Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”

Métodos de amostragem e tamanho de amostra para avaliar o estado
de maturação da uva Niágara Rosada

Elton Gean Araújo

Dissertação apresentada para obtenção do título de
Mestre em Agronomia. Área de concentração: Es-
tatística e Experimentação Agronômica

Piracicaba
2007

Elton Gean Araújo
Licenciado em Matemática

**Métodos de amostragem e tamanho de amostra para avaliar o estado de maturação
da uva Niágara Rosada**

Orientadora:

Prof. Dr. **Sônia Maria De Stefano Piedade**

Dissertação apresentada para obtenção do título de
Mestre em Agronomia. Área de concentração: Es-
tatística e Experimentação Agronômica

Piracicaba

2007

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
DIVISÃO DE BIBLIOTECA E DOCUMENTAÇÃO - ESALQ/USP

Araújo, Elton Gean

Métodos de amostragem e tamanho de amostra para avaliar o estado de maturação da
uva Niágara Rosada / Elton Gean Araújo - - Piracicaba, 2007.
63 p. : il.

Dissertação (Mestrado) - - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2007.
Bibliografia.

1. Amostragem – métodos 2. Maturação vegetal 3. Uva I. Título

CDD 338.1748

“Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor”

Dedicatória

A

Deus

Jamais teria conseguido realizar este trabalho sem a
Sua graça.

Aos meus pais Luis Araújo Sobrinho e Tereza Gropo
Araújo, que sempre lutaram para dar uma boa educação
e formação aos seus filhos,

Aos meus irmãos Elder Ivan Araújo e mulher Andréa,
Emerson Geovan Araújo e mulher Fabiana, pela
amizade e grandes incentivos,

e

Aos meus avôs Francisco Araújo, Anésia Coletta
de Araújo (em memória), Júlia Pegossi Gropo (em
memória) e Natal Gropo (em memória), pelo incentivo,
sabedoria e grande amor.

AGRADECIMENTOS

À professora Dra. Sônia Maria De Stefano Piedade, pela compreensão, e principalmente pela orientação na elaboração deste trabalho.

Ao pesquisador Dr. Marco Antônio F. Conceição, da Embrapa Uva e Vinho - Jales, pela contribuição direta no trabalho.

Aos estagiários Lígia, Clayton e Ana Paula, da Embrapa Uva e Vinho - Jales, pela incessante contribuição na coleta dos dados.

À Capes pela concessão de bolsa de estudo.

Ao conselho do programa de Pós-graduação em Estatística e Experimentação Agronômica, os professores Dra. Clarice Garcia Borges Demétrio e Dra. Roseli Aparecida Leandro, pelas valiosas sugestões e confiança.

Aos professores do Departamento de Ciências Exatas da ESALQ/USP, Dr. Décio Barbin, Dr. Carlos Tadeu dos Santos Dias, Dr. César Gonçalves de Lima, Dr. Gérson, Dr. Silvio Sandoval Zocchi e Dr. Edwin Moisés Marcos Ortega, pela amizade e formação.

Aos funcionários do Departamento de Ciências Exatas da ESALQ/USP, em especial as secretárias Solange de Assis Paes Sabadin e Luciane Brajão e aos técnicos em informática Jorge Alexandre Wiendl e Eduardo Bonilha, pelos auxílios permanentes.

Aos colegas de estudo do mestrado e do doutorado, pela amizade, companheirismo e paciência.

Um agradecimento especial aos colegas, Eduardo, Erick, Jalmar, Júlio e Renato, pelo incentivo, motivação, companheirismo, paciência e principalmente a grande amizade dedicada.

Aos moradores da vila da pós graduação, Cássio, Celso, Jaqueline, Lilian, Elenilson, Alexandro, Luciélío, Bruno, Dárcio, Deise, Julieth, Marina e Michele.

Aos primos Edivaldo, Edvânia e Elaine, pelo carinho e cuidados; e aos primos Vander e Saulo pelas alegrias.

A todas as pessoas que contribuíram direta ou indiretamente para a realização deste trabalho.

SUMÁRIO

RESUMO	3
ABSTRACT	4
LISTA DE FIGURAS	5
LISTA DE TABELAS	6
1 INTRODUÇÃO	7
2 DESENVOLVIMENTO	11
2.1 Revisão bibliográfica	11
2.1.1 Métodos de amostragem com tamanho fixo de amostra	11
2.1.1.1 Amostragem aleatória simples	11
2.1.1.2 Amostragem sistemática	12
2.1.1.3 Amostragem estratificada	12
2.1.1.4 Amostragem por conglomerados	13
2.1.1.5 Amostragem em dois estágios	13
2.1.2 Métodos para obtenção do tamanho ótimo de amostra	13
2.1.2.1 Método Curva da Variância (MCV)	14
2.1.2.2 Método da Máxima Curvatura (MMC)	14
2.1.2.3 Método da Máxima Curvatura Modificado (MMCM)	15
2.1.3 Análise de dados com medidas repetidas	19
2.1.3.1 Análise estatística	20
2.1.3.2 Modelo univariado	20
2.1.4 Métodos de amostragem e técnicas de coleta para viticultura	23
2.1.5 Maturação da uva	25
2.1.6 Índices de maturação	25
2.1.7 Dificuldades na utilização de um plano de amostragem para maturação de uvas	25
2.2 Material	26
2.3 Métodos	26
2.3.1 Descrição dos métodos utilizados para coleta da amostra	26
2.3.2 Obtenção dos dados	28
2.3.3 Métodos para obtenção do tamanho ótimo de amostra	28
2.3.3.1 Procedimento utilizado para aplicação dos métodos MMC e MMCM	28
2.3.4 Comparação dos métodos de amostragem	28

2.3.5 Análise dos dados	31
2.4 Resultados e discussão	32
2.4.1 Determinação do tamanho adequado da amostra	32
2.4.1.1 Método Curva da Variância	32
2.4.1.2 Método da Máxima Curvatura	34
2.4.1.3 Método da Máxima Curvatura Modificado	37
2.4.2 Análise dos métodos	39
2.4.3 Métodos de amostragem	41
3 CONCLUSÕES	44
REFERÊNCIAS	45
ANEXOS	48

RESUMO

Métodos de amostragem e tamanho de amostra para avaliar o estado de maturação da uva Niágara Rosada

O Estado de São Paulo é o principal produtor de uvas de mesa do país, sendo a Niágara Rosada (*Vitis Labrusca*) a cultivar predominante. Para se oferecer produtos de qualidade ao mercado, os produtores necessitam determinar, periodicamente, o estado de maturação das uvas, sendo o teor de sólidos solúveis (tss), a principal variável avaliada. Para essa determinação, utiliza-se a amostragem dos frutos na área cultivada. O presente trabalho discute, assim, os métodos de amostragem estratificado e aleatório, e o tamanho adequado da amostra de baga individual, para avaliar o estado de maturação da uva Niágara Rosada, com base no teor de sólidos solúveis. O tamanho adequado da amostra de baga individual foi encontrado para os dois métodos de amostragem, separadamente, utilizando-se os métodos Máxima Curvatura, Máxima Curvatura Modificado e Curva da Variância. Os métodos de amostragem foram comparados utilizando-se uma análise univariada para dados com medidas repetidas, através dos procedimentos GLM e MIXED do SAS. Foram utilizados dois procedimentos, para que se produzisse resultados confiáveis. Os tamanhos mínimos de amostra de baga individual requeridos, para os métodos estratificado e aleatório foram aproximadamente 30 e 27 bagas por área, respectivamente. Os métodos de amostragem estudados apresentaram diferença significativa, e o método aleatório apresentou grande variação máxima e mínima por planta, devendo assim, ser evitado para esse tipo de estudo.

Palavras-chave: Tamanho da amostra; Métodos de amostragem; Niágara Rosada; Teor de sólidos solúveis

ABSTRACT

Sampling methods and sample size to evaluate the maturation state of the Niágara Rosada grape

São Paulo state is the main table grape producer in Brazil, being the Niágara Rosada (*Vitis Labrusca*) the predominant cultivar. To offer quality products to the market, the producers need to determine, periodically, the grapes maturation state, being the content of soluble solids the main variable measured. To determine this content, a sample of fruits in an area is collected. This work approaches the random and the stratified sampling methods and the appropriate sample size of individual berry to evaluate the maturation state of the Niágara Rosada based on the content of soluble solids. The appropriate sample size for individual berry was obtained for two sampling methods, separately, using the Maximum Curvature, Modified Maximum Curvature and Variance Curve methods. The sampling methods were compared using a univariate analysis for repeated measures data using the SAS GLM and MIXED procedures. Two different procedures were used to attain reliable results. The minimum berry sample size required for stratified and random methods were approximately 30 and 27 berries by area, respectively. The sampling methods investigated present significantly different results, and the random method presented high maximum and minimum variation by plant and should be avoided for this kind of study.

Keywords: Sample size; Sampling methods; Niágara Rosada; Content of soluble solids

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Influência solar sobre a maturação dentro do cacho	24
Figura 2 - Esquema de amostragem (método estratificado)	27
Figura 3 - Curva da Variância dos graus Brix (método estratificado)	33
Figura 4 - Curva da Variância dos graus Brix (método aleatório)	34
Figura 5 - Relação entre o coeficiente de variação $CV(\%)$ e o tamanho da amostra em unidades básicas para o método estratificado, utilizando o MMC	36
Figura 6 - Relação entre o coeficiente de variação $CV(\%)$ e o tamanho da amostra em unidades básicas para o método aleatório, utilizando o MMC	37
Figura 7 - Relação entre o coeficiente de variação $CV(\%)$ e o tamanho da amostra em unidades básicas para o método estratificado, utilizando o MMCM	38
Figura 8 - Relação entre o coeficiente de variação $CV(\%)$ e o tamanho da amostra em unidades básicas para o método aleatório, utilizando o MMCM	39

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Análise de Variância, Esperanças dos Quadrados Médios e Teste F	21
Tabela 2 - Análise de Variância, Esperanças dos Quadrados Médios e Teste F	30
Tabela 3 - Valores médios dos coeficientes de variação para os respectivos tamanhos de amostras em número de unidades básicas (<i>nub</i>) e de bagas, para os métodos de amostragem estratificado (ME) e aleatório (MA)	35
Tabela 4 - Valores dos tamanhos de amostra ideal de baga individual, utilizando os Métodos Curva da Variância (MCV), Máxima Curvatura (MMC) e Máxima Curvatura Modificado (MMCM) para os métodos de amostragem estratificado e aleatório . .	40
Tabela 5 - Resultados da análise univariada usando o proc GLM, para a variável tss	41
Tabela 6 - Análise univariada para os efeitos fixos, utilizando o proc MIXED, para a variável tss	42

1 INTRODUÇÃO

Na agricultura, de um modo geral, há uma série de procedimentos que devem ser seguidos no que diz respeito à qualidade das frutas frescas, que vão desde o ponto apropriado de colheita e o uso adequado de sistemas de colheita até o manejo e o transporte das mesmas.

O ponto de colheita apropriado, dentre os demais fatores de qualidade, é o mais importante, pois está diretamente ligado ao sabor da fruta, devendo atender de forma satisfatória às exigências do consumidor.

Fazer o controle da colheita e tomar decisão, depende basicamente de quatro componentes, o pessoal, o mecânico, o estatístico e o econômico.

O componente pessoal refere-se ao conhecimento que a pessoa deve ter sobre o ciclo da fruta; o mecânico refere-se aos aparelhos que devem ser usados para se medir os índices de maturação das frutas; o estatístico, à precisão a ser adotada e, finalmente, o econômico, que se refere ao custo dessa amostragem.

As regiões produtoras de frutas frescas têm se esmerado em atender às exigências e aos cuidados especiais com as frutas e, também, com as áreas produtoras, segundo uma dinâmica de produção, embalagem e transporte e de novas formas de controle sobre o trabalho e sobre os trabalhadores. Perseguir um padrão de qualidade significa coordenar e organizar eficientemente o tempo, o conhecimento, a tecnologia e os recursos humanos. Produtores e trabalhadores devem estar preparados para as novas práticas de gestão e outros trabalhos especializados (CAVALCANTI, 1996).

Dentre as frutas frescas que exigem maior padrão de qualidade está a uva. A uva é o fruto da videira (*Vitis sp*), planta sarmentosa da família *vitaceae*, sendo a principal frutífera cultivada no mundo. É utilizada, freqüentemente, para produzir sumo, doce (geléia), destilado, óleo de semente, vinho e passas, podendo ainda ser consumida crua (uvas de mesa ou *in natura*).

A videira representa cerca de 16% do total de frutas frescas produzidas no mundo (52% na Europa). A Itália e a França são os principais produtores, nesses países a produção anual se aproxima de 10 mil toneladas (KREUZ et al., 2005).

No Brasil, a produção de uvas tem apresentado uma tendência crescente, com certa estabilidade nos últimos dois anos. Em 2006, foram produzidas 1.228.390t de uvas no país, em que 38,32% foi destinado a elaboração de vinhos, sucos, destilados e outros derivados, evidenciando o crescimento do mercado de uvas para o consumo *in natura*, o qual foi de 61,68% (MELLO, 2007). Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a área plantada de videiras no

Brasil é de 87.792 hectares.

O balanço comercial do setor vitivinícola nacional sinaliza para o equilíbrio a curto prazo. Em 2005, houve um acréscimo no valor das exportações brasileiras de uvas, de 85,39%, em relação ao ano anterior, perfazendo um total de 120,87 milhões de dólares (MELLO, 2006). As condições climáticas nas diferentes regiões produtoras de uva no país possibilitam ao Brasil abastecer o mercado mundial quando os tradicionais países exportadores não produzem uva e, portanto, há pouca oferta do produto.

Ainda segundo a mesma autora, dentre os estados brasileiros que produzem uva, merecem destaque Pernambuco (12,68%), Bahia (7,3%), Minas Gerais (1%), São Paulo (15,83%), Paraná(8,5%), Santa Catarina (3,9%) e Rio Grande do Sul (50,78%).

O Estado de São Paulo é o principal produtor de uvas de mesa, participando com cerca de 20% da área e da produção nacional (MELLO, 2003). Nesse estado, a viticultura se concentra nas áreas de atuação dos Escritórios de Desenvolvimento Rural (EDRs) de Itapetininga e Jales, com destaque para São Miguel Arcanjo e Jales.

Na região Noroeste do Estado de São Paulo, as condições de clima tropical, com o uso de irrigação, possibilita a obtenção de dois ciclos anuais, um para a safra principal nos meses de julho a novembro, época de maior escassez no mercado, e outro ciclo para uma “safrinha” no primeiro semestre.

A cultivar predominante no estado é a Niágara Rosada, destinada para o consumo *in natura*. O cacho é médio, compacto; baga rosada com tonalidade variável, média, esférica, polpa mucilaginosa, desprendendo facilmente da película, sabor aframboesado intenso e característico. É interessante principalmente para as áreas propícias à colheita precoce, quando os preços são mais elevados. Apresenta médio vigor e tem elevado potencial produtivo (CAMARGO, 2004).

Nos períodos de menor oferta, grande parte da uva Niágara Rosada comercializada na Ceagesp, é produzida na região noroeste do Estado de São Paulo. Nos meses de agosto a outubro, essa região é responsável por 60% a 80% do abastecimento da Ceagesp com a uva Niágara Rosada. No período de julho a novembro, a oferta desta uva é muito pequena ou inexistente nos principais centros consumidores do país, onde é preferida em relação às uvas finas, por parcela significativa de consumidores (MELLO, 2003).

O desenvolvimento de pólos produtores de Niágara Rosada é uma oportunidade interessante para as regiões tropicais. Será beneficiado tanto o produtor de uvas, que obterá preços mais elevados, quanto o consumidor, que terá ao seu dispor uvas com menor uso de agrotóxicos

(MELLO, 2003).

A uva é uma fruta não climatéria, ou seja, não amadurece após a colheita. Em razão disso, ela só deve ser colhida quando atingir as condições apropriadas para o consumo. A depender da variedade, das condições climáticas e das práticas de manejo, o tempo de maturação dos frutos pode variar.

A maturação deve ser determinada através do teor de sólidos solúveis associados a outros atributos como aparência, cor, textura e sabor, além da contagem em dias, depois da poda. Na prática, os principais fatores de determinação dos pontos de colheita são o teor de sólidos solúveis (tss) e a relação teor sólidos solúveis/acidez titulável.

A colheita da uva Niágara Rosada requer do viticultor cuidados especiais por se tratar de uva de mesa, onde é primordial uma boa padronização. Em viticultura a colheita recebe o nome especial de vindima. Essa cultivar, no ponto de colheita, apresenta os cachos com bagas inteiramente rosadas. Nesta situação, os fenômenos que determinam a maturação chegam ao ponto em que o amido e os ácidos orgânicos se transformam em açúcares. É comum o viticultor colher os cachos de uva antes de atingirem sua maturação plena, dando ao produto um sabor excessivamente azedo. Essa prática prejudica seriamente a comercialização da uva, baixando muito sua cotação no mercado futuro. Diversas campanhas são realizadas pelos Órgãos Oficiais de Agricultura, visando corrigir este lamentável erro: a colheita de uva verde.

O regulamento técnico de identidade e de qualidade para classificação da uva rústica aplicado para atender a obrigatoriedade de classificação prevista nos incisos I, II e III, do art. 1º da lei 9.972, de 25 de maio de 2000 tem como principais exigências o nível de teor de sólidos solúveis tolerável, além de outros atributos.

Segundo Amerine & Roessler (1963), colher as uvas no estado apropriado de maturação é essencial para sua comercialização. Para isso, um método seguro na estimativa da maturidade na colheita se faz necessário.

Em meados da década de 50 e 60, surgiram nos Estados Unidos e na Austrália, os principais estudos de amostragem para avaliar o estado de maturação da uva destinada à vinificação. Esses estudos iniciais, tinham como objetivo, desenvolver métodos de fácil aplicação, em termos práticos. Nessa época, houve um grande aumento da produtividade de uva nesses países.

Segundo Amerine & Ough (1974), é importante obter a quantidade ideal de frutos por amostra, para que a mesma seja bem representativa e não viesada. As amostras podem ser tomadas de um campo de muitos acres (0,4047 ha), para um pequeno grupo de vinhas ou de uma

vinha individual, utilizando os métodos de amostragem com tamanho fixo de amostras (amostragem aleatória simples e amostragem estratificada).

Face à importância e à demanda dessa cultura no contexto regional, são importantes as inovações dos métodos de amostragem, para que se tenham estimativas cada vez mais precisas do estado de maturação da uva destinada à mesa, e conseqüentemente, um produto final de extrema qualidade.

Para tanto, o objetivo deste trabalho é determinar o tamanho adequado de amostra de baga individual para cada método de amostragem a ser utilizado nesse estudo, bem como a comparação desses métodos de amostragem para avaliar o estado de maturação da uva Niágara Rosada.

2 DESENVOLVIMENTO

2.1 Revisão bibliográfica

A praticidade de um programa de amostragem está baseada no equilíbrio entre a confiança estatística e os níveis de precisão e nas restrições práticas de sua aplicação, particularmente o tempo (RÉGNIERE et al., 1988).

Atualmente, com o intuito de avaliar rigorosamente a qualidade das frutas frescas, de um modo geral, utiliza-se o procedimento de amostragem convencional, que se baseia em um número de amostras fixas a serem colhidas por unidade de área, objetivando-se resultados precisos.

2.1.1 Métodos de amostragem com tamanho fixo de amostra

Com relação aos métodos que consistem em tamanho fixo de amostras e considerando que no campo agrônomo a ser estudado (propriedades de pequeno porte), onde a população é finita e está reunida numa área delimitada pela cultura, uma série de procedimentos podem ser testados nos casos de amostragens comuns (número de amostras fixas a serem colhidas por unidade de área) e seus resultados comparados entre si. Os métodos apresentados a seguir são muito utilizados tanto em estudos de produtividade quanto de qualidade das frutas frescas, produzindo resultados satisfatórios.

2.1.1.1 Amostragem aleatória simples

Segundo Bolfarine & Bussab (2005), a amostragem aleatória simples é o método mais simples e importante para seleção de uma amostra. Além de servir como um plano próprio, o seu procedimento é usado de modo repetido em procedimentos de múltiplos estágios. Ele pode ser caracterizado da seguinte forma: “De uma lista com N unidades elementares, sorteiam-se, com igual probabilidade, n unidades”, em que n é o número de elementos da amostra retirada. A principal caracterização para o uso do plano amostra aleatória simples é a existência de um sistema de referências completo, descrevendo cada uma das unidades elementares.

O plano amostra aleatória simples sem reposição é descrito do seguinte modo:

1. A população está enumerada de 1 a N , de acordo com o sistema de referências, ou seja,

$$U = \{1, 2, \dots, N\} ;$$

2. Utilizando-se uma tabela de números aleatórios, ou programa de computador, sorteia-se, com igual probabilidade, uma das N unidades da população;
3. Sorteia-se um elemento seguinte, com o elemento anterior sendo retirado da população;
4. Repete-se o procedimento até que n unidades tenham sido sorteadas.

Como principais vantagens, requer mínimo conhecimento antecipado da população, livre de possíveis erros de classificação e facilita a análise dos dados e cálculos de erros. Suas desvantagens são que o conhecimento que o pesquisador possa ter sobre o problema em estudo é desprezado, e que, para mesma extensão da amostra, os erros são mais amplos do que na amostragem estratificada (COCHRAN, 1977).

2.1.1.2 Amostragem sistemática

Considere uma população de N elementos, onde $N = kn$ e k é um número inteiro. Considere, também, que a população está ordenada de 1 a N , formando um sistema de referências. Uma unidade é, então, selecionada aleatoriamente (segundo amostragem aleatória simples) entre as k primeiras unidades do sistema de referências. As unidades seguintes que farão parte da amostra são obtidas a partir da primeira unidade selecionada em intervalos de comprimento k (BOLFARINE & BUSSAB, 2005).

Como principal vantagem, pode-se citar a simplicidade da coleta da amostra, permitindo fácil verificação. Com relação às desvantagens, se o intervalo de amostragem se relaciona a uma ordenação periódica da população, pode ser introduzida variabilidade crescente, se houver efeito de estratificação, as estimativas dos erros tendem a ser altas (COCHRAN, 1977).

2.1.1.3 Amostragem estratificada

Este método consiste na divisão de uma população em grupos (chamados estratos) segundo alguma(s) característica(s) conhecida(s) da população sob estudo, e de cada um desses estratos são selecionadas amostras em proporções convenientes. A estratificação é usada, principalmente, para resolver alguns problemas como a melhoria da precisão das estimativas, produzir estimativas para a população e subpopulações, por questões administrativas (BOLFARINE & BUSSAB, 2005).

A execução de um plano de amostragem estratificada exige os seguintes passos:

1. Divisão da população em subpopulações bem definidas (estratos);

2. De cada estrato retira-se uma amostra, usualmente independente;
3. Em cada amostra usam-se estimadores convenientes para os parâmetros do estrato;
4. Monta-se para a população um estimador combinando os estimadores de cada estrato, e determinam-se suas propriedades.

2.1.1.4 Amostragem por conglomerados

A população é dividida em subpopulações distintas (conglomerados). Alguns dos conglomerados são selecionados segundo amostragem aleatória simples e todos os indivíduos nos conglomerados selecionados são observados. Em geral, é menos eficiente do que amostragem aleatória simples ou amostragem estratificada, mais por outro lado é bem mais econômica. Tal procedimento amostral é adequado quando é possível dividir a população em um grande número de pequenas subpopulações (BOLFARINE & BUSSAB, 2005).

2.1.1.5 Amostragem em dois estágios

Ainda segundo Bolfarine & Bussab (2005), para este caso a população é dividida em subpopulações como na amostragem estratificada ou na amostragem por conglomerados. Num primeiro estágio, algumas subpopulações são selecionadas usando amostragem aleatória simples. Num segundo estágio, uma amostra de unidades é selecionada de cada subpopulação selecionada no primeiro estágio. A amostragem estratificada e a amostragem por conglomerados podem ser consideradas para certas finalidades, como caso particular da amostragem em dois estágios. Após a população estar agrupada em A conglomerados, descreve-se o plano amostral do seguinte modo:

1. Sorteiam-se no primeiro estágio os conglomerados segundo algum plano amostral;
2. De cada conglomerado sorteado, sorteiam-se b_α elementos, segundo o mesmo ou outro plano amostral.

2.1.2 Métodos para obtenção do tamanho ótimo de amostra

Um problema de ordem prática que surge no planejamento de experimentos de um modo geral, reside na determinação da unidade padrão de coleta de dados, sendo necessária a sua caracterização no que se refere ao tamanho.

Em muitos casos, a própria experiência e capacidade de discernimento do pesquisador levaria a decisões corretas a este respeito, porém é inegável a contribuição que métodos objetivos, baseados em regras claras e procedimentos teóricos aceitáveis, podem levar à minimização dos custos e maximização da quantidade de informação de um experimento. A seguir serão abordados alguns métodos de obtenção de tamanho ótimo de amostra utilizados nesse trabalho.

2.1.2.1 Método Curva da Variância (MCV)

Este método, foi utilizado especificamente por Kasimatis & Vilas (1985) e Ojeda & Pire (1997). Consiste em construir a Curva da Variância dos graus Brix, considerando os pontos $(N, S_{\bar{x}}^2)$, descrita a seguir:

$$S_{\bar{x}}^2 = \frac{S^2}{N} , \quad (1)$$

em que $S_{\bar{x}}^2$ é a variância esperada da média, S^2 é a variância das bagas individuais, N é o número de bagas (tamanho da amostra). O tamanho ótimo da amostra é determinado visualmente, sendo o ponto de abscissa em que ocorre a estabilização da variância esperada da média.

2.1.2.2 Método da Máxima Curvatura (MMC)

A origem e autoria deste método são desconhecidas. Chacin Lugo (1977) chega a caracterizá-lo como o primeiro método usado na obtenção de tamanho ótimo de parcelas experimentais (ou amostras).

Explica que sua metodologia consiste em se utilizar de ensaios em branco, calculando-se então os coeficientes de variação (CV) para cada tamanho (x) de amostra, obtendo um conjunto de pontos do tipo (x, CV) , que são relacionados num sistema de eixos coordenados.

Uma curva à mão livre é então traçada através das coordenadas resultantes, e o seu ponto de máxima curvatura é localizado por inspeção visual, adotando-se como tamanho ótimo o valor correspondente à abscissa do ponto de máxima curvatura (FEDERER, 1955).

Federer (1955) aponta dois pontos restritivos a este método:

- i) Não considera os custos envolvidos.
- ii) O tamanho adotado para a unidade básica do ensaio em branco influencia o ponto de máxima curvatura.

O mesmo autor parte em sua defesa para os casos em que a escolha da unidade básica do ensaio é algo natural, não convencionada arbitrariamente, como por exemplo um animal, uma árvore, uma leitura ou determinação de algum aparelho, etc., desaconselhando sua aplicação nos demais casos, pois o tamanho arbitrário da unidade básica influencia no ponto de máxima curvatura.

Com o intuito de aumentar a precisão deste método, Ortiz (1995), optou por utilização de programa de computador, na elaboração dos gráficos, unindo-se os pontos com segmento de reta, determinando como melhor tamanho de parcela, a unidade básica correspondente à curvatura máxima. Este procedimento foi utilizado nesse trabalho.

2.1.2.3 Método da Máxima Curvatura Modificado (MMCM)

Com o intuito de livrar a determinação do ponto de máxima curvatura da dependência da escala dos eixos coordenados, Lessman & Atkins (1963) propõem uma modificação no método da máxima curvatura, baseados no método empírico de Smith (1938), mais especificamente na equação geral daquele método.

Com as constantes apropriadas, a equação geral:

$$y = \frac{a}{x^b} , \quad (2)$$

define a relação entre a variância da produção por área unitária e tamanho de amostra em termos de unidades básicas (SMITH, 1938), ou seja:

$$V_x = \frac{V_1}{x^b}. \quad (3)$$

Hatheway (1961), ao desenvolver o seu próprio método de determinação de tamanho ótimo de parcelas, tece alguns comentários a respeito da lei empírica de Smith (1938), esclarecendo, entre outras coisas, como se calcular V_x da fórmula de Smith (1938).

Seja S_x^2 a variância entre parcelas de x unidades básicas de tamanho. Reduzindo-a a uma base unitária, tem-se:

$$V_{x'} = \frac{S_x^2}{x}. \quad (4)$$

Reduzindo-a para área unitária, tem-se:

$$V_x = \frac{V_{x'}}{x} = \frac{\frac{S_x^2}{x}}{x} = \frac{S_x^2}{x^2} , \quad (5)$$

no que concordam diversos outros autores, entre eles, Lessman & Atkins (1963).

A mesma equação geral (4) define, também, a relação entre o coeficiente de variação e o tamanho de amostra, quando as constantes apropriadas, digamos a' e b' , são conhecidas. Isto é explicável, porque os coeficientes de variação computados nos ensaios em branco são dados por:

$$CV_x = \frac{(S_x^2)^{\frac{1}{2}}}{\bar{x}} \cdot 100 , \quad (6)$$

em que $(S_x)^2$ é a variância entre amostras de x unidades básicas de tamanho, $\bar{x}$ é a média da população das amostras de x unidades básicas de tamanho, o que não deixa de ser uma medida do tamanho da amostra, em termos de produção.

As fórmulas para obtenção de V_x e CV_x são dadas por:

$$V_x = \frac{S_x^2}{x^2} \quad CV_x = \frac{(S_x^2)^{\frac{1}{2}}}{\bar{x}} \cdot 100 = \left[\frac{S_x^2}{\bar{x}^2} \right]^{\frac{1}{2}} \cdot 100 , \quad (7)$$

mas x é a medida do tamanho da amostra, em termos de unidades básicas, e $\bar{x}$ é também uma medida do tamanho da amostra, em termos de produção, o que leva uma forte relação entre x e $\bar{x}$, e entre V_x e CV_x , justificando o uso da equação geral, dada anteriormente, para relacionar o coeficiente de variação e o tamanho da amostra, ou seja:

$$CV_x = \frac{a'}{x^{b'}} . \quad (8)$$

Estimados a' e b' pelo método dos mínimos quadrados ponderados (gl associados) determina-se a derivada de primeira ordem da função, e dela calcula-se a inclinação (M) da reta tangente para cada valor de x .

O ângulo de intersecção entre as duas retas tangentes aos pontos x_1 e x_2 pode ser determinado através de:

$$tg(\theta) = \frac{M_2 - M_1}{1 + M_1 M_2} . \quad (9)$$

As duas retas tangentes com o maior ângulo de intersecção devem indicar a região de uma curva onde a direcional de mudança na função é maior em relação a incrementos de x . Esta região é

determinada através de cálculos seqüenciais, onde os incrementos de x são fixos e, no caso específico do artigo de Lessman & Atkins (1963), os incrementos de x foram de um décimo de unidade básica.

Com este ponto de máxima curvatura, Lessman & Atkins (1963) determinaram o número ótimo de unidades básicas (z), através de:

$$z = (\text{ponto de maxima curvatura}) \cdot \frac{k_1}{k_2} , \quad (10)$$

em que k_1 e k_2 são os valores de custo da fórmula de Smith (1938).

Os autores afirmam que ao se proceder desta maneira, chegar-se-ia aos resultados comparáveis àqueles obtidos pelo método de Smith (1938), explicando que:

- i) Os coeficientes de variação e as variâncias entre parcelas (amostras) foram calculadas de um mesmo grupo de dados,
- ii) A relação entre coeficientes de variação e tamanho de amostra é similar à relação entre variância da produção por área unitária e tamanho da amostra.

Então o ponto de máxima curvatura, em termos de x , da expressão:

$$CV_x = \frac{a'}{x^{b'}} , \quad (11)$$

não deve ser independente do coeficiente de regressão b da expressão:

$$V_x = \frac{a}{x^b} . \quad (12)$$

Supondo que esta relação seja direta e razoavelmente precisa, a melhor estimativa da região de máxima curvatura, em termos de x , da equação (9), deve variar igualmente a:

$$\frac{b}{1-b} \quad (0 < b < 1) , \quad (13)$$

não dando, porém, maiores explicações.

Segundo os autores, se a relação for consistente, tal procedimento pode ser usado para detectar a ocorrência de erros no cálculo de b e como uma medida confirmatória do tamanho ótimo de amostra.

A respeito deste método, Meier & Lessman (1971) escrevem que ao se determinar a região de máxima curvatura através de cálculos seqüenciais, com incrementos fixos na variável x , estar-se-ia cometendo um erro, pois, a incrementos fixos e sucessivos de x correspondem comprimentos variáveis da curva, ou seja, Lessman & Atkins (1963) ao se determinar a região de máxima curvatura através da expressão (7) e incrementos de x , não consideraram que a curvatura também é função do comprimento do arco considerado.

Meier & Lessman (1971) aconselham tomar incrementos iguais ao longo da curva, e a curvatura em qualquer ponto da linha é, então, determinada por:

$$k = \frac{y''}{(1 + y'^2)^{\frac{3}{2}}} , \quad (14)$$

em que k é a curvatura da linha, y' e y'' são a primeira e a segunda derivada da função que define a linha.

A curvatura é máxima onde a derivada primeira de k em relação a x for igual a zero. Para a função:

$$CV_x = \frac{a'}{x^{b'}} , \quad (15)$$

o ponto de máxima curvatura, x_c , é dado por:

$$x_c = \left[\frac{a'^2 b'^2 (2b' + 1)}{b' + 2} \right]^{\frac{1}{2b' + 2}} . \quad (16)$$

Como no presente trabalho, foi utilizada a função:

$$CV = ax^b , \quad (17)$$

o valor da abscissa no ponto de curvatura máxima foi determinado através da fórmula:

$$X_c = \left[\frac{a^2 b^2 (2b - 1)}{b - 2} \right]^{\frac{1}{2 - 2b}} , \quad (18)$$

deduzida a partir da função de curvatura. Esta fórmula corresponde a de Meier & Lessman (1971), tomando o simétrico de b . Os valores obtidos para X_c não foram ponderados por fatores de custo, uma vez que eles podem ser considerados irrelevantes quando se deseja obter a máxima precisão experimental.

2.1.3 Análise de dados com medidas repetidas

Os procedimentos para análise de dados envolvendo medidas repetidas, são muito comuns na prática. Alguns desses procedimentos, serão utilizados nesse trabalho para comparação dos dois métodos de amostragem estudados.

Os planejamentos com medidas repetidas envolvem a realização de duas ou mais observações em cada unidade experimental (ou parcela), como por exemplo:

- i) Planejamento do tipo *split-plot*: surgiu na experimentação agrônômica onde um único nível de um fator (ou tratamento) é aplicado a uma parcela relativamente grande de terra (*whole plot*) e todos os níveis de um segundo fator são aplicados às subparcelas (*split plots*) dessa parcela maior. Os tratamentos primários são distribuídos às parcelas de acordo com um delineamento especificado (DIC, DBC, DQL etc.) e os tratamentos secundários são distribuídos aleatoriamente às subparcelas.
- ii) Planejamento do tipo cross-over: onde cada uma das unidades experimentais recebe uma sequência de tratamentos. Este planejamento é comum em estudos que envolvem vacas em lactação.
- iii) Planejamento longitudinal: envolvem a observação de uma ou mais variáveis resposta em uma mesma unidade experimental em diversas ocasiões ou condições de avaliação (tempo, diferentes distâncias de uma origem etc.). Como as medidas são repetidas de modo sistemático, espera-se que exista uma correlação não nula entre as medidas e uma heterocedasticidade das variâncias nas diversas ocasiões.

Em estudos de medidas repetidas no tempo, em delineamento com parcelas subdivididas, por exemplo, os níveis desse tempo não podem ser aleatorizados para seus intervalos. Dessa forma, a análise de variância usual pode não ser válida, porque com a falta de aleatorização, os erros correspondentes às respectivas unidades experimentais ou indivíduos podem ter uma matriz de covariâncias que não é igual àquela exigida para que a análise usual de um delineamento seja válida, isto é, variâncias homogêneas.

Huynh & Feldt (1970) mostraram que, em um delineamento com parcelas subdivididas e medidas repetidas no tempo, o teste F com relação à parcela tem distribuição F exata, mas com relação à subparcela, só terá distribuição F exata se a matriz de covariâncias for do tipo simétrica composta.

A condição de simetria composta implica que a variável aleatória seja igualmente correlacionada e tenha variâncias iguais, considerando as diferentes ocasiões.

Uma condição mais geral da forma da matriz de covariâncias é descrita por Huynh & Feldt (1970). Essa condição denominada de HUYNH-FELDT (H-F), é equivalente a especificar que as variâncias das diferenças entre pares de erros sejam todas iguais, e se as variâncias são todas iguais, então a condição é equivalente a de simetria composta.

Um problema com relação à validade dos testes surge quando se têm estruturas da matriz de covariâncias diferentes das estruturas de simetria composta, erros independentes e da condição de H-F, levando a testes F não exatos.

Para verificar se a matriz de covariância atende à condição de H-F, Mauchly (1940) propôs um teste chamado teste de esfericidade, que verifica se uma população multivariada apresenta variâncias iguais e correlações nulas.

Quando a estrutura envolvida apresenta outra forma é necessário utilizar outros métodos para encontrar um modelo que permitirá a utilização da estrutura da matriz de covariâncias que melhor represente o conjunto de dados em questão, ou então a utilização de um fator de correção para o número de graus de liberdade do fator da subparcela.

A relação do melhor modelo de estrutura da matriz de covariâncias pode, então, ser feita utilizando o critério de informação de akaike ou através de um teste de razão de máxima verossimilhança.

2.1.3.1 Análise estatística

Dados de medidas repetidas, tanto podem ser analisados através de um modelo univariado, que impõe uma restrição rigorosa para a matriz de covariâncias, como por meio de um modelo multivariado, que adota uma matriz de covariâncias sem estrutura, ou ainda através de um modelo misto, que possibilita a utilização de diferentes estruturas para a matriz de covariâncias. A seguir será feita uma abordagem sobre a técnica univariada, utilizada neste trabalho.

2.1.3.2 Modelo univariado

Na análise de variância, considerando-se que o experimento foi instalado no delineamento em blocos casualizados no esquema de parcelas subdivididas no tempo (análise de medidas repetidas), tem-se o seguinte modelo matemático sugerido por Vonesh & Chinchilli (1997):

$$Y_{ijk} = \mu + \beta_i + \tau_j + (\beta\tau)_{ij} + \gamma_k + (\tau\gamma)_{jk} + e_{ijk} \quad \text{em que,} \quad (19)$$

Y_{ijk} : é o valor observado para a variável resposta no k -ésimo tempo para o j -ésimo tratamento no i -ésimo bloco;

μ : é uma constante inerente a todas as observações;

β_i : é o efeito do i -ésimo bloco;

τ_j : é o efeito do j -ésimo tratamento;

$(\beta\tau)_{ij}$: é efeito aleatório devido a interação do i -ésimo bloco com o j -ésimo tratamento, considerado resíduo (a);

γ_k : é o efeito do k -ésimo tempo observado;

$(\tau\gamma)_{jk}$: é efeito da interação entre o j -ésimo tratamento com o k -ésimo tempo;

e_{ijk} é o erro aleatório correspondente às observações do k -ésimo tempo para o j -ésimo tratamento no i -ésimo bloco (variação do acaso sobre as observações), supostos homocedásticos, independentes e normalmente distribuídos, considerado resíduo (b).

onde:

$i = 1, \dots, b$ é o índice para níveis do fator blocos;

$j = 1, \dots, g$ é o índice para níveis do fator tratamentos, ou seja, entre indivíduos;

$k = 1, \dots, t$ é o índice para níveis do fator tempos, ou seja, intra-indivíduos.

O quadro de análise de variância com teste F para os fatores de interesse para o modelo anterior é o seguinte:

Tabela 1 - Análise de Variância, Esperanças dos Quadrados Médios e Teste F

Causas de Variação	$G.L.$	$S.Q.$	$Q.M.$	$E[Q.M.]$	F
β	$(b - 1)$	SQ_1	QM_1	$\sigma_e^2 + t\sigma_{\beta\tau}^2 + gt\sigma_\beta^2$	
τ	$(g - 1)$	SQ_2	QM_2	$\sigma_e^2 + t\sigma_{\beta\tau}^2 + \phi_1$	QM_2/QM_3
$(\beta\tau)$	$(b - 1)(g - 1)$	SQ_3	QM_3	$\sigma_e^2 + t\sigma_{\beta\tau}^2$	
γ	$(t - 1)$	SQ_4	QM_4	$\sigma_e^2 + \phi_2$	QM_4/QM_6
$(\tau\gamma)$	$(g - 1)(t - 1)$	SQ_5	QM_5	$\sigma_e^2 + \phi_3$	QM_5/QM_6
Resíduo	$(n - g)(t - 1)$	SQ_6	QM_6	σ_e^2	
Total corrigido	$(nt - 1)$	SQ_7	QM_7		

em que,

$$\phi_1 = bt \frac{\sum_{j=1}^g \tau_j^2}{g-1} , \quad (20)$$

$$\phi_2 = gb \frac{\sum_{k=1}^t \gamma_k^2}{t-1} , \quad (21)$$

e

$$\phi_3 = b \frac{\sum_{j=1}^g \sum_{k=1}^t (\tau\gamma)_{jk}^2}{(t-1)(g-1)} . \quad (22)$$

Nesse caso, utilizando-se a análise univariada, as hipóteses de interesse testadas são:

a) A razão QM_2/QM_3 testa a hipótese:

$$H_0 : \tau_1 = \tau_2 = \dots = \tau_g = 0.$$

$$H_a : \text{Pelo menos um } \tau_j \neq 0.$$

b) A razão QM_4/QM_6 testa a hipótese:

$$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_t = 0.$$

$$H_a : \text{Pelo menos um } \gamma_k \neq 0.$$

c) A razão QM_5/QM_6 testa a hipótese:

$$H_0 : (\tau\gamma)_{11} = (\tau\gamma)_{12} = \dots = (\tau\gamma)_{gt} = 0.$$

$$H_a : \text{Pelo menos um } (\tau\gamma)_{jk} \neq 0.$$

Geralmente, considera-se como nível mínimo para rejeição da hipótese H_0 , 0,05, ou seja, sempre que o valor da probabilidade do teste F for menor ou igual a 0,05, aceita-se que há diferença entre os níveis do fator envolvido, ou seja, rejeita-se H_0 . A interpretação dos testes deve ser iniciada pelas interações, e, se a interação não for significativa então consideram-se os testes para os efeitos principais.

2.1.4 Métodos de amostragem e técnicas de coleta para viticultura

Nesta subseção é feita uma revisão de alguns métodos de amostragem e técnicas de coleta utilizados para avaliar o estado de maturação da uva, sobre a estimação do teor de sólidos solúveis (tss) e acidez titulável.

Os trabalhos que serão abordados a seguir, foram em sua grande maioria, realizados com uvas destinadas à vinificação, pela escassez de estudos desenvolvidos sobre esse aspecto, utilizando uvas destinadas à mesa. Para realização desse trabalho, foi utilizado a uva de mesa Niágara Rosada, e utilizou-se o mesmo embasamento metodológico citado a seguir.

No trabalho de Rankine et al. (1962), as técnicas de cacho e baga individual foram comparadas, sobre a estimação do tss e acidez titulável, verificando-se que a técnica de baga individual foi tão boa quanto a técnica de cacho e colheita total. Notou-se, ainda, diferença significativa na variabilidade dos valores de tss dos cachos entre vinhas, quando utilizados os métodos de amostragem: Grab Sampling (amostragem a esmo dos cachos das vinhas selecionadas aleatoriamente), Randon Stratified (amostragem estratificada dos cachos das vinhas selecionadas aleatoriamente) e Randon Cluster (amostragem aleatória dos cachos da vinha selecionada aleatoriamente). O método Grab Sampling foi mais prático que os demais, além de ter apresentado precisão satisfatória.

O trabalho desenvolvido por Weiling & Schoffing (1974) mostrou não haver diferenças entre as duas técnicas de coleta da amostra. A primeira consistiu em amostrar ao acaso uma baga de uma vinha selecionada aleatoriamente e a segunda consistiu em amostrar sistematicamente uma baga de cada lado da vinha.

Estudos conduzidos por Amerine & Roessler (1963), na Califórnia, sobre diversas variedades, determinaram a eficácia de três técnicas de coleta: baga individual, cacho e vinha inteira. Eles relataram que amostragem de baga individual foi tão efetiva quanto as outras técnicas, além da praticidade de amostrar e menor variância entre as repetições amostradas. Comparações foram feitas com a colheita total para verificação de uma possível tendenciosidade nas técnicas de amostragem.

Em contra partida, Lolonis (1962), tentando prever o tempo de maturidade da uva, amostrou aproximadamente 7% das vinhas de uma área de 3,7 a 7,41 hectares. A amostragem consistiu em cortar 1 ou 2 cachos de cada vinha amostrada. As amostras cortadas foram removidas de diferentes localizações sobre os cachos e dos cachos sobre diferentes lados das vinhas selecionadas aleatoriamente. Neste trabalho, constatou-se que a técnica de amostragem de baga individual

superestimou o tss, que é a principal medida para avaliar o estado de maturação da uva, afirmando que as bagas externas do cacho têm processo de maturação acentuado, devido a presença direta da luz solar, como mostra a Figura 1, diminuindo a precisão requerida.

Figura 1 - Influência solar sobre a maturação dentro do cacho

No trabalho desenvolvido por Ojeda & Pire (1997) no estado de Lara, Venezuela, foram estudados tamanho de amostra e técnicas de coleta de cacho e baga individual. Na técnica de baga individual, as bagas foram desgranadas (retiradas dos cachos) e classificadas de acordo com suas posições nos cachos amostrados (basal, mediana e apical); o tss de cada baga foi medido por refratometria. Verificaram-se diferenças significativas entre a maturação das bagas da parte externa e interna dos cachos. Os tamanhos de amostras ideais para cacho e baga individual foram 52 e 120, respectivamente, sendo determinados através do método da curva da variância dos graus brix.

Kliewer & Lider (1968) encontraram maior variabilidade no conteúdo de sólidos solúveis de bagas sobre os cachos do sol do que de bagas sobre os cachos da sombra; houve maior influência dentro de vinhas do que entre vinhas devido à cobertura desigual das folhas.

Segundo Wolpert & Howell (1984), medidas de sólidos solúveis de 5 bagas selecionadas por amostragem aleatória simples de um cacho não foram equivalentes às medidas de sólidos solúveis do cacho inteiro. Notaram-se, ainda, grande variabilidade entre vinhas.

Estudos desenvolvidos por Kasimatis & Vilas (1985), na Califórnia, sobre três variedades de uva, mostraram que amostragem de baga individual tem superestimado o tss em relação à população de cachos inteiros. Afirmaram, ainda, que a técnica de amostragem de baga individual é insegura para prever o estado de maturação da uva.

2.1.5 Maturação da uva

O processo de maturação vai de um estágio de mudança da cor da uva até a colheita. Dura de trinta e cinco a sessenta e cinco dias, dependendo da cultivar e da região de cultivo. Durante esse período a uva amolece cada vez mais, devido à perda de rigidez da parede das células da película e da polpa; ocorre um aumento do teor dos dois principais açúcares, que são a glicose e a frutose.

2.1.6 Índices de maturação

No tocante às uvas de mesa, para a quantidade de sólidos solúveis, considera-se geralmente, o mínimo 14° (quatorze graus) Brix, para o consumo, aferido pelo refratômetro. A depender da cultivar, o teor de sólidos solúveis pode variar.

2.1.7 Dificuldades na utilização de um plano de amostragem para maturação de uvas

Dentre as demais culturas, a uva está entre as que mais exigem cuidado, sendo necessário acompanhamento diário. Para que a fruta chegue a mesa do consumidor, precisa-se de muita mão de obra, além de grandes investimentos, sendo por isso muito valorizada.

O controle de qualidade requerido atualmente, é um dos processos finais de grande importância. Atingir o ponto adequado de colheita através de alternativas seguras, tais como a utilização de um plano de amostragem, é uma das dificuldades para o produtor. São alguns entraves:

- i) A transferência de tecnologia para o campo, pois existe o problema da tradição, em que não se aceita a idéia de se substituir o que vinha sendo feito por gerações sucessivas.
- ii) Conhecimento que o produtor deve adquirir para a execução desse plano.
- iii) A mão de obra necessária para realizar a amostragem, além da perda dos cachos amostrados.

Por isso a necessidade de um método de amostragem de fácil aplicação prática é mais uma vez enfatizado.

2.2 Material

As amostras de uva foram colhidas no vinhedo comercial do Senhor José Lopes, sítio Santa Inês, Córrego Comprido, localizado no município de Urânia, noroeste paulista, um dos principais pólos produtores de uva do estado, situado na latitude 20°15'S, na longitude 50°30'W e à 483m do nível do mar.

Segundo a classificação de Köppen, o clima da região é caracterizado como do tipo *Awa*, sendo que “A” significa clima tropical chuvoso com temperatura média do mês mais frio superior a 18°C; “w” refere-se a condição em que a época seca coincide com o inverno; “a” representa regiões com temperatura média no mês mais quente superior 22°C. A temperatura média, a umidade relativa do ar e a precipitação anuais são respectivamente 23,6°C, 76,6% e 1312mm (CONCEIÇÃO, 2006).

Foi utilizada a cultivar Niágara Rosada (*Vitis labrusca*), sob porta enxerto IAC- 572, conduzida no sistema de condução latada, espaçamento de 3,0 m entre plantas e 3,30 m entre fileiras e irrigada por aspersão.

2.3 Métodos

Foram feitos estudos de campo visando determinar um tamanho de amostra ideal de baga individual e um método de amostragem seguro para colher as bagas, para avaliar o estado de maturação sobre a estimação do tss, para serem usados inicialmente na cultura da uva Niágara Rosada, na região noroeste do Estado de São Paulo.

Apesar de terem sido desenvolvidos uma série de trabalhos pontuais, principalmente nas décadas de 50 e 60, utilizando os métodos citados, os artigos de Amerine & Roessler (1963) e Kasimatis & Vilas (1985) com o embasamento metodológico, bem como o trabalho realizado por Ojeda & Pire (1997) foram a base para o desenvolvimento desse trabalho.

A avaliação se realizou em julho de 2007, quando a colheita estava se iniciando. Utilizaram-se dois métodos de amostragem para coletar as amostras de cachos: amostragem aleatória simples (método aleatório) e amostragem estratificada (método estratificado).

2.3.1 Descrição dos métodos utilizados para coleta da amostra

Para ambos os métodos, uma fileira foi tomada aleatoriamente do vinhedo. Dessa fileira, sortearam-se quatro plantas.

No método estratificado (ME), cada planta foi dividida pelas regiões geográficas

(norte, sul, leste, oeste), de cada região foram tomados aleatoriamente, dois cachos, totalizando oito cachos por planta, ou seja, foram colhidos trinta e dois cachos.

No método aleatório (MA), os cachos de cada planta foram enumerados, em seguida sortearam-se oito cachos por planta, ou seja, foram colhidos trinta e dois cachos.

Para medir o tss, os cachos foram classificados por posição: basal, mediana e apical. De cada posição foram retiradas três bagas, perfazendo um total de nove bagas por cacho; essa amostra foi tomada como representativa do cacho. Cumpre salientar que é impraticável realizar essa medida no cacho inteiro.

A Figura 2 ilustra o método estratificado, em que as partes superior, meio e inferior dos cachos, representam as partes basal, mediana e apical, respectivamente.

Figura 2 - Esquema de amostragem (método estratificado)

2.3.2 Obtenção dos dados

Os dados de tss foram medidos na Embrapa Uva e Vinho, localizada no município de Jales, região noroeste paulista.

O tss foi aferido pelo refratômetro. O mosto de cada baga retirada das posições basal, mediana e apical dos cachos amostrados, como citado acima, foi sobreposto na lente do aparelho, onde a leitura foi obtida numa escala de graus Brix.

2.3.3 Métodos para obtenção do tamanho ótimo de amostra

Foram utilizados, neste trabalho, os métodos de determinação do tamanho ótimo de amostra citados anteriormente: o Método Curva da Variância (MCV), o Método da Máxima Curvatura (MMC), e o Método da Máxima Curvatura Modificado (MMCM).

Há vários outros métodos de determinação do tamanho ótimo de amostra, porém os três aqui abordados cobrem um amplo e diversificado conjunto de situações práticas, que darão ao pesquisador ou responsável pelo planejamento do experimento ferramentas suficientes para a resolução do problema em questão, como por exemplo focalizando a minimização da variância da média e precisão desejada, dentre outros fatores.

2.3.3.1 Procedimento utilizado para aplicação dos métodos MMC e MMCM

O tamanho da amostra para os métodos estratificado e aleatório foi determinado individualmente. Foram analisadas em cada método, dez amostras de tamanhos diferentes, tomadas ao acaso, com quatro repetições, através do software estatístico R (versão 2.4.1). Em ordem crescente, o tamanho das amostras foi acrescido de dez unidades, denominada unidade básica (ub), ou seja, $1ub = \text{dez valores de tss, correspondentes a dez bagas}$. O coeficiente de variação para cada amostra foi determinado através da média das quatro repetições, obtendo-se assim as coordenadas $(x(ub), CV)$, onde aplicaram-se os métodos MMC e MMCM.

2.3.4 Comparação dos métodos de amostragem

A segunda etapa desse trabalho, tão importante quanto a primeira, que foi a determinação do tamanho adequado da amostra de baga individual, consistiu na comparação dos métodos de amostragem estratificado (ME) e aleatório (MA), para a variável resposta tss, utilizando-se uma análise univariada.

O experimento foi conduzido no delineamento em blocos ao acaso, com quatro blocos (plantas). Em cada planta foram avaliados os métodos estratificado e aleatório; para ambos os métodos dentro de cada planta, foram tomadas oito medidas repetidas (cachos), que definiram as subparcelas.

Baseado no modelo de Vonesh & Chinchilli (1997), para a análise de dados seguindo um esquema de parcelas subdivididas com medidas repetidas, o modelo matemático utilizado neste trabalho foi o seguinte:

$$Y_{ijk} = \mu + P_i + M_j + (PM)_{ij} + C_k + (MC)_{jk} + e_{ijk} \quad \text{em que,} \quad (23)$$

Y_{ijk} : é o valor observado para a variável resposta (tss) no k -ésimo cacho amostrado para o j -ésimo método, na i -ésima planta;

μ : é uma constante inerente a todas as observações;

P_i : é o efeito da i -ésima planta;

M_j : é o efeito do j -ésimo método;

$(PM)_{ij}$: é efeito aleatório devido a interação da i -ésima planta com o j -ésimo método, considerado resíduo (a);

C_k : é o efeito do k -ésimo cacho amostrado;

$(MC)_{jk}$: é efeito da interação entre o j -ésimo método com o k -ésimo cacho amostrado;

e_{ijk} : é o erro aleatório correspondente às observações do k -ésimo cacho amostrado para o j -ésimo método na i -ésima planta (variação do acaso sobre as observações), supostos homocedásticos, independentes e normalmente distribuídos, considerado resíduo (b).

onde:

$i = 1, \dots, 4$ é o índice para níveis do fator plantas;

$j = 1, \dots, 2$ é o índice para níveis do fator métodos (entre indivíduos);

$k = 1, \dots, 8$ é o índice para níveis do fator cachos (intra-indivíduos).

O quadro de análise de variância com teste F para os fatores de interesse para modelo anterior é o seguinte:

Tabela 2 - Análise de Variância, Esperanças dos Quadrados Médios e Teste F

Causas de Variação	<i>G.L.</i>	<i>S.Q.</i>	<i>Q.M.</i>	$E[Q.M.]$	<i>F</i>
<i>P</i>	3	SQ_1	QM_1	$\sigma_e^2 + 8\sigma_{PM}^2 + 16\sigma_P^2$	
<i>M</i>	1	SQ_2	QM_2	$\sigma_e^2 + 8\sigma_{PM}^2 + \phi_1$	QM_2/QM_3
(<i>PM</i>)	(3)	SQ_3	QM_3	$\sigma_e^2 + 8\sigma_{PM}^2$	
<i>C</i>	7	SQ_4	QM_4	$\sigma_e^2 + \phi_2$	QM_4/QM_6
(<i>MC</i>)	(7)	SQ_5	QM_5	$\sigma_e^2 + \phi_3$	QM_5/QM_6
Resíduo	42	SQ_6	QM_6	σ_e^2	
Total corrigido	63	SQ_7	QM_7		

em que,

$$\phi_1 = 32 \sum_{j=1}^2 M_j^2, \quad (24)$$

$$\phi_2 = 8 \frac{\sum_{k=1}^8 C_k^2}{7}, \quad (25)$$

e

$$\phi_3 = 4 \frac{\sum_{j=1}^2 \sum_{k=1}^8 (MC)_{jk}^2}{7} \quad (26)$$

Neste caso, utilizando-se a análise univariada, as principais hipóteses de interesse testadas são :

a) A razão QM_2/QM_3 testa a hipótese:

$$H_0 : M_1 = M_2 = 0.$$

$$H_a : \text{Pelo menos um } M_j \neq 0.$$

b) A razão QM_4/QM_6 testa a hipótese:

$$H_0 : C_1 = C_2 = \dots = C_8 = 0.$$

$$H_a : \text{Pelo menos um } C_k \neq 0.$$

c) A razão QM_5/QM_6 testa a hipótese:

$$H_0 : (MC)_{11} = (MC)_{12} = \dots = (MC)_{28} = 0.$$

$$H_a : \text{Pelo menos um } (MC)_{jk} \neq 0.$$

Foi considerado como nível mínimo para rejeição da hipótese H_0 , 0,05, ou seja, sempre que o valor da probabilidade do teste F for menor ou igual a 0,05, aceita-se que há diferença entre os níveis dos fatores, ou seja, rejeita-se H_0 .

2.3.5 Análise dos dados

Os dados foram analisados utilizando-se uma análise univariada simples, para a variável tss, através de dois procedimentos do software estatístico SAS, o proc GLM e o proc MIXED, sobre os quais foi realizada uma descrição, bem como comparação.

Para os dados de medidas repetidas, o proc GLM utiliza uma estrutura tradicional para obter os resultados, tanto do modelo univariado, utilizado neste trabalho, como do multivariado. Mas quando se trata de modelos mistos, o proc MIXED é o mais indicado.

Primeiramente, o proc GLM requer que os dados sejam balanceados, não utilizando dados de indivíduos que tenham algum valor perdido, por utilizar o método dos momentos, que precisa de dados completos para estimar os efeitos. Depois que se identificam os indivíduos com dados completos, seleciona-se para analisar um modelo de médias, em termos de efeitos fixos da parcela e da subparcela, entre e intra-indivíduos, respectivamente.

O fator parcela (entre indivíduos) é aquele cujos níveis permanecem constantes, ao passo que o fator da subparcela e interação parcela×subparcela (intra-indivíduos) varia.

No caso do experimento utilizado, os efeitos da parcela são os métodos (tratamentos), e os efeitos da subparcelas são os cachos e a interação métodos×cachos. No proc GLM é necessário especificar esses efeitos separadamente.

O proc GLM apresenta um teste padrão para os efeitos fixos (parcela), mas com relação aos efeitos da subparcela, existem duas opções de testes: o univariado e o multivariado. Os testes univariados são válidos quando a condição H-F para a matriz de covariância é satisfeita, podendo esta suposição ser verificada pelo teste de esfericidade, já implementado no proc GLM. Quando esse teste de esfericidade é significativo, pode-se optar pela correção do número de graus de liberdade, para os efeitos da subparcela, e assim realizar uma análise univariada, ou ainda utilizar testes multivariados. Esses testes são todos baseados em uma matriz de covariância sem estrutura.

O proc MIXED, ao contrário do proc GLM, permite a inclusão de indivíduos que tenham alguma observação perdida, isso, porque utiliza os métodos máxima verossimilhança, máxima verossimilhança restrita e MIVIQ0.

Não há necessidade de fazer uma distinção inicial dos efeitos entre e intra-indivíduos, simplesmente determina-se o modelo de médias. Mas é preciso especificar a estrutura da matriz de covariâncias que melhor represente os dados, pois os testes para os efeitos fixos são baseados nessa estrutura da matriz de covariâncias, e caso seja mal especificada, produzirá resultados inválidos.

O processo de seleção da matriz de covariâncias pode ser feito utilizando-se o AIC (critério de informação de Akaike), já implementado, ou então construindo-se um teste de razão de verossimilhança, entre estruturas de covariâncias duas a duas, mas com a condição de que essas estruturas sejam casos especiais umas das outras (dentro do par).

Neste trabalho, ao se realizar a análise através do procedimento proc GLM, optou-se pela não realização do teste de esfericidade, o qual verifica se a matriz de covariâncias atende à condição de H-F, sendo esse teste, mais informativo quando os dados são do tipo longitudinal. Com o proc MIXED, o modelo de estrutura da matriz de covariâncias especificado, será o de simetria composta, que é um caso particular da condição de H-F para a matriz de covariâncias. Os resultados da análise através dos dois procedimentos foram comparados.

2.4 Resultados e discussão

2.4.1 Determinação do tamanho adequado da amostra

O ponto inicial desse estudo foi a determinação do tamanho ótimo da amostra de baga individual. Para isso, as amostras colhidas através dos métodos estratificado e aleatório foram analisadas separadamente.

2.4.1.1 Método Curva da Variância

As amostras de bagas individuais colhidas através do método estratificado, produziram variância S^2 igual a 2,0, a qual dividiu-se pelo número de bagas (N), originando a curva da Figura 3, a qual representa a variância esperada da média (Método Curva da Variância). As curvas exteriores foram obtidas através da variância (S^2) máxima por planta de 2,07 e variância S^2 mínima por planta de 0,55, indicando a dispersão que se deveria esperar. As curvas de variância se estabilizaram entre tamanhos de amostra de 30 a 50 bagas. Reduzindo o tamanho da amostra para menos que 30 bagas, resulta em rápido aumento da variância, enquanto que aumentando o tamanho

da amostra para mais que 50 bagas, resulta em pequeno aumento da precisão da amostragem. Assim, amostras de 40 bagas foram consideradas como tamanho ótimo. As amostras de 40 bagas, produziram variância média de Brix igual a 0,05.

Figura 3 - Curva da Variância dos graus Brix (método estratificado)

As amostras de bagas individuais colhidas através do método aleatório, produziram variância S^2 igual a 2,59, a qual dividiu-se pelo número de bagas N , originando a curva da Figura 4. As curvas exteriores foram obtidas através da variância S^2 máxima por planta de 4,28 e mínima de 0,91, indicando a dispersão esperada. As curvas mostram uma notória mudança em relação a variância esperada da média para um número de aproximadamente 35 bagas. Reduzindo o tamanho da amostra para menos que 35 bagas, tenderia a produzir um forte incremento da variância esperada da média. Nesse caso, amostras de 35 bagas foram consideradas como tamanho ótimo, as quais produziram variância média de Brix igual a 0,074.

Ojeda & Pire (1997), estudando estratégias para estimar o nível de maturação de uvas para vinificação, utilizando o Método Curva da Variância, concluíram que o tamanho mínimo

Figura 4 - Curva da Variância dos graus Brix (método aleatório)

da amostra que deveria coletar-se foi de 30 bagas. Encontraram variância S^2 de 3,29, e para o tamanho da amostra de 30 bagas, a variância esperada da média foi aproximadamente 0,11.

Kasimatis & Vilas (1985) avaliaram amostragem para graus brix em áreas de vinhedo, e utilizando esse mesmo procedimento, chegaram ao resultado que o tamanho ótimo da amostra foi de 40 bagas. Encontraram variância S^2 de 3,43, e a variância esperada da média para o referido tamanho da amostra foi 0,086.

2.4.1.2 Método da Máxima Curvatura

Os valores observados dos coeficientes de variação obtidos das análises da variância com tamanhos diferentes de amostra em unidades básicas, para os métodos de amostragem utilizados neste trabalho (Tabela 3), estão representados graficamente, nas Figuras 5 a 8.

Tabela 3 - Valores médios dos coeficientes de variação para os respectivos tamanhos de amostras em número de unidades básicas (*nub*) e de bagas, para os métodos de amostragem estratificado (ME) e aleatório (MA)

<i>nub</i>	ME	MA	número de bagas
1	13,70	14,76	10
2	11,04	11,46	20
3	8,93	10,48	30
4	7,57	9,56	40
5	7,00	9,05	50
6	6,53	8,18	60
7	6,41	8,04	70
8	6,47	7,81	80
9	6,12	7,78	90
10	6,21	8,00	100

Pelo método da máxima curvatura, o melhor tamanho da amostra, para o método estratificado, foi 30 bagas (3,0 unidades básicas) (Figura 5).

Figura 5 - Relação entre o coeficiente de variação $CV(\%)$ e o tamanho da amostra em unidades básicas para o método estratificado, utilizando o MMC

Para o método aleatório, o melhor tamanho da amostra, foi de 29,50 bagas (2,95 unidades básicas) (Figura 6).

Embora de fácil aplicação, este método não considera a dependência do ponto de máxima curvatura da escala usada na construção do gráfico e do tamanho da menor unidade básica adotada (FEDERER, 1955).

Foi observada a dependência da escala na determinação do ponto de máxima curvatura. Na tentativa de minimizar esse problema, nas Figuras 5 e 6, onde o tamanho de amostra foi determinado, usou-se uma menor escala e representou-se apenas a região de curvatura mais acentuada, compreendido entre 1 e 7 unidades básicas. Outra consideração que pode ser feita, sobre essa metodologia, diz respeito à maneira como a curva é traçada. De acordo com a descrição de Federer (1955), após os pontos serem plotados em gráfico, uma curva, feita a mão livre, é traçada e o ponto de máxima curvatura é determinado visualmente. Entretanto, Ortiz (1995), optou por ligar os pontos com segmento de reta, determinando como tamanho mais adequado da parcela, a unidade básica correspondente a curvatura máxima. Esse procedimento foi adotado no presente

Figura 6 - Relação entre o coeficiente de variação $CV(\%)$ e o tamanho da amostra em unidades básicas para o método aleatório, utilizando o MMC

trabalho.

2.4.1.3 Método da Máxima Curvatura Modificado

Para o método estratificado (Figura 7), a equação ajustada foi:

$$CV = 13,493x^{-0,3731} \quad , \quad (27)$$

com coeficiente de determinação $r^2 = 0,9686$.

O ponto de máxima curvatura, determinado algebricamente através da fórmula (18), para o caso em questão, foi $X_c = 2,99$ unidades básicas, na abscissa, correspondentes a 29,90 bagas, em que os coeficientes de regressão $a = 13,493$ e $b = 0,3731$. De acordo com Federer (1955), Lessman & Atkins (1963) e Meier & Lessman (1971), este valor corresponde ao tamanho ótimo da parcela, que no caso desse trabalho, tamanho ótimo da amostra, podendo ser ponderado por fatores de custo ou não.

Figura 7 - Relação entre o coeficiente de variação $CV(\%)$ e o tamanho da amostra em unidades básicas para o método estratificado, utilizando o MMCM

A Figura 8 mostra o comportamento do coeficiente de variação, em relação ao tamanho da amostra, para o método aleatório. A equação que relaciona as duas variáveis foi:

$$CV = 14,26x^{-0,2821} \quad , \quad (28)$$

com coeficiente de determinação $r^2 = 0,9735$.

O maior valor de r^2 em relação ao caso anterior, confirma para o método aleatório, um maior grau de ajuste da função aos dados observados, indicando a existência de uma relação do tipo potência, entre o coeficiente de variação e o tamanho da amostra em unidades básicas. O ponto de máxima curvatura, determinado algebricamente, para esse caso, através da fórmula (18) foi $X_c = 2,67$ unidades básicas, na abscissa, correspondentes a 26,70 bagas, em que os coeficientes de regressão $a = 14,26$ e $b = 0,2821$.

O método da máxima curvatura modificado, embora utilize o mesmo princípio do método da máxima curvatura, fornece resultados mais precisos do que esse, por estabelecer uma equação de regressão para explicar a relação existente entre os coeficientes de variação e os respec-

Figura 8 - Relação entre o coeficiente de variação $CV(\%)$ e o tamanho da amostra em unidades básicas para o método aleatório, utilizando o MMCM

tivos tamanhos de amostra.

2.4.2 Análise dos métodos

Os resultados dos três métodos de obtenção do tamanho adequado da amostra, para os métodos estratificado e aleatório (Tabela 4), mostraram, em sua maioria, valores próximos de 30 bagas.

No método Curva da Variância dos graus Brix, notou-se significativa estabilização da variância esperada da média depois de 35 e 40 bagas, para os métodos aleatório e estratificado respectivamente, coincidindo com valores encontrados em estudos conduzidos por Ojeda & Pire (1997) e Kasimatis & Vilas (1985), utilizando o mesmo procedimento.

No método da máxima curvatura, a determinação visual do ponto de estabilização da curva do coeficiente de variação, é subjetiva e, como tal, sujeito a variação entre observadores, embora alguns autores apontem que o método produz estimativas precisas do tamanho ótimo de parcelas ou amostras em delineamentos experimentais. O tamanho ótimo da amostra obtido

através desse procedimento, foi de aproximadamente 30 bagas, para os métodos de amostragem estratificado e aleatório.

O método da máxima curvatura modificado é um dos mais utilizados e precisos para determinar o tamanho das unidades experimentais, sendo calculado de forma algébrica. O método produziu estimativas de tamanho ótimo de amostra próximas de 27 e 30 bagas, para os métodos aleatório e estratificado, respectivamente.

Nos dois últimos métodos, houve diminuição do CV com o aumento do tamanho da amostra. A diminuição do CV não foi linear em relação ao tamanho da amostra, ela foi mais acentuada no início e, após, teve uma tendência a estabilizar.

Tabela 4 - Valores dos tamanhos de amostra ideal de baga individual, utilizando os Métodos Curva da Variância (MCV), Máxima Curvatura (MMC) e Máxima Curvatura Modificado (MMCM) para os métodos de amostragem estratificado e aleatório

Métodos de Amostragem	MCV	MMC	MMCM
Método Estratificado	40	30	29,90
Método Aleatório	35	29,50	26,70

Os resultados apresentados na (Tabela 4), mostraram que os tamanhos de amostra requeridos para o método aleatório foram inferiores em relação ao método estratificado, para os três métodos de obtenção do tamanho ótimo da amostra. Quando utilizou-se o método aleatório, o tamanho mínimo da amostra requerido foi aproximadamente 27 bagas, e amostras acima de 35 bagas, não alteraram a precisão experimental; e em relação ao método estratificado, o tamanho mínimo da amostra requerida foi aproximadamente 30 bagas, e amostras acima de 40 bagas, não alteraram a precisão experimental.

No trabalho desenvolvido por Gonçalves (2005), avaliando a qualidade dos frutos da videira Niágara Rosada submetida a diferentes épocas de poda em Lavras, MG, utilizou-se como amostra, o suco extraído de 30 bagas, tomadas ao acaso em cada repetição do experimento, para as análises de teor de sólidos solúveis (Brix). As bagas foram tomadas aleatoriamente de um cacho de cada planta que forma a repetição.

2.4.3 Métodos de amostragem

Nesta subseção, foram comparados e discutidos, os resultados da análise univariada, realizada entre os dois métodos de amostragem utilizados neste trabalho, através dos procedimentos GLM e MIXED do SAS, para a variável tss.

Com a análise univariada através do proc GLM, usando um modelo de parcelas subdivididas, com medidas repetidas, os testes envolvendo o fator intra-indivíduos podem não ser válidos, por não atenderem a condição de H-F. Porém, o teste para o fator entre indivíduos é válido quando se especifica o termo de erro corretamente.

Os resultados obtidos através da análise univariada, utilizando o modelo descrito em 2.3.4, para a variável tss, com o procedimento GLM, são apresentados na tabela 5.

Tabela 5 - Resultados da análise univariada usando o proc GLM, para a variável tss

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F	Pr > F
Modelo	21	69,3937654	3,3044650	2,90	0,0016
Resíduo	42	47,8805247	1,1400125		
Total Corrigido	63	117,2742902			
P	3	41,874275	13,958092	12,24	0,0001
M	1	3,300278	3,300278	18,47	0,0232
(PM)	(3)	0,536003	0,178668		
C	7	13,45293209	1,92184744	1,69	0,1388
(MC)	(7)	10,23027777	1,46146825	1,28	0,2826

Esses resultados, univariados, também foram obtidos com o proc MIXED. Para que a análise fosse realizada, através desse procedimento, foi necessário especificar a estrutura da matriz de covariâncias. A estrutura escolhida foi a simétrica composta, que é uma condição suficiente para que o teste F da análise de variância usual a nível de subparcela, para os fatores intra-indivíduos (cacho e método×cacho), seja válido.

À seguir, são apresentadas as estimativas dos componentes de variância, associados à matriz simétrica composta R , e na tabela 6, os resultados da análise univariada para a variável tss, através do procedimento proc MIXED.

$$R = \begin{bmatrix} 1,0198 & -0,1202 & -0,1202 & -0,1202 & -0,1202 & -0,1202 & -0,1202 & -0,1202 \\ -0,1202 & 1,0198 & -0,1202 & -0,1202 & -0,1202 & -0,1202 & -0,1202 & -0,1202 \\ -0,1202 & -0,1202 & 1,0198 & -0,1202 & -0,1202 & -0,1202 & -0,1202 & -0,1202 \\ -0,1202 & -0,1202 & -0,1202 & 1,0198 & -0,1202 & -0,1202 & -0,1202 & -0,1202 \\ -0,1202 & -0,1202 & -0,1202 & -0,1202 & 1,0198 & -0,1202 & -0,1202 & -0,1202 \\ -0,1202 & -0,1202 & -0,1202 & -0,1202 & -0,1202 & 1,0198 & -0,1202 & -0,1202 \\ -0,1202 & -0,1202 & -0,1202 & -0,1202 & -0,1202 & -0,1202 & 1,0198 & -0,1202 \\ -0,1202 & -0,1202 & -0,1202 & -0,1202 & -0,1202 & -0,1202 & -0,1202 & 1,0198 \end{bmatrix}$$

Tabela 6 - Análise univariada para os efeitos fixos, utilizando o proc MIXED, para a variável tss

Causas de Variação	GL Numerador	GL Denominador	F	Pr > F
P	3	3	78,12	0,0024
M	1	3	18,47	0,0232
C	7	42	1,69	0,1388
(MC)	(7)	42	1,28	0,2826

Os resultados obtidos através dos procedimentos proc GLM e proc MIXED, mostraram grande similaridade, apesar do proc GLM trabalhar com uma matriz do tipo sem estrutura. O proc MIXED realiza a análise, incluindo automaticamente a interação bloco×tratamento, pode-se observar na tabela 6, que não aparece a interação planta×método. Os valores das SQ's, QM's, para os outros efeitos, também não são apresentados na tabela 6, porém, são idênticos àqueles apresentados na tabela 5. Para o efeito planta, houve diferença no valor de F, mas não alterou as conclusões dos testes de hipótese da análise.

Os resultados mostraram que a interação método×cacho (MC), foi não significativa, ao nível de 5% de probabilidade, ou seja, não houve efeito do fator método dentro de cacho, isso quer dizer que os métodos estratificado e aleatório não apresentaram comportamento diferenciado na presença dos cachos amostrados; e também não houve efeito do fator cacho dentro de método, isso implica que os cachos amostrados não apresentaram comportamento diferenciado na presença dos métodos, quando estimado o tss.

O mesmo ocorreu com o fator cacho, agora testado individualmente; não houve diferença dos cachos amostrados, ao nível de 5% de probabilidade, quando estimado o tss. Rankine

et al. (1962) não encontraram diferença significativa no percentual de tss, quando estudou o aspecto da posição dos cachos dentro das plantas, para várias variedades de uva, em Davis, em que a metodologia do trabalho, consistiu em amostrar aleatoriamente, cachos de vários lados e posições dentro da planta.

O fator método, principal objetivo do estudo em questão, como observado nas tabelas 5 e 6, apresentou diferença significativa, ao nível de 5% de probabilidade, ou melhor, houve um comportamento diferenciado, quando utilizado os métodos estratificado e aleatório. Rankine et al.(1962), na segunda etapa do trabalho, não encontraram diferença significativa, quando compararam os métodos de amostragem estratificado e aleatório, para avaliar o estado de maturação de várias variedades de uva, sobre a estimação do tss, em vinhedos irrigados e não-irrigados, em Davis; em que o primeiro método, pouco consistente, constou em dividir um bastão em seis posições, e quando fixado ao longo de toda a planta, duas dessas posições eram sorteadas, e conseqüentemente, cachos próximos do plano vertical de cada posição, foram amostrados, o segundo método consistiu em enumerar todos os cachos das plantas selecionadas, e sortear alguns cachos, como neste trabalho.

Notou-se, ainda, através dos resultados, diferença significativa, ao nível de 5% de probabilidade, para o fator planta. Esse fato, já esperado, foi conseqüência das quatro plantas selecionadas aleatoriamente, em que, uma delas, apresentava excessiva cobertura foliar, proporcionando valores de tss inferiores.

O método aleatório, produziu variância máxima por planta igual a 4,28 e variância mínima por planta igual a 0,91. No método estratificado, as variâncias máxima e mínima por planta foram respectivamente 2,07 e 0,55, o que mostra uma maior variabilidade nos valores de tss, para o método aleatório, que deve ser aplicado com cautela.

3 CONCLUSÕES

Para determinação do tamanho adequado da amostra de baga individual foram utilizados os Métodos Curva da Variância, Máxima Curvatura e Máxima Curvatura Modificado. O uso de mais de um método para este fim, é recomendável, sempre que couber, de modo que o tamanho adequado da amostra, atenda na medida do possível, aos diversos fatores considerados em cada método.

A comparação dos métodos de amostragem estratificado e aleatório, foi realizada utilizando os procedimentos proc GLM e proc MIXED do SAS, que são de grande valia na análise de medidas repetidas. A utilização dos dois procedimentos mencionados acima, fez com que se produzisse resultados confiáveis.

De acordo com os objetivos deste estudo, pode-se concluir:

- i) O tamanho mínimo de amostra de baga individual requerido, para o método estratificado foi aproximadamente 30 bagas por área, e acima de 40 bagas, desnecessário. Para o método aleatório, o tamanho mínimo requerido foi 27 bagas por área, e amostras maiores que 35 bagas, não aumentaram a precisão, sendo então, desnecessário. Para o estudo em questão, foram tomadas três bagas de cada parte dos cachos amostrados, como citado na metodologia, considerando diferenças no processo de maturação dentro do cacho.
- ii) Os métodos de amostragem estudados apresentaram diferenças significativas, quanto ao tss. O método estratificado, produziu pequena variação máxima e mínima por planta, e conseqüentemente, do experimento. A explicação da menor variabilidade, está nas diferenças no processo de maturação dos cachos, nos quatro lados da planta, que esse método considerou. Em relação ao método aleatório, este apresentou grande variação máxima e mínima por planta, e conseqüentemente, do experimento, implicando em estimativas menos precisas do tss. Por isso, esse método deve ser usado com precaução, ou até ser evitado, quando se deseja uma boa precisão.

REFERÊNCIAS

- AMERINE, M.A.; ROESSLER, E.B. Further studies on field sampling of wine grapes. **American Journal of Enology and Viticulture**, Davis, v. 14, p. 144-147, 1963.
- AMERINE, M.A.; OUGH, C.S. **Methods for analysis of musts and wines**. New York. Chichester. Brisbane. Toronto. Singapore: John Wiley & Sons, 1974. 341 p.
- BOLFARINE, H.; BUSSAB, W.O. **Elementos de amostragem**. São Paulo: Edgard Blücher, 2005, 274 p.
- CAMARGO, U.A. Porta-enxertos e cultivares de videira. **Embrapa Uva e Vinho**, Bento Gonçalves, 2004. Disponível em: <<http://www.cnpuv.embrapa.br/publica/sprod/viticultura/portaenx.html>>. Acesso em: 4 jul. 2007.
- CAVALCANTI, J. S. B. Globalização, urbanização, constituição e produção da força de trabalho: políticas, energéticas e irrigação no Vale do São Francisco. In: MAGALHÃES, S.B.; BRITTO R.C.; CASTRO, E.R.(Org). **Energia na Amazônia**. Belém: Museu Paraense Emílio Goeldi, 1996, v. 1, p. 421-429.
- CHACIN LUGO, F. Tamaño de parcela experimental y su forma. **Revista de la Facultad de Agronomía**, Maracay, v. 9, n. 3, p. 55-74, 1977.
- CONCEIÇÃO, M.A.F. **Informações climáticas da região de Jales (SP)**. Bento Gonçalves: Embrapa Uva e Vinho, 2006. 1 folder.
- COCHRAN, W.G. **Sampling techniques**. 3.ed. New York: John Wiley & Sons, 1977, 428 p.
- FEDERER, W.T. **Experimental design**. New York: MacMillan, 1955. 544 p.
- GONÇALVES, F.C. **Antecipação da produção da videira ‘Niágara Rosada’ na região de Lavras, MG**. 2005. 74 p. Tese (Doutorado em Fitotecnia) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2005.
- HATHEWAY, W.H. Convenient plot size. **Agronomy Journal**, Madison, v. 53, p. 279-80, 1961.
- HUYNH, H.; FELDT, L.S. Some approximate tests for repeated measurement designs. **Psychometrika**, Springer, v. 43, n. 2, p. 161-175, 1970.
- KASIMATIS, A.; VILAS, E. Sampling for degrees Brix in vineyard plots. **American Journal of Enology and Viticulture**, Davis, v. 36, n. 3, p. 207-213, 1985.
- KLIEWER, W.M.; LIDER, L.A. Influence of cluster exposure to the sun on the composition of Thompson Seedless fruit. **American Journal of Enology and Viticulture**, Davis, v. 19, p. 175-184, 1968.
- KREUZ, C.L.; SOUZA, A.; SCHUCK, Ê.; PETRI, J.L. Avaliação econômica de alternativas de investimento no agronegócio da uva no meio Oeste Catarinense. **Revista Brasileira de Fruticultura**, Jaboticabal, v. 27, n. 2, p. 230-237, 2005.
- 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, n. 6, p. 477-81, 1963.

LOLONIS, N.F. A method of predicting in late july when *Vitis vinifera* grapes will reach maturity. **Wines and Vines**, v. 43, n.4, p. 48-56, 1962.

MAUCHLY, J.W. Significance test for sphericity of a normal n-variate distribution. **Annals of Mathematical Statistics**, v. 11, p. 204-209, 1940.

MEIER, V.D.; LESSMAN, K.J. Estimation of optimum field plot shape and size for testing yield in *Crambe abyssinica* Hochst. **Crop Science**, Madison, v. 11, n. 5, p. 648-50, 1971.

MELLO, L.M.R. Produção e mercado. Cultivo da videira Niágara Rosada em regiões tropicais do Brasil. **Embrapa Uva e Vinho**, Bento Golçalves, 2003. Disponível em: <<http://www.cnpuv.embrapa.br/publica/sprod/UvaNiagaraRosadaRegiõesTropicais/mercado.htm>>. Acesso em: 15 mai. 2007.

MELLO, L.M.R. Atuação do Brasil no mercado vitivinícola mundial- panorama 2005. **Embrapa Uva e Vinho**, Bento Golçalves, 2006. Disponível em: <<http://www.cnpuv.embrapa.br/publica/artigos/panorama2005-mercado.pdf>>. Acesso em: 23 jul. 2007.

MELLO, L.M.R. Vitivinicultura brasileira: panorama 2006. **Embrapa Uva e Vinho**, Bento Golçalves, 2007. Disponível em: <http://www.cnpuv.embrapa.br/publica/artigos/panorama2006_vitivinicultura.pdf>. Acesso em: 27 jul. 2007.

OJEDA, M.; PIRE, R. Estrategias estimar el nivel de maduración en uvas para vinificación. **Bioagro**, Altagracia, v. 9, n. 1, p. 20-25, 1997.

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.

R Development Core Team (2006). **R: A language and environment for statistical computing**. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>.

RANKINE, B.C.; CELLIER, K.M.; BOEHM, E.W. Studies on grape variability and field sampling. **American Journal of Enology and Viticulture**, Davis, v. 13, p. 58-72, 1962.

RÉGNIERE, J.; BOULET, B.; TURGEON, J.J. Sequential sampling plan with two critical levels for spruce bud moth (Lepidoptera: Tortricidae). **Journal of Economic Entomology**, Quebec, v. 81, n. 1, p. 220-224, 1988.

SAS Institute Inc. **SAS OnlineDoc® 9.1.3**. Cary: SAS Institute Inc, 2004.

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

VONESH, F.E.; CHINCHILLI, V.M. **Linear and nonlinear models for the analysis of repeated measurements**. New York: Marcel Dekker, 1997. 560 p.

WEILING, VON F.; SCHOFFING, H. Untersuchungen zur ermittlung des mostgewichtes in rebanlagen (vor der Lese) anhand von beerenstichproben. **Weinburg und Keller.-Band**, v. 21, p. 401-421, 1974.

WOLPERT, J.A.; HOWELL, G.S. Sampling Vidal Blanc grapes.II. Sampling for precise estimates of soluble solids and titratable acidity of juice. **American Journal of Enology and Viticulture**, Davis, v. 35, p. 242-46, 1984.

ANEXOS

Programa no R para obtenção dos coeficientes de variação médios para cada tamanho de amostra para o método estratificado.

```
dado1 = read.table('dado_es.txt', h = TRUE)
attach(dado1)
dado1
```

*** Tamanho 10 ***

```
a1 = sample(dado1$brix,10)
cv1 = (sd(a1)/mean(a1))*100
a2 = sample(dado1$brix,10)
cv2 = (sd(a2)/mean(a2))*100
a3 = sample(dado1$brix,10)
cv3 = (sd(a3)/mean(a3))*100
a4 = sample(dado1$brix,10)
cv4 = (sd(a4)/mean(a4))*100
cv_m1 = (cv1+cv2+cv3+cv4)/4
cv_m1
```

*** Tamanho 20***

```
a1 = sample(dado1$brix,20)
cv1 = (sd(a1)/mean(a1))*100
a2 = sample(dado1$brix,20)
cv2 = (sd(a2)/mean(a2))*100 cv2
a3 = sample(dado1$brix,20)
cv3 = (sd(a3)/mean(a3))*100
a4 = sample(dado1$brix,20)
cv4 = (sd(a4)/mean(a4))*100
cv_m2 = (cv1+cv2+cv3+cv4)/4
cv_m2
```

*** Tamanho 30 ***

```
a1 = sample(dado1$brix,30)
cv1 = (sd(a1)/mean(a1))*100
a2 = sample(dado1$brix,30)
cv2 = (sd(a2)/mean(a2))*100
a3 = sample(dado1$brix,30)
cv3 = (sd(a3)/mean(a3))*100
a4 = sample(dado1$brix,30)
cv4 = (sd(a4)/mean(a4))*100
cv_m3 = (cv1+cv2+cv3+cv4)/4
cv_m3
```

*** Tamanho 40***

```
a1 = sample(dado1$brix,40)
cv1 = (sd(a1)/mean(a1))*100
a2 = sample(dado1$brix,40)
cv2 = (sd(a2)/mean(a2))*100
a3 = sample(dado1$brix,40)
cv3 = (sd(a3)/mean(a3))*100
a4 = sample(dado1$brix,40)
cv4 = (sd(a4)/mean(a4))*100
cv_m4 = (cv1+cv2+cv3+cv4)/4
cv_m4
```

*** Tamanho 50***

```
a1 = sample(dado1$brix,50)
cv1 = (sd(a1)/mean(a1))*100
a2 = sample(dado1$brix,50)
```

```

cv2 = (sd(a2)/mean(a2))*100
a3 = sample(dado1$brix,50)
cv3 = (sd(a3)/mean(a3))*100
a4 = sample(dado1$brix,50)
cv4 = (sd(a4)/mean(a4))*100
cv_m5 = (cv1+cv2+cv3+cv4)/4
cv_m5

```

*** Tamanho 60***

```

a1 = sample(dado1$brix,60)
cv1 = (sd(a1)/mean(a1))*100
a2 = sample(dado1$brix,60)
cv2 = (sd(a2)/mean(a2))*100
a3 = sample(dado1$brix,60)
cv3 = (sd(a3)/mean(a3))*100
a4 = sample(dado1$brix,60)
cv4 = (sd(a4)/mean(a4))*100
cv_m6 = (cv1+cv2+cv3+cv4)/4
cv_m6

```

*** Tamanho 70***

```

a1 = sample(dado1$brix,70)
cv1 = (sd(a1)/mean(a1))*100
a2 = sample(dado1$brix,70)
cv2 = (sd(a2)/mean(a2))*100
a3 = sample(dado1$brix,70)
cv3 = (sd(a3)/mean(a3))*100
a4 = sample(dado1$brix,70)
cv4 = (sd(a4)/mean(a4))*100
cv_m7 = (cv1+cv2+cv3+cv4)/4

```


cv_m7

*** Tamanho 80***

```
a1 = sample(dado1$brix,80)
cv1 = (sd(a1)/mean(a1))*100
a2 = sample(dado1$brix,80)
cv2 = (sd(a2)/mean(a2))*100
a3 = sample(dado1$brix,80)
cv3 = (sd(a3)/mean(a3))*100
a4 = sample(dado1$brix,80)
cv4 = (sd(a4)/mean(a4))*100
cv_m8 = (cv1+cv2+cv3+cv4)/4
cv_m8
```

*** Tamanho 90***

```
a1 = sample(dado1$brix,90)
cv1 = (sd(a1)/mean(a1))*100
a2 = sample(dado1$brix,90)
cv2 = (sd(a2)/mean(a2))*100
a3 = sample(dado1$brix,90)
cv3 = (sd(a3)/mean(a3))*100
a4 = sample(dado1$brix,90)
cv4 = (sd(a4)/mean(a4))*100
cv_m9 = (cv1+cv2+cv3+cv4)/4
cv_m9
```

*** Tamanho 100***

```
a1 = sample(dado1$brix,100)
cv1 = (sd(a1)/mean(a1))*100
```

```

a2 = sample(dado1$brix,100)
cv2 = (sd(a2)/mean(a2))*100
a3 = sample(dado1$brix,100)
cv3 = (sd(a3)/mean(a3))*100
a4 = sample(dado1$brix,100)
cv4 = (sd(a4)/mean(a4))*100
cv_m10 = (cv1+cv2+cv3+cv4)/4
cv_m10

```

Programa no R para obtenção dos coeficientes de variação médios para cada tamanho de amostra para o método aleatório.

```

dado2 = read.table('dado_al.txt', h = TRUE)
attach(dado2)
dado2

```

*** Tamanho 10***

```

b1 = sample(dado2$brix,10)
cv1 = (sd(b1)/mean(b1))*100
b2 = sample(dado2$brix,10)
cv2 = (sd(b2)/mean(b2))*100
b3 = sample(dado2$brix,10)
cv3 = (sd(b3)/mean(b3))*100
b4 = sample(dado2$brix,10)
cv4 = (sd(b4)/mean(b4))*100
cv_m1 = (cv1+cv2+cv3+cv4)/4
cv_m1

```

*** Tamanho 20***

```

b1 = sample(dado2$brix,20)
cv1 = (sd(b1)/mean(b1))*100
b2 = sample(dado2$brix,20)

```

```

cv2 = (sd(b2)/mean(b2))*100
b3 = sample(dado2$brix,20)
cv3 = (sd(b3)/mean(b3))*100
b4 = sample(dado2$brix,20)
cv4 = (sd(b4)/mean(b4))*100
cv_m2 = (cv1+cv2+cv3+cv4)/4
cv_m2

```

*** Tamanho 30***

```

b1 = sample(dado2$brix,30)
cv1 = (sd(b1)/mean(b1))*100
b2 = sample(dado2$brix,30)
cv2 = (sd(b2)/mean(b2))*100
b3 = sample(dado2$brix,30)
cv3 = (sd(b3)/mean(b3))*100
b4 = sample(dado2$brix,30)
cv4 = (sd(b4)/mean(b4))*100
cv_m3 = (cv1+cv2+cv3+cv4)/4
cv_m3

```

*** Tamanho 40***

```

b1 = sample(dado2$brix,40)
cv1 = (sd(b1)/mean(b1))*100
b2 = sample(dado2$brix,40)
cv2 = (sd(b2)/mean(b2))*100
b3 = sample(dado2$brix,40)
cv3 = (sd(b3)/mean(b3))*100
b4 = sample(dado2$brix,40)
cv4 = (sd(b4)/mean(b4))*100
cv_m4 = (cv1+cv2+cv3+cv4)/4
cv_m4

```

*** Tamanho 50***

```
b1 = sample(dado2$brix,50)
cv1 = (sd(b1)/mean(b1))*100
b2 = sample(dado2$brix,50)
cv2 = (sd(b2)/mean(b2))*100
b3 = sample(dado2$brix,50)
cv3 = (sd(b3)/mean(b3))*100
b4 = sample(dado2$brix,50)
cv4 = (sd(b4)/mean(b4))*100
cv_m5 = (cv1+cv2+cv3+cv4)/4
cv_m5
```

*** Tamanho 60***

```
b1 = sample(dado2$brix,60)
cv1 = (sd(b1)/mean(b1))*100
b2 = sample(dado2$brix,60)
cv2 = (sd(b2)/mean(b2))*100
b3 = sample(dado2$brix,60)
cv3 = (sd(b3)/mean(b3))*100
b4 = sample(dado2$brix,60)
cv4 = (sd(b4)/mean(b4))*100
cv_m6 = (cv1+cv2+cv3+cv4)/4
cv_m6
```

*** Tamanho 70***

```
b1 = sample(dado2$brix,70)
cv1 = (sd(b1)/mean(b1))*100
b2 = sample(dado2$brix,70)
```

```

cv2 = (sd(b2)/mean(b2))*100
b3 = sample(dado2$brix,70)
cv3 = (sd(b3)/mean(b3))*100
b4 = sample(dado2$brix,70)
cv4 = (sd(b4)/mean(b4))*100
cv_m7 = (cv1+cv2+cv3+cv4)/4
cv_m7

```

*** Tamanho 80***

```

b1 = sample(dado2$brix,80)
cv1 = (sd(b1)/mean(b1))*100
b2 = sample(dado2$brix,80)
cv2 = (sd(b2)/mean(b2))*100
b3 = sample(dado2$brix,80)
cv3 = (sd(b3)/mean(b3))*100
b4 = sample(dado2$brix,80)
cv4 = (sd(b4)/mean(b4))*100
cv_m8 = (cv1+cv2+cv3+cv4)/4
cv_m8

```

*** Tamanho 90***

```

b1 = sample(dado2$brix,90)
cv1 = (sd(b1)/mean(b1))*100
b2 = sample(dado2$brix,90)
cv2 = (sd(b2)/mean(b2))*100
b3 = sample(dado2$brix,90)
cv3 = (sd(b3)/mean(b3))*100
b4 = sample(dado2$brix,90)
cv4 = (sd(b4)/mean(b4))*100
cv_m9 = (cv1+cv2+cv3+cv4)/4

```

cv_m9

*** Tamanho 100***

```
b1 = sample(dado2$brix,100)
cv1 = (sd(b1)/mean(b1))*100
b2 = sample(dado2$brix,100)
cv2 = (sd(b2)/mean(b2))*100
b3 = sample(dado2$brix,100)
cv3 = (sd(b3)/mean(b3))*100
b4 = sample(dado2$brix,100)
cv4 = (sd(b4)/mean(b4))*100
cv_m10 = (cv1+cv2+cv3+cv4)/4
cv_m10
```

Programa no MAPLE para elaboração dos gráficos para obtenção do tamanho adequado da amostra de baga individual (MCV).

*** Método Estratificado ***

```
with(plots): assume(N>0): a := plot(0.55/N, N = 10..100,
style=point): b := plot(2/N, N =10..100, style=line, color =
'blue' ): c := plot(2.07/N, N = 10..100,style=point):
display({a,b,c},title='Curva de Variancia dos graus brix (Método
Estratificado)', labels = ["Tamanho da Amostra (N)","Var"]);
```

> *** Método Aleatório ***

```
assume(N>0):
```

```
d:= plot(0.91/N, N = 10..100, style=point):
e:= plot(2.59/N, N = 10..100, style=line, color = 'blue'):
f:= plot(4.28/N, N = 10..100, style=point):
```

```
display({d,e,f},title='Curva de Variancia dos graus brix (Método
Aleatório)', labels = ["Tamanho da Amostra (N)","Var"]);
```

Programa no R para elaboração dos gráficos para obtenção do tamanho adequado da amostra de baga individual (MMC e MMCM).

*** Método Estratificado ***

```
x = 1:10
y = 13.493*(x^(-0.3731))
cv = c(13.7,11.04,8.93,7.57,7,6.53,6.41,6.27,6.12,6.21)
plot(x,y,xlab = 'Tamanho da Amostra (ub)', ylab = 'CV (%)', pch = 3)
points(cv, col = 'red') lines(x, y , type = "l", col = 'blue')
```

```
x = 1:7
y = 13.493*(x^(-0.3731))
cv = c(13.7,11.04,8.93,7.57,7,6.53,6.41)
plot(x,y,xlab = 'Tamanho da Amostra (ub)', ylab = 'CV (%)', pch = 3)
points(cv, col = 'red') lines(x, y , type = "l", col = 'blue')
cv1 = c(13.5, 12.485, 11.270, 10.055, 8.840, 7.625, 6.50)
points(cv1, col = 'blue')
lines(x,cv1, type = "l")
xy.coords(c(3,3.91065),c(8.93,10.15518), recycle=TRUE)
points(xy.coords(xy.coords(c(3,3.91065),c(8.93,10.15518)),
recycle=TRUE))
x2 = c(3,3.91065)
cv2 = c(8.93,10.15518)
lines(x2,cv2, type = "l")
points(xy.coords(3, 0:8.93, recycle=TRUE), pch = 6)
x21 = c(3,3,3,3,3,3,3,3,3)
cv21 = seq(0,8.93,1.11625)
lines(x21,cv21, type = "l", col = 'green')
```

```
> *** Método Aleatório ***
```

```
x = 1:10 y = 14.603*(x^(-0.3099))
cv = c(14.76,11.46,10.48,9.56,9.05,8.18,8.04,7.81,7.78,8)
plot(x,y,xlab = 'Tamanho da Amostra (ub)', ylab = 'CV (%)', pch = 3)
points(cv, col = 'red')
lines(x, y , type = "l", col = 'blue')
```

```
x = 1:7
y = 14.603*(x^(-0.3099))
cv = c(14.76,11.46,10.48,9.56,9.05,8.18,8.04)
plot(x,y,xlab = 'Tamanho da Amostra (ub)', ylab = 'CV (%)', pch = 3)
points(cv, col = 'red')
lines(x, y , type = "l", col = 'blue')
y1 = -1.0978*x + 15.7094
cv1 = c( 14.6116, 13.5138, 12.4160, 11.3182 ,10.2204 , 9.1226 ,
8.0248)
points(cv1, col = 'blue')
lines(x,cv1, type = "l")
xy.coords(c( 2.948409 ,3.841918),c(10.45605, 11.48516),
recycle=TRUE)
points(xy.coords(xy.coords(c(2.948409 ,3.841918),c(10.45605,
11.48516))), recycle=TRUE))
x2 = c( 2.948409 ,3.841918)
cv2 = c(10.45605, 11.48516)
lines(x2,cv2, type = "l")
points(xy.coords(2.948409, 0:10.45605 , recycle=TRUE), pch = 6)
x21 = c(2.948409 ,2.948409 ,2.948409 ,2.948409 ,2.948409 ,2.948409
,2.948409 )
cv21 = seq(0,10.45605,1.742675)
lines(x21,cv21, type = "l", col = 'green')
```


Programa no MAPLE para calcular o ponto de máxima curvatura associado ao método MMCM.

```
x_ótimo := (((a^2)*(b^2))*(2*(b)-1))/(b-2))^(1/(2-2*(b))):
*** Método Estratificado ***
x_ótimo :=
((((13.493^2)*(0.3731^2))*(2*(0.3731)-1))/(0.3731-2))^(1/(2-2*(0.3731))):
*** Método Aleatório ***
x_ótimo :=
((((14.26^2)*(0.2821^2))*(2*(0.2821)-1))/(0.2821-2))^(1/(2-2*(0.2821))):
```

Programa no SAS para realizar a análise dos dados para comparação dos métodos estratificado e aleatório.

```
ods html;
ods graphics on;
/*Inclusão dos dados nos formatos univariado e multivariado*/

data multiv (keep = metodo planta c1 c2 c3 c4 c5 c6 c7 c8)
  univ (keep = metodo planta cacho brix);
  input metodo planta c1 c2 c3 c4 c5 c6 c7 c8 ;
  output multiv;

brix = c1; cacho = 1; output univ;
brix = c2; cacho = 2; output univ;
brix = c3; cacho = 3; output univ;
brix = c4; cacho = 4; output univ;
brix = c5; cacho = 5; output univ;
brix = c6; cacho = 6; output univ;
brix = c7; cacho = 7; output univ;
brix = c8; cacho = 8; output univ;

cards;
```

```

1  1  16.47777778 16.50000000 15.77777778 14.50000000 . . . .
1  2  17.86666667 17.13333333 18.37777778 16.33333333 . . . .
1  3  17.95555556 17.62222222 18.28888889 17.57777778 . . . .
1  4  18.73333333 18.86666667 17.42222222 18.37777778 . . . .
2  1  17.62222222 13.17777778 14.02222222 16.88888889 . . . .
2  2  17.82222222 18.28888889 17.13333333 16.13333333 . . . .
2  3  17.64444444 16.77777778 14.02222222 17.30000000 . . . .
2  4  17.17777778 16.86666667 18.14444444 19.15555556 . . . .
;

proc print;
run;

title 'Análise de variância e resíduos';
proc glm data=univ;
class metodo;
model brix = planta metodo planta*metodo cacho metodo*cacho / ss3;
output out=residuos PREDICTED=PREDITOS RESIDUAL=RESIDUOS
STUDENT=RES_PAD;
run;
title 'Exame dos resíduos';
proc noprint data=residuos;
run;
title 'Verificação da normalidade (teste Shapiro-Wilk), análise
gráfica';
proc univariate normal plot;
var RES_PAD;
run;
title 'Análise gráfica dos resíduos';
proc plot;
plot RES_PAD*PREDITOS;

```

```

run;
title 'Teste do F máximo - Hartley';
proc sort;
by metodo;
run;
proc means noprint data=residuos;
var brix;
by metodo;
output out=var_med MEAN=MEDIA VAR=VARIANC;
run;
proc print data=var_med;
run;
data fmax;
set var_med;
run;
proc means noprint data=fmax;
var VARIANC;
output out=razao MIN=VMIN MAX=VMAX;
run;
data hartley;
set razao;
FMAX=VMAX/VMIN;
run;
title 'Valor do F máximo';
proc print data=hartley;
var VMIN VMAX FMAX;
run;
/* Análise de dados utilizando o modelo univariado com o proc glm */

proc glm data=univ;
class metodo planta cacho;
model brix = planta metodo planta*metodo cacho metodo*cacho / ss3;

```

```
random planta metodo*planta / test;
run;

/* Análise de dados utilizando o formato univariado com o proc mixed */

proc mixed data=univ;
  class metodo planta cacho;
  model brix = planta metodo cacho metodo*cacho / ddfm=satterth;
  repeated / subject = planta(metodo) type=cs R;
  lsmeans metodo cacho metodo*cacho;
run;

ods graphics off;
ods html close;
```