

# VARIABILIDADE ESPACIAL DO NÚMERO DE HASTES DE CAFÉ CONILON NO SUL DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO

**Rone Batista de Oliveira<sup>1</sup>, Samuel de Assis Silva<sup>2</sup>, Gustavo Soares de Souza<sup>2</sup>, Paulo César Marques<sup>3</sup>, Alexandre Cândido Xavier<sup>4</sup>, Julião Soares de Souza Lima<sup>5</sup>**

<sup>1</sup>Mestrando em Produção Vegetal, CCA-UFES, Dept<sup>o</sup> Engenharia Rural, Caixa Postal 16, CEP: 29500-000, Alegre-ES, e-mail: [rone-ms@cca.ufes.br](mailto:rone-ms@cca.ufes.br)

<sup>2</sup>Graduando em Agronomia, CCA-UFES, Alegre-ES, e-mail: [samuel-assis@hotmail.com](mailto:samuel-assis@hotmail.com)

<sup>3</sup>Instituto Capixaba de Pesquisa, Assistência Técnica e Extensão Rural, e-mail: [febn@incaper.es.gov.br](mailto:febn@incaper.es.gov.br)

<sup>4</sup>Prof. Adjunto do Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Espírito Santo - CCA-UFES

<sup>5</sup>Prof. Orientador, Dept<sup>o</sup> Engenharia Rural, CCA-UFES, Alegre-ES, e-mail: [jsslima@yahoo.com.br](mailto:jsslima@yahoo.com.br)

**Resumo** - O objetivo deste trabalho foi analisar a variabilidade espacial do número de hastes de *Coffea canephora* var. Robusta Tropical (EMCAPER 8151) por um período de dois anos através da estatística clássica e geoestatística. O experimento foi realizado no Instituto Capixaba de Pesquisa, Assistência Técnica e Extensão Rural (INCAPER), localizada no município de Cachoeiro de Itapemirim, Espírito Santo. Inicialmente foi construída uma grade irregular totalizando 109 pontos amostrais. Para avaliação foi realizada uma contagem do número de hastes planta<sup>-1</sup> de cada célula, nos anos de 2005 e 2006 nos meses que antecedem a colheita, totalizando 545 plantas. Os resultados demonstraram que apesar da hipótese de igualdade pela estatística clássica do número de hastes planta<sup>-1</sup> para os dois anos, a análise geoestatística não apoiou a mesma hipótese, uma vez que eles apresentaram configurações espaciais diferentes.

**Palavras-chave:** Poda, variabilidade adicional, geoestatística, efeito pepita.

**Área do Conhecimento:** Ciências Agrárias

## Introdução

A tradição na cafeicultura brasileira é a condução do cafeeiro em livre crescimento, sem a adoção de podas, sendo as lavouras mantidas abertas, exigindo, para isso, espaçamentos maiores, principalmente entre linhas onde pode ocorrer fechamento, como ocorre no sistema renque, mecanizado. No caso de cafeeiros conilon, cujas plantas são conduzidas com maior número de hastes (multicaule), é previsto uma poda anual, denominada poda de produção, eliminando as hastes depauperadas, deixando outras novas crescerem, pois a nova área produtiva depende dessas hastes, diferentemente do cafeeiro arábica que é conduzido com saia (MATIELLO et al. 2002).

Existem várias finalidades na aplicação das podas, mas em resumo elas objetivam manter e restabelecer bons níveis de produtividade nos cafezais, combinados com as facilidades de manejo nas lavouras.

A agricultura de precisão é um sistema de manejo agrícola que reconhece a existência da variabilidade no campo em que as práticas agrícolas são diferenciadas entre zonas de manejo, áreas consideradas homogêneas que recebem o mesmo tratamento em toda sua extensão (LAKE et al. 1997).

Atualmente a pesquisa agrícola tem-se apoiado intensamente na utilização da geoestatística, que juntamente com a estatística clássica formaram uma dupla de extraordinária importância agrônômica, decorrente das inúmeras respostas dadas às mais variadas questões existentes que, até então, eram ignoradas (CARVALHO, 2003).

O objetivo do presente trabalho foi analisar a variabilidade espacial do número de hastes de *Coffea canephora* var. Robusta Tropical (EMCAPER 8151) por um período de dois anos através das técnicas de geoestatística e estatística clássica.

## Materiais e Métodos

O experimento foi conduzido na fazenda Experimental Bananal do Norte, pertencente ao Instituto Capixaba de Pesquisa, Assistência Técnica e Extensão Rural (INCAPER), localizada no município de Cachoeiro de Itapemirim, Espírito Santo, situada na latitude 20° 45' 17.31" S e Longitudes 41° 17' 8.86" W.

A área do experimento corresponde aproximadamente a 1,0 ha ocupada com a cultura de café conilon (*Coffea Canephora* Pierre), variedade Robusta Tropical (EMCAPER 8151), desenvolvida pelo INCAPER em 2000. O espaçamento adotado é 2,90 m entre fileiras e 0,90 m na linha de plantio totalizando 3831 plantas

ha<sup>-1</sup>. Inicialmente foi construída uma grade irregular totalizando 109 pontos amostrais. Cada ponto constituiu uma célula composta de cinco plantas. A grade foi devidamente marcada com marcos indicativos e geo-referenciada por meio de GPS e com uma estação base para a correção diferencial das posições. Para avaliação foi realizada uma contagem do número de hastes planta<sup>-1</sup> de cada célula, nos anos de 2005 e 2006 nos meses que antecedem a colheita, com um total de 545 plantas.

Primeiramente, o estudo da variabilidade do número de hastes planta<sup>-1</sup> para cada ano foi baseado na análise descritiva dos dados. Em seguida realizou-se a análise exploratória, dentro da qual se buscou avaliar o atendimento da hipótese de estacionaridade assumida (Gonçalves et al., 2001). Para a verificação dos dados candidatos a "outliers" foram analisados os quartis superiores e inferiores das freqüências. A hipótese de normalidade dos dados, testada pelo teste Shapiro-wilk's a 5% de probabilidade (W), e análise descritiva dos dados foram realizadas pelo programa Statistica 6.0 (2001). Para verificar se os dois anos de avaliação pertencem à mesma população aplicou-se o teste t a 5% de probabilidade.

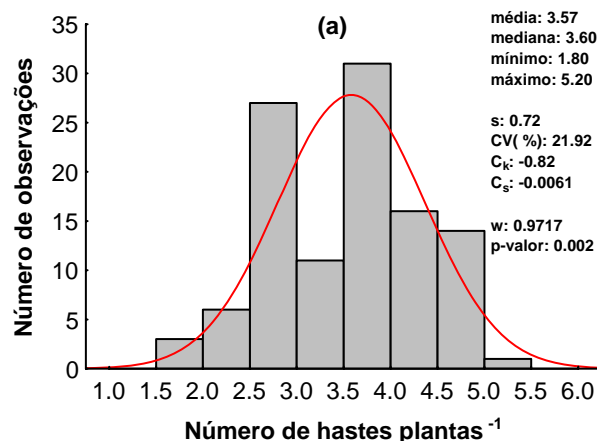
A dependência espacial foi analisada por meio de ajuste de semivariograma (VIEIRA et al. 1983 e ROBERTSON, 1998), com base nas pressuposições de estacionariedade da hipótese intrínseca, estimado por:

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

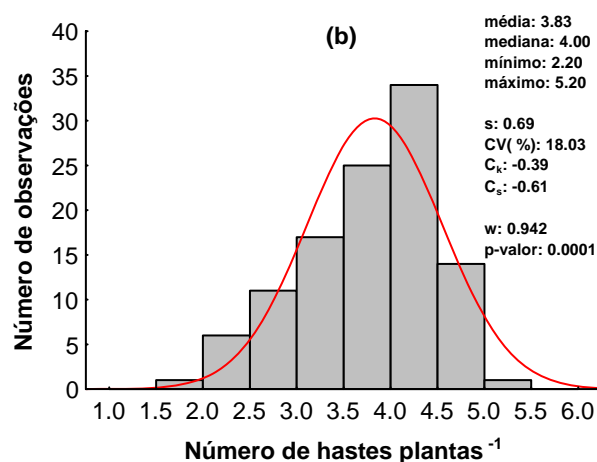
em que, N(h) é o número de pares experimentais de observações Z(x<sub>i</sub>), Z(x<sub>i</sub>+h) separados por um vetor h (distância entre amostras). Após a análise da estrutura espacial entre as amostras da característica avaliada foram definidos os modelos dos semivariogramas para krigagem ordinária (interpolação) e elaboração dos mapas.

## Resultados

Na Figura 1, estão apresentados os resultados da distribuição de frequência e análise descritiva dos parâmetros média, mediana, mínimo, máximo, desvio padrão (s), coeficiente de variação (CV%), coeficiente de curtose (C<sub>k</sub>), coeficiente de assimetria (C<sub>s</sub>) e teste de Shapiro-Wilks a 5% de provabilidade (w) da variável número de hastes planta<sup>-1</sup>, para os anos de 2005 e 2006 após a retirada dos valores periféricos ("outliers").

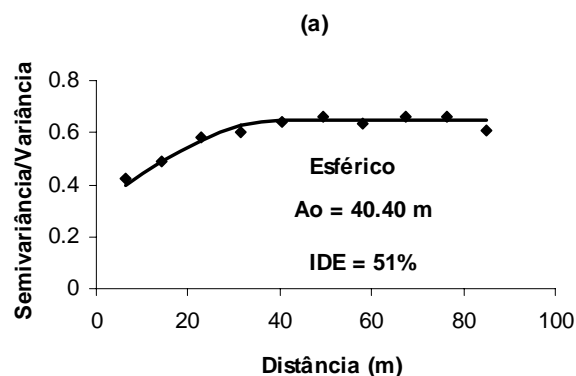


**Figura 1** – Histograma e estatística descritiva do número de hastes planta<sup>-1</sup> para o ano de 2005.

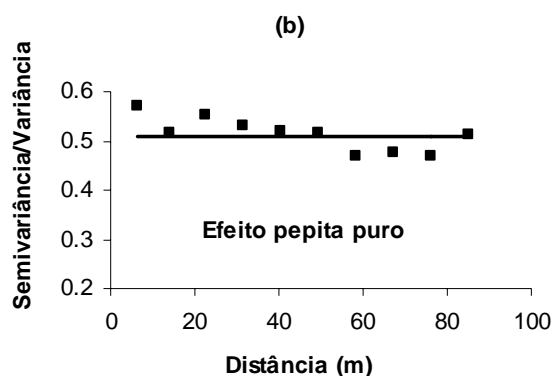


**Figura 2** – Histograma e estatística descritiva do número de hastes planta<sup>-1</sup> para o ano de 2006.

Nas Figuras 3 e 4 estão apresentados os modelos e parâmetros dos semivariogramas escalonados médios do número de hastes planta<sup>-1</sup> para os dois anos de avaliação. É chamado de semivariograma médio porque a direção dos vetores, h, não é considerada, e, implicitamente, assume-se isotropia, ou seja, variabilidade idêntica em todas as direções.

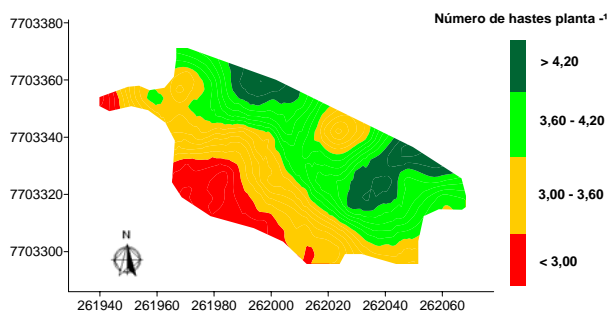


**Figura 3.** Modelo e parâmetro estimado do semivariograma escalonado para o número de hastes no ano de 2005.



**Figura 4.** Modelo e parâmetro estimado do semivariograma experimental para o número de hastes no ano de 2006.

Conhecido o semivariograma da variável, e havendo dependência espacial entre as amostras, foi interpolado os valores pelo método de krigagem ordinária, expressando os resultados em forma de mapas (Figura 3).



**Figura 5 –** Mapa da variável número de hastes planta<sup>-1</sup> classificada por quartis.

## Discussão

Primeiramente foi realizada uma análise exploratória para verificar a presença de valores discrepantes (“outliers”). No ano de 2005 não foi encontrado nenhum valor candidato a “outliers”, porém, para o ano de 2006 foi encontrado um, bem como sua influência sobre as medidas de posição e dispersão, optando-se pela exclusão deste ponto.

Os valores das medidas de tendência central (média e mediana) no ano de 2005 foram semelhantes (Figura 1), indicando distribuições simétricas, o que pode ser confirmado pelos valores de assimetria próximos de zero. O ano de 2006 apresentou um afastamento da simetria com uma distribuição assimétrica à esquerda. Os valores da média nos dois anos foram semelhantes. Estes valores encontrados no trabalho estão dentro dos limites especificados por Silveira et al. (1993), indicando que o número de

hastes planta<sup>-1</sup> não está sendo um fator restritivo ao rendimento das plantas.

A análise de normalidade dos dados foi verificada pelo teste Shapiro-Wilk’s (W), indicando uma distribuição não normal para os dois anos, resultados estes confirmados pelos valores de curtose distantes de zero. Para a curtose, o ano de 2006 apresentou grande agudeza, sendo classificada como leptocúrtica e o ano de 2005 classificada como mesocúrtica (GÓES, 1980). De acordo com Cressie (1991), a normalidade dos dados não é uma exigência da geoestatística, é conveniente apenas que no gráfico de distribuição normal, o atributo não apresente caudas muito alongadas, o que poderia comprometer as análises. Mais importante que a normalidade dos dados é a ocorrência ou não do chamado efeito proporcional, em que a média e a variabilidade dos dados sejam constantes na área em estudo, ou seja, ocorre a estacionaridade necessária ao uso da geoestatística (ISAACS e SRIVASTAVA, 1989). Assim, a partir dos resultados da análise exploratória dos dados, é possível admitir que essa variável apresenta distribuição suficiente para o estudo geoestatístico.

Em geral, verificou-se que a variabilidade do número de hastes planta<sup>-1</sup> medida pelo coeficiente de variação registrou-se média. O coeficiente foi maior no ano de 2005 em relação ao ano de 2006. De acordo com Souza (1992) e observando os valores mínimos e máximos para a variável em estudo na Figura 1 e 2, nota-se que há uma correlação diretamente proporcional entre a amplitude dos dados e o coeficiente de variação. Sendo assim, estes resultados retratam muito bem os coeficientes de variação obtidos. Conforme Libardi et al. 1996, do ponto de vista prático, isso indica que o parâmetro estatístico utilizado para caracterizar a dispersão foi suficiente para representar o fenômeno.

A verificação de distribuição dos valores referentes aos dois anos (Figura 1 e 2) permite a constatação de semelhanças entre ambas, comprovado pelo teste t a 5% de probabilidade. Todavia, a análise geoestatística para ambas as situações não apoiou a mesma hipótese, uma vez que elas apresentaram configurações espaciais diferentes.

Com a finalidade de comparar os semivariogramas, e conseqüentemente, as variabilidades espaciais de cada ano da variável, utilizou-se da técnica de escalonamento, como o utilizado por Vieira et al. (1991). Para o ano de 2005 o resultado da análise geoestatística apresentou dependência espacial com alcance de 40,40 m. O modelo que ajustou melhor foi o esférico, com R<sup>2</sup> de 0,95. Segundo a classificação de Cambardella et al. (1994) o semivariograma apresentou um índice de dependência espacial (IDE) moderado, com relação ao efeito pepita (C<sub>0</sub>)

/ patamar ( $C_0 + C_1$ ), valor dentro do limite de 25 a 75%. Para este ano é possível notar que uma amostragem ao acaso falharia em representar as variações encontradas. Dessa maneira, quando se amostra ao acaso, está se escondendo uma variação que existe e deve ser considerada. Em relação ao ano de 2006 não se encontrou um ajuste de um modelo teórico, apresentando efeito pepita puro ou ausência total de dependência espacial. Segundo Vieira (2000) significa que o alcance, para o dado em questão, é menor que o menor espaçamento entre as amostras. De acordo com Silva (1988) para esse dados têm-se uma distribuição completamente aleatória e a única estatística aplicável é a estatística clássica.

Pela diferença entre estes semivariogramas escalonados, pode-se dizer que os fenômenos que regeram o número de hastes plantas<sup>-1</sup> nos dois anos avaliados não foram parecidos, fazendo com que as variabilidades fossem diferentes. É provável que o efeito climático, tipo de poda e mão-de-obra ao longo dos anos tenha sido o maior responsável por estas diferenças, uma vez que cada planta, isoladamente, apresenta uma arquitetura diferente. Segundo (JHONSON et al., 1996 e SOUZA et al. 1997), em áreas cultivadas, além da variabilidade natural do solo, existem fontes adicionais de variabilidade devidas ao manejo exercido pelo homem, portanto, considerando esta afirmação as condições encontradas neste trabalho refletem a realidade.

O comportamento espacial da variável em estudo para o ano de 2005 está representado na figura 5. Percebe-se que há uma maior concentração de hastes produtivas na região inferior da área, que podem ter ocorrido, ao longo do período de avaliação, devido a vários fatores bióticos e abióticos que interferiram na produtividade, como, por exemplo, a metodologia utilizada na poda das plantas ou problemas relacionados à lixiviação de nutrientes devido à declividade do terreno, o que seria confirmado por uma análise química e física do solo detalhada. De posse desse mapa estimado de número de hastes produtivas, torna-se possível acessar e monitorar a atividade agrícola em nível local aumentando a eficiência dos tratamentos culturais bem como os lucros na cafeicultura, como sugerido por CAMPOS et al. (2005).

## Conclusão

Apesar da hipótese de igualdade pela estatística clássica do número de hastes planta<sup>-1</sup> para os dois anos, a análise geoestatística não apoiou a mesma hipótese, uma vez que eles apresentaram configurações espaciais diferentes.

Além da variabilidade natural das plantas, existem fontes adicionais de variabilidade devido ao manejo exercido pelo homem.

## Agradecimentos

Ao CNPq pela bolsa concedida e ao INCAPER pela disponibilidade da área.

## Referências Bibliográficas

- CAMPOS, D. S.; QUEIROZ, D. M.; PINTO, F. A. C.; SANTOS, N. T. Determinação da variabilidade espacial da produtividade na cafeicultura de montanha com uso de imagens aéreas digitais. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO, 12., 2005, Goiânia, *Anais...* Goiânia: INPE, 2005. p. 65-72.
- CARVALHO, M. P.; TAKEDA, E. Y.; FREDDI, O. S. Variabilidade espacial de atributos de um solo sob videira em Vitória Brasil (SP). *R. Bras. Ci. Solo*, Viçosa, v.27, n.4, 2003.
- CRESSIE, N. **Statistics for spatial data**. New York: John Wiley, 1991.
- GOES, L. A. C. Estatística – uma abordagem decisória. São Paulo, Saraiva, 1980. 428 p.
- GONÇALVES, A. C. A.; FOLEGATTI, M. V.; MATA, J. D. V. Análise exploratória e geoestatística da variabilidade de propriedades físicas de um Argissolo Vermelho. *Acta Scientiarum*. V.23, n.5, 2001.
- ISAAKS, E. H.; SRIVASTAVA, R. M. **Applied geostatistics: introduction to applied geostatistics**. Oxford: University Press, 1989. 561p.
- SILVEIRA, J. S. M.; ROCHA, A. C. Podas. COSTA et al. (Eds.). Manual Técnico para a cultura do café no estado do Espírito Santo. Vitória, ES: SEAG, 1995, p. 54-62.
- LIBARDI, P. L.; MANFRON, P. A.; MORAES, S. O.; TUON, R. L. Variabilidade da umidade gravimétrica de um solo hidromórfico. *R. Brás. Ci. Solo*, Campinas, V. 20, 1996.
- SOUZA, L. S. **Variabilidade especial do solo em sistemas de manejo**. 1992. 162 f. (Tese de Doutorado). Universidade Federal do Rio Grande dos Sul Porto Alegre, 1992.