

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO ESPÍRITO SANTO  
CENTRO UNIVERSITÁRIO NORTE DO ESPÍRITO SANTO  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRICULTURA TROPICAL**

**DIEGO CAPUCHO CEZANA**

**VARIABILIDADE ESPAÇO-TEMPORAL DE  
NUTRIENTES FOLIARES E PRODUTIVIDADE DO  
CAFÉ CONILON**

**São Mateus, ES  
Fevereiro de 2014**

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO ESPÍRITO SANTO  
CENTRO UNIVERSITÁRIO NORTE DO ESPÍRITO SANTO  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRICULTURA TROPICAL**

**VARIABILIDADE ESPAÇO-TEMPORAL DE  
NUTRIENTES FOLIARES E PRODUTIVIDADE DO  
CAFÉ CONILON**

**DIEGO CAPUCHO CEZANA**

Dissertação apresentada à Universidade Federal do Espírito Santo, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Agricultura Tropical, para obtenção do título de Mestre em Agricultura Tropical.

Orientador: Prof. Dr. Fábio Luiz Partelli

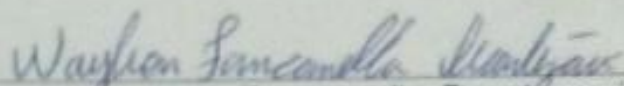
**São Mateus, ES  
Fevereiro de 2014**

# VARIABILIDADE ESPAÇO-TEMPORAL DE NUTRIENTES FOLIARES E PRODUTIVIDADE DO CAFÉ CONILON

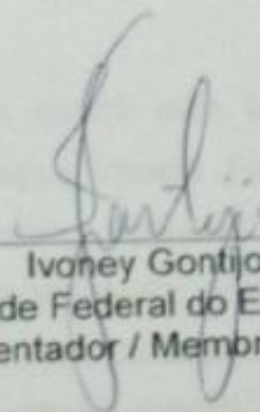
**DIEGO CAPUCHO CEZANA**

Dissertação apresentada à Universidade Federal do Espírito Santo, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Agricultura Tropical, para obtenção do título de Mestre em Agricultura Tropical.


Aprovada em 27 de fevereiro de 2014.



Waylson Zancanella Quartezani  
Instituto Federal do Espírito Santo  
(Membro Externo)



Ivoneý Gontijo  
Universidade Federal do Espírito Santo  
(Co-Orientador / Membro Interno)



Fábio Luiz Partelli  
Universidade Federal do Espírito Santo  
(Orientador)

Dedico esta dissertação a minha mãe Eufemia, meu pai Fernando, aos meus Irmãos Fernanda, Renata, e Filipe, a minha noiva Lediane, ao meu orientador Partelli, meu co-orientador Ivoney e a todos aqueles que contribuíram de alguma forma para a construção deste grandioso trabalho.

## **Agradecimentos**

Primeiramente quero agradecer a Deus que permitiu que tudo isso acontecesse ao longo de minha vida, e não somente nestes anos como universitário e mestrando, mas, que em todos os momentos é o maior mestre que alguém pode conhecer, um Deus de amor que permitiu-me chegar até aqui.

Aos meus pais Eufemia e Fernando pelos momentos de apoio familiar incondicionais. Agradeço e afirmo que estarei eternamente em dívida com vocês. Dívida esta que farei de tudo para honrar e quitar sempre que for possível. O dinheiro investido em mim, infelizmente nunca voltará. A vocês prometo pagar de forma diferenciada. Prometo pagar dando a meus filhos, ao menos metade do amor e da confiança que vocês me deram sempre. Serei plenamente feliz se um dia perceber que meus filhos, mesmo que sejam relapsos como fui, possam contar com a confiança, o respeito e o carinho que vocês tiveram comigo.

A você mãe, que sentiu inúmeras vezes saudades de seu filho, aquele que muitas vezes não pode estar do seu lado em datas especiais, a minha eterna gratidão, respeito e carinho.

A você pai, que me incentivou, que trabalhou dobrado para ver-me chegar até onde cheguei.

A minha irmã Fernanda, muito obrigado pelo seu incentivo, espero, um dia chegar aonde você chegou, ter sua garra e força de vontade.

A minha Irmã Renatinha agradeço também pelo incentivo e apoio dado no início da faculdade, peço também desculpas pela distancia mesmo morando tão pertinho.

Ao meu irmão Filipe meu companheiro de viola, saudades daquele tempo em que tocávamos, que foram separados por uma grande causa na qual hoje venho aqui agradecer. Eu devo obrigados e desculpas que irão me seguir por toda a vida, a todos vocês.

A minha noivinha Lediane que sempre esteve ao meu lado me apoiando e me dando força em todos os momentos. Serei eternamente grato pela sua ajuda nesta fase da minha vida.

Ao Professor Doutor e meu Orientador “Partelli” expresso o meu profundo agradecimento pela orientação e apoio incondicionais que muito elevaram os meus conhecimentos científicos e, sem dúvida, muito estimularam o meu desejo de

querer, sempre, saber mais e a vontade constante de querer fazer melhor. Agradeço também a oportunidade que me deu de me integrar no seu grupo de pesquisa e reconhecimento, com gratidão, não só a confiança que em mim depositou, desde o início, mas também, o sentido de responsabilidade que me incutiu em todas as fases do projeto.

Ao Professor Doutor “Ivoney” o meu sincero agradecimento pela coorientação neste Projeto. Muito obrigado pelo profissionalismo, pela total disponibilidade que sempre revelou para comigo. O seu apoio foi determinante na elaboração desta Tese.

Agradeço a todos os professores por me proporcionar o conhecimento não apenas racional, mas a manifestação do caráter e afetividade da educação no processo de formação profissional, por tanto que se dedicaram a mim, não somente por terem me ensinado, mas por terem me feito aprender. A palavra mestre, nunca fará justiça aos professores dedicados aos quais sem nominar terão os meus eternos agradecimentos.

Gostaria de agradecer a Universidade Federal do Espírito Santo por abrirem as portas para que eu pudesse realizar este sonho que era a minha dissertação de mestrado. Proporcionaram-me mais que a busca de conhecimento técnico e científico, mas, uma lição de vida.

Agradeço a oportunidade e o privilégio que tive em frequentar esse programa de mestrado (PPGAT) que muito contribuiu para o enriquecimento da minha formação acadêmica e científica.

Agradeço também a CAPES, a FAPES e CNPQ pelo apoio financeiro. Obrigado a todos pelo apoio!

A Elizeu Bonomo, Italo e Sávio por me ter proporcionado as condições necessárias para a elaboração da minha Tese e por permitir a minha pesquisa em sua propriedade. Agradeço também a sua simpatia e disponibilidade.

Meus agradecimentos também aos amigos da faculdade, companheiros de república e irmãos na amizade e na fé que fizeram parte da minha formação e que vão continuar presentes em minha vida com certeza.

Eu Tenho tanta gente para agradecer que tenho muito medo de ser injusto com algum dos ‘meus’. De todo modo, fica aqui a tentativa de agradecer a alguns, e que estes representem todos os outros.

Gostaria de agradecer a todos aqueles que contribuíram de forma decisiva para a sua concretização.

Por último, manifesto um sentido e profundo reconhecimento à minha família pelo apoio incondicional ao longo destes anos. Expresso sentimento idêntico em relação a todos os meus amigos de longa data.

A todos que me ajudaram a ser quem sou, que depositam confiança em mim e para os quais sou uma esperança, resta-me afincadamente não vos desiludir. .

Escrever uma dissertação de Mestrado é uma experiência enriquecedora e de plena superação. A realização desta dissertação marca o fim de uma importante etapa da minha vida, e o início de um novo caminho.

Muito obrigado...

## SUMÁRIO

RESUMO.....	4
ABSTRACT .....	5
1. INTRODUÇÃO .....	6
2. REVISÃO DE LITERATURA .....	8
2.1 Gênero <i>Coffea</i> .....	8
2.2 Geoestatística .....	9
2.2.1 Variograma .....	11
2.2.2 Índice de dependência espacial.....	13
2.2.3 Krigagem .....	14
2.2.4 Geoestatística na cafeicultura.....	16
3. CAPITULO 1 .....	17
3.1 VARIABILIDADE ESPAÇO-TEMPORAL DE MACRONUTRIENTES FOLIARES E PRODUTIVIDADE DO CAFÉ CONILON .....	17
3.1.1 Resumo .....	17
3.1.2 Abstract.....	18
3.1.3 Introdução .....	19
3.1.4 Material e métodos .....	20
3.1.5 Resultado e discussão.....	23
3.1.6 Conclusão .....	35
3.1.7 Referências bibliográficas.....	36
4. CAPITULO 2 .....	39
4.1 VARIABILIDADE ESPAÇO-TEMPORAL DE MICRONUTRIENTES FOLIARES E PRODUTIVIDADE DO CAFÉ CONILON .....	39
4.1.1 Resumo .....	39
4.1.2 Abstract.....	40
4.1.3 Introdução .....	41
4.1.4 Material e métodos .....	42



4.1.5 Resultado e discussão.....	45
4.1.7. Conclusão.....	57
4.1.6. Referências Bibliográficas .....	58
5. CONCLUSÃO.....	61
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	62

## RESUMO

CEZANA, Diego Capucho; M.Sc.; Universidade Federal do Espírito Santo; Fevereiro de 2014; **Variabilidade espaço-temporal de nutrientes foliares e produtividade do café Conilon**; Orientador: Fábio Luiz Partelli, Co-orientadores: Ivoney Gontijo e Marcelo Barreto da Silva.

A agricultura de precisão trouxe ferramentas que permitem considerar as plantas de uma lavoura, não como um ambiente homogêneo, e sim em toda a sua variabilidade. Ferramentas como o variograma e a krigagem possibilitam a construção de mapas por meio da interpolação dos pontos amostrais que apresentam dependência espacial entre si, fazendo desse modo, se conhecer pontos dentro da malha amostral, sem a necessidade de amostragem. Objetivou-se no presente estudo descrever a variabilidade espacial e temporal dos nutrientes foliares e produtividade de uma lavoura de café Conilon em duas épocas de amostragem. O trabalho foi conduzido em uma lavoura comercial de café Conilon da variedade denominada Bamburral, em regime de irrigação por microaspersão, no município de São Mateus - Espírito Santo. A área experimental possui dimensões de 100 x 115 m, onde se amostrou uma malha de 100 pontos com distância mínima de 2 m entre eles. A produtividade da lavoura foi estimada por meio da colheita de uma planta a cada ponto amostral. Os atributos estudados apresentaram estrutura de dependência espacial moderada, sendo o modelo esférico o que melhor se ajustou para todas as variáveis avaliadas. A maior variabilidade foi obtida pela produtividade na época 1 (CV 66,66%), e a menor, para o N também da época 1 (CV 9,21%). Ambas as variáveis apresentaram distribuição normal, com alcance de 14,31 e 44,0 m, respectivamente. O coeficiente de variação dos micronutrientes Fe, Zn, Cu, Mn e B nas duas épocas foi classificado como moderado. Os macronutrientes K, Ca, Mg e S na época 1 foram classificados como moderados enquanto o N e o P apresentaram CV baixo, na época 2 o CV moderado foi apresentado pelo P, Ca, Mg e S e o CV baixo foi apresentado pelo N e K.

**Palavras-chave:** Variograma, krigagem, agricultura de precisão, *Coffea canephora*.

## ABSTRACT

CEZANA, Diego Capucho; M.Sc.; Federal University of Espírito Santo; February 2014; **Variability and spatial correlation of the macro and micronutrients leaf with the productivity of coffee Conilon**; Advisors: Fábio Luiz Partelli, Co-advisors: Ivoney Gontijo and Marcelo Barreto da Silva.

Precision agriculture brought tools that allow us to consider the plants a crop, not as a homogeneous environment, but in all its variability. Tools such as kriging the semivariogram and enable the construction of maps by interpolation of sample points that have spatial dependency between them, thereby causing, if known points in the sampling grid, without the need for sampling. The objective of applying geostatistics to coffee crop and investigate the spatial variability of attributes related to plant productivity, foliar N, P, K, Ca, Mg, Fe, Zn, Cu, Mn and B making estimates using the kriging technique presumes spatial variability and identify interrelationships of these attributes in space. The study was conducted on a commercial crop Conilon coffee variety called Bamburral, under irrigation, micro spray, in São Mateus state of Espírito Santo - Brazil. The experimental area has dimensions of 100x115 m, where we sampled a grid of 100 points with a minimum distance of 2 m between them. The crop productivity was estimated by harvesting a plant every sample point. The attributes studied showed moderate spatial dependence structure, the spherical model being the best fit for all variables. The greatest variability was obtained by productivity in season 1 (CV 66.66%) and the lowest for the season 1 also N (CV 9.21%). Both variables were normally distributed, with a range of 14,31 and 44,0 m, respectively. The coefficient of variation of the micronutrients Fe, Zn, Cu, Mn and B in the two seasons we observed a moderate CV, being in season 1, following 30,77; 19,02; 37,36; 32,75 and 37,21 respectively in season 2 the following 37,62; 32,20; 24,62; 32,30; 17,30 respectively. The coefficient of variation of the micronutrients Fe, Zn, Cu, Mn and B in the two periods was classified as moderate. The K, Ca, Mg and S macronutrients in season 1 were classified as moderate while the N and P showed low CV, then 2 moderate CV was presented by P, Ca, Mg and S and low CV was presented by N and K.

**Key words:** Variogram, kriging, precision agriculture, *Coffea canephora*.

## 1. INTRODUÇÃO

A produção mundial de café no ano de 2012 foi superior a 144 milhões de sacas de 60 kg, produzido principalmente nos países considerados em desenvolvimento (ICO, 2014).

Na safra de 2013, a produção brasileira de café foi de 49,15 milhões de sacas de 60 quilos em uma área de 2,016 milhões de hectares. A produção do robusta (Conilon) foi de 10,86 milhões de sacas. A produção do café Arábica foi de 38,28 milhões de sacas, e tem como maior produtor o Estado de Minas Gerais, com uma produção de 27,38 milhões de sacas de café beneficiado (CONAB, 2014).

A cultura do café Conilon está presente em 65 dos 78 municípios do Espírito Santo o que representa mais de 80% dos municípios (PEZZOPANE et al., 2010). O Estado se destaca como maior produtor de café Conilon, com a produção em 2013 de 8,21 milhões de sacas beneficiadas do produto (CONAB, 2014).

Essa produção é oriunda de um parque cafeeiro em produção de 283.12 mil hectares. A produtividade média na safra de 2013 foi de 29,0 sacas de 60 quilos do produto beneficiado por hectare para Estado do ES (CONAB, 2014).

O emprego de técnicas de agricultura de precisão, bem como sua utilização no manejo localizado da fertilidade do solo, vem sendo amplamente utilizado. Os insumos tem variação em suas dosagens, o que visa atender as especificidades de cada local, otimizando o processo de produção e reduzindo os impactos ambientais causados pelas práticas agrícolas. Portanto, é imprescindível a caracterização da variabilidade espacial dos atributos químicos e físicos do solo por meio de amostragem capaz de representar tais variações (BOTTEGA et al., 2013).

A obtenção de informações a respeito da variabilidade espacial dos atributos do solo e das plantas é de grande importância para a avaliação de sua fertilidade;

levantamento, mapeamento e classificação de solos; desenvolvimento de esquemas mais adequados de amostragem, entre outros, visando à melhoria das condições de manejo (SOUZA, 1992).

A adoção de técnicas adequadas, que levem em consideração a fertilidade do solo bem como o estado nutricional das plantas devem ser consideradas no manejo da lavoura (SILVA et al., 2011), proporcionando assim uma nutrição mais equilibrada das plantas.

Para se aplicar um manejo localizado é necessário conhecer o mapa de produtividade da lavoura, sendo esta a primeira etapa a ser observada, pois desse modo será possível visualizar a variabilidade espacial da produção. A correlação entre o mapa da produção e os elementos químicos permite a tomada de decisão sobre o manejo a ser adotado (BIFFI; RAFAELI, 2008).

A correlação existente entre o mapa de produção e os elementos químicos ajuda não somente na tomada de decisões em relação ao manejo a ser adotado, mas, também conhecer e quantificar a variação dos atributos do solo e os atributos relativos à planta (ZUCOLOTO et al., 2011).

A análise química do tecido vegetal mostra de maneira detalhada a nutrição da planta, sendo assim, se apresenta como uma das melhores técnicas de avaliação de disponibilidade dos nutrientes no solo, pois a planta é utilizada como extrator desses elementos químicos do solo.

Objetivou-se no presente trabalho descrever a variabilidade espacial e temporal dos nutrientes foliares e produtividade de uma lavoura de café Conilon no norte do Estado do Espírito Santo.

## 2. REVISÃO DE LITERATURA

### 2.1 Gênero *Coffea*

O gênero *Coffea* é representado por pelo menos 124 espécies, destacando-se comercialmente *C. arabica* (café Arábica) e *C. canephora* (café Conilon ou robusta), pertencentes a família Rubiaceae (DAVIS et al., 2011).

A espécie *C. canephora* Pierre é originária das florestas tropicais úmidas, de baixas altitudes, que se estendem desde a costa oeste até a região central do continente africano (RENA et al., 1994). No Brasil, o *C. canephora* é usualmente cultivado em regiões de baixa altitude em até no máximo 400 m de altitude, principalmente nos Estados do Espírito Santo, Rondônia e Bahia. Adaptado a temperaturas elevadas com característica de tolerância a seca prolongada devido possuir um sistema radicular profundo e bem desenvolvido.

O cafeeiro Conilon é uma planta diplóide, apresentando autoincompatibilidade gametofítica sendo, portanto, autoestéril e alógoma (CONAGIN & MENDES, 1961). Sua multiplicação é por meio de fecundação cruzada e a produção de mudas devido a essa característica é realizada principalmente por meio de propagação vegetativa.

A planta e sementes viáveis do cafeeiro Arábica foram introduzidas no Brasil, no Estado do Pará no ano de 1727 tendo sido trazida da Guiana Francesa pelo Sargento-Mor Francisco de Mello Palheta. Devido às condições climáticas favoráveis, o cultivo de café se espalhou rapidamente pelo território brasileiro, se desenvolvendo durante os anos e se tornando uma *commodity* de valiosa importância para economia do país (MARTINS, 2008).

O café conilon foi introduzido no estado do Espírito Santo pelo seu governador Jerônimo Monteiro em 1911 (MERLO, 2008). Aproximadamente 2000 mil mudas de café e 50 litros de sementes foram distribuídas no sul e centro-sul do estado, mas não desenvolveram pela preferência pelo café Arábica (GLAZAR, 2005).

Em 1971 que realmente se iniciou o plantio comercial do café conilon no Espírito Santo, antes disso ocorreu queima de milhões de sacas de café e erradicação de lavouras inteiras de café. A partir da década de 80 surgem mudas propagas por estacas facilitando a padronização da lavoura e aumentando sua produtividade (PARTELLI et al., 2006).

## 2.2 Geoestatística

A adoção de técnicas ligadas diretamente ao conceito de agricultura de precisão vem se difundindo no Brasil. As maiores dúvidas que vem surgindo com o uso dessa ferramenta é a forma de interpretar de maneira correta a enorme quantidade de informação coletada, a fim de auxiliar na tomada de decisões para a aplicação do correto tratamento da variabilidade que existe nas lavouras. A variabilidade que é observada na colheita, em relação à produtividade, provêm de diversas causas, nunca podendo atribuir essa variabilidade a um único fator (SOUZA et al., 2010).

O conhecimento da distribuição espacial dos atributos do solo em determinada área é importante para avaliação dos efeitos das práticas de manejo sobre a qualidade do solo e no auxílio à tomada de decisões futuras (CAMBARDELLA, 1994).

O cultivo de cafeeiros no Brasil ocorre em ambientes com grande diversidade de clima, solo, relevo, características fisiológicas (cultivares, idade e outros), pragas e doenças, manejo (sistema de plantio, sistemas de irrigação, mecanização, sistemas de adubação e pulverização), dentre outras características. A diversidade desses fatores pode influenciar fortemente sobre a produtividade do cafeeiro, pois uma lavoura que é manejada de forma homogênea pode acarretar redução de rentabilidade do produtor rural. Voltada para essa vertente, análises espaciais levando em conta a produtividade relacionada com atributos do solo e da planta tendem a possibilitar o gerenciamento mais eficiente do processo produtivo (ALVES et al., 2009).

A aplicação de novas tecnologias na agricultura, visando obter um melhor conhecimento da variação de atributos químicos e físicos do solo e planta é importante para o levantamento e manejo do solo e condução da cultura, desse modo, podendo maximizar a produção aumentando a produtividade, por isso, o planejamento de esquemas de amostragem e gerenciamento de práticas agrícolas é também de grande importância para que o objetivo almejado seja alcançado (SILVA et al., 2010b).

A combinação de dados espacialmente distribuídos da produção agrícola, como os de produtividade e atributos do solo, constitui importante ferramenta de diagnóstico para o uso mais eficiente das informações, possibilitando melhor manejo da variabilidade no campo (OLIVEIRA et al., 2011).

Trabalhos foram desenvolvidos objetivando a análise das relações espaciais entre mapas de produtividade e atributos de solo (CAMPOS et al., 2009; ROSA FILHO et al., 2009; GONTIJO et al., 2012 ) Estudos geoestatísticos com auxílio de variogramas experimentais têm comprovado a dependência espacial para micronutrientes no solo (COUTO; KLAMT, 1999; MONTEZANO et al., 2006), e também para os macronutrientes cálcio, magnésio, potássio e fósforo onde foi verificada dependência espacial e sempre havendo uma maior ocorrência do modelo esférico por obter um melhor ajuste (SILVA et al., 2007; SANTOS et al., 2012).

Vieira (2009) ressalta a necessidade de utilizar a geoestatística para avaliar a variabilidade espacial das amostragens em campo, para assim, poder verificar a dependência espacial entre os pontos por meio do variograma. Após a detecção da dependência espacial é possível estimar valores para locais não amostrados, com variância mínima e sem tendenciosidade, por meio do método de krigagem. Dessa forma, a geoestatística se revela uma ferramenta adequada para estudos que envolvem qualidade do solo (OLIVEIRA et al., 2011).

O conhecimento da distribuição de frequência dos dados de uma variável tem importantes consequências práticas, pois a análise da variância e os testes de significância usados rotineiramente na Estatística Clássica (Tukey, F, t, e outros) baseiam-se na distribuição normal. Entretanto, esse fato não deve ser motivo de maiores preocupações quando se aborda somente a geoestatística (CLARK, 1979). Segundo Vieira (2000), o estudo da variabilidade de atributos pode ser realizado pela estatística clássica complementando a geoestatística ou vice-versa.

A geoestatística é uma importante ferramenta de análise da distribuição espacial de doenças (ALVES et al., 2006) e da variabilidade de características do solo (CARVALHO et al., 2011), pois os métodos estatísticos clássicos que são utilizados não descrevem de maneira apropriada dados que expressem continuidade ou dependência espacial entre si, portanto, essa ferramenta inovadora permite quantificar a magnitude e o grau de dependência espacial e descrever minuciosamente a variabilidade espacial das variáveis em estudo por meio de um interpolador exato e preciso (UCHÔA et al., 2011).

Com o uso de técnicas geoestatísticas também é possível determinar a acurácia e a confiabilidade dos experimentos, evidenciando mínimas diferenças entre tratamentos que não se constataria com o pressuposto de erros aleatórios, considerados na análise clássica de dados (PONTES, 2002). De acordo com Clark



(1979), a metodologia elaborada para analisar esse tipo de dados é a estatística espacial ou a geoestatística, desenvolvida por Matheron (1971), baseada nas teorias das variáveis regionalizadas.

A geoestatística permite a caracterização da estrutura da dependência espacial das variáveis em estudo, por meio do ajuste do variograma. Posteriormente, é permitida a predição não tendenciosa, com variância mínima de valores em locais não amostrados, e o mapeamento da variável pelo processo de krigagem. Essa metodologia foi utilizada com sucesso no estudo de doenças de plantas. (CARVALHO, 2008).

A geoestatística busca retirar dos dados coletados aleatoriamente de um fenômeno as suas características estruturais probabilísticas, detectando a existência de variabilidade e a dependência espacial, interpolando as variáveis estudadas de forma exata e precisa. Para realizar a modelagem geoestatística, pode-se utilizar a técnica da krigagem. Essa técnica estima, por meio de médias móveis, valores de variáveis distribuídas no espaço a partir de valores próximos, enquanto considerados como interdependentes por uma função denominada variograma ou variograma. No processo básico da krigagem, a estimativa é realizada para determinar um valor médio em um local não amostrado. É um processo de estimativa de valores distribuídos no espaço e tempo, sendo um interpolador exato que leva em consideração todos os valores observados em uma determinada área (LANDIM, 2003).

### **2.2.1 Variograma**

Um dos métodos para estimar a dependência espacial e temporal de amostras vizinhas é a autocorrelação, mas quando a amostragem se dá em duas direções esse método não pode mais ser aplicado, então o método que se adequa a esse tipo de amostragem é o variograma (SILVA & LIMA, 2012).

O variograma quantifica a dependência espacial dentro de uma malha amostral e define parâmetros para estimar valores em locais não amostrados, através de uma técnica conhecida como krigagem (SOUZA et al, 1997; SALVIANO et al, 1998; MOTOMIYA et al., 2006) sendo esta interpolação realizada somente dentro de uma área delimitada, ou seja, dentro da malha amostral pré-definida.

O variograma é uma ferramenta básica de suporte às técnicas de Krigagem, permitindo que a variação do fenômeno regionalizado no espaço possa ser representada quantitativamente (HUIJBREGTS, 1975).

A definição teórica dessas ferramentas é baseada na teoria das funções aleatórias (JOURNEL & HUIJBREGTS, 1978; BRAGA, 1990), que apresenta a estimativa experimental dessas estatísticas. Supondo que  $Z(x)$  represente o valor da variável para o local  $x$ , onde  $x$  é o vetor  $(x, y)$  e  $Z(x+h)$  representa o valor da mesma variável para alguma distância  $h$  (ou “lag”), em qualquer direção. O variograma resume a continuidade espacial para todos os pareamentos (comparação entre dois valores) e para todos os  $h$  significativos.

Pode ser estimado através da equação da semivariância:

(1)

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

onde:

$N(h)$  = número de pares de valores medidos  $Z(x_i)$ ,  $Z(x_i+h)$  separados por um vetor  $h$ .

O gráfico de  $\gamma(h)$  versus os valores correspondentes de  $h$ , chamado variograma, é uma função do vetor  $h$  e, portanto, dependem de ambos em magnitude e direção de  $h$ .

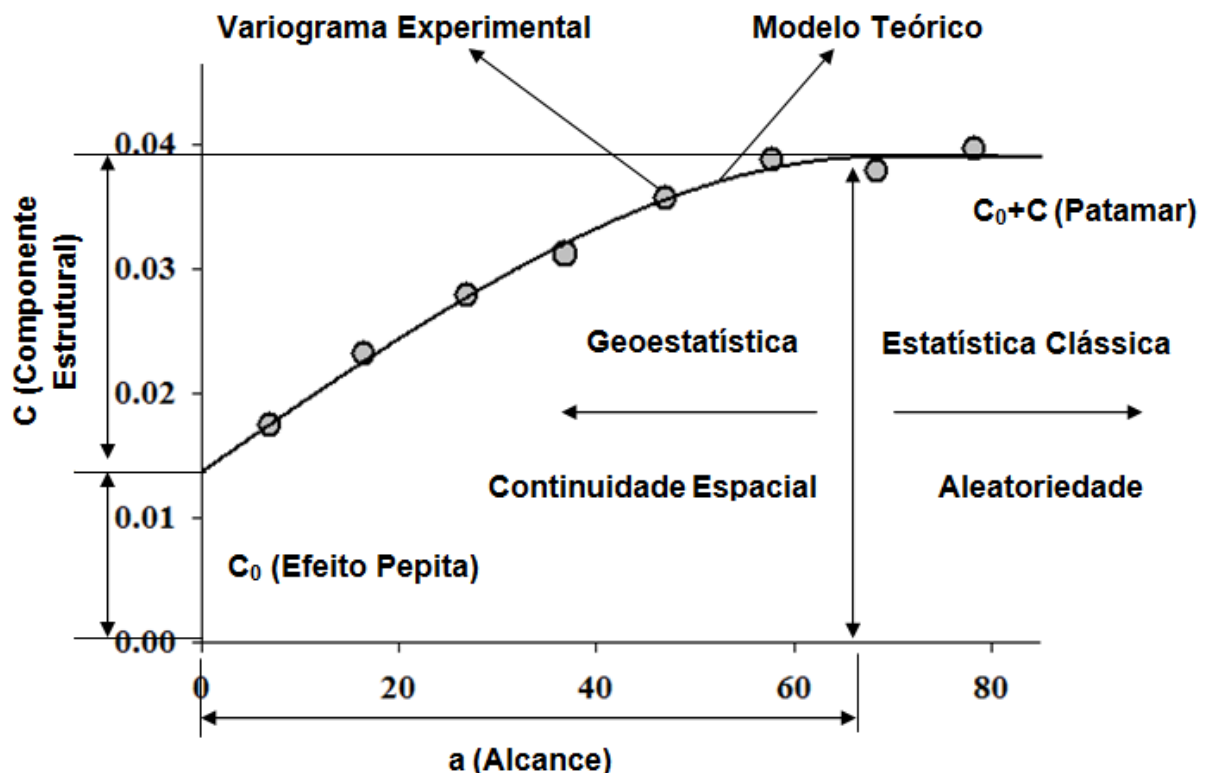
De acordo com Isaaks e Srivastava (1989) à medida que  $h$  aumenta a variância  $\gamma(h)$  também aumenta até um valor máximo no qual ele se estabiliza correspondente à distância “a” sendo esta a distância limite da dependência espacial.

Este valor no qual  $\gamma(h)$  se estabiliza chama-se patamar ( $C_0+C$ ), e é aproximadamente igual à variância dos dados,  $\text{Var} [Z(x_i)]$ . O valor de efeito pepita ( $C_0$ ) pode ser atribuído a erros de medição ou ao fato de que os dados não foram coletados a intervalos suficientemente pequenos, para mostrar o comportamento espacial subjacente do fenômeno em estudo, isto é, não é capturado um fenômeno numa escala maior.

Medições localizadas a distâncias maiores que o alcance, tem distribuição espacial aleatória e por isto são independentes entre si. Para estas amostras, a estatística clássica pode ser aplicada sem restrições. Por outro lado, amostras

separadas por distâncias menores que o alcance estão correlacionadas umas às outras, o que permite que se façam interpolações para espaçamentos menores do que os amostrados, assim toda amostra cuja distância ao ponto a ser estimado for menor ou igual ao alcance, fornece informações sobre o ponto (VIEIRA, 2000).

Dessa maneira, o alcance ( $a$ ) é a linha divisória para a aplicação de geoestatística ou estatística clássica, e por isso o cálculo do variograma deveria ser feito rotineiramente para dados de campo para garantir as hipóteses estatísticas sob as quais serão analisados (VIEIRA, 2000).



**Figura 1.** Variograma típico com seus principais componentes (adaptado de ISAACS & SRIVASTAVA, 1989).

### 2.2.2 Índice de dependência espacial

O variograma expressa o comportamento espacial da variável regionalizada ou de seus resíduos e mostra o tamanho da zona de influência em torno de uma amostra, a variação nas diferentes direções do terreno, indicando também continuidade da característica estudada (LANDIM, 1998).

Para medir a dependência espacial é utilizada a % da variância do efeito pepita. Os seguintes intervalos foram determinados para avaliar a % da variância do efeito pepita:  $\leq 25\%$  - forte dependência espacial; entre 25% e 75% - moderada dependência espacial e  $\geq 75\%$  - fraca dependência espacial, denominado de IDE (Índice de Dependência Espacial) (CAMBARDELLA et al., 1994):

(2)

$$IDE = \frac{C_0}{C_0 + C} \times 100$$

Zimback (2001) propôs a inversão dos fatores, como:

(3)

$$IDE = \frac{C}{C_0 + C} \times 100$$

e o grau de dependência espacial da variável em estudo é classificado como variável independente espacialmente, ou seja, a relação entre a componente estrutural e o patamar for igual a zero % (0%), neste caso o variograma será com efeito pepita puro. A variável também pode ser classificada como de fraca dependência espacial, quando seu componente estrutural apresenta um valor menor ou igual a 25% do patamar. Pode ser também classificada como de moderada dependência espacial, apresentando um componente estrutural entre 25% e 75% do patamar e como de forte dependência espacial, que mostra o seu componente estrutural representando entre 75% e 100% do patamar.

### 2.2.3 Krigagem

A Krigagem é o método sofisticado de interpolação de dados (PORTO et al., 2011), que usa a dependência espacial expressa no variograma entre amostras vizinhas para estimar valores em qualquer posição dentro do campo amostral, sem tendência e com variância mínima. Estas duas características fazem da Krigagem um interpolador ótimo (BURGESS & WEBSTER, 1980; GOMES & CRUZ, 2002; MOTOMIYA et al., 2006). Todavia não há garantia que o mapa gerado pela Krigagem tenha o mesmo variograma e a mesma variância que os dados originais, pois se trata de um método que elabora um mapa com valores suavizados.

Essa questão é resolvida pela simulação, permitindo a geração de diversos mapas, cada um com seu variograma e a sua variância, mas sendo todos muito aproximados, praticamente iguais aos dados originais (PORTO et al., 2011). De forma teórica quando se calcula a média de vários mapas simulados obtêm resultados bem próximos dos reais, possibilitando prognósticos mais precisos (BURGESS; WEBSTER, 1980).

Existem diversos tipos de krigagem, dentre elas a krigagem simples, ordinária indicativa, universal, em blocos, fatorial entre outras, sendo a mais comumente utilizada por diversos autores a krigagem ordinária (SILVA & LIMA, 2009; SILVA, et al., 2010a; SILVA, et al., 2010b; SILVA, et al., 2010c; FERRAZ et al., 2012; SILVA & LIMA, 2012; LIMA, et al., 2013; BOTTEGA, et al., 2013), e quando a normalidade dos dados é satisfeita, a estimativa de valores em locais não medidos, utilizando-se o método da krigagem na interpolação, tem sua eficiência aumentada, apresentando melhores resultados em relação a outros métodos (PAZ et al., 2001), mas, a normalidade dos dados não é requisito obrigatório para a análise geoestatística.

Esse interpolador geoestatístico utiliza um estimador linear não viciado com mínima variância, leva em consideração a estrutura de variabilidade espacial encontrada para o atributo e é definido pela seguinte equação:

$$z^*(x_i, x_i + h) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i, x_i + h) \quad (4)$$

Sujeito a:

$$\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \quad (5)$$

em que  $z^*(x_i, x_i+h)$  é o estimador para um ponto  $(x_i, x_i+h)$  da região e  $\lambda_i$  são os pesos usados na estimativa.

#### 2.2.4 Geoestatística na cafeicultura

Em uma área cultivada com café Arábica ao analisar os dados coletados em cada ponto amostral utilizando a estatística descritiva, foram observados valores discrepantes “outliers” dos atributos físicos e químicos do solo, também foi observada sua influência nas medidas de posição e dispersão dos pontos, levando a eliminação dos mesmos (SILVA et al., 2010a; SILVA; LIMA, 2012). Em um trabalho onde se estudou a variabilidade espacial de atributos químicos do solo e ao analisar os resultados obtidos através do conjunto de dados foi observado que eles também apresentaram “outliers”, mas neste caso não foi necessário que esses dados fossem retirados, pois, sua presença não afetava a medida de posição, dispersão e a distribuição normal dos dados (LIMA et al., 2013).

Utilizando a Geoestatística para estudar a variabilidade espacial dos atributos químicos de um solo com certo grau de declive onde se cultiva café Arábica, chegaram à conclusão que ao longo de uma encosta os nutrientes têm sua disponibilidade reduzida, acidez considerável, menores teores de matéria orgânica na porção central da área e valores elevados de alumínio trocável na parte superior (SILVA et al., 2010b).

A produção de café apresentando alcance de 358 m confirma os resultados encontrados por Miller et al. (1988), indicando que o comportamento das plantas acompanha a distribuição e variação dos nutrientes no solo. Foi observado que as propriedades granulométricas de solos intensamente manejados possuem dependência do relevo (SANCHES et al., 2005).

O estudo da variabilidade espacial e temporal do fósforo, potássio e da produtividade de uma lavoura cafeeira obteve resultados mostrando que o nível do efeito pepita é zero para as análises de fósforo coletadas nos anos de 2007, 2008, 2009, e o mesmo ocorreu para as análises de potássio, somente com exceção do ano de 2009 (FERRAZ et al. 2012). Em uma pesquisa realizada com o intuito de estudar a variabilidade espacial de atributos químicos e produtividade da cultura do café gerou resultados que contrastaram com os resultados obtidos por Ferraz et al. (2012), evidenciou-se que o valor do coeficiente de variação dos atributos químicos foram elevados, e, de modo geral, também, o valor de efeito pepita foi elevado (SILVA et al., 2008).

### 3. CAPITULO 1

#### 3.1 VARIABILIDADE ESPAÇO-TEMPORAL DE MACRONUTRIENTES FOLIARES E PRODUTIVIDADE DO CAFÉ CONILON

##### 3.1.1 Resumo

CEZANA, Diego Capucho; M.Sc.; Universidade Federal do Espírito Santo; Fevereiro de 2014; **Variabilidade espaço-temporal de macronutrientes foliares e produtividade do café conilon**; Orientador: Fábio Luiz Partelli, Co-orientadores: Ivoney Gontijo e Marcelo Barreto da Silva.

A geoestatística permite considerar as plantas de uma lavoura não como um ambiente homogêneo, e sim em toda a sua variabilidade. Ferramentas como variograma e a krigagem possibilitam a construção de mapas por meio da interpolação dos pontos amostrais espacialmente dependentes. Objetivou-se no presente estudo descrever a variabilidade espacial e temporal dos macronutrientes foliares e produtividade de uma lavoura de café Conilon em duas épocas de amostragem. O trabalho foi conduzido em uma lavoura comercial de café Conilon da variedade denominada Bamburral, em regime de irrigação por microaspersão, no município de São Mateus-Espírito Santo. A área experimental possui dimensões de 100 x 115 m, onde se amostrou uma malha de 100 pontos com distância mínima de 2 m entre eles. A produtividade da lavoura foi estimada por meio da colheita de uma planta a cada ponto amostral. Os atributos estudados apresentaram estrutura de dependência espacial moderada, sendo o modelo esférico o que melhor se ajustou para todas as variáveis avaliadas. A maior variabilidade foi obtida pela produtividade na época 1 (CV 66,66%), e a menor, para o N também da época 1 (CV 9,21%). Ambas as variáveis apresentaram distribuição normal, com alcance de 14,31 e 44,0 m, respectivamente. A produtividade aumentou consideravelmente entre as épocas, podendo-se observar que o mapa da época 2 apresenta na maior parte de sua área produtividade superior a 10 kg planta<sup>-1</sup>. Na época 2 os teores de nitrogênio sofreram uma inversão em relação a época 1, sendo este um ponto de grande importância a se frisar quando compara-se os mapas nas duas épocas.

**Palavras-chave:** Variograma, krigagem, agricultura de precisão, *Coffea canephora*.

### 3.1.2 Abstract

CEZANA, Diego Capucho; M.Sc.; Federal University of Espírito Santo; February 2014; **Variability and spatial correlation of the macronutrients leaf with the productivity of coffee Conilon**; Advisors: Fábio Luiz Partelli, Co-advisors: Ivoney Gontijo and Marcelo Barreto da Silva.

Precision agriculture brought tools that enable plants to consider a farming not as a homogeneous environment, but in all its variability. Tools such as the semivariogram and kriging allow for the construction of maps by interpolation of sample points spatially dependent. The objective of applying geostatistics to coffee crop and investigate the spatial variability of attributes related to the plant, yield, foliar N, P, K, Ca, Mg and S making estimates using the technique of kriging from the principle of spatial variability and identify interrelations of these attributes in space. The study was conducted on a commercial crop Conilon coffee variety called Bamburral, under irrigation, micro spray, in São Mateus- state of Espírito Santo - Brazil. The experimental area has dimensions of 100x115m, where we sampled a grid of 100 points with a minimum distance of 2 m between them. The crop productivity was estimated by harvesting a plant every sample point. The attributes studied showed moderate spatial dependence structure, the spherical model being the best fit for all variables. The greatest variability was obtained by productivity in season 1 (CV 66.66%) and the lowest for the season 1 also N (CV 9.21%). Both variables were normally distributed, with a range of 14.31 and 44.0 m, respectively. Productivity has increased considerably between seasons can be observed that the map 2 shows the time in most of its area increased productivity to 10 kg plant<sup>-1</sup>. In season 2 nitrogen contents suffered a reversal compared to season 1, this being a point of great importance to be emphasized when comparing the maps in both seasons.

**Key words** : Variogram, kriging, precision agriculture, *Coffea canephora*.



### 3.1.3 Introdução

O gênero *Coffea* é representado por pelo menos 124 espécies, destacando-se comercialmente *C. arabica* (café Arábica) e *C. canephora* (café Conilon ou robusta), pertencentes a família Rubiaceae (DAVIS et al., 2011).

A espécie *C. canephora* Pierre é originária das florestas tropicais úmidas, de baixas altitudes, que se estendem desde a costa oeste até a região central do continente africano (RENA et al., 1994).

O Brasil é o maior produtor e exportador mundial de café. Em 2013, o País produziu mais de 49 milhões de sacas (CONAB, 2014) e exportou mais de 28 milhões de sacas de 60 kg (ICO, 2014). O cultivo de cafeeiros no Brasil ocorre em ambientes com grande diversidade de clima, solo, relevo, características fisiológicas (cultivares, idade e outros), pragas e doenças, manejo (sistema de plantio, sistemas de irrigação, mecanização, sistemas de adubação e pulverização), dentre outras características. A diversidade desses fatores pode influenciar fortemente sobre a produtividade do cafeeiro, pois uma lavoura que é manejada de forma homogênea pode acarretar redução de rentabilidade do produtor rural. Voltada para essa vertente, análises espaciais levando em conta a produtividade relacionada com atributos do solo e da planta tendem a possibilitar o gerenciamento mais eficiente do processo produtivo (ALVES et al., 2009).

Vieira (2009) ressalta a necessidade de utilizar a geoestatística para avaliar a variabilidade espacial das amostragens em campo, para assim, poder verificar a dependência espacial entre os pontos por meio do variograma. Após a detecção da dependência espacial é possível estimar valores para locais não amostrados, com variância mínima e sem tendenciosidade, por meio do método de krigagem ordinária. Dessa forma, a geoestatística se revela uma ferramenta adequada para estudos que envolvem qualidade do solo (OLIVEIRA et al., 2011).

O conhecimento da distribuição de frequência dos dados de uma variável tem importantes consequências práticas, pois a análise da variância e os testes de significância usados rotineiramente na Estatística Clássica (Tukey, F, t, e outros) baseiam-se na distribuição normal. Entretanto, esse fato não deve ser motivo de maiores preocupações quando se aborda somente a Geoestatística (CLARK, 1979). Segundo Vieira (2000), o estudo da variabilidade de atributos pode ser realizado pela estatística clássica complementando a geoestatística ou vice-versa.

A geoestatística esta sendo cada vez mais conhecida pelo avanço da agricultura de precisão, pois a cada passo dado aumenta a importância de analisar o ambiente não como homogêneo, mas sim levando em consideração toda a variabilidade existente dos atributos referentes a planta. Para que se possa analisar dessa forma é necessário a existência de dependência espacial entre as amostras da malha de pontos coletada.

Satisfeita a hipótese de estacionaridade, pode-se passar a utilizar a técnica de krigagem ordinária, esta é uma ferramenta que constrói mapas por meio de interpolação dos pontos previamente amostrados, ou seja, todos os locais ou pontos dentro da malha amostral se tornam conhecidos.

Objetivou-se no presente estudo descrever a variabilidade espacial e temporal dos macronutrientes foliares e produtividade de uma lavoura de café Conilon em duas épocas de amostragem.

#### **3.1.4 Material e métodos**

O trabalho foi conduzido no período de março de 2012 a de junho de 2013, em uma lavoura comercial de café Conilon no Distrito de Nestor Gomes, Rodovia ES 381, Km 23 em um solo classificado como Latossolo Amarelo Distrófico, segundo o Sistema Brasileiro de Classificação de Solos (EMBRAPA, 1999), sua textura classificada como franco argilo arenoso no município de São Mateus, Norte do Estado do Espírito Santo. As coordenadas geográficas do local são: latitude 18° 40' Sul, longitude 40° 05' Norte com altitude média de 84 metros.

De acordo com a classificação definida por Koppen, a Região Norte do Espírito Santo caracteriza-se por um clima do tipo Aw, tropical úmido, com estação seca no inverno e o verão sendo quente e chuvoso. Os dados climáticos são baseados em uma série histórica, tendo como fonte as redes de observações de superfície do Instituto Nacional de Meteorologia – INMET e do Instituto Capixaba de Pesquisa, Assistência Técnica e Extensão Rural – Incaper. Registraram em São Mateus temperatura média anual de 24,6°C, com média do mês mais frio de 17,1°C, e o mês mais quente de 32,2°C e precipitação média acumulada de 1.296mm (INCAPER, 2013).

O experimento foi realizado em uma área de cultivo de café Conilon com quatro anos de implantação, genótipo comumente denominado de Bamburral e o sistema de irrigação adotado foi do tipo micro-aspersão, com espaçamento duplo entre plantas de 3,0 x 2,0 x 1,0 m (4000 plantas ha<sup>-1</sup>). O relevo é caracterizado como plano.

Na lavoura são realizadas análises de solo e folha anualmente permitindo desse modo, definir de forma precisa a adubação e a calagem necessária à lavoura.

A calagem foi realizada de forma mecânica, sendo aplicado o calcário dolomítico no mês de agosto. A adubação de nitrogênio e potássio foi realizada por fertirrigação a cada 15 dias, utilizando uréia e cloreto de potássio como fontes, respectivamente. A fosfatagem, realizada a lanço, ao final do mês de agosto usando como fonte superfosfato simples.

A primeira colheita ocorreu no dia 3 de julho de 2012 e a segunda colheita no dia 17 de junho de 2013, sendo realizada manualmente utilizando luvas de proteção das mãos para os funcionários que colhem o café, lonas plásticas para substituir as peneiras visando facilitar a colheita e sacos de plástico para armazenar provisoriamente o café maduro.

Para estudar e analisar a dependência espacial de atributos foliares implantou-se na área experimental uma malha amostral irregular (Figura 1) de aproximadamente 1,15 ha. A dimensão da malha foi de 115 m de comprimento por 100m de largura, distribuídos 100 pontos amostrais (plantas) na área apresentando uma distância mínima de 2 m entre os pontos.

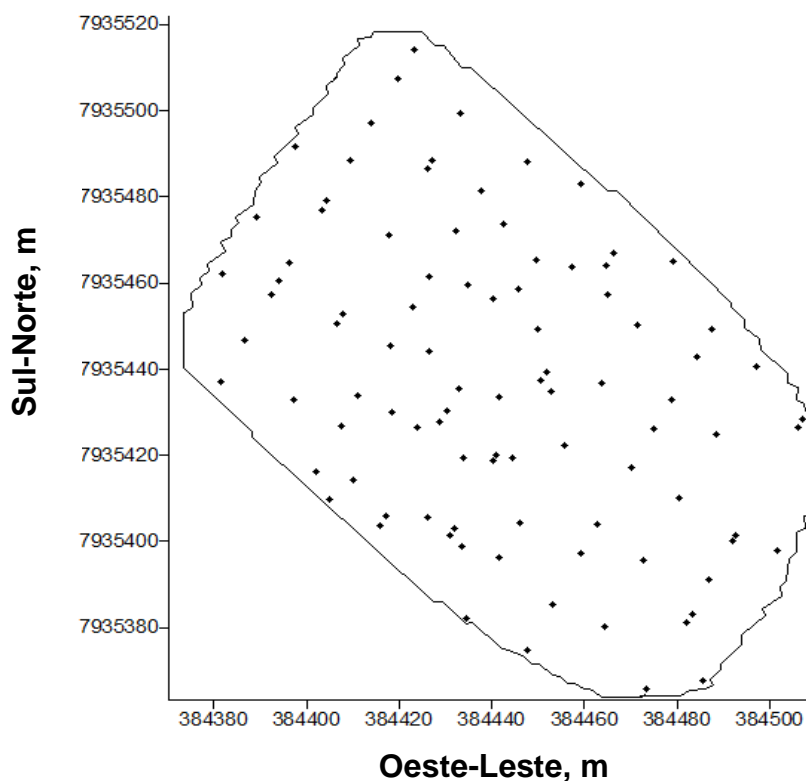


Figura 1. Malha amostral elaborada para amostragem dos atributos químicos foliares e da produção em uma lavoura de café Conilon. São Mateus-ES, 2013.

As amostras de folha foram coletadas em duas épocas distintas, a primeira amostra foi coletada no inverno no dia 3 de maio de 2012 e a segunda amostra foi coletada no verão no dia 18 de dezembro 2012. As amostras foliares foram compostas de 20 folhas por planta, coletadas do terceiro e quarto pares de folhas de ramos produtivos localizados no terço médio superior da planta, sendo determinados os teores de macronutrientes (N, P, K, Ca, Mg e S).

O georreferenciamento de cada ponto amostral na área foi realizado utilizando um par de receptores GPS TechGeo®, modelo GTR G2 geodésico. Os dados após serem processados pela Rede Brasileira de Monitoramento Contínuo (RBMC) do IBGE, apresentaram precisão de 10,0 mm +1,0 ppm, em UTM (Universal Transverso de Mercator) com Datum WGS-84.

Os dados foram analisados por meio das medidas de posição (média e mediana), dispersão (valores máximos, mínimos, desvio padrão, variância e coeficiente de variação) e forma da dispersão (coeficientes de assimetria e curtose). A normalidade foi testada pelo teste Shapiro-Wilk's ( $p < 0,05$ ) (SILVA & LIMA, 2012).

A análise geoestatística foi aplicada visando analisar e avaliar a existência de dependência espacial das variáveis e entre as variáveis em estudo. O grau de dependência espacial foi mensurado por meio do ajuste do variograma clássico de Matheron, definido em equação:

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

Os cálculos foram realizados utilizando o *Gamma Design Software 7.0 GS+* (ROBERTSON, 2000). O *Software GS+* aplica aos variogramas experimentais a metodologia dos mínimos quadrados ajustando desse modo os modelos teóricos, e como critérios para seleção do melhor ajuste, pode se frisar a menor soma de quadrados dos resíduos (SQR) e o coeficiente de determinação ( $R^2$ ), mais próximo da unidade 1.

Para efeito da confiabilidade dos ajustes adotam-se como parâmetro ideal os ajustes com  $R^2$  superior a 50,0% e na validação cruzada o coeficiente de regressão próximo a 1, satisfazendo os critérios básicos para aceitação dos ajustes (AZEVEDO, 2004).

### 3.1.5 Resultado e discussão

Observa-se para todos os atributos da época 1, os valores das medidas de tendência central (média e mediana) ficaram próximos, indicando distribuição simétrica (Tabela 1), confirmada pelos valores de simetria próximos de zero, com exceção do Mg, S e da produtividade que apresentaram valores do coeficiente de assimetria distante de zero e se mostrando positivo, demonstrando tendência de concentração dos dados à direita devido o valor da média ser superior à mediana. Desse modo sugere-se um ajuste à distribuição normal para todos os nutrientes, e ao ser realizado foi observado a não normalidade para Mg e S, conforme o teste de normalidade Shapiro-Wilk's a 5%.

Os valores das medidas de tendência central para os atributos da época 2 também ficaram próximos, indicando uma distribuição simétrica, mas para os nutrientes N, P, K, e S. Mesmo apresentando essa conformação para seus dados, estes não apresentaram normalidade (Tabela 1).

De acordo com Isaaks e Srivastava (1989), o coeficiente de assimetria é mais sensível a valores extremos do que a média, mediana e o desvio-padrão, uma vez que um único valor pode influenciar fortemente o coeficiente de assimetria, pois os desvios entre cada valor e a média são elevados à terceira potência.

Os teores foliares dos macronutrientes na época 1 para o N, P, K, Ca, Mg, S e a produtividade das plantas de cafeeiro em estudo, apresentaram coeficientes de variação de 9,21; 10,07; 14,19; 22,53; 17,34; 13,86 e 66,66% respectivamente (Tabela 1). Analisando esses valores de coeficiente de variação (CV), pode se observar segundo a classificação proposta por Warrick e Nielsen (1980), ( $CV < 12\%$

Tabela 1. Estatística descritiva e distribuição de frequência dos teores foliares dos macronutrientes e produtividade do café Conilon nas épocas 1 e 2.

Estatística descritiva	N 1	N 2	P 1	P 2	K 1	K 2	Ca 1	Ca 2	Mg 1	Mg 2	S 1	S 2	Prod 1	Prod 2
	g kg <sup>-1</sup>												kg Planta <sup>-1</sup>	
<b>Média</b>	30,29	31,45	1,74	1,49	12,81	14,86	16,83	20,72	4,10	4,08	1,45	1,16	4,23	11,69
<b>Mediana</b>	30,27	31,11	1,75	1,48	12,81	14,37	16,72	20,77	4,03	4,19	1,48	1,16	3,50	12,00
<b>Mínimo</b>	24,43	21,14	1,31	1,08	8,75	10,63	7,59	11,63	2,69	1,94	1,06	0,76	0,00	4,00
<b>Máximo</b>	37,03	43,33	2,12	2,12	18,75	18,75	27,05	25,77	6,50	5,88	2,38	1,69	12,00	21,00
<b>CV%</b>	9,21	10,65	10,07	14,05	14,19	11,78	22,53	13,27	17,34	16,55	13,86	17,31	66,66	36,46
<b>S</b>	2,79	3,35	0,17	0,20	1,81	1,75	3,79	2,75	0,71	0,67	0,20	0,20	2,82	4,26
<b>Cs</b>	0,03	0,34	0,13	0,38	0,32	0,04	0,11	-0,48	0,72	-0,42	1,15	0,19	0,72	0,23
<b>Ck</b>	-0,57	1,36	-0,13	-0,42	0,36	-0,42	-0,25	0,73	1,20	0,79	3,50	-0,24	-0,36	-0,60
<b>W</b>	Ns	*	ns	*	ns	*	Ns	ns	*	ns	*	*	*	ns

CV(%) = coeficiente de variação; s = desvio padrão; Cs = assimetria; Ck = curtose; N, P, K, Ca, Mg e S em g kg<sup>-1</sup>; Prod = produtividade; \* distribuição não normal pelo teste de Shapiro-Wilk's (w) a 5% de probabilidade; e ns distribuição normal pelo teste de Shapiro-Wilk's (w) a 5% de probabilidade.

- baixos;  $12\% < CV < 60\%$  - médios; e  $CV > 60\%$  - altos), que o N e o P se apresentaram com valores inferiores a 12%, ou seja, o coeficiente de variação baixo, o K, Ca, Mg e o S classificados como médio, e a produção apresentou um alto coeficiente de variação.

Esses teores da época 2 para o N, P, K, Ca, Mg, S, e a produtividade apresentaram os seguintes valores para o CV, 10,65; 14,05; 11,78; 13,27; 16,55; 17,31 e 36,46% respectivamente. Observa-se que o N e o K demonstram o coeficiente de variação baixo, diferenciando da época 1 o K, pois ele se apresentou um CV médio, mas o N permaneceu com o seu CV baixo. Os outros nutrientes P, Ca, Mg, S e a produtividade apresentaram coeficiente de variação moderado, mas, quando compara-se a época 2 com a época 1 visualiza-se algumas diferenças, uma na variável produtividade, onde seu valor de CV passou de alto para um CV médio, e outra diferença na variável P, que na época 1 apresentou seu coeficiente de variação baixo e na época 2 esse coeficiente elevou o seu valor e foi classificado como médio.

Outra observação importante a ser realizada foi comparar se os dados entre as duas épocas, observa-se que as variáveis Ca e a produtividade tiveram uma distribuição normal nas duas épocas, o N, P e K, foi observado distribuição normal na época 1, corroborando com os resultados obtidos por Silva et al. (2009) e também com os resultados obtidos por Silva et al. (2010c), Gontijo et al. (2012) e Santos et al.(2012) em relação a produtividade. Porém, os macronutrientes N, P e K na época 2 apresentaram uma distribuição não normal. O Mg passou de distribuição não normal na época 1 para uma distribuição normal dos seus dados na época 2 (Tabela 1).

A distribuição quando não é normal exerce uma influência muito grande sobre a média aritmética, isso acontece quando dentro do conjunto de dados há ocorrência de valores extremos, tornando-se uma medida de tendência central não representativa do conjunto de dados (EGUCHI et al., 2002). A normalidade do conjunto de dados não é uma exigência que obrigatoriamente deva ser seguida para que a geoestatística seja aplicada, é apenas conveniente que a variável não apresente valores extremos em sua distribuição, para não comprometer as análises (CRESSIE, 1991; QUARTEZANI & ZIMBACK, 2012).

Todas as variáveis estudadas nas duas épocas apresentaram estrutura de dependência espacial (Tabela 2, Figuras 2 e 3), a escolha do melhor modelo foi

realizada, prioritariamente, pela relação inicial de a) menor soma de quadrados de resíduos (SQR); b) maior coeficiente de determinação do modelo ajustado ( $R^2$ ); e c) maiores valores do coeficiente de regressão da validação cruzada entre os pontos reais e os estimados (GONTIJO et al., 2012).

O modelo que melhor se ajustou aos variogramas foi o esférico. Dados semelhantes foram encontrados no trabalho de Silva et al. (2009). Este modelo é bastante utilizado por vários pesquisadores para descrever o comportamento de variogramas de atributos de plantas (SALVIANO et al., 1998),

O efeito pepita foi expresso em relação ao patamar ( $C_0+C$ ), e em porcentagem, com a finalidade de facilitar a comparação do grau de dependência espacial ou índice de dependência espacial das variáveis estudadas (TRANGMAR et al., 1985), mas Zimback em 2001 propôs a inversão dos fatores, ao invés do efeito pepita utilizar o componente estrutural na equação, desse modo obtendo uma relação direta entre o valor obtido em porcentagem e o índice de dependência espacial.

O efeito pepita ( $C_0$ ) é um parâmetro do variograma que indica a variabilidade não explicada, sendo ocasionada por erros de medição ou também a variação não detectada em razão da distância entre os pontos de amostragem. O componente estrutural ( $C$ ) corresponde à diferença entre o patamar e o efeito pepita e representa a semivariância espacialmente estruturada (CAMBARDELLA et al., 1994).

Todos os atributos avaliados na época 1 apresentaram o Índice de Dependência Espacial (IDE) moderado segundo a classificação de Zimback (2001) com valores variando de 37,1 a 64,2% para N e Ca, respectivamente. O mesmo comportamento foi observado na época 2 com valores variando de 39,9 a 64,9 para o S e a produtividade respectivamente.



Tabela 2. Modelos e parâmetros estimados dos variogramas experimentais para os macronutrientes e produtividade do café Conilon nas épocas 1 e 2.

	N 1	N 2	P 1	P 2	K 1	K 2	Ca 1	Ca 2	Mg 1	Mg 2	S 1	S 2	Prod 1	Prod 2
	g kg <sup>-1</sup>												Kg Planta <sup>-1</sup>	
<b>Modelo</b>	esf	esf	esf	esf	esf	esf	esf	esf	esf	esf	esf	esf	esf	esf
<b>Efeito Pepita (C<sub>0</sub>)</b>	4,17	4,77	0,012	0,0138	1,17	1,54	4,61	3,5	0,277	0,216	0,0125	0,0175	3,01	6,589
<b>Patamar (C<sub>0</sub>+C)</b>	6,63	11,45	0,031	0,0390	2,98	2,96	12,87	7,38	0,52	0,382	0,01982	0,02914	7,838	18,76
<b>Alcance (m)</b>	44,0	150,0	19,0	68,9	15,2	71,0	20,4	19,8	45,0	42,0	14,9	15,55	14,31	18,3
<b>IDE (%)</b>	37,1	58,3	61,5	64,7	60,7	47,9	64,2	52,6	46,7	43,5	36,9	39,9	61,6	64,9
<b>R<sup>2</sup>*</b>	0,86	0,95	0,977	0,992	0,80	0,93	0,999	0,93	0,988	0,966	0,99	0,985	0,996	0,974
<b>SQR</b>	0,81	4,15	4,3 10 <sup>-6</sup>	3,5 10 <sup>-6</sup>	0,42	0,10	0,035	0,29	3,4 10 <sup>-4</sup>	4,9 10 <sup>-4</sup>	3,2 10 <sup>-7</sup>	2,6 10 <sup>-7</sup>	0,0479	0,977
<b>r<sup>2</sup></b>	0,92	0,86	0,358	0,995	0,19	0,77	0,589	0,51	0,6954	0,794	0,552	-0,087	0,311	0,854

Prod: Produtividade; esf: Modelo esférico; IDE: Índice de dependência espacial [Co/(Co+C)]x100; R<sup>2</sup>: coeficiente de determinação do modelo ajustado; SQR: soma de quadrados de resíduo; r<sup>2</sup>: coeficiente de determinação da validação cruzada.

Com relação ao alcance da dependência espacial, observou-se na época 1 valores variando de 14,3 a 45,0 m para a produtividade e Mg respectivamente (Tabela 2). Na época 2 os valores de alcance variaram de 15,6 a 150,0 m para o S e N respectivamente. Com exceção do Ca e Mg, os demais nutrientes apresentaram um maior valor de alcance na época 2 quando comparado com a época 1. Atributos apresentam maior alcance tendem a se apresentar mais homogêneos espacialmente, como pode ser observado nos mapas da época 2 comparados aos mapas da época 1 (Figuras 4 e 5). Por outro lado, baixos valores de alcance podem influir negativamente na qualidade das estimativas, já que poucos pontos são usados para a realização da interpolação (CORÁ et al., 2004).

O mapa da produtividade para a época 1 apresenta distribuição espacial irregular apresentando varias manchas com valores distintos. Porém com todos esses valores se mostrando abaixo de  $10 \text{ kg planta}^{-1}$  (Figura 4). O mapa da produtividade para a época 2 (Figura 4) apresenta uma diferença considerável em relação o mapa da época 1. A produtividade aumentou consideravelmente entre as épocas, podendo-se observar que o mapa da época 2 apresenta na maior parte de sua área produtividade superior a  $10 \text{ kg planta}^{-1}$ .

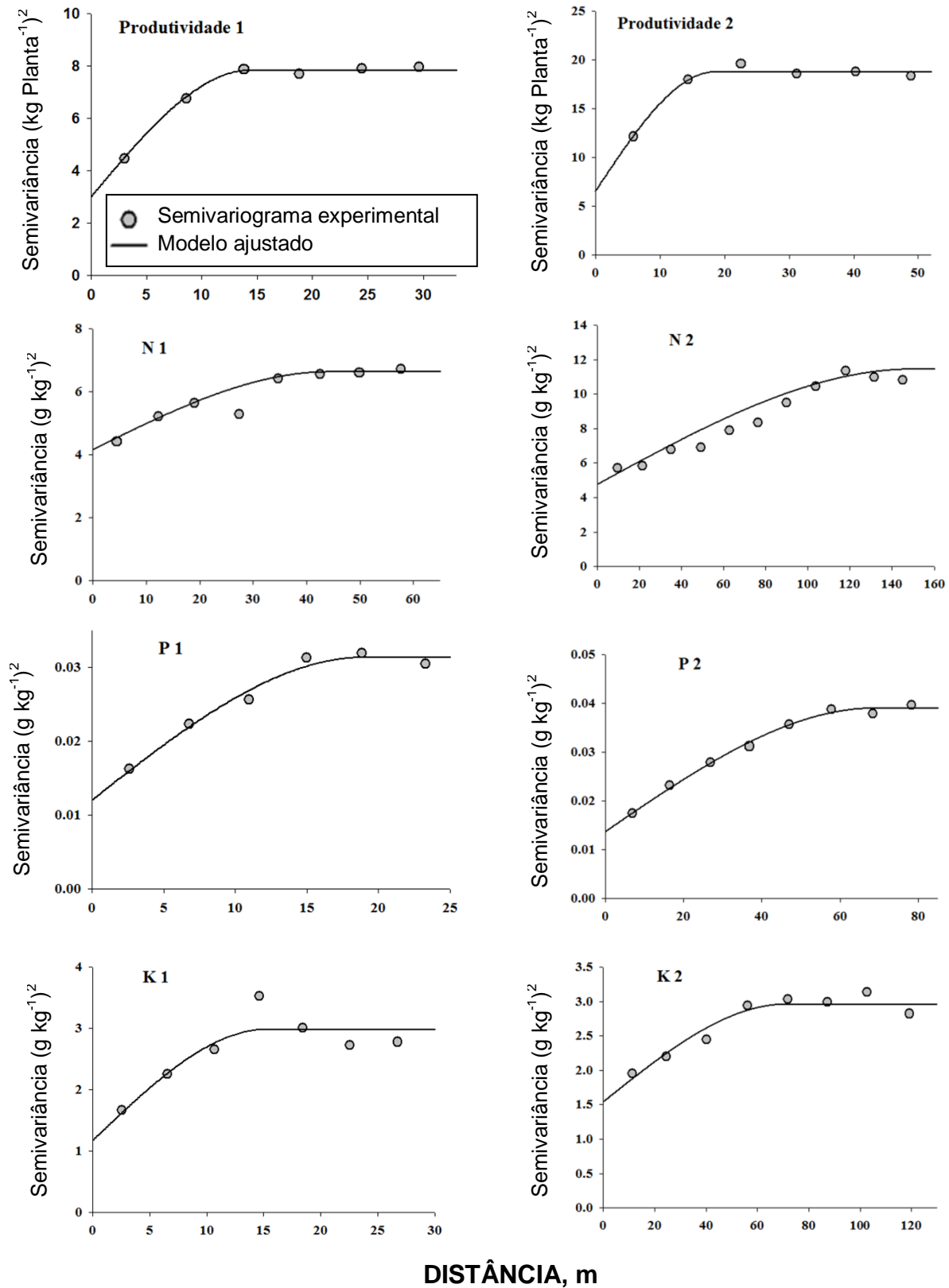


Figura 2. Variogramas experimentais ajustados para as variáveis produtividade, nitrogênio, fósforo e potássio do café Conilon nas épocas 1 e 2.

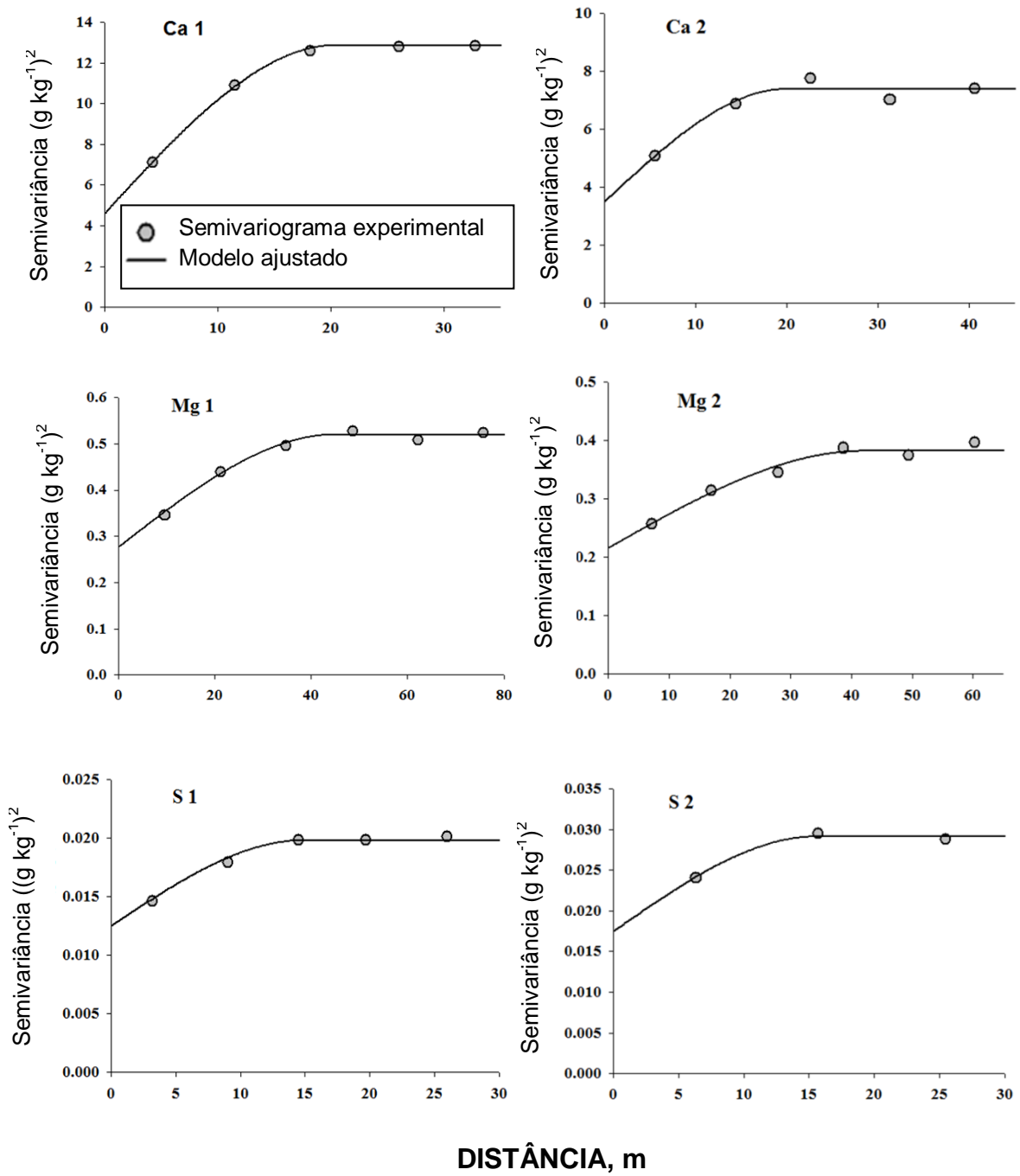


Figura 3. Variogramas experimentais ajustados para as variáveis cálcio, magnésio e enxofre do café Conilon nas épocas 1 e 2.

Os teores foliares do N na época 1 apresentam uma distribuição espacial regular, delimitando manchas bem distintas. Mais ao leste e sul pode se visualizar plantas com o teor do nutriente por volta de  $28,0 \text{ g kg}^{-1}$ , já nos sentidos oeste e norte o valores do nutriente aumentaram, girando entre  $33$  e  $36 \text{ g kg}^{-1}$  (Figura 4). Na época 2 os teores de nitrogênio sofreram uma inversão (Figura 4), sendo este um ponto de grande importância a se frisar quando compara-se os mapas nas duas épocas. Para poder explicar esse tipo de variação foi levantada uma hipótese que ao realizar alguma adubação houve aplicação de uma maior quantidade de nitrogênio em uma parte da área e uma menor quantidade de N em outra, devido algum erro ou falha do sistema de adubação ou pode-se também associar este fato a produtividade, pois em algumas áreas houve uma diferença considerável em relação a outras.

Destaca-se também que a coleta de material vegetativo foi realizada em duas épocas distintas sendo que a primeira foi realizada apenas 2 meses antes da colheita e a segunda foi realizada praticamente seis meses antes da segunda colheita.

O mapa do teor do P na época 1 quando observado, é nítido a sua variabilidade espacial diferentemente quando o mapa da época 2 é observado, onde pode se definir com clareza duas regiões de maior e menor concentração do teor foliar do P (Figura 4). Visivelmente também ocorreu uma inversão no nível do nutriente (Figura 4) quando se compara os mapas nas duas épocas, só não é observado com tanta nitidez quanto nos mapas de N. Esta variação pode ser explicada pela grande mobilidade do P na planta, algum estresse que a planta tenha passado.

Ao analisar os mapas onde estão representados os valores de teores do K, foi observado que na época 1 ocorreu uma grande variabilidade espacial desse nutriente, já na época 2 a conformação do nutriente na área modificou fazendo com que houvesse uma menor variabilidade do mesmo. No mapa da época 2 foi possível observar mais ao norte uma mancha bem nítida com valores aproximados de  $13,0 \text{ g kg}^{-1}$  e mais ao leste uma mancha com os teores mais altos variando de  $14,2 \text{ g kg}^{-1}$  a valores um pouco maiores que  $15,6 \text{ g kg}^{-1}$  (Figura 4).

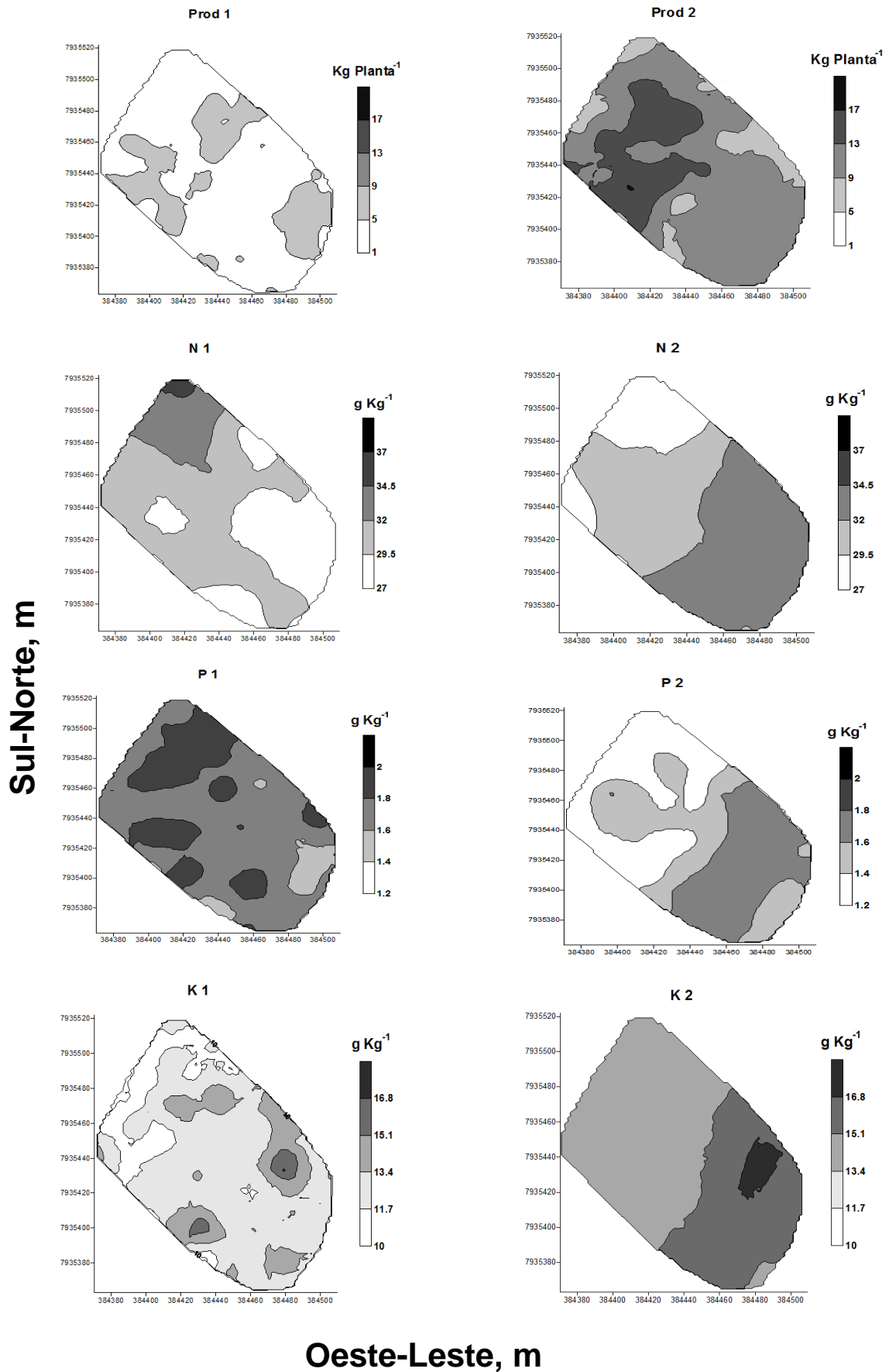


Figura 4. Mapas de distribuição espacial das variáveis produtividade, nitrogênio, fósforo e potássio do café Conilon nas épocas 1 e 2.

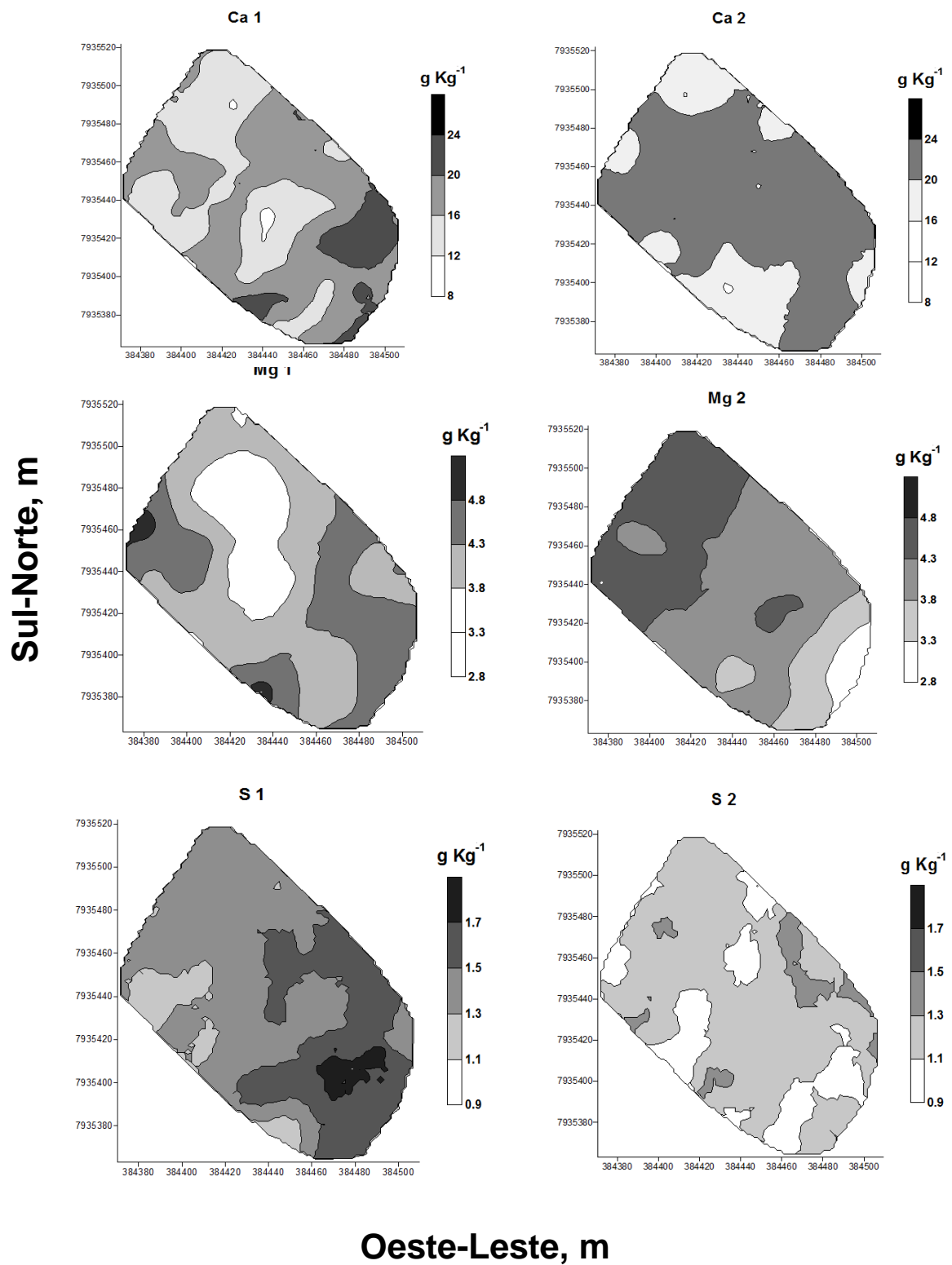


Figura 5. Mapas de distribuição espacial das variáveis cálcio, magnésio e enxofre do café Conilon nas épocas 1 e 2.

Os mapas dos teores foliares do Ca quando comparados nas duas épocas, observa-se que na época 2 ocorre uma menor variabilidade espacial além do mapa apresentar algumas manchas em sua extensão com valores acima de  $19,0 \text{ g kg}^{-1}$  (Figura 5). Já na época 1 o mapa possui uma variabilidade maior e na maioria de sua extensão estão presentes valores abaixo de  $19,0 \text{ g kg}^{-1}$  (Figura 5).

Destaca-se que na época 1 os níveis de Ca eram inferiores aos da época 2 indicando um aumento nos níveis de Ca na planta, fato este também observado quando comparado os dados médios desse nutriente (Tabela 2)

Os maiores teores de Mg ocorreram na época 2, valores aproximados de  $4,4 \text{ g kg}^{-1}$  ocorrendo mais ao norte do mapa, e neste mesmo mapa mais ao leste houve a ocorrência dos menores valores por volta de  $2,8 \text{ g kg}^{-1}$  (Figura 5).

No mapa de S da época 1, foi observado que mais a sudeste houve a ocorrência de níveis mais elevados com valores (entre  $1,54$  a  $1,7 \text{ g kg}^{-1}$ ), e na região noroeste e norte ocorreu os níveis mais baixos em torno de  $1,06 \text{ g kg}^{-1}$ . Quando se observa o mapa de S na época 2 menores teores de elemento na área de um modo geral, principalmente na região sudoeste.

Observa-se tanto na época 1 quanto na época 2, os teores de N, P, Ca e Mg estão acima da média proposta por Partelli et al. (2006) para lavouras de café de alta produtividade no estado do Espírito Santo, e os valores do K e S se mostraram abaixo dessa média. De acordo com essas informações pode-se destacar que não há como identificar qual época explica melhor a produtividade.

Ao analisar a diferença entre as épocas observa-se que, os teores de N, K e Ca na época 2 se mostram superiores em relação à época 1, revelando uma possível explicação para maior produtividade que ocorreu na época 2, além da explicação de que na época 1 a planta estava em fase de formação e produzindo assim pela primeira vez.



### **3.1.6 Conclusão**

Todos atributos estudados nas duas épocas apresentaram estrutura de dependência espacial moderada.

O modelo esférico foi o que melhor se ajustou para todos os atributos avaliados nas duas épocas de amostragem

A análise geoestatística apresentou resultados satisfatórios da distribuição espacial e temporal da fertilidade foliar do café Conilon apresentando possibilidades de adubações localizadas com objetivo de conter gastos desnecessários e ainda aumentar a produtividade.

A dependência e a variabilidade espacial, encontrada para os atributos químicos e produtividade da cultura do café visíveis nos mapas, bem como a semelhança de comportamento dos atributos estudados nas diferentes safras, permite levantar hipóteses de possíveis efeitos de bianuidade na variabilidade espacial e temporal da cultura do café Conilon, portanto é necessário estudos mais aprofundados.

### 3.1.7 Referências bibliográficas

AZEVEDO, E.C. **Uso da geoestatística e de recursos de geoprocessamento no diagnóstico de degradação de um Argissolo sob pastagem no estado do Mato Grosso**. 2004. 158 p. Tese de Doutorado. Faculdade de engenharia agrícola de campinas, Campinas. 2004.

CAMBARDELLA, C.A.; MOORMAN, T.B.; NOVAK, J.M.; PARKIN, T.B.; KARLEN, D.L.; TURCO, R.F.; KONOPKA, A.E. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa Soils. **Soil Science Society America Journal**, Madison, v.58, n.1, p.1501-11, 1994.

CONAB. **Acompanhamento da Safra Brasileira**. Café Safra 2014 primeira estimativa. janeiro/2014-Companhia Nacional de Abastecimento - Brasília: Conab, 2014. Disponível em: <[http://www.conab.gov.br/OlalaCMS/uploads/arquivos/14\\_01\\_17\\_09\\_29\\_46\\_boletim\\_cafe\\_-\\_original\\_normalizado.pdf](http://www.conab.gov.br/OlalaCMS/uploads/arquivos/14_01_17_09_29_46_boletim_cafe_-_original_normalizado.pdf)> Acesso em: 01 de março de 2014.

CORÁ, J.E.; ARAUJO, A.V.; PEREIRA, G.T.; BERALDO, J.M.G. Variabilidade espacial de atributos do solo para adoção do sistema de agricultura de precisão na cultura de cana-de-açúcar. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.28, n.6, p.1013-1021, 2004.

CRESSIE, N. **Statistics for spatial data**. New York: John Wiley, 1991. 900 p.

DAVIS, A.P.; TOSH, J.; RUCH, N.; FAY, M.F. Growing coffee: *Psilanthus* (Rubiaceae) subsumed on the basis of molecular and morphological data; implications for the size, morphology, distribution and evolutionary history of *Coffea*. **Botany Journal of Linnean Society**, v.167, n.4, p.357–377, 2011.

EGUCHI, E.S.; SILVA, E.L.; OLIVEIRA, M.S. Variabilidade espacial da textura e da densidade de partículas em um solo aluvial no Município de Lavras, MG. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.6, n.2, p.242-246, 2002.

GONTIJO, I.; NICOLE, L.R.; PARTELLI F.L.; BONOMO R.; SANTOS, E.O.J. Variabilidade e correlação espacial de micronutrientes e matéria orgânica do solo com a produtividade da pimenta-do-reino. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.36, n.4, p.1093-1102, 2012.

ICO. International Coffee Organization. Historical data. <<http://www.ico.org/historical/2010-19/PDF/EXPCALY.pdf>>. Acesso em: 13 de março de 2014.

INCAPER (Instituto Capixaba de Pesquisa, Assistência Técnica e Extensão Rural). **Sistema de Informações Meteorológicas: Série histórica**. Disponível em: <[http://hidrometeorologia.incaper.es.gov.br/?pagina=saomateus\\_sh](http://hidrometeorologia.incaper.es.gov.br/?pagina=saomateus_sh)> Acesso em: 24 de setembro de 2013.

ISAAKS, E.H.; SRIVASTAVA, R.M. **An introduction to applied geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989. 561p.

PARTELLI, F.L.; VIEIRA, H.D.; MONNERAT, P.H.; VIANA, A.P. Estabelecimento de normas DRIS em cafeeiro conilon orgânico e convencional no Estado do Espírito Santo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.30, n.3, p.443-451, 2006.

PEZZOPANE, J.R.M.; CASTRO, F.S.; PEZZOPANE, J.E.M.; BONOMO, R.; SARAIVA, G.S. Zoneamento de risco climático para a cultura do café Conilon no Estado do Espírito Santo. **Revista Ciência Agronômica**, Fortaleza, v.41, n.3, p.341-348, 2010.

QUARTEZANI, W.Z.; ZIMBACK, C.R.L. Simulação sequencial direta na identificação e quantificação de incertezas associada à estimação da produção de café conilon. **Energia na Agricultura**, Botucatu, v.27, n.4, p.148-162, 2012.

RENA, A.B.; BARROS, R.S.; MAESTRI, M.; SONDAHL, M.R. In: SCHAFFER, B., ANDERSEN, P.C. (Eds.) **Handbook of environmental physiology of fruit crops. II. Sub-tropical and tropical crops**. USA: CRC Press, 1994. v.2, Cap.5, p.101-122.

ROBERTSON, G.P. **GS+: Geoestatistics for the environmental sciences – GS+ User's Guide**. Plainwell, Gamma Design Software, 1998. 152 p.

SALVIANO, A.A.C.; VIEIRA, S.R.; SPAROVEK, G. Variabilidade espacial de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* L. em área severamente erodida. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.22, n.1, p.115-122, 1998.

SANTOS, E.O.J.; GONTIJO, I.; NICOLE, L.R. Variabilidade espacial de cálcio, magnésio, fósforo, potássio no solo e produtividade da pimenta-do-reino. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.16, n.10, p.1062–1068, 2012.

SILVA, S.A.; LIMA J.S.S. Avaliação da variabilidade do estado nutricional e produtividade de café por meio da análise de componentes principais e geoestatística. **Revista Ceres**, Viçosa, v.59, n.2, p.271-277, 2012.

SILVA, S.A.; LIMA, J.S.S.; TEIXEIRA, M.M. Variabilidade espacial da produtividade e teores de macronutrientes nas folhas de duas variedades de café arábica. **Engenharia na agricultura**, Viçosa, v.17, n.5, 337-345, 2009.

SILVA, S.A.; LIMA, J.S.S.; XAVIER, A.C.; TEIXEIRA, M.M. Variabilidade espacial de atributos químicos de um Latossolo vermelho-amarelo húmico cultivado com café. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.34, n.1, p.15-22, 2010a.

TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**, San Diego, v.38, n.1, p.45-94, 1985.

VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial de argila, silte e atributos químicos em parcela experimental de um latossolo roxo de Campinas – SP. **Bragantia**, Campinas, v.56, n.1, p.181-190, 1997.

WARRICK, A.W.; NIELSEN, D.R. **Spatial variability of soil physical properties in the field**. In: HILLEL, D., ed. Applications of soil physics. New York, Academic, 1980. p.319-344.

ZIMBACK, C.R.L. **Análise espacial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento da fertilidade**. 2001. 114 f. tese (livre – docência) – Universidade Estadual de São Paulo, Botucatu, 2001.

## 4. CAPITULO 2

### 4.1 VARIABILIDADE ESPAÇO-TEMPORAL DE MICRONUTRIENTES FOLIARES E PRODUTIVIDADE DO CAFÉ CONILON

#### 4.1.1 Resumo

CEZANA, Diego Capucho; M.Sc.; Universidade Federal do Espírito Santo; Fevereiro de 2014; **Variabilidade espaço-temporal de micronutrientes foliares e produtividade do café Conilon**; Orientador: Fábio Luiz Partelli, Co-orientadores: Ivoney Gontijo e Marcelo Barreto da Silva.

A geoestatística possibilita o uso técnicas de manejo que consideram as plantas e seus atributos não mais como um ambiente homogêneo mais sim, apresentando toda uma variabilidade existente inerente a elas. Utilizando de mecanismos como o variograma e a krigagem ordinária pode-se gerar mapas utilizando a interpolação de pontos amostrais. Objetivou-se no presente estudo descrever a variabilidade espacial e temporal dos micronutrientes foliares e produtividade de uma lavoura de café Conilon em duas épocas de amostragem. O trabalho foi conduzido em uma lavoura comercial de café Conilon da variedade denominada Bamburral, em regime de irrigação por microaspersão, no município de São Mateus-ES. A área experimental apresentou dimensões de 115 x 100 m, onde foi amostrada uma malha de 100 pontos com distância mínima de 2 m entre pontos. A produtividade das duas colheitas da lavoura foi amostrada por meio da colheita de uma planta que correspondeu cada ponto amostral. Ao analisar o coeficiente de variação dos micronutrientes Fe, Zn, Cu, Mn e B nas duas épocas observa-se que eles apresentaram CV moderado, sendo na época 1 os seguintes 77; 19,02; 37,36; 32,75; 37,21, respectivamente, e na época 2 os seguintes 37,62; 32,20; 24,62; 32,30; 17,30, respectivamente. Os atributos estudados apresentaram estrutura de dependência espacial moderada, sendo o modelo esférico o que melhor se ajustou para todas as variáveis avaliadas. O mapa do Fe na época 1 nos sentidos ao leste e sul, se pode visualizar plantas com o teor do nutriente inferior em relação as plantas mais ao noroeste do mapa. Para os mapas do Zn observa-se que tanto na época 1 quanto na época 2 apresentam uma mesma conformação, ou seja, se apresentam com teores altos nas épocas 1 e 2.

**Palavras-chave:** Variograma, krigagem, agricultura de precisão, *Coffea canephora*.

#### 4.1.2 Abstract

CEZANA, Diego Capucho; M.Sc.; Federal University of Espírito Santo; February 2014; **Variability and spatial correlation of the micronutrients leaf with the productivity of coffee Conilon**; Advisors: Fábio Luiz Partelli, Co-advisors: Ivoney Gontijo and Marcelo Barreto da Silva.

Geostatistical shows us management techniques that consider the plants and their attributes not as a homogeneous environment more so, all presenting an inherent variability to it. Using mechanisms such as the semivariogram and kriging maps can be generated by interpolation of sample points. The objective of applying geostatistics to coffee crop and investigate the spatial variability of yield, foliar Fe, Zn, Cu, Mn and B making estimates using the technique of kriging from the principle of spatial variability and identify inter-relationships of these attributes in space. The study was conducted on a commercial crop Conilon coffee variety called Bamburral, under irrigation, micro spray, in São Mateus state of Espírito Santo - Brazil. The experimental area had dimensions of 115 x 100 m, where we sampled a grid of 100 points with a minimum distance of 2 m between them. The productivity of the two crops crop was estimated by harvesting a plant every sample point. By analyzing the coefficient of variation of the micronutrients Fe, Zn, Cu, Mn and B in the two seasons it was observed that they had moderate CV, being in season 1, following 30,77; 19,02; 37,36; 32,75; 37,21 respectively, and in the following season 2 37,62; 32,20; 24,62; 32,30; 17,30, respectively. The attributes studied showed moderate spatial dependence structure, the spherical model being the best fit for all variables. The map of Fe in season 1 in the directions to the east and south, one can see plants with lower nutrient content of plants in relation to the northwest over the map. For maps of Zn is observed that both the time 1 and in season 2 have the same conformation, ie, present at high levels in seasons 1 and 2.

**Key words** : Variogram, kriging, precision agriculture, *Coffea canephora* .

### 4.1.3 Introdução

O gênero *Coffea* é representado por 124 espécies, destacando-se comercialmente *C. arabica* (café Arábica) e *C. canephora* (café Conilon ou robusta) Pertencente a família Rubiaceae (DAVIS et al., 2011).

A produção mundial do café no ano de 2012 foi superior a 144 milhões de sacas de 60 kg, produzido principalmente nos países considerados em desenvolvimento (ICO, 2014).

O Brasil é o maior produtor e exportador mundial de café, tendo exportado em 2012 mais de 28 milhões de sacas (ICO, 2014). O Estado do Espírito Santo se destaca como maior produtor de café Conilon, com a produção em 2013 de 8,21 milhões de sacas beneficiadas do produto e com uma produtividade média de 34,68 sacas de 60 kg do produto beneficiado por hectare (CONAB, 2014).

A forma convencional de se manejar o solo se baseia em utilizar teores médios dos nutrientes como referência para calcular doses de fertilizantes a serem aplicados em áreas homogêneas, entretanto, a ocorrência de valores extremos é comumente observada para elementos químicos localizados espacialmente, devido alguns nutrientes terem como característica baixa mobilidade no solo, como por exemplo o fósforo. A utilização de valores médios resulta na aplicação de doses de fertilizantes insuficientes em determinadas áreas e superestimadas em outras (CAVALCANTE et al., 2007; SOUZA et al., 2007).

Quando há ocorrência de tais variações nos teores de nutrientes do solo observa-se “manchas de fertilidade” que representa um estado diferenciado de nutrição das plantas, onde também se observa variação da produção, tendo relação direta com o teor de nutrientes no tecido vegetal (folhas) e o desenvolvimento e o crescimento da planta (BERNARDI et al., 2002). A análise química vegetal tem a vantagem de fornecer um panorama completo do estado nutricional da plantas, além de ser a melhor forma de se avaliar a disponibilidade de nutrientes no solo pois utiliza a planta como extrator de elementos químicos do solo

Para minimizar os efeitos da variabilidade na produtividade na cultura do café Conilon esta sendo aplicado técnicas de agricultura de precisão, englobando uma gama de procedimentos a serem tomados para que o sistema de produção seja otimizado visando diminuir esta variabilidade, por isso o conhecimento dos teores foliares dos nutrientes nas plantas através da análise química foliar é de primordial

importância, pois caracteriza e descreve a variabilidade desses nutrientes em questão para posteriormente diminuir esta variabilidade com a aplicação de fertilizantes com formula balanceada para cada situação e conseqüentemente obter a diminuição desta variabilidade na produtividade da cultura.

A geoestatística tem sido visada e relatada como ferramenta eficiente para o procedimento de caracterização da variabilidade espacial e temporal de atributos químicos foliares de forma a descrever a situação real e atual do estado nutricional da planta e da lavoura, desse modo fica conhecida a variabilidade espaço-temporal dos teores foliares dos nutrientes possibilitando um melhor manejo e melhor planejamento deste manejo.

Objetivou-se no presente trabalho descrever a variabilidade espacial e temporal dos nutrientes foliares e produtividade de uma lavoura de café Conilon no norte do Estado do Espírito Santo.

#### **4.1.4 Material e métodos**

O trabalho foi conduzido no período de março de 2012 a de junho de 2013, em uma lavoura comercial de café Conilon no Distrito de Nestor Gomes, Rodovia ES 381, Km 23 em um solo classificado como Latossolo Amarelo Distrófico, segundo o Sistema Brasileiro de Classificação de Solos (EMBRAPA, 1999), sua textura classificada como franco argilo arenoso no município de São Mateus, Norte do Estado do Espírito Santo. As coordenadas geográficas do local são: latitude 18° 40' Sul, longitude 40° 05' Norte com altitude média de 84 metros.

De acordo com a classificação definida por Koppen, a Região Norte do Espírito Santo caracteriza-se por um clima do tipo Aw, tropical úmido, com estação seca no inverno e o verão sendo quente e chuvoso. Os dados climáticos são baseados em uma série histórica, tendo como fonte as redes de observações de superfície do Instituto Nacional de Meteorologia – INMET e do Instituto Capixaba de Pesquisa, Assistência Técnica e Extensão Rural – Incaper. Registraram em São Mateus temperatura média anual de 24,6°C, com média do mês mais frio de 17,1°C, e o mês mais quente de 32,2°C e precipitação média acumulada de 1.296mm (INCAPER, 2013).

O experimento foi realizado em uma área de cultivo de café Conilon com quatro anos de implantação, genótipo comumente denominado de Bamburral e o sistema de irrigação adotado foi do tipo micro-aspersão, com espaçamento duplo entre plantas de 3,0 x 2,0 x 1,0 m (4000 plantas ha<sup>-1</sup>). O relevo é caracterizado como plano.



Na lavoura são realizadas análises de solo e folha anualmente permitindo desse modo, definir de forma precisa a adubação e a calagem necessária à lavoura.

A calagem foi realizada de forma mecânica, sendo aplicado o calcário dolomítico no mês de agosto. A adubação de nitrogênio e potássio foi realizada por fertirrigação a cada 15 dias, utilizando uréia e cloreto de potássio como fontes, respectivamente. A fosfatagem, realizada a lanço, ao final do mês de agosto usando como fonte superfosfato simples.

A primeira colheita ocorreu no dia 3 de julho de 2012 e a segunda colheita no dia 17 de junho de 2013, sendo realizada manualmente utilizando luvas de proteção das mãos para os funcionários que colhem o café, lonas plásticas para substituir as peneiras visando facilitar a colheita e sacos de plástico para armazenar provisoriamente o café maduro.

Para estudar e analisar a dependência espacial de atributos foliares implantou-se na área experimental uma malha amostral irregular (Figura 1) de aproximadamente 1,15 ha. A dimensão da malha foi de 115 m de comprimento por 100m de largura, distribuídos 100 pontos amostrais (plantas) na área apresentando uma distância mínima de 2 m entre os pontos.

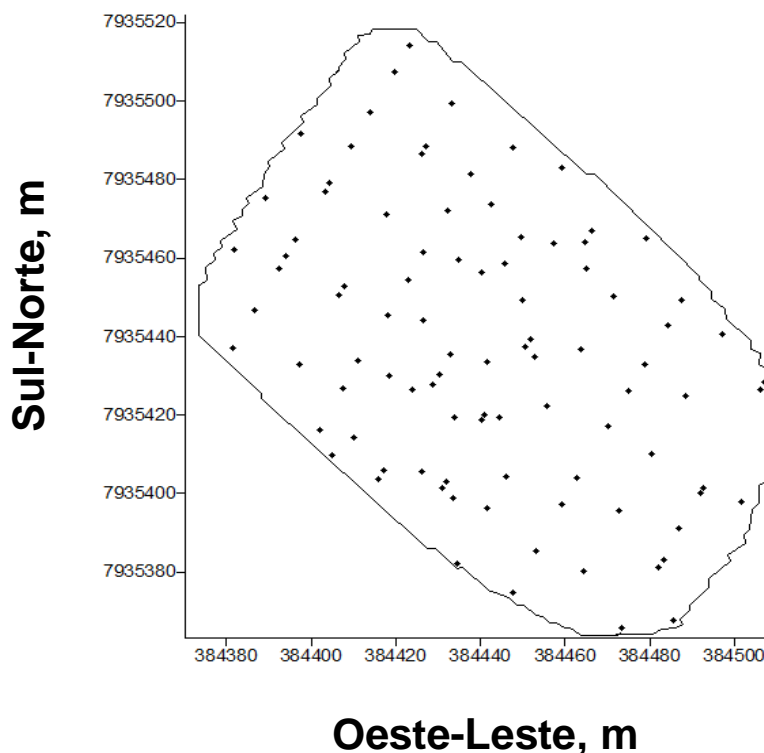


Figura 1. Malha amostral elaborada para amostragem dos atributos químicos foliares e da produção em uma lavoura de café Conilon. São Mateus-ES, 2013.

As amostras de folha foram coletadas em duas épocas distintas, a primeira amostra foi coletada no inverno no dia 3 de maio de 2012 e a segunda amostra foi coletada no verão no dia 18 de dezembro 2012. As amostras foliares foram compostas de 20 folhas por planta, coletadas do terceiro e quarto pares de folhas de ramos produtivos localizados no terço médio superior da planta, sendo determinados os teores de macronutrientes (N, P, K, Ca, Mg e S).

O georreferenciamento de cada ponto amostral na área foi realizado utilizando um par de receptores GPS TechGeo®, modelo GTR G2 geodésico. Os dados após serem processados pela Rede Brasileira de Monitoramento Contínuo (RBMC) do IBGE, apresentaram precisão de 10,0 mm +1,0 ppm, em UTM (Universal Transverso de Mercator) com Datum WGS-84.

Os dados foram analisados por meio das medidas de posição (média e mediana), dispersão (valores máximos, mínimos, desvio padrão, variância e coeficiente de variação) e forma da dispersão (coeficientes de assimetria e curtose). A normalidade foi testada pelo teste Shapiro-Wilk's ( $p < 0,05$ ) (SILVA & LIMA, 2012).

A análise geoestatística foi aplicada visando analisar e avaliar a existência de dependência espacial das variáveis e entre as variáveis em estudo. O grau de dependência espacial foi mensurado por meio do ajuste do variograma clássico de Matheron, definido em equação:

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

Os cálculos foram realizados utilizando o *Gamma Design Software 7.0 GS+* (ROBERTSON, 2000). O *Software GS+* aplica aos variogramas experimentais a metodologia dos mínimos quadrados ajustando desse modo os modelos teóricos, e como critérios para seleção do melhor ajuste, pode se frisar a menor soma de quadrados dos resíduos (SQR) e o coeficiente de determinação ( $R^2$ ), mais próximo da unidade 1.

Para efeito da confiabilidade dos ajustes adotam-se como parâmetro ideal os ajustes com  $R^2$  superior a 50,0% e na validação cruzada o coeficiente de regressão próximo a 1, satisfazendo os critérios básicos para aceitação dos ajustes (AZEVEDO, 2004).

#### 4.1.5 Resultado e discussão

Observa-se que, para todos os atributos da época 1, os valores das medidas de tendência central (média e mediana) ficaram próximos. Eles se mostram a uma certa distância entre si indicando distribuição não simétrica (Tabela 1). Essa observação foi confirmada pelos valores de simetria que se apresentaram distantes de zero com exceção do Zn que apresentou valores do coeficiente de assimetria próximo de zero e se mostrando negativo, demonstrando tendência de concentração dos dados à esquerda devido o valor da sua média ser inferior à mediana. Em relação aos demais nutrientes a tendência de concentração de dados foi a direita, devido o coeficiente de assimetria ser positivo, indicativo de que a media foi superior a mediana. Desse modo, sugere-se um ajuste à distribuição normal para todos os nutrientes, no entanto ao ser realizado o teste de normalidade Shapiro-Wilk's a 5% de probabilidade foi observado a não normalidade para todos os nutriente (Fe, Zn, Cu, Mn e B) e para a produtividade.

Os valores das medidas de tendência central para os atributos da época 2 não ficaram próximos, indicando uma distribuição não simétrica. Contudo para os nutrientes Zn, B e produtividade mesmo apresentando essa conformação para seus dados apresentaram normalidade, enquanto Fe, Cu e Mn foi identificada a não normalidade para seus dados conforme o teste de normalidade Shapiro-Wilk's a 5% (Tabela 1).

De acordo com Isaaks e Srivastava (1989), o coeficiente de assimetria é mais sensível a valores extremos do que a média, mediana e o desvio-padrão, uma vez que um único valor pode influenciar fortemente o coeficiente de assimetria, pois os desvios entre cada valor e a média são elevados à terceira potência.

Os teores foliares dos micronutrientes na época 1 para o Fe, Zn, Cu, Mn, B e a produtividade das plantas de cafeeiro em estudo, apresentaram coeficientes de variação de 30,77; 19,02; 37,36; 32,75; 37,21 e 66,66%, respectivamente (Tabela 1). Analisando esses valores de coeficiente de variação (CV), pode se observar segundo a classificação proposta por Warrick e Nielsen (1980), ( $CV < 12\%$  - baixos;  $12\% < CV < 60\%$  - médios; e  $CV > 60\%$  - altos), que todos os nutrientes (Fe, Zn, Cu, Mn e B) se apresentaram com valores correspondentes a classificação do coeficiente de variação médio, e a produção apresentou seu valor de coeficiente de variação como classificado como alto.

Os teores da época 2 para o Fe, Zn, Cu, Mn, B e a produtividade apresentaram os seguintes valores para o CV, 37,62; 32,20; 24,62; 32,30; 17,30 e 36,46%, respectivamente. Ao analisar os dados observa-se que não houve mudanças na classificação do CV para todos os nutrientes (Fe, Zn, Cu, Mn e B) onde eles se mantiveram com sua classificação moderada, mas em relação à produtividade, pode se observar que sua classificação mudou de alta para média, demonstrado uma menor dispersão dos dados na época 2 do que na época 1.

Outra observação importante a ser realizada é que quando se compara os dados entre as duas épocas observa-se que todas as variáveis (Fe, Zn, Cu, Mn e B) da época 1 apresentaram não normalidade dos seus dados. Na época 2 o Fe, o Cu e o Mn continuaram apresentando não normalidade dos dados mas o Zn, B e a produtividade passaram a apresentar a normalidade dos seus dados. Corroborando com os resultados obtidos por Silva et al. (2009) e também com os resultados obtidos por Silva et al. (2010), Gontijo et al. (2012) e Santos et al. (2012) em relação a produtividade, porém, na época 2 apresentaram uma distribuição não normal. O Mg passou de distribuição não normal na época 1 para uma distribuição normal dos seus dados na época 2.

A distribuição quando não é normal exerce uma influência muito grande sobre a média aritmética, isso acontece quando dentro do conjunto de dados há ocorrência de valores extremos, tornando-se uma medida de tendência central não representativa do conjunto de dados (EGUCHI et al., 2002). A normalidade do conjunto de dados não é uma exigência que obrigatoriamente deva ser seguida para que a geoestatística seja aplicada, é apenas conveniente que a variável não apresente valores extremos em sua distribuição, para não comprometer as análises (CRESSIE, 1991; QUARTEZANI & ZIMBACK, 2012).

Tabela 1. Estatística descritiva e distribuição de frequência dos teores foliares dos micronutrientes e produtividade do café Conilon nas épocas 1 e 2.

<b>Estatística descritiva</b>	<b>Fe 1</b>	<b>Fe 2</b>	<b>Zn 1</b>	<b>Zn 2</b>	<b>Cu 1</b>	<b>Cu 2</b>	<b>Mn 1</b>	<b>Mn 2</b>	<b>B 1</b>	<b>B 2</b>	<b>Prod 1</b>	<b>Prod 2</b>
	mg kg <sup>-1</sup>						kg Planta <sup>-1</sup>					
<b>Media</b>	108,43	89,05	11,82	48,09	9,79	44,26	116,28	117,75	39,02	72,28	4,23	11,69
<b>Mediana</b>	105,00	83,50	12,00	46,00	9,00	44,00	110,00	112,50	37,50	71,50	3,50	12,00
<b>Mínimo</b>	30,00	40,00	5,00	18,00	4,00	22,00	47,00	60,00	16,00	44,00	0,00	4,00
<b>Maximo</b>	202,00	248,00	17,00	97,00	23,00	70,00	243,00	234,00	96,00	101,00	12,00	21,00
<b>CV%</b>	30,77	37,62	19,02	32,20	37,36	24,62	32,75	32,30	37,21	17,30	66,66	36,46
<b>s</b>	33,36	33,50	2,24	15,49	3,65	10,89	38,08	38,03	14,59	12,50	2,82	4,26
<b>Cs</b>	0,61	1,21	-0,23	0,56	1,10	0,54	0,80	0,77	1,21	0,02	0,72	0,23
<b>Ck</b>	0,18	3,64	0,85	0,39	1,32	-0,18	0,53	0,25	2,33	-0,34	-0,36	-0,60
<b>W</b>	*	*	*	ns	*	*	*	*	*	ns	*	Ns

CV(%) = coeficiente de variação; s = desvio padrão; Cs = assimetria; Ck = curtose; N, P, K, Ca, Mg e S em g kg<sup>-1</sup>; \* distribuição não normal pelo teste de Shapiro-Wilk's (w) a 5% de probabilidade; e ns distribuição normal pelo teste de Shapiro-Wilk's (w) a 5% de probabilidade.

Todas as variáveis estudadas tanto na época 1 quanto na época 2 apresentaram estrutura de dependência espacial (Tabela 2, Figuras 2 e 3), e para a escolha do melhor modelo foi necessário o cumprimento de alguns requisitos básicos e essenciais, tanto para um bom ajuste do variograma quanto para o mapa que será gerado posteriormente. O primeiro requisito a ser atendido foi o variograma possuir a menor soma dos quadrados dos resíduos (SQR), o segundo requisito foi possuir o maior coeficiente de determinação do modelo ajustado ( $R^{2*}$ ), e o terceiro requisito foi apresentar os maiores valores do coeficiente de regressão da validação cruzada entre os dados reais e os estimados (GONTIJO et al., 2012).

O modelo que melhor se ajustou aos variogramas foi o esférico, dados semelhantes foram encontrados no trabalho de Silva et al. (2009) que estão em consenso com esta informação. Este modelo é bastante utilizado por vários pesquisadores para descrever o comportamento de variogramas de atributos de plantas (SALVIANO et al., 1998),

A relação  $C/(C_0+C)$ , ou seja, índice de dependência espacial (IDE) para os nutrientes Fe, Zn, Cu, Mn, B e a produtividade da época 1 apresentaram índice médio (Tabela 2), pois seus valores foram os seguintes 55,0; 50,1; 60,2; 71,6; 44,7 e 61,6%, respectivamente, e também todos estes mesmos nutrientes na época 2 seguiram o mesmo comportamento que na época 1 em relação ao IDE apresentado-se moderado com os valores de 39,2; 41,1; 50,0; 37,5; 60,9; e 64,9% respectivamente, segundo a classificação proposta por Cambardella (1994) e modificada por Zimback (2001).

Por meio do alcance da dependência espacial, na época 1, observou-se uma amplitude de 34,39m, variando de 14,31m (o menor valor de referente a produtividade) a 48,7m (o maior valor de referente ao Fe). Os menores valores foram encontrados para o Zn, Mn e B, sendo, 17,76; 20,5; e 15,48m, respectivamente, e a produtividade com o valor de 14,31m. Já os maiores valores para o alcance foram apresentados pelos nutrientes Fe e Cu com os seguintes valores, 48,7 e 29,56m respectivamente (Tabela 2).

Tabela 2. Modelos e parâmetros estimados dos variogramas experimentais para os micronutrientes e produtividade do café Conilon nas épocas 1 e 2.

	Fe 1	Fe 2	Zn 1	Zn 2	Cu 1	Cu 2	Mn 1	Mn 2	B 1	B 2	Prod 1	Prod 2
	mg kg <sup>-1</sup>										kg planta <sup>-1</sup>	
<b>Modelo</b>	esférico	esférico	esférico	esférico	esférico	esférico	esférico	esférico	esférico	esférico	esférico	esférico
<b>Efeito Pepita (C<sub>0</sub>)</b>	425,0	269,0	2,9	130,0	5,55	69,1	422,0	772,0	93,0	81,6	3,01	6,589
<b>Patamar (C<sub>0</sub>+C)</b>	943,8	442,3	5,807	220,6	13,94	138,3	1488,0	1235,0	168,2	208,8	7,838	18,76
<b>Alcance (m)</b>	48,7	24,0	17,76	18,56	29,56	89,9	20,5	53,5	15,48	133,7	14,31	18,3
<b>IDE (%)</b>	55,0	39,2	50,1	41,1	60,2	50,0	71,6	37,5	44,7	60,9	61,6	64,9
<b>R<sup>2</sup>*</b>	0,961	0,988	0,974	0,879	0,884	0,975	0,997	0,933	0,737	0,955	0,996	0,974
<b>SQR</b>	10168,0	209,0	0,0521	282,0	8,27	87,6	1444,0	5130,0	915,0	397,0	0,0479	0,977
<b>r<sup>2</sup></b>	0,999	0,993	0,791	0,399	0,81	0,621	0,579	0,906	0,027	1,009	0,311	0,854

IDE: Índice de dependência espacial  $[Co/(Co+C)] \times 100$ ; R<sup>2</sup>: coeficiente de determinação do modelo ajustado; SQR: soma de quadrados de resíduo; r<sup>2</sup>: coeficiente de determinação da validação cruzada; Prod: Produtividade.

Na época 2 a amplitude foi de 115,4m ocorrendo um aumento considerável em relação a época 1, sendo o B o responsável pelo maior valor foi de 133,7m e o menor valor foi apresentado pela produtividade 18,3m e o restante dos nutrientes Fe, Zn, Cu e Mn, apresentaram os valores de 24,0; 18,56; 89,9 e 53,5m respectivamente.

O alcance que determina o ponto onde ocorre a transição do campo estruturado para o campo aleatório evidenciando que quanto maior o valor do alcance de dependência espacial da variável, mais homogêneo é a variável que esta sendo estudada, como pode ser observado no mapa do Fe nas épocas 1 e 2 (Figuras 4), porém, se o alcance apresentar baixos valores pode influenciar negativamente na qualidade das estimativas, devido a poucos pontos usados na interpolação, construção dos variogramas e geração de mapas (CORÁ et al., 2004).

As estimativas que foram obtidas por meio da interpolação dos pontos por meio da técnica de krigagem para o Zn, Cu, Mn, B e a produtividade na época 1 e para esses mesmos nutrientes na época 2 apresenta-se com menor precisão, ou seja, com maior variabilidade em relação ao micronutriente Fe, pela razão do valor do alcance de dependência espacial ser menor do que os outros nutrientes, podendo ser confirmado também por apresentar o menor valor do coeficiente de regressão estimado na validação cruzada (GONTIJO et al., 2012).



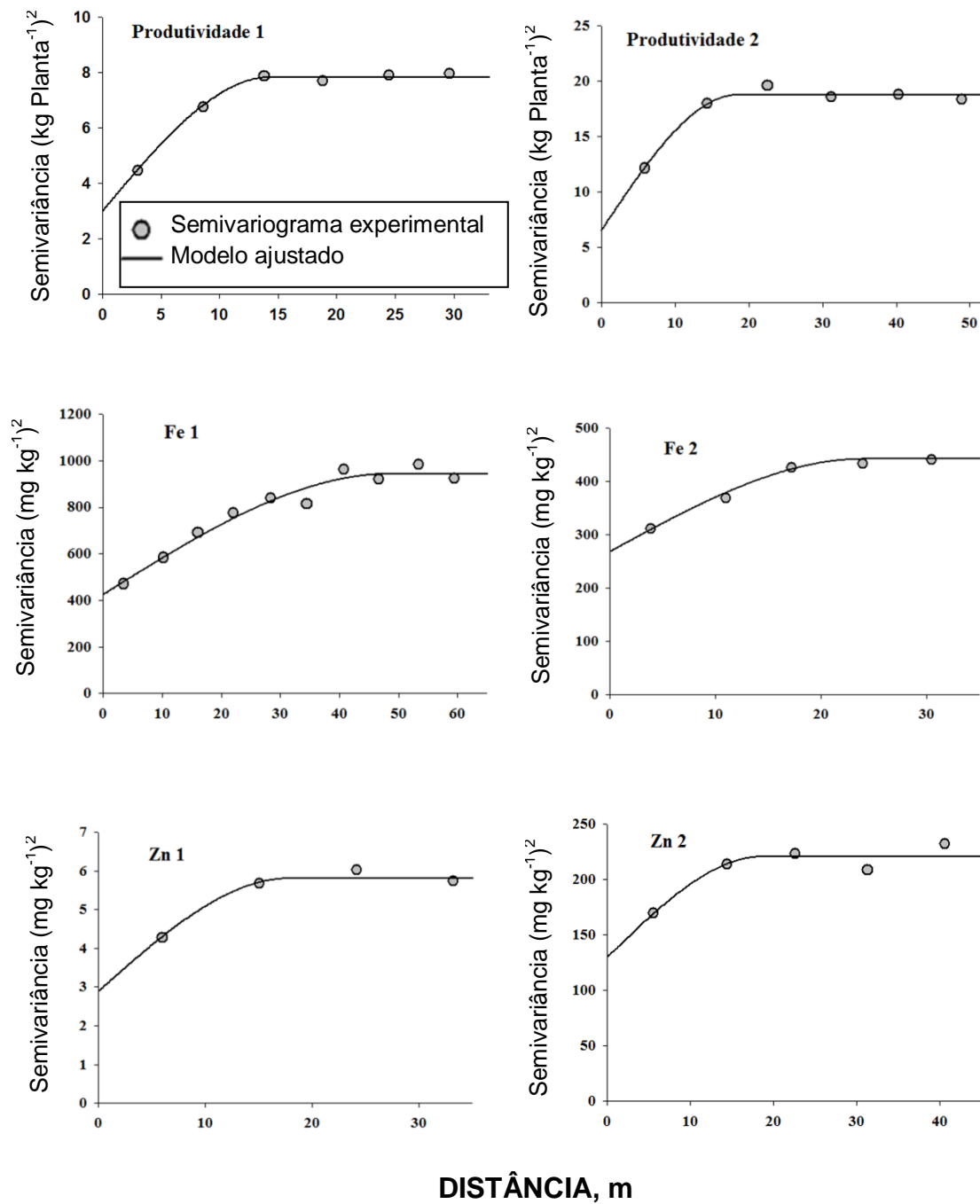


Figura 2. Variogramas experimentais ajustados para as variáveis produtividade, ferro e zinco do café Conilon nas épocas 1 e 2.

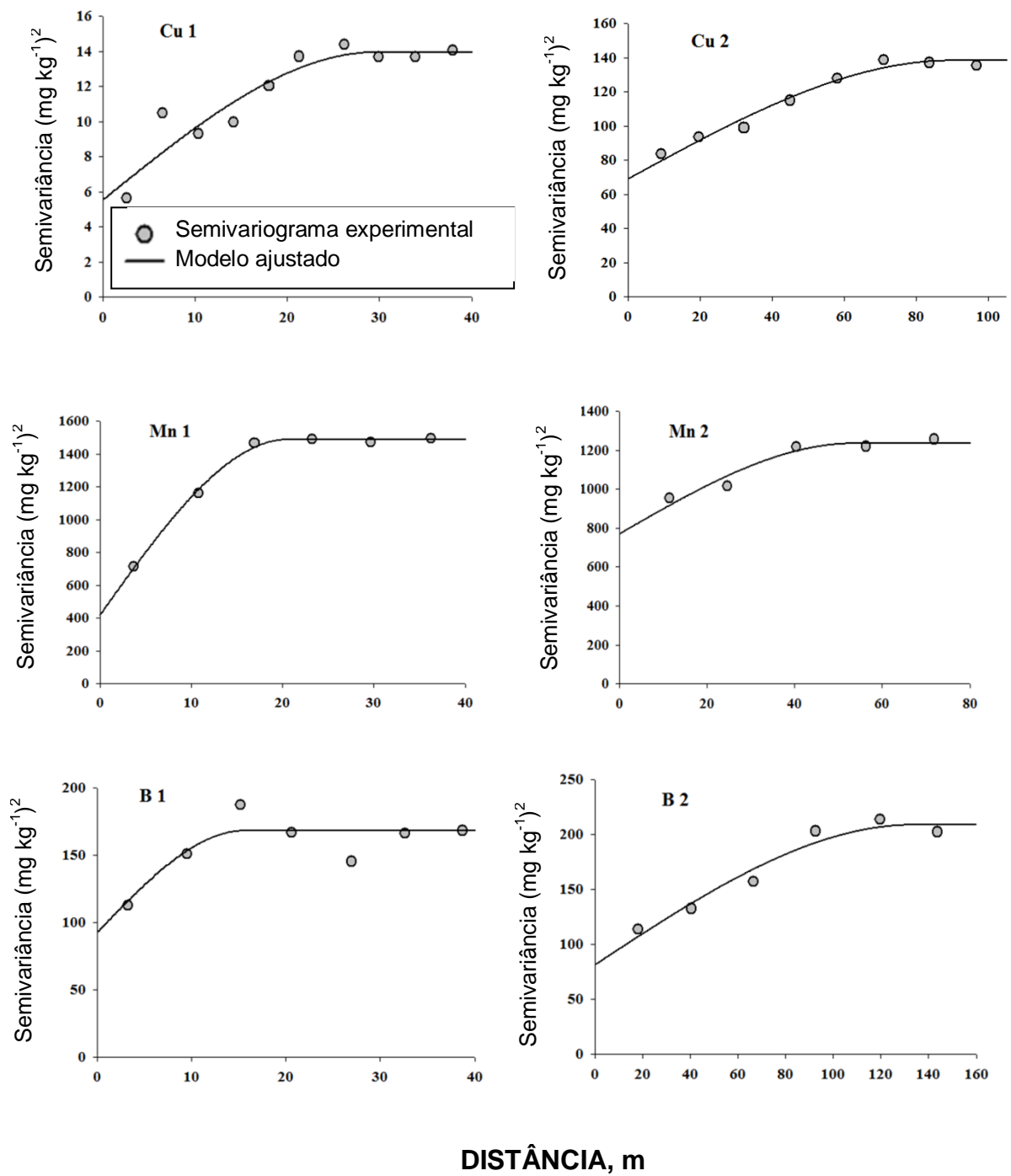


Figura 3. Variogramas experimentais ajustados para as variáveis cobre, manganês e boro do café Conilon nas épocas 1 e 2.

O mapa da produtividade para a época 1 apresenta distribuição espacial irregular (Figura 4) apresentando várias manchas com valores distintos, porém com todos esses valores se mostrando abaixo de  $9 \text{ kg planta}^{-1}$ . O mapa da produtividade para a época 2 (Figura 4) apresenta uma diferença considerável em relação o mapa da época 1. A produtividade aumentou consideravelmente entre as épocas, pode-se observar que o mapa da época 2 apresentou na maior parte de sua área produtividade superior a  $9 \text{ kg planta}^{-1}$ . Pode-se justificar esse aumento de produtividade devido à idade da lavoura e um melhor manejo adotado que antecedeu a segunda colheita.

Os teores foliares do Fe apresentam uma distribuição espacial regular, delimitando manchas bem distintas. Quando observa-se o mapa da época 1 nos sentidos ao leste e sul, se pode visualizar plantas com o teor do nutriente inferior em relação as plantas mais ao oeste e norte do mapa (Figura 4). O mapa da época 2 (Figura 4) segue a mesma conformação, porém, nas regiões mais ao leste e sul a concentração do nutriente foi inferior quando comparado com a mesma região do mapa na época 1, e a concentração nas regiões mais ao norte e oeste foi maior quando comparado com a mesma região na época 1.

Os mapas referentes ao teor o Zn na planta nas duas épocas possui variabilidade espacial. Pode-se observar que tanto na época 1 quanto na época 2 os mapas apresentam um a mesma conformação, ou seja, nas regiões do mapa onde o micronutriente se apresentou alto na época 1, na época 2 o micronutriente também se apresentou alto. Deve-se destacar um ponto importante, a escala em que o mapa esta inserido, na época 1 a escala se apresenta de  $8,5$  a  $16 \text{ mg kg}^{-1}$  e na época 2 a escala é muito maior, de  $28$  a  $68 \text{ mg kg}^{-1}$ . Este fato pode ser justificado pois a lavoura sofreu um estresse hídrico e recebeu um péssimo manejo em relação a adubação antecedente a época 1, já na época 2 houve uma mudança no sistema de irrigação, facilitando o manejo e também fazendo com que haja um cuidado melhor da lavoura proporcionando um maior teor de Zn foliar.

O mapa na época 1 do Cu apresenta duas manchas com teores bem distintos, uma em direção ao sul-leste se apresenta com o teor de  $5,5 \text{ mg kg}^{-1}$ , e outra mancha com níveis muito mais altos, variando e  $11,5$  a  $15,5 \text{ mg kg}^{-1}$ , sendo esta mancha localizada mais ao norte e oeste do mapa. Na época 2 toda uma região central do mapa é tomada por uma mancha indicando um baixo teor do micronutriente, mas antes se deve prestar atenção na escala dos mapas pois no

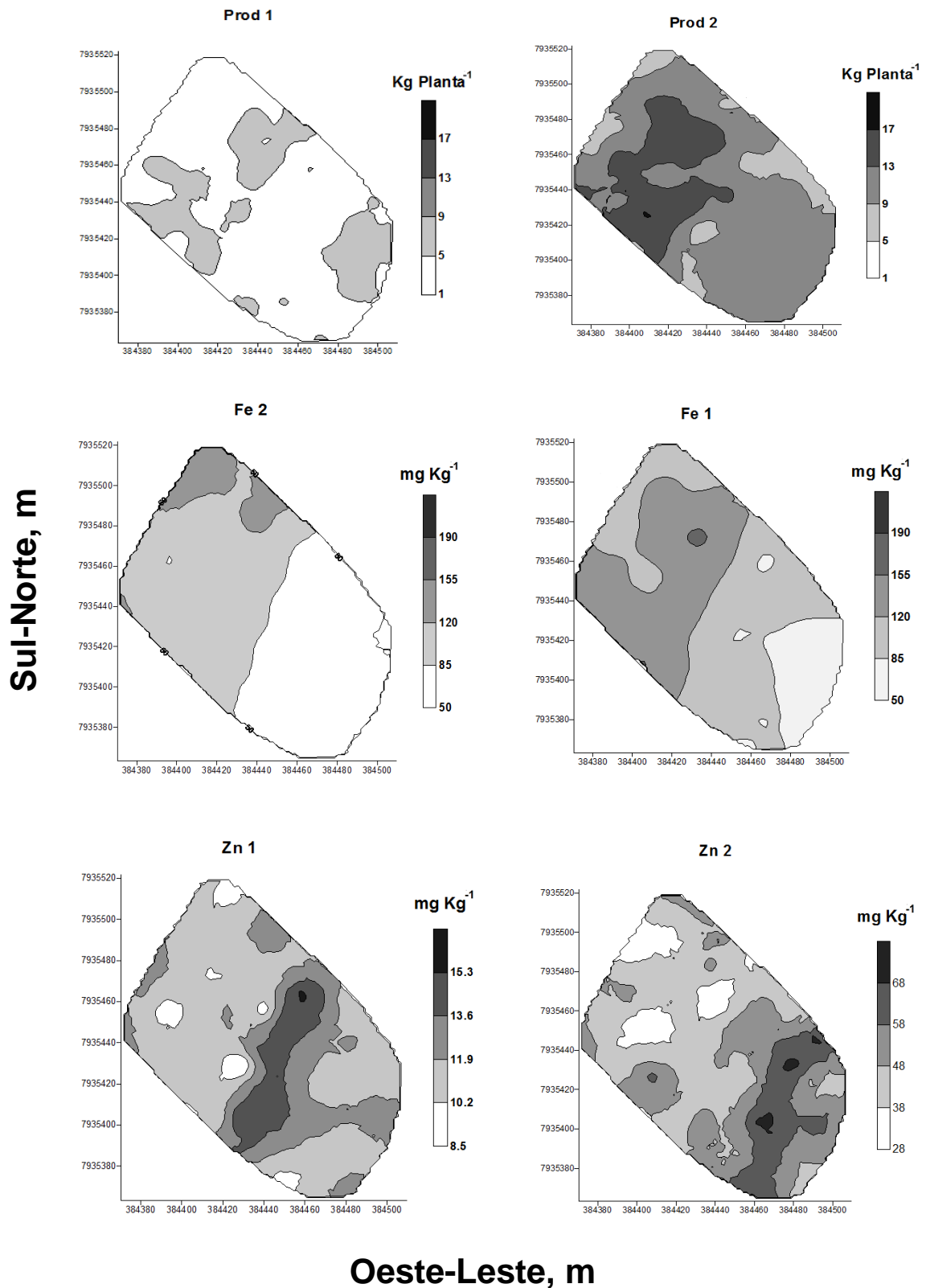


Figura 4 . Mapas de distribuição espacial das variáveis produtividade, ferro e zinco do café Conilon nas épocas 1 e 2.

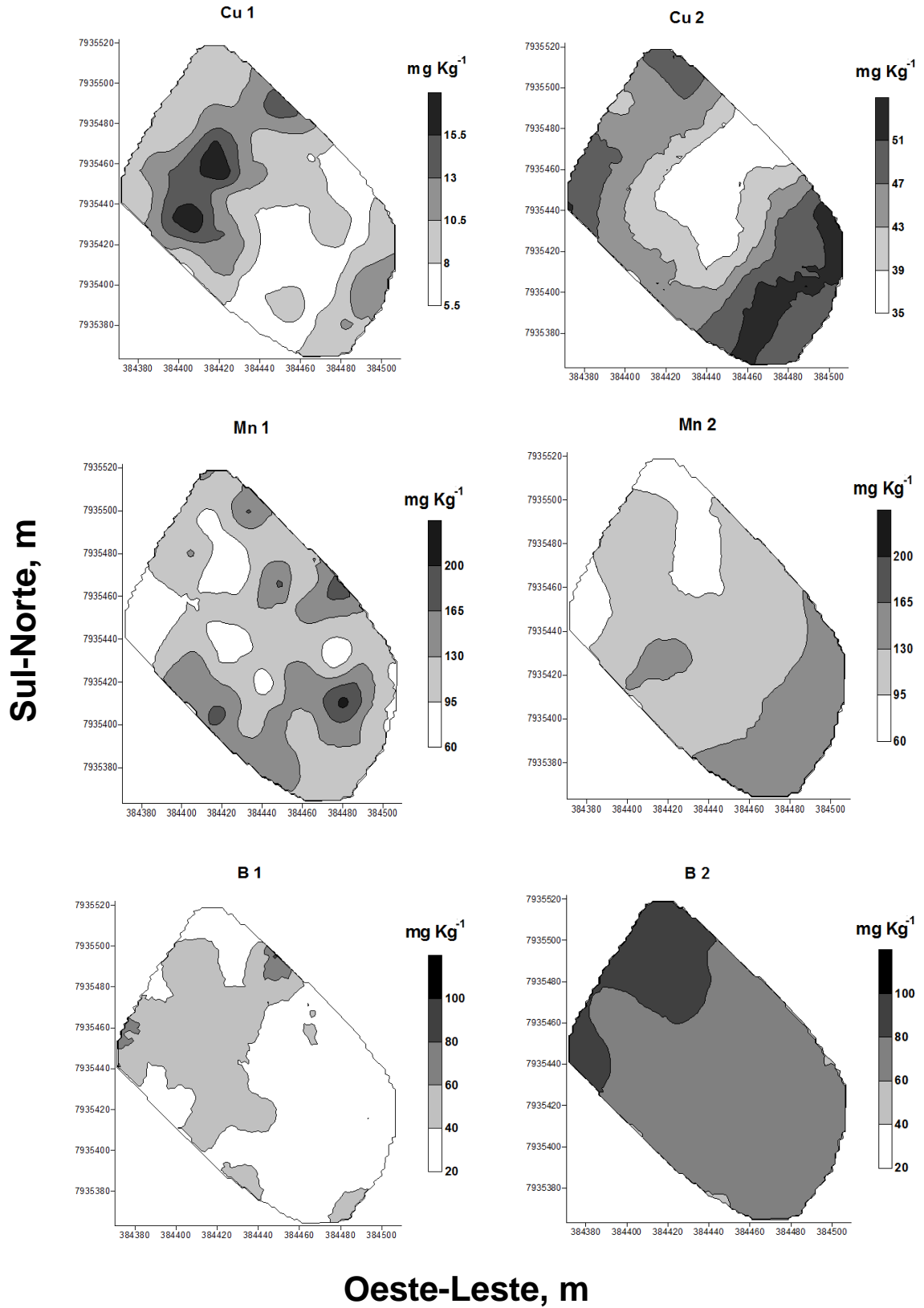


Figura 5. Mapas de distribuição espacial das variáveis cobre, manganês e boro do café Conilon nas épocas 1 e 2.

Cu esta na mesma condição do Zn. Observando os mapas do Cu nas duas épocas, nota-se claramente que o mapa da época 2, mesmo indicando teores baixos numa região central, na verdade apresenta um grande aumento na concentração desse teor que se apresenta entre 35 e 38,5mg kg<sup>-1</sup> e nas outras regiões do mapa essa concentração pode chegar a 52,5mg kg<sup>-1</sup>.

O mapa do teor do Mn na época 1 quando observado, é nítido a sua variabilidade espacial (Figura 5) diferentemente quando o mapa da época 2 é observado, onde é possível definir com clareza duas regiões, sendo uma de maior concentração e outra de menor concentração do teor foliar do Mn, sendo mais ao leste e sul a região que se apresenta com maior concentração, entre 120 a mais de 150 mg kg<sup>-1</sup> de Mn e a de menor concentração esta nas direções oeste e norte com uma concentração entre 60 a 90 mg kg<sup>-1</sup>(Figura 5).

Ao analisar os mapas onde estão representados os valores de teores do B, observa-se que na época 1 ocorreu uma grande variabilidade espacial do nutriente (Figura 5), já na época 2 (Figura 5) a conformação do nutriente na área modificou fazendo com que houvesse uma menor variabilidade do mesmo, esse fato é explicado pela diferença no alcance do B nas duas épocas. Na época 2 o alcance foi 133,7 e na época 1 foi de 15,5. Nesse observa-se mais ao norte e a oeste manchas bem nítidas, com valores superiores a 70,5 mg kg<sup>-1</sup> chegando a ultrapassar a marca de 80 mg kg<sup>-1</sup> e nas regiões mais ao leste e sul onde a concentração do nutriente na planta foi menor, os valores que se apresentaram foram em torno de 55 mg kg<sup>-1</sup>.

Observa-se na época 1 teores de Fe e Mn estão acima da média proposta por Partelli et al. (2006) para lavouras de café de alta produtividade no estado do Espírito Santo, e os valores do Zn Cu e B se mostraram abaixo dessa média, já os teores da época 2 do Cu, Mn e B que se mostram acima desta média e os teores do Fe, Zn se apresentam abaixo da média.

De acordo com essas informações pode-se destacar que, não há como identificar qual época explica melhor a produtividade. Ao analisar a diferença entre as épocas observa-se que, os teores de Zn, Cu, Mn, e B na época 2 se mostram superiores do que na época 1, sendo assim uma possível explicação para maior produtividade que ocorreu na época 2, além da explicação de que, na época 1 a planta estava em fase de formação e produzindo assim pela primeira vez.

#### **4.1.7. Conclusão**

Todos atributos estudados nas duas épocas apresentaram estrutura de dependência espacial moderada.

O modelo esférico foi o que melhor se ajustou para os micronutrientes Fe, Zn, Cu, Mn, B e a produtividade.

Os mapas apresentaram variabilidade e dependência no tempo e espaço evidenciando que pode haver uma adubação diferenciada para cada ponto da lavoura, diminuindo custos e elevando a produtividade e com estudos futuros mais aprofundados pode-se aperfeiçoar essa técnica.

#### 4.1.6. Referências Bibliográficas

AZEVEDO, E.C. **Uso da geoestatística e de recursos de geoprocessamento no diagnóstico de degradação de um Argissolo sob pastagem no estado do Mato Grosso**. 2004. 158 p. Tese de Doutorado. Faculdade de engenharia agrícola de campinas, Campinas. 2004.

CAVALCANTE, E.G.S.; ALVES, M.C.; SOUZA, Z.M.; PEREIRA, G.T. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo sob diferentes usos e manejos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.31, n.6, p.1329-1339, 2007.

CAMBARDELLA, C.A.; MOORMAN, T.B.; NOVAK, J.M.; PARKIN, T.B.; KARLEN, D.L.; TURCO, R.F.; KONOPKA, A.E. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa Soils. **Soil Science Society America Journal**, Madison, v.58, n.1, p.1501-11, 1994.

CONAB. **Acompanhamento da Safra Brasileira**. Café Safra 2014 primeira estimativa. janeiro/2014-Companhia Nacional de Abastecimento - Brasília: Conab, 2014. Disponível em: <[http://www.conab.gov.br/OlalaCMS/uploads/arquivos/14\\_01\\_17\\_09\\_29\\_46\\_boletim\\_cafe\\_-\\_original\\_normalizado.pdf](http://www.conab.gov.br/OlalaCMS/uploads/arquivos/14_01_17_09_29_46_boletim_cafe_-_original_normalizado.pdf)> Acesso em: 01 de março de 2014.

CORÁ, J.E.; ARAUJO, A.V.; PEREIRA, G.T.; BERALDO, J.M.G. Variabilidade espacial de atributos do solo para adoção do sistema de agricultura de precisão na cultura de cana-de-açúcar. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.28, n.6, p.1013-1021, 2004.

CRESSIE, N. **Statistics for spatial data**. New York: John Wiley, 1991. 900 p.

DAVIS, A.P.; TOSH, J.; RUCH, N.; FAY, M.F. Growing coffee: *Psilanthus* (Rubiaceae) subsumed on the basis of molecular and morphological data; implications for the size, morphology, distribution and evolutionary history of *Coffea*. **Botany Journal of Linnean Society**, v.167, n.4, p.357-377, 2011.

EGUCHI, E.S.; SILVA, E.L.; OLIVEIRA, M.S. Variabilidade espacial da textura e da densidade de partículas em um solo aluvial no Município de Lavras, MG. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.6, n.2, p.242-246, 2002.

GONTIJO, I.; NICOLE, L.R.; PARTELLI F.L.; BONOMO R.; SANTOS, E.O.J. Variabilidade e correlação espacial de micronutrientes e matéria orgânica do solo com a produtividade da pimenta-do-reino. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.36, n.4, p.1093-1102, 2012.

ICO. International Coffee Organization. Historical data. <<http://www.ico.org/historical/2010-19/PDF/EXPCALY.pdf>>. Acesso em: 13 de março de 2014.



INCAPER (Instituto Capixaba de Pesquisa, Assistência Técnica e Extensão Rural). **Sistema de Informações Meteorológicas: Série histórica**. Disponível em: <[http://hidrometeorologia.incaper.es.gov.br/?pagina=saomateus\\_sh](http://hidrometeorologia.incaper.es.gov.br/?pagina=saomateus_sh)> Acesso em: 24 de setembro de 2013.

ISAAKS, E.H.; SRIVASTAVA, R.M. **An introduction to applied geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989. 561p.

PARTELLI, F.L.; VIEIRA, H.D.; MONNERAT, P.H.; VIANA, A.P. Estabelecimento de normas DRIS em cafeeiro conilon orgânico e convencional no Estado do Espírito Santo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.30, n.3, p.443-451, 2006.

PEZZOPANE, J.R.M.; CASTRO, F.S.; PEZZOPANE, J.E.M.; BONOMO, R.; SARAIVA, G.S. Zoneamento de risco climático para a cultura do café Conilon no Estado do Espírito Santo. **Revista Ciência Agronômica**, Fortaleza, v.41, n.3, p.341-348, 2010.

QUARTEZANI, W.Z.; ZIMBACK, C.R.L. Simulação sequencial direta na identificação e quantificação de incertezas associada à estimação da produção de café conilon. **Energia na Agricultura**, Botucatu, v.27, n.4, p.148-162, 2012.

RENA, A.B.; BARROS, R.S.; MAESTRI, M.; SONDAHL, M.R. In: SCHAFFER, B., ANDERSEN, P.C. (Eds.) **Handbook of environmental physiology of fruit crops. II. Sub-tropical and tropical crops**. USA: CRC Press, 1994. v.2, Cap.5, p.101-122.

ROBERTSON, G.P. **GS+: Geoestatistics for the environmental sciences – GS+ Users Guide**. Plainwell, Gamma Design Software, 2000. 152 p.

SALVIANO, A.A.C.; VIEIRA, S.R.; SPAROVEK, G. Variabilidade espacial de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* L. em área severamente erodida. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.22, n.1, p.115-122, 1998.

SANTOS, E.O.J.; GONTIJO, I.; NICOLE, L.R. Variabilidade espacial de cálcio, magnésio, fósforo, potássio no solo e produtividade da pimenta-do-reino. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.16, n.10, p.1062–1068, 2012.

SILVA, S.A.; LIMA J.S.S. Avaliação da variabilidade do estado nutricional e produtividade de café por meio da análise de componentes principais e geoestatística. **Revista Ceres**, Viçosa, v.59, n.2, p.271-277, 2012.

SILVA, S.A.; LIMA, J.S.S.; TEIXEIRA, M.M. Variabilidade espacial da produtividade e teores de macronutrientes nas folhas de duas variedades de café arábica. **Engenharia na agricultura**, Viçosa, v.17, n.5, 337-345, 2009.

SILVA, S.A.; LIMA, J.S.S.; XAVIER, A.C.; TEIXEIRA, M.M. Variabilidade espacial de atributos químicos de um Latossolo vermelho-amarelo húmico cultivado com café. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.34, n.1, p.15-22, 2010c.

TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**, San Diego, v.38, n.1, p.45-94, 1985.

VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial de argila, silte e atributos químicos em parcela experimental de um latossolo roxo de Campinas – SP. **Bragantia**, Campinas, v.56, n.1, p.181-190, 1997.

WARRICK, A.W.; NIELSEN, D.R. **Spatial variability of soil physical properties in the field**. In: HILLEL, D., ed. Applications of soil physics. New York, Academic, 1980. p.319-344.

ZIMBACK, C.R.L. **Análise espacial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento da fertilidade**. 2001. 114f. tese (livre – docência) – Universidade Estadual de São Paulo, Botucatu, 2001.

## **5. CONCLUSÃO**

Houve dependência espacial ao longo do tempo e espaço, o que deve ser sempre considerado em estudos futuros.

A variabilidade espacial proporcionou uma visualização dos nutrientes foliares em taxas diferenciadas, que possibilitará economia na aplicação dos fertilizantes, pois pode haver aplicação localizada tendo como consequência o aumento de produtividade.

Com a análise dos resultados concluiu-se que as técnicas de geoestatística mostraram-se aplicáveis no diagnóstico de atributos químicos foliares e da produção do café Conilon, o que permitiu o seu mapeamento.

O estudo da variabilidade espacial dos atributos químicos foliares pela geoestatística utilizando-se a técnica da krigagem desponta como ferramenta imprescindível na compreensão do comportamento dos nutrientes na planta, podendo ser fundamental no auxílio à tomada de decisão que visem maior produtividade da lavoura de café Conilon.

## 6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALVES, M.C.; POZZA, E.A.; MACHADO, J.C.; ARAÚJO, D.V.; TALAMINI, V.; OLIVEIRA, M.S. Geoestatística como metodologia para estudar a dinâmica espaço-temporal de doenças associadas a *Colletotrichum* spp. transmitidos por sementes. **Fitopatologia Brasileira**, Brasília, v.31, n.6, p.557-563, 2006.

ALVES, M.C.; SILVA, F.M.; MORAES, J.C.; POZZA, E.A.; OLIVEIRA, M.S.; SOUZA, J.C.S.; ALVES, L.S. Geostatistical analysis of the spatial variation of the berry borer and leaf miner in a coffee agroecosystem. **Precision Agriculture**, Dordrecht, v.10, n.12, p.1-14, 2009.

AZEVEDO, E.C. **Uso da geoestatística e de recursos de geoprocessamento no diagnóstico de degradação de um Argissolo sob pastagem no estado do Mato Grosso**. 2004. 158 p. Tese de Doutorado. Faculdade de engenharia agrícola de Campinas, Campinas. 2004.

BIFFI, L.J.; RAFAELI, S.L. Comportamento espacial de variáveis agronômicas da maçã "fuji" durante dois anos de observações no planalto serrano de Santa Catarina. **Revista Brasileira de Fruticultura**, Jaboticabal, v.30, n.4, p.975-980, 2008.

BOTTEGA, E.L.; QUEIROZ, D.M.; PINTO, F.A.C.; SOUZA, C.M.A. Variabilidade espacial de atributos do solo em sistema de semeadura direta com rotação de culturas no cerrado brasileiro. **Revista Ciência Agronômica**, Fortaleza, v.44, n.1, p.1-9, 2013.

BRAGA, L.P.V. **Geoestatística e aplicações**. Departamento de Métodos Estatísticos, UFRJ, 1990. 36p.

BURGESS, T.M.; WEBSTER, R. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties: I The semivariogram and punctual kriging. **The Journal of Soil Science**, Oxford, v.31, n.1, p.315-331, 1980.

CAMBARDELLA, C.A.; MOORMAN, T.B.; NOVAK, J.M.; PARKIN, T.B.; KARLEN, D.L.; TURCO, R.F.; KONOPKA, A.E. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa Soils. **Soil Science Society America Journal**, Madison, v.58, n.1, p.1501-11, 1994.

CAMPOS, M.C.C.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA G.T.; SOUZA, Z.M.; MONTANARI, R. Planejamento agrícola e implantação de sistema de cultivo de cana-de-açúcar com auxílio de técnicas geoestatísticas. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.13, n.3, p.297-304, 2009.

CARVALHO, E. A. Modelagem geoestatística da distribuição espacial de doenças do feijoeiro comum e da soja e sua relação com a fertilidade do solo e nutrição mineral de plantas: artigo 1: **Modelagem geoestatística da distribuição espacial do mofobranco do feijoeiro comum**. 2008. P. 6-31. Dissertação (Mestrado em Fitopatologia) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.

CARVALHO, J.R.P. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. In: UCHÔA, C.N.; POZZA, E.A.; POZZA, A.A.A.; MORAES, W.S. Modelagem geoestatística da sigatoka-negra e sua relação com a fertilidade do solo. **Bioscience Journal**. Uberlândia, v.27, n.3, p.357-362, 2011.

CLARK, I. **Practical geostatistics**. London: Applied science, 1979. 129p.

CONAB. **Acompanhamento da Safra Brasileira**. Café Safra 2014 primeira estimativa. janeiro/2014-Companhia Nacional de Abastecimento - Brasília: Conab, 2014. Disponível em: <[http://www.conab.gov.br/OlalaCMS/uploads/arquivos/14\\_01\\_17\\_09\\_29\\_46\\_boletim\\_cafe\\_-\\_original\\_normalizado.pdf](http://www.conab.gov.br/OlalaCMS/uploads/arquivos/14_01_17_09_29_46_boletim_cafe_-_original_normalizado.pdf)> Acesso em: 01 de março de 2014.

CONAGIN, C.H.T. M.; MENDES, A.J.T. Pesquisas citológicas e genéticas em três espécies de *Coffea*: autoincompatibilidade em *Coffea canephora* Pierre. **Bragantia**, Campinas, v.20, n.34, p.787-804, 1961.

CORÁ, J.E.; ARAUJO, A.V.; PEREIRA, G.T.; BERALDO, J.M.G. Variabilidade espacial de atributos do solo para adoção do sistema de agricultura de precisão na cultura de cana-de-açúcar. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.28, n.6, p.1013-1021, 2004.

COUTO, E.G.; KLAMT, E. Variabilidade espacial de micronutrientes em solo sob pivô central no sul do Estado de Mato Grosso. **Pesquisa agropecuária brasileira**, Brasília, v.34, n.12, p.2321-2329, 1999.

CRESSIE, N. **Statistics for spatial data**. New York: John Wiley, 1991. 900 p.

DAVIS, A.P.; TOSH, J.; RUCH, N.; FAY, M.F. Growing coffee: *Psilanthus* (Rubiaceae) subsumed on the basis of molecular and morphological data; implications for the size, morphology, distribution and evolutionary history of *Coffea*. **Botany Journal of Linnean Society**, v.167, n.4, p.357-377, 2011.

EGUCHI, E.S.; SILVA, E.L.; OLIVEIRA, M.S. Variabilidade espacial da textura e da densidade de partículas em um solo aluvial no Município de Lavras, MG. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.6, n.2, p.242-246, 2002.

EMBRAPA, **Sistema Brasileiro de Classificação de Solos**, 2ª ed, Rio de Janeiro - RJ, Centro Nacional de Pesquisa de Solos, 2006, 306p.

FERRAZ, G.A.E.S.; SILVA, F.M.; CARVALHO, L.C.C.; ALVES, M.C.; FRANCO, B.C. Variabilidade espacial e temporal do fósforo, potássio e da produtividade de uma lavoura cafeeira. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v.32, n.1, p.140-150, 2012.

GLAZAR, E. **Brava gente polonesa. Memórias de um imigrante, formação histórica de São Gabriel da Palha e expansão do café Conilon no Espírito Santo**. Flor&cultura, Vitória, 2005, 256p.

GOMES, B.M; CRUZ, R.L. Comportamento espacial dos percentis 75 da precipitação decendial para o para o estado de São Paulo, na primavera. **Irriga: Brazilian Journal of Irrigation and Drainage**, Botucatu, v.7, n.2, p.142-153, 2002.

GONTIJO, I.; NICOLE, L.R.; PARTELLI F.L.; BONOMO R.; SANTOS, E.O.J. Variabilidade e correlação espacial de micronutrientes e matéria orgânica do solo com a produtividade da pimenta-do-reino. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.36, n.4, p.1093-1102, 2012.

HUIJBREGTS, C.J. **Regionalized Variables and Quantitative Analysis of Spatial Data**. New York, 1975.

ICO. International Coffee Organization. Trade statistics. <<http://www.ico.org/historical/2010-19/PDF/TOTPRODUCTION.pdf>>. Acesso em: 13 de março de 2014.

INCAPER (Instituto Capixaba de Pesquisa, Assistência Técnica e Extensão Rural). **Sistema de Informações Meteorológicas: Série histórica**. Disponível em: <[http://hidrometeorologia.incaper.es.gov.br/?pagina=saomateus\\_sh](http://hidrometeorologia.incaper.es.gov.br/?pagina=saomateus_sh)> Acesso em: 24 de setembro de 2013.

ISAAKS, E.H.; SRIVASTAVA, R.M. **An introduction to applied geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989. 561p.

JOURNEL, A.G.; HUIJBREGTS, C.J. **Mining geoestatistics**. London: Academic Press, 1978. 600p.

LANDIM, P.M.B. **Análise estatística de dados geológicos**. São Paulo: UNESP/FEU, 2ª edição, 2003, 253p.

LIMA, J.S.S.; OLIVEIRA, R.B.; QUARTEZANI, W.Z. Variabilidade espacial de atributos físicos de um Latossolo Vermelho-Amarelo sob cultivo de pimenta-do-reino. **Engenharia na Agricultura**, Viçosa, v.15, n.3, p.290-298, 2007.

LIMA, J.S.S.; OLIVEIRA, R.B.; ROCHA, W.; OLIVEIRA, P.C.; QUARTEZANI, W.Z. Análise espacial de atributos químicos do solo e da produção da cultura pimenta-do-reino *Piper nigrum*, l.). **Idesia**, Arica, v.28, n.2, 31-39, 2010.

LIMA, J.S.S.; SILVA, S.A.; SILVA J.M. Variabilidade espacial de atributos químicos de um Latossolo Vermelho-Amarelo cultivado em plantio direto. **Revista Ciência Agrônômica**, Fortaleza, v.44, n.1, p.16-23, 2013.

MARTINS, A.L **História do café**. Editora Contexto, São Paulo, 2008, 316p.

MATHERON, G. **The theory of regionalized variables and its applications**. Paris: Cahiers du Centre de Morphologie, Mathematique de Fontainebleu, 1971. 211p. (fascicule 5).

MERLO, P.M.S. **Café: ouro do Espírito Santo**. Gráfica e Editora GSA. Vitória, 2008 (Aproximadamente 50 p.).

MILLER, M.P.; SINGER, M.J.; NIELSEN, D.R. Spatial variability of wheat yield and soil properties on complex hills. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.52, n.4, p.1133-1141, 1988.

MONTEZANO, Z.R.; CORAZZA, E.J.; MURAOKA, T. Variabilidade espacial da fertilidade do solo em área cultivada homogênea. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.30 n.5, 839-847, 2006.

MOTOMIYA, A.V.A.; CORÁ, J.E.; PEREIRA, G.T. Uso da krigagem indicatriz na avaliação de indicadores de fertilidade do solo. **Revista brasileira de ciência do solo**, Viçosa, v.30, n.3, p.485-496, 2006.

MOURA, M.C.S.; LOPES, A.N.C.; MOITA, G.C.; MOITA NETO, J.M. Estudo multivariado de solos urbanos da cidade de Teresina. **Química Nova**, São Paulo, v.29, n.3, 429-435, 2006.

OLIVEIRA, A.; GREGO, C.R.; RODRIGUES, C.A.G.; NOGUEIRA, S.F.; FURTADO, A.L.S.; ALMEIDA, C.G.F. Geoestatística aplicada aos atributos físicos e químicos do solo relacionados com a produção da cultura da soja. In: CONGRESSO INTERINSTITUCIONAL DE INICIAÇÃO CIENTÍFICA, 5., 2011, Campinas. **Anais...** Campinas: Embrapa Monitoramento por Satélite, 2011. 8 p.

PARTELLI, F.L.; VIEIRA, H.D.; SILVA, M.G.; RAMALHO, J.C. Seasonal vegetative growth of different age branches of conilon coffee tree. **Semina: Ciências Agrárias**, Londrina, v.31, n.3, p.619-626, 2010.

PARTELLI, F.L.; VIEIRA, H.D.; SANTIAGO, A.R.; BARROSO, D.G. Produção e desenvolvimento radicular de plantas de café 'Conilon' propagadas por sementes e por estacas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.41, n.6, p.949-954, 2006.

PAZ GONZALEZ, A.; TABOADA, M.T.C.; VIEIRA, S.R. Geostatistical analysis of heavy metals in a one-hectare plot under natural vegetation in a serpentine area. **Canadian Journal of Soil Science**, Ottawa, v.81, n.4, p.469-479, 2001.

PEZZOPANE, J.R.M.; CASTRO, F.S.; PEZZOPANE, J.E.M.; BONOMO, R.; SARAIVA, G.S. Zoneamento de risco climático para a cultura do café Conilon no Estado do Espírito Santo. **Revista Ciência Agronômica**, Fortaleza, v.41, n.3, p.341-348, 2010.

PONTES, J.M. **A Geoestatística: aplicação em experimentos de campo**. 2002. 2 p. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agropecuária). Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2002.

PORTO, A.L.; SOARES, J.A.; MONTEIRO, V.E.D. Otimização da malha de amostragem de compostos orgânicos voláteis no solo através de krigagem. **Águas Subterrâneas**, Campina Grande, v.25, n.1, p.57-73, 2011.

QUARTEZANI, W.Z.; ZIMBACK, C.R.L. Simulação sequencial direta na identificação e quantificação de in-certezas associada à estimação da produção de café conilon. **Energia na Agricultura**, Botucatu, v.27, n.4, p.148-162, 2012.

RENA, A.B.; BARROS, R.S.; MAESTRI, M.; SONDAHL, M.R. In: SCHAFFER, B.; ANDERSEN, P.C. (Eds.) **Handbook of environmental physiology of fruit crops. II. Sub-tropical and tropical crops**. USA: CRC Press, 1994. v.2, Cap.5, p.101-122.

ROBERTSON, G. P. **GS+: Geoestatics for the environmental sciences – GS+ Users Guide**. Plainwell, Gamma Desing Software, 2000. 152 p.

ROSA FILHO, G.; CARVALHO, M.P.; ANDREOTTI, M.; MONTANARI, R.; BINOTTI, F.F.S.; GIOIA, M.T. Variabilidade da produtividade da soja em função de atributos físicos de um Latossolo Vermelho distroférrico sob plantio direto. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.33, n.2, p.283-293, 2009.

SALVIANO, A.A.C.; VIEIRA, S.R.; SPAROVEK, G. Variabilidade espacial de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* L. em área severamente erodida. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.22, n.1, p.115-122, 1998.

SANCHEZ, R.B.; JÚNIOR, J.M.; PEREIRA, G.T.; SOUZA, Z.M. Variabilidade espacial de propriedades de Latossolo e da produção de café em diferentes superfícies geomórficas. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.9, n.4, p.489-495, 2005.

SANTOS, E.O.J.; GONTIJO, I.; NICOLE, L.R. Variabilidade espacial de cálcio, magnésio, fósforo, potássio no solo e produtividade da pimenta-do-reino. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.16, n.10, p.1062–1068, 2012.

SILVA, A.P. **Variabilidade espacial de atributos físicos do solo**. 1988. 105 f. Tese (Doutorado em Agronomia)-Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.

SILVA, F.M.; SOUZA, Z.M.; FIGUEIREDO, C.A.P.; MARQUES JÚNIOR, J.; MACHADO, R.V. Variabilidade espacial de atributos químicos e de produtividade na cultura do café. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.37, n.2, p.401-407, 2007.

SILVA, F.M.; SOUZA, Z.M.; FIGUEIREDO, C.A.P.; VIEIRA, L.H.S.; OLIVEIRA, E. Variabilidade espacial de atributos químicos e produtividade da cultura do café em duas safras agrícolas. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v.32, n.1, p.231-241, 2008.

SILVA, S.A.; LIMA J.S.S. Avaliação da variabilidade do estado nutricional e produtividade de café por meio da análise de componentes principais e geoestatística. **Revista Ceres**, Viçosa, v.59, n.2, p.271-277, 2012.

SILVA, S.A.; LIMA, J.S.S.; QUEIROZ, D.M. Spatial variability in nutritional status of arabic Coffee based on dris index. **Revista Ceres**, Viçosa, v.58, n.2, p.256-261, 2011.



SILVA, S.A.; LIMA J.S.S.; SOUZA. G.S. Estudo da fertilidade de um Latossolo Vermelho-Amarelo húmico sob cultivo de café Arábica por meio de geoestatística. **Revista Ceres**, Viçosa, v.57, n.4, p.560-567, 2010a.

SILVA, S.A.; LIMA, J.S.S.; TEIXEIRA, M.M. Variabilidade espacial da produtividade e teores de macronutrientes nas folhas de duas variedades de café arábica. **Engenharia na agricultura**, Viçosa, v.17, n.5, 337-345, 2009.

SILVA, S.A.; LIMA, J.S.S.; XAVIER, A.C.; TEIXEIRA, M.M. Variabilidade espacial de atributos químicos de um Latossolo vermelho-amarelo húmico cultivado com café. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.34, n.1, p.15-22, 2010b.

SOUZA, L.S.; COGO, N.P.; VIEIRA, S.R. Variabilidade de propriedades físicas e químicas do solo em pomar cítrico. **Revista Brasileira de Ciência do solo**, Campinas, v.21, n.3, p.367-372, 1997.

SOUZA, L.C. de. **Variabilidade espacial da salinidade de um solo aluvial no semiárido paraibano**. 1999. 77 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Agrícola) - Universidade Federal da Paraíba, Campina Grande, 1999.

SOUZA, L.S. **Variabilidade espacial do solo em sistemas de manejo**. 1992. 162 p. Tese (Doutorado em Ciência do Solo) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Rio Grande do Sul, 1992.

SOUZA, Z.M.; CERRI, D.G.P.; COLET, M.J.; RODRIGUES, L.H.A.; MAGALHÃES, P.S.G.; MANDONI, R.J.A. Análise dos atributos do solo e da produtividade da cultura de cana-de-açúcar com o uso da geoestatística e árvore de decisão. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.40, n.4, p.840-847, 2010.

THOMAZIELLO, R.A. ; OLIVEIRA, E.G.; TOLEDO FILHO, J.A. **Cultura do café**. 3ª ed. Campinas: Instituto Agrônômico, 1997. 75p.

TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**, San Diego, v.38, n.1, p.45-94, 1985.

UCHÔA, C.N.; POZZA, E.A.; POZZA, A.A.A.; MORAES, W.S. Modelagem geoestatística da sigatoka-negra e sua relação com a fertilidade do solo. **Bioscience Journal**, Uberlândia, v.27, n.3, p.357-362, 2011.

VALLADARES, G.S.; SANTOS, G.C.G.; ABREU, C.A.; CAMARGO, O.A.; FERREO, J.P. Zinco total e disponível em amostras de perfis de solos do Estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v.68, n.4, p.1105-1114, 2009.

VIEIRA, S.R. Geoestatística em estudo de variabilidade espacial do solo: In: LIMA, J. S.; SATTler, M.A.; XAVIER, A.C.; OLIVEIRA, R.B.; PASSOS, R.R.; OLIVEIRA, P.C. Variabilidade espacial da textura de um Argissolo Vermelho Amarelo sob cultivo de pastagem e vegetação nativa. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.39, n.9, p.2634-2637, 2009.

VIEIRA, S.R. Uso de geoestatística em estudos de variabilidade espacial de propriedades do solo. In: NOVAIS, R.F.; ALVAREZ, V.H.; SCHAEFER, C.E.G.R. **Tópicos em Ciência do Solo**. Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000, p.1-54.

VIEIRA, S.R. Variabilidade especial de argila, silte e atributos químicos em parcela experimental de um latossolo roxo de Campinas – SP. **Bragantia**, Campinas, v.56, n.1, p.181-190, 1997.

ZIMBACK, C.R.L. **Análise espacial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento da fertilidade**. 2001. 114f. tese (livre – docência) – Universidade Estadual de São Paulo, Botucatu, 2001.

ZUCOLOTO, M.; LIMA, J.S.S.; COELHO, R.I. Correlação e variabilidade espacial de atributos químicos do solo e produção de bananeira prata-anã. **Revista Brasileira de Fruticultura**, Jaboticabal, v.33, n.1, p.479-484, 2011.