitos ainda mais evidentes, se a parcela for dimensionada para o tamanho ótimo de parcela na condição de menor espaçamento entre plantas.

Com o valor de A, da função $CV(x)=A/X^B$, próximo a 50%, e com uma estimativa de b, da função $VU(x)=V1/X^b$, próximo à unidade e o tamanho ótimo da parcela igual a oito plantas (tamanho ótimo proposto), observam-se variações da precisão de experimentos nesta área, com pouca variação da precisão relacionadas ao número de tratamentos e grandes variações quanto ao número de repetições (Tabela 3). Porém, aumentos no tamanho de parcela apresentam maior eficiência no aumento da precisão experimental quando se usa poucas repetições, isso foi amplamente relatado em estudos de Lin e Binns (1986).

Tabela 3 - Diferença entre médias de tratamentos em percentagem da média (D) para experimentos com variação no número de tratamentos (l) e no número de repetições (r) e respectivos coeficiente de variação (CV) e índice de heterogeneidade (b) para cada variável de plantas de mamona, usando parcelas de oito plantas. Santa Maria 2007/2008.

Número de tratamentos	Número de repetições (r)			
	3	5	8	12
Número de ramos planta ⁻¹ (CV=59,24; b=0,9021)				
6	57,9	42,5	32,8	26,5
12	54,8	41,4	32,3	26,3
18	53,9	41,0	32,2	26,2
Peso de frutos planta ⁻¹ (CV=51,26; b=1,0256)				
6	42,2	30,9	23,9	19,3
12	39,9	30,1	23,5	19,1
18	39,2	29,8	23,4	19,1
Comprimento médio dos ramos (CV=47,51; b=1,0184)				
6	44,6	32,7	25,3	20,4
12	42,2	31,8	24,9	20,2
18	41,5	31,6	24,8	20,2
Número total de frutos planta ⁻¹ (CV=52,49; b=1,0787)				
6	41,4	30,4	23,5	19,0
12	39,2	29,6	23,1	18,8
18	38,5	29,3	23,0	18,7

O paralelismo dos índices de heterogeneidade do solo (b), entre os pares de espaçamentos, foi significativo, ou seja, não-paralelo, principalmente, quando são comparados os espaçamentos extremos (Tabela 4).

Tabela 4. Níveis mínimos de significância do teste de hipótese para paralelismo, mesma origem e coincidência da função $CV(x)=A/X^B$, comparando os três espaçamentos entre plantas (0,4, 0,6 e 0,8 m), dois a dois, para quatro variáveis observadas em plantas de mamona. Santa Maria 2007/2008.

Teste	Contraste	Número de ramos planta ⁻¹	Peso de frutos planta ⁻¹ (g)	Comprimento médio dos ramos (cm)	Número total de frutos planta ⁻¹
Paralelismo	0,4 vs 0,6	0,990	0,437	0,465	0,067
	0,4 vs 0,8	0,172	0,025	0,000	0,001
	0,6 vs 0,8	0,196	0,162	0,002	0,111
Mesma origem	0,4 vs 0,6	0,984	0,847	0,340	0,206
	0,4 vs 0,8	0,534	0,513	0,283	0,781
	0,6 vs 0,8	0,520	0,395	0,931	0,300
Coincidência	0,4 vs 0,6	0,993	0,096	0,000	0,033
	0,4 vs 0,8	0,000	0,000	0,000	0,000
	0,6 vs 0,8	0,000	0,000	0,000	0,000

Possivelmente, a observação de tendência linear positiva entre os espaçamentos e o valor de b (Tabela 2) também sirva de explicação para a ausência de paralelismo entre os espaçamentos de 0,4 e 0,8m, pois estes apresentaram em média, para todas as variáveis, as maiores diferenças no índice de heterogeneidade (0,4m, $b=0,8621$; e, 0,8m, $b= 1,1897$). Considerando, que as áreas experimentais dos três ensaios em branco (0,4, 0,6 e 0,8m) foram próximas, e os efeitos ambientais no valor de b sejam pequenos, o não-paralelismo, bem como, a não-coincidência, ainda poderiam ser explicados pelo espaço físico diferenciado que cada unidade básica e os tamanhos de parcela simulados ocupam nos diferentes espaçamentos.

5 CONCLUSÕES

O tamanho ótimo de parcela é de oito plantas para todos os espaçamentos e para todas as variáveis.

Considerando um coeficiente de variação em torno de 50% e um índice de heterogeneidade alto ($> 0,7$) é possível detectar diferenças entre médias de tratamentos que variam de 19 a 58%, para experimentos planejados com números de repetições entre 3 e 12, e números de tratamentos entre 6 e 18, para variáveis do rácemo de mamoneira.

O tamanho de parcela e/ou da área experimental depende do número de plantas na parcela e não da área por ela ocupada.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABOU-EL-FITTOUH, H.A.; EL-BAKRY, A.E.; EL-SERGANY, D.Z. A program for studying the optimum plot size in field experiments on the computer. **Agricultural Research Review**, v.52, p.85-90, 1974.

AZEVEDO, D.M.P. de; LIMA, E. F. eds. O Agronegócio da mamona no Brasil. Brasília: Embrapa – SCT, 2001. 350p.

BEARZOTI, E.; PINTO, C. A. B. P. Dimensionamento de parcela em experimentos de seleção em batata (*Solanum tuberosum* L.). **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v.20, n.2, p.151-159, 1996.

BELTRÃO, N. E. de M; et al. **Cultivo da mamona consorciada com o feijão caupi para o semi-árido nordestino em especial do Piauí**. Campina Grande: Embrapa Algodão, 2002, 44p. (Documento, 97).

BERTOLUCCI, F. de L.; DUARTE, G. de S.; RAMALHO, M. A. P. Tamanho de parcela para avaliação de progênies do feijoeiro. In: SIMPÓSIO DE ESTATÍSTICA APLICADA À EXPERIMENTAÇÃO AGRONÔMICA, 1989, Lavras, SP. **Resumos - conferências e comunicações....** Lavras: Escola Superior de Lavras, 1989, p. 47-48.

BISOGNIN, D. A.; ESTEFANEL, V. Determinação do tamanho de parcela na cultura do porongo *Lagenaria siceraria* (Mol.) standl. **Ciência Rural**. Santa Maria, v.18, n.3-4, p.197-200, 1988.

BUENO, A.; GOMES, F. P. Estimativa do tamanho de parcela em experimento de mandioca. **Revista Brasileira de Mandioca**, Cruz das Almas, v.2, n. 2, p. 39-44, 1983.

CALZADA BENZA, J. **El error experimental y la precision em los experimentos. Experimentacion agrícola**. Lima : Ediciones agor Ganaderia S.A., 1954.

CHAVES, L. J. **Tamanho de parcela para seleção de progênies de milho** (*Zea mays* L.). 1985. 148f. Tese (Doutorado em Fitotecnia) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 1985.

COMISSÃO ESPECIAL DA BIOENERGIA. **Mamona petróleo verde - uma alternativa de verdade**. Porto alegre: [s.n.], 2006. 53p. (Documentos, 1).

COSTA, H. M. da. et al. Polímeros: **Ciência e Tecnologia**, v. 14, n.1, p. 46-50, 2004.

DAGNELIE, P. **Théorie et méthodes statistiques**. Paris: Agronomiques de Gembloux, 1977. v. 2, 248p.

EMBRAPA. **Ambiente de software NTIA, versão 4.2.2: manual do usuário - ferramental estatístico**. Campinas: Centro Nacional de Pesquisa Tecnológica em Informática para a Agricultura, 1997. 258p.

EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa em Algodão. **Mamona: 500 perguntas 500 respostas**. Brasília: Embrapa Informação Tecnológica, 2006. 248p.

ESTEFANEL, V.; PIGNATARO, I. A. B.; STORCK, L. Avaliação do coeficiente de variação de experimentos com algumas culturas agrícolas. SIMPÓSIO DE ESTATÍSTICA APLICADA À EXPERIMENTAÇÃO AGRONÔMICA, 2., Londrina, 1987. **Anais...** Londrina: DME/CCE/Universidade Estadual de Londrina, 1987. 325 p. p. 115-131.

ESTEFANEL, V. et al. Determinação do tamanho ideal da parcela para estimar o rendimento de grãos da cultura do feijoeiro. **Ciência Rural**, Santa Maria, RS, v. 23, n. 1, p. 97-98, 1993.

FAO STATISTICS. **Production and trade – Castor beans**. Disponível em: <<http://faostat.fao.org/>> Acesso em: 07 ago. 2006.

FEDERER, W. T. **Experimental design**. New York: McMillan, 1955. 544p.

FLEMING, A. A.; ROGERS, T. H.; BANCROFT, T. A. Field plot technique with hybrid corn under Alabama conditions. **Agronomy Journal**, Madison, v.49, p.1-4, 1957.

GAILLARD, Y.; PEPIN, G. Poisoning by plant material: review of human cases and analytical determination of main toxins by higher-performance liquid chromatography-(tandem) mass spectrometry. **Journal of Chromatography**, v.733, n.181-229, 1999.

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

GOMES, F. P. **Curso de estatística experimental**. 13. ed. Piracicaba: Nobel, 1990, 468 p.

HATHEWAY, W. H., WILLIAMS, E. J. Efficient estimation of the relationship between plot size and the variability of crop yields. *Biometrics*, Tallahassee, 14: 207-22.

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

JUNIOR, F. A. **Mamona uma rica fonte de óleo e de vitaminas**. São Paulo: Ícone, 1986, p. 71.

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

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

LOPES, S. J. **Avaliação do efeito de diferentes formas de adubação sobre a precisão de ensaios de milho**. Santa Maria: UFSM, 1973. 72f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Curso de Pós-Graduação em Agronomia, Universidade Federal de Santa Maria, 1993.

LOPES, S. J.; STORCK, L. A precisão experimental para diferentes manejos na cultura do milho. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.25, n.1, p.49-53, 1995.

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.; STORCK, L. Heterogeneidade do solo sob diferentes adubações na cultura do milho. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.28, p.361-366, 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. **Parâmetros da precisão experimental das principais culturas anuais do Estado do Rio Grande do Sul**. Santa Maria: UFSM, 1997. 64f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Curso de Pós-Graduação em Agronomia, Universidade Federal de Santa Maria, 1997.

MAIA, A. C. S. et al. Estudo do impacto da adição do biodiesel de mamona ao óleo diesel mineral sobre a propriedade viscosidade cinemática. Congresso brasileiro de mamona, 2., Aracaju 2006. **Anais...** Aracaju:_____2006.

ESTEFANEL, V.; PIGNATARO, I. A. B.; STORCK, L. Avaliação do coeficiente de variação de experimentos com algumas culturas agrícolas. SIMPÓSIO DE ESTATÍSTICA APLICADA À EXPERIMENTAÇÃO AGRONÔMICA, 2., Londrina, 1987. **Anais...** Londrina: DME/CCE/Universidade Estadual de Londrina, 1987. 325 p. p. 115-131.

MAPA. **Diretrizes da política de agroenergia 2006-2011**, 2005.

MARTIN, T.N. **Contribuição das bases genéticas de milho para o plano experimental**. 2003. 86f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2003.

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

MORENO, J. A. **Clima do Rio Grande do Sul**. Porto Alegre: Secretaria da Agricultura, 1961. 41p.

OLIVEIRA, P. H.; ESTEFANEL, V. Tamanho e forma da parcela para avaliação do rendimento em experimentos com batata. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 25, n.2, p.205-220, 1995.

OLIVEIRA, D. A. et al. Índice de sanidade e tamanho de parcela na avaliação da incidência de *Microcyclus ulei* em viveiro de seringueira (*Hevea brasiliensis*). **Fitopatologia Brasileira**, Brasília, v.11, p.847-855, 1986.

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. **Curso de estatística experimental**. 13. ed. Piracicaba: Nobel, 1990. 468p.

RAMALHO, M. A. P. et al. **A experimentação em genética e melhoramento de plantas**. Lavras: EDUFLA, 2000. 326p.

RAY, S.; SHARMA, C.B.; SHUKLA, V. Technique of estimating optimum size and shape of plot from fertiliser trial data. **Journal of the Indian Society of Agricultural Statistics**, Bangalore, v.25, n.2, p. 193-196, 1973.

RESENDE, M. D. V., SOUZA JÚNIOR, C. L. Número de repetições e tamanho de parcela para seleção de progênies de milho em solos sob cerrado e fértil. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.32, n.8, 1997.

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

ROSSETTI, A. G.; GOMES, F. P.; VIEGAS, R. M. F. Tamanho ótimo de parcelas experimentais em viveiro de seringueira. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 23, n. 6, p. 621-625, 1988.

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

SCAVONE, O.; PANIZZA, S. **Plantas tóxicas**. São Paulo: CODAC-USP, 1980. ___p.

SCIVITTARO, W. B.; PILLON, C. N. Calagem e adubação para a cultura da mamona no Sul do Brasil. (**Comunicado Técnico n° 150**), Embrapa Clima Temperado, 2006.

SEBER, G. A. F. **Linear regression analysis**. New York: John Wiley & Sons, 1976. 465p.

SILVA, E. M.; SAKATSUME, F. **A Política Brasileira de Biocombustíveis**. Rio de Janeiro: Agência Brasileira de Desenvolvimento Industrial, 2007. ___p.

SILVA, P. S. L., MACHADO, A. A., MOURA, M. M. Tamanho e forma de parcela para experimentação com milho irrigado. **Ciência e Cultura**, v.39, n.12, p.1178-1181, 1987.

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

STEEL, R. G. D. et al., **Principles and procedures of statistics: a biometrical approach**. 3ed. New York: McGraw-Hill Book, 1997. 666p.

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

STORCK, L.; UITDEWILLIGEN, W. P. M. Estimativa para tamanho e forma de parcela e número de repetições para experimentos com milho (*Zea mays* L.). **Agronomia Sulriogradense**, Porto Alegre, v.16, n.2, p.269-282, 1980.

STORCK, L.; SACCOL, A. V.; SCHNEIADER, F. M. Comparação de métodos de estimativa do índice de heterogeneidade do solo e do tamanho ótimo de parcela em experimento com soja. **Revista do Centro de Ciências Rurais**, Santa Maria, v.12, n.2-3, p.189-202, 1982.

STORCK, L. et al. **Experimentação II**. Santa Maria: UFSM, 1997. 197p..

STORCK, L. et al. **Experimentação vegetal**. Santa Maria: UFSM, 2000. 198p.

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

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

WEISS, E. A. **Oilseed crops**. London: Longman, 2000. 660p.

WREGGE, M. S. et al. **Zoneamento agroclimático para mamona no Rio Grande do Sul**. Pelotas: Embrapa Clima Temperado, 2007. 30p. (Documentos, 192).

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

APÊNDICES

Apêndice A - Número de parcelas planejadas (N) com X unidades básicas de tamanho (com L plantas de largura e C plantas de comprimento) com as respectivas estatísticas: média das parcelas [M(x)], variância por UB [VU(x)] e coeficiente de variação entre as parcelas [CV(x)], para cada um dos três espaçamentos entre plantas (0,4, 0,6 e 0,8) para a variável número de ráceros planta⁻¹ de plantas de mamona. Santa Maria 2007/2008.

Trat	L	C	X	N	M(x)	Vu(x)	CV(x)
0,4	1	1	1	432	7,11	28,823	75,5
0,4	1	2	2	216	14,22	13,422	51,5
0,4	1	3	3	144	21,34	8,489	41,0
0,4	1	4	4	108	28,45	6,690	36,4
0,4	1	6	6	72	42,67	4,502	29,8
0,4	1	9	9	48	64,01	3,480	26,2
0,4	2	2	4	108	28,45	6,306	35,3
0,4	2	3	6	72	42,67	3,697	27,0
0,4	2	4	8	54	56,90	2,649	22,9
0,4	2	6	12	36	85,35	1,879	19,3
0,4	2	9	18	24	128,02	1,692	18,3
0,4	3	3	9	48	64,01	2,923	24,0
0,4	3	4	12	36	85,35	2,254	21,1
0,4	3	6	18	24	128,02	1,462	17,0
0,4	3	9	27	16	192,03	1,381	16,5
0,6	1	1	1	288	9,35	39,960	67,6
0,6	1	2	2	144	18,70	20,808	48,8
0,6	1	3	3	96	28,05	14,825	41,2
0,6	1	4	4	72	37,40	10,767	35,1
0,6	1	6	6	48	56,10	8,954	32,0
0,6	2	2	4	72	37,40	10,196	34,2
0,6	2	3	6	48	56,10	6,410	27,1
0,6	2	4	8	36	74,79	4,533	22,8
0,6	2	6	12	24	112,19	3,932	21,2
0,6	3	3	9	32	84,14	5,018	24,0
0,6	3	4	12	24	112,19	3,822	20,9
0,6	3	6	18	16	168,29	3,303	19,4
0,8	1	1	1	216	10,94	48,798	63,8
0,8	1	2	2	108	21,89	22,789	43,6
0,8	1	3	3	72	32,83	13,990	34,2
0,8	1	6	6	36	65,66	8,833	27,2
0,8	2	2	4	54	43,77	9,596	28,3
0,8	2	3	6	36	65,66	3,360	16,8
0,8	2	6	12	18	131,32	2,114	13,3
0,8	3	3	9	24	98,49	3,225	16,4
0,8	3	6	18	12	196,98	2,335	14,0

Apêndice B - Número de parcelas planejadas (N) com X unidades básicas de tamanho (com L plantas de largura e C plantas de comprimento) com as respectivas estatísticas: média das parcelas [M(x)], variância por UB [VU(x)] e coeficiente de variação entre as parcelas [CV(x)], para cada um dos três espaçamentos entre plantas (0,4, 0,6 e 0,8) para a variável peso de frutos planta⁻¹ (g) de plantas de mamona. Santa Maria 2007/2008.

Trat	L	C	X	N	M(x)	Vu(x)	CV(x)
0,4	1	1	1	432	227,9	23201,0	66,8
0,4	1	2	2	216	455,8	10144,4	44,2
0,4	1	3	3	144	683,7	6451,0	35,2
0,4	1	4	4	108	911,6	4920,5	30,8
0,4	1	6	6	72	1367,5	3206,9	24,9
0,4	1	9	9	48	2051,2	2388,0	21,4
0,4	2	2	4	108	911,6	4873,6	30,6
0,4	2	3	6	72	1367,5	2740,3	23,0
0,4	2	4	8	54	1823,3	1822,6	18,7
0,4	2	6	12	36	2734,9	947,2	13,5
0,4	2	9	18	24	4102,4	861,1	12,9
0,4	3	3	9	48	2051,2	2384,0	21,4
0,4	3	4	12	36	2734,9	1572,1	17,4
0,4	3	6	18	24	4102,4	1117,8	14,7
0,4	3	9	27	16	6153,6	1021,9	14,0
0,6	1	1	1	288	321,5	36809,5	59,7
0,6	1	2	2	144	643,0	18524,1	42,3
0,6	1	3	3	96	964,5	10509,8	31,9
0,6	1	4	4	72	1285,9	7930,7	27,7
0,6	1	6	6	48	1928,9	6669,8	25,4
0,6	2	2	4	72	1285,9	8764,1	29,1
0,6	2	3	6	48	1928,9	3930,6	19,5
0,6	2	4	8	36	2571,9	3087,9	17,3
0,6	2	6	12	24	3857,8	2292,8	14,9
0,6	3	3	9	32	2893,4	3282,3	17,8
0,6	3	4	12	24	3857,8	2468,7	15,5
0,6	3	6	18	16	5786,7	1998,5	13,9
0,8	1	1	1	216	433,5	44856,1	48,9
0,8	1	2	2	108	866,9	16029,5	29,2
0,8	1	3	3	72	1300,4	12230,4	25,5
0,8	1	6	6	36	2600,7	8160,9	20,8
0,8	2	2	4	54	1733,8	6287,9	18,3
0,8	2	3	6	36	2600,7	3933,0	14,5
0,8	2	6	12	18	5201,4	1940,2	10,2
0,8	3	3	9	24	3901,1	2738,5	12,1
0,8	3	6	18	12	7802,1	1339,0	8,4

Apêndice C - Número de parcelas planejadas (N) com X unidades básicas de tamanho (com L plantas de largura e C plantas de comprimento) com as respectivas estatísticas: média das parcelas [M(x)], variância por UB [VU(x)] e coeficiente de variação entre as parcelas [CV(x)], para cada um dos três espaçamentos entre plantas (0,4, 0,6 e 0,8) para a variável comprimento médio dos râcos (cm) de plantas de mamona. Santa Maria 2007/2008.

Trat	L	C	X	N	M(x)	Vu(x)	CV(x)
0,4	1	1	1	432	19,67	96,693	50,0
0,4	1	2	2	216	39,33	56,563	38,2
0,4	1	3	3	144	59,00	37,937	31,3
0,4	1	4	4	108	78,66	26,426	26,1
0,4	1	6	6	72	117,99	21,106	23,4
0,4	1	9	9	48	176,99	12,059	17,7
0,4	2	2	4	108	78,66	30,032	27,9
0,4	2	3	6	72	117,99	21,524	23,6
0,4	2	4	8	54	157,32	13,890	19,0
0,4	2	6	12	36	235,98	11,732	17,4
0,4	2	9	18	24	353,97	7,600	14,0
0,4	3	3	9	48	176,99	14,881	19,6
0,4	3	4	12	36	235,98	10,129	16,2
0,4	3	6	18	24	353,97	8,474	14,8
0,4	3	9	27	16	530,96	5,062	11,4
0,6	1	1	1	288	21,21	82,504	42,8
0,6	1	2	2	144	42,42	47,607	32,5
0,6	1	3	3	96	63,62	35,706	28,2
0,6	1	4	4	72	84,83	27,867	24,9
0,6	1	6	6	48	127,25	18,447	20,3
0,6	2	2	4	72	84,83	23,416	22,8
0,6	2	3	6	48	127,25	17,371	19,7
0,6	2	4	8	36	169,66	12,681	16,8
0,6	2	6	12	24	254,50	7,678	13,1
0,6	3	3	9	32	190,87	14,259	17,8
0,6	3	4	12	24	254,50	9,840	14,8
0,6	3	6	18	16	381,74	6,236	11,8
0,8	1	1	1	216	22,92	80,866	39,2
0,8	1	2	2	108	45,84	48,706	30,5
0,8	1	3	3	72	68,75	28,293	23,2
0,8	1	6	6	36	137,51	13,037	15,8
0,8	2	2	4	54	91,67	26,147	22,3
0,8	2	3	6	36	137,51	12,963	15,7
0,8	2	6	12	18	275,02	4,150	8,9
0,8	3	3	9	24	206,26	7,528	12,0
0,8	3	6	18	12	412,52	3,571	8,3

Apêndice D - Número de parcelas planejadas (N) com X unidades básicas de tamanho (com L plantas de largura e C plantas de comprimento) com as respectivas estatísticas: média das parcelas [M(x)], variância por UB [VU(x)] e coeficiente de variação entre as parcelas [CV(x)], para cada um dos três espaçamentos entre plantas (0,4, 0,6 e 0,8) para a variável número total de frutos planta⁻¹ de plantas de mamona. Santa Maria 2007/2008.

Trat	L	C	X	N	M(x)	Vu(x)	CV(x)
0,4	1	1	1	432	155,1	10693,49	66,7
0,4	1	2	2	216	310,2	4519,64	43,4
0,4	1	3	3	144	465,2	2792,72	34,1
0,4	1	4	4	108	620,3	2090,22	29,5
0,4	1	6	6	72	930,5	1373,97	23,9
0,4	1	9	9	36	1538,4	782,42	18,2
0,4	2	2	4	108	620,3	2222,89	30,4
0,4	2	3	6	72	930,5	1154,68	21,9
0,4	2	4	8	54	1240,6	765,99	17,9
0,4	2	6	12	36	1860,9	413,30	13,1
0,4	2	9	18	24	2791,4	454,46	13,8
0,4	3	3	9	48	1395,7	1019,36	20,6
0,4	3	4	12	36	1860,9	664,92	16,6
0,4	3	6	18	24	2791,4	461,36	13,9
0,4	3	9	27	16	4187,1	461,20	13,9
0,6	1	1	1	288	214,3	16791,91	60,5
0,6	1	2	2	144	428,5	8542,19	43,1
0,6	1	3	3	96	642,8	4784,01	32,3
0,6	1	4	4	72	857,0	3694,16	28,4
0,6	1	6	6	48	1285,5	2979,98	25,5
0,6	2	2	4	72	857,0	4185,43	30,2
0,6	2	3	6	48	1285,5	1796,68	19,8
0,6	2	4	8	36	1714,0	1428,77	17,6
0,6	2	6	12	24	2571,1	1007,47	14,8
0,6	3	3	9	32	1928,3	1307,72	16,9
0,6	3	4	12	24	2571,1	1077,35	15,3
0,6	3	6	18	16	3856,6	756,75	12,8
0,8	1	1	1	216	285,0	19276,46	48,7
0,8	1	2	2	108	570,1	6793,41	28,9
0,8	1	3	3	72	855,1	5364,44	25,7
0,8	1	6	6	36	1710,3	3240,79	20,0
0,8	2	2	4	54	1140,2	2846,96	18,7
0,8	2	3	6	36	1710,3	1708,33	14,5
0,8	2	6	12	18	3420,5	778,29	9,8
0,8	3	3	9	24	2565,4	993,44	11,1
0,8	3	6	18	12	5130,8	465,76	7,6