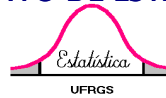




UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
INSTITUTO DE MATEMÁTICA
DEPARTAMENTO DE ESTATÍSTICA



Tamanho ótimo de parcelas para experimentação de campo em tabaco tipo Burley e Virgínia

Autor: Andréia Maria Goelzer
Orientador: Professora Stela Maris de Jesus Castro
Co-Orientador: Mariangela Fernandes

Porto Alegre, 15 de Julho de 2010

Universidade Federal do Rio Grande do Sul
Instituto de Matemática
Departamento de Estatística

Tamanho ótimo de parcelas para
experimentação de campo em tabaco
tipo Burley e Virgínia

Autor: Andréia Maria Goelzer

Monografia apresentada para obtenção
do grau de Bacharel em Estatística.

Banca Examinadora:
Professora Stela Maris de Jesus Castro (orientadora)
Professor João Riboldi, Dr.

Porto Alegre, 15 de Julho de 2010.

Dedico este trabalho ao Gustavo Coronet e a toda nossa Família.

"A mente que se abre a uma nova idéia jamais voltará ao seu tamanho original." [Albert Einstein]

AGRADECIMENTOS

Agradeço a todos aqueles que me apoiaram e me incentivaram nos momentos difíceis. Que me deram forças para continuar quando pensava que não conseguiria.

Agradeço aos professores pelo aprendizado, aos colegas pela amizade e companheirismo.

Agradeço minha gestora e amiga Mariangela, ao Irving, a professora Stela, ao professor Riboldi e a todos que contribuíram de alguma maneira com este trabalho.

Ao Gustavo por toda sua compreensão e carinho durante estes anos.

Agradeço a minha mãe pelas palavras de conforto.

A todos, muito obrigada!

RESUMO

O objetivo deste trabalho foi verificar o efeito da variação no tamanho e forma de parcelas para tabaco tipo Burley e Virgínia, além de estimar o tamanho ótimo das mesmas utilizando ensaios de uniformidade. Foram conduzidos dois experimentos, um para cada tipo de tabaco, sendo que o experimento com Burley foi realizado em Criciúma (SC) e o experimento com Virgínia em Santa Cruz do Sul (RS). Em ambos os experimentos foi avaliada a produtividade em Kg/ha e calculado o coeficiente de variação referente a cada tamanho de parcela montadas pelo ensaio de uniformidade. Cada planta foi considerada como uma unidade básica, totalizando em cada experimento 144 unidades básicas (12 linhas com 12 plantas, dispostas em 1,2m de comprimento por 0,45 m de largura no experimento com Burley e 1,2m de comprimento por 0,50 de largura no experimento com Virgínia). Foram utilizados os Métodos de Smith para estimar o coeficiente de heterogeneidade do solo e de Hatheway e Superfície Resposta para estimar-se o tamanho ótimo das parcelas. O coeficiente de heterogeneidade foi alto em ambos os experimentos, $b= 1,374$ e $1,013$, para Burley e Virgínia, respectivamente. Pelo Método de Hatheway o tamanho ótimo variou de $0,47$ a $19,21\text{m}^2$ para tabaco Burley e de $0,35$ a $55,02\text{m}^2$ para tabaco Virgínia. Pelo Método de Superfície Resposta o tamanho ótimo estimado foi comprimento de $7,83\text{m}$ por largura de $3,58\text{m}$ totalizando uma área útil de $28,03\text{m}^2$ com um $\text{CV}=0,0\%$ para tabaco Burley, e comprimento de $8,87\text{m}$ por largura de $4,18\text{m}$ totalizando uma área útil de $37,08\text{m}^2$ com $\text{CV}=0,65\%$ para tabaco Virgínia. O aumento no tamanho da parcela (número de plantas) causou uma redução acentuada na variabilidade experimental. É importante salientar que mesmo o solo sendo heterogêneo pelo método de Smith, os coeficientes de variação observados e estimados foram satisfatórios.

Palavras-chave: Tamanho ótimo de parcelas. Método Hatheway. Método de Superfície Resposta.

ABSTRACT

The objective of this work was to study the effect of plot size and shape variations for field trials on Burley and Virginia tobacco types, as well as to estimate the optimum plot size using an uniformity trial approach. Two trials were conducted in field, one for Burley tobacco in Criciúma (SC) and one for Virginia in Santa Cruz do Sul (RS). Yield (Kg/ha) and coefficient of variation were calculated for each single plot size considered in the uniformity trial. Each plant was considered an experimental basic unit with a total of 144 basic units per trial (12 rows of 12 plants, spaced by 1.2m between rows and 0.45m between plants for Burley and 1.2m x 0.50m for Virginia tobacco). The soil heterogeneity indexes were estimated using the procedure proposed by Smith and the optimum plot sizes using Hatheway's method and Response Surface Methods. The soil heterogeneity indexes were high for both trials, $b=1.374$ and 1.013 , Burley and Virginia respectively. Hatheway results on optimum plot sizes varying from 0.47 to 19.21 m² for Burley and from 0.35 to 55.02 m² for Virginia tobacco. Response Surface Methods generated optimum plot sizes with 7.83 m in length and 3.58 m in width (28.03 m² total area, unguarded) for Burley tobacco with CV=0.0% and optimum plot sizes with 8.87 m in length and 4.18 m in width (37.08 m² total area, unguarded) for Virginia tobacco with CV=0.65%. Increased plot sizes (number of plants) resulted on expressive reductions in the experimental variability. Although soil heterogeneity estimated indexes were high in both trials, one may consider observed and estimated coefficients of variation good.

Keywords: Optimum plot size. Hatheway's Method. Response Surface Methods.

LISTA DE TABELAS

- Tabela 1:** Exemplo de classificação da precisão de um experimento através do CV..... 11
- Tabela 2:** Quadrados médios e esperança dos quadrados médios para erro(a) e erro(b) 25
- Tabela 3:** Coeficiente de Variação do Tabaco By para as combinações de comprimento e largura..... 34
- Tabela 4:** Estimativas do Tamanho de parcelas (em unidades básicas por área), para a diferença verdadeira entre duas médias (d), o Coeficiente de variação (C.V.), tratamentos (t) e repetições (r) obtidas pelo Método de Hatheway para um delineamento em blocos completos casualizados para Tabaco Burley 35
- Tabela 5:** Valores estimados para o coeficiente de variação através do modelo ajustado (5.1.2.1) para comprimento e largura 37
- Tabela 6:** Coeficiente de Variação do Tabaco Va para as combinações de comprimento e largura..... 38
- Tabela 7:** Estimativas do Tamanho de parcelas (em unidades básicas por área), para a diferença verdadeira entre duas médias (d), o Coeficiente de variação (C.V.), tratamentos (t) e repetições (r) obtidas pelo Método de Hatheway para um delineamento em blocos completos casualizados para Tabaco Virgínia 39
- Tabela 8:** Valores estimados para o coeficiente de variação através do modelo ajustado (5.1.2.1) para comprimento e largura 41
- Tabela 9:** Número de parcelas por comprimento e largura 48

LISTA DE FIGURAS

- Figura 1:** Exemplo do Método da Máxima Curvatura, onde o CV varia conforme as unidades básicas..... 21
- Figura 2:** Exemplo Relação entre coeficiente de variação (CV) e tamanho de parcela (X) de um ensaio em branco 28
- Figura 3:** Exemplo de Ensaio de uniformidade com espaçamento do Tabaco Burley com 144 unidades básicas visto de cima 31

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	10
2 OBJETIVOS	15
3 REVISÃO DE METODOLOGIAS	16
3.1 LEI DE SMITH (1938).....	16
3.2 COCHRAN E COX (1957)	17
3.3 HATHEWAY (1961)	19
3.4 MÉTODO DA MÁXIMA CURVATURA (1955).....	20
3.5 MÉTODO DA MÁXIMA CURVATURA MODIFICADO (1971).....	22
3.6 MÉTODO DE SUPERFÍCIE RESPOSTA (1976).....	23
3.7 COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO INTRACLASSE (1984)	25
3.8 REGRESSÃO SEGMENTADA (2009).....	27
4 MATERIAL E MÉTODOS	29
4.1 CULTURA DO TABACO	29
4.2 CARACTERÍSTICAS DO EXPERIMENTO.....	30
5 RESULTADOS E DISCUSSÃO	33
5.1 TABACO BURLEY	33
5.1.1 Método de Hatheway.....	34
5.1.2 Método da Superfície Resposta	35
5.2 TABACO VIRGÍNIA.....	37
5.2.1 Método de Hatheway.....	38
5.2.2 Método da Superfície Resposta	40
6 CONCLUSÕES	42
7 CONSIDERAÇÕES FINAIS	43
REFERÊNCIAS	44
GLOSSÁRIO DE TERMOS	47
APÊNDICES	48

1 INTRODUÇÃO

Ao longo dos tempos, grande parte do conhecimento que se tem acumulado foi obtido através de estudos experimentais. Existem experimentos em diversas áreas, no intuito de comparar entre si, dois ou mais grupos. Nestes estudos, as variáveis independentes testadas, normalmente são controladas pelo pesquisador. Porém, a variabilidade do meio no qual se realizam estes experimentos pode influenciar na veracidade destas comparações e o pesquisador não tem muito controle sobre este meio. Esta variabilidade do meio, forma o Erro Experimental e para quantificá-lo, devem ser produzidas para cada grupo de comparação, várias unidades experimentais (parcelas), as quais devem ser as mais homogêneas tanto quanto possível.

Na área agronômica para que se minimize a influência da variabilidade do meio sobre um experimento faz-se necessário realizá-lo em condições inteiramente uniformes de solo, número de plantas por parcela, cultivo, bem como o manejo de pragas e doenças, etc. Porém, a uniformidade total não é possível no campo ou, até mesmo, em laboratório.

Na agricultura, o solo é um dos meios mais variáveis existentes. Ele é variável em sua estrutura física, textura, topografia, fertilidade, etc. Deve-se então, devido a estes e outros fatores, recorrer a modelos estatísticos e alocações adequadas para minimizar as variabilidades do erro experimental.

O erro experimental na análise pode ser medido pelo desvio padrão das parcelas, que nada mais é do que a raiz quadrada do quadrado médio do erro experimental (QME).

$$s = \sqrt{QME} \quad (1.1)$$

Ronald Fisher¹ e outros matemáticos demonstraram que tendo normalidade das variâncias entre as parcelas, esta medida do erro experimental é mais eficiente que qualquer outra medida.

Para a comparação dos desvios padrões, pode-se expressá-los em percentuais de suas respectivas médias a fim de se obter uma medida relativa, pois o valor do desvio padrão é uma medida absoluta. Estes percentuais são denominados de Coeficientes de Variação (CV).

$$CV = \frac{\sqrt{QME}}{\bar{y}_{..}} * 100 \quad (1.2)$$

$\bar{y}_{..}$ => média geral do experimento

Quanto mais alto for o CV de um experimento, menor será a precisão dos resultados.

Existem diferentes classificações para a precisão de um experimento expressa pelo CV. A tabela 1 apresenta um exemplo destas classificações aplicáveis na experimentação agrônômica para a variável produtividade (Kg/ha).

Tabela 1: Exemplo de classificação da precisão de um experimento através do CV

CV do Experimento	Precisão do experimento
Entre 5% e 10%	Muito Boa
Entre 10% e 15%	Boa
Entre 15% e 20%	Regular
Entre 20% e 25%	Ruim
Maior que 25%	Muito Ruim

Markus, Ruben (1973). Elementos de Estatística Aplicada. Faculdade de Agronomia, UFRGS. Diretório Acadêmico Leopoldo Cortez. 329p.

Porém, o CV em sua fórmula, não leva em consideração o número de repetições do experimento. Logo, esta não é a melhor medida de comparação de dois ou mais tratamentos com diferentes números de repetições. Como alternativa, pode-se utilizar outras medidas de precisão dos resultados que consideram tal fator, duas delas são:

$$\text{Erro padrão da média} \Rightarrow s_{\bar{y}} = \sqrt{\frac{QME}{r}} \quad (1.3)$$

$$\text{Erro padrão da diferença entre duas médias} \Rightarrow s_d = \sqrt{\frac{2QME}{r}} \quad (1.4)$$

onde

r => número de repetições.

QME => quadrado médio do erro experimental

Transformando estas medidas absolutas em medidas relativas, pode-se utilizá-las na comparação de resultados dos experimentos. Assim, se obtém as seguintes expressões:

$$S\bar{y}_{..} = \frac{\sqrt{QME/r}}{\bar{y}_{..}} * 100 \quad (1.5)$$

$$Sd_p = \frac{\sqrt{2QME/r}}{\bar{y}_{..}} * 100 \quad (1.6)$$

Quanto maior é o desvio padrão de um experimento, tanto maior é o CV respectivo e também a **diferença mínima significativa (DMS)**. A diferença Mínima Significativa (LSD - *Least Significant Difference* de Fisher) é dada pela expressão:

$$DMS = \sqrt{\frac{2 \cdot QME}{r}} * t_{\alpha, GLE} \quad (1.7)$$

onde,

QME => quadrado médio do erro experimental;

r => n° de repetições ou parcelas de cada tratamento;

t => valor tabelado da distribuição t de Student com probabilidade α ;

GLE => grau de liberdade do erro.

Para que uma diferença entre médias de dois tratamentos seja uma diferença significativa, tem-se que:

$$\mu_1 - \mu_2 > DMS \quad (1.8)$$

onde

μ_1 => média do tratamento 1;

μ_2 => média do tratamento 2.

Isto pode ser explicado da seguinte forma: suponha que, se não há diferença real entre dois tratamentos, no experimento não haverá diferença que supere a DMS. Então, se no experimento a diferença entre tratamentos é superior a DMS, assume-se que na realidade esta

diferença entre tratamentos também existe, com probabilidade α de estar-se cometendo um erro tipo I.

Uma diferença real entre dois tratamentos pode não ser encontrada em um experimento devido ao fato de que por ser grande a variabilidade do meio, também é grande a DMS. Sabe-se que as diferenças intrínsecas do meio tendem a mascarar o efeito diferencial dos tratamentos. Neste caso, se o experimento fosse repetido em um meio mais uniforme e fosse adotada uma disposição que resultasse em uma maior precisão experimental, poder-se-ia identificar a diferença que não foi encontrada no primeiro experimento. Para isto é necessário existir um número mínimo de repetições.

Com o intuito de reduzir o efeito da variabilidade do meio sobre os resultados, o pesquisador deve considerar aspectos tais como tamanho das parcelas e número de repetições, entre outros.

O termo parcela foi criado originalmente para determinar a unidade básica de área utilizada no experimento. Ou seja, a parcela é a unidade experimental que receberá a aplicação de um tratamento, a qual tem como característica inerente sua maior ou menor heterogeneidade ou variação. Os chamados ensaios pilotos ou em branco ou de uniformidades têm por finalidade observar e medir a heterogeneidade das unidades experimentais.

A parcela é designada por unidade experimental e representa a menor unidade a fornecer uma informação. Parcelas podem ser áreas de solo, animais, peças, pessoas, plantas, etc., e elas devem ser utilizadas com um tamanho específico chamado de tamanho ótimo de parcela.

O tamanho ótimo de parcela pode ser definido de acordo com as necessidades do experimento, com a disponibilidade de recursos e com a disponibilidade de encontrar áreas homogêneas.

Determinando o tamanho ótimo de parcelas se alcança uma redução do erro experimental e conseqüentemente, um aumento na precisão do experimento.

Como muitas vezes o grande problema é encontrar uma área homogênea, além de ser limitada a disponibilidade de recursos, é interessante e lucrativo para as empresas conhecerem

o tamanho ótimo das parcelas para se obter boa precisão dos experimentos, conseguindo, desta maneira, a resultados mais confiáveis e, também menores custos.

2 OBJETIVOS

Este trabalho tem como objetivos:

- Verificar o efeito da variação no tamanho e na forma das parcelas utilizando os métodos de Hatheway e Superfície Resposta para os tipos de tabaco Burley (By) e Virgínia (Va);
- Determinar o tamanho ótimo de parcela para os tipos de tabaco Burley e Virgínia em ensaios de uniformidade;

3 REVISÃO DE METODOLOGIAS

Um dos problemas que pesquisadores se deparam no planejamento de um experimento é qual tamanho de parcela utilizar a fim de garantir uma boa precisão dos resultados. Por isso, foram desenvolvidos métodos para calcular o tamanho ótimo de parcelas nos mais variados tipos de experimento.

3.1 LEI DE SMITH (1938)

Smith foi um dos pioneiros a desenvolver um método que determina o tamanho ótimo de parcela. O método de Smith² expressa a variância de diferentes tamanhos de parcelas através da expressão:

$$V_{\bar{x}_j} = \frac{V_1}{x_j^b} \quad (3.1.1)$$

onde

$V_{\bar{x}_j}$ => variância da resposta média por unidade básica para parcelas de tamanho x_j ;

V_1 => variância das respostas de parcelas constituídas por uma unidade básica;

b => coeficiente de heterogeneidade do solo;

x_j => tamanho ideal de metros quadrados por parcela, ou, número de unidades básicas que compõem a parcela no seu j -ésimo tamanho, onde $j = 1, 2, \dots, n$.

O coeficiente de heterogeneidade do solo pode ser obtido através da transformação logarítmica da expressão 3.1.1, isto é,

$$\log V_{\bar{x}_j} = \log V_1 - b \log x_j \quad (3.1.2)$$

Assim, o coeficiente de heterogeneidade do solo de Smith, b , é definido como a regressão da variância da parcela (em uma unidade básica), sobre o número de unidades básicas por parcela.

O tamanho ótimo da parcela será estimado através da expressão

$$x = \frac{bk_1}{[(1-b)k_2]} \quad (3.1.3)$$

onde

x => estimativa do tamanho ótimo da parcela;

k_1 => estimativa de custos associada com o número de parcelas;

k_2 => estimativa de custos associada com a área de teste.

A estimativa de custos totais pode ser obtida através

$$T_x = k_1 + k_2x \quad (3.1.4)$$

onde

T_x => total de custo por parcelas de tamanho de x unidades básicas.

Uma gama de autores realizou estudos para calcular tamanho ótimo de parcelas utilizando o Método de Smith, dentre os quais podem-se destacar: Crews e Jones⁵, em 1963, e Gupton⁶, em 1972, que trabalharam com Tabaco Virgínia e Burley respectivamente, sendo o primeiro destes curado em estufa; Hallauer⁹, em 1964, trabalhou com milho.

3.2 COCHRAN E COX (1957)

Cochran & Cox³ propuseram um incremento à expressão de Smith² (3.1.1), gerando então uma outra que determina o número ideal de repetições.

Este método independe dos custos, mas utiliza t_1 e t_2 (da distribuição t de Student) que depende do número de graus de liberdade do quadrado médio do erro experimental na análise de variância⁹.

$$r \geq \frac{2C^2(t_1 + t_2)^2}{d^2} \quad (3.2.1)$$

onde

$r \Rightarrow$ número de repetições;

$d \Rightarrow$ diferença entre dois tratamentos que se deseja detectar (medida em percentual da verdadeira média);

$t_1 \Rightarrow$ valor crítico de t para um nível de significância α ;

$t_2 \Rightarrow$ valor tabelado de t para $2(1-P)$, onde P é o poder do teste;

C \Rightarrow valor estimado do coeficiente de variação.

A utilização da expressão 3.2.1 de Cochran & Cox³ é um pouco complicada, pois os valores de t_1 e t_2 dependem do número de graus de liberdade disponíveis para a estimativa do quadrado médio do resíduo na análise de variância. Como alternativa pode-se utilizar o método da tentativa e erro, até o menor valor conveniente de r ser obtido. O verdadeiro erro padrão por parcela (C), expresso em percentagem da média, geralmente é estimado pelo coeficiente de variação, o qual depende do tamanho da parcela, geralmente diminuindo com o aumento do tamanho da mesma. Se os dados disponíveis são de uniformidade, é sempre possível ver graficamente o coeficiente de variação *versus* o tamanho da parcela. Tamanhos de parcelas que levam a números de repetições convenientes podem ser identificados a partir do gráfico.

Hallauer⁹ utilizou o método de Cochran e Cox para encontrar o tamanho ótimo de parcelas em experimentos com milho.

3.3 HATHEWAY (1961)

Hatheway⁴ fez uma junção do Método de Smith² com o Método de Cochran & Cox³ gerando uma expressão que permite calcular o tamanho ótimo de parcelas envolvendo não somente o CV e o coeficiente de heterogeneidade do solo, mas também permitindo estabelecer o tamanho de uma parcela para uma determinada diferença entre as médias que o experimentador deseja detectar.

Hatheway⁴ propõe a expressão

$$x^b = \frac{2(t_1 + t_2)^2 C_1^2}{rd^2} \quad (3.3.1)$$

onde

x => número de unidades básicas que compõem a parcela;

b => é o coeficiente de heterogeneidade do solo;

r => número de repetições;

d => diferença entre dois tratamentos que se deseja detectar (medida em percentual da verdadeira média);

t_1 => valor crítico de t para um nível de significância α ;

t_2 => valor tabelado de t (Student) para $2(1-P)$, onde P é o poder do teste;

C_1^2 => quadrado do coeficiente de variação das parcelas constituídas de uma unidade básica.

O Coeficiente b de Smith² pode ser calculado a partir dos dados de uniformidade ou de certos tipos de dados experimentais, utilizando os métodos sugeridos por Koch e Rigney⁸ e Hatheway e Williams⁷.

O número de repetições (r) pode ser estimado por

$$r = \frac{2(t_1 + t_2)^2 V_x}{d^2 m_1^2} \quad (3.3.2)$$

onde

$V_x \Rightarrow$ Variância calculada entre parcelas de tamanho x ;

$m_1 \Rightarrow$ média aritmética da parcela de tamanho de uma unidade básica;

Pode-se também escrever a expressão (3.3.1) em função da diferença das médias

$$D = \left[\frac{2(t_1 + t_2)C_1^2}{rx_j^b} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (3.3.3)$$

O método de Hatheway⁴ foi utilizado nos artigos como o de Crews e Jones⁵ (1963) e o de Gupton⁶ (1972) que tratam de tamanho ótimo de parcelas em experimentos com tabaco.

Considerando outras culturas, Hallauer⁹ e Assis e Silva¹¹ utilizaram o método de Hatheway em experimento com milho, Homrich et al.¹⁰ em experimentos com trigo em plantio direto, e Cocco et al.¹² em experimento com morangueiros cultivados em solo ou em hidroponia.

3.4 MÉTODO DA MÁXIMA CURVATURA (1955)

Federer¹³ propôs o método da máxima curvatura. Este método utiliza inspeção gráfica, onde o ponto da curva que produz um decréscimo insignificante no CV é o ponto correspondente ao valor de x que indica o tamanho ótimo de parcela.

$$CV_i = \beta_0 x_i^{\beta_1} \varepsilon_i \quad (3.4.1)$$

onde

$CV_i \Rightarrow$ coeficiente de variação para parcela de x unidades básicas;

$x_i \Rightarrow$ número de unidades básicas;

β_0 e $\beta_1 \Rightarrow$ são os parâmetros do modelo;

$\varepsilon_i \Rightarrow$ erro aleatório.

Linearizando o modelo ajustado obtém-se:

$$\log CV_i = \log b_0 + b_1 \log x_i \quad (3.4.2)$$

onde

$CV_i \Rightarrow$ coeficiente de variação para parcela de x_i unidades básicas;

$x_i \Rightarrow$ número de unidades básicas;

$b_0 \Rightarrow$ estimativa do parâmetro β_0 ;

$b_1 \Rightarrow$ estimativa do parâmetro β_1 .

Desta forma, pode-se construir o gráfico do CV em função de unidades básicas, como na figura 1.

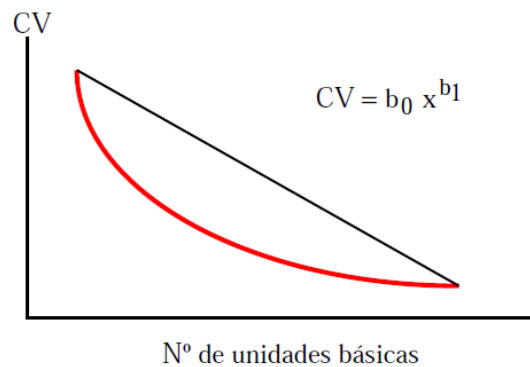


Figura 1: Exemplo do Método da Máxima Curvatura, onde o CV varia conforme as unidades básicas

Este método não considera custos e o ponto de curvatura máxima não é independente da menor unidade escolhida ou da escala de medida utilizada, problema esse que pode ser solucionado mediante o uso de parcelas quadradas e unitárias. As limitações deste método

podem acarretar problemas de tendenciosidade que podem ser resolvidos através do método de Máxima Curvatura Modificado.

O Método da Máxima Curvatura foi utilizado por muitos autores para determinar o tamanho ótimo, dentre eles pode-se destacar: Ortiz¹⁵, em 1995, que realizou experimento com cultura de banana e Silva et al.²⁹, em 2003, que realizaram experimentos com eucalipto.

3.5 MÉTODO DA MÁXIMA CURVATURA MODIFICADO (1971)

Meier e Lessman¹⁴ propuseram o Método da Máxima Curvatura Modificado, que é em uma adaptação do método da máxima curvatura do Coeficiente de Variação junto da Lei de Smith (1938).

Este método consiste em calcular o ponto de curvatura máxima em termos de X, considerando o modelo $Y = aX^b$ que relaciona o CV(Y) com o número de unidades básicas (X). Através da derivada $\frac{\partial x}{\partial y}$ obtém-se o ponto ótimo, o qual produz a maior redução de Y para incrementar no valor de X.

Logo para a função $CV = aX^b$, o valor da abscissa no ponto de curvatura máxima, deduzida a partir da função de curvatura, foi determinado por:

$$X_c = \left[\frac{a^2 b^2 (2b - 1)}{(b - 2)} \right]^{\frac{1}{2+2b}} \quad (3.5.1)$$

onde:

$X_c \Rightarrow$ é o Valor da abscissa correspondente ao ponto de máxima curvatura;

a \Rightarrow estimativa do intercepto (constante) da regressão;

b \Rightarrow estimativa do coeficiente angular da regressão.

Desta maneira, o tamanho ótimo de parcela é alcançado através de métodos numéricos e não mais via inspeção gráfica.

Uma gama de autores realizou estudos para calcular tamanho ótimo de parcelas utilizando o Método da Máxima Curvatura Modificado, dentre eles: Homrich et al.¹⁰, em 2007, que realizaram ensaios com trigo em plantio direto; Vianna et al.¹⁶, em 2002, que realizaram ensaios com urucum e Silva et al.²⁹, em 2003, que realizaram experimentos com clones de eucalipto.

3.6 MÉTODO DE SUPERFÍCIE RESPOSTA (1976)

Pablos Hach & Castilhos Morales¹⁷ (1976) propuseram um método que relaciona o CV com o comprimento e a largura da parcela através de um modelo quadrático, podendo desta maneira, estimar além do tamanho a melhor forma das parcelas. Posteriormente, Franco¹⁸ (1977) também estudou detalhadamente a metodologia de superfície resposta para obtenção de tamanho e formas ideais de parcelas.

Este método, também chamado de regressão múltipla, baseia-se no modelo quadrático de superfície resposta, em que o coeficiente de variação das parcelas, de diferentes tamanhos e formas, é a variável dependente Y_i .

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_{11} X_{1i}^2 + \beta_{22} X_{2i}^2 + \beta_{12} X_{1i} X_{2i} + \varepsilon_i \quad (3.6.1)$$

onde

$Y_i = CV_i \Rightarrow$ coeficiente de variação das parcelas de tamanho X_i ;

$X_{1i} \Rightarrow$ comprimento da parcela;

$X_{2i} \Rightarrow$ largura da parcela;

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_{11}, \beta_{22}, \beta_{12} \Rightarrow$ parâmetros do modelo;

$\varepsilon_i \cap N(0, \sigma^2)$, IID.

$X_i = X_{1i} * X_{2i} \Rightarrow$ tamanho da parcela.

Ajustando o modelo quadrático obtemos

$$\hat{Y} = b_0 + b_1 X_{1i} + b_2 X_{2i} + b_{11} X_{1i}^2 + b_{22} X_{2i}^2 + b_{12} X_{1i} X_{2i} \quad (3.6.2)$$

Para o modelo ajustado (3.6.2) encontra-se o ponto estacionário X_0 e identifica-se de que tipo ele é, pois ele pode ser um ponto de máximo, de mínimo ou um ponto de sela. O tamanho ótimo de parcela será aquele que produzir um mínimo CV estimado a partir do modelo (3.6.2).

Uma vantagem deste método é poder verificar para qual eixo (comprimento ou largura) o CV é mais sensível. Isto pode ser avaliado através da análise canônica.

A análise canônica pode ser utilizada para responder as seguintes questões:

- ✓ É a forma da superfície uma colina, um vale, uma sela ou plana?
- ✓ Se existe uma única combinação ótima de valores dos fatores, qual é?
- ✓ Para qual fator ou fatores são as respostas previstas mais sensíveis?

A análise canônica é uma translação da Superfície Resposta da origem para o ponto estacionário em que rotaciona-se os eixos deste sistema até que eles fiquem paralelos aos eixos principais da superfície de resposta ajustada.

Os valores característicos (autovalores) e os vetores característicos (autovetores) na matriz de parâmetros de segunda ordem caracterizam a forma da superfície de resposta. Os vetores característicos apontam nas direções de princípio de orientação para a superfície, e os sinais e magnitudes dos valores característicos associados dão a forma da superfície nestas direções. Valores característicos positivos indicam direções de curvatura ascendente, e valores característicos negativos indicam direções de curvatura descendente.

Assim como Lugo²⁰ em 1977 que realizou estudos com o Método da Superfície Resposta para calcular o tamanho ótimo de parcelas, Stork et al.¹⁹, em 2005, realizaram um estudo com experimentos em batata.

3.7 COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO INTRACLASSE (1984)

O método de correlação intraclasse é um método bastante utilizado em artigos para determinar o tamanho ótimo de parcelas em plantas arbóreas como eucaliptos, entre outras espécies.

Pimentel Gomes²⁵ em 1984 aborda um estudo chamado ‘O problema do tamanho das parcelas em experimentos com plantas arbóreas’. Neste estudo o autor utilizou o coeficiente de correlação intraclasse para encontrar o tamanho ótimo de parcela considerando, cuidadosamente, as bordaduras.

No método de correlação intraclasse existe uma estrutura com dois erros:

Erro (a) => este primeiro erro considera a variabilidade entre as parcelas;

Erro (b) => este erro considera a variabilidade dentro das parcelas.

Os quadrados médios esperados de cada erro são apresentados na tabela 2.

Tabela 2: Quadrados médios e esperança dos quadrados médios para erro(a) e erro(b)

Erro	QM	E(QM)
Erro (a)	V ₁	$\sigma^2[1 + (k - 1)\rho]$
Erro (b)	V ₂	$\sigma^2[1-\rho]$

onde,

k => número de plantas úteis de cada parcela;

V₁ => Estimativa da variância relativa às parcelas;

V₂ => Estimativa da variância relativa referente a plantas dentro de parcelas;

ρ → Coeficiente de Correlação Intraclasse.

Pode-se estimar o coeficiente de correlação intraclasse através do método da análise da variância, em que teremos:

$$\begin{cases} \hat{\sigma}^2[1 + (k-1)\hat{\rho}] = V_1 \\ \hat{\sigma}^2[1 - \hat{\rho}] = V_2 \end{cases} \quad (3.7.1)$$

Resolvendo o sistema de equações obtém-se:

$$\hat{\rho} = \frac{V_1 - V_2}{V_1 + (k-1)V_2} \quad k > 1 \quad (3.7.2)$$

Desta maneira tem-se a relação

$$\begin{aligned} \Rightarrow \text{se } V_1 \geq V_2 &\Rightarrow \hat{\rho} \geq 0 \\ \Rightarrow \text{se } V_1 < V_2 &\Rightarrow \hat{\rho} < 0 \end{aligned}$$

Para descobrir o tamanho ótimo das parcelas devem-se encontrar valores de r e k que minimizem a variância da média de um tratamento expressa por:

$$\begin{aligned} V(\bar{y}) &= \frac{\sigma^2}{rk} [1 + (k-1)\rho] \\ &\Downarrow \\ N &\Rightarrow r = \frac{N}{k} \end{aligned} \quad (3.7.3)$$

Diversos autores realizaram estudos para encontrar o tamanho ótimo de parcelas com o Método da Correlação Intraclasse, os quais se podem destacar: Rossetti²⁸ que realizou em 2001 estudos experimentais com frutíferas e outras plantas arbóreas; Silva et al.²⁹ que realizaram em 2003 experimentos com eucaliptos, e Alves e Seraphin³⁰.

3.8 REGRESSÃO SEGMENTADA (2009)

Conhecida também como modelo linear de platô, a regressão segmentada foi proposta por Patrícia Ferreira Paranaíba et al.²¹ (2009) como um novo método para o cálculo de tamanho ótimo de parcelas.

Neste estudo foi considerado um ensaio em branco com arroz em um total de 648 unidades. De acordo com os autores, o modelo (3.8.1) possui dois segmentos, dos quais o primeiro descreve uma reta crescente ou decrescente (dependendo do valor de β_1 na expressão 3.8.1), até uma determinada altura P que é o platô. A partir desse ponto, o valor Y_i assume um valor constante P , que é o segundo segmento em que Y_i é a variável dependente (resposta); β_0 é o intercepto do modelo linear simples do segmento anterior ao platô; β_1 é o coeficiente angular neste mesmo segmento; ε_i é o erro associado à i -ésima observação. Cabe salientar que tanto P e X_0 são parâmetros do modelo e devem ser estimados.

$$Y_i = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i & \text{se } X_i \leq X_0 \\ P + \varepsilon_i & \text{se } X_i > X_0 \end{cases} \quad (3.8.1)$$

onde

$Y_i \Rightarrow$ variável resposta;

$\beta_0, \beta_1 \Rightarrow$ parâmetros do modelo;

$\varepsilon_i \Rightarrow$ erro do modelo associado a i -ésima observação;

$P \Rightarrow$ platô;

$X_0 \Rightarrow$ ponto de junção dos dois segmentos.

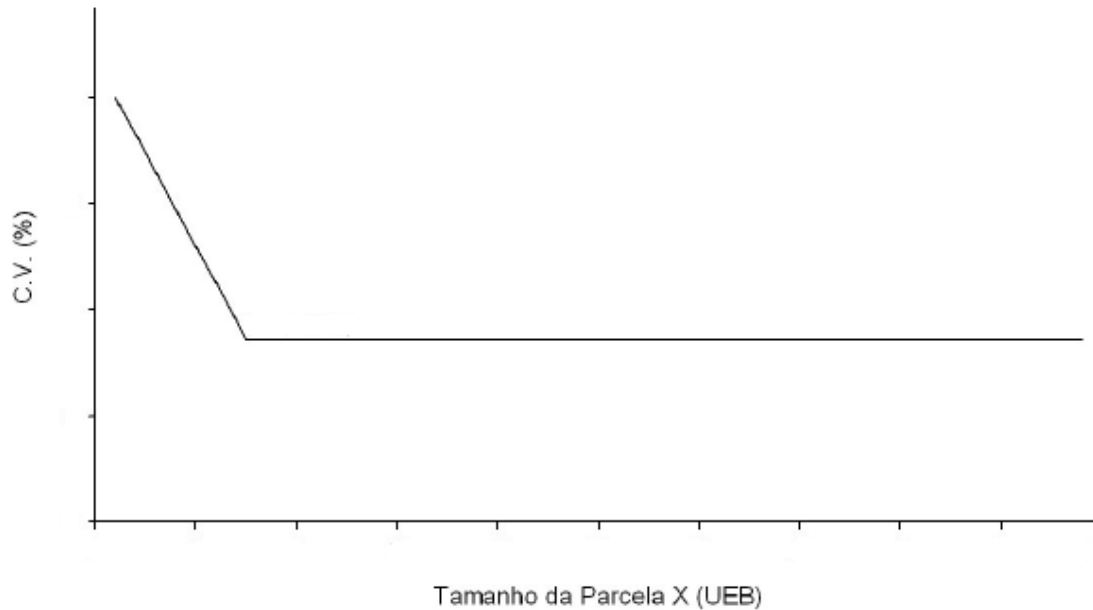


Figura 2: Exemplo da Relação entre coeficiente de variação (CV) e tamanho de parcela (X) de um ensaio em branco

Pode-se reescrever o modelo da seguinte maneira:

$$CV_{(x)} = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_x & \text{se } X \leq X_0 \\ CV_P + \varepsilon_x & \text{se } X > X_0 \end{cases} \quad (3.8.2)$$

$CV_{(x)}$ => coeficiente de variação entre totais de parcela de tamanho X;

X => número de unidades básicas;

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

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

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

ε_i => erro associado ao $CV_{(x)}$ supostamente normal e independentemente distribuído com média 0 e variância σ_ε^2 constante.

4 MATERIAL E MÉTODOS

4.1 CULTURA DO TABACO

A Área de Pesquisa e Tecnologia de Tabaco da Souza Cruz S.A. é dividido em muitos grupos de especialidades, assim como a maior parte dos centros de estudos com plantas. Dentre eles destacamos o Centro de Melhoramento de Tabaco, que se responsabiliza pela parte de cruzamento genético gerando novas cultivares; Fitotecnologia de Tabaco, que visa o aperfeiçoamento das técnicas de cultivo; Mecanização e irrigação do solo; entomologia, que estuda o controle de pragas e microbiologia e fitopatologia, que estuda o controle de doenças.

Para estes estudos, desde testar novos híbridos até testes no controle de pragas, faz-se necessário realizar experimentos para comprovar estatisticamente que existem tecnologias e/ou práticas que agregam incrementos comparados aos resultados utilizando o pacote tecnológico ou cultivares comerciais da empresa.

Tipos diferentes de cultivares são desenvolvidos de acordo com as características de cada região, os quais serão resistentes a determinadas doenças, pragas e são específicos para cada tipo de solo, pois cada região possui gradientes de fertilidade e condições diferentes de solo. As sementes são plantadas em *floats* que permanecerão flutuantes em canteiros, onde ficarão até atingirem maturidade, altura e resistência suficientes para serem transplantadas a campo.

O tabaco pode ser dividido em dois tipos, o grupo dos que são curados em estufas e dos que são curados em galpão.

Tabaco tipo Estufa (TE) - Tabaco em folha submetido à cura (secagem) em estufas, com temperatura e umidade controladas (Flue Cured), incluindo-se neste grupo todas as cultivares de Virgínia;

Tabaco tipo Galpão (TG) - Tabaco em folha submetido à cura (secagem) natural, à sombra ou em galpões (Air Cured), incluindo-se neste grupo todas as cultivares de Burley, Comum, Maryland e Tibagi.

A cura é um processo, onde o tabaco depois de colhido é seco até o ponto ideal de umidade para ser enviado à usina. Para a cura o tabaco poderá ser organizado em pés pendurados (TG) ou Folhas Soltas (TE). Os diferentes tipos de cura determinam certas características diferenciais para os tipos de tabaco, podendo alterar de um para outro características físico-químicas, organolépticas, entre outros.

Dentro destes grupos existem as posições nas quais o tabaco poderá ser separado:

- "X" ou Baixeiras - Folhas situadas na parte inferior da planta sendo as primeiras de baixo para cima, cuja textura laminar é fina, formato mais arredondado e, com espessura do talo e nervuras mais finas;
- "C" ou Semimeeiras - Folhas situadas no meio inferior da planta, de textura laminar média, formato arredondado a oval e, com espessura média do talo e nervuras;
- "B" ou Meeiras - Folhas situadas no meio superior da planta, de textura laminar média a encorpada, formato oval e, com espessura média a encorpada do talo e nervuras;
- "T" ou Ponteiras - Folhas situadas na parte superior da planta sendo as últimas folhas, de textura laminar média a encorpada ou grossa, formato lanceolado e, com espessura média a encorpada ou grossa do talo e nervuras.

O Brasil é o segundo maior produtor de tabaco do mundo, perdendo apenas para a China. Mas é o primeiro no *ranking* de exportação.

4.2 CARACTERÍSTICAS DO EXPERIMENTO

Para este estudo foram escolhidos dois tipos de tabaco, Burley e Virgínia, devido a sua importância econômica.

Os dados do estudo foram obtidos a partir de um ensaio de uniformidade para cada tipo de tabaco, onde foi colhido um total de 144 plantas (área total 12 linhas de 12 plantas) para cada experimento, sendo que os mesmos foram retirados de lavouras comerciais onde as plantas eram visualmente uniformes. Nestes ensaios as parcelas foram formadas em um *gride* $r \times c$ de unidades básicas com r linhas ($r = 1, 2, 3, 4, 6$ e 12) e c colunas ($c = 1, 2, 3, 4, 6$ e 12) considerando apenas as plantas úteis (sem bordadura) de modo que X (tamanho de parcela)

seja divisor de $N=144$. Para cada parcela de X unidades básicas foram obtidas a soma do peso total e em seguida calculada a produtividade e o $CV_{(X)}$ entre as parcelas formadas ao longo de todo ensaio de uniformidade. Para estes dois experimentos o gride será de $12 \times 12 = 144$ unidades básicas dispostas em 1,2m entre as linhas (comprimento) e 0,45m entre as plantas (largura) para o tabaco By e em 1,20m entre linhas (comprimento) e 0,50m entre as plantas (largura) para Va (ver Figura3). A variável considerada neste estudo foi a produtividade do tabaco medida em quilos por hectare (Kg/ha).

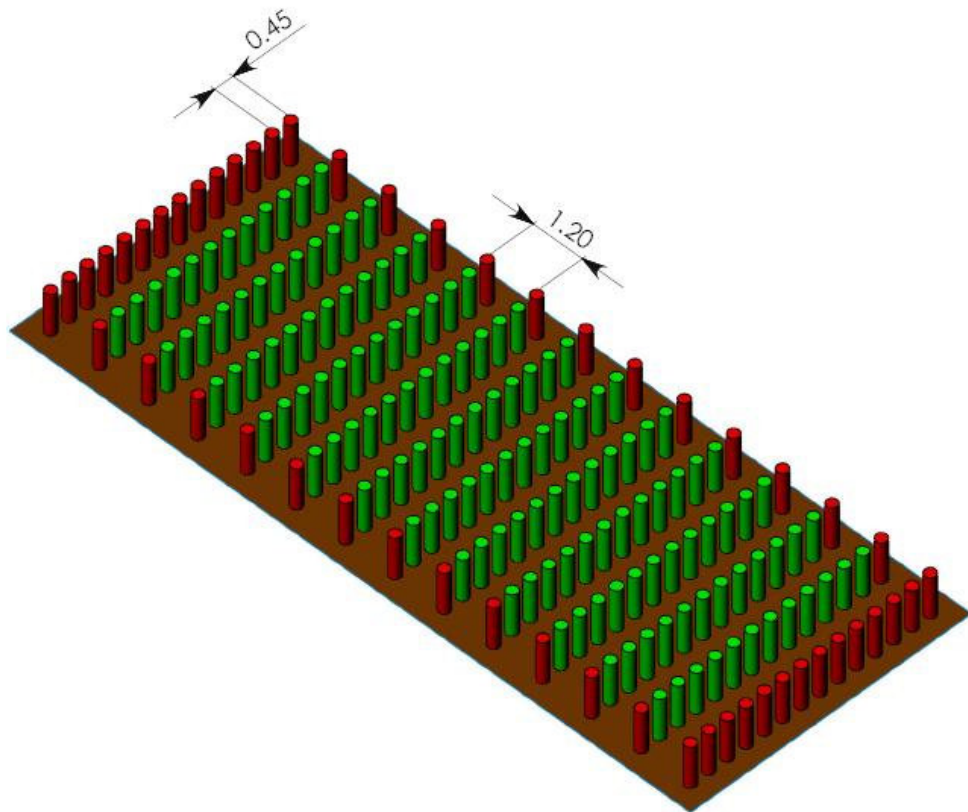


Figura 3: Exemplo de Ensaio de uniformidade com espaçamento do Tabaco Burley com 144 unidades básicas

O ensaio com Tabaco Burley foi realizado em Criciúma (SC) onde se utilizou a cultivar CSC231 (cultivar comercial). A sementeira foi realizada no dia 05/05/2009, a data de transplante foi realizada no dia 17/07/2009 sendo que a primeira aplicação de adubo de cobertura foi realizada no dia 24/08/2009 e a segunda no dia 24/09/2009 tendo uma reposição no dia 08/10/2009.

O ensaio com Tabaco Virgínia foi realizado em Santa Cruz do Sul (RS), onde se utilizou a cultivar CSC444 (cultivar comercial). A sementeira foi realizada no dia 26/05/2009,

a data de transplante foi realizada no dia 31/08/2009 sendo que a primeira aplicação de adubo de cobertura foi realizada no dia 15/09/2009 e a segunda no dia 30/09/2009 tendo uma reposição no dia 10/10/2009.

A colheita dos ensaios foi realizada entre dezembro de 2009 e janeiro de 2010, tendo ambos, um clima muito chuvoso. Deve-se salientar que chuvas em excesso são um dos fatores externos que podem interferir nos resultados da produtividade e variação dos resultados finais.

A condução dos experimentos seguiu todas as recomendações do pacote tecnológico da Souza Cruz Safra 2010.

Serão utilizados os métodos de Hatheway e da Superfície Resposta para a identificação do tamanho ótimo de parcela para os tipos de tabaco Burley e Virgínia.

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.1 TABACO BURLEY

Os valores do coeficiente de variação (CV) para os diferentes tamanhos de comprimento e largura para o Tabaco Burley encontram-se na tabela 3. Como se pode perceber, o valor do coeficiente começa alto nos tamanhos de parcelas menores e começa a decrescer conforme aumentam os tamanhos, tanto no sentido comprimento quanto no sentido largura. Sendo que existe redução mais expressiva no CV no sentido largura (o que indica que existe menor variabilidade dentro da linha).

Analisando a tabela 3, pode-se notar que a melhor forma para as parcelas é a retangular no sentido da largura (número de plantas na linha), pois são os melhores valores de CV obtidos. Isto também é verificado no artigo de Gupton⁶ em que ele afirma que parcelas de 1 ou 2 linhas com 30 plantas são mais eficientes para testes de qualidade e rendimentos. Afirma também que parcelas retangulares fornecem melhor precisão do que parcelas quadradas. E no artigo de Crews & Jones⁵ em que eles afirmam que o tamanho ótimo das parcelas é de 19 a 39 plantas se considerados os dados de localidade individuais e anos separadamente. Porém, considerando todos os ensaios por eles realizados, o tamanho ótimo das parcelas sem bordadura foi de 16,00 m² ou 27 plantas com espaçamento de 0,56m entre plantas e 1,06 entre linhas podendo variar de 1 a 2 linhas, pois estes tamanhos fornecem melhor precisão para o experimento. Ou seja, também chegaram à conclusão de que parcelas retangulares no sentido largura são melhores para experimentos com tabaco Burley e Virgínia. Os resultados divergem no sentido de número de plantas, isto pode ser devido ao local e a forma de condução dos experimentos serem diferentes. Mas, mesmo assim, a divergência não é tanta se levar em consideração que os autores realizaram mais de um experimento por tipo de tabaco e que os experimentos dos autores tinham um intervalo bem maior que o do presente trabalho.

Pela experiência dos pesquisadores da Souza Cruz, é admissível CV de até 7% para estes estudos envolvendo a variável produtividade (Kg/há). Os melhores CV's obtidos, levando em consideração a capacidade de alocação das parcelas e a capacidade de obter áreas homogêneas para realizar um experimento a campo, foram para as parcelas de tamanho

(comprimento e largura, respectivamente) 2x12 com CV de 1,6%, 3x6 com CV de 5,2%, 4x6 com CV de 3,5%.

Tabela 3: Coeficiente de Variação do Tabaco By para as combinações de comprimento e largura

Combinações de unidades básicas no sentido Comprimento	Coeficiente de Variação (%) By					
	Combinações de unidades básicas no sentido Largura					
	1	2	3	4	6	12
1	30,5	16,7	13,6	10,4	8,9	6,3
2	21,0	11,5	9,0	7,6	6,2	1,6
3	15,2	10,5	6,1	6,1	5,2	1,3
4	12,6	8,5	7,0	5,9	3,5	1,4
6	11,4	8,3	4,4	4,3	4,2	0,5
12	7,7	5,6	3,3	4,6	3,4	-

5.1.1 Método de Hatheway

O índice de heterogeneidade do solo (b) foi calculado através do método de mínimos quadrados pela fórmula de Smith (expressão 3.1.2). Para o ensaio com tabaco By, obteve-se $b = 1,374$ indicando alta heterogeneidade do solo. No entanto, o experimento foi realizado em lavoura de tabaco comercial, não sendo conduzido inteiramente como experimento onde se controlam ao máximo os vários fatores que podem interferir nos resultados. Sendo assim, pode-se dizer que esta variabilidade pode ser devido a inúmeros fatores, como qualidade e uniformidade de mudas, fertilização desregular aplicada pelo produtor, manchas de fertilidade do solo, interação do genótipo com o ambiente, entre outros.

Pelo método de Hatheway, realizaram-se estimativas de tamanho ótimo para um delineamento em blocos casualizados, conforme tabela 4. Nesta tabela pode-se verificar o tamanho ótimo das parcelas ao nível de 5% de significância, poder de 80%, diferença entre médias de tratamentos igual a 5, 10 e 12%, número de tratamento de 6, 9 e 12, e repetições igual a 3, 4, 6 e 8 formados pelo ensaio de uniformidade. Assim, com esta tabela associada à tabela 3 do CV, pode-se escolher o tamanho ótimo que pondere a melhor precisão experimental e a realidade de se encontrar área mais homogênea possível para determinado tamanho de parcela. Se os resultados da tabela 4 forem divididos pela área útil de uma planta ($1,2\text{m} \times 0,45\text{m} = 0,54\text{m}^2$), encontra-se o tamanho ótimo aproximado de plantas para aquelas determinadas situações.

Analisando a tabela 4, nota-se que o tamanho das parcelas aumenta consideravelmente quando:

- Aumenta-se o coeficiente de variação e mantém-se r, d e t constantes;
- Diminui-se r e fixa-se d;
- Diminui-se d e mantém-se r, t e CV constantes;

Nota-se também que mantendo r, CV e d constantes, o tamanho varia pouco em relação a diferentes números de tratamentos (t).

Tabela 4: Estimativas do Tamanho de parcelas (em unidades básicas por área), para a diferença verdadeira entre duas médias (d), o Coeficiente de variação (C.V.), tratamentos (t) e repetições (r) obtidas pelo Método de Hatheway para um delineamento em blocos completos casualizados para Tabaco Burley

Diferença entre Médias (%)	C.V. (%)	Número de Repetições											
		3			4			6			8		
		Número de Tratamentos			Número de Tratamentos			Número de Tratamentos			Número de Tratamentos		
		6	9	12	6	9	12	6	9	12	6	9	12
5	5	3,88	3,66	3,56	2,99	2,87	2,83	2,13	2,09	2,07	1,70	1,68	1,66
	10	10,64	10,04	9,78	8,19	7,89	7,76	5,86	5,73	5,67	4,67	4,60	4,57
	15	19,21	18,11	17,65	14,78	14,24	14,00	10,57	10,34	10,24	8,43	8,30	8,24
10	5	1,41	1,33	1,30	1,09	1,05	1,03	0,78	0,76	0,75	0,62	0,61	0,61
	10	3,88	3,66	3,56	2,99	2,87	2,83	2,13	2,09	2,07	1,70	1,68	1,66
	15	7,00	6,60	6,43	5,39	5,19	5,10	3,85	3,77	3,73	3,07	3,02	3,00
12	5	1,08	1,02	1,00	0,83	0,80	0,79	0,60	0,58	0,58	0,48	0,47	0,47
	10	2,97	2,81	2,73	2,29	2,20	2,17	2,13	2,09	2,07	1,31	1,29	1,28
	15	5,37	5,06	4,93	4,13	3,98	3,91	1,64	1,60	1,59	2,36	2,32	2,30

O tamanho ótimo para tabaco Burley, pelo método de Hatheway (tabela 4), variou de 0,47 a 19,21 m². Se o pesquisador desejar obter uma diferença entre médias de 5%, para um delineamento em blocos casualizados com 6 tratamentos, 3 repetições e um CV de 10%, por exemplo, o tamanho ótimo da parcela seria 10,64 m² ou de aproximadamente 20 plantas úteis na parcela.

Desta maneira, o pesquisador poderá escolher o tamanho ótimo conforme a sua realidade.

5.1.2 Método da Superfície Resposta

No modelo de Superfície Resposta para todas as variáveis, comprimento e largura, os coeficientes lineares, quadráticos e de interação estimados foram significativos ao nível de significância de 1%. Os resíduos foram testados e estão de acordo com as suposições do

modelo, sendo o coeficiente de determinação igual a 85,2%, evidenciando alta capacidade preditiva, desta forma, pode-se dizer que existe um bom ajuste para o modelo. **Ver apêndice tabelas II, III e Análise Residual By.**

Houve uma associação negativa entre as estimativas dos parâmetros que representam o efeito linear e quadrático da largura e comprimento, ou seja, quanto maior for a magnitude do efeito linear da largura e/ou comprimento, menor será o efeito quadrático sobre as respectivas dimensões no ensaio.

O valor ótimo estimado obtido foi um ponto de mínimo em que $CVest = 0,0\%$ para os tamanhos de $X_1=7,83m$ para comprimento e $X_2=3,58m$ para largura totalizando uma área útil de $28,03 m^2$. Logo, o melhor tamanho seria de 6 linhas de 8 plantas totalizando 48 plantas úteis na parcela. **Ver apêndice tabelas VI e VII.**

A partir dos resultados da análise canônica, percebe-se que o CV é mais sensível para a variável X_2 (largura ou número de plantas na linha). **Ver apêndice tabela VII**

Abaixo segue o modelo ajustado (**Ver apêndice tabela IV**):

$$\hat{y}_i = 29,62 - 3,25X_1 - 9,99X_2 + 0,13X_1^2 + 0,34X_1X_2 + 1,02X_2^2 \quad (5.1.2.1)$$

Lembrando que

$X_1 \Rightarrow$ comprimento

$X_2 \Rightarrow$ largura

$\hat{y}_i \Rightarrow$ coeficiente de variação estimado para tamanho de parcela i

Na tabela 5, pode-se verificar os valores estimados dos coeficientes de variação de acordo com o modelo ajustado (5.1.2.1)

Tabela 5: Valores estimados para o coeficiente de variação através do modelo ajustado (5.1.2.1) para comprimento e largura

Combinações de unidades básicas no sentido Comprimento	Combinações de unidades básicas no sentido Largura					
	1	2	3	4	6	12
1	21,8	18,1	14,8	12,0	7,5	4,0
2	18,6	15,1	12,0	9,4	5,3	2,9
3	15,9	12,5	9,6	7,1	3,4	2,1
4	13,5	10,3	7,6	5,3	1,9	1,7
5	11,4	8,5	5,9	3,8	0,8	1,7
6	9,8	7,0	4,6	2,7	0,0	2,0
12	7,7	6,0	4,7	3,9	3,4	-

Este método foi satisfatório, visto que os valores estimados foram muito próximos dos valores observados. Se para o pesquisador a área ótima não for viável (estimada em 6 linhas de 8 plantas), pode-se escolher um tamanho de acordo com a tabela 5 dos CV's estimados. Como se pode notar, os valores de CV correspondentes aos tamanhos de parcela próximos do ótimo são muito semelhantes quanto a sua grandeza. Então, qualquer valor escolhido nesta região, seria uma decisão adequada.

5.2 TABACO VIRGÍNIA

Os valores do coeficiente de variação (CV) para os diferentes tamanhos de comprimento e largura para o Tabaco Virgínia encontram-se na tabela 6. Como se pode perceber, o valor do coeficiente começa alto nos tamanhos de parcelas menores e começa a decrescer conforme aumentam os tamanhos, tanto no sentido comprimento quanto no sentido largura. Sendo que existe redução mais expressiva no CV no sentido largura (o que indica que existe menor variabilidade dentro da linha).

Conforme discutido anteriormente, analisando a tabela 6 verifica-se que o ensaio com Va também indica que a melhor forma de parcela é a que privilegia maior número de plantas na linha em detrimento do número de linhas, assim como no experimento com Burley, onde se nota que a melhor forma para as parcelas é a retangular no sentido da largura (número de plantas na linha), pois são os melhores valores de CV obtidos.

Considerando como admissível um CV de até 7%, os melhores CV's obtidos, levando em consideração a capacidade de alocação das parcelas e a capacidade de obter áreas

homogêneas para realizar um experimento em campo, foram para as parcelas de tamanho (comprimento e largura, respectivamente) 2x12 com CV de 5,2%, 3x6 com CV de 4,1%, 4x6 com CV de 4,7%.

Tabela 6: Coeficiente de Variação do Tabaco Va para as combinações de comprimento e largura

Combinações de unidades básicas no sentido Comprimento	Coeficiente de Variação (%) Va					
	Combinações de unidades básicas no sentido Largura					
	1	2	3	4	6	12
1	23,7	17,0	15,2	12,4	9,6	6,9
2	19,7	14,1	13,3	10,0	8,0	5,2
3	16,4	11,0	9,7	7,1	4,1	3,0
4	14,3	10,6	9,8	7,8	4,7	2,9
6	11,7	9,7	7,8	6,0	3,7	3,2
12	9,6	7,9	6,7	4,3	3,0	-

5.2.1 Método de Hatheway

O índice de heterogeneidade do solo (b) foi calculado através do método de mínimos quadrados pela fórmula de Smith (expressão 3.1.2). Para o ensaio com tabaco Va, obteve-se $b = 1,013$, indicando alta heterogeneidade do solo. No entanto, o experimento, assim como o experimento de Burley, foi realizado em lavoura de tabaco comercial, não sendo conduzido inteiramente como experimento onde se controlam ao máximo os vários fatores que podem causar interferência nos resultados. Sendo assim, pode-se dizer que esta variabilidade pode ser devido a inúmeros fatores, como qualidade e uniformidade de mudas, fertilização desregular aplicada pelo produtor, manchas de fertilidade do solo, interação do genótipo com o ambiente, entre outros.

Pelo método de Hatheway, realizaram-se estimativas de tamanho ótimo para um delineamento em blocos casualizados, conforme tabela 7. Nesta tabela pode-se verificar o tamanho ótimo das parcelas ao nível de 5% de significância, poder de 80%, diferença entre médias de tratamentos igual a 5, 10 e 12%, número de tratamento de 6, 9 e 12 e repetições igual a 3, 4, 6 e 8 formados pelo ensaio de uniformidade. Assim, com esta tabela associada à tabela 6 do CV, pode-se escolher o tamanho ótimo que pondere a melhor precisão experimental e a realidade de se encontrar área mais homogênea possível para determinado tamanho de parcela. Se os resultados da tabela 7 forem divididos pela área útil de uma planta

(1,2m x 0,50m = 0,6 m²), encontra-se o tamanho ótimo aproximado de plantas para aquelas determinadas situações.

Analisando a tabela 7, da mesma maneira como no experimento com tabaco Burley, nota-se que o tamanho das parcelas aumenta consideravelmente quando:

- Aumenta-se o coeficiente de variação e mantém-se r, d e t constantes;
- Diminui-se r e fixa-se d;
- Diminui-se d e mantém-se r, t e CV constantes;

Nota-se também que mantendo r, CV e d constantes, o tamanho da parcela varia pouco em relação a diferentes números de tratamentos (t).

Tabela 7: Estimativas do Tamanho de parcelas (em unidades básicas por área), para a diferença verdadeira entre duas médias (d), o Coeficiente de variação (C.V.), tratamentos (t) e repetições (r) obtidas pelo Método de Hatheway para um delineamento em blocos completos casualizados para Tabaco Virgínia

Diferença entre Médias (%)	C.V. (%)	Número de Repetições											
		3			4			6			8		
		Número de Tratamentos			Número de Tratamentos			Número de Tratamentos			Número de Tratamentos		
		6	9	12	6	9	12	6	9	12	6	9	12
5	5	6,29	5,81	5,61	4,41	4,19	4,09	2,80	2,71	2,68	2,06	2,01	2,00
	10	24,71	22,82	22,03	17,32	16,46	16,09	10,99	10,67	10,52	8,09	7,92	7,84
	15	55,02	50,81	49,06	38,58	36,65	35,82	24,48	23,75	23,44	18,01	17,63	17,46
10	5	1,60	1,48	1,43	1,12	1,07	1,04	0,71	0,69	0,68	0,52	0,51	0,51
	10	6,29	5,81	5,61	4,41	4,19	4,09	2,80	2,71	2,68	2,06	2,01	2,00
	15	14,00	12,93	12,48	9,82	9,33	9,11	6,23	6,04	5,96	4,58	4,49	4,44
12	5	1,12	1,03	1,00	0,78	0,74	0,73	0,50	0,48	0,48	0,37	0,36	0,35
	10	4,39	4,05	3,91	3,08	2,92	2,86	1,95	1,89	1,87	1,44	1,41	1,39
	15	9,77	9,02	8,71	6,85	6,51	6,36	4,35	4,22	4,16	3,20	3,13	3,10

O tamanho ótimo para tabaco Virgínia, pelo método de Hatheway (tabela 7), variou de 0,35 a 55,02 m². Se o pesquisador desejar obter uma diferença entre médias de 5%, para um delineamento em blocos casualizados com 6 tratamentos, repetição igual a 3 e um CV de 10%, por exemplo, o tamanho ótimo da parcela seria 24,71 m² ou de aproximadamente 41 plantas úteis na parcela.

Desta maneira, o pesquisador poderá escolher o tamanho ótimo conforme a sua realidade.

5.2.2 Método da Superfície Resposta

No modelo de Superfície Resposta para todas as variáveis, comprimento e largura, os coeficientes lineares, quadráticos e de interação foram significativos ao nível de significância de 5%. Os resíduos foram testados e estão de acordo com as suposições do modelo, sendo o coeficiente de determinação igual a 95,8%, evidenciando alta capacidade preditiva, desta forma, pode-se dizer que existe um bom ajuste para o modelo. **Ver apêndice tabelas IX, X e Análise Residual Va.**

Houve uma associação negativa entre as estimativas dos parâmetros que representam o efeito linear e quadrático da largura e comprimento, ou seja, quanto maior for a magnitude do efeito linear da largura e/ou comprimento, menor será o efeito quadrático sobre as respectivas dimensões no ensaio.

O valor ótimo estimado obtido foi um ponto de mínimo em que $CV_{est} = 0,65\%$ para os tamanhos de $X_1=8,87m$ para comprimento e $X_2=4,18m$ para largura totalizando uma área útil de $37,08 m^2$. Logo, o melhor tamanho seria de 7 linhas de 8 plantas totalizando 56 plantas úteis na parcela. **Ver apêndice tabelas XIII e XIV.**

Assim como no ensaio com Burley, a partir dos resultados da análise canônica, percebe-se que o CV é mais sensível para a variável X_2 (largura ou número de plantas na linha). **Ver apêndice tabela XIV.**

Abaixo, segue o modelo ajustado (**Ver apêndice tabela XI**):

$$\hat{y}_i = 27,23 - 2,44X_1 - 7,55X_2 + 0,10X_1^2 + 0,17X_1X_2 + 0,72X_2^2 \quad (5.2.2.1)$$

Lembrando que

$X_1 \Rightarrow$ comprimento

$X_2 \Rightarrow$ largura

$\hat{y}_i \Rightarrow$ coeficiente de variação estimado para tamanho de parcela i

Na tabela 8, pode-se verificar os valores estimados dos coeficientes de variação de acordo com o modelo ajustado (5.2.2.1)

Tabela 8: Valores estimados para o coeficiente de variação através do modelo ajustado (5.2.2.1) para comprimento e largura

Combinções de unidades básicas no sentido Comprimento	Combinções de unidades básicas no sentido Largura					
	1	2	3	4	6	12
1	21,0	17,8	15,0	12,6	8,9	6,3
2	18,5	15,5	12,9	10,5	7,0	5,0
3	16,4	13,5	10,9	8,7	5,4	4,0
4	14,6	11,8	9,3	7,2	4,1	3,3
5	13,0	10,3	7,9	5,9	3,0	2,9
6	11,7	9,1	6,8	5,0	2,3	2,8
12	9,8	7,8	6,2	4,9	3,5	-

Assim como no experimento com tabaco Burley, este Método de Superfície Resposta para o experimento com tabaco Virgínia foi satisfatório, pois os valores estimados foram muito próximos dos valores observados. Se para o pesquisador a área ótima não for viável (estimada em 7 linhas de 8 plantas), pode-se escolher um tamanho de acordo com a tabela 8 dos CV's estimados. Como se pode notar, os valores de CV correspondentes aos tamanhos de parcela próximos do ótimo são muito semelhantes quanto a sua grandeza. Então, qualquer valor escolhido nesta região, seria uma decisão adequada.

6 CONCLUSÕES

Nos estudos conduzidos, a variabilidade experimental reduz acentuadamente conforme o tamanho da parcela aumenta, especialmente em parcelas retangulares, com maior sensibilidade no sentido da largura (plantas na linha).

O coeficiente de variação variou de 0,5 a 30,5 % e de 2,9 a 23,7 % em função dos diferentes tamanhos e formas de parcelas para ensaios com tabaco Burley e Virgínia, respectivamente.

Levando em consideração a viabilidade econômica e de encontrar áreas homogêneas, os tamanhos de parcelas (comprimento e largura, respectivamente) que possuem um bom CV observado são: 2x12, 3x6 e 4x6 para tabaco Burley e Virgínia.

Pela aplicação do Método de Hatheway os tamanhos ótimos de parcelas variaram de 0,47 a 19,21 m² e de 0,35 a 55,02 m² para ensaios com tabaco Burley e Virgínia, respectivamente (tabelas 4 e 7).

Pelo Método de Superfície Resposta, os tamanhos ótimos de parcelas encontrados foram de: $X_1=7,83\text{m}$ e $X_2=3,58\text{m}$ com $CV=0,0\%$, totalizando uma área útil de 28,03 m² para o experimento com tabaco Burley e de $X_1=8,87\text{m}$ e $X_2=4,18\text{m}$ com $CV=0,65\%$, totalizando uma área útil de 37,08 m² para o experimento com tabaco Virgínia. Parcelas de 6 linhas de 8 plantas e parcelas de 7 linhas de 8 plantas, respectivamente.

Pode-se notar que apesar do coeficiente de heterogeneidade do solo ter sido muito alto nos dois ensaios, ambos mostraram coeficientes de variação satisfatórios.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Nem sempre os tamanhos ótimos gerados pelos métodos são viáveis para aplicação prática, tanto no sentido econômico quanto no sentido de disponibilidade de áreas propícias para realização de experimentos em áreas representativas da produção comercial. Neste caso, uma vez que ambos os métodos forneceram valores relativamente grandes para o tamanho ótimo de parcelas, recomenda-se analisar juntamente com estes valores ótimos as tabelas dos coeficientes de variações estimados e observados para ser definido um tamanho mais próximo possível do ótimo e que seja viável do ponto de vista técnico-econômico. Neste sentido, os resultados dos coeficientes de variação para os ensaios de uniformidade e as estimativas de tamanho ótimo de parcelas pelos métodos de Hatheway e Superfície Resposta fornecem algumas alternativas aceitáveis que podem substituir os tamanhos ótimos de parcela, mantendo-se uma precisão admissível.

O Método de Regressão Segmentada é uma boa sugestão para realização de trabalhos futuros envolvendo estudos com tamanhos ótimos de parcelas, visto que é uma proposta recentemente utilizada com a finalidade de encontrar tamanhos ótimos de parcelas.

Outra sugestão para trabalhos futuros é a utilização do Método de Correlação Linear Intraclasse, pois não necessita de experimentos específicos para determinar o tamanho da parcela, como ensaios de uniformidade, podendo se utilizar normalmente o delineamento experimental em uso.

REFERÊNCIAS

- (1) FISHER, R. A. **Statistical Methods for Research Workers**. Edinburgh: Oliver and Boyd, 1925.
- (2) SMITH, H. F. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. **The Journal Agricultural Science**, Cambridge, n.1, v.28, p.1-23, 1938.
- (3) COCHRAN, W.G.; COX, G.M. **Experimental designs**. 2.ed. New York: John Wiley & Sons, 1957.
- (4) HATHEWAY, W. A. Convenient plot size. **Agronomy Journal**, Madison, v.53, p.279-280, 1961.
- (5) CREWS, Julien W; JONES, Guy L. Field plot technique with flue-cured tobacco. I. Optimum plot size and shape. **Agronomy Journal**, Madison, v.55, p.197-199, 1963.
- (6) GUPTON, C. L. Estimates of optimum plot size and shape from uniformity data in burley tobacco. **Agronomy Journal**, Madison, v.64, p.678-682, 1972.
- (7) HATHEWAY, W.H.; WILLIAMS, E.J. Efficient estimation of the relationship between plot size and variability of crop yields. **Biometrics**, v.14, p. 207-22, 1958.
- (8) 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.
- (9) HALLAUER, A. R. Estimation of soil variability and convenient plot size from corn trials. **Agronomy Journal**, Madison, v.56, p.493-499, 1964.
- (10) HOMRICH, L. L. et al. Tamanho de parcela e precisão experimental em ensaios com trigo em plantio direto. **Científica**, Jaboticabal, v.35, n.2, p.129-135, 2007.
- (11) ASSIS, J. P.; SILVA, P. S. L. Tamanho e Formas ideais de unidade experimental em ensaios com milho. **Agropecuária Técnica**, v.20, n.1, p.42-50, 1999.
- (12) COCCO, C. et al. Tamanho e forma de parcela em experimentos com morangueiro cultivado em solo ou em hidroponia. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.44, n.7, p.681-686, jul. 2009.
- (13) FEDERER, W.T. **Experimental design**. New York: McMillan, 1955. p.544

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

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

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

(17) PABLOS HACH, J.L.; CASTILLO MORALES, A. Determinación del tamaño de parcela experimental óptimo mediante la forma canónica. **Agrociencia**, México, v. 23, p. 39-48, 1976.

(18) FRANCO, J.D. Uso de las superficies de respuesta en el cálculo del tamaño óptimo de parcela experimental en ensayo metodológico. **ICA**, Bogotá, v.12, n.3, p. 325-341, 1977.

(19) 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.

(20) LUGO, F. C. Tamaño de parcela experimental y su forma. **Revista de la Facultad de Agronomía**, Maracay, n.3, v.9, p.55-74, 1977.

(21) PARANAÍBA, P. F.; FERREIRA, D. F.; MORAES, A. R. de. Tamanho ótimo de parcelas experimentais: proposição de Métodos de Estimacão. **Revista Brasileira Biom.**, São Paulo, v.27, n.2, p.255-268, 2009.

(22) PORTZ, L.; DIAS, C. T. S.; CYRINO, J. E. P. Regressão segmentada como modelo na determinação de exigências nutricionais de peixes. **Sci. Agric.**, Piracicaba, v.57, n.4, p.601-607, 2000.

(23) REZENDE, D.M. L. C. et al. Ajuste de modelos de platô de resposta para a exigência de zico em frangos de corte. **Ciência Agrotecnológica**, Lavras, v.31, n.2, p.468-478, 2007.

(24) SAS INSTITUTE. **SAS/STAT User's guide**: version 6. 2. ed. Cary: SAS Institute, 2006.

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

(26) PIMENTEL GOMES, F. O tamanho de parcela experimental para ensaios com eucaliptos. **IPEF**, n. 31, p.75-77, 1985.

(27) 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.

(28) ROSSETTI, A. G. Precisão experimental e tamanho da área de experimentos de campo com frutíferas e outras plantas perenes arbóreas em função da unidade experimental e do número de repetições. **Revista Brasileira Frutic.**, Jaboticabal, SP, v. 23, n. 3, p.704-708, 2001.

(29) 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 com eucalipto. **Revista Árvore**, v.27, n.5, p.669-676

(30) FREITAS ALVES, S.; SERAPHIN, J. C. Coeficiente de heterogeneidade do solo e tamanho de parcela. **Pesquisa agropecuária brasileira**, Brasília, v.39, n.2, p.105-111, 2004.

(31) Davis, L. D. & Nielsen, M. T. **Tobacco: production, chemistry and technology**. Blackwell Publishing, Austrália, 1999.

(32) SINDI TABACCO. Disponível em: < <http://www.sindifumo.com.br/?link=classificacao>>
Acesso em 23 de maio de 2010.

GLOSSÁRIO DE TERMOS

b => Coeficiente de heterogeneidade do solo

By => Tabaco tipo Burley

Cultivares => Variedades dos tipos de tabaco

Cura => Processo de secagem do tabaco até obter-se a umidade ideal do mesmo

CV => Coeficiente de variação

Floats => Bandejas suspensas na água onde se plantam as mudas de tabaco

Pacote Tecnológico => Trata-se do conjunto completo de recomendações para a produção de tabaco abrangendo desde a sementeira até a colheita e cura do tabaco

QME => Quadrado médio do erro experimental

TE => Tabaco tipo estufa, abrange todas as cultivares de Virgínia (também chamado flue-cured)

TG => Tabaco tipo galpão, abrange todas as cultivares dos tipos de tabaco Burley, Comum, Mariland e Tibagi (também chamado air-cured)

u.b. => Unidades básicas

Va => Tabaco tipo Virgínia

APÊNDICES

Tabela 9: Número de parcelas por comprimento e largura

Combinações de unidades básicas no sentido Comprimento	Combinações de unidades básicas no sentido Largura					
	1	2	3	4	6	12
1	144	72	48	36	24	12
2	72	36	24	18	12	6
3	48	24	16	12	8	4
4	36	18	12	9	6	3
6	24	12	8	6	4	2
12	12	6	4	3	2	1

Saída do SAS para o Método de Superfície Resposta:

Tabaco Burley

The RSREG Procedure

Coding Coefficients for the Independent Variables

Tabela I

Factor	Subtracted off	Divided by
x1	7.800000	6.600000
x2	2.925000	2.475000

Tabela II

Response Surface for Variable y1: y1

Response Mean	8.120201
Root MSE	2.502329
R-Square	0.8519
Coefficient of Variation	30.8161

Tabela III

Type I Sum

Regression	DF	of Squares	R-Square	F Value	Pr > F
Linear	2	739.361910	0.6030	59.04	<.0001
Quadratic	2	233.109418	0.1901	18.61	<.0001
Crossproduct	1	71.979650	0.0587	11.50	0.0020
Total Model	5	1044.450978	0.8519	33.36	<.0001

Tabela IV

Parameter	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Parameter Estimate from Coded Data
Intercept	1	29.621262	2.079900	14.24	<.0001	-0.555654
x1	1	-3.251331	0.500893	-6.49	<.0001	-1.524619
x2	1	-9.991061	1.335716	-7.48	<.0001	-3.357347
x1*x1	1	0.129991	0.026933	4.83	<.0001	5.662401
x2*x1	1	0.339306	0.100076	3.39	0.0020	5.542570
x2*x2	1	1.023584	0.191526	5.34	<.0001	6.270093

Tabela V

Factor	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F	Label
x1	3	434.005120	144.668373	23.10	<.0001	x1
x2	3	722.015906	240.671969	38.44	<.0001	x2

Canonical Analysis of Response Surface Based on Coded Data

Tabela VI

Critical Value

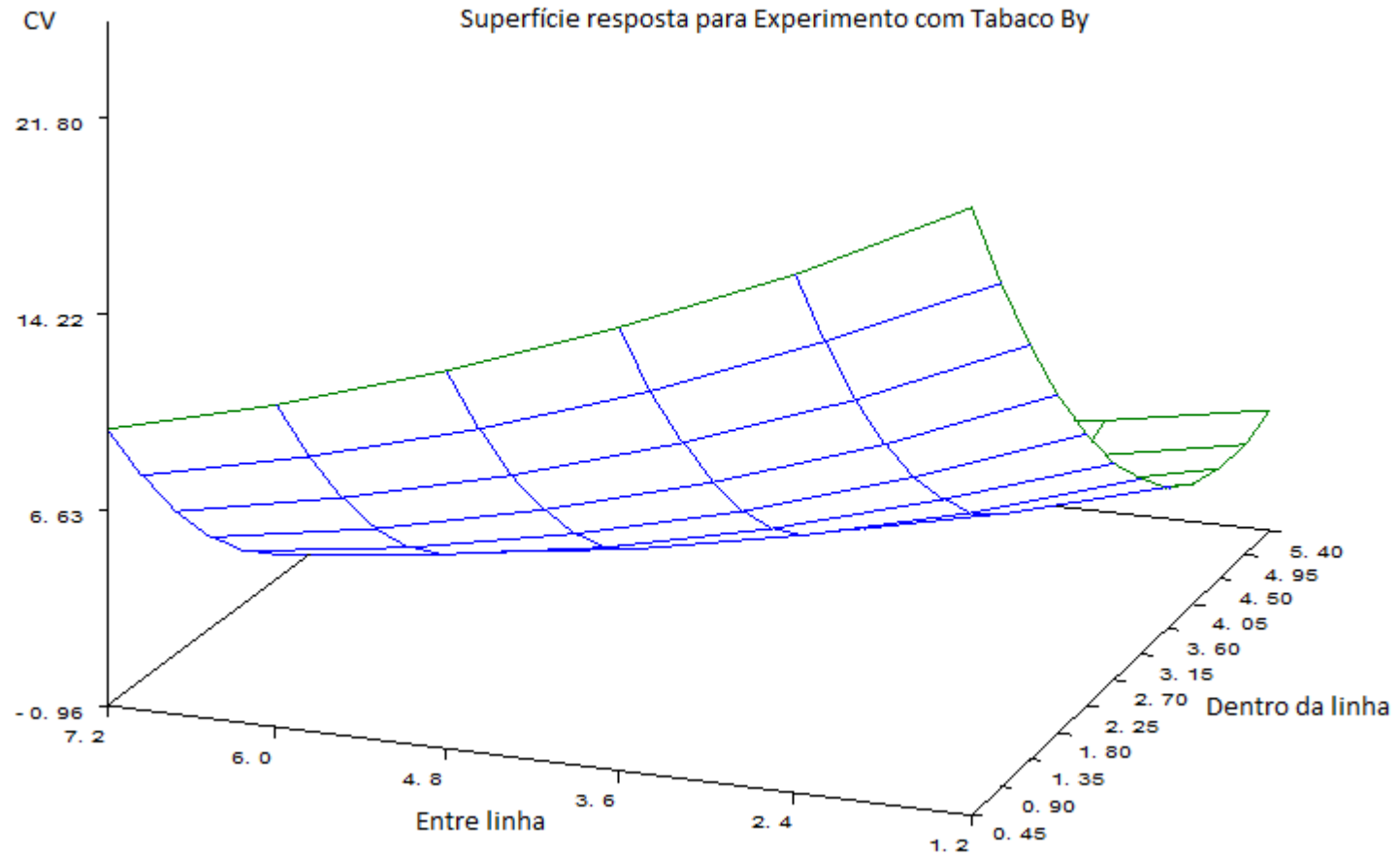
Factor	Coded	Uncoded	Label
x1	0.004588	7.830284	x1
x2	0.265699	3.582605	x2

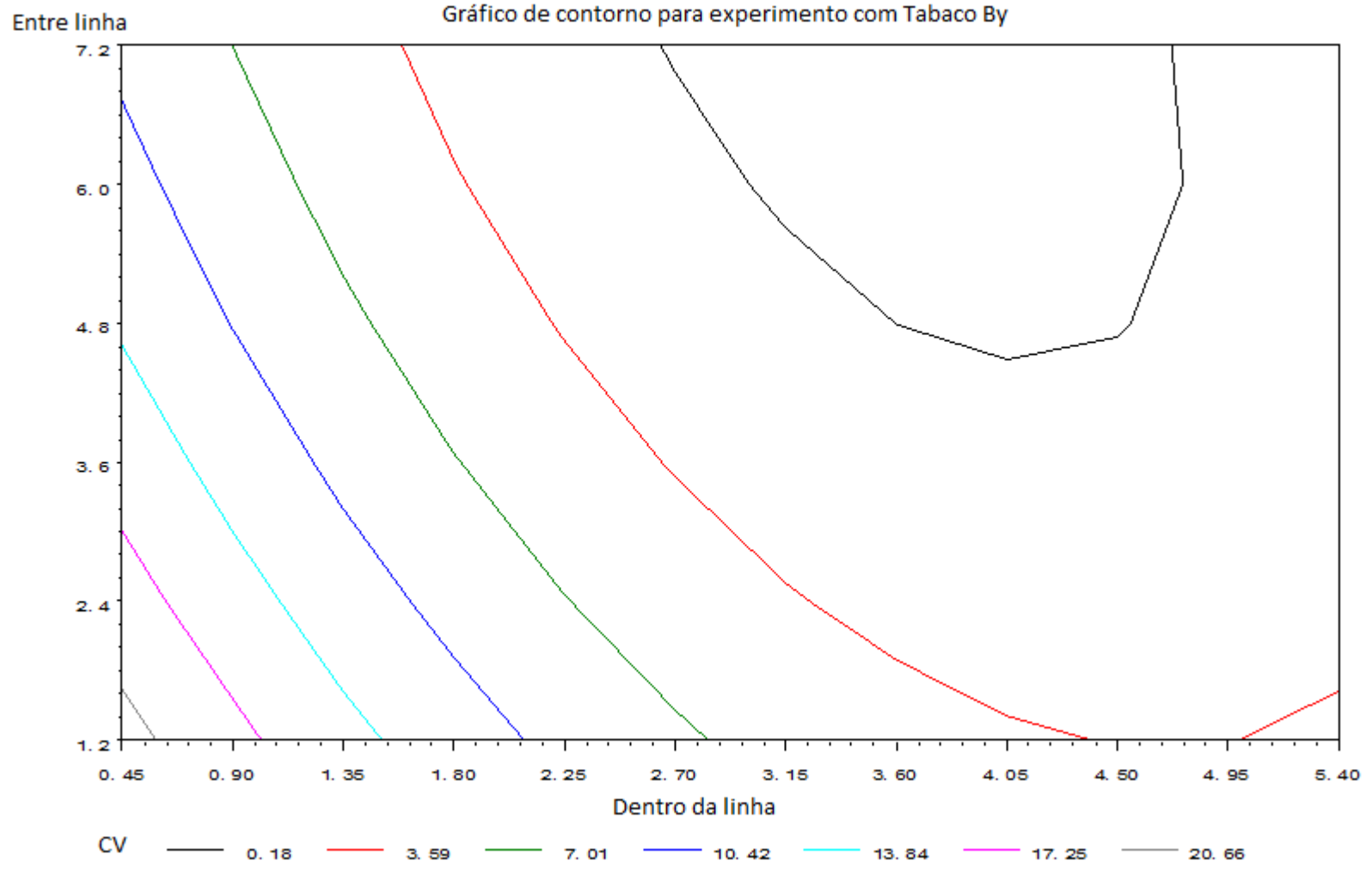
Predicted value at stationary point: 0.00

Tabela VII

Eigenvalues	Eigenvectors	
	x1	x2
8.754139	0.667462	0.744643
3.178355	0.744643	-0.667462

Stationary point is a minimum.





Análise Residual Fumo By

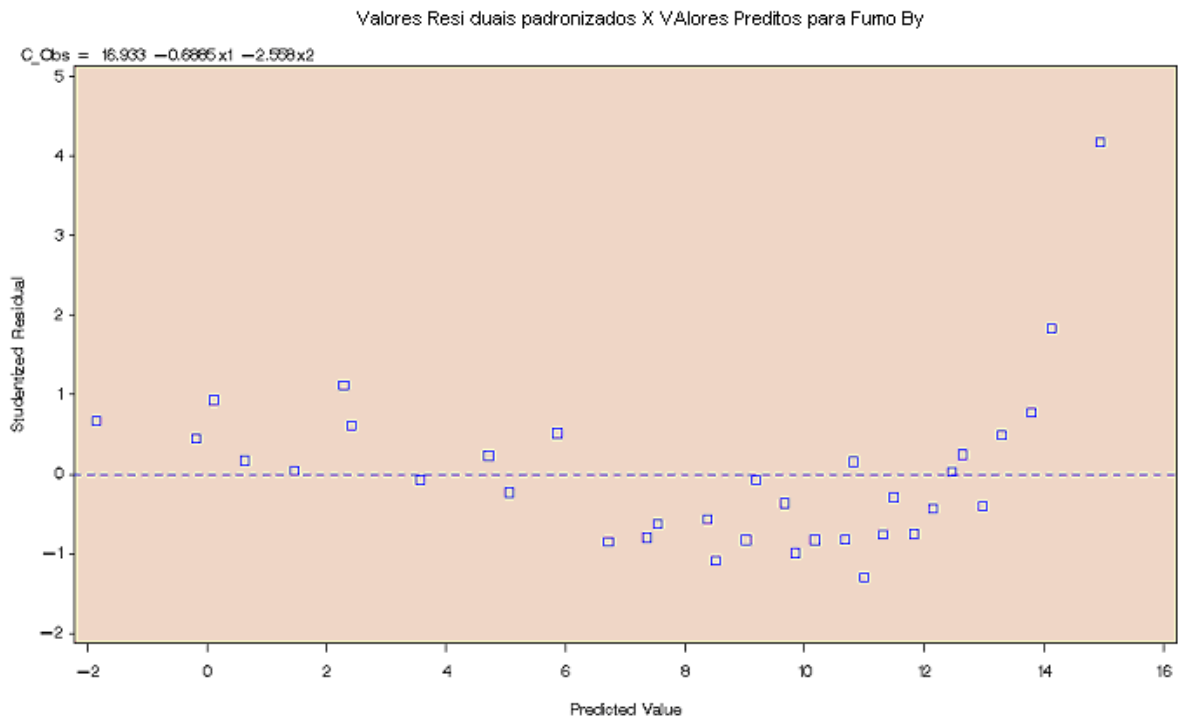
The UNIVARIATE Procedure
Fitted Distribution for residuos

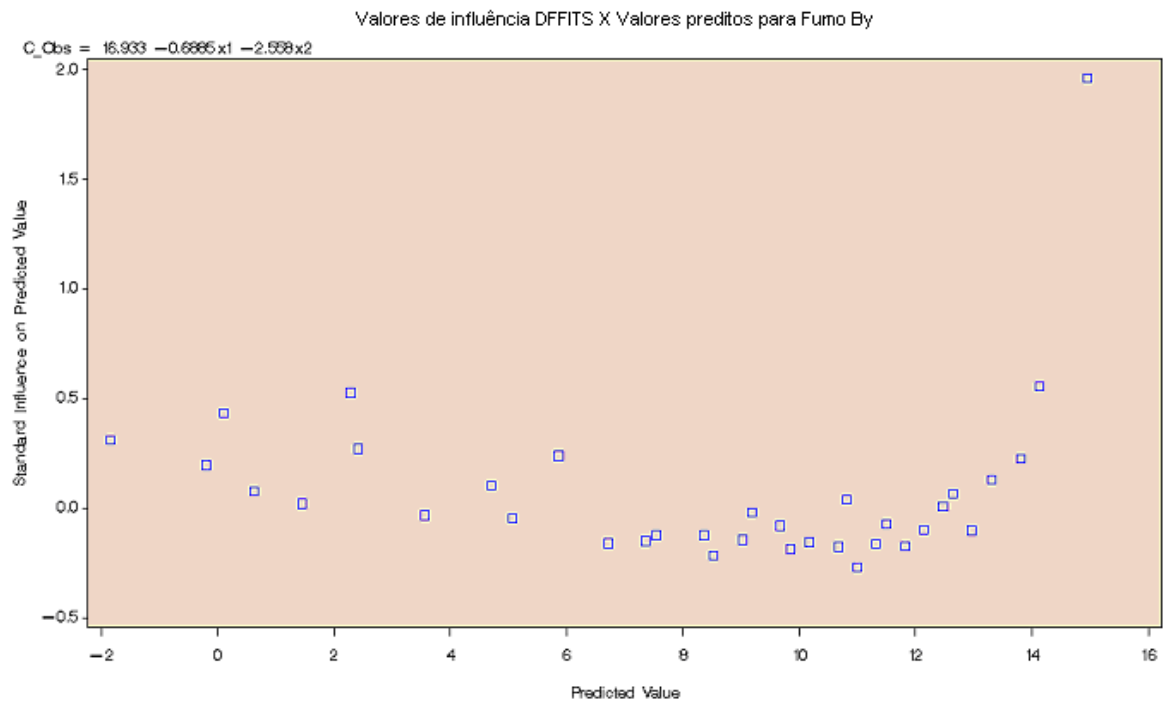
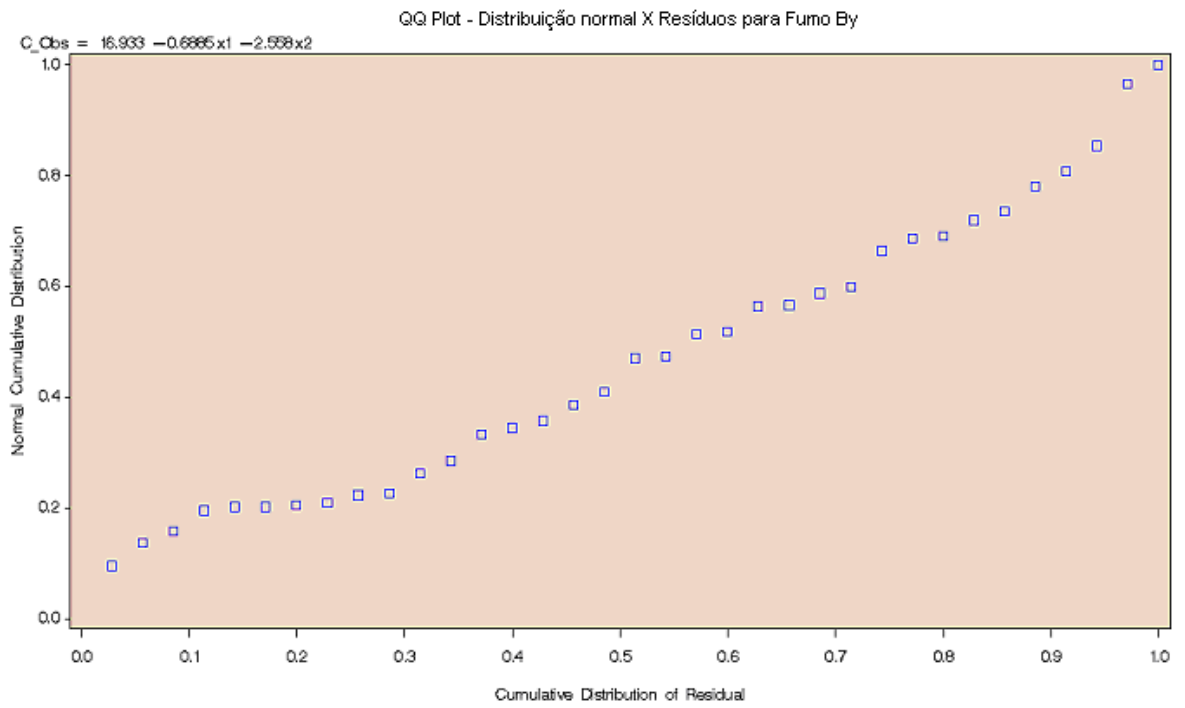
Goodness-of-Fit Tests for Normal Distribution

Test	---Statistic---	-----p Value-----
Kolmogorov-Smirnov	D 0.12117806	Pr > D >0.150
Cramer-von Mises	W-Sq 0.11975118	Pr > W-Sq 0.060
Anderson-Darling	A-Sq 0.82944240	Pr > A-Sq 0.030

Moments

N	35	Sum Weights	35
Mean	-3.1745E-6	Sum Observations	-0.0001111
Std Deviation	2.31102092	Variance	5.34081768
Skewness	1.53842091	Kurtosis	4.73173804
Uncorrected SS	181.587801	Corrected SS	181.587801
Coeff Variation	-72800591	Std Error Mean	0.39063383





Fumo Virgínia

The RSREG Procedure

Coding Coefficients for the Independent Variables

Tabela VIII

Factor	Subtracted off	Divided by
X1	7.800000	6.600000
X2	3.250000	2.750000

Tabela IX

Response Surface for Variable y1: y1

Response Mean	9.432407
Root MSE	1.114730
R-Square	0.9582
Coefficient of Variation	11.8181

Tabela X

Type I Sum	DF	of Squares	R-Square	F Value	Pr > F
Regression					
Linear	2	629.096577	0.7296	253.13	<.0001
Quadratic	2	173.771212	0.2015	69.92	<.0001
Crossproduct	1	23.388285	0.0271	18.82	0.0002
Total Model	5	826.256074	0.9582	132.99	<.0001

Tabela XI

Parameter	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Parameter Estimate from Coded Data
Intercept	1	27.228661	0.926548	29.39	<.0001	1.548573
X1	1	-2.438972	0.223136	-10.93	<.0001	-2.425634
X2	1	-7.549861	0.535528	-14.10	<.0001	-4.173646
X1*X1	1	0.096520	0.011998	8.04	<.0001	4.204426
X2*X1	1	0.174072	0.040124	4.34	0.0002	3.159406
X2*X2	1	0.719140	0.069110	10.41	<.0001	5.438497

Tabela XII

Factor	DF	Squares	Sum of Mean Square	F Value	Pr > F	Label
X1	3	305.029814	101.676605	81.82	<.0001	X1
X2	3	581.241501	193.747167	155.92	<.0001	X2

Canonical Analysis of Response Surface Based on Coded Data

Tabela XIII

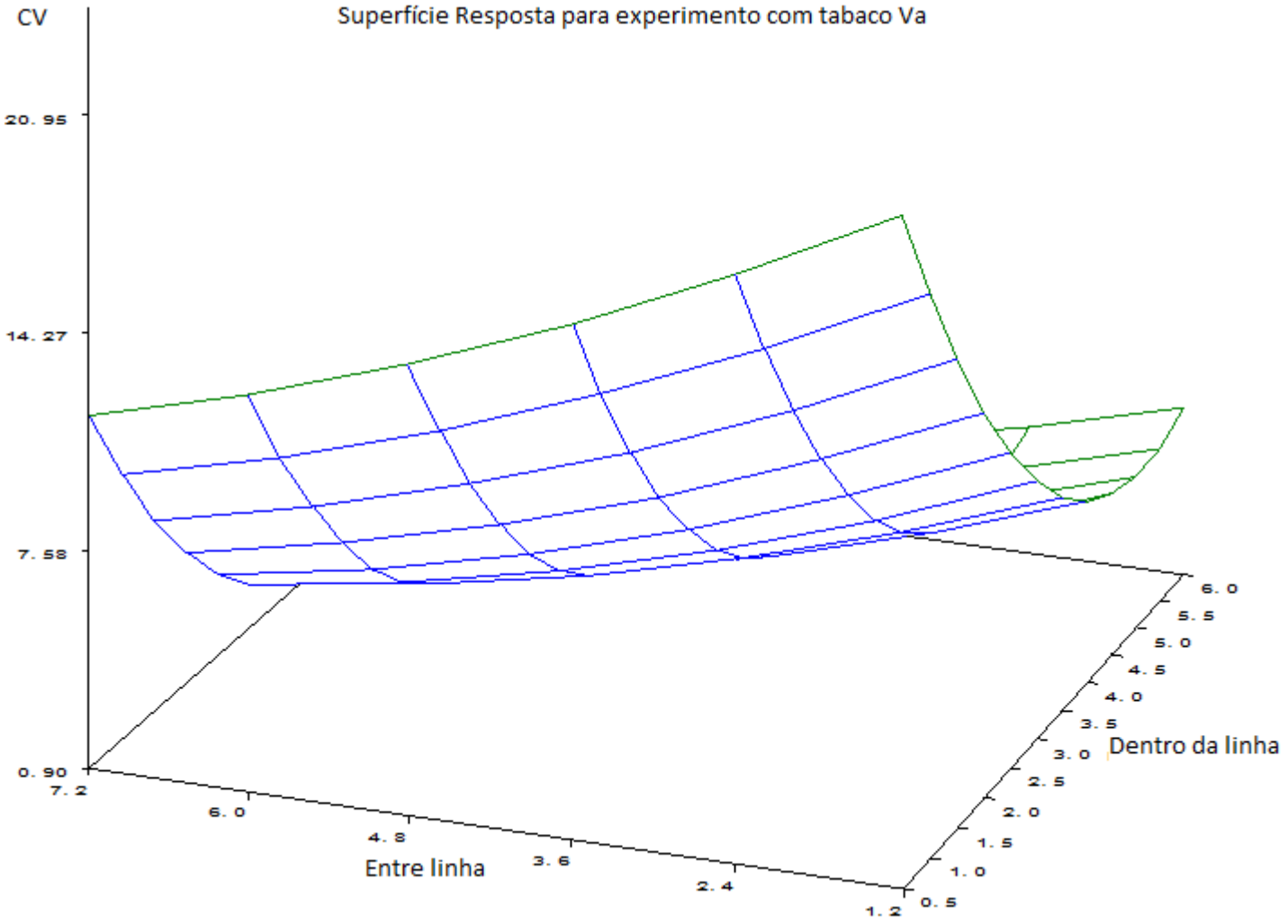
Factor	Critical Value		Label
	Coded	Uncoded	
X1	0.161968	8.868990	X1
X2	0.336667	4.175834	X2

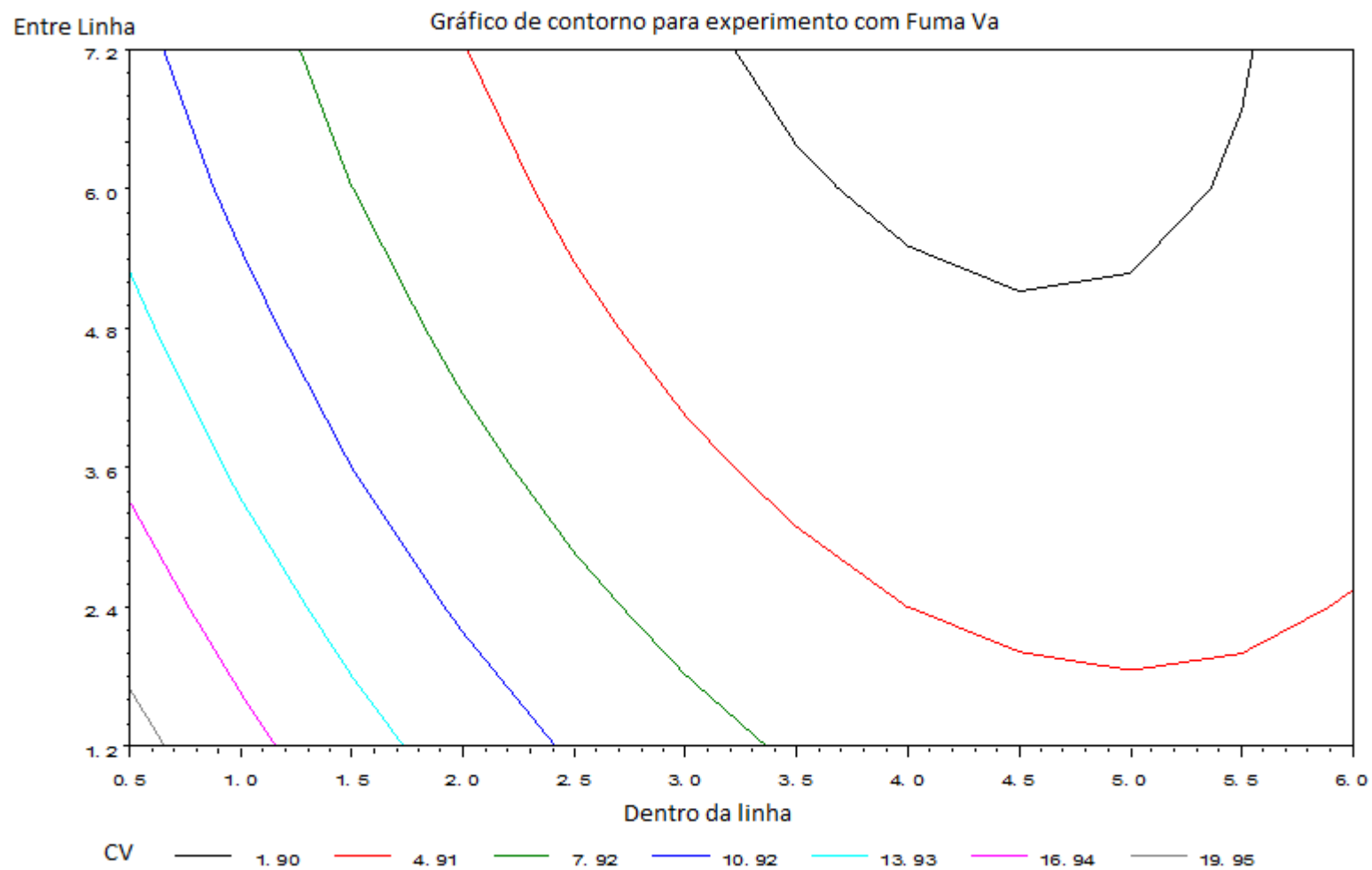
Predicted value at stationary point: 0.65

Tabela XIV

Eigenvalues	Eigenvectors	
	X1	X2
6.517396	0.563989	0.825782
3.125527	0.825782	-0.563989

Stationary point is a minimum.





Análise Residual para Fumo VA

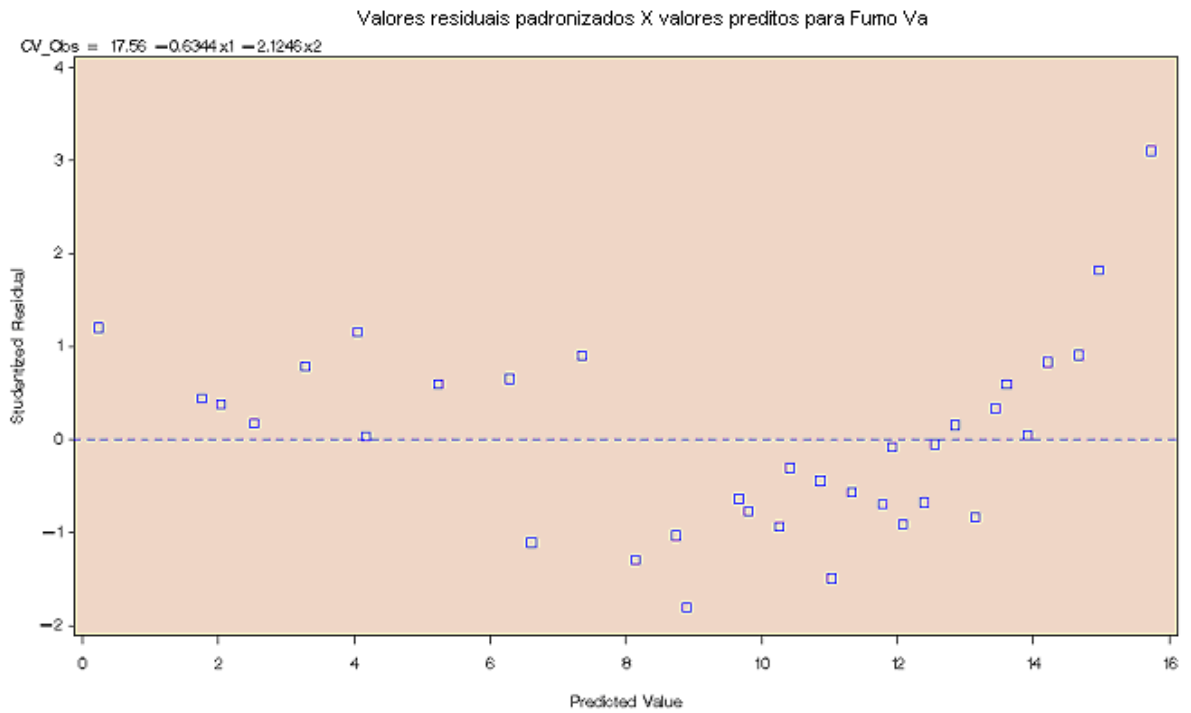
The UNIVARIATE Procedure

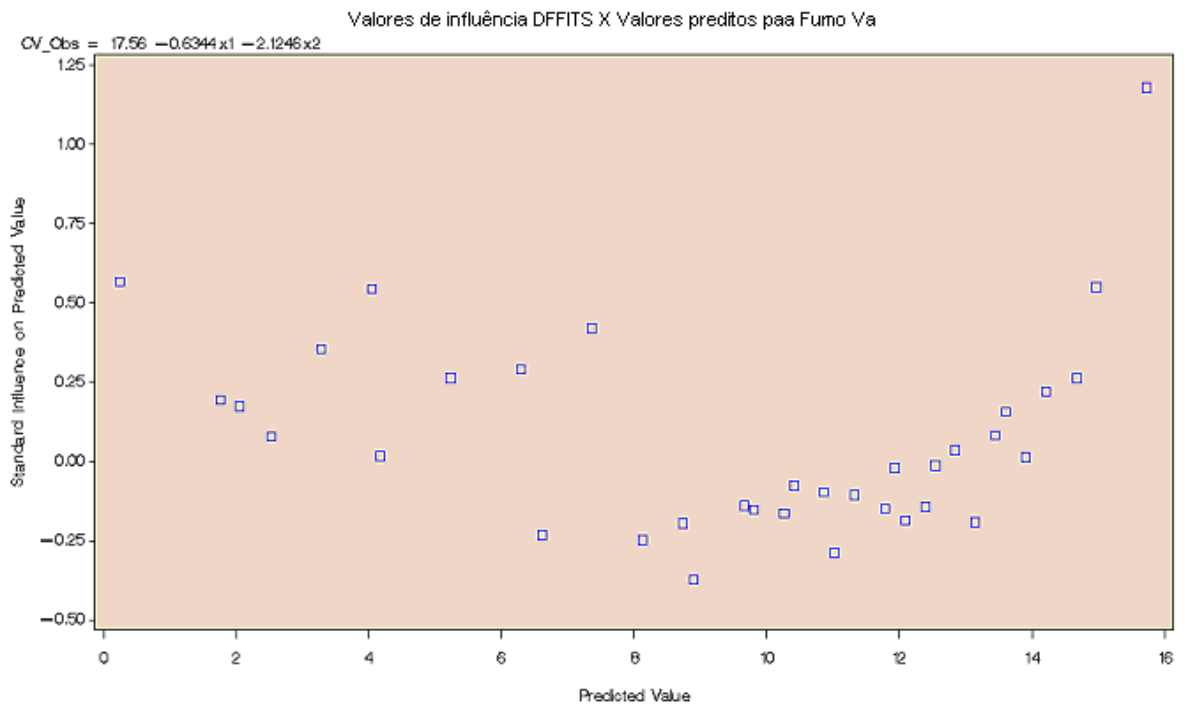
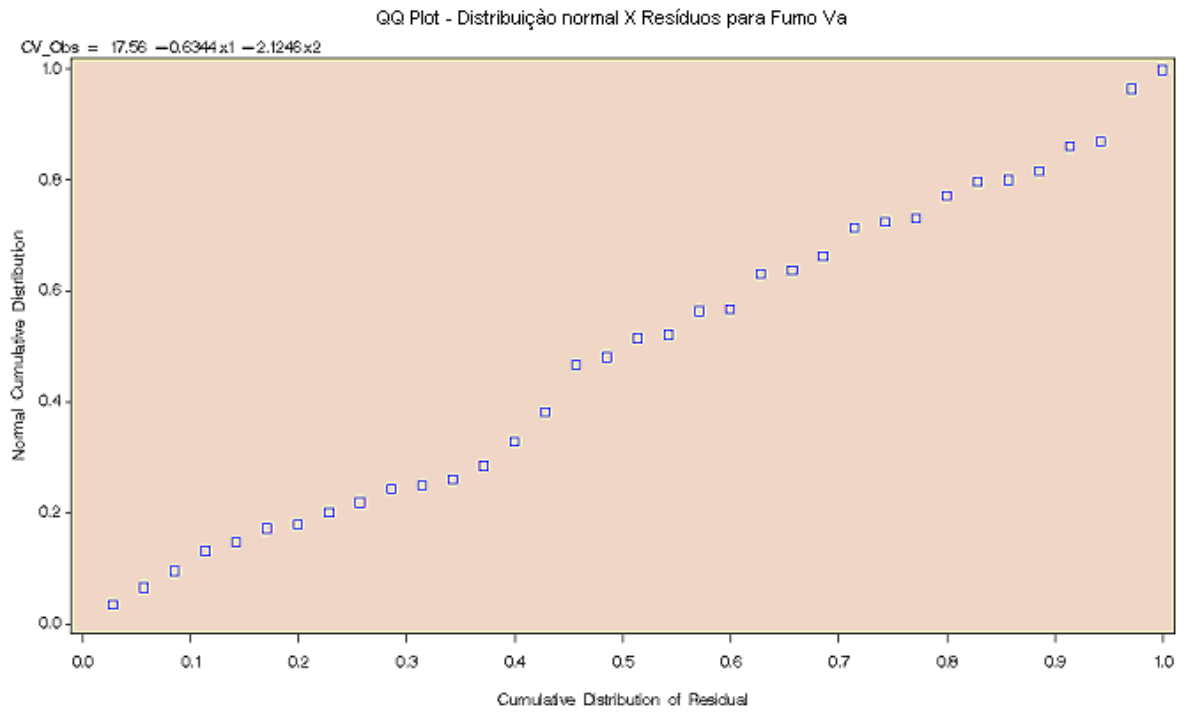
Goodness-of-Fit Tests for Normal Distribution

Test	---Statistic---	-----p Value-----
Kolmogorov-Smirnov	D 0.08319007	Pr > D >0.150
Cramer-von Mises	W-Sq 0.04495719	Pr > W-Sq >0.250
Anderson-Darling	A-Sq 0.30914162	Pr > A-Sq >0.250

Moments

N	35	Sum Weights	35
Mean	0.00001763	Sum Observations	0.00061689
Std Deviation	1.02950685	Variance	1.05988435
Skewness	-0.0229455	Kurtosis	0.83771073
Uncorrected SS	36.036068	Corrected SS	36.036068
Coeff Variation	5841069.38	Std Error Mean	0.17401842





Programação SAS para Método de Superfície Resposta e Gráficos

```

/*****
**      Banco Burley      **
*****/

options ps=58 ls=80 nocenter nodate nonumber formchar='|----|+|---+=|-\<>*';
title1;
title2;
title3;
footnote;
libname L1 V7 'E:\Monografia\SupResp 23052010';

proc import datafile="E:\Monografia\SupResp 23052010\SASBYm.xls"
      out=work.TEMP1 DBMS=EXCEL replace;
run;

proc rsreg data=TEMP1;
      model y1=x1 x2 /lackfit;
      ridge max;
      ridge min;
run;
TITLE1 'BANCO BY';

/*****
**  GRAFICOS INDIVIDUAIS  **
*****/

DATA A;
      DO X1=1.20 TO 7.20 BY 1.20;
      DO X2=0.45 TO 5.40 BY 0.45;
      CV=29.621262-3.251331*X1-
9.991061*X2+0.129991*X1*X1+0.339306*X1*X2+1.023584*X2*X2;
      OUTPUT;
      END;
      END;
      LABEL X1='ENTRE LINHA'
      X2='DENTRO DA LINHA';
RUN;

PROC PRINT DATA=A; RUN;

PROC G3D DATA=A GOUT=GRAF;
      PLOT X1*X2=CV / CAXIS=BLACK
      XTICKNUM=12
      YTICKNUM=6;
      * NAME="G&V3";

```

```
TITLE;
FOOTNOTE;
RUN;
```

```
PROC GCONTOUR DATA=A GOUT=GRAF;
  PLOT X1*X2=CV / CAXIS=BLACK
        XTICKNUM=12
        YTICKNUM=6;
        *LEGEND=LEG1;
        *NAME="G&V4";
  LEGEND FRAME;
  TITLE;
  FOOTNOTE;
  RUN;
```

```
/******
**      Banco Virgínia      **
******/
```

```
options ps=58 ls=80 nocenter nodate nonumber formchar='|----|+|----+=|-\<>*';
title1;
title2;
title3;
footnote;
libname L1 V7 'E:\Monografia\Banco de dados';
```

```
proc import datafile="C:\Trabalho\PESQUISA AGRICOLA\SASVA.xls"
  out=work.TEMP1 DBMS=EXCEL replace;
run;
```

```
proc rsreg data=TEMP1;
  model y1=x1 x2 /lackfit;
  ridge max;
  ridge min;
run;
TITLE2 'BANCO VA';
```

```
/******
**  GRAFICOS INDIVIDUAIS  **
******/
```

```
DATA A;
  DO X1=1.20 TO 7.20 BY 1.20;
    DO X2=0.50 TO 6.00 BY 0.50;
      CV=27.228661-2.438972*X1-
7.549861*X2+0.09652*X1*X1+0.174072*X1*X2+0.71914*X2*X2;
    OUTPUT;
  END;
```

```
END;
LABEL X1='ENTRE LINHA'
      X2='DENTRO DA LINHA';
RUN;

PROC PRINT DATA=A; RUN;

PROC G3D DATA=A GOUT=GRAF;
  PLOT X1*X2=CV / CAXIS=BLACK
        XTICKNUM=12
        YTICKNUM=6;
  * NAME="G&V3";
  TITLE;
  FOOTNOTE;
RUN;

PROC GCONTOUR DATA=A GOUT=GRAF;
  PLOT X1*X2=CV / CAXIS=BLACK
        XTICKNUM=12
        YTICKNUM=6;
  *LEGEND=LEG1;
  *NAME="G&V4";
  LEGEND FRAME;
  TITLE;
  FOOTNOTE;
RUN;
```