

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

**MELHORIA DA PRECISÃO NAS ESTIMATIVAS DE  
PRODUÇÃO EM CULTURAS OLERÍCOLAS  
RELACIONADO AO NÚMERO DE PLANTAS E  
COLHEITAS**

**TESE DE DOUTORADO**

**Vilson Benz**

**Santa Maria, RS, Brasil**

**2014**

**MELHORIA DA PRECISÃO NAS ESTIMATIVAS DE  
PRODUÇÃO EM CULTURAS OLERÍCOLAS RELACIONADO  
AO NÚMERO DE PLANTAS E COLHEITAS**

**Vilson Benz**

Tese apresentada ao Curso de Doutorado do Programa de Pós-Graduação em Agronomia, Área de Concentração em Produção Vegetal, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para a obtenção do grau de  
**Doutor em Agronomia**

**Orientador: Prof. Dr. Alessandro Dal'Col Lúcio**

**Santa Maria, RS, Brasil**

**2014**

Ficha catalográfica elaborada através do Programa de Geração Automática da Biblioteca Central da UFSM, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a).

Benz, Vilson

Melhoria da precisão nas estimativas de produção em culturas olerícolas relacionado ao número de plantas e colheitas / Vilson Benz.-2014.

67 p.; 30cm

Orientador: Alessandro Dal'Col Lúcio

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Santa Maria, Centro de Ciências Rurais, Programa de Pós-Graduação em Agronomia, RS, 2014

1. Culturas olerícolas 2. Precisão experimental 3. Regressão múltipla 4. Dependência espacial I. Dal'Col Lúcio, Alessandro II. Título.

---

© 2014

Todos os direitos autorais reservados a **Vilson Benz**. A reprodução de partes ou do todo deste trabalho só poderá ser feita mediante a citação da fonte.

E-mail: vibenz@gmail.com

---

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

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

**MELHORIA DA PRECISÃO NAS ESTIMATIVAS DE PRODUÇÃO EM  
CULTURAS OLERÍCOLAS RELACIONADO AO NÚMERO DE  
PLANTAS E COLHEITAS**

elaborada por  
**Vilson Benz**

como requisito parcial para obtenção do grau de  
**Doutor em Agronomia**

**COMISSÃO EXAMINADORA:**

---

**Alessandro Dal'Col Lúcio, Dr.**  
(Presidente/Orientador)

---

**Alberto Cargnelutti Filho, Dr. (UFSM)**

---

**Ana Lúcia de Paula Ribeiro, Dr.<sup>a</sup> (IF Farroupilha)**

---

**Elódio Sebem, Dr. (UFSM)**

---

**Leandro Homrich Lorentz, Dr. (UNIPAMPA)**

Santa Maria, 19 de dezembro de 2014.

## **AGRADECIMENTOS**

A Deus que através da força do teu espírito, me fez superar as dificuldades encontradas no caminho.

A minha esposa Gracieli e aos meus filhos Bruno e Otávio, por todo amor, carinho, força, apoio e dedicação.

Ao Prof. Alessandro Dal'Col Lúcio, pela orientação neste trabalho, pelo incentivo, pelos conselhos, por sua amizade e ensinamentos que me proporcionou.

Aos co-orientadores Alberto Cargnelutti Filho e Lindolfo Storck, ao professor Elódio Sebem, aos professores do Programa de Pós-Graduação em Agronomia e aos colegas por toda a sua contribuição e amizade.

Agradeço a todos aqueles que de alguma forma contribuíram para que eu pudesse realizar esta pesquisa, aos que me incentivaram e acreditaram junto comigo.

## **RESUMO**

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

### **MELHORIA DA PRECISÃO NAS ESTIMATIVAS DE PRODUÇÃO EM CULTURAS OLERÍCOLAS RELACIONADO AO NÚMERO DE PLANTAS E COLHEITAS**

AUTOR: VILSON BENZ

ORIENTADOR: ALESSANDRO DAL'COL LÚCIO

Data e Local da Defesa: Santa Maria, 19 de dezembro de 2014.

A variabilidade produtiva em cultivos olerícolas afeta o planejamento e a qualidade de experimentos, inflacionando o erro experimental, e levando a conclusões errôneas, com baixa precisão experimental e confiabilidade. Os objetivos deste estudo foram dimensionar o número de plantas e colheitas necessárias para que haja melhoria da precisão nas estimativas de produção em culturas olerícolas, testar a geoestatística como ferramenta de modelagem e verificar a dependência espacial entre a produção de frutos dos cultivos olerícolas. A partir dos dados de produção de experimentos em branco, realizados em cultivo protegido com as culturas de abobrinha italiana, pimentão e feijão-vagem, no Departamento de Fitotecnia da Universidade Federal de Santa Maria, foi aplicado o modelo de superfície de resposta, com variável dependente o coeficiente de variação e, independentes, o tamanho de parcela e o número de colheitas. Foram realizados semivariogramas dos dados de produção transformados em indicadores tendo a média como ponto de corte, em diferentes simulações de tamanhos de parcela e agrupamentos de colheita, sendo ajustado os modelos teóricos esférico, exponencial e gaussiano. Para a abobrinha italiana a melhor combinação entre o tamanho de parcela e o número de colheitas, é de sete unidades básicas e metade do ciclo produtivo, em ambas estações de cultivo. Para o pimentão, com o uso de 23 unidades básicas por parcela e 3 colheitas agrupadas, independente da estação sazonal de cultivo, obtém-se maior precisão experimental. Para o feijão-de-vagem os menores coeficientes de variação são em parcelas com 12 unidades básicas (24 plantas), para os cultivos realizados em estufa e campo e de 14 unidades básicas para os cultivos em túnel, na estação sazonal outono-inverno. Na estação sazonal primavera-verão o tamanho de parcela foi de 15 unidades básicas para os cultivos a túnel e a campo. Em ambas estações sazonais o melhor agrupamento de colheita foi a utilização do total. Os modelos teóricos de semivariograma esférico, exponencial e gaussiano estimados apresentam fraca dependência espacial. A média da massa fresca de frutos possui distribuição aleatória dentro dos ambientes de cultivo não sofrendo influência do tamanho de parcela ou do número de colheitas realizadas.

**Palavras-chave:** Precisão experimental. Regressão múltipla. Dependência espacial.

## **ABSTRACT**

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

### **IMPROVEMENT OF ACCURACY OF ESTIMATES IN THE CROP PRODUCTION IN VEGETABLE CROPS RELATED TO THE NUMBER OF PLANTS AND CROPS**

AUTHOR: VILSON BENZ

ADVISOR: ALESSANDRO DAL'COL LÚCIO

Place and Date of Presentation: Santa Maria, December 19, 2014.

The variability in crop production oleraceous affects planning and the quality of experiments, inflating the experimental error, and leading to erroneous conclusions with low experimental precision and reliability. The objectives of this study were to scale the number of plants and crops necessary for there to be improving the precision of estimates of production in vegetable crops, test geostatistics and modeling tool and verify the spatial dependence of fruit production of vegetable crops. From the blank experiments production data, obtained from protected cultivation with crops of zucchini, peppers and snap beans, the Department of Agronomy of the Federal University of Santa Maria, was applied the response surface model with variable dependent on the coefficient of variation and independent plot size and number of samples. Semivariograms were made in production data processed in indicators with the average cutoff point, in different simulations of plot sizes and crop groupings, and set the theoretical models spherical, exponential and Gaussian. For the zucchini the best combination of plot size and the number of crops, is seven base units and half of the production cycle, in both growing seasons. For the peppers, using 23 basic units and three harvests per plot grouped, regardless of seasonal growing season, yields greater experimental precision. For bean-to-pod lower coefficients of variation are in plots with 12 basic units (24 plants), for cultures performed in the greenhouse and field and 14 basic units for crops in the tunnel, the seasonal fall-winter season. In seasonal spring-summer season the plot size was 15 basic units for crops and the tunnel to the field. Seasonal stations in both the best grouping to use the harvest was complete. Theoretical models of spherical semivariogram, exponential and Gaussian estimates show weak spatial dependence. The average fresh weight of the fruit has random distribution within the farming environments not influenced plot size or number of harvests.

**Keywords:** Experimental accuracy. Multiple regression. Spatial dependence.

## LISTA DE TABELAS

- Tabela 1 – Tamanhos de parcela simulados em número de unidades básicas (UB), para as diferentes culturas avaliadas. Santa Maria, RS, 2014.....24
- Tabela 2 – Agrupamentos de colheitas simulados para as diferentes culturas avaliadas. Santa Maria, RS, 2014 .....24
- Tabela 3 – Equações polinomiais de segundo grau ajustadas e respectivos coeficientes de determinação ( $R^2$ ) em duas estações sazonais de cultivo de abobrinha italiana (*Cucurbita pepo*) (E), em duas formas de agrupamento (A), com ponto crítico de mínima para tamanho de parcela ( $X_1$ ) e agrupamento de colheitas ( $X_2$ ). Santa Maria, RS, 2014 ..27
- Tabela 4 – Equações polinomiais de segundo grau ajustadas e respectivos coeficientes de determinação ( $R^2$ ) para duas estações sazonais de cultivo de pimentão (*Capsicum annuum*) (E), em duas formas de agrupamento (A), com ponto crítico de mínima para tamanho de parcela ( $X_1$ ) e agrupamento de colheitas ( $X_2$ ). Santa Maria, RS, 2014 ..33
- Tabela 5 – Equações polinomiais de segundo grau ajustadas e respectivos coeficientes de determinação ( $R^2$ ) para duas estações sazonais de cultivo de feijão-de-vagem (*Phaseolus vulgaris*) (E), em diferentes ambientes e duas formas de agrupamento (A), com ponto crítico de mínima para tamanho de parcela ( $X_1$ ) e agrupamento de colheitas ( $X_2$ ). Santa Maria, RS, 2014 .....37
- Tabela 6 – Análise geoestatística para o cultivo de abobrinha italiana (*Cucurbita pepo*) na estação sazonal verão-outono. Santa Maria, RS, 2014 .....45
- Tabela 7 – Análise geoestatística para o cultivo de abobrinha italiana (*Cucurbita pepo*) na estação sazonal inverno-primavera. Santa Maria, RS, 2014 ..47
- Tabela 8 – Análise geoestatística para o cultivo de pimentão (*Capsicum annuum*) na estação sazonal verão-outono. Santa Maria, RS, 2014 .....52
- Tabela 9 – Análise geoestatística para o cultivo de pimentão (*Capsicum annuum*) na estação sazonal primavera-verão. Santa Maria, RS, 2014 .....54
- Tabela 10 - Análise geoestatística para o cultivo de feijão-de-vagem (*Phaseolus vulgaris*), em estufa, na estação sazonal outono-inverno. Santa Maria, RS, 2014 .....56



Tabela 11 - Análise geoestatística para o cultivo de feijão-de-vagem ( <i>Phaseolus vulgaris</i> ), em túnel e a campo, na estação sazonal outono-inverno. Santa Maria, RS, 2014 .....	58
Tabela 12 - Análise geoestatística para o cultivo de feijão-de-vagem ( <i>Phaseolus vulgaris</i> ), em túnel e a campo, na estação sazonal primavera-verão. Santa Maria, RS, 2014 .....	59

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Exemplo de um semivariograma .....	20
Figura 2 – Superfície de resposta do coeficiente de variação (%) da fitomassa fresca de frutos em função dos tamanhos de parcela e agrupamentos de colheita, no cultivo de abobrinha Italiana ( <i>Cucurbita pepo</i> ), na estação sazonal verão-outono, para a primeira (a) e segunda (b) formas de agrupar colheitas. Santa Maria, RS, 2014 .....	29
Figura 3 – Superfície de resposta do coeficiente de variação (%) da fitomassa fresca de frutos em função dos tamanhos de parcela e agrupamentos de colheita, no cultivo de abobrinha Italiana ( <i>Cucurbita pepo</i> ), na estação sazonal inverno-primavera, para a primeira (a) e segunda (b) formas de agrupar colheitas. Santa Maria, RS, 2014 .....	30
Figura 4 – Superfície de resposta do coeficiente de variação (%) da fitomassa fresca de frutos em função dos tamanhos de parcela e agrupamentos de colheita, no cultivo de pimentão ( <i>Capsicum annuum</i> ), na estação sazonal verão-outono, para a primeira (a) e segunda (b) formas de agrupar colheitas. Santa Maria, RS, 2014.....	34
Figura 5 – Superfície de resposta do coeficiente de variação (%) da fitomassa fresca de frutos em função dos tamanhos de parcela e agrupamentos de colheita, no cultivo de pimentão ( <i>Capsicum annuum</i> ), na estação sazonal primavera-verão, para a primeira (a) e segunda (b) formas de agrupar colheitas. Santa Maria, RS, 2014.....	35
Figura 6 – Superfície de resposta do coeficiente de variação (%) da fitomassa fresca de vagens em função dos tamanhos de parcela e agrupamentos de colheita, no cultivo de feijão-de-vagem ( <i>Phaseolus vulgaris</i> ), em estufa, na estação sazonal outono-inverno, para a primeira (a) e segunda (b) formas de agrupar colheitas. Santa Maria, RS, 2014 .....	38
Figura 7 – Superfície de resposta do coeficiente de variação (%) da fitomassa fresca de vagens em função dos tamanhos de parcela e agrupamentos de colheita, no cultivo de feijão-de-vagem ( <i>Phaseolus vulgaris</i> ), em túnel, na estação sazonal outono-inverno, para a primeira (a) e segunda (b) formas de agrupar colheitas. Santa Maria, RS, 2014. ....	39

Figura 8 – Superfície de resposta do coeficiente de variação (%) da fitomassa fresca de vagens em função dos tamanhos de parcela e agrupamentos de colheita, no cultivo de feijão-de-vagem ( <i>Phaseolus vulgaris</i> ), a campo, na estação sazonal outono-inverno, para a primeira (a) e segunda (b) formas de agrupar colheitas. Santa Maria, RS, 2014 .....	40
Figura 9 – Superfície de resposta do coeficiente de variação (%) da fitomassa fresca de vagens em função dos tamanhos de parcela e agrupamentos de colheita, no cultivo de feijão-de-vagem ( <i>Phaseolus vulgaris</i> ), em túnel, na estação sazonal primavera-verão, para a primeira (a) e segunda (b) formas de agrupar colheitas. Santa Maria, RS, 2014 .....	41
Figura 10 – Superfície de resposta do coeficiente de variação (%) da fitomassa fresca de vagens em função dos tamanhos de parcela e agrupamentos de colheita, no cultivo de feijão-de-vagem ( <i>Phaseolus vulgaris</i> ), a campo, na estação sazonal primavera-verão, para a primeira (a) e segunda (b) formas de agrupar colheitas. Santa Maria, RS, 2014 .....	42

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO .....</b>	<b>11</b>
<b>2 REVISÃO DE LITERATURA .....</b>	<b>14</b>
<b>2.1 Precisão experimental e variabilidade em cultivos olerícolas .....</b>	<b>14</b>
<b>2.2 Regressão polinomial e superfície de resposta .....</b>	<b>17</b>
<b>2.3 Geoestatística e Krigagem .....</b>	<b>19</b>
<b>3 MATERIAL E MÉTODOS .....</b>	<b>23</b>
<b>4 RESULTADOS E DISCUSSÃO .....</b>	<b>27</b>
<b>4.1 Abobrinha italiana .....</b>	<b>27</b>
<b>4.2 Pimentão .....</b>	<b>32</b>
<b>4.3 Feijão-de-Vagem.....</b>	<b>37</b>
<b>4.4 Semivariogramas .....</b>	<b>44</b>
<b>5 CONCLUSÕES .....</b>	<b>62</b>
<b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....</b>	<b>63</b>

# 1 INTRODUÇÃO

A olericultura é uma atividade altamente intensiva em seus mais variados aspectos, requer alta tecnologia e está em constante mudança, sendo mais exigente com a qualidade da informação técnica que outras áreas. A exploração olerácea se identifica pelo tamanho reduzido da área física ocupada, porém altamente utilizada tanto no espaço como no tempo (FILGUEIRA, 2003).

No último decênio, enquanto a produção e a produtividade de hortaliças no país aumentaram 33% e 38%, respectivamente, a área foi reduzida em 5%. As regiões Sudeste e Sul concentram três quartos do volume da produção, enquanto que a Nordeste e a Centro-Oeste produzem 25% do total (MELO e VILELA, 2007).

Para que ocorressem esses acréscimos houve geração de novas tecnologias de produção das hortaliças e isto somente é possível via aplicação da experimentação com técnicas consistentes, que permitam o controle da precisão experimental e da confiabilidade das inferências, mantendo a variabilidade residual em um nível adequado e aceitável. Assim a pesquisa experimental é de fundamental importância para que sejam utilizadas técnicas no intuito de melhorar a qualidade dos experimentos e, por consequência, a confiabilidade nos resultados obtidos.

As definições do tamanho e da forma de parcela, do número de repetições, do tamanho da amostra e do delineamento experimental, entre outras características, são diretamente influenciadas pela variabilidade inerente ao experimento (STEEL et al., 1997). Esta variabilidade também interfere no momento da análise estatística dos resultados, inflacionando a estimativa do erro experimental, levando o pesquisador à interpretações e conclusões com baixa precisão experimental e confiabilidade nos resultados. Fatores como a presença ou ausência de frutos colhidos, danos causados às plantas pela coleta dos frutos, a heterogeneidade da fertilidade do solo, pequenas diferenças na quantidade de água na irrigação, diferenças de drenagem, pisoteio entre linhas de cultivo, a ocorrência de insetos-praga, doenças e plantas daninhas, são fontes de variabilidade e devem ser minimizadas na execução de experimentos em cultivo protegido.

Autores como Lopes et al. (1998), Lorentz et al. (2005), Lúcio et al. (2008), Carpes et al. (2008) e Couto et al. (2009) apontaram que existe variabilidade significativa entre as linhas de cultivo e entre as colheitas realizadas, independente

da cultura olerícola avaliada, e que essa variabilidade altera de forma significativa as estimativas dos tamanhos de amostra, do tipo de amostragem, do tamanho e da forma de parcela, do delineamento experimental e do número de colheitas suficientes para melhor discriminação entre os tratamentos estudados.

Uma das alternativas para avaliar a área experimental é o uso de ensaios de uniformidade, também conhecidos como experimentos em branco, onde a área é cultivada em toda a extensão com uma determinada espécie e práticas culturais idênticas, sem a aplicação de tratamentos. Em seguida, a área é dividida em pequenas parcelas, nas quais a produção de cada parcela é medida separadamente, de tal maneira que o rendimento das parcelas próximas possa ser somado para formar parcelas de diferentes tamanhos e formas (STORCK et al., 2006). A partir de dados gerados em experimentos em branco, pode-se identificar o comportamento da variabilidade produtiva entre parcelas e entre as colheitas.

Existem diversos trabalhos definindo número de plantas por parcela em experimentos com cultivos olerícolas de múltiplas colheitas (MELLO et al. 2004; LORENTZ et al., 2005; CARPES et al., 2010; LUCIO et al. 2010; SANTOS et al., 2012). No entanto são escassos os que associam esse tamanho ao número de colheitas que se deva realizar, de forma que se obtenha menor variabilidade nos dados de produção coletados e, conseqüentemente, maior precisão experimental. Se a menor variabilidade for associada a um baixo número de colheitas pode-se reduzir o tempo necessário para a avaliação dos tratamentos, caso estes permitam, não necessitando aguardar até o final do ciclo da cultura, economizando tempo, recursos e evitando uma situação onde as variáveis coletadas estarão sujeitas a maiores variações nos valores observados.

Nesta mesma linha, estudos que representem a dependência espacial nos ambientes experimentais são úteis para que se tenha maior precisão e credibilidade nos resultados obtidos. São muitos os fatores responsáveis pela ocorrência de dependência espacial e, por este motivo, nem sempre pode-se extrapolar os resultados obtidos em um ambiente para outros ambientes experimentais, já que cada um possui suas características específicas. No entanto, respeitando algumas limitações, as informações podem ser úteis permitindo que se aperfeiçoem as técnicas experimentais utilizadas.

Assim, os objetivos deste estudo foram: dimensionar o número de plantas e colheitas necessárias para que haja melhoria da precisão nas estimativas de produção de frutos em culturas olerícolas; testar a geoestatística como ferramenta de modelagem da produção de frutos dos cultivos olerícolas; verificar a dependência espacial entre a produção de frutos dos cultivos olerícolas.

## **2 REVISÃO DE LITERATURA**

### **2.1 Precisão experimental e variabilidade em cultivos olerícolas**

Na maioria dos cultivos de olerícolas é utilizada alguma forma de proteção ambiental, a qual confere maior regularidade e qualidade da produção. A expansão desses cultivos levou à necessidade de aumentar a confiabilidade dos dados obtidos em experimentos realizados nestas condições, reduzindo o erro experimental.

A qualidade de um experimento pode ser avaliada pela magnitude do erro experimental. Autores como Banzatto e Kronka (1995) descrevem o erro como causa desconhecida de natureza aleatória, que reflete o efeito dos fatores não controlados. Steel et al. (1997) conceituam o erro experimental como variações aleatórias entre as parcelas com o mesmo tratamento. Já Storck et al. (2006) citam que as pequenas variações, de toda natureza, existentes nas unidades experimentais antes de se aplicar os tratamentos, ou induzidas involuntariamente durante a execução do ensaio, tornam as mesmas heterogêneas, sendo esta heterogeneidade denominada como variação ambiental ou erro.

Em cultivos de olerícolas em ambiente protegido, como estufas e túneis plásticos, fatores como a posição da linha de cultivo em relação às aberturas laterais, a presença ou ausência de frutos aptos a serem colhidos e as múltiplas colheitas, realizadas para algumas culturas, são causas de variabilidade que devem ser controladas durante a execução de experimentos nessas condições, evitando assim inflacionar a variabilidade já existente. De acordo com Lúcio et al. (2006), as injúrias que naturalmente são submetidas as plantas durante os tratamentos culturais e nas colheitas dos frutos, assim como as variações ambientais, fazem com que a produção individual das plantas seja afetada ao longo das colheitas.

É frequente a ocorrência de valores zero de produção devido à ausência de frutos a serem colhidos, ou estes não apresentarem-se com as características adequadas para sua colheita ou comercialização, o que gera variabilidade e uma superdispersão nos dados. Couto et al. (2009) sugerem o uso de parcelas experimentais com mais de uma planta, combinados com diferentes agrupamentos de colheitas, para evitar ou minimizar a presença de valores zero no banco de dados, reduzindo assim a superdispersão e seus efeitos nas análises estatísticas. Lucio et al. (2011) recomendam a inversa da raiz quarta como uma transformação



adequada para experimentos com a cultura do pimentão, realizados em ambiente protegido, visando estabilizar a variabilidade gerada pela ausência de valores nas múltiplas colheitas dos frutos por planta.

Para abobrinha-italiana, de acordo com Lúcio et al. (2008), as diferenças de produção apresentadas entre as linhas de cultivo evidenciam que com passar do período produtivo e as múltiplas colheitas realizadas, tanto as médias quanto às variâncias do peso da massa de frutos oscilam de forma significativa. Essas estimativas são influenciadas diretamente pelas condições climáticas, pelo tipo de manejo, bem como pela proximidade da linha de cultivo com as laterais do túnel plástico e a posição daquela na área cultivada.

Carpes et al. (2008) e Couto et al. (2009) relatam que a heterogeneidade das variâncias da fitomassa de frutos de abobrinha-italiana entre plantas para as diferentes colheitas deve-se, principalmente, à grande variabilidade existente entre o crescimento das plantas e dos frutos em condições de ambiente protegido, causada pelas variações nas condições ambientais como temperatura do ar e brilho solar. Segundo Souza et al. (2002), a redução das temperaturas abaixo de 20°C, assim como a ocorrência de dois ou mais dias consecutivos com baixo brilho solar, afetam o crescimento e desenvolvimento da fitomassa de frutos. Já Feijó et al. (2005) constataram que a oscilação na fitomassa dos frutos de abobrinha italiana é influenciada por condições de clima adversas, afetando a eficiente polinização das flores. Com isso ocorre uma alta porcentagem de abortamento devido a dependência mantida pelas plantas com relação a atividade de abelhas para sua polinização.

Uma das causas da variabilidade dos pesos dos frutos na cultura da abobrinha italiana é o momento adequado de proceder as colheitas e a habilidade do coletor de colher os frutos no tamanho padrão. Em condições ambientais favoráveis, os frutos da abobrinha italiana crescem rapidamente, atingindo mais cedo seu ponto de colheita e, assim, recomenda-se que a colheita seja realizada diariamente ou em dias alternados (SOUZA, et al. 2002).

Em tomateiro, Lopes et al. (1998) verificaram que à medida que aumenta a porcentagem de frutos colhidos, aumenta a heterogeneidade entre parcelas, mas até 30% dos frutos colhidos e esse aumento é pequeno ao contrário do que acontece posteriormente. Os mesmos autores atribuíram a falta de homogeneidade aos danos

causados na colheita, às doenças, aos insetos-praga, às pequenas diferenças de irrigação, à drenagem e à fertilidade do solo, entre outras.

Lucio et al. (2010) constataram que para obter condições de baixo coeficiente de variação e variâncias homogêneas entre as colheitas de tomateiro, deve-se utilizar parcelas de quatro plantas na linha de cultivo combinadas com agrupamento de seis em seis colheitas. Observaram que, com os agrupamentos de colheita houve decréscimo do coeficiente de variação resultando em ganho de precisão experimental. A redução na magnitude deste indicador de precisão foi atribuída principalmente ao preenchimento das lacunas formadas pelas plantas não colhidas (produção nula na colheita), o que resultou no aumento da média. Cargnelutti Filho et al. (2004) encontraram valores de CV maiores no início e final das colheitas de tomate, atribuídos ao fato de, nestes estágios de desenvolvimento, o início e o término na emissão de frutos não serem uniformes entre as plantas e, por consequência, alternarem as produções pois as plantas que primeiro emitem frutos possivelmente encerram sua produção mais cedo. Ainda, segundo esses autores, são as colheitas intermediárias que apresentam picos de produção em qualidade e quantidade, e as estimativas do CV são mais baixas, resultando em uma maior precisão experimental.

Em cultivo protegido de pimentão Lorentz (2004) concluiu existir heterogeneidade da produção de frutos entre as parcelas experimentais. O mesmo autor sugeriu que para obter produções mais homogêneas entre as plantas, deva-se realizar um baixo número de colheitas, favorecendo uma diminuição no ciclo produtivo da planta. Assim, pode-se realizar experimentos mais rápidos, com menor variabilidade nos dados de produção e menor uso de mão de obra. Lorentz et al. (2005), observaram a existência de variabilidade da produção de frutos entre as linhas de cultivo de pimentão em estufa plástica, recomendando o uso de parcelas de 14 plantas na linha de cultivo, pois amenizam a heterogeneidade entre as linhas, aumentando a precisão experimental.

Boligon et al. (2006), também em pimentão, constataram que na maioria das linhas de cultivo, as características produtivas e morfológicas avaliadas dentro de cada linha não se apresentaram aleatórias. Desta forma indicaram que não se considere o ambiente utilizado como homogêneo, fazendo com que seja necessário o conhecimento das características do ambiente antes da realização de

experimentos. Isto pode ser realizado através de experimentos em branco ou através de dados de experimentos realizados anteriormente no mesmo local, a fim de determinar o sentido da variabilidade e determinar as técnicas experimentais mais adequadas.

Em feijão-de-vagem, Haesbaert et al. (2011) observaram a presença de variâncias heterogêneas entre as linhas de cultivo dentro da estufa e túnel plástico, indicando que estes ambientes nem sempre geram produções homogêneas. No entanto, a análise da produção total levou à variâncias homogêneas entre as linhas de cultivo, indicando ser essa uma boa estratégia para diminuir a heterogeneidade das variâncias entre as linhas de cultivo. Santos et al. (2012) definiram o tamanho de parcela para fitomassa fresca de vagens total de feijão-de-vagem, em 16 plantas para experimentos em estufa e de 12 plantas para experimentos em túneis e experimentos não protegidos. Em ambos os trabalhos, os autores sugerem o uso do agrupamento da produção de todas as colheitas antes da análise, pois possibilita redução da variabilidade.

Em trabalho com alface, Lucio et al. (2011) observaram que a estação sazonal influenciou a variabilidade nas linhas de cultivo. Os autores recomendaram o uso de parcelas no sentido da linha de cultivo, já que as variâncias entre linhas foram heterogêneas. Constataram também que o tamanho da parcela para alface varia em função da variável estudada, do ambiente de cultivo e da estação sazonal. Desta forma, para não subestimar o tamanho da parcela, aconselharam o uso de oito plantas, para experimentos em estufa e em túneis, e de nove plantas para experimentos em campo.

## **2.2 Regressão polinomial e superfície de resposta**

A metodologia de superfície de resposta consiste em estimar coeficientes de regressão polinomial para a geração de um modelo empírico que aproxime uma relação entre os fatores e as respostas de um processo. Quando não se conhece a relação exata entre as respostas e as variáveis, mas se deseja saber como é a relação entre elas é útil usar um modelo empírico apropriado da forma  $y = f(x_1, x_2, \dots, x_n)$ . Quando o modelo polinomial é usado, os coeficientes do polinômio podem ser estimados usando o Método dos Mínimos Quadrados. É necessário conhecer os

valores das respostas para algumas combinações das variáveis para construir a superfície de resposta. Cada combinação das variáveis pode ser vista como um ponto no espaço de projeto n-dimensional, onde n é o número total de variáveis (SARAMAGO et al., 2008).

Segundo Neter e Wasserman (1974), os modelos de regressão polinomial contêm uma, duas, ou mais que duas variáveis independentes. O modelo de segunda ordem para uma variável independente é dado por:  $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_{11} X_1^2 + \varepsilon$ . A resposta da função do modelo é uma parábola e é frequentemente chamada de uma função quadrática. O coeficiente de regressão  $\beta_0$  representa a resposta média de Y quando  $X_1 = 0$ , se o âmbito do modelo inclui  $X_1 = 0$ , caso contrário não tem significado distinto de seu próprio modelo. O coeficiente de regressão  $\beta_1$  é chamado coeficiente de efeito linear enquanto  $\beta_{11}$  representa o efeito da curvatura.

O modelo de segunda ordem possui dois tipos básicos de utilizações: 1) quando a função de resposta é realmente um polinômio de segundo grau, contendo componentes aditivos lineares e efeitos de curvatura; 2) quando a função de resposta real é desconhecida (ou complexa), mas um polinômio de segundo grau é uma boa aproximação para a verdadeira função.

O modelo de segundo grau com duas variáveis independentes é dado por  $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_{11} X_1^2 + \beta_2 X_2 + \beta_{22} X_2^2 + \beta_{12} X_1 X_2 + \varepsilon$ . O modelo contém diferentes componentes lineares e componentes de curvatura para cada uma das duas variáveis independentes, além dos efeitos de interação entre  $X_1$  e  $X_2$  e o coeficiente de efeito de interação é representado por  $\beta_{12}$ . Neste modelo pode-se determinar os valores de  $X_1$  e  $X_2$  que melhor determinam o valor de Y segundo os interesses do pesquisador, isto é, pode-se otimizar a combinação das variáveis independentes (NETER e WASSERMAN, 1974).

Os modelos de regressão polinomial com duas ou mais variáveis independentes podem ser úteis em experimentos com culturas olerícolas, Marques Silva et al. (2008) determinaram a curva de resposta da produtividade comercial da alface americana em função da variação de água e da dose de nitrogênio, Silva et al. (2011) avaliaram o efeito do espaçamento entrelinhas e entre plantas sobre o crescimento e a produtividade do repolho roxo e May et. al. (2007) quantificaram a produtividade de cultivares de cebola em função da população de plantas e da fertilização com nitrogênio e potássio.

Investigando as relações da largura e comprimento sobre o tamanho ótimo da parcela experimental em batata Storck et al. 2005 utilizaram o método da regressão múltipla baseado no modelo de superfície de resposta onde o coeficiente de variação foi a variável dependente em relação às diferentes larguras e comprimentos das parcelas planejadas. Após realizaram a análise da causa e efeito onde o tamanho ótimo de parcela foi a variável dependente e as estimativas dos parâmetros da função de superfície de resposta foram as variáveis independentes concluindo que o tamanho ótimo de parcela é uma linha de 24 covas de comprimento podendo a colheita ser em linhas independentes e que o efeito linear do comprimento é quem define o tamanho ótimo da parcela.

### 2.3 Geoestatística e Krigagem

A geostatística parte do princípio que a diferença de valor entre duas observações quaisquer é uma função da distância e da direção em que ocorre este afastamento entre os pontos de medida. Sugere ainda que as diferenças na área estudada devam ser consistentes em toda ela, o que é diferente de serem constantes. As técnicas estatísticas podem ser utilizadas para descrever e modelizar padrões espaciais e através da variografia prever valores não amostrados através da krigagem e estimar pela variância de krigagem a incerteza associada a um valor estimado em locais não amostrados (ANDRIOTTI, 2002).

Conforme Carvalho et al. (2004), o semivariograma é a ferramenta básica na estimação por geoestatística. Ele expressa o grau de dependência espacial entre amostras dentro de um campo experimental e permite a estimativa dos parâmetros com os quais os valores não amostrados são estimados através da técnica de interpolação conhecida como krigagem. Assim permite a construção de mapas de isolinhas ou tridimensionais para exame e interpretação da variabilidade espacial.

Vieira et al. (1983) afirmam que a dependência espacial entre as observações pode ser expressa através do semivariograma, estimado pela seguinte equação:

$$\gamma^*(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2$$

Em que:  $N(h)$  é o número de pares de valores medidos  $Z(x_i)$ ,  $Z(x_i + h)$ , separado pela distância  $h$ , se a variável for escalar. O gráfico de  $\gamma^*(h)$  versus os valores

correspondentes de  $h$ , chamado semivariograma, é a função do vetor  $h$  e, portanto, depende da magnitude e da direção de  $h$ . Modelos matemáticos devem ser ajustados aos semivariogramas, os quais permitem visualizar a natureza da variação espacial das variáveis estudadas, além de serem necessários para outras aplicações como a krigagem.

Por serem mais usuais, os seguintes modelos podem ser ajustados aos semivariogramas: modelo esférico, modelo exponencial e modelo gaussiano. Nos três modelos citados obtêm-se o efeito pepita ( $C_0$ ), a contribuição ( $C_1$ ), o patamar ( $C$ ) e o alcance ( $a$ ), representados por Camargo (1997) no exemplo de um semivariograma (Figura 1). Segundo Andriotti (2002), o efeito pepita é o valor da função variograma na origem, o patamar é o valor de variância correspondente ao ponto onde o mesmo estabiliza e o alcance é a representação da zona de influência de uma observação e separa o campo estruturado (amostras correlacionadas) do campo aleatório (amostras independentes).

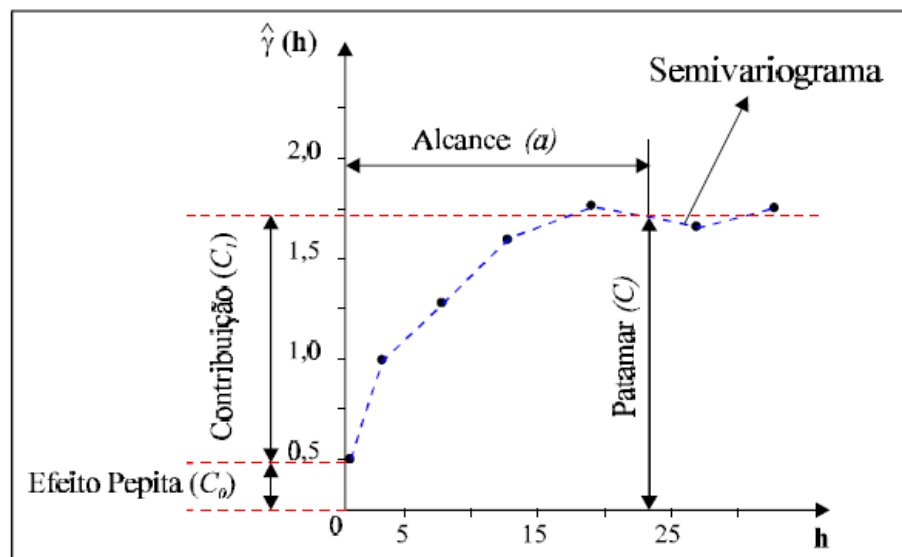


Figura 1. Exemplo de um semivariograma.

A krigagem é o método utilizado quando se deseja obter uma função de correlação entre os valores situados numa determinada vizinhança e direção no espaço amostrado (LANDIM e STURARO, 2002). Segundo Andriotti (2002), ela utiliza a correlação espacial existente entre os pontos da amostragem, modelada pela função variograma, na qual o alcance nos dá uma ideia de área de influência da observação de campo.

As formas mais usuais são a krigagem simples e a krigagem ordinária e entre os métodos não lineares destaca-se a krigagem indicativa. A krigagem simples é utilizada quando a média é assumida como estatisticamente constante para toda a área. A krigagem ordinária, por sua vez, considera a média flutuante ou móvel por toda a área. A krigagem indicativa consiste basicamente na aplicação da krigagem ordinária para a variável transformada, ou seja, variável resultante da aplicação da função não linear  $f(x) = 0$  ou  $1$  (LANDIM e STURARO, 2002).

Agricultores, pesquisadores e técnicos ligados à agricultura têm, por longo tempo, reconhecido que a produção das culturas não é uniforme no campo. Alguns locais apresentam produtividades mais baixas ou mais altas que a média da área, tais diferenças reduzem a eficiência das práticas uniformes de manejo e o potencial produtivo da área. A elaboração de um mapa de colheita define a variabilidade espacial da produção de uma cultura no campo, mas não explica a variabilidade observada. Assim os dados de desempenho da cultura no campo devem ser associados com outras informações, tais como: solo, topografia, clima, pragas e doenças para o entendimento das causas da variação observada (COELHO, 2005).

Em se tratando de ambiente protegido, Santos e Klar (2001), avaliando a distribuição da evaporação no interior de uma estufa plástica com orientação norte – sul e cultivada com pimentão, verificaram que as maiores evaporações ocorreram nas extremidades sul e norte tendente ao lado oeste, já as menores evaporações localizaram-se no centro. Os autores atribuem esse resultado devido à direção predominante do vento, localização da porta de entrada, porte da cultura atuando como barreira natural e a localização do tanque classe “A” no centro da estufa.

Estudando o comportamento dos atributos químicos do solo em ambiente protegido, Batista e Zimback (2010) notaram a existência de variabilidade espacial nestes atributos, assim como também nos de produção de alface. Foram identificadas duas áreas distintas para manejo do nutriente fósforo. Devido a ocorrência de irregularidade na distribuição das áreas, para os atributos de produção de alface, foi difícil detectar diferentes zonas de manejo. Os autores recomendam o manejo localizado em cultivo protegido, uma vez que ao ser utilizado para a condução de experimentos e também em cultivos sucessivos, permite economia no uso de insumos, a diminuição dos custos de produção, o aumento da produtividade e do retorno econômico, além da redução dos impactos ambientais.

Avaliando de forma integrada, por meio da geoestatística, a relação entre a evaporação e dinâmica da água na superfície do solo, na produção da alface Cardoso e Klar (2011) verificaram que as variáveis apresentaram grande dependência espacial. Segundo os autores as extremidades da estufa apresentaram maiores valores de produção, essa variação pode ser explicada pelos maiores valores de evaporação e armazenamento de água no solo que também foram verificados nestas regiões.

Em cultivo protegido de tomate Batista et. al. (2009) obtiveram dependência espacial para os atributos peso de frutos comerciais e número de frutos comerciais com ajuste do modelo de variograma exponencial. Através da krigagem ordinária os autores puderam visualizar a variabilidade espacial para os atributos da produção constatando que as regiões do mapa onde ocorreram o maior peso de frutos comercial coincidiu com as regiões onde ocorreram maior número de frutos comercial de tomate.

Avaliando a variabilidade espacial de variáveis de produção do meloeiro em duas áreas de produção comercial com diferentes solos, híbridos e tratos culturais, Miranda et al. (2005) constataram variabilidade espacial importante dos componentes de produção nas duas áreas, sugerindo sua correlação com fatores espacialmente distribuídos. Através da confecção de figuras com isovalores das variáveis de produção, nas regiões do campo com baixo desempenho, são identificados fatores limitantes a fim de proceder mudanças localizadas no manejo da cultura em aspectos como irrigação, fertilização, controle fitossanitário e descompactação.



### 3 MATERIAL E MÉTODOS

Foram utilizados dados de produção de experimentos em branco, sem a aplicação de tratamentos, realizados em cultivo protegido com as culturas de abobrinha italiana (*Cucurbita pepo*), pimentão (*Capsicum annuum*) e feijão-de-vagem (*Phaseolus vulgaris*), no Departamento de Fitotecnia da Universidade Federal de Santa Maria, com coordenadas de 29° 43' 23" S e 53° 43' 15" W e altitude de 95m. O clima da região é classificado como Cfa subtropical úmido, sem estação seca e com verões quentes, conforme a classificação de KÖPPEN (MORENO 1961) e o solo classificado como Argissolo Vermelho Distrófico Arênico (EMBRAPA, 1999).

Para abobrinha italiana foram conduzidos dois experimentos em estufa plástica, utilizando-se a cultivar caserta. O primeiro na estação verão-outono e o segundo na estação inverno-primavera de 2001, compostos por oito linhas de 20 plantas, com espaçamento entre plantas de 0,9m e entre linhas de 1m, onde cada planta constituiu uma unidade básica (UB), sendo realizadas 12 colheitas no primeiro experimento e 30 colheitas no segundo.

Para pimentão foram conduzidos dois experimentos em estufa plástica, utilizando-se a cultivar vidi. O primeiro na estação verão-outono e o segundo na estação primavera-verão de 2001, compostos por dez linhas de 70 plantas, com espaçamento entre plantas de 0,3m e entre linhas de 1m, com cada planta constituindo uma UB, sendo realizadas cinco colheitas no primeiro experimento e quatro no segundo.

Para feijão-de-vagem foi utilizada a cultivar macarrão com a qual foram conduzidos dois experimentos em duas épocas. O primeiro no outono-inverno de 2009 e o segundo na primavera-verão de 2009/2010. O primeiro experimento foi realizado em três ambientes (estufa, túnel alto e não protegido) e o segundo em dois ambientes (túnel alto e não protegido). O experimento na estufa foi composto por seis linhas de 72 plantas, enquanto que os no túnel e no cultivo não protegido foram seis linhas de 84 plantas, com espaçamento entre plantas de 0,2m e entre linhas de 1m. Nos experimentos as UBs foram constituídas de duas plantas, totalizando 36 UB na estufa plástica e 42UB no túnel e cultivo não protegido. Foram realizadas quatro colheitas no primeiro experimento e três no segundo.

Em todos os experimentos as UBs foram identificadas com o número da linha de cultivo e numeradas conforme a posição dentro da linha. Com os valores da produção individual (fitomassa fresca de frutos) foram simulados diferentes tamanhos de parcela somando as UBs adjacentes na linha de cultivo (Tabela 1) e duas formas de agrupamentos de colheita. A primeira forma de agrupamento foi com a soma de colheitas consecutivas da seguinte maneira ( $1^a$ ), ( $1^a+2^a$ ), ( $1^a+2^a+3^a$ ), ... até o total de colheitas da cultura. A segunda forma de agrupamento está descrita na tabela 2. Para cada tamanho de parcela simulado e suas respectivas colheitas foi estimado o coeficiente de variação (%) na linha de cultivo.

Tabela 1. Tamanhos de parcela simulados em número de unidades básicas (UB), para as diferentes culturas avaliadas. Santa Maria, RS, 2014.

Culturas	Tamanhos de parcela simulados em número de unidades básicas (UB)
Abobrinha Italiana	1,2,4,5,10
Pimentão	1,2,5,7,10,14,35
Feijão-Vagem (estufa)	1,2,3,4,6,9,12,18
Feijão-Vagem (túnel)	1,2,3,6,7,14,21

Tabela 2. Agrupamentos de colheitas simulados para as diferentes culturas avaliadas. Santa Maria, RS, 2014.

Cultura	Abobrinha Italiana		Pimentão		Feijão-vagem	
Experimento	1 <sup>o</sup>	2 <sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	2 <sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	2 <sup>o</sup>
Agrupamentos	Individuais	Ind.	Ind.	Ind.	Ind.	Ind.
	2 a 2	2 a 2	1 <sup>a</sup> e 2 <sup>a</sup>	1 <sup>a</sup> e 2 <sup>a</sup>	1 <sup>a</sup> e 2 <sup>a</sup>	1 <sup>a</sup> e 2 <sup>a</sup>
	3 a 3	3 a 3	3 <sup>a</sup> , 4 <sup>a</sup> e 5 <sup>a</sup>	3 <sup>a</sup> e 4 <sup>a</sup>	3 <sup>a</sup> e 4 <sup>a</sup>	2 <sup>a</sup> e 3 <sup>a</sup>
	4 a 4	5 a 5	1 <sup>a</sup> , 2 <sup>a</sup> e 3 <sup>a</sup>	Total	Total	Total
	6 a 6	6 a 6	4 <sup>a</sup> e 5 <sup>a</sup>			
	Total	10 a 10	2 <sup>a</sup> , 3 <sup>a</sup> e 4 <sup>a</sup>			
		15 a 15	Total			
		Total				

Com a intenção de dimensionar o número de plantas e colheitas necessárias para que ocorra redução na variabilidade dos experimentos, foi utilizada a regressão polinomial no modelo de segunda ordem descrito por Neter e Wasserrman (1974) como:  $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_{11} X_1^2 + \beta_2 X_2 + \beta_{22} X_2^2 + \beta_{12} X_1 X_2 + \varepsilon$  em que Y, como variável

dependente, é o coeficiente de variação entre as parcelas dentro da linha de cultivo e  $X_1$  e  $X_2$ , como variáveis independentes, são respectivamente os tamanhos de parcela simulados (Tabela 1) e as colheitas realizadas.

O modelo foi reescrito em notação matricial  $\hat{Y} = \hat{\beta}_0 + X' \hat{a} + X' \hat{A} X$  em que:

$X = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \end{bmatrix}$  indica os valores do par que se deseja estimar a resposta,  $\hat{a} = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \end{bmatrix}$  é

formada pelos coeficientes lineares da equação e a matriz  $\hat{A} = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_{11} & \hat{\beta}_{12}/2 \\ \hat{\beta}_{12}/2 & \hat{\beta}_{22} \end{bmatrix}$  é composta pelos coeficientes quadráticos e a interação do modelo.

Para a superfície de resposta, estimada acima, foi avaliada a função de resposta do ponto crítico por  $X^* = \frac{-1}{2} \hat{A}^{-1} \hat{a}$ , a natureza do ponto se de máxima ou mínima foi observada pelo sinal dos autovalores associados a matriz  $\hat{A}$ , ou seja, encontra-se os valores de  $\lambda = (\lambda_1; \lambda_2)$  tal que o determinante de  $(\hat{A} - \lambda I)$  é igual a zero ( $I =$  matriz identidade).

A fim de realizar a análise geoestatística, os dados de produção em diferentes simulações de tamanhos de parcela (formadas pela soma das UBs adjacentes na linha de cultivo) e número de colheitas (agrupadas consecutivamente) foram georeferenciados em coordenadas UTM em função da distância (metros) formada pelos diferentes tamanhos de parcela, gerando um grid de pontos os quais foram associados a seus valores de produção de fitomassa de frutos. O maior tamanho de parcela para cada cultivo foi aquele em que se obteve no mínimo 30 pontos para a análise, como recomenda Landim (2006). Os dados de produção foram transformados em indicadores utilizando como nível de corte a média do experimento, sendo utilizado o valor um (1) quando a produção da parcela foi acima da média e zero (0) quando menor ou igual. Foi elaborado um semivariograma descrito por Vieira (1983) pela seguinte equação:

$$\gamma^*(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2$$

onde  $N(h)$  é o número de pares de valores medidos  $Z(x_i)$ ,  $Z(x_i + h)$ , separado pela distância  $h$ , se a variável for escalar. O gráfico de  $\gamma^*(h)$  versus os valores correspondentes de  $h$  é o semivariograma. Foram ajustados os modelos teóricos esférico, exponencial e gaussiano ao semivariograma. No ajuste dos modelos teóricos aos semivariogramas experimentais, determinou-se os coeficientes efeito pepita ( $C_0$ ), contribuição ( $C_1$ ), patamar ( $C_0 + C_1$ ) e alcance ( $a$ ).

Para análise do índice de dependência espacial (IDE), foi utilizada a relação  $IDE = [(C1/C1+Co)] \times 100$  e os intervalos propostos por Zimback (2001) que considera: dependência espacial fraca ( $IDE < 25\%$ ), moderada ( $25\% \leq IDE < 75\%$ ) e forte ( $IDE \geq 75\%$ ). Havendo dependência espacial através da krigagem indicativa serão elaborados mapas com classes de probabilidade das parcelas produzirem acima da média.

As equações de regressão foram estimadas com auxílio do pacote estatístico SOC (NTIA/EMBRAPA, 1989), e os gráficos de superfície de resposta foram gerados através do programa computacional Table Curve 3D (JANDEL SCIENTIFIC, 1993). Os procedimentos geoestatísticos foram efetuados através do programa computacional ArcGis 10.1 (ESRI, 2012).

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1 Abobrinha italiana

Através da equação polinomial de segundo grau foi possível identificar o ponto crítico que minimiza o coeficiente de variação da fitomassa fresca de frutos de abobrinha italiana para a combinação das variáveis independentes tamanho de parcela e agrupamento de colheitas. De forma geral o tamanho de parcela variou de aproximadamente seis a oito unidades básicas em ambas estações de cultivo e o agrupamento de colheitas foi de sete e 17 na estação sazonal verão-outono e inverno-primavera, respectivamente. (Tabela 3).

Tabela 3. Equações polinomiais de segundo grau ajustadas e respectivos coeficientes de determinação ( $R^2$ ) em duas estações sazonais de cultivo de abobrinha italiana (*Cucurbita pepo*) (E), em duas formas de agrupamento (A), com ponto crítico de mínima para tamanho de parcela ( $X_1$ ) e agrupamento de colheitas ( $X_2$ ). Santa Maria, RS, 2014.

E <sup>1</sup>	A <sup>2</sup>	Equação ajustada	X <sub>1</sub>	X <sub>2</sub>	R <sup>2</sup>
1	1	CV% = 194,228 - 21,615 X <sub>1</sub> + 1,135 X <sub>1</sub> <sup>2</sup> - 28,086 X <sub>2</sub> + 1,498 X <sub>2</sub> <sup>2</sup> + 0,636 X <sub>1</sub> X <sub>2</sub>	7,32	7,81	0,70
1	2	CV% = 205,968 - 30,910 X <sub>1</sub> + 1,777 X <sub>1</sub> <sup>2</sup> - 30,897 X <sub>2</sub> + 1,610 X <sub>2</sub> <sup>2</sup> + 1,046 X <sub>1</sub> X <sub>2</sub>	6,49	7,48	0,90
2	1	CV% = 135,577 - 13,959 X <sub>1</sub> + 0,618 X <sub>1</sub> <sup>2</sup> - 10,098 X <sub>2</sub> + 0,231 X <sub>2</sub> <sup>2</sup> + 0,246 X <sub>1</sub> X <sub>2</sub>	7,76	17,65	0,58
2	2	CV% = 123,876 - 19,345 X <sub>1</sub> + 1,094 X <sub>1</sub> <sup>2</sup> - 10,035 X <sub>2</sub> + 0,230 X <sub>2</sub> <sup>2</sup> + 0,379 X <sub>1</sub> X <sub>2</sub>	5,90	16,93	0,84

<sup>1</sup>: E1 = verão-outono; E2 = inverno-primavera; <sup>2</sup>: A1 = (1<sup>a</sup>), (1<sup>a</sup>+2<sup>a</sup>), (1<sup>a</sup>+2<sup>a</sup>+3<sup>a</sup>), ...; A2 = tabela 2.

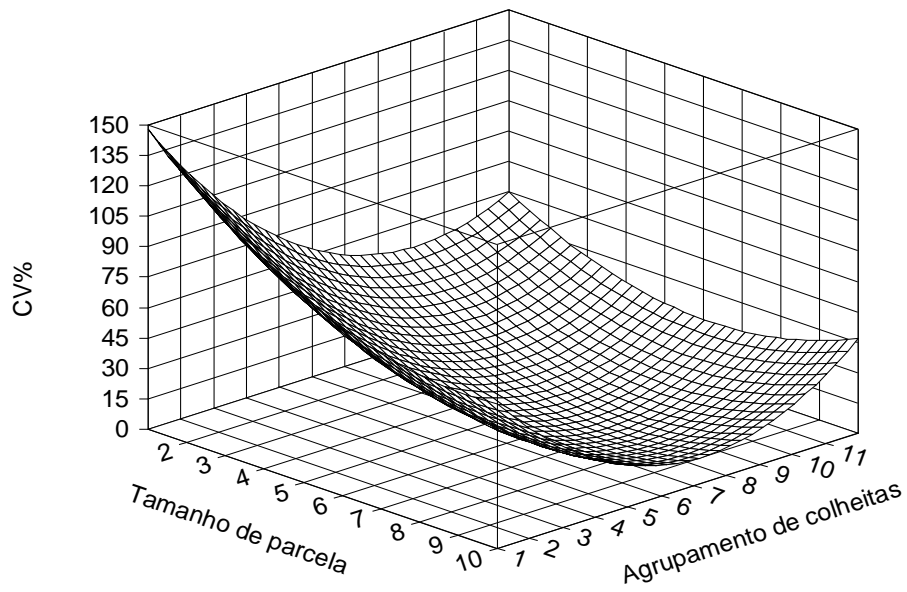
Os modelos obtidos com a primeira forma de agrupamento sempre proporcionaram coeficiente de determinação ( $R^2$ ) menores, quando comparados com a segunda forma de agrupamento, independente da estação de cultivo (Tabela 3). Segundo Hair et. al. (2009), o  $R^2$  é a medida da proporção da variância da variável dependente em torno de sua média que é explicada pelas variáveis independentes e, se o modelo de regressão é propriamente aplicado e estimado, o pesquisador pode assumir que quanto maior o valor do  $R^2$ , maior o poder de explicação da equação de regressão e maior o poder de previsão da variável dependente. Neste caso, os modelos estimados com a segunda forma de agrupamento possuem maior poder de explicação em relação à primeira.

O maior valor do  $R^2$  na segunda forma de agrupamento está relacionado ao número de observações pois, como exemplo, ao agrupar as colheitas duas a duas no primeiro cultivo tem-se um total de 48 valores de CV e na primeira forma de agrupar tem-se oito valores de CV. A utilização de um maior número de valores de CV das linhas resultou em menor variabilidade no modelo estimado e, portanto, maior  $R^2$ .

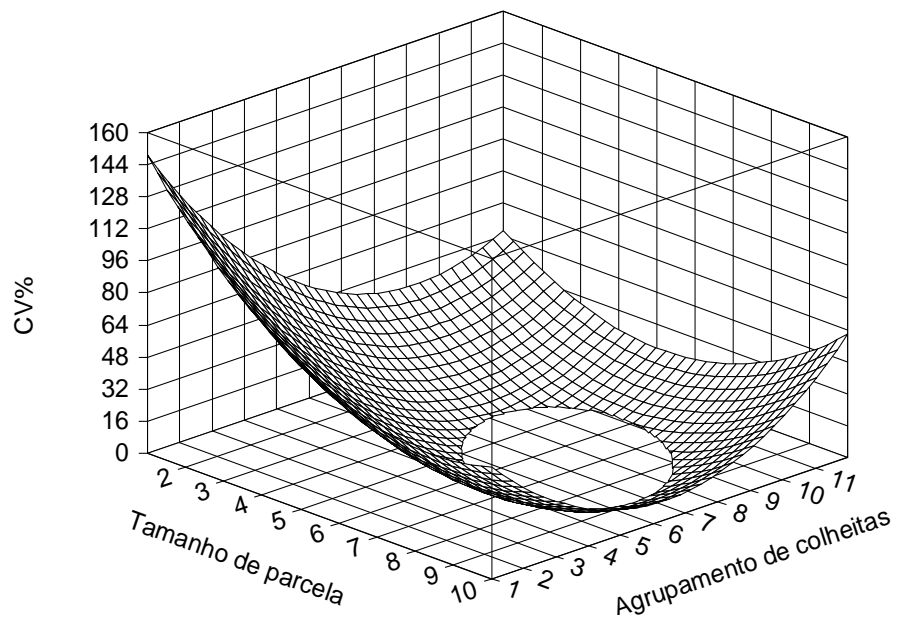
Como esperado, nos menores tamanhos de parcela e de agrupamentos de colheitas foram encontrados os maiores valores de coeficiente de variação. Há uma redução do CV com o aumento do tamanho de parcela e com o aumento do número de colheitas o CV reduz nos agrupamentos intermediários (Figuras 2 e 3).

Verificou-se que o ponto que minimiza o CV está localizado em tamanhos de parcela e colheitas intermediárias. Na estação sazonal verão-outono (Figura 2), com agrupamento de sete colheitas caracteriza-se como praticamente metade do ciclo produtivo (12 colheitas) e na estação sazonal inverno-primavera (Figura 3), com agrupamento de 17 colheitas, também é praticamente metade do ciclo (30 colheitas). Esse resultado indica que com o passar das colheitas a produção das plantas tende a se homogeneizar e que no início e no final do período produtivo são os momentos que a massa fresca de frutos possui maior variabilidade dentro das linhas de cultivo.

Cargnelutti Filho et al. (2004) encontraram maiores valores de CV no início e final das colheitas de tomate, atribuídos ao fato de que, nestes estágios de desenvolvimento, o início e o término na emissão de frutos não serem uniformes entre as plantas e, por consequência, alternarem as produções. Lucio et al. (2010), também com tomate, constataram que a maior produção de frutos concentra-se principalmente na metade do ciclo produtivo e que no final do ciclo a variabilidade aumenta em função de aspectos fisiológicos das plantas, pois estas passam para um estado de senescência.

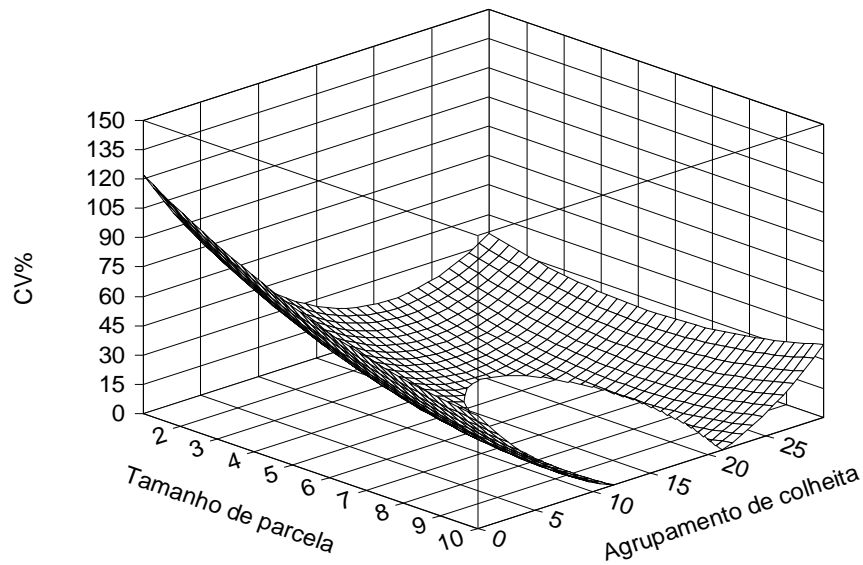


(a)

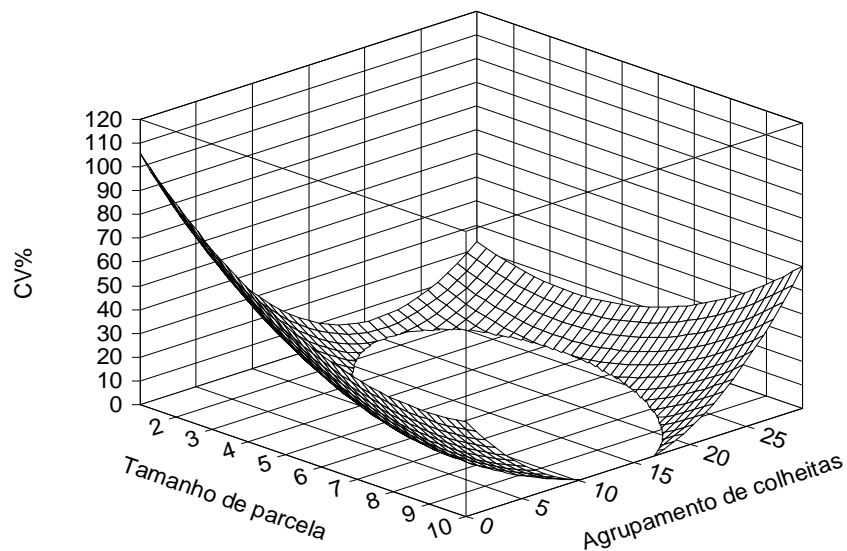


(b)

Figura 2. Superfície de resposta do coeficiente de variação (%) da fitomassa fresca de frutos em função dos tamanhos de parcela e agrupamentos de colheita, no cultivo de abobrinha Italiana (*Cucurbita pepo*), na estação sazonal verão-outono, para a primeira (a) e segunda (b) formas de agrupar colheitas. Santa Maria, RS, 2014.



(a)



(b)

Figura 3. Superfície de resposta do coeficiente de variação (%) da fitomassa fresca de frutos em função dos tamanhos de parcela e agrupamentos de colheita, no cultivo de abobrinha Italiana (*Cucurbita pepo*), na estação sazonal inverno-primavera, para a primeira (a) e segunda (b) formas de agrupar colheitas. Santa Maria, RS, 2014.

Feijó et al. (2005) avaliando diferentes intervalos de colheita verificam que a utilização da metade inicial do período produtivo da abobrinha italiana em estufa plástica e seis plantas por parcela são suficientes para estimar o erro experimental.



Esse resultado concorda com o observado sugerindo que as colheitas intermediárias sejam as mais homogêneas e que sua utilização com tamanho de parcela adequado aumentam a precisão experimental.

Em todos os casos foi possível identificar o ponto de mínimo CV, porém tem-se uma região onde o CV é próximo ou menor que zero e que permite flexibilizar a combinação das variáveis independentes a fim de que a variabilidade existente entre a produção de frutos nas linhas de cultivo seja minimizada (Figura 2 e 3).

Observa-se que ocorreu uma rápida redução do coeficiente de variação em função do acúmulo de poucas colheitas ou do aumento pequeno no tamanho de parcela utilizado (Figura 2). Isso se deve ao fato que muitas vezes as plantas não possuem frutos ou estes não estão aptos a serem colhidos resultando em valores nulos de produção aumentando a variabilidade dentro das linhas de cultivo. Lucio et al. (2010) também perceberam que houve redução na magnitude deste indicador de precisão devido principalmente ao preenchimento das lacunas formadas pelas plantas não colhidas resultando em aumento da média.

Houve diferença entre o número de colheitas totais nas duas estações de cultivo (na primeira época com doze colheitas e na segunda com 30 colheitas). Essa diferença influenciou principalmente na definição do melhor agrupamento de colheitas a se utilizar indicando que em épocas favoráveis ao cultivo, onde existe um grande crescimento e emissão de frutos, existe a necessidade de conduzir um maior número de colheitas para que ocorra maior redução na variabilidade entre as parcelas das linhas de cultivo. De acordo com Filgueira (2003) a cultura da abobrinha italiana produz e desenvolve-se melhor quando as temperaturas são amenas, o frio é desfavorável enquanto temperaturas elevadas prejudicam a polinização e comprometem a produtividade. Autores como Lucio et al. (2008) e Carpes et al.(2010) verificaram diferenças na produtividade de abobrinha italiana entre experimentos em diferentes épocas de cultivo atribuindo como principal fator a variabilidade existente no brilho solar e na temperatura média do ar durante o período de realização dos experimentos. Strassburger et al. (2011), avaliando a dinâmica do crescimento de abobrinha italiana, constatou que a disponibilidade de radiação solar do período de cultivo afeta fortemente a produção e a distribuição de matéria seca, bem como todos os índices de crescimento da cultura da abobrinha

italiana e que as taxas de crescimento da cultura e dos frutos são mais elevadas quando a radiação solar disponível é maior.

Para a segunda estação sazonal de cultivo (inverno/primavera), de modo geral, os valores de CV na superfície de resposta foram menores que na primeira estação sazonal (verão/outono). Como na primeira estação sazonal de cultivo houve um menor número de colheitas foram também poucas aquelas ditas como intermediárias, as quais possivelmente sejam as mais uniformes em produção. A redução do CV também sempre foi maior na segunda forma de agrupar colheitas, isso possivelmente atribuído à forma como foram formados os grupos, possibilitando que em um menor tamanho de parcela e número de colheitas estivessem incluídas as colheitas intermediárias.

Usualmente, ao considerar as linhas de cultivo como blocos, a definição de tamanho de parcela dá-se através do múltiplo do número de unidades básicas disponíveis dentro das linhas. Considerando o ponto de mínimo CV encontrado nas duas estações de cultivo, as dimensões mais próximas possíveis de utilização, nesta situação, são cinco ou dez unidades básicas. Porém ao escolher o maior tamanho de parcela menor será o número destas disponível para aplicação dos tratamentos. Neste cenário, a utilização de parcelas de cinco unidade básicas e a realização de sete e 17 colheitas para a estação verão-outono e inverno-primavera, respectivamente, seriam as combinações mais eficientes na redução da variabilidade nas estimativas de produção com maior aproveitamento do ambiente protegido, tempo e recursos. Caso o interesse do pesquisador sejam as colheitas totais, percebe-se que a redução do CV é mais acentuada entre parcelas de quatro e oito unidades básicas onde existe certa estabilização da variabilidade, neste caso o uso de parcelas formadas por 5 UB continua sendo uma boa estratégia. Porém, o pesquisador encontrara maior variabilidade na produção em relação a utilização de um menor número de colheitas.

## **4.2 Pimentão**

Foi possível a determinação do ponto que minimiza o coeficiente de variação para as variáveis tamanho de parcela e agrupamento de colheita para a fitomassa fresca de frutos de pimentão indicando, de forma geral, que com o uso de 23

unidades básicas por parcela e 3 colheitas agrupadas, independente da estação sazonal de cultivo e da forma de agrupamento das colheitas, obtém-se maior precisão nas estimativas de produção nas linhas de cultivo. (Tabela 4).

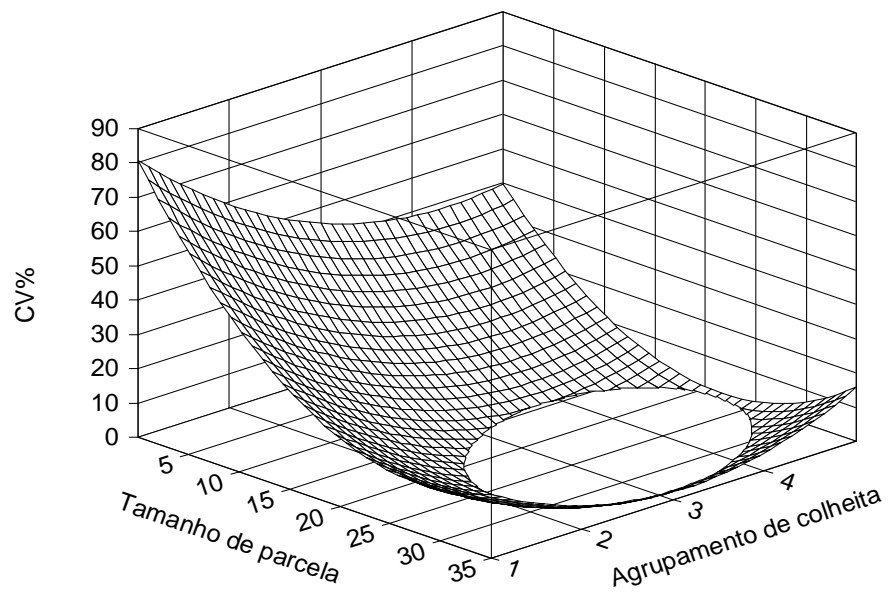
Tabela 4. Equações polinomiais de segundo grau ajustadas e respectivos coeficientes de determinação ( $R^2$ ) para duas estações sazonais de cultivo de pimentão (*Capsicum annuum*) (E), em duas formas de agrupamento (A), com ponto crítico de mínima para tamanho de parcela ( $X_1$ ) e agrupamento de colheitas ( $X_2$ ). Santa Maria, RS, 2014.

E <sup>1</sup>	A <sup>2</sup>	Equação ajustada	X <sub>1</sub>	X <sub>2</sub>	R <sup>2</sup>
1	1	CV% = 109,602 - 4,997 X <sub>1</sub> + 0,084 X <sub>1</sub> <sup>2</sup> - 32,593 X <sub>2</sub> + 3,726 X <sub>2</sub> <sup>2</sup> + 0,271 X <sub>1</sub> X <sub>2</sub>	23,98	3,49	0,88
1	2	CV% = 109,653 - 5,963 X <sub>1</sub> + 0,109 X <sub>1</sub> <sup>2</sup> - 27,517 X <sub>2</sub> + 2,751 X <sub>2</sub> <sup>2</sup> + 0,299 X <sub>1</sub> X <sub>2</sub>	22,02	3,79	0,88
2	1	CV% = 111,556 - 5,187 X <sub>1</sub> + 0,095 X <sub>1</sub> <sup>2</sup> - 37,991 X <sub>2</sub> + 5,208 X <sub>2</sub> <sup>2</sup> + 0,242 X <sub>1</sub> X <sub>2</sub>	23,14	3,10	0,88
2	2	CV% = 133,515 - 7,092 X <sub>1</sub> + 0,132 X <sub>1</sub> <sup>2</sup> - 43,784 X <sub>2</sub> + 5,585 X <sub>2</sub> <sup>2</sup> + 0,388 X <sub>1</sub> X <sub>2</sub>	22,12	3,14	0,88

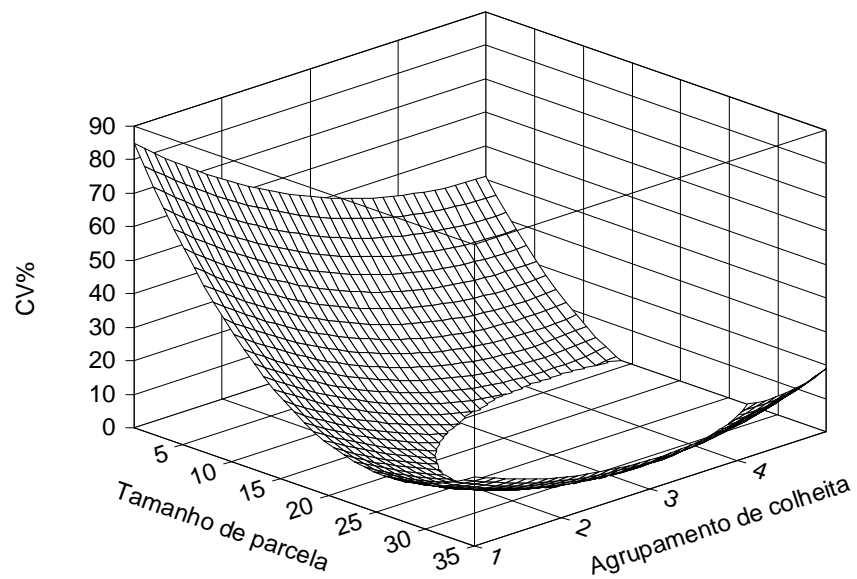
<sup>1</sup>: E1 = verão-outono; E2 = primavera-verão; <sup>2</sup>: A1 = (1<sup>a</sup>), (1<sup>a</sup>+2<sup>a</sup>), (1<sup>a</sup>+2<sup>a</sup>+3<sup>a</sup>), ...; A2 = tabela 2.

O valor de  $R^2$  estimado foi o mesmo nas diferentes situações, indicando que todos os modelos possuem o mesmo poder de explicação, diferente do encontrado com a abobrinha italiana, isso possivelmente devido ao menor número de colheitas realizadas na cultura do pimentão em relação à abobrinha italiana.

Houve semelhança entre os resultados para as duas estações sazonais e as duas formas como foram formados os grupos de colheitas, indicando que além de um ponto de mínimo existe uma região mais ampla, onde foram estimados também valores de CV abaixo de zero. Esse resultado permite flexibilizar a combinação resultante em baixo coeficiente de variação dentro das linhas de cultivo. As melhores combinações compreendem entre quinze e trinta e três unidades básicas por parcela e entre 2 e 5 colheitas agrupadas (Figuras 4 e 5).

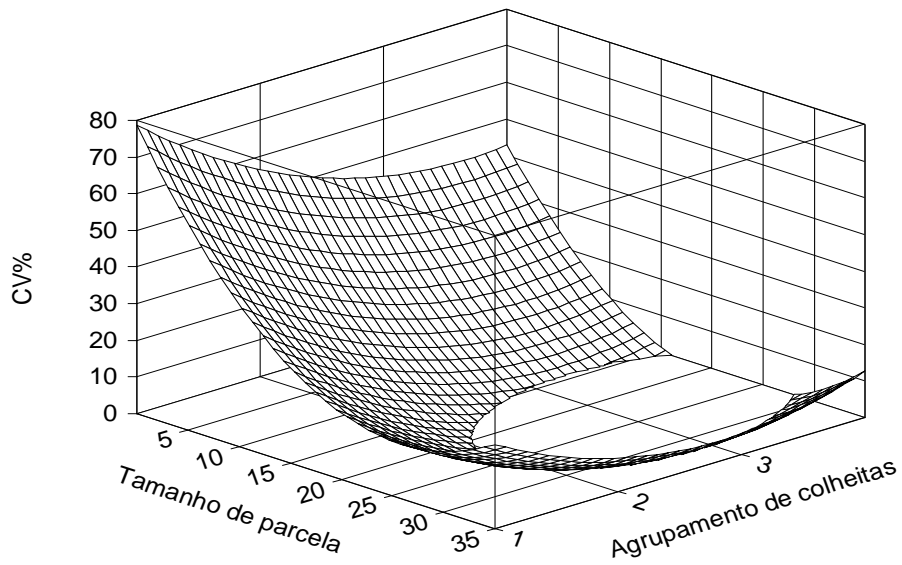


(a)

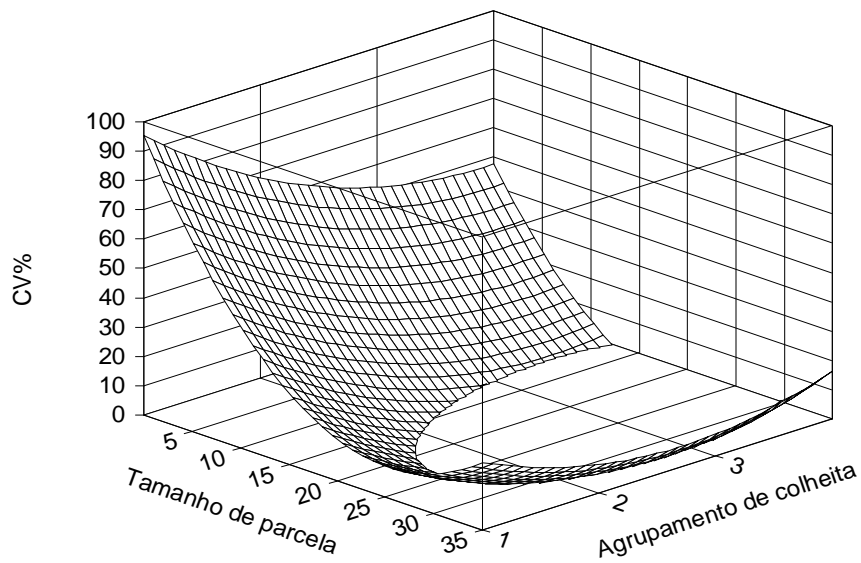


(b)

Figura 4. Superfície de resposta do coeficiente de variação (%) da fitomassa fresca de frutos em função dos tamanhos de parcela e agrupamentos de colheita, no cultivo de pimentão (*Capsicum annuum*), na estação sazonal verão-outono, para a primeira (a) e segunda (b) formas de agrupar colheitas. Santa Maria, RS, 2014.



(a)



(b)

Figura 5. Superfície de resposta do coeficiente de variação (%) da fitomassa fresca de frutos em função dos tamanhos de parcela e agrupamentos de colheita, no cultivo de pimentão (*Capsicum annuum*), na estação sazonal primavera-verão, para a primeira (a) e segunda (b) formas de agrupar colheitas. Santa Maria, RS, 2014.

A redução do coeficiente de variação dentro das linhas de cultivo foi mais acentuada no sentido do tamanho de parcela do que no agrupamento de colheitas. Para obter melhor precisão nas estimativas de produção, a combinação de parcelas com tamanhos maiores com a utilização de agrupamentos que contemplem duas a três colheitas foi a situação onde obteve-se menor variabilidade (Figuras 4 e 5). Como a escolha do tamanho de parcela dá-se pelos múltiplos do número de plantas nas linhas de cultivo o ideal neste caso, foi o uso de parcelas formadas por 14 plantas e agrupamentos de três colheitas, resultando em cinco parcelas disponíveis para os tratamentos em cada linha de cultivo de 70 plantas. Deve-se ter cuidado ao aumentar o tamanho de parcela experimental pois dentro do cultivo protegido, onde a área experimental é limitada, acaba reduzindo o número de tratamentos disponíveis a serem aplicados. Lorentz (2005) também constatou que parcelas de 14 plantas na linha de cultivo amenizam a heterogeneidade entre as linhas, aumentando a precisão das inferências, independente da estação sazonal de cultivo.

Ao escolher parcelas menores não é necessário realizar um grande número de colheitas visto que, com o agrupamento de três a quatro colheitas, existe certa estabilização do CV. Porém este é maior quanto menor o tamanho de parcela utilizado prejudicando a precisão dos experimentos (Figuras 4 e 5). Lucio et al. (2010), na cultura do tomateiro, constataram que o coeficiente de variação decresceu quando se acumulou a primeira colheita com a segunda, porém em taxas menores com o acúmulo das colheitas subsequentes atribuindo essa verificação ao aumento da média propiciada pelas plantas que antes não haviam sido colhidas, indicando que os experimentos devem conter pelo menos três colheitas durante o período produtivo.

Os maiores valores de CVs concentraram-se principalmente em agrupamentos e tamanhos de parcelas menores indicando que, nessa combinação, os valores de produção são mais heterogêneos. Este resultado é devido, principalmente, à desuniformidade na emissão de frutos de pimentão resultando em valores nulos de produção. Couto et al. (2009) sugerem que o planejamento de experimentos com parcelas compostas de mais de uma planta e agrupamentos de colheitas como uma forma prática de evitar ou minimizar a presença de valores zero no banco de dados, reduzindo assim a superdispersão e seus efeitos nas análises estatísticas.

### 4.3 Feijão-de-Vagem

Pelas equações polinomiais ajustadas, para diferentes tamanhos de parcelas e agrupamentos de colheitas, foi possível determinar o ponto crítico de mínimo coeficiente de variação. Na estação sazonal outono-inverno o tamanho de parcela (em unidades básicas formadas por duas plantas vizinhas na linha) com mínimo CV para os cultivos realizados em estufa e campo foi de 12 e para túnel 14. Para a estação sazonal primavera-verão o tamanho de parcela com mínimo CV foi de 15 unidades básicas para os cultivos a túnel e a campo. Em ambas estações sazonais de cultivo o melhor agrupamento de colheita foi a utilização do total ou seja, as quatro colheitas no primeiro e as três no segundo experimento (Tabela 5).

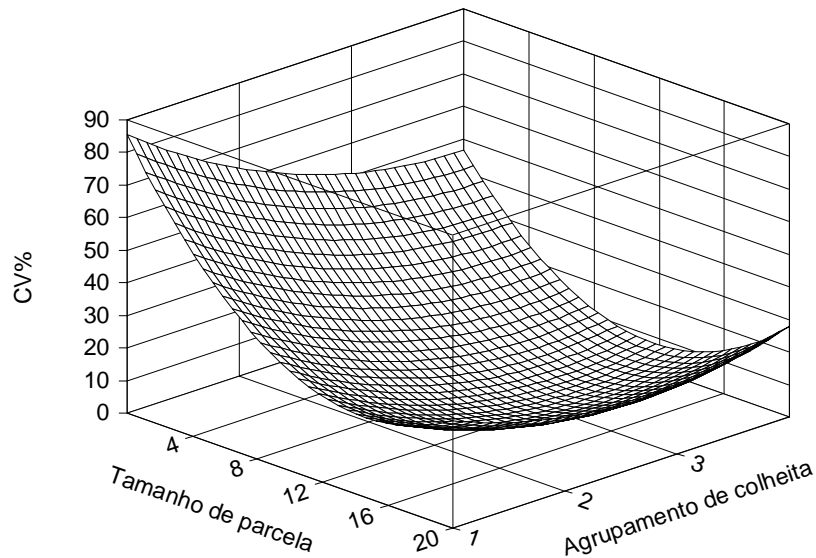
Tabela 5. Equações polinomiais de segundo grau ajustadas e respectivos coeficientes de determinação ( $R^2$ ) para duas estações sazonais de cultivo de feijão-de-vagem (*Phaseolus vulgaris*) (E), em diferentes ambientes e duas formas de agrupamento (A), com ponto crítico de mínima para tamanho de parcela ( $X_1$ ) e agrupamento de colheitas ( $X_2$ ). Santa Maria, RS, 2014.

E <sup>1</sup>	Ambiente	A <sup>2</sup>	Equação ajustada	X <sub>1</sub>	X <sub>2</sub>	R <sup>2</sup>
1	Estufa	1	CV% = 115,785 - 8,906 X <sub>1</sub> + 0,286 X <sub>1</sub> <sup>2</sup> - 34,697 X <sub>2</sub> + 4,346 X <sub>2</sub> <sup>2</sup> + 0,562 X <sub>1</sub> X <sub>2</sub>	12,42	3,18	0,89
	Estufa	2	CV% = 87,666 - 7,381 X <sub>1</sub> + 0,259 X <sub>1</sub> <sup>2</sup> - 19,105 X <sub>2</sub> + 2,132 X <sub>2</sub> <sup>2</sup> + 0,271 X <sub>1</sub> X <sub>2</sub>	12,30	3,69	0,90
	Túnel	1	CV% = 52,753 - 4,134 X <sub>1</sub> + 0,128 X <sub>1</sub> <sup>2</sup> - 11,745 X <sub>2</sub> + 1,471 X <sub>2</sub> <sup>2</sup> + 0,092 X <sub>1</sub> X <sub>2</sub>	14,84	3,52	0,86
	Túnel	2	CV% = 64,638 - 5,001 X <sub>1</sub> + 0,151 X <sub>1</sub> <sup>2</sup> - 14,106 X <sub>2</sub> + 1,448 X <sub>2</sub> <sup>2</sup> + 0,164 X <sub>1</sub> X <sub>2</sub>	14,34	4,05	0,92
	Campo	1	CV% = 71,476 - 4,054 X <sub>1</sub> + 0,131 X <sub>1</sub> <sup>2</sup> - 11,890 X <sub>2</sub> + 1,081 X <sub>2</sub> <sup>2</sup> + 0,249 X <sub>1</sub> X <sub>2</sub>	11,46	4,17	0,85
	Campo	2	CV% = 63,602 - 4,247 X <sub>1</sub> + 0,137 X <sub>1</sub> <sup>2</sup> - 11,029 X <sub>2</sub> + 1,380 X <sub>2</sub> <sup>2</sup> + 0,248 X <sub>1</sub> X <sub>2</sub>	12,83	2,83	0,86
2	Túnel	1	CV% = 74,229 - 4,411 X <sub>1</sub> + 0,122 X <sub>1</sub> <sup>2</sup> - 33,190 X <sub>2</sub> + 6,140 X <sub>2</sub> <sup>2</sup> + 0,255 X <sub>1</sub> X <sub>2</sub>	15,53	2,37	0,91
	Túnel	2	CV% = 84,150 - 4,330 X <sub>1</sub> + 0,126 X <sub>1</sub> <sup>2</sup> - 35,114 X <sub>2</sub> + 5,789 X <sub>2</sub> <sup>2</sup> + 0,166 X <sub>1</sub> X <sub>2</sub>	15,24	2,81	0,91
	Campo	1	CV% = 117,004 - 5,100 X <sub>1</sub> + 0,118 X <sub>1</sub> <sup>2</sup> - 54,075 X <sub>2</sub> + 8,782 X <sub>2</sub> <sup>2</sup> + 0,575 X <sub>1</sub> X <sub>2</sub>	15,29	2,57	0,94
	Campo	2	CV% = 94,641 - 4,319 X <sub>1</sub> + 0,107 X <sub>1</sub> <sup>2</sup> - 39,552 X <sub>2</sub> + 6,324 X <sub>2</sub> <sup>2</sup> + 0,403 X <sub>1</sub> X <sub>2</sub>	15,13	2,64	0,93

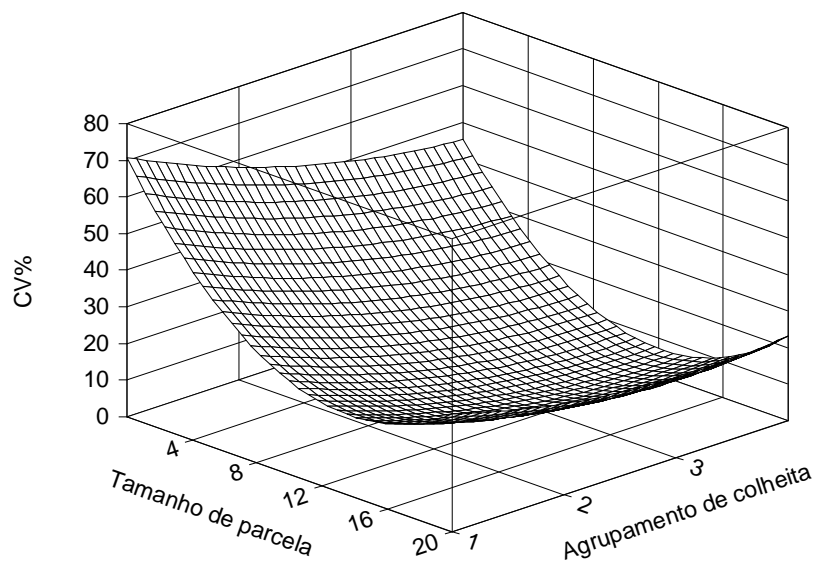
<sup>1</sup>: E1 = outono-inverno; E2 = primavera-verão; <sup>2</sup>: A1 = (1<sup>a</sup>), (1<sup>a</sup>+2<sup>a</sup>), (1<sup>a</sup>+2<sup>a</sup>+3<sup>a</sup>), ...; A2 = tabela 2.

As superfícies de respostas foram muito semelhantes entre as duas formas de agrupamentos de colheitas (Figuras 6 a 10), possivelmente devido ao menor número de colheitas em relação às outras culturas como abobrinha e pimentão. Como foram poucas as colheitas intermediárias, as quais são consideradas

uniformes em produção, possivelmente para o feijão de vagem a influência da variabilidade existente nas colheitas iniciais e finais foi maior.



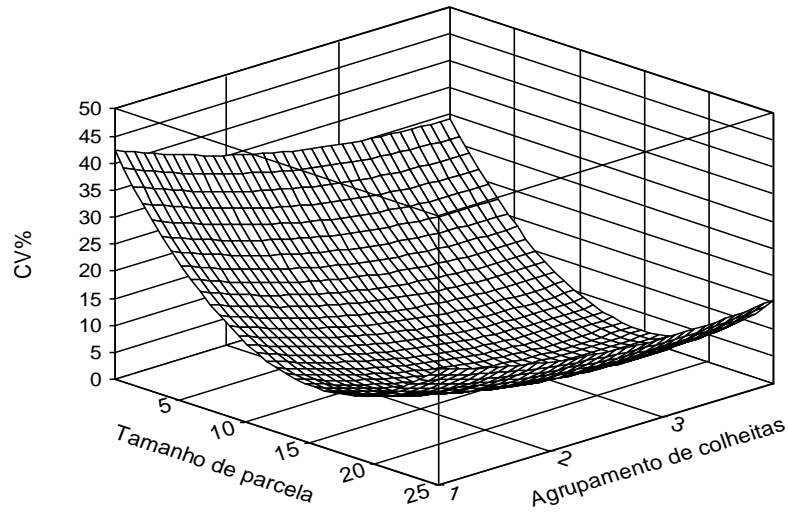
(a)



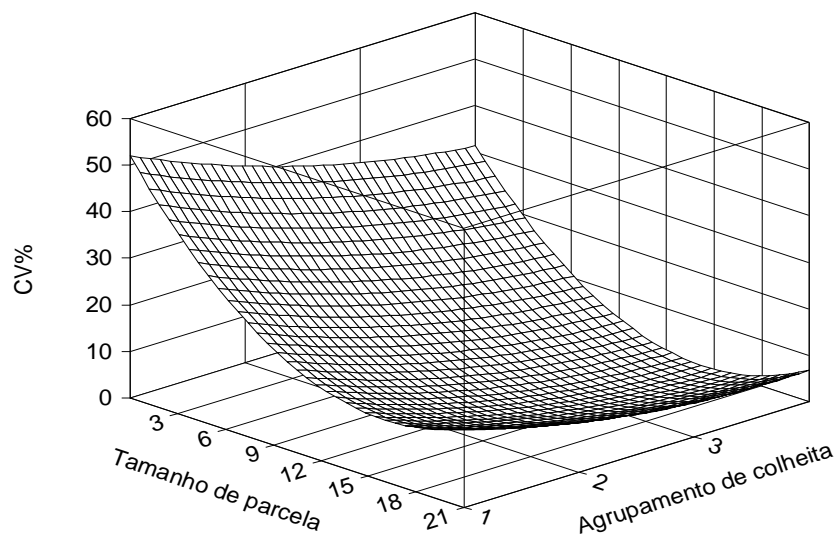
(b)

Figura 6. Superfície de resposta do coeficiente de variação (%) da fitomassa fresca de vagens em função dos tamanhos de parcela e agrupamentos de colheita, no cultivo de feijão-de-vagem (*Phaseolus vulgaris*), em estufa, na estação sazonal outono-inverno, para a primeira (a) e segunda (b) formas de agrupar colheitas. Santa Maria, RS, 2014.



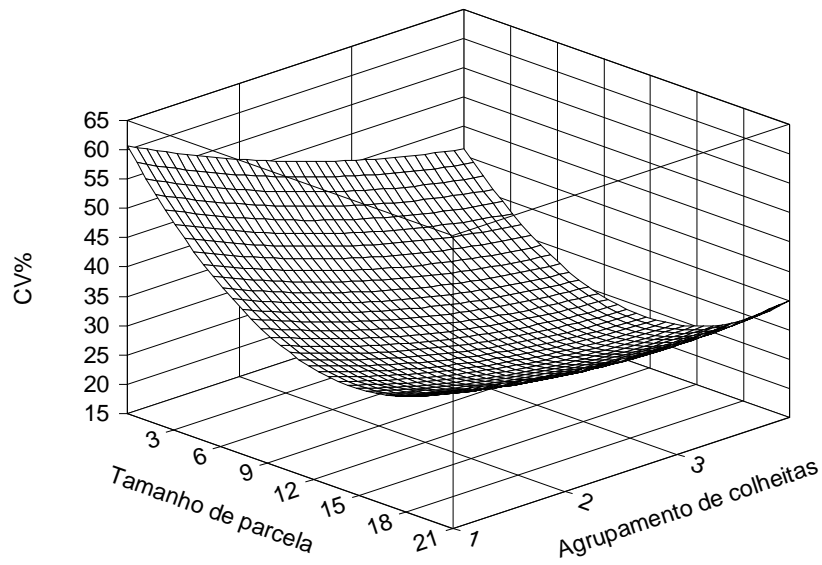


(a)

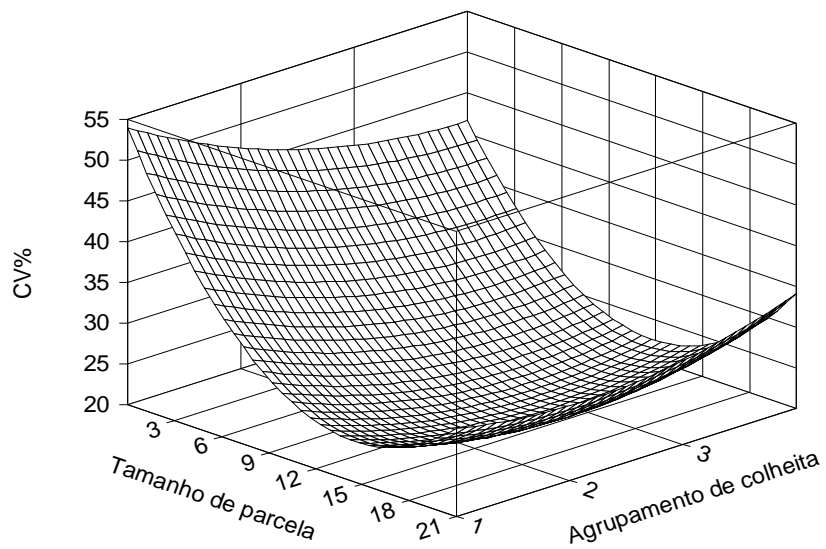


(b)

Figura 7. Superfície de resposta do coeficiente de variação (%) da fitomassa fresca de vagens em função dos tamanhos de parcela e agrupamentos de colheita, no cultivo de feijão-de-vagem (*Phaseolus vulgaris*), em túnel, na estação sazonal outono-inverno, para a primeira (a) e segunda (b) formas de agrupar colheitas. Santa Maria, RS, 2014.

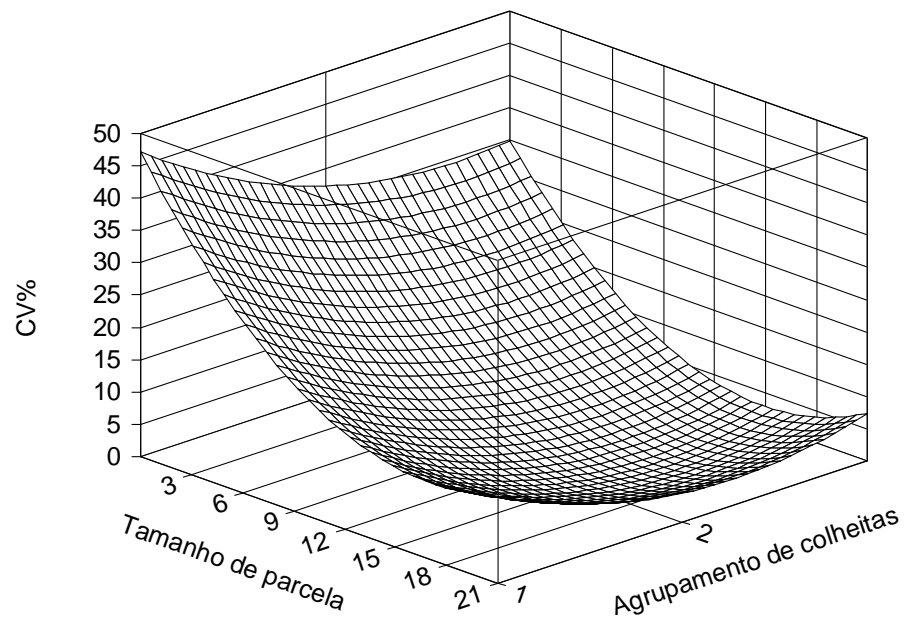


(a)

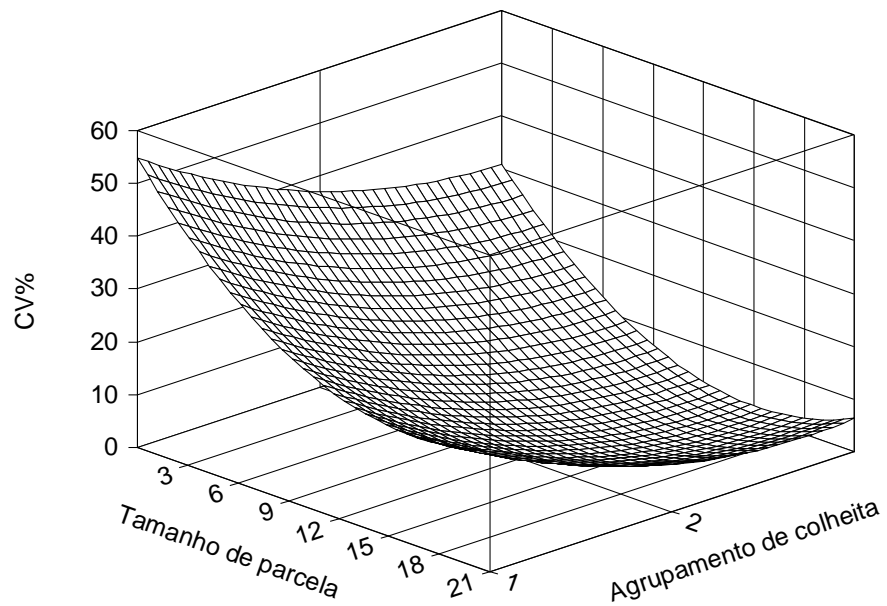


(b)

Figura 8. Superfície de resposta do coeficiente de variação (%) da fitomassa fresca de vagens em função dos tamanhos de parcela e agrupamentos de colheita, no cultivo de feijão-de-vagem (*Phaseolus vulgaris*), a campo, na estação sazonal outono-inverno, para a primeira (a) e segunda (b) formas de agrupar colheitas. Santa Maria, RS, 2014.

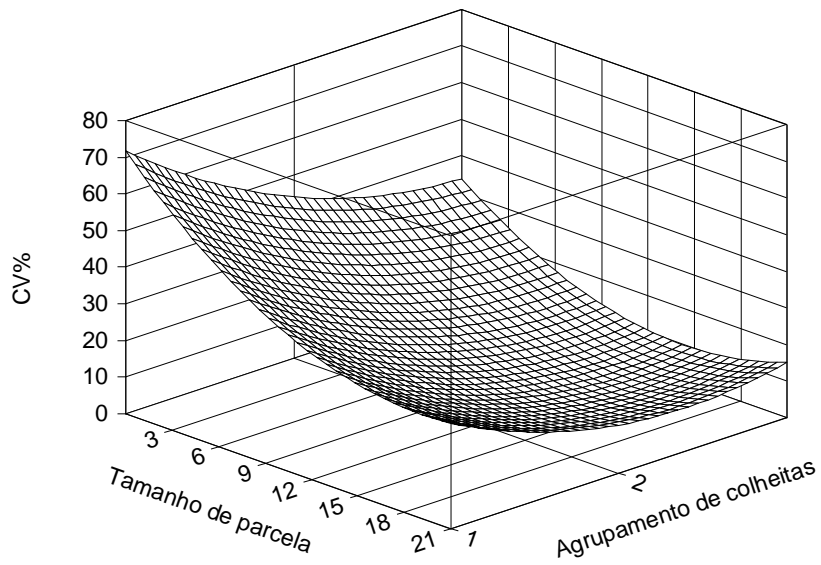


(a)

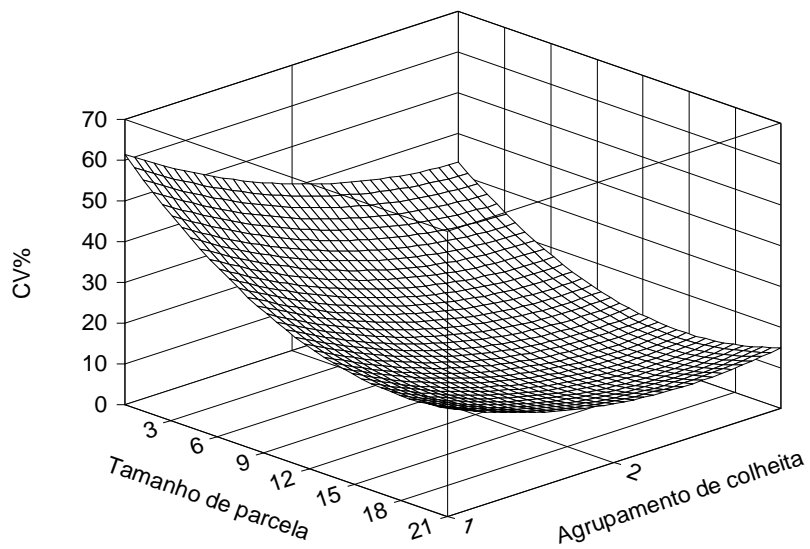


(b)

Figura 9. Superfície de resposta do coeficiente de variação (%) da fitomassa fresca de vagens em função dos tamanhos de parcela e agrupamentos de colheita, no cultivo de feijão-de-vagem (*Phaseolus vulgaris*), em túnel, na estação sazonal primavera-verão, para a primeira (a) e segunda (b) formas de agrupar colheitas. Santa Maria, RS, 2014.



(a)



(b)

Figura 10. Superfície de resposta do coeficiente de variação (%) da fitomassa fresca de vagens em função dos tamanhos de parcela e agrupamentos de colheita, no cultivo de feijão-de-vagem (*Phaseolus vulgaris*), a campo, na estação sazonal primavera-verão, para a primeira (a) e segunda (b) formas de agrupar colheitas. Santa Maria, RS, 2014.

Observou-se que nos diferentes ambientes de cultivo a resposta foi semelhante, indicando que com o aumento do número de colheitas agrupadas menor é o coeficiente de variação obtido entre parcelas nas linhas de cultivo nos diferentes tamanhos de parcela (Figuras 6 a 10). Em experimentos com feijão-de-vagem Santos et al. (2012) verificaram que as estimativas dos coeficientes de variação para os diferentes tamanhos de parcela foram maiores quando as colheitas foram avaliadas individualmente quando comparadas às estimativas obtidas com as colheitas somadas. Os mesmos autores concluíram que a análise da produção de vagens por colheitas, ao invés de produção total, reduz a precisão dos experimentos com feijão-de-vagem. Também Haesbaert et al. (2011) observaram que o agrupamento da produção de todas as colheitas possibilita a utilização de menores tamanhos de amostra que nas colheitas individuais ou agrupadas duas a duas pois possibilita uma redução dos valores de coeficiente de variação na maioria das linhas de cultivo.

O múltiplo do número de unidades básicas disponíveis dentro da linha de cultivo mais próximo do tamanho de parcela que gerou menor variabilidade, tem valores praticamente iguais ao necessário, sendo 12 na estufa e 14 para túnel e ambiente não protegido, resultando em três parcelas por linha de cultivo nos diferentes ambientes. No entanto, dependendo do nível de precisão requerido, pode-se reduzir o tamanho de parcela aumentando o número destas nas linhas. Neste caso os valores de CVs obtidos serão cada vez maiores, prejudicando a precisão das estimativas de produção.

Diferentemente das culturas da abobrinha italiana e do pimentão, o feijão-de-vagem não apresentou combinações entre tamanho de parcela e agrupamento de colheitas que resulta-se em CV abaixo de zero, isso devido a maior variabilidade desta cultura em relação as citadas, indicando que o ponto de mínimo não é muito flexível principalmente em situações que alterem o tamanho de parcela, onde a direção do CV foi mais acentuada nos três ambientes e há perda de precisão experimental com o aumento da variabilidade. Dentre os três ambientes de cultivo utilizados constatou-se que o realizado a campo resultou em maiores valores de CV, seguido daqueles em estufa e depois em túnel, como sendo o ambiente onde foram encontrados os menores valores (Figuras 6 a 10). Conforme Andriolo (2002), os cultivos realizados a campo estão sujeitos a variações ambientais pelo menor

controle da temperatura, umidade, ventos, possuindo uma menor condição de se obter o melhor conforto vegetal e, por consequência, uma maior variabilidade na produção.

#### **4.4 Semivariogramas**

Os baixos índices de dependência espacial (IDE) encontrados nas diferentes simulações de tamanho de parcela e agrupamento de colheitas para as três culturas avaliadas (Tabelas 6 a 12) indicam que as variações na média da massa fresca de frutos encontradas não possuem estruturação dependente da distância entre os pontos de medição, situação em que não é recomendada a utilização da krigagem indicativa e, portanto, não seriam representativos os mapas de probabilidade elaborados com os semivariogramas encontrados. Considerando a classificação proposta por Zimback (2001), quase que a totalidade dos modelos estimados apresentaram fraca ou moderada dependência espacial. Estes resultados indicam que a média da massa fresca de frutos possui distribuição aleatória dentro do ambiente não sofrendo do aumento da distância entre os pontos obtidos pelas combinações de tamanho de parcela ou do número de colheitas utilizadas. Se essa distribuição não fosse aleatória, a posição da linha dentro da área e da parcela dentro da linha poderia estar influenciando a variância da produção de frutos e ser mais uma fonte de heterogeneidade dentro do experimento. Como a distribuição foi aleatória essa situação não é fonte de heterogeneidade.

Em poucas situações onde foi obtida forte dependência espacial com o modelo ajustado este não representou a variabilidade existente. Nestes casos foi visível no semivariograma a falta de estrutura pois o adequado seria o aumento da semivariância com a distância até atingir o alcance e o que ocorreu foi uma oscilação aleatória da semivariância. Segundo Landim (2006), em uma variável regionalizada o valor de cada ponto está relacionado de algum modo com valores obtidos a partir de pontos situados a certa distância, sendo razoável pensar que a influência é tanto maior quanto menor for a distância entre os pontos.

Tabela 6. Análise geoestatística para o cultivo de abobrinha italiana (*Cucurbita pepo*) na estação sazonal verão-outono. Santa Maria, RS, 2014.

1UB/Parcela							2UB/Parcela						
N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE	N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE
1C	ESF	0,071	0,016	5,69	0,2964	18,42	1C	ESF	0,113	0,045	5,14	0,3717	28,57
	EXP	0,066	0,021	5,33	0,2967	24,27		EXP	0,038	0,119	2,82	0,3830	75,96
	GAU	0,074	0,013	4,99	0,2962	15,00		GAU	0,115	0,042	3,84	0,3751	26,61
2C	ESF	0,235	0,021	19,00	0,4975	8,29	2C	ESF	0,219	0,034	3,32	0,5156	13,48
	EXP	0,232	0,022	19,00	0,4978	8,80		EXP	0,168	0,085	2,00	0,5357	33,56
	GAU	0,239	0,021	19,00	0,4972	8,15		GAU	0,226	0,026	2,94	0,5118	10,44
3C	ESF	0,233	0,020	3,84	0,5016	7,74	3C	ESF	0,229	0,041	15,42	0,4986	15,07
	EXP	0,225	0,027	3,37	0,5013	10,69		EXP	0,222	0,050	18,00	0,4975	18,31
	GAU	0,239	0,014	3,66	0,5014	5,43		GAU	0,237	0,038	15,83	0,4998	13,67
4C	ESF	0,236	0,030	19,00	0,5039	11,44	4C	ESF	0,151	0,103	2,02	0,5328	40,48
	EXP	0,233	0,030	19,00	0,5045	11,51		EXP	0,239	0,022	18,00	0,5064	8,25
	GAU	0,240	0,032	19,00	0,5032	11,70		GAU	0,246	0,020	18,00	0,5064	7,55
5C	ESF	0,236	0,031	19,00	0,5015	11,47	5C	ESF	0,230	0,044	18,00	0,4905	16,13
	EXP	0,233	0,030	19,00	0,5022	11,50		EXP	0,222	0,048	18,00	0,4904	17,91
	GAU	0,240	0,032	19,00	0,5005	11,72		GAU	0,237	0,043	18,00	0,4907	15,34
6C	ESF	0,249	0,000	1,73	0,5314	0,09	6C	ESF	0,228	0,047	18,00	0,4940	17,03
	EXP	0,249	0,000	19,00	0,5104	0,00		EXP	0,221	0,050	18,00	0,4943	18,54
	GAU	0,249	0,000	19,00	0,5104	0,00		GAU	0,236	0,046	18,00	0,4937	16,44
7C	ESF	0,237	0,028	19,00	0,4890	10,53	7C	ESF	0,237	0,031	18,00	0,5065	11,53
	EXP	0,233	0,030	19,00	0,4894	11,56		EXP	0,234	0,029	18,00	0,5069	11,14
	GAU	0,242	0,027	19,00	0,4886	10,20		GAU	0,241	0,033	18,00	0,5059	11,99
8C	ESF	0,248	0,005	19,00	0,5093	2,15	8C	ESF	0,228	0,048	18,00	0,5085	17,31
	EXP	0,248	0,005	19,00	0,5094	2,02		EXP	0,224	0,046	18,00	0,5098	17,05
	GAU	0,249	0,006	19,00	0,5092	2,29		GAU	0,234	0,050	18,00	0,5067	17,68
9C	ESF	0,244	0,015	19,00	0,5136	5,87	9C	ESF	0,235	0,031	18,00	0,5012	11,57
	EXP	0,243	0,014	19,00	0,5138	5,53		EXP	0,232	0,032	18,00	0,5011	12,09
	GAU	0,246	0,016	19,00	0,5133	6,28		GAU	0,240	0,031	18,00	0,5014	11,52
10C	ESF	0,224	0,027	1,73	0,5291	10,66	10C	ESF	0,251	0,003	12,77	0,5179	1,05
	EXP	0,241	0,010	1,73	0,5298	3,88		EXP	0,252	0,002	18,00	0,5179	0,59
	GAU	0,239	0,012	1,73	0,5294	4,68		GAU	0,251	0,003	14,65	0,5178	1,25
11C	ESF	0,251	0,000	19,00	0,5226	0,00	11C	ESF	0,248	0,005	3,15	0,5301	1,98
	EXP	0,251	0,000	19,00	0,5226	0,00		EXP	0,253	0,000	18,00	0,5186	0,00
	GAU	0,251	0,000	19,00	0,5226	0,00		GAU	0,252	0,001	3,13	0,5303	0,27
12C	ESF	0,251	0,000	19,00	0,5236	0,00	12C	ESF	0,250	0,007	18,00	0,5281	2,64
	EXP	0,251	0,000	19,00	0,5236	0,00		EXP	0,250	0,005	18,00	0,5281	1,87
	GAU	0,251	0,000	19,00	0,5236	0,00		GAU	0,250	0,008	18,00	0,5282	3,16

Tabela 6. continuação...

4UB/Parcela							5UB/Parcela						
N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE	N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE
1C	ESF	0,127	0,115	5,27	0,4366	47,41	1C	ESF	0,118	0,112	5,18	0,4307	48,57
	EXP	0,079	0,163	4,21	0,4344	67,53		EXP	0,055	0,175	3,63	0,4462	76,15
	GAU	0,147	0,095	4,58	0,4265	39,19		GAU	0,137	0,093	4,35	0,4323	40,47
2C	ESF	0,255	0,001	17,00	0,5063	0,35	2C	ESF	0,215	0,072	16,00	0,4831	24,95
	EXP	0,256	0,000	17,00	0,5062	0,00		EXP	0,200	0,085	16,00	0,4816	29,82
	GAU	0,255	0,003	17,00	0,5063	1,00		GAU	0,229	0,066	16,00	0,4851	22,24
3C	ESF	0,241	0,028	17,00	0,5109	10,44	3C	ESF	0,215	0,074	16,00	0,4991	25,53
	EXP	0,239	0,026	17,00	0,5118	9,82		EXP	0,212	0,069	16,00	0,5016	24,52
	GAU	0,245	0,030	17,00	0,5096	10,83		GAU	0,224	0,080	16,00	0,4943	26,36
4C	ESF	0,180	0,084	5,69	0,4886	31,72	4C	ESF	0,188	0,118	16,00	0,4893	38,46
	EXP	0,156	0,110	5,69	0,4899	41,32		EXP	0,178	0,118	16,00	0,4941	39,83
	GAU	0,195	0,068	5,02	0,4908	25,96		GAU	0,204	0,123	16,00	0,4817	37,59
5C	ESF	0,190	0,075	6,61	0,4782	28,36	5C	ESF	0,200	0,097	16,00	0,4894	32,77
	EXP	0,195	0,080	11,67	0,4823	29,09		EXP	0,195	0,092	16,00	0,4937	31,97
	GAU	0,206	0,061	6,34	0,4764	22,73		GAU	0,211	0,107	16,00	0,4821	33,56
6C	ESF	0,216	0,067	17,00	0,4946	23,67	6C	ESF	0,146	0,105	2,10	0,4789	41,71
	EXP	0,212	0,064	17,00	0,4975	23,26		EXP	0,166	0,084	2,10	0,4832	33,53
	GAU	0,225	0,071	17,00	0,4907	23,95		GAU	0,235	0,032	16,00	0,5131	12,07
7C	ESF	0,224	0,048	17,00	0,4996	17,81	7C	ESF	0,255	0,003	16,00	0,5225	1,17
	EXP	0,222	0,044	17,00	0,5015	16,64		EXP	0,257	0,000	16,00	0,5219	0,00
	GAU	0,230	0,052	17,00	0,4969	18,54		GAU	0,253	0,010	16,00	0,5229	3,83
8C	ESF	0,214	0,066	17,00	0,4892	23,60	8C	ESF	0,226	0,055	16,00	0,5102	19,71
	EXP	0,211	0,061	17,00	0,4927	22,44		EXP	0,228	0,045	16,00	0,5118	16,42
	GAU	0,222	0,076	17,00	0,4841	25,55		GAU	0,230	0,064	16,00	0,5060	21,81
9C	ESF	0,236	0,033	17,00	0,5149	12,28	9C	ESF	0,232	0,045	16,00	0,5050	16,38
	EXP	0,237	0,026	17,00	0,5157	9,84		EXP	0,235	0,035	16,00	0,5056	12,89
	GAU	0,239	0,038	17,00	0,5126	13,81		GAU	0,235	0,054	16,00	0,5002	18,72
10C	ESF	0,256	0,000	17,00	0,5298	0,00	10C	ESF	0,250	0,013	16,00	0,5137	4,77
	EXP	0,256	0,000	17,00	0,5298	0,00		EXP	0,255	0,004	16,00	0,5120	1,39
	GAU	0,255	0,005	17,00	0,5297	1,84		GAU	0,249	0,018	16,00	0,5134	6,72
11C	ESF	0,256	0,000	17,00	0,5320	0,00	11C	ESF	0,257	0,000	16,00	0,5225	0,00
	EXP	0,256	0,000	17,00	0,5320	0,00		EXP	0,257	0,000	16,00	0,5225	0,00
	GAU	0,256	0,000	17,00	0,5320	0,00		GAU	0,257	0,000	16,00	0,5225	0,00
12C	ESF	0,256	0,000	17,00	0,5228	0,00	12C	ESF	0,244	0,017	16,00	0,5137	6,41
	EXP	0,256	0,000	17,00	0,5228	0,00		EXP	0,248	0,009	16,00	0,5124	3,59
	GAU	0,256	0,000	17,00	0,5228	0,00		GAU	0,245	0,021	16,00	0,5134	8,03

\* NC= número de colheitas agrupadas; UB= unidades básicas por parcela; Co= efeito pepita; C1= contribuição; a= alcance; RMSE= erro médio quadrático; IDE= índice de dependência espacial; modelos teóricos de semivariogramas esférico (ESF), exponencial (EXP) e gaussiano (GAU).



Tabela 7. Análise geoestatística para o cultivo de abobrinha italiana (*Cucurbita pepo*) na estação sazonal inverno-primavera. Santa Maria, RS, 2014.

		1UB/Parcela					2UB/Parcela						
N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE	N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE
1C	ESF	0,147	0,015	1,73	0,4109	9,04	1C	ESF	0,193	0,042	5,75	0,4695	17,76
	EXP	0,146	0,015	1,73	0,4106	9,43		EXP	0,168	0,066	4,18	0,4708	28,22
	GAU	0,152	0,009	1,73	0,4108	5,38		GAU	0,200	0,034	4,80	0,4695	14,65
2C	ESF	0,211	0,003	1,73	0,4779	1,23	2C	ESF	0,232	0,007	6,82	0,4994	2,73
	EXP	0,214	0,000	19,00	0,4683	0,00		EXP	0,231	0,006	4,52	0,4995	2,65
	GAU	0,214	0,000	19,00	0,4683	0,00		GAU	0,234	0,004	6,21	0,4995	1,75
3C	ESF	0,234	0,016	4,59	0,4920	6,50	3C	ESF	0,253	0,000	18,00	0,5243	0,00
	EXP	0,227	0,024	3,53	0,4930	9,59		EXP	0,253	0,000	18,00	0,5243	0,00
	GAU	0,237	0,014	3,91	0,4922	5,43		GAU	0,253	0,000	18,00	0,5243	0,00
4C	ESF	0,251	0,000	19,00	0,5102	0,00	4C	ESF	0,253	0,000	18,00	0,5303	0,00
	EXP	0,251	0,000	19,00	0,5102	0,00		EXP	0,253	0,000	18,00	0,5303	0,00
	GAU	0,251	0,000	19,00	0,5102	0,00		GAU	0,253	0,000	18,00	0,5303	0,00
5C	ESF	0,239	0,024	19,00	0,4951	9,26	5C	ESF	0,158	0,097	2,57	0,4931	37,97
	EXP	0,235	0,026	19,00	0,4954	9,92		EXP	0,077	0,178	2,00	0,4925	69,64
	GAU	0,243	0,024	19,00	0,4947	9,07		GAU	0,175	0,079	2,18	0,4938	31,22
6C	ESF	0,232	0,021	5,63	0,4957	8,42	6C	ESF	0,241	0,010	2,75	0,5167	3,95
	EXP	0,228	0,026	5,43	0,4964	10,36		EXP	0,238	0,013	2,00	0,5094	5,06
	GAU	0,237	0,017	5,03	0,4955	6,78		GAU	0,245	0,006	2,50	0,5135	2,39
7C	ESF	0,204	0,048	1,73	0,5022	18,91	7C	ESF	0,236	0,019	6,05	0,5024	7,59
	EXP	0,207	0,045	1,73	0,5017	17,79		EXP	0,218	0,036	3,84	0,4991	14,25
	GAU	0,224	0,028	1,73	0,5021	11,16		GAU	0,241	0,014	5,37	0,5027	5,56
8C	ESF	0,224	0,028	3,34	0,4937	11,16	8C	ESF	0,216	0,038	3,65	0,5047	15,04
	EXP	0,202	0,050	2,36	0,4992	19,86		EXP	0,197	0,057	2,87	0,5015	22,49
	GAU	0,230	0,022	2,90	0,4938	8,78		GAU	0,225	0,029	3,29	0,5047	11,32
9C	ESF	0,251	0,000	19,00	0,5118	0,00	9C	ESF	0,252	0,000	18,00	0,5248	0,00
	EXP	0,251	0,000	19,00	0,5118	0,00		EXP	0,252	0,000	18,00	0,5248	0,00
	GAU	0,251	0,000	19,00	0,5118	0,00		GAU	0,252	0,000	18,00	0,5248	0,00
10C	ESF	0,218	0,036	4,42	0,4934	14,23	10C	ESF	0,228	0,026	3,46	0,5066	10,11
	EXP	0,235	0,026	19,00	0,4926	10,03		EXP	0,180	0,073	2,00	0,5175	28,75
	GAU	0,224	0,030	3,84	0,4931	11,76		GAU	0,225	0,028	2,44	0,5139	11,04
11C	ESF	0,243	0,005	19,00	0,5125	1,98	11C	ESF	0,169	0,085	2,35	0,5160	33,32
	EXP	0,243	0,005	19,00	0,5126	1,95		EXP	0,128	0,126	2,00	0,5198	49,62
	GAU	0,244	0,005	19,00	0,5125	2,02		GAU	0,184	0,070	2,00	0,5184	27,43
12C	ESF	0,189	0,060	2,45	0,4919	23,93	12C	ESF	0,153	0,101	2,05	0,5291	39,74
	EXP	0,108	0,141	1,75	0,4890	56,53		EXP	0,152	0,102	2,00	0,5337	40,00
	GAU	0,194	0,055	1,98	0,4894	22,08		GAU	0,190	0,064	2,00	0,5308	25,17
13C	ESF	0,197	0,052	1,73	0,5066	20,93	13C	ESF	0,150	0,104	2,02	0,5334	41,02
	EXP	0,190	0,059	1,73	0,5071	23,84		EXP	0,167	0,087	2,00	0,5420	34,23
	GAU	0,218	0,031	1,73	0,5070	12,26		GAU	0,194	0,060	2,00	0,5371	23,56

Tabela 7. continuação...

14C	ESF	0,233	0,015	3,77	0,4955	6,08	14C	ESF	0,221	0,031	2,24	0,5364	12,48
	EXP	0,219	0,030	2,30	0,4958	11,92		EXP	0,230	0,022	2,00	0,5313	8,58
	GAU	0,237	0,012	3,18	0,4956	4,71		GAU	0,231	0,021	2,00	0,5310	8,36
15C	ESF	0,183	0,064	1,73	0,4987	25,80	15C	ESF	0,197	0,056	2,00	0,5449	22,21
	EXP	0,166	0,081	1,73	0,4984	32,87		EXP	0,215	0,038	2,00	0,5478	15,15
	GAU	0,207	0,040	1,73	0,4987	16,17		GAU	0,223	0,030	2,00	0,5463	11,74
16C	ESF	0,182	0,067	1,73	0,4988	26,83	16C	ESF	0,209	0,041	2,00	0,5584	16,29
	EXP	0,164	0,084	1,73	0,4988	33,94		EXP	0,245	0,005	2,00	0,5632	1,83
	GAU	0,207	0,041	1,73	0,4990	16,69		GAU	0,236	0,014	2,00	0,5613	5,42
17C	ESF	0,215	0,035	2,38	0,5039	13,93	17C	ESF	0,198	0,055	2,07	0,5446	21,76
	EXP	0,175	0,075	1,73	0,5013	29,91		EXP	0,223	0,030	2,00	0,5444	11,83
	GAU	0,223	0,027	2,11	0,5043	10,76		GAU	0,223	0,030	2,00	0,5424	11,76
18C	ESF	0,230	0,019	4,67	0,4977	7,48	18C	ESF	0,198	0,056	2,00	0,5567	21,99
	EXP	0,200	0,048	2,52	0,4972	19,44		EXP	0,233	0,020	2,00	0,5615	7,97
	GAU	0,231	0,016	3,60	0,4974	6,65		GAU	0,229	0,025	2,00	0,5592	9,72
19C	ESF	0,214	0,036	2,32	0,5046	14,52	19C	ESF	0,153	0,101	2,00	0,5459	39,91
	EXP	0,175	0,075	1,73	0,4958	30,03		EXP	0,188	0,066	2,00	0,5536	25,85
	GAU	0,212	0,038	1,73	0,4966	15,32		GAU	0,202	0,052	2,00	0,5493	20,47
20C	ESF	0,182	0,067	1,73	0,5048	26,84	20C	ESF	0,221	0,032	2,00	0,5682	12,63
	EXP	0,175	0,074	1,73	0,5049	29,75		EXP	0,253	0,000	18,00	0,5270	0,00
	GAU	0,209	0,040	1,73	0,5049	16,18		GAU	0,253	0,000	18,00	0,5270	0,00
21C	ESF	0,199	0,046	2,19	0,5007	18,92	21C	ESF	0,253	0,000	18,00	0,5242	0,00
	EXP	0,156	0,089	1,73	0,4970	36,34		EXP	0,253	0,000	18,00	0,5242	0,00
	GAU	0,201	0,044	1,75	0,4971	18,00		GAU	0,253	0,000	18,00	0,5242	0,00
22C	ESF	0,219	0,030	3,84	0,4939	12,03	22C	ESF	0,195	0,058	2,00	0,5600	23,03
	EXP	0,177	0,072	2,30	0,4997	28,83		EXP	0,253	0,000	18,00	0,5341	0,00
	GAU	0,221	0,028	2,95	0,4937	11,24		GAU	0,241	0,012	2,00	0,5670	4,70
23C	ESF	0,157	0,091	1,73	0,4898	36,78	23C	ESF	0,247	0,000	18,00	0,5335	0,00
	EXP	0,142	0,107	1,73	0,4883	42,90		EXP	0,247	0,000	18,00	0,5335	0,00
	GAU	0,192	0,057	1,73	0,4891	22,78		GAU	0,247	0,000	18,00	0,5335	0,00
24C	ESF	0,242	0,001	5,38	0,5128	0,40	24C	ESF	0,244	0,012	18,00	0,5208	4,56
	EXP	0,243	0,000	19,00	0,5128	0,00		EXP	0,244	0,011	18,00	0,5208	4,15
	GAU	0,242	0,000	5,08	0,5128	0,19		GAU	0,246	0,013	18,00	0,5208	4,86
25C	ESF	0,230	0,016	1,83	0,5229	6,47	25C	ESF	0,246	0,008	18,00	0,5185	3,31
	EXP	0,228	0,018	1,73	0,5230	7,50		EXP	0,246	0,007	18,00	0,5186	2,69
	GAU	0,236	0,010	1,73	0,5229	4,05		GAU	0,247	0,010	18,00	0,5184	3,72
26C	ESF	0,241	0,011	19,00	0,5101	4,21	26C	ESF	0,237	0,026	18,00	0,5152	9,81
	EXP	0,239	0,011	19,00	0,5101	4,57		EXP	0,234	0,026	18,00	0,5152	10,03
	GAU	0,242	0,010	19,00	0,5101	4,10		GAU	0,241	0,026	18,00	0,5152	9,86
27C	ESF	0,244	0,011	19,00	0,5131	4,28	27C	ESF	0,219	0,050	18,00	0,5059	18,48
	EXP	0,242	0,012	19,00	0,5131	4,66		EXP	0,211	0,054	18,00	0,5059	20,34
	GAU	0,246	0,011	19,00	0,5131	4,19		GAU	0,227	0,049	18,00	0,5062	17,69

Tabela 7. continuação...

28C	ESF	0,245	0,011	19,00	0,5099	4,31	28C	ESF	0,227	0,035	18,00	0,5061	13,45
	EXP	0,243	0,012	19,00	0,5099	4,80		EXP	0,221	0,039	18,00	0,5060	14,97
	GAU	0,246	0,011	19,00	0,5098	4,14		GAU	0,233	0,034	18,00	0,5063	12,83
29C	ESF	0,244	0,013	19,00	0,5046	5,04	29C	ESF	0,227	0,035	18,00	0,5061	13,45
	EXP	0,241	0,014	19,00	0,5046	5,53		EXP	0,221	0,039	18,00	0,5060	14,97
	GAU	0,246	0,013	19,00	0,5046	4,89		GAU	0,233	0,034	18,00	0,5063	12,83
30C	ESF	0,245	0,009	19,00	0,5078	3,65	30C	ESF	0,229	0,031	18,00	0,5076	11,76
	EXP	0,244	0,010	19,00	0,5078	3,79		EXP	0,225	0,032	18,00	0,5077	12,34
	GAU	0,247	0,009	19,00	0,5078	3,65		GAU	0,234	0,031	18,00	0,5075	11,68
4UB/Parcela							5UB/Parcela						
N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE	N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE
1C	ESF	0,225	0,000	17,00	0,4834	0,00	1C	ESF	0,119	0,091	2,10	0,4810	43,31
	EXP	0,225	0,000	17,00	0,4834	0,00		EXP	0,136	0,074	2,10	0,5023	35,23
	GAU	0,225	0,000	17,00	0,4834	0,00		GAU	0,163	0,047	2,10	0,4937	22,41
2C	ESF	0,251	0,000	17,00	0,5348	0,00	2C	ESF	0,198	0,056	5,70	0,4969	22,18
	EXP	0,251	0,000	17,00	0,5348	0,00		EXP	0,190	0,064	5,10	0,4994	25,15
	GAU	0,251	0,000	17,00	0,5348	0,00		GAU	0,209	0,045	5,23	0,4963	17,79
3C	ESF	0,240	0,000	17,00	0,4959	0,00	3C	ESF	0,242	0,000	16,00	0,5071	0,00
	EXP	0,240	0,000	17,00	0,4959	0,00		EXP	0,242	0,000	16,00	0,5071	0,00
	GAU	0,240	0,000	17,00	0,4959	0,00		GAU	0,242	0,000	16,00	0,5071	0,00
4C	ESF	0,242	0,007	17,00	0,4966	2,91	4C	ESF	0,237	0,029	16,00	0,5049	11,00
	EXP	0,246	0,000	17,00	0,4963	0,00		EXP	0,239	0,022	16,00	0,5054	8,56
	GAU	0,242	0,011	17,00	0,4964	4,34		GAU	0,240	0,033	16,00	0,5033	12,12
5C	ESF	0,000	0,260	2,09	0,4513	100,00	5C	ESF	0,196	0,100	16,00	0,4656	33,70
	EXP	0,000	0,261	2,44	0,4583	100,00		EXP	0,171	0,123	16,00	0,4643	41,87
	GAU	0,074	0,186	2,00	0,4510	71,54		GAU	0,179	0,085	5,52	0,4687	32,06
6C	ESF	0,151	0,103	3,06	0,4909	40,55	6C	ESF	0,184	0,078	5,98	0,4850	29,84
	EXP	0,013	0,240	2,00	0,4895	94,70		EXP	0,177	0,085	5,93	0,4871	32,53
	GAU	0,166	0,088	2,51	0,4892	34,50		GAU	0,197	0,065	5,23	0,4830	24,68
7C	ESF	0,199	0,059	2,89	0,5069	22,79	7C	ESF	0,249	0,000	16,00	0,5249	0,00
	EXP	0,128	0,130	2,00	0,5071	50,41		EXP	0,249	0,000	16,00	0,5249	0,00
	GAU	0,207	0,051	2,34	0,5073	19,78		GAU	0,249	0,000	16,00	0,5249	0,00
8C	ESF	0,047	0,213	2,42	0,4586	81,88	8C	ESF	0,168	0,096	4,69	0,5167	36,34
	EXP	0,000	0,261	2,44	0,4629	100,00		EXP	0,022	0,240	2,36	0,5100	91,64
	GAU	0,072	0,188	2,00	0,4586	72,17		GAU	0,176	0,087	3,43	0,5137	32,95
9C	ESF	0,000	0,254	2,02	0,4365	100,00	9C	ESF	0,200	0,058	4,71	0,5063	22,56
	EXP	0,000	0,254	2,14	0,4617	100,00		EXP	0,080	0,177	2,10	0,5210	68,93
	GAU	0,084	0,171	2,00	0,4422	66,97		GAU	0,202	0,055	3,22	0,5097	21,48
10C	ESF	0,072	0,187	2,00	0,5072	72,23	10C	ESF	0,254	0,000	16,00	0,5313	0,00
	EXP	0,041	0,217	2,00	0,5254	84,05		EXP	0,254	0,000	16,00	0,5313	0,00
	GAU	0,143	0,115	2,00	0,5158	44,63		GAU	0,254	0,000	16,00	0,5313	0,00

Tabela 7. continuação...

11C	ESF	0,198	0,060	3,17	0,5154	23,27	11C	ESF	0,080	0,177	2,10	0,4834	68,93
	EXP	0,123	0,135	2,00	0,5103	52,24		EXP	0,034	0,224	2,10	0,4918	86,82
	GAU	0,209	0,049	2,61	0,5099	18,98		GAU	0,143	0,114	2,10	0,4874	44,33
12C	ESF	0,199	0,059	3,25	0,5117	22,86	12C	ESF	0,125	0,135	2,10	0,5465	51,97
	EXP	0,119	0,140	2,00	0,5112	54,10		EXP	0,086	0,176	2,10	0,5477	67,23
	GAU	0,213	0,045	2,91	0,5104	17,59		GAU	0,172	0,089	2,10	0,5468	34,10
13C	ESF	0,072	0,187	2,00	0,4974	72,31	13C	ESF	0,188	0,067	2,10	0,5222	26,42
	EXP	0,012	0,247	2,00	0,4992	95,18		EXP	0,183	0,072	2,10	0,5221	28,33
	GAU	0,136	0,122	2,00	0,4979	47,23		GAU	0,213	0,042	2,10	0,5225	16,44
14C	ESF	0,198	0,060	3,17	0,5154	23,27	14C	ESF	0,021	0,241	2,10	0,4231	92,01
	EXP	0,123	0,135	2,00	0,5103	52,24		EXP	0,000	0,262	2,10	0,4763	100,00
	GAU	0,209	0,049	2,61	0,5099	18,98		GAU	0,111	0,150	2,10	0,4484	57,44
15C	ESF	0,164	0,095	2,68	0,4928	36,77	15C	ESF	0,128	0,132	2,10	0,5212	50,82
	EXP	0,067	0,192	2,00	0,4926	74,22		EXP	0,162	0,097	2,10	0,5493	37,49
	GAU	0,166	0,093	2,02	0,4936	35,90		GAU	0,191	0,069	2,10	0,5371	26,61
16C	ESF	0,164	0,095	2,68	0,4928	36,77	16C	ESF	0,018	0,245	2,10	0,4325	93,12
	EXP	0,067	0,192	2,00	0,4926	74,22		EXP	0,000	0,262	2,10	0,4646	100,00
	GAU	0,166	0,093	2,02	0,4936	35,90		GAU	0,104	0,159	2,10	0,4447	60,29
17C	ESF	0,119	0,139	2,00	0,5067	53,85	17C	ESF	0,188	0,067	2,10	0,5116	26,42
	EXP	0,080	0,178	2,00	0,5078	68,81		EXP	0,175	0,081	2,10	0,5120	31,53
	GAU	0,168	0,090	2,00	0,5069	34,93		GAU	0,213	0,042	2,10	0,5120	16,55
18C	ESF	0,117	0,141	2,00	0,5045	54,54	18C	ESF	0,258	0,000	16,00	0,5513	0,00
	EXP	0,081	0,178	2,00	0,5059	68,64		EXP	0,258	0,000	16,00	0,5513	0,00
	GAU	0,167	0,092	2,00	0,5049	35,40		GAU	0,258	0,000	16,00	0,5513	0,00
19C	ESF	0,117	0,141	2,00	0,5045	54,54	19C	ESF	0,257	0,000	16,00	0,5441	0,00
	EXP	0,081	0,178	2,00	0,5059	68,64		EXP	0,257	0,000	16,00	0,5441	0,00
	GAU	0,167	0,092	2,00	0,5049	35,40		GAU	0,257	0,000	16,00	0,5441	0,00
20C	ESF	0,200	0,058	2,87	0,5264	22,45	20C	ESF	0,235	0,024	2,10	0,5573	9,15
	EXP	0,138	0,119	2,00	0,5267	46,41		EXP	0,257	0,001	2,10	0,5568	0,24
	GAU	0,200	0,057	2,09	0,5266	22,34		GAU	0,249	0,009	2,10	0,5572	3,45
21C	ESF	0,199	0,057	2,70	0,5224	22,19	21C	ESF	0,238	0,019	2,10	0,5668	7,34
	EXP	0,142	0,113	2,00	0,5224	44,28		EXP	0,257	0,000	16,00	0,5438	0,00
	GAU	0,201	0,054	2,07	0,5224	21,10		GAU	0,257	0,000	16,00	0,5438	0,00
22C	ESF	0,200	0,058	2,87	0,5264	22,45	22C	ESF	0,238	0,019	2,10	0,5668	7,34
	EXP	0,138	0,119	2,00	0,5267	46,41		EXP	0,257	0,000	16,00	0,5438	0,00
	GAU	0,200	0,057	2,09	0,5266	22,34		GAU	0,257	0,000	16,00	0,5438	0,00
23C	ESF	0,174	0,085	3,17	0,5083	32,85	23C	ESF	0,145	0,106	2,10	0,5191	42,41
	EXP	0,061	0,198	2,00	0,5091	76,58		EXP	0,133	0,118	2,10	0,5232	46,92
	GAU	0,187	0,071	2,59	0,5086	27,55		GAU	0,187	0,064	2,10	0,5214	25,67
24C	ESF	0,250	0,008	17,00	0,5300	3,08	24C	ESF	0,220	0,064	16,00	0,5169	22,67
	EXP	0,249	0,007	17,00	0,5300	2,79		EXP	0,212	0,068	16,00	0,5190	24,29
	GAU	0,251	0,008	17,00	0,5301	3,22		GAU	0,230	0,064	16,00	0,5141	21,84

Tabela 7. continuação...

25C	ESF	0,250	0,008	17,00	0,5300	3,08	25C	ESF	0,250	0,007	16,00	0,5287	2,55
	EXP	0,249	0,007	17,00	0,5300	2,79		EXP	0,254	0,000	16,00	0,5275	0,00
	GAU	0,251	0,008	17,00	0,5301	3,22		GAU	0,249	0,012	16,00	0,5289	4,76
26C	ESF	0,246	0,015	12,48	0,5246	5,69	26C	ESF	0,230	0,046	16,00	0,5211	16,60
	EXP	0,244	0,018	15,38	0,5247	6,89		EXP	0,231	0,039	16,00	0,5221	14,28
	GAU	0,247	0,013	9,47	0,5245	4,96		GAU	0,235	0,052	16,00	0,5180	18,02
27C	ESF	0,227	0,037	11,01	0,5139	14,03	27C	ESF	0,199	0,095	16,00	0,5126	32,45
	EXP	0,226	0,043	17,00	0,5142	15,86		EXP	0,186	0,101	16,00	0,5129	35,26
	GAU	0,233	0,032	9,87	0,5131	12,24		GAU	0,213	0,095	16,00	0,5121	30,90
28C	ESF	0,235	0,024	14,03	0,5259	9,33	28C	ESF	0,171	0,148	16,00	0,4979	46,46
	EXP	0,234	0,026	17,00	0,5263	10,12		EXP	0,155	0,152	16,00	0,5023	49,48
	GAU	0,240	0,024	14,75	0,5254	8,98		GAU	0,192	0,151	16,00	0,4919	44,07
29C	ESF	0,249	0,009	17,00	0,5350	3,60	29C	ESF	0,217	0,070	16,00	0,5147	24,33
	EXP	0,248	0,009	17,00	0,5352	3,46		EXP	0,214	0,066	16,00	0,5170	23,71
	GAU	0,250	0,010	17,00	0,5349	3,67		GAU	0,226	0,075	16,00	0,5103	24,92
30C	ESF	0,249	0,009	17,00	0,5350	3,60	30C	ESF	0,193	0,111	16,00	0,5077	36,46
	EXP	0,248	0,009	17,00	0,5352	3,46		EXP	0,178	0,118	16,00	0,5093	39,96
	GAU	0,250	0,010	17,00	0,5349	3,67		GAU	0,210	0,110	16,00	0,5063	34,35

\* NC= número de colheitas agrupadas; UB= unidades básicas por parcela; Co= efeito pepita; C1= contribuição; a= alcance; RMSE= erro médio quadrático; IDE= índice de dependência espacial; modelos teóricos de semivariogramas esférico (ESF), exponencial (EXP) e gaussiano (GAU).

Tabela 8. Análise geoestatística para o cultivo de pimentão (*Capsicum annuum*) na estação sazonal verão-outono. Santa Maria, RS, 2014.

1UB/Parcela							2UB/Parcela						
N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE	N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE
1C	ESF	0,231	0,022	7,83	0,4885	8,65	1C	ESF	0,221	0,032	6,66	0,4910	12,57
	EXP	0,219	0,034	6,25	0,4878	13,34		EXP	0,205	0,048	5,59	0,4906	19,01
	GAU	0,235	0,018	6,67	0,4889	7,22		GAU	0,226	0,027	5,56	0,4913	10,70
2C	ESF	0,219	0,036	8,12	0,4953	14,07	2C	ESF	0,197	0,060	7,65	0,4831	23,42
	EXP	0,212	0,044	8,79	0,4946	17,35		EXP	0,184	0,075	8,11	0,4824	28,95
	GAU	0,225	0,030	7,07	0,4961	11,86		GAU	0,208	0,050	6,73	0,4842	19,53
3C	ESF	0,242	0,009	7,07	0,5092	3,54	3C	ESF	0,224	0,030	8,49	0,5012	11,79
	EXP	0,241	0,011	7,60	0,5090	4,20		EXP	0,222	0,035	11,15	0,5012	13,60
	GAU	0,244	0,007	6,48	0,5094	2,86		GAU	0,230	0,025	7,69	0,5012	9,82
4C	ESF	0,235	0,017	6,77	0,4965	6,69	4C	ESF	0,237	0,014	5,59	0,5084	5,62
	EXP	0,230	0,022	6,77	0,4961	8,75		EXP	0,234	0,017	5,16	0,5085	6,85
	GAU	0,238	0,014	6,02	0,4969	5,45		GAU	0,240	0,011	5,10	0,5084	4,47
5C	ESF	0,241	0,010	5,64	0,5064	4,06	5C	ESF	0,227	0,025	5,79	0,4953	10,04
	EXP	0,237	0,014	4,70	0,5059	5,68		EXP	0,219	0,034	5,37	0,4958	13,36
	GAU	0,243	0,008	5,06	0,5067	3,25		GAU	0,231	0,021	5,04	0,4952	8,35

5UB/Parcela							7UB/Parcela						
N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE	N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE
1C	ESF	0,205	0,048	6,21	0,4796	18,98	1C	ESF	0,140	0,113	3,54	0,4719	44,82
	EXP	0,179	0,074	5,15	0,4812	29,35		EXP	0,043	0,210	2,60	0,4673	82,82
	GAU	0,212	0,042	5,10	0,4790	16,40		GAU	0,163	0,090	3,10	0,4722	35,58
2C	ESF	0,148	0,120	8,15	0,4458	44,72	2C	ESF	0,158	0,110	8,70	0,4635	40,95
	EXP	0,122	0,151	8,87	0,4479	55,35		EXP	0,147	0,129	11,21	0,4678	46,76
	GAU	0,169	0,099	7,22	0,4464	37,00		GAU	0,177	0,092	7,78	0,4588	34,34
3C	ESF	0,233	0,036	22,00	0,5041	13,25	3C	ESF	0,193	0,068	8,54	0,4792	25,99
	EXP	0,227	0,039	22,00	0,5050	14,71		EXP	0,199	0,076	18,08	0,4773	27,68
	GAU	0,239	0,034	22,00	0,5034	12,61		GAU	0,207	0,056	8,07	0,4762	21,25
4C	ESF	0,214	0,044	9,04	0,4860	16,99	4C	ESF	0,233	0,036	21,00	0,4952	13,50
	EXP	0,212	0,051	13,64	0,4867	19,43		EXP	0,227	0,040	21,00	0,4969	15,05
	GAU	0,223	0,036	8,23	0,4847	14,07		GAU	0,239	0,035	21,00	0,4938	12,82
5C	ESF	0,222	0,031	6,95	0,4889	12,33	5C	ESF	0,193	0,065	8,30	0,4786	25,18
	EXP	0,210	0,043	6,10	0,4905	17,15		EXP	0,188	0,075	10,90	0,4810	28,46
	GAU	0,227	0,026	5,93	0,4885	10,32		GAU	0,205	0,054	7,70	0,4757	20,68

Tabela 8. continuação...

10UB/Parcela							14UB/Parcela						
N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE	N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE
1C	ESF	0,162	0,090	5,50	0,4656	35,62	1C	ESF	0,168	0,087	7,85	0,4638	34,08
	EXP	0,132	0,120	4,91	0,4665	47,70		EXP	0,161	0,099	9,74	0,4643	38,04
	GAU	0,182	0,070	5,10	0,4661	27,88		GAU	0,185	0,072	7,44	0,4619	28,15
2C	ESF	0,130	0,143	8,30	0,4394	52,22	2C	ESF	0,130	0,145	8,51	0,4345	52,79
	EXP	0,109	0,171	9,65	0,4389	61,11		EXP	0,120	0,167	11,55	0,4387	58,17
	GAU	0,153	0,121	7,22	0,4415	44,04		GAU	0,153	0,127	8,14	0,4273	45,25
3C	ESF	0,187	0,075	7,49	0,4770	28,58	3C	ESF	0,204	0,062	10,10	0,4770	23,19
	EXP	0,179	0,086	8,54	0,4781	32,43		EXP	0,202	0,071	14,86	0,4794	25,89
	GAU	0,199	0,064	6,51	0,4770	24,25		GAU	0,211	0,056	8,66	0,4742	21,11
4C	ESF	0,197	0,063	6,89	0,4839	24,25	4C	ESF	0,253	0,000	20,00	0,5121	0,00
	EXP	0,190	0,070	7,08	0,4869	26,77		EXP	0,253	0,000	20,00	0,5121	0,00
	GAU	0,207	0,052	6,10	0,4826	20,19		GAU	0,253	0,000	20,00	0,5121	0,00
5C	ESF	0,207	0,048	9,83	0,4874	18,66	5C	ESF	0,168	0,083	7,78	0,4828	32,98
	EXP	0,204	0,054	13,02	0,4880	20,74		EXP	0,164	0,091	10,01	0,4877	35,74
	GAU	0,215	0,040	8,87	0,4859	15,68		GAU	0,182	0,070	7,24	0,4784	27,73

\* NC= número de colheitas agrupadas; UB= unidades básicas por parcela; Co= efeito pepita; C1= contribuição; a= alcance; RMSE= erro médio quadrático; IDE= índice de dependência espacial; modelos teóricos de semivariogramas esférico (ESF), exponencial (EXP) e gaussiano (GAU).

Tabela 9. Análise geoestatística para o cultivo de pimentão (*Capsicum annuum*) na estação sazonal primavera-verão. Santa Maria, RS, 2014.

1UB/Parcela							2UB/Parcela						
N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE	N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE
1C	ESF	0,179	0,080	7,38	0,4443	30,84	1C	ESF	0,162	0,098	7,01	0,4347	37,80
	EXP	0,156	0,104	7,17	0,4442	40,00		EXP	0,126	0,135	6,43	0,4350	51,72
	GAU	0,192	0,067	6,34	0,4459	25,95		GAU	0,178	0,083	5,96	0,4363	31,80
2C	ESF	0,224	0,026	2,66	0,4957	10,50	2C	ESF	0,190	0,062	2,24	0,4913	24,55
	EXP	0,219	0,031	2,64	0,4961	12,51		EXP	0,180	0,071	2,63	0,4921	28,32
	GAU	0,230	0,021	2,41	0,4954	8,45		GAU	0,195	0,056	1,83	0,4921	22,36
3C	ESF	0,232	0,019	2,24	0,4969	7,50	3C	ESF	0,243	0,010	9,93	0,5070	3,77
	EXP	0,229	0,021	2,24	0,4968	8,45		EXP	0,240	0,012	9,05	0,5069	4,63
	GAU	0,236	0,015	2,02	0,4967	5,84		GAU	0,245	0,008	9,26	0,5072	3,01
4C	ESF	0,234	0,017	2,25	0,4991	6,77	4C	ESF	0,226	0,024	2,09	0,5026	9,43
	EXP	0,223	0,028	1,52	0,4998	10,99		EXP	0,186	0,063	1,18	0,5108	25,45
	GAU	0,237	0,014	1,89	0,4998	5,52		GAU	0,228	0,022	1,61	0,5023	8,70

5UB/Parcela							7UB/Parcela						
N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE	N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE
1C	ESF	0,118	0,151	7,71	0,4011	56,27	1C	ESF	0,068	0,207	7,28	0,3453	75,23
	EXP	0,084	0,189	8,08	0,4091	69,39		EXP	0,016	0,263	7,42	0,3516	94,28
	GAU	0,144	0,126	6,76	0,3979	46,76		GAU	0,101	0,174	6,21	0,3457	63,42
2C	ESF	0,140	0,112	2,88	0,4833	44,33	2C	ESF	0,132	0,121	3,64	0,4754	47,70
	EXP	0,149	0,104	3,93	0,4873	41,09		EXP	0,089	0,165	3,57	0,4781	64,96
	GAU	0,175	0,077	2,86	0,4845	30,55		GAU	0,164	0,090	3,47	0,4767	35,45
3C	ESF	0,150	0,102	2,00	0,5217	40,44	3C	ESF	0,108	0,145	1,91	0,5030	57,18
	EXP	0,165	0,088	2,00	0,5283	34,71		EXP	0,076	0,177	1,91	0,5091	69,87
	GAU	0,197	0,056	2,00	0,5248	22,03		GAU	0,161	0,092	1,91	0,5051	36,26
4C	ESF	0,198	0,054	2,55	0,5224	21,51	4C	ESF	0,069	0,185	1,91	0,4872	72,87
	EXP	0,174	0,078	2,00	0,5133	30,95		EXP	0,037	0,217	1,91	0,4993	85,62
	GAU	0,215	0,038	2,28	0,5126	14,89		GAU	0,138	0,115	1,91	0,4922	45,50



Tabela 9. continuação...

10UB/Parcela							14UB/Parcela						
N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE	N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE
1C	ESF	0,107	0,162	7,63	0,3889	60,22	1C	ESF	0,099	0,178	7,92	0,3854	64,35
	EXP	0,063	0,208	7,42	0,3833	76,70		EXP	0,070	0,213	8,98	0,3853	75,21
	GAU	0,132	0,137	6,51	0,3936	50,88		GAU	0,133	0,149	7,57	0,3873	52,84
2C	ESF	0,229	0,044	21,00	0,5065	16,13	2C	ESF	0,000	0,255	2,17	0,3314	100,00
	EXP	0,223	0,046	21,00	0,5088	17,20		EXP	0,179	0,116	20,00	0,4590	39,37
	GAU	0,236	0,044	21,00	0,5040	15,76		GAU	0,217	0,087	18,78	0,4749	28,51
3C	ESF	0,235	0,022	9,04	0,5113	8,46	3C	ESF	0,005	0,251	2,00	0,4487	98,04
	EXP	0,231	0,026	9,04	0,5119	10,17		EXP	0,000	0,256	2,04	0,4673	100,00
	GAU	0,239	0,018	7,78	0,5109	7,08		GAU	0,096	0,161	2,00	0,4554	62,69
4C	ESF	0,243	0,019	21,00	0,5229	7,14	4C	ESF	0,199	0,050	2,00	0,5185	20,23
	EXP	0,239	0,022	21,00	0,5223	8,29		EXP	0,218	0,031	2,00	0,5192	12,48
	GAU	0,246	0,018	21,00	0,5235	6,67		GAU	0,223	0,026	2,00	0,5189	10,33

\* NC= número de colheitas agrupadas; UB= unidades básicas por parcela; Co= efeito pepita; C1= contribuição; a= alcance; RMSE= erro médio quadrático; IDE= índice de dependência espacial; modelos teóricos de semivariogramas esférico (ESF), exponencial (EXP) e gaussiano (GAU).

Tabela 10. Análise geoestatística para o cultivo de feijão-de-vagem (*Phaseolus vulgaris*), em estufa, na estação sazonal outono-inverno. Santa Maria, RS, 2014.

1UB/Parcela							2UB/Parcela						
N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE	N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE
1C	ESF	0,184	0,054	2,40	0,4712	22,80	1C	ESF	0,160	0,090	2,60	0,4761	36,16
	EXP	0,157	0,081	1,78	0,4739	34,17		EXP	0,034	0,215	1,63	0,4893	86,25
	GAU	0,194	0,044	2,07	0,4713	18,66		GAU	0,178	0,072	2,23	0,4783	28,87
2C	ESF	0,227	0,022	2,47	0,4939	8,85	2C	ESF	0,145	0,112	3,00	0,4491	43,47
	EXP	0,214	0,036	1,80	0,4942	14,25		EXP	0,046	0,212	2,27	0,4529	82,26
	GAU	0,231	0,018	2,10	0,4940	7,22		GAU	0,170	0,087	2,70	0,4512	33,98
3C	ESF	0,235	0,016	2,31	0,4996	6,42	3C	ESF	0,222	0,029	2,72	0,4940	11,41
	EXP	0,237	0,014	2,05	0,4992	5,69		EXP	0,185	0,065	1,50	0,5140	25,87
	GAU	0,239	0,012	2,13	0,4991	4,75		GAU	0,229	0,021	2,25	0,4839	8,31
4C	ESF	0,250	0,000	4,39	0,5125	0,13	4C	ESF	0,245	0,000	15,00	0,5133	0,00
	EXP	0,250	0,000	15,00	0,5125	0,00		EXP	0,245	0,000	15,00	0,5133	0,00
	GAU	0,250	0,000	3,69	0,5125	0,14		GAU	0,245	0,000	15,00	0,5133	0,00

3UB/Parcela							4UB/Parcela						
N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE	N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE
1C	ESF	0,109	0,149	2,55	0,4583	57,72	1C	ESF	0,107	0,147	2,65	0,4525	57,83
	EXP	0,000	0,258	2,00	0,4600	100,00		EXP	0,003	0,251	2,00	0,4404	98,93
	GAU	0,144	0,114	2,30	0,4585	44,33		GAU	0,136	0,117	2,22	0,4402	46,32
2C	ESF	0,234	0,037	15,00	0,4995	13,66	2C	ESF	0,215	0,041	2,75	0,5218	16,06
	EXP	0,229	0,040	15,00	0,4974	14,98		EXP	0,216	0,040	2,36	0,5054	15,55
	GAU	0,241	0,036	15,00	0,5018	13,03		GAU	0,231	0,025	2,65	0,5238	9,72
3C	ESF	0,162	0,091	2,27	0,4918	36,05	3C	ESF	0,211	0,044	2,65	0,5231	17,33
	EXP	0,129	0,125	2,00	0,4938	49,14		EXP	0,201	0,054	2,00	0,5064	21,21
	GAU	0,185	0,069	2,03	0,4924	26,99		GAU	0,225	0,030	2,33	0,5056	11,81
4C	ESF	0,253	0,000	15,00	0,5337	0,00	4C	ESF	0,207	0,045	2,22	0,5240	17,73
	EXP	0,253	0,000	15,00	0,5337	0,00		EXP	0,249	0,003	2,00	0,5297	1,11
	GAU	0,253	0,000	15,00	0,5337	0,00		GAU	0,227	0,025	2,00	0,5261	10,02

Tabela 10. continuação...

N.C	Modelo	6UB/Parcela				
		Co	C1	a	RMSE	IDE
1C	ESF	0,116	0,147	3,23	0,4766	55,90
	EXP	0,000	0,263	2,28	0,4761	100,00
	GAU	0,136	0,127	2,55	0,4764	48,39
2C	ESF	0,237	0,032	11,40	0,5122	11,82
	EXP	0,233	0,037	14,00	0,5124	13,82
	GAU	0,244	0,029	11,58	0,5122	10,61
3C	ESF	0,257	0,000	14,00	0,5443	0,00
	EXP	0,257	0,000	14,00	0,5443	0,00
	GAU	0,257	0,000	14,00	0,5443	0,00
4C	ESF	0,256	0,000	14,00	0,5404	0,00
	EXP	0,256	0,000	14,00	0,5404	0,00
	GAU	0,256	0,000	14,00	0,5404	0,00

\* NC= número de colheitas agrupadas; UB= unidades básicas por parcela; Co= efeito pepita; C1= contribuição; a= alcance; RMSE= erro médio quadrático; IDE= índice de dependência espacial; modelos teóricos de semivariogramas esférico (ESF), exponencial (EXP) e gaussiano (GAU).

Tabela 11. Análise geoestatística para o cultivo de feijão-de-vagem (*Phaseolus vulgaris*), em túnel e a campo, na estação sazonal outono-inverno. Santa Maria, RS, 2014.

Túnel							Campo						
1UB/Parcela							1UB/Parcela						
N.C *	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE	N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE
1C	ESF	0,178	0,071	1,25	0,4988	28,63	1C	ESF	0,211	0,064	11,55	0,4810	23,22
	EXP	0,074	0,176	0,77	0,4912	70,30		EXP	0,199	0,079	12,88	0,4772	28,38
	GAU	0,184	0,066	0,95	0,4916	26,28		GAU	0,221	0,054	9,99	0,4846	19,55
2C	ESF	0,242	0,015	12,42	0,5173	5,84	2C	ESF	0,205	0,087	13,93	0,4651	29,86
	EXP	0,241	0,017	17,00	0,5170	6,73		EXP	0,193	0,103	17,00	0,4635	34,81
	GAU	0,245	0,014	11,62	0,5178	5,26		GAU	0,217	0,077	12,34	0,4676	26,20
3C	ESF	0,252	0,000	17,00	0,5151	0,00	3C	ESF	0,152	0,214	17,00	0,4170	58,43
	EXP	0,252	0,000	17,00	0,5151	0,00		EXP	0,129	0,214	17,00	0,4221	62,42
	GAU	0,252	0,000	17,00	0,5151	0,00		GAU	0,176	0,184	13,43	0,4147	51,15
4C	ESF	0,252	0,000	17,00	0,5232	0,00	4C	ESF	0,174	0,165	17,00	0,4376	48,67
	EXP	0,252	0,000	17,00	0,5232	0,00		EXP	0,156	0,168	17,00	0,4428	51,98
	GAU	0,252	0,000	17,00	0,5232	0,00		GAU	0,194	0,147	14,01	0,4338	43,07
2UB/Parcela							2UB/Parcela						
N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE	N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE
1C	ESF	0,246	0,016	16,00	0,5064	6,25	1C	ESF	0,206	0,089	14,10	0,5060	30,27
	EXP	0,246	0,015	16,00	0,5070	5,63		EXP	0,195	0,100	16,00	0,5090	33,80
	GAU	0,248	0,018	16,00	0,5055	6,88		GAU	0,217	0,083	12,64	0,5028	27,69
2C	ESF	0,237	0,026	16,00	0,5136	9,93	2C	ESF	0,183	0,144	16,00	0,4523	44,06
	EXP	0,234	0,026	16,00	0,5129	10,10		EXP	0,163	0,153	16,00	0,4533	48,41
	GAU	0,240	0,027	16,00	0,5144	10,25		GAU	0,203	0,136	14,75	0,4518	40,13
3C	ESF	0,247	0,008	16,00	0,5143	3,07	3C	ESF	0,135	0,235	16,00	0,3986	63,49
	EXP	0,248	0,005	16,00	0,5144	2,10		EXP	0,107	0,242	16,00	0,3943	69,37
	GAU	0,248	0,010	16,00	0,5141	3,89		GAU	0,168	0,242	16,00	0,4077	58,96
4C	ESF	0,251	0,000	16,00	0,5281	0,00	4C	ESF	0,177	0,155	16,00	0,4417	46,76
	EXP	0,251	0,000	16,00	0,5281	0,00		EXP	0,156	0,164	16,00	0,4404	51,31
	GAU	0,251	0,000	16,00	0,5281	0,00		GAU	0,200	0,157	16,00	0,4445	43,96
3UB/Parcela							3UB/Parcela						
N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE	N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE
1C	ESF	0,255	0,000	16,00	0,5339	0,00	1C	ESF	0,180	0,102	7,53	0,4891	36,24
	EXP	0,255	0,000	16,00	0,5339	0,00		EXP	0,143	0,140	6,95	0,4884	49,41
	GAU	0,255	0,000	16,00	0,5339	0,00		GAU	0,199	0,083	6,79	0,4903	29,48
2C	ESF	0,155	0,112	3,77	0,4799	42,02	2C	ESF	0,117	0,260	14,55	0,3977	68,90
	EXP	0,091	0,176	3,17	0,4818	65,85		EXP	0,085	0,285	16,00	0,4006	77,07
	GAU	0,176	0,091	3,25	0,4784	34,17		GAU	0,151	0,229	12,22	0,3984	60,17
3C	ESF	0,147	0,115	2,79	0,4830	44,07	3C	ESF	0,115	0,272	16,00	0,3796	70,37
	EXP	0,017	0,246	2,10	0,4827	93,53		EXP	0,080	0,284	16,00	0,3743	77,96
	GAU	0,154	0,108	2,24	0,4814	41,17		GAU	0,154	0,279	16,00	0,3933	64,34
4C	ESF	0,211	0,041	2,10	0,5204	16,31	4C	ESF	0,115	0,272	16,00	0,3796	70,37
	EXP	0,244	0,008	2,10	0,5215	3,03		EXP	0,080	0,284	16,00	0,3743	77,96
	GAU	0,233	0,019	2,10	0,5208	7,53		GAU	0,154	0,279	16,00	0,3933	64,34

\* NC= número de colheitas agrupadas; UB= unidades básicas por parcela; Co= efeito pepita; C1= contribuição; a= alcance; RMSE= erro médio quadrático; IDE= índice de dependência espacial; modelos teóricos de semivariogramas esférico (ESF), exponencial (EXP) e gaussiano (GAU).

Tabela 12. Análise geoestatística para o cultivo de feijão-de-vagem (*Phaseolus vulgaris*), em túnel e a campo, na estação sazonal primavera-verão. Santa Maria, RS, 2014.

Túnel							Campo						
1UB/Parcela							1UB/Parcela						
N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE	N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE
1C	ESF	0,194	0,060	2,33	0,4846	23,63	1C	ESF	0,162	0,097	3,17	0,4438	37,60
	EXP	0,169	0,086	2,09	0,4879	33,66		EXP	0,143	0,119	3,62	0,4481	45,43
	GAU	0,200	0,054	1,90	0,4841	21,14		GAU	0,178	0,081	2,78	0,4420	31,18
2C	ESF	0,248	0,008	17,00	0,5295	3,29	2C	ESF	0,086	0,170	1,79	0,4353	66,27
	EXP	0,247	0,008	17,00	0,5295	3,30		EXP	0,023	0,235	1,67	0,4551	91,24
	GAU	0,249	0,009	17,00	0,5295	3,38		GAU	0,117	0,139	1,59	0,4357	54,25
3C	ESF	0,250	0,000	17,00	0,5314	0,00	3C	ESF	0,233	0,020	3,49	0,5104	8,01
	EXP	0,250	0,000	17,00	0,5314	0,00		EXP	0,232	0,021	3,08	0,5117	8,48
	GAU	0,250	0,000	17,00	0,5314	0,00		GAU	0,236	0,018	2,97	0,5096	6,90
2UB/Parcela							2UB/Parcela						
N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE	N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE
1C	ESF	0,116	0,147	3,77	0,4258	55,88	1C	ESF	0,000	0,258	1,96	0,3761	100,00
	EXP	0,007	0,256	2,84	0,4276	97,27		EXP	0,000	0,264	2,59	0,3935	100,00
	GAU	0,145	0,119	3,30	0,4301	45,14		GAU	0,000	0,259	1,58	0,3782	99,90
2C	ESF	0,238	0,015	1,58	0,5705	5,93	2C	ESF	0,000	0,260	1,84	0,3564	100,00
	EXP	0,253	0,000	16,00	0,5266	0,00		EXP	0,000	0,262	2,03	0,3858	100,00
	GAU	0,253	0,000	16,00	0,5266	0,00		GAU	0,000	0,262	1,58	0,3582	99,90
3C	ESF	0,251	0,000	16,00	0,5296	0,00	3C	ESF	0,151	0,111	3,11	0,4687	42,49
	EXP	0,251	0,000	16,00	0,5296	0,00		EXP	0,044	0,217	2,14	0,4776	83,12
	GAU	0,251	0,000	16,00	0,5296	0,00		GAU	0,174	0,089	2,74	0,4705	33,74
3UB/Parcela							3UB/Parcela						
N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE	N.C	Modelo	Co	C1	a	RMSE	IDE
1C	ESF	0,121	0,143	3,30	0,4367	54,25	1C	ESF	0,114	0,148	2,46	0,4588	56,59
	EXP	0,012	0,252	2,60	0,4377	95,55		EXP	0,050	0,214	2,40	0,4687	81,00
	GAU	0,150	0,114	2,93	0,4360	43,01		GAU	0,162	0,101	2,48	0,4621	38,46
2C	ESF	0,251	0,000	16,00	0,5298	0,00	2C	ESF	0,140	0,122	3,02	0,4501	46,65
	EXP	0,251	0,000	16,00	0,5298	0,00		EXP	0,059	0,205	2,66	0,4510	77,65
	GAU	0,251	0,000	16,00	0,5298	0,00		GAU	0,149	0,113	2,44	0,4361	43,10
3C	ESF	0,251	0,000	16,00	0,5306	0,00	3C	ESF	0,082	0,177	2,10	0,4721	68,31
	EXP	0,251	0,000	16,00	0,5306	0,00		EXP	0,063	0,197	2,10	0,4845	75,71
	GAU	0,251	0,000	16,00	0,5306	0,00		GAU	0,155	0,105	2,10	0,4791	40,36

\* NC= número de colheitas agrupadas; UB= unidades básicas por parcela; Co= efeito pepita; C1= contribuição; a= alcance; RMSE= erro médio quadrático; IDE= índice de dependência espacial; modelos teóricos de semivariogramas esférico (ESF), exponencial (EXP) e gaussiano (GAU).

Na grande maioria dos modelos ajustados (97,9% do total) o valor da função variograma na origem, denominado efeito pepita, foi distante de zero. Segundo Andriotti (2002) o efeito pepita representa o erro amostral ou a variabilidade natural do fenômeno estudado. A massa fresca de frutos apresenta variabilidade influenciada principalmente pelas condições climáticas pelo tipo de manejo e ponto de colheita utilizado, o que pode ter contribuído para este resultado.

Outra situação encontrada foram modelos que apresentaram efeito pepita puro (15,9% do total). Conforme Andriotti (2002), quando o semivariograma se apresenta com efeito pepita puro significa que a estruturação da variável, se existir, não pode ser visualizada na escala utilizada não havendo vantagem para que se adote o método geostatístico para o estudo da mesma.

No cultivo de abobrinha italiana na estação verão-outono 98,6% dos modelos estimados apresentaram fraca e moderada dependência espacial, já na estação inverno-primavera foram 95,55%. Os tamanhos de parcela que mais apresentaram efeito pepita puro, em pelo menos um modelo de semivariograma estimado, foram de quatro UB no primeiro cultivo ocorrendo em 33,3% das colheitas agrupadas e de cinco UB no segundo cultivo ocorrendo em 26,6% das colheitas agrupadas (Tabelas 6 e 7).

No cultivo de pimentão na estação verão-outono 98,88% dos modelos estimados apresentaram fraca e moderada dependência espacial, já na estação primavera-verão foram 90,27%. Constatou-se que os valores de IDE foram um pouco superiores no segundo experimento em relação ao primeiro (Tabelas 8 e 9). Praticamente não ocorreram casos de efeito pepita puro em ambos os experimentos.

Na cultura do feijão-de-vagem (Tabelas 10 a 12) o que mais destacou-se foram as diferenças apresentadas entre os valores de dependência espacial em experimentos realizados a campo e os protegidos. Na estação outono-inverno o cultivo em estufa apresentou 33,3% de modelos com moderada e forte dependência espacial, no cultivo em túnel foram 25% e a campo 94,44%. Na estação primavera-verão, o cultivo em túnel apresentou 25,93% de modelos com moderada e forte dependência e a campo 85,88%. Os valores de IDE em sua maioria foram maiores no campo, o qual também não apresentou nenhuma combinação com efeito pepita puro em ambas épocas. No cultivo em estufa plástica observa-se que geralmente o

menor IDE ou o efeito pepita puro situaram-se indiferente do tamanho de parcela com a utilização das colheitas totais (quatro).

Um fator que pode ter contribuído para que as variações na média da massa fresca de frutos não possuam estruturação dependente da distância entre os pontos de medição pode ter origem na estruturação do experimento, pois na formação das parcelas foram agrupadas plantas vizinhas dentro da linha e não plantas de linhas diferentes que produzissem um desenho geométrico mais adequado para a análise geoestatística, o que pode ter gerado maior uniformidade nos valores de produção pela combinação de plantas em uma região mais semelhante.

Nos diferentes modelos teóricos de semivariograma constatou-se que, de maneira geral, quanto maior foi o efeito pepita, menor foi a contribuição (diferença entre o patamar e o efeito pepita), maior o erro médio quadrático e menor a dependência espacial encontrada. Também verificou-se certa proximidade nos valores de RMSE entre os modelos de semivariogramas utilizados para representar a dependência espacial da média da produção, indicando pouca diferença entre os modelos, sendo o RMSE predominantemente pouco menor na primeira colheita das três culturas em qualquer tamanho de parcela simulado.

## CONCLUSÕES

Para a abobrinha italiana a melhor combinação entre o tamanho de parcela e o número de colheitas, para a obtenção de menores valores do coeficiente de variação, é de sete unidades básicas e metade do ciclo produtivo, em ambas estações de cultivo.

Para o pimentão, com o uso de 23 unidades básicas por parcela e 3 colheitas agrupadas, independente da estação sazonal de cultivo, obtém-se maior precisão experimental.

Para o feijão-de-vagem os menores coeficientes de variação são observados em parcelas com 12 unidades básicas (24 plantas), para os cultivos realizados em estufa e campo e de 14 unidades básicas para os cultivos em túnel, na estação sazonal outono-inverno. Na estação sazonal primavera-verão o tamanho de parcela foi de 15 unidades básicas para os cultivos a túnel e a campo. Em ambas estações sazonais de cultivo o melhor agrupamento de colheita foi a utilização do total colhido.

Os modelos teóricos de semivariograma esférico, exponencial e gaussiano estimados apresentam fraca dependência espacial.

A média da massa fresca de frutos possui distribuição aleatória dentro dos ambientes de cultivo não sofrendo influência do tamanho de parcela ou do número de colheitas realizadas para todas as espécies avaliadas.



## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDRIOLO, J. L. **Olericultura geral: princípios e técnicas**. Santa Maria: UFSM, 2002. 158p.

ANDRIOTTI, J. L. S. Notas de Geoestatística. **Estudos tecnológicos-Acta Geologica Leopoldensia**, São Leopoldo, v. 25, n. 55, p. 3-14, 2002.

BANZATTO, D. A.; KRONKA, S. N. **Experimentação Agrícola**. 3. ed. Jaboticabal: Funep, 1995. 247p.

BATISTA, F. I. et al. Análise espacial da produção de tomate cultivado em ambiente protegido. In: Simpósio de Geoestatística Aplicada em Ciências Agrárias, **Anais...** Botucatu, FCA/UNESP, 2009.

BATISTA, I. F.; ZIMBACK, C.R.L. Análise Espacial de nutrientes e produção de alface cultivada em ambiente protegido. **Revista Irriga**, Botucatu, v. 15, n. 4, p. 401-413, out-dez, 2010.

BOLIGON, A. A. et al. Aleatoriedade de variáveis produtivas e morfológicas da cultura do pimentão em estufa plástica. In: 46º Congresso Brasileiro de Olericultura, 2006, Goiânia. **Horticultura Brasileira - Suplemento**, v. 24. p. 136-136, 2006.

CARDOSO, G. G. G.; KLAR, E.A. Variabilidade especial na produção de alface em ambiente protegido. **Revista Irriga**, Botucatu, v. 16, n. 4, p. 382-394, out-dez. 2011.

CARPES, R. H. et al. Ausência de frutos colhidos e suas interferências na variabilidade da fitomassa de frutos de abobrinha italiana cultivada em diferentes sistemas de irrigação. **Revista Ceres**, p. 590-595, nov-dez. 2008.

CARPES, R. H. et al. Variabilidade produtiva e agrupamentos de colheitas de abobrinha italiana cultivada em ambiente protegido. **Ciência Rural**, Santa-Maria, v. 40, p. 294-301, fev. 2010.

CAMARGO, E. C. G. **Desenvolvimento, implementação e teste de procedimentos geoestatísticos (kriging) no sistema de processamento de informações georreferenciadas (Spring)**. 1997. 106p. Dissertação (Mestrado em Sensoriamento Remoto) - Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, São José dos Campos, 1997.

CARVALHO, J. R. P. et al. **Uso da técnica de mínimos quadrados ponderados para ajuste de modelos ao semivariograma.** Boletim de pesquisa e desenvolvimento 11. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Campinas, SP, 2004.

COELHO, A. M. **Agricultura de precisão: manejo da variabilidade espacial e temporal dos solos e culturas.** Sete Lagoas: Embrapa Milho e Sorgo, 2005.

COUTO, M. R. M. et al. Transformação de dados em experimentos com abobrinha italiana em ambiente protegido. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 39, n. 6, p. 1701-1707, set. 2009.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Sistema Brasileiro de Classificação de Solos.** Brasília: 1999. 412p.

ENVIRONMENTAL SYSTEMS RESEARCH INSTITUTE (ESRI). **ArcGIS Spatial Analysis: Release 10.1.** ESRI, Redlands, CA. 2012.

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

FILGUEIRA, F. A. R. Agrotecnologia moderna na produção e comercialização de hortaliças. **Novo manual de olericultura.** 2. ed. Viçosa: Editora UFV, 2003.

FILHO, A. C. et al. Número de colheitas e comparação de genótipos de tomateiro cultivados em estufa de plástico. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 39, n. 10, p. 953-959, out. 2004.

HAESBAERT, F. M. et al. Tamanho de amostra para experimentos com feijão-de-vagem em diferentes ambientes. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 41, n. 1, p. 38-44, jan. 2011.

HAIR, J. F. et al. **Análise multivariada de dados.** 6. ed. Porto Alegre, RS. Brookman, 2009. 688 p.

JANDEL SCIENTIFIC. Table Curve 3D. **User's Manual.** San Rafael, CA. 1993.

LANDIM, P. M. B.; STURARO, J. R. **Krigagem Indicativa aplicada à elaboração de mapas probabilísticos de riscos.** Geomatématica, Texto Didático 6, DGA,IGCE,UNESP/Rio Claro, 2002.

LANDIM, P. M. B. Sobre geoestatística e mapas. **Terra e Didática**, v. 2, p. 19-33, 2006.

LOPES, S. J. et al. Técnicas experimentais para tomateiro tipo salada sob estufas plásticas. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 28, n. 2, p. 193-197, 1998.

LORENTZ, L. H. **Variabilidade da produção de frutos de pimentão em estufa plástica, relacionada com técnicas experimentais.** 2004. 83f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, RS, 2004.

LORENTZ, L. H. et al. Variabilidade da produção de frutos de pimentão em estufa plástica. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 35, n. 2, p. 316-323, 2005.

LÚCIO, A. D. et al. Variação temporal da produção de pimentão influenciada pela posição e características morfológicas das plantas em ambiente protegido. **Horticultura Brasileira**, v. 24, n. 1, jan-mar. 2006.

LÚCIO, A. D. et al. Variância e média da massa de frutos de abobrinha-italiana em múltiplas colheitas. **Horticultura Brasileira**, Brasília, v. 26, n. 3, p. 335-341, jul-set. 2008.

LÚCIO, A. D. et al. Agrupamento de colheitas de tomate e estimativas do tamanho de parcela em cultivo protegido. **Horticultura Brasileira**, v. 28, n. 2, abr- jun. 2010.

LÚCIO, A. D. et al. Estimativa do tamanho de parcela para experimentos com alface. **Horticultura Brasileira**, v. 29, n. 4, out-dez. 2011.

LÚCIO, A. D. et al. Transformação box-cox em experimentos com pimentão em ambiente protegido. **Horticultura Brasileira**, v. 29, n. 1, jan-mar. 2011.

MAY, A. et al. Produtividade de híbridos de cebola em função da população de plantas e da fertilização nitrogenada e potássica. **Horticultura Brasileira**, v. 25, n. 1, jan-mar. 2007.

MELLO, R. M. et al. Size and form of plots for the culture of the italian pumpkin in plastic greenhouse. **Scientia Agricola**, v. 61, n. 04, p. 457- 461, 2004.

MELO, P. C. T.; VILELA, N. J. **Importância da cadeia produtiva brasileira de hortaliças**. Palestra apresentada na 13ª Reunião ordinária da Câmara Setorial da Cadeia Produtiva de Hortaliças. MAPA. Brasília, 22 nov, 2007. Disponível em: [http://www.abhorticultura.com.br/downloads/cadeia\\_produtiva.pdf](http://www.abhorticultura.com.br/downloads/cadeia_produtiva.pdf). Acesso em 12 mai. 2012.

MIRANDA, N. O. et al. Variabilidade espacial da produtividade do meloeiro em áreas de cultivo fertirrigado. **Horticultura Brasileira**, Brasília, v. 23, n. 2, p. 260-265, abr - jun. 2005.

MORENO, J. A. **Clima no Rio Grande do Sul**. Porto Alegre: Secretaria da Agricultura, 1961. 41 p.

NETER, J.; WASSERMAN. W. **Applied linear statistical models**. Regression, analysis of variance and experimental designs. Homewood, Illinois, 1974.

NTIA/EMBRAPA. Núcleo tecnológico para informática. **SOC - Software científico**. Campinas. 1989.

SANTOS, D. et al. Tamanho ótimo de parcela para a cultura do feijão-vagem. **Revista Ciência Agronômica**, v. 43, n. 1, p. 119-128, jan-mar. 2012.

SANTOS, R. F.; KLAR, A, E. Distribuição da evaporação em estufa plástica na primavera. **Revista Irriga**, Botucatu, v. 6, n. 3, 2001.

SARAMAGO, S. P. et al. planejamento de experimentos e otimização de sistemas mistos. **Famat em revista**, n. 11, out. 2008.

SILVA, M. A. P. et al. Função de resposta da alface americana aos níveis de água e adubação nitrogenada. **Ciência e Agrotecnologia**. Lavras, v. 32, n. 4, p. 1266-1271, jul-ago. 2008.

SILVA, S. G. et al. Espaçamento entre linhas e entre plantas no crescimento e na produção de repolho roxo. **Bragantia**, Campinas, v. 70, n. 3, p. 538-543, 2011.

SOUZA, M. F. et al. Tamanho da amostra para peso da massa de frutos, na cultura da abóbora italiana em estufa plástica. **Revista Brasileira de Agrociência**, v. 8, n. 2, p. 123-128, mai-ago. 2002.

STEEL R. G. D.; TORRIE J. H.; DICKEY D. A. **Principles and procedures of statistics: a biometrical approach**. New York: McGraw- Hill, 1997. 666p.

STORCK, L. et al. Comprimento e largura do tamanho ótimo da parcela experimental em batata. **Ciência Rural**, v. 35, n. 5, p. 1043-1048, set.-out. 2005.

STORCK, L. et al. **Experimentação Vegetal**. Santa Maria: Ed. UFSM, 2006. 198p.

STRASSBURGER, A. S. et al. Dinâmica de crescimento da abobrinha italiana em duas estações de cultivo. **Acta Scientiarum Agronomy**, v. 33, n. 2, p. 283-289, 2011.

VIEIRA, S. R. et al. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardia**, Berkeley, v. 51, n. 3, p. 1-75, Jun, 1983.

ZIMBACK, C. R. L. **Análise especial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento da fertilidade do solo**. 2001. 114p. Tese (livre-Docência) - Faculdade de Ciências Agronômicas, Universidade Estadual Paulista, Botucatu, 2001.