

EDUARDO LEONEL BOTTEGA

**UTILIZAÇÃO DE ZONAS DE MANEJO PARA A PRODUÇÃO DE SOJA NO  
CERRADO BRASILEIRO**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Agrícola, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*

VIÇOSA  
MINAS GERAIS – BRASIL  
2014

Ficha catalográfica preparada pela Biblioteca Central da  
Universidade Federal de Viçosa - Campus Viçosa

T

B748u Bottega, Eduardo Leonel, 1985-  
2014 Utilização de zonas de manejo para a produção de soja no cerrado  
brasileiro / Eduardo Leonel Bottega. - Viçosa, MG, 2014.  
xii, 78f. : il. (algumas color.) ; 29 cm.

Inclui apêndice.

Orientador: Daniel Marçal de Queiroz.

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Viçosa.

Inclui bibliografia.

1. Agricultura de precisão. 2. Produtividade agrícola. 3. Solo -  
Manejo. 4. Solos - Propriedades elétricas. 5. Soja. I. Universidade  
Federal de Viçosa. Departamento de Engenharia Agrícola. Programa de  
Pós-graduação em Engenharia Agrícola. II. Título.

CDD 22. ed. 631.3

EDUARDO LEONEL BOTTEGA

**UTILIZAÇÃO DE ZONAS DE MANEJO PARA A PRODUÇÃO DE SOJA NO  
CERRADO BRASILEIRO**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Agrícola, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

APROVADA: 17 de junho de 2014.

---

Domingos Sárvio Magalhães  
Valente

---

Paulo Cesar de Lima

---

Elpídio Inácio Fernandes Filho

---

Cristiano Márcio Alves de Souza  
(Coorientador)

---

Daniel Marçal de Queiroz  
(Orientador)

*"A alegria que se tem em pensar e aprender faz-nos pensar e aprender  
ainda mais."*

(Aristóteles)

*À Deus, sempre presente em minha vida, guiando-me nesta jornada  
Aos meus pais e irmãs pelo amor e apoio  
À minha amada esposa Priscilla, pelo convívio, amizade, cumplicidade e  
carinho doado dia-a-dia*

Dedico

## AGRADECIMENTOS

A Universidade Federal de Viçosa, em especial ao Departamento de Engenharia Agrícola, Professores, Servidores Técnicos Administrativos e Funcionários, pelo apoio, amizade e logística fornecidos ao longo desta jornada.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pela concessão de bolsa de estudos e pelo financiamento desta pesquisa.

Ao professor Daniel Marçal de Queiroz, pela oportunidade de convívio, amizade, confiança, incentivo e orientação no desenvolvimento deste trabalho.

Aos professores Cristiano Márcio Alves de Souza, Francisco de Assis de Carvalho Pinto e Igor Rodrigues de Assis, pela co-orientação, amizade, confiança e empenho para que a qualidade deste estudo fosse primordial, contribuindo com importantes sugestões e solucionando várias dúvidas que surgiram no decorrer do desenvolvimento deste.

À Fazenda São Judas Tadeu, pela concessão da área apoio logístico e confiança depositada neste estudo ao longo dos três anos de seu desenvolvimento.

Aos Engenheiros Agrônomos Evandro Gelain e Bruno Tomasini, que não mediram esforços para que este trabalho se concretizasse, também pela amizade, atenção, dedicação e empenho na realização do presente estudo.

Ao Sr. Euzébio (*in memoriam*) pelo auxílio na coleta de dados, exemplo de ser humano batalhador e honesto.

Ao estudante de Agronomia da Faculdade Integrado de Campo Mourão: Renan Servelo, Jonas Maicon Pereira, Ricardo Karpinski e da Universidade Federal de Santa Catarina: José Lucas Safanelli e Bruno Boesing, pelo apoio, amizade e dedicação na coleta de dados.

Aos amigos da Mecanização Agrícola, Samuel, Mário (Gerente), Marcelo, Frederico, Wagner (Peixe), Cleyton, Denis, Lalá, Selma, André, Raphael, Marcus (Barba), Amanda, Robson, Daniel (Sorriso), Paulinha, Wevergton (Gigante), Geice, Enrique, Sárvio, Wagner, Gustavo, Antônio, Lorena, Marley, Cristian, Flora, Anderson, Jeszael, Gracielly e Jeferson pelo convívio, amizade, ajuda e companheirismo no dia a dia de laboratório.

Aos amigos da República Capivara, Marcelo, Vinicius, Rodolpho, Frederico, Jesrael, Ubirajara (Bira) e Emílio, pelo convívio e amizade.

Aos ex-colegas de trabalho, mas sempre amigos, da Faculdade Integrado de Campo Mourão: Antonio Mendes de Oliveira Neto, Hugo von Linsingen Piazzetta, Nádia Cristina Oliveira, Leonardo Pin Petean, Édina Simone Batista, Claudia Fiori, Douglas Willi, Dani Chefer em especial ao Coordenador do curso de Agronomia Roberto Carlos Guarido, pelo convívio, apoio, amizade e confiança em meu trabalho como docente.

Aos colegas de trabalho da Universidade Federal de Santa Catarina, em especial aos amigos Jonatas Thiago Piva, Samuel Fioreze, Ivan Sestari, Ana Carolina Fioreze, Patrícia Pierre Castro, Claudia Piva, Alexandre Tavela, Kelen Basso e Leocir Welter, pela amizade e auxílio no desenvolvimento das atividades docentes nesta universidade.

A todos que de forma direta ou indireta contribuíram na realização deste estudo.

## **BIOGRAFIA**

EDUARDO LEONEL BOTTEGA, filho de Solange Inês Bottega e Danilo José Bottega, nasceu em Fátima do Sul, MS, no dia 29 de abril de 1985.

Em dezembro de 2008 concluiu o curso de Agronomia na Universidade Federal da Grande Dourados.

Em fevereiro de 2009, iniciou o curso de Mestrado em Engenharia Agrícola, área de concentração em Mecanização Agrícola, na Universidade Federal de Viçosa, submetendo-se à defesa de dissertação em fevereiro de 2011.

Em março de 2011, iniciou o curso de Doutorado em Engenharia Agrícola, área de concentração em Mecanização Agrícola, na Universidade Federal de Viçosa, submetendo-se à defesa de tese em junho de 2014.

## SUMÁRIO

RESUMO.....	ix
ABSTRACT .....	xi
1. INTRODUÇÃO GERAL.....	1
2. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	4
3. ARTIGO I - ZONAS DE MANEJO: DELIMITAÇÃO EM FUNÇÃO DA GRANULOMETRIA E DA CONDUTIVIDADE ELÉTRICA APARENTE DO SOLO .....	6
3.1. INTRODUÇÃO .....	7
3.2. MATERIAL E MÉTODOS .....	8
3.3. RESULTADOS .....	14
3.4. DISCUSSÃO .....	21
3.5. CONCLUSÃO.....	23
3.6. AGRADECIMENTOS .....	23
3.7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	24
4. ARTIGO II - ESTABILIDADE TEMPORAL DE ZONAS DE MANEJO GERADAS A PARTIR DA CONDUTIVIDADE ELÉTRICA APARENTE DO SOLO .....	30
4.1. INTRODUÇÃO .....	31
4.2. MATERIAL E MÉTODOS .....	33
4.3. RESULTADOS .....	39
4.4. DISCUSSÃO .....	45
4.5. CONCLUSÃO.....	48
4.6. AGRADECIMENTOS .....	48
4.7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	49
5. ARTIGO III - VARIABILIDADE ESPACIAL E TEMPORAL DA PRODUTIVIDADE DE SOJA EM FUNÇÃO DO MANEJO POR CLASSES.....	53

5.1. INTRODUÇÃO .....	54
5.2. MATERIAL E MÉTODOS .....	55
5.3. RESULTADOS .....	59
5.4. DISCUSSÃO .....	66
5.5. CONCLUSÃO .....	68
5.6. AGRADECIMENTOS .....	68
5.7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	68
6. CONCLUSÕES GERAIS .....	72
7. APÊNDICES .....	74

## RESUMO

BOTTEGA, Eduardo Leonel, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, maio de 2014. **Utilização de zonas de manejo para a produção de soja no cerrado brasileiro**. Orientador: Daniel Marçal de Queiroz. Coorientadores: Cristiano Márcio Alves de Souza, Francisco de Assis de Carvalho Pinto e Igor Rodrigues de Assis.

O conhecimento prévio da variabilidade espacial dos atributos do solo relacionados à produtividade das culturas trata-se de uma importante ferramenta empregada em técnicas de agricultura de precisão. A região de cerrado apresenta grande potencial para emprego de técnicas de agricultura de precisão, sendo a variabilidade da produtividade de soja observada nos campos de produção o principal fator determinante para adoção destas. A definição de zonas para o manejo diferenciado da fertilidade do solo, neste contexto, se destaca, pois, pode contribuir com aumento na eficiência de utilização de fertilizante, reduzindo custos e incrementando a produtividade. Objetivou-se com este estudo, avaliar a delimitação de zonas de manejo diferenciado, sua estabilidade ao longo dos anos e os reflexos de sua utilização sobre a produtividade de soja em um campo agrícola do cerrado brasileiro. Em uma área agrícola de 47 ha, localizada no cerrado brasileiro, foram geoespacializados 160 pontos amostrais, em grade regular de 50 x 50 m, nos quais se quantificou a granulometria do solo e mensurou-se a condutividade elétrica aparente do solo (CEa). O estudo foi conduzido por três safras agrícolas 2011/2012, 2012/2013 e 2013/2014. Na primeira safra agrícola, foram estabelecidas zonas de manejo da fertilidade do solo com base nas mensurações de CEa, atributo este que melhor classificou a produtividade desta safra. Para estabelecimento das zonas, os valores de CEa foram agrupados utilizando o algoritmo *fuzzy k-means*. Nas safras subsequentes, a fertilidade do solo foi manejada em função da caracterização química de cada zona. Retiraram-se, em cada zona, dez amostras simples de forma aleatória, que foram homogeneizadas originando uma amostra composta. A produtividade de soja foi mapeada em todas as safras estudadas, sendo que na primeira o manejo da fertilidade do solo foi realizado de forma convencional

e nas demais, atendendo as necessidades das zonas delimitadas. Realizou-se a análise da variabilidade temporal da produtividade e classificação desta em função de sua estabilidade ao longo dos anos, considerando o coeficiente de variação de cada quadrícula (5 x 5 m) do mapa temático de distribuição espacial. A avaliação da estabilidade das zonas de manejo geradas na primeira safra foi realizada mensurando-se a CEa nas safras seguintes e comparando os novos mapas de zonas com aquele adotado no primeiro ano utilizando o coeficiente de concordância kappa. A definição de zonas de manejo com base no mapeamento da condutividade elétrica aparente do solo (CEa) foi a que apresentou maior coeficiente de concordância Kappa com a produtividade de soja da área de estudo, demonstrando o potencial desta ferramenta em agricultura de precisão. A condutividade elétrica aparente do solo apresentou correlação positiva e significativa quando comparada em função dos diferentes anos de estudo. O mapa composto por duas zonas de manejo, gerado em 2012 e adotado para o manejo da fertilidade da área nas safras 2012/2013 e 2013/2014, apresentou-se estável, de acordo com o coeficiente de concordância Kappa. A utilização do coeficiente de concordância Kappa mostrou-se promissora ferramenta na análise da estabilidade temporal de classes de manejo. O manejo por classes proporcionou incremento na produtividade da soja da área. Foi constatado que 1,2% da área apresentaram produtividade instável ao longo dos três anos de avaliação ( $CV > 30\%$ ). O manejo da fertilidade do solo utilizando zonas de manejo geradas a partir da mensuração da condutividade elétrica aparente do solo tendeu a tornar a produtividade estável na área de estudo.

## ABSTRACT

BOTTEGA, Eduardo Leonel, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, May, 2014. **Use of site-specific management for soybean production in the Brazilian Savannah.** Adviser: Daniel Marçal de Queiroz. Co-advisers: Cristiano Márcio Alves de Souza, Francisco de Assis de Carvalho Pinto and Igor Rodrigues de Assis.

Prior knowledge of spatial variability of soil properties related to crop yield it is an important tool used in precision farming techniques. The Brazilian savannah has great potential for use of precision farming techniques, and the variability of soybean production fields observed in the main determining factor for adoption of these. The definition of zones for different soil fertility management in this context stands out because it can contribute to increasing the efficiency of fertilizer use, reducing costs and increasing productivity. The objective of this study was to evaluate the delimitation of site-specific management, its stability over the years and the reflections of their use on soybean yield in a farm field in the Brazilian savannah. In an agricultural area of 47 ha, located in the Brazilian savannah, 160 sampling points were a spatial distribution, on a regular grid of 50 x 50 m, which was quantified in soil particle size and measured is the apparent soil electrical conductivity (ECa). The study was conducted for three growing seasons 2011/2012, 2012/2013 and 2013/2014. In the first harvest, site specific management delineation based on measurements of ECa, this attribute that best classified the productivity of this crop were established. To delineation the site-specific management, the ECa were grouped using the fuzzy k-means algorithm. In subsequent harvests soil fertility was managed according to the chemical characterization of each site-specific management. Withdrew in each site-specific, ten simple random samples, these samples were homogenized and a sample of each class was sent for laboratory analysis. Soybean yield was mapped in all harvests, the first being that the management of soil fertility was performed in a conventional manner and in the other, meeting the needs of the site specific management defined. We conducted the analysis of the temporal variability of yield and classification of this due to its consistency over the years, depending on the coefficient of variation of each grid (5 x 5 m) of the thematic

map of spatial distribution. The stability assessment of site specific management generated in the first harvest was performed by measuring it ECa the following crops and comparing the new zone maps with that adopted in the first year using the kappa coefficient rankings. The definition of site specific management based on the mapping of apparent soil electrical conductivity (ECa) showed the highest Kappa coefficient with soybean yield in the study area, showing the potential of this tool in precision agriculture. The apparent soil electrical conductivity showed a positive and significant correlation when compared for different years of study. The map consists of two site specific management, created in 2012 and adopted for soil fertility management in crop area 2012/2013 and 2013/2014, remained stable, according to the Kappa coefficient . The use of the Kappa coefficient was found to be a promising tool for analyzing the stability of site specific management. The site specific management provided by increase in soybean yield area. It was found that 1.2% of the area showed stable yield over the three years of evaluation (CV>30%). The soil fertility management using site specific generated from the measurement of apparent soil electrical conductivity tended to become stable productivity in the study area.

## 1. INTRODUÇÃO GERAL

A soja é uma das principais *commodities* exportadas pelo Brasil, sendo a região do cerrado uma das maiores produtoras. Estudos que buscam incrementar sua produtividade e reduzir custos vêm sendo desenvolvidos ao longo dos anos, destacando-se, nas últimas décadas, o emprego do plantio direto e de técnicas de agricultura de precisão. Pesquisadores do mundo todo enfatizam que um dos gargalos para adoção da agricultura de precisão está relacionado ao custo com amostragem de solo, que busca identificar e quantificar a variabilidade dos nutrientes, possibilitando com isso, aumentar a eficiência no uso de fertilizantes, um importante componente no custo de produção desta cultura. Neste contexto uma nova técnica vem sendo estudada, a fim de dividir o campo de produção em áreas que apresentam índices de fertilidade do solo semelhantes, segundo essa técnica a dosagem de um determinado insumo muda apenas quando se passa de uma zona de manejo para outra.

A delimitação das zonas de manejo pode ser feita para realização da correção e adubação do solo, considerando a variabilidade espacial dos nutrientes (Fu et al., 2010). Alguns fatores podem ser considerados limitantes na adoção da técnica de manejo por zonas, podendo ser citada a elevada variabilidade espacial e temporal dos nutrientes. De acordo com Zanão Júnior et al. (2007), a variabilidade espacial dos nutrientes pode não ser igual entre eles. Alguns nutrientes necessitam de números maiores de amostras que outros para que se possa conhecer o seu comportamento em relação a uma determinada área. Isso acontece, pois as variações nos teores dos elementos do solo não é a mesma para todos os atributos.

A utilização de atributos do solo que apresentam baixa variabilidade ao longo do tempo torna-se chave para o sucesso no estabelecimento de zonas de manejo. Na geração de zonas de manejo, é necessária, em um primeiro momento, a coleta de informações intimamente ligadas à produtividade das culturas, preferencialmente que esta seja de rápida aquisição e de baixo custo. Nesse sentido, um dos atributos que vêm sendo muito utilizado para

delimitação de zonas de manejo tem sido a condutividade elétrica aparente do solo (CEa).

Diversas pesquisas têm demonstrado a correlação existente entre a CEa do solo e alguns atributos químicos e físicos do solo (Moral et al., 2010; Rodríguez-Pérez et al., 2011). O mapeamento da CEa é rápido e apresenta baixo custo, se comparado com o mapeamento de nutrientes. Devido sua praticidade e confiabilidade, a CEa tem sido utilizada como estimador indireto da variabilidade existente em um campo de produção (Corwin e Lesch, 2003). No que diz respeito à pesquisa, o estabelecimento de zonas de manejo utilizando a CEa como uma das variáveis está bem estruturada, entretanto, estudos avaliativos da estabilidade dessas zonas ao longo dos anos se fazem necessários.

Estudos conduzidos por Milani et al. (2006) relatam que áreas onde se aplicou o manejo localizado foi observada menor variabilidade da produtividade. Porém, de acordo com Santi (2007), a caracterização da variabilidade da produtividade deve ser feita mediante a investigação de pelo menos três anos de mapeamento. Blackmore et al. (2003) destacam que na avaliação da variabilidade da produtividade se faz necessário acompanhamento e análise de mapas, considerando um histórico de várias safras e de diferentes culturas para que sejam contempladas as variabilidades temporal e espacial.

Amado et al. (2007) relatam que, no Brasil, ainda são escassas as áreas que possuem um conjunto de mapas de produtividade que permitam análise da variabilidade temporal dessa variável. O mapa de produtividade produzido ao longo dos anos trata-se de uma ferramenta essencial, pois permite inferir se tanto o manejo quanto as zonas de manejo adotadas tem refletido em resultados positivos sobre a produtividade das culturas.

Esse trabalho foi conduzido com o objetivo de delimitar zonas de manejo, que melhor caracterizem a variabilidade da produtividade de soja, por meio do mapeamento da variabilidade espacial da granulometria e da condutividade elétrica aparente do solo. Teve por objetivo também avaliar a estabilidade das zonas de manejo, geradas para os três anos de estudo, a partir da mensuração da condutividade elétrica aparente do solo utilizando como parâmetro de comparação o coeficiente de concordância kappa entre os mapas. E,

finalmente, estudar o comportamento espacial e temporal da produtividade de soja, em área de cerrado, cultivada por zonas de manejo geradas a partir da mensuração da condutividade elétrica aparente do solo (CEa).

O presente trabalho é constituído de três artigos. O primeiro trata da delimitação de zonas de manejo em função da granulometria e da condutividade elétrica aparente do solo. O segundo apresenta um estudo da estabilidade temporal das zonas de manejo geradas a partir da condutividade elétrica aparente do solo. Para finalizar, o terceiro artigo trata da variabilidade espacial e temporal da produtividade de soja em função do manejo por zonas.

## 2. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AMADO, T.J.C.; PONTELLI, C.B.; SANTI, A.L.; VIANA, J.H.M.; SULZBACH, L.A.S. Variabilidade espacial e temporal da produtividade de culturas sob sistema plantio direto. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.42, n.8, p.1101-1110, ago. 2007.

BLACKMORE, B.S.; GODWIN, R.J.; FOUNTAS, S. The analysis of spatial and temporal trends in yield map data over six years. **Biosystems Engineering**, v.84, p.455-466, 2003.

CORWIN, D.L.; LESCH, S.M. Application of Soil Electrical Conductivity to Precision Agriculture: Theory, Principles, and Guidelines. **Agronomy Journal**, v.95, n. 3, p.471-471. 2003.

FU, Q.; WANG, Z.; QIUXIANG, J. Delineating soil nutrient management zones based on fuzzy clustering optimized by PSO. **Mathematical and Computer Modelling**, v.51, p.1299-1305, 2010.

MILANI, L.; SOUZA, E.G.; URIBE-OPAZO, M.A.; GABRIEL FILHO, A.; JOHANN, J.A.; PEREIRA, J.O. Unidades de manejo a partir de dados de produtividade. **Acta Scientiarum Agronomy**, v.28, p.591-598, 2006.

MORAL, F.J.; TERRÓN, J.M.; SILVA, J.R.M. Delineation of management zones using mobile measurements of soil apparent electrical conductivity and multivariate geostatistical techniques. **Soil & Tillage Research**, v.106, p. 335–343, 2010.

RODRÍGUEZ-PÉREZ, J.R.; PLANT, R.E.; LAMBERT, J.J.; SMART, D.R. Using apparent soil electrical conductivity (ECa) to characterize vineyard soils of high clay content. **Precision Agriculture**, v.12, p.775–794, 2011.

SANTI, A.L. **Relações entre indicadores de qualidade do solo e a produtividade das culturas em áreas com agricultura de precisão**. 2007. 150p. Tese (Doutorado) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria.

ZANÃO JÚNIOR, L.A.; LANA, R.M.Q.; GUIMARÃES, E.C. Variabilidade espacial do pH, teores de matéria orgânica e micronutrientes em profundidade em um Latossolo Vermelho sob semeadura direta. **Ciência Rural**, v.37, p.1000-1007, 2007.

### 3. ARTIGO I

#### ZONAS DE MANEJO: DELIMITAÇÃO EM FUNÇÃO DA GRANULOMETRIA E DA CONDUTIVIDADE ELÉTRICA APARENTE DO SOLO

**Resumo:** O conhecimento prévio da variabilidade espacial dos atributos do solo relacionados à produtividade das culturas trata-se de uma importante ferramenta empregada em técnicas de agricultura de precisão. Este trabalho objetivou delimitar zonas de manejo que melhor caracterizem a produtividade de soja, através do mapeamento da variabilidade espacial dos atributos granulométricos e da condutividade elétrica aparente do solo. O trabalho foi realizado em uma propriedade rural localizada no Cerrado Brasileiro. Foram mapeados a produtividade de soja, os atributos granulométricos e a condutividade elétrica aparente de um Latossolo Vermelho distroférico. Realizou-se análise da dependência espacial dos atributos mapeados e geraram-se zonas de manejo. Determinou-se qual mapa apresentou maior concordância com o mapa de zonas de manejo gerado a partir do mapeamento da produtividade. A definição de zonas de manejo com base no mapeamento da condutividade elétrica aparente do solo (CEa) foi a que apresentou maior coeficiente de concordância Kappa (0,30) com a produtividade de soja da área de estudo, demonstrando o potencial desta ferramenta em agricultura de precisão.

**Palavras-chave:** Agricultura de precisão; classes de manejo; produtividade; soja; cerrado.

### 3.1. INTRODUÇÃO

O desempenho produtivo da região de Cerrado, em grande parte, está associado ao emprego de modernas tecnologias de produção, tais como a utilização eficiente de fertilizantes químicos, controle de pragas e doenças, utilização de cultivares adaptadas ao clima e ao solo da região e emprego do sistema de plantio direto. A adoção do sistema de plantio direto pode ser considerada como uma das tecnologias que resultaram em aumento da qualidade e do potencial produtivo do solo agrícola da região, contudo, se realizada de forma inadequada pode ocasionar maior variabilidade dos atributos químicos do solo, tanto vertical quanto horizontalmente, neste contexto, conhecer esta variabilidade é fundamental para realização correta do manejo da fertilidade do solo (Zanão Júnior et al., 2010).

A produtividade das lavouras pode ser otimizada localmente por meio do conhecimento prévio da variabilidade espacial de alguns atributos do solo e das culturas (Amado et al., 2009). Uma importante técnica empregada para o gerenciamento da variabilidade espacial das culturas e dos solos trata-se do estabelecimento de zonas de manejo visando à conservação do solo (Dalchiavon et al., 2012), além da otimização na utilização de fertilizantes, reduzindo custo e impactos ambientais. Segundo Rodrigues Junior et al. (2011), uma zona de manejo é definida como uma sub-região do campo que apresenta uma mesma combinação de fatores limitantes de produtividade e de qualidade para a qual se pode aplicar uma dose uniforme de insumos.

A delimitação das zonas de manejo tem por finalidade realizar um manejo diferenciado, voltado principalmente para correção e adubação do solo, considerando a variabilidade espacial dos nutrientes (Fu et al., 2010). Alguns fatores podem ser considerados limitantes na adoção de zonas de manejo, podendo ser citada a elevada variabilidade espacial e temporal dos nutrientes.

De acordo com Zanão Júnior et al. (2007), a variabilidade espacial dos nutrientes pode não ser igual entre eles. Alguns nutrientes necessitam de maior número de amostras que outros para que se possa conhecer o seu comportamento em uma determinada área. Isso acontece, pois as variações nos teores dos elementos essenciais do solo não é a mesma para todos. A

utilização de atributos do solo que apresentam baixa variabilidade ao longo do tempo torna-se chave para o sucesso no estabelecimento de zonas de manejo.

A relação dos atributos granulométricos do solo com a produtividade das culturas já é conhecida e foi bastante estudada. A granulometria do solo apresenta baixa variabilidade temporal, o que torna este atributo um potencial elemento para delimitação de zonas manejo. Para caracterização da variabilidade espacial da granulometria do solo, se faz necessário à retirada de amostras compostas de solo, sendo as amostras simples coletadas no entorno do ponto de referencia.

Outra alternativa muito estudada nos últimos anos é o mapeamento da variabilidade espacial da condutividade elétrica aparente do solo (CEa). Pesquisas têm demonstrado sua correlação com atributos químicos e físicos do solo (Moral et al., 2010; Rodríguez-Pérez et al., 2011). O mapeamento da CEa é rápido e apresenta baixo custo, se comparado com o mapeamento de nutrientes por amostragem e determinação dos atributos por análise em laboratório. Devido sua praticidade e confiabilidade, a CEa tem sido utilizada como estimador indireto da variabilidade existente em um campo de produção (Corwin e Lesch, 2003).

Este trabalho foi conduzido com o objetivo de delimitar zonas de manejo, que melhor caracterizem a produtividade de soja, por meio do mapeamento da variabilidade espacial dos atributos granulométricos e da condutividade elétrica aparente do solo.

### **3.2. MATERIAL E MÉTODOS**

O trabalho foi conduzido em uma propriedade rural localizada no município de Ponta Porã, no estado do Mato Grosso do Sul, com coordenadas geográficas 22° 32' 09" de latitude Sul e 55° 43' 33" de longitude Oeste. A propriedade possui uma área total de 450 ha, destinados à agricultura, onde se cultiva soja (*Glycine max*) e milho (*Zea mays*) em um sistema de sucessão de culturas, por meio de plantio direto, há mais de 12 anos. O solo é classificado como Latossolo Vermelho distroférico, textura argilosa (EMBRAPA, 2006). Utilizou-se para o estudo um talhão de 47 ha dessa fazenda. O critério para

seleção desta propriedade foi por ela estar inserida no cerrado brasileiro, região esta tradicional na produção de soja e promissora na implantação de técnicas de agricultura de precisão.

A coleta de dados foi realizada no mês de fevereiro do ano de 2012. Foi utilizada, como base para coleta de dados, uma malha amostral sistemática composta por 160 pontos, espaçados em 50 metros (Figura 1). A amostragem de solo foi realizada em 80 pontos, coletando-se uma amostra de solo composta por outras cinco, retiradas no entorno do ponto amostral, representativa da profundidade de 0,00 – 0,20 metros. Determinou-se a condutividade elétrica aparente do solo (CEa) em cada um dos 160 pontos amostrais. Utilizou-se um receptor GPS da marca Garmin, modelo GPSMAP 62 para localização dos pontos amostrais geoespacializados na área.

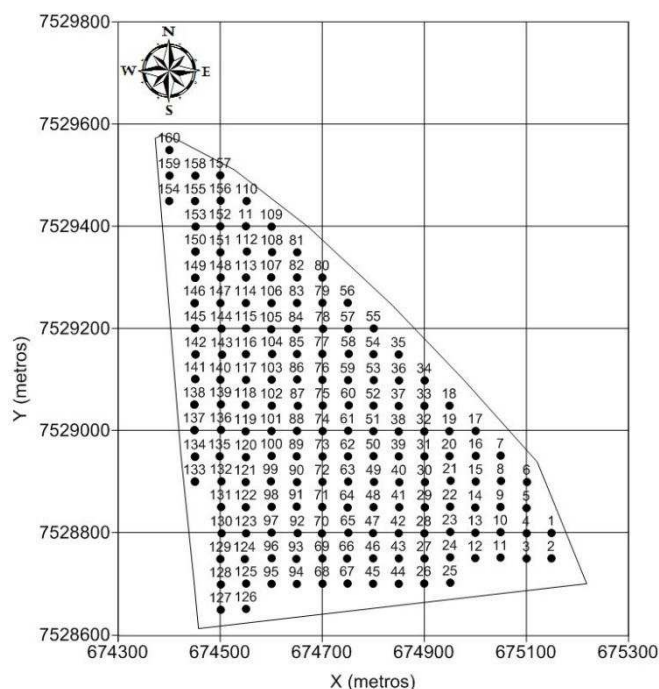


Figura 1. Delimitação da área de estudo e a respectiva malha amostral. Coordenadas UTM, zona 21 Sul, *datum* SIRGAS2000.

As amostras foram encaminhadas ao Laboratório de Solos da Universidade Federal de Viçosa para determinação da umidade e das frações granulométricas do solo: argila, silte, areia fina e areia grossa. A análise granulométrica foi realizada pelo método da pipeta, segundo descrito em EMBRAPA (1997), modificado por Ruiz (2005). Na determinação da umidade empregou-se o método termogravimétrico (EMBRAPA, 1997).

Para a determinação da condutividade elétrica aparente do solo, foi escolhido o método da resistividade elétrica. A condutividade elétrica foi obtida introduzindo na superfície do solo quatro eletrodos igualmente espaçados. Utilizou-se um medidor de condutividade elétrica portátil, marca Landviser®, modelo LandMapper® ERM-02, com quatro eletrodos arranjados de forma a obter medições representativas da profundidade de 0 a 0,20 metros. A CEa foi determinada introduzindo na superfície do solo uma sonda contendo quatro eletrodos igualmente espaçados. Nos eletrodos externos aplicou-se uma corrente elétrica e a diferença de potencial foi medida nos eletrodos internos (Figura 2). A configuração da montagem dos eletrodos utilizada foi a Matriz de Wenner (Corwin e Hedrickx, 2002; Corwin e Lesh, 2003).

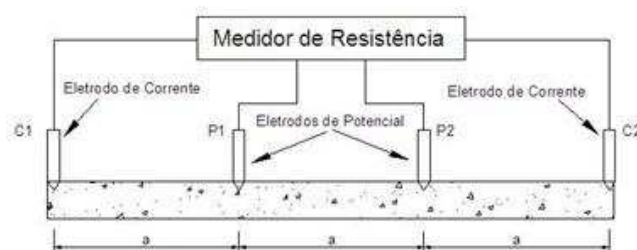


Figura 2. Diagrama esquemático do método da resistividade elétrica com quatro eletrodos: dois eletrodos de corrente (C1 e C2) e dois eletrodos potenciais (P1 e P2) (Corwin e Lesh, 2003).

O mapa de produtividade de soja foi obtido coletando-se, em cada ponto amostral, as plantas presentes em três linhas de um metro linear, representando uma área de 1,35 m<sup>2</sup>. As plantas coletadas foram acondicionadas em bolsas e posteriormente trilhadas, os grãos então foram pesados. Determinou-se a umidade da massa de grãos de cada amostra pelo método da capacitância. Do valor da massa de grãos foi descontada a massa de água, sendo considerado, para efeito de correção, 13% de umidade como valor padrão. Os valores de massa (kg) corrigidos foram divididos pela área (ha) representativa da coleta e obtida a produtividade em kg ha<sup>-1</sup>.

Os resultados da análise granulométrica do solo, das leituras da CEa e da produtividade da cultura foram submetidos à análise estatística descritiva, calculando-se a média, mediana, valor mínimo, valor máximo, desvio padrão, coeficiente de variação, coeficiente de assimetria e de curtose, a fim de

caracterizar a distribuição dos dados. Após este procedimento, empregou-se a análise de dependência espacial.

A dependência espacial foi avaliada pelos ajustes de variogramas, pressupondo a estacionaridade da hipótese intrínseca, definida pela Equação 1.

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

Em que,

$\hat{\gamma}(h)$  = Semivariância em função da distância de separação ( $h$ ) entre pares de pontos;

$h$  = Distância de separação entre pares de pontos,  $m$ ;

$N(h)$  = Número de pares experimentais de observações  $Z(x_i)$  e  $Z(x_i + h)$  separados por uma distância  $h$ .

Foram testados os modelos linear com patamar, gaussiano, esférico e exponencial. Selecionou-se o modelo que apresentou a menor soma dos quadrados do resíduo (SQR). Após a escolha do modelo, foram determinados os parâmetros: efeito pepita ( $C_0$ ), patamar ( $C_0 + C$ ) e alcance ( $A$ ). O índice de dependência espacial (IDE) foi calculado e classificado, segundo proposta de Zimback (2001), utilizando a Equação 2 e assumindo os seguintes intervalos: dependência espacial: baixa para  $IDE < 25\%$ , moderada para  $25\% \leq IDE \leq 75\%$  e forte para  $IDE > 75\%$ .

$$IDE = \left( \frac{C}{C_0 + C} \right) 100 \quad (2)$$

Uma vez detectada a dependência espacial, produziu-se o mapa temático de variabilidade do atributo. A interpolação dos mapas foi realizada utilizando o método da krigagem ordinária. Para as estimativas de valores em locais não amostrados, foram utilizados 16 vizinhos próximos e um raio de busca igual ao valor do alcance encontrado no ajuste do variograma.

A análise da variabilidade espacial dos atributos do solo, da produtividade e a geração de zonas de manejo foram realizadas utilizando o programa computacional KrigMe, desenvolvido por Valente (2010). O programa utiliza o algoritmo de classificação *fuzzy k-means* na análise de agrupamento dos dados e geração das zonas de manejo. O número de zonas de manejo que

melhor representam o agrupamento dos dados trabalhados foi definido em função do Índice de Performance Fuzzy (*FPI – “Fuzziness Performace Índex”*), que estima o grau da separação dos membros em diferentes classes e da Entropia da Partição Modificada (*MPE – “Modified Partition Entropy”*), que estima o grau de desorganização criada pelo número de zonas. Estes índices apresentam valores entre 0 e 1, o número de zonas de manejo ótimo é obtido quando ambos os índices são minimizados (Song et al., 2009).

Em um primeiro momento, gerou-se um mapa de zonas de manejo utilizando apenas os dados de produtividade. Para os demais atributos (granulometria e CEa), foram gerados mapas de zonas de manejo para todas as combinações possíveis entre estes atributos. O número de combinações possíveis foi calculado considerando que a ordem do atributo não tem importância, mas que cada atributo fosse analisado apenas uma vez. Para isso, utilizou-se o método de combinação simples. O total de mapas gerados, que no caso deste estudo, foi de 31.

Depois de gerados os mapas de zonas de manejo acima descritos, estes foram comparados com o mapa de zonas gerado com dados de produtividade. O coeficiente Kappa (Congalton, 1991) foi determinado para avaliar a semelhança entre os mapas, por meio de um teste de hipótese que faz uma comparação entre o mapa de referência (zonas de manejo geradas com base na produtividade) e os demais mapas confeccionados.

Para sua estimativa, em um primeiro momento foi calculado o erro de concordância entre os mapas de zonas gerados, a fim de se produzir matrizes de erro. Em posse dessas matrizes, foi calculado o coeficiente Kappa entre os mapas de zonas de manejo gerados com dados de produtividade e os demais. O valor do coeficiente Kappa é um indicativo de quão semelhantes são os mapas gerados com o mapa de referência. Valores de Kappa iguais a zero indicam que os mapas são totalmente diferentes, a semelhança entre os mapas tende a aumentar na medida em que o coeficiente Kappa tende ao valor um, representativo de mapas exatamente iguais. Para calcular o coeficiente Kappa, foi utilizada a Equação 3 (Hudson e Ramm, 1987).

$$\hat{K} = \frac{n \sum_{i=1}^c x_{ii} - \sum_{i=1}^c x_{i\oplus} x_{\oplus i}}{n^2 - \sum_{i=1}^c x_{i\oplus} x_{\oplus i}} \quad (3)$$

Em que,

- $\hat{K}$  = Estimativa do coeficiente Kappa;
- $x_{ii}$  = Valor na linha  $i$  e coluna  $i$  (diagonal) da matriz de erros;
- $x_{i\oplus}$  = Total da linha  $i$ ;
- $x_{\oplus i}$  = Total da coluna  $i$ ;
- $n$  = Número total de amostras;
- $c$  = Número total de classes.

Os valores do coeficiente Kappa obtidos foram submetidos ao teste Z com nível de significância de 5%. Para o cálculo da estatística Z, foi utilizada a Equação 4 (Congalton e Mead, 1983).

$$Z = \frac{\hat{K}_1 - \hat{K}_2}{\sqrt{\text{var}(\hat{K}_1) + \text{var}(\hat{K}_2)}} \quad (4)$$

Em que,

- Z = Valor de Z calculado;
- $\hat{K}_1$  e  $\hat{K}_2$  = Coeficientes Kappa que estão sendo comparados;
- $\text{var}(\hat{K}_1)$  e  $\text{var}(\hat{K}_2)$  = Variância da estimativa dos coeficientes Kappa que estão sendo comparados.

A variância da estimativa do coeficiente Kappa foi estimada de acordo com a Equação 5 descrita por Hudson e Ramm (1987).

$$\text{var}(\hat{K}) = \frac{1}{n} \left[ \frac{\theta_1(1-\theta_1)}{(1-\theta_2)^2} + \frac{2(1-\theta_1)(2\theta_1\theta_2 - \theta_3)}{(1-\theta_2)^3} + \frac{(1-\theta_1)^2(\theta_4 - 4\theta_2^2)}{(1-\theta_2)^4} \right] \quad (5)$$

Os termos  $\theta_1$ ,  $\theta_2$ ,  $\theta_3$ , e  $\theta_4$  foram determinados por meio das Equações 6 a 9:

$$\theta_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^c x_{ii} \quad (6)$$

$$\theta_2 = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^c x_{i\oplus} x_{\oplus i} \quad (7)$$

$$\theta_3 = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^c x_{ii} (x_{i\oplus} + x_{\oplus i}) \quad (8)$$

$$\theta_4 = \frac{1}{n^3} \sum_{i=1}^c \sum_{j=1}^c x_{ij} (x_{j\oplus} + x_{\oplus j})^2 \quad (9)$$

Em que,

$x_{ij}$  = Valor na linha  $i$  e coluna  $j$  da matriz de erros;

$x_{j\oplus}$  = Total da linha  $j$ ; e

$x_{\oplus j}$  = Total da coluna  $j$ ;

Para escolha de qual mapa de zonas de manejo melhor representou a produtividade, os valores de Kappa significativos pelo teste Z foram classificados de acordo com limiares propostos por Landis e Koch (1977). Os autores classificam como ruins valores do coeficiente Kappa entre 0,00 e 0,19, razoável entre 0,20 e 0,39, bom entre 0,40 e 0,59, muito bom entre 0,60 e 0,79 e excelente quando o valor for maior ou igual a 0,80.

Utilizaram-se ainda dois outros critérios para escolha do mapa de zonas de manejo a ser adotado, conforme explicado abaixo:

- 1) Para os mesmos limiares de classificação do coeficiente Kappa, será adotado o mapa que apresentar o menor número de zonas de manejo;
- 2) Definido o número de zonas de manejo, o valor do coeficiente Kappa será ranqueado dentro desta, adotando-se aquele que apresentar maior valor numérico, estatisticamente diferente de zero.

### 3.3. RESULTADOS

Na Tabela 1 são apresentados os resultados da estatística descritiva dos dados. De acordo com a classificação proposta por Warrick e Nielsen (1980), os valores de (CV) para argila (ARG) e umidade (UMD) são classificados como

baixos (CV<12%). O atributo areia grossa (AG) foi o único que apresentou (CV) classificado como alto (CV>60%). Os demais atributos apresentaram (CV) classificados como médio (12%<CV<60%). Os valores de CEa variaram entre 2,74 e 19,31 (mS m<sup>-1</sup>), corroborando com valores observados por Machado et al. (2006).

Tabela 1. Estatística descritiva dos atributos estudados

Atributos	Parâmetros estatísticos							
	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	s <sup>(8)</sup>	CV(%)( <sup>9</sup> )	Cs <sup>(10)</sup>	Ck <sup>(11)</sup>
PRD <sup>(1)</sup>	2.302,75	2.345,26	1.225,06	3.244,49	298,44	12,96	-0,35	0,85
CEa <sup>(2)</sup>	6,19	5,94	2,74	19,31	2,13	34,44	2,24	9,29
UMD <sup>(3)</sup>	24,46	24,99	15,75	28,02	2,23	9,14	-1,88	3,89
AG <sup>(4)</sup>	4,42	3,45	2,52	15,24	2,79	62,99	2,66	6,32
AF <sup>(5)</sup>	11,25	9,69	5,42	33,47	5,45	48,42	2,62	6,70
S <sup>(6)</sup>	15,87	16,25	3,45	38,29	5,28	33,29	0,35	2,59
ARG <sup>(7)</sup>	68,45	70,06	36,38	87,06	7,39	10,80	-1,25	3,09

<sup>1</sup>Produtividade (kg ha<sup>-1</sup>); <sup>2</sup>Condutividade elétrica aparente do solo (mS m<sup>-1</sup>); <sup>3</sup>Umidade (%); <sup>4</sup>Areia grossa (dag kg<sup>-1</sup>); <sup>5</sup>Areia fina (dag kg<sup>-1</sup>); <sup>6</sup>Silte (dag kg<sup>-1</sup>); <sup>7</sup>Argila (dag kg<sup>-1</sup>); <sup>8</sup>Desvio-padrão; <sup>9</sup>Coefficiente de variação; <sup>10</sup>Coefficiente de assimetria; <sup>11</sup>Coefficiente de curtose.

Os atributos condutividade elétrica aparente do solo (CEa), areia grossa (AG) e areia fina (AF) foram os únicos que apresentaram correlação significativa com a produtividade (Tabela 2). A maior correlação significativa observada foi de 0,90 entre os atributos AG e AF.

Tabela 2. Coeficiente de correlação de Pearson entre os atributos estudados

Atributos	PRD	CEa	AG	AF	S	ARG
PRD <sup>1</sup>	1,00					
CEa <sup>2</sup>	-0,18*	1,00				
AG <sup>3</sup>	0,22*	-0,25*	1,00			
AF <sup>4</sup>	0,20*	-0,13	0,90*	1,00		
S <sup>5</sup>	-0,14	0,15	-0,41*	-0,34*	1,00	
ARG <sup>6</sup>	-0,08	0,08	-0,66*	-0,73*	-0,33*	1,00

<sup>1</sup>Produtividade de soja (kg ha<sup>-1</sup>); <sup>2</sup>Condutividade elétrica aparente do solo (mS m<sup>-1</sup>); <sup>3</sup>Areia grossa (dag kg<sup>-1</sup>); <sup>4</sup>Areia fina (dag kg<sup>-1</sup>); <sup>5</sup>Silte (dag kg<sup>-1</sup>); <sup>6</sup>Argila (dag kg<sup>-1</sup>); \*Significativo a 5% de probabilidade

Os parâmetros dos semivariogramas ajustados aos modelos teóricos de semivariância dos atributos estudados (modelo; alcance, a; patamar, C<sub>0</sub>+C; efeito pepita, C<sub>0</sub>; índice de dependência espacial, IDE; soma de quadrados do resíduo, SQR e coeficiente de determinação, R<sup>2</sup>), são apresentados na Tabela

3. O melhor modelo ajustado foi o gaussiano para os atributos CEa, AG e AF. Esse modelo é representativo de fenômenos extremamente contínuos (Isaaks e Srivastava, 1989), ou seja, apresentam suave variação em função das distâncias de observação.

Com exceção do atributo silte, os demais apresentaram  $R^2$  igual ou superior a 0,95. A maior SQR, estatística que calcula a parte não explicada pelo modelo ajustado, foi observada para o atributo AF e a menor para o atributo umidade do solo (UMD). O maior alcance observado foi de 664 metros para o atributo CEa. O atributo silte (S) apresentou o menor alcance, 117 metros. O alcance determina o raio de busca utilizado na interpolação, assim, estimativas que utilizam valores de alcances maiores tendem a ser mais confiáveis, apresentando mapas que representam melhor a realidade (Corá et al., 2004).

Tabela 3. Parâmetros dos semivariogramas teóricos ajustados à semivariância empírica dos atributos estudados

Atributos	Modelo	Parâmetros geoestatísticos					
		$a^{(8)}$	$C_0+C^{(9)}$	$C_0^{(10)}$	IDE <sup>(11)</sup>	SQR <sup>(12)</sup>	$R^2$ <sup>(13)</sup>
PRD <sup>(1)</sup>	Esférico	373	113600	100	Forte	8,81E8	0,95
CEa <sup>(2)</sup>	Gaussiano	539	5,79	2,33	Moderado	0,08	0,99
UMD <sup>(3)</sup>	Linear com patamar	129	1,43	0,01	Forte	0,02	0,97
AG <sup>(4)</sup>	Gaussiano	664	18,91	1,00	Forte	2,92	0,97
AF <sup>(5)</sup>	Gaussiano	529	50,60	4,80	Forte	25,1	0,98
S <sup>(6)</sup>	Exponencial	117	22,87	11,43	Moderado	6,20	0,86
ARG <sup>(7)</sup>	Exponencial	295	99,16	20,83	Forte	7,87	0,95

<sup>1</sup>Produtividade (kg ha<sup>-1</sup>); <sup>2</sup>Condutividade elétrica aparente do solo (mS m<sup>-1</sup>); <sup>3</sup>Umidade do solo (%); <sup>4</sup>Areia grossa (dag kg<sup>-1</sup>); <sup>5</sup>Areia fina (dag kg<sup>-1</sup>); <sup>6</sup>Silte (dag kg<sup>-1</sup>); <sup>7</sup>Argila (dag kg<sup>-1</sup>); <sup>8</sup>Alcance (m); <sup>9</sup>Patamar; <sup>10</sup>Efeito pepita; <sup>11</sup>Índice de dependência espacial; <sup>12</sup>Soma de quadrados do resíduo; <sup>13</sup>Coefficiente de determinação.

As figuras representativas da variabilidade espacial dos atributos estudados estão representadas na Figura 3. São apresentadas a distribuição espacial da produtividade, condutividade elétrica aparente do solo, umidade, areia grossa, areia fina, silte e argila.

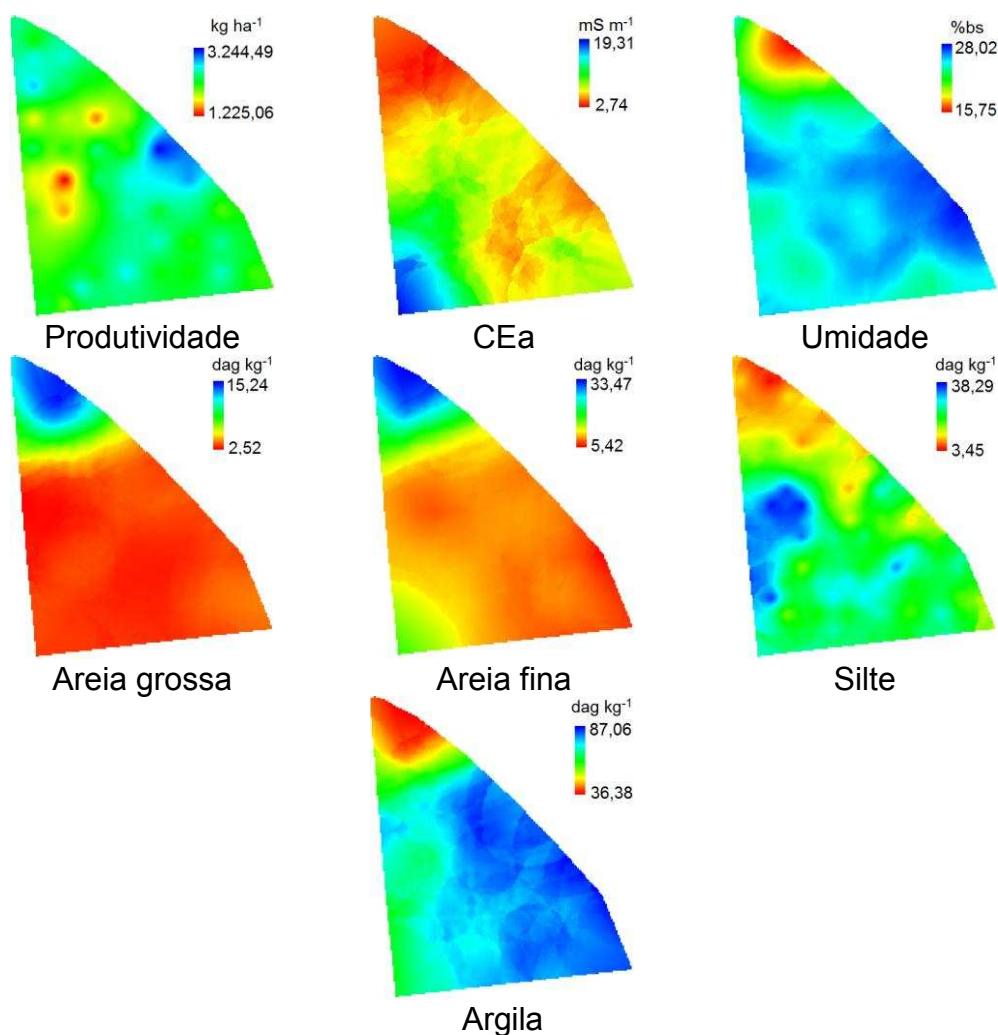


Figura 3. Distribuição espacial dos atributos estudados.

Os valores do coeficiente de concordância Kappa são apresentados na Tabela 4. Valores do coeficiente Kappa inferiores à 0,20, classificados como ruins, apresentaram maior frequência. A melhor classificação observada foi designada como regular, com valor de Kappa de 0,30 (Landis e Koch, 1977). Não foi obtido nenhum coeficiente indicativo de boa e excelente concordância.

Tabela 4. Coeficiente de concordância Kappa entre o mapa de zonas de manejo gerados a partir dos valores de produtividade com CEa (B), Areia grossa (C), Areia fina (D), Silte (E), Argila (F) e a combinação entre eles

Atributos	Produtividade (número de zonas)			
	2	3	4	5
CEa (B) <sup>1</sup>	<b>0,30<sup>a</sup></b>	0,14 <sup>c</sup>	0,13 <sup>c</sup>	0,08 <sup>c</sup>
Areia grossa (C)	ns	0,11 <sup>c</sup>	0,12 <sup>c</sup>	0,09 <sup>c</sup>
Areia Fina (D)	ns	0,09 <sup>c</sup>	0,06 <sup>d</sup>	0,13 <sup>c</sup>
Silte (E)	ns	<b>0,26<sup>a</sup></b>	0,19 <sup>b</sup>	0,16 <sup>b</sup>

Argila (F)	ns	<b>0,28<sup>a</sup></b>	0,13 <sup>c</sup>	0,18 <sup>b</sup>
BC <sup>2</sup>	ns	0,09 <sup>c</sup>	0,08 <sup>c</sup>	0,10 <sup>c</sup>
BD	ns	0,09 <sup>c</sup>	0,08 <sup>c</sup>	0,11 <sup>c</sup>
BE	ns	0,14 <sup>c</sup>	0,17 <sup>b</sup>	0,19 <sup>b</sup>
BF	0,19 <sup>b</sup>	0,11 <sup>c</sup>	0,18 <sup>b</sup>	0,19 <sup>b</sup>
CD	ns	0,11 <sup>c</sup>	0,10 <sup>c</sup>	0,11 <sup>c</sup>
CE	ns	0,12 <sup>c</sup>	0,15 <sup>b</sup>	<b>0,21<sup>a</sup></b>
CF	ns	0,12 <sup>c</sup>	0,14 <sup>c</sup>	0,18 <sup>b</sup>
DE	ns	0,10 <sup>c</sup>	0,16 <sup>b</sup>	<b>0,21<sup>a</sup></b>
DF	ns	<b>0,28<sup>a</sup></b>	<b>0,24<sup>a</sup></b>	0,19 <sup>b</sup>
EF	ns	0,18 <sup>b</sup>	0,19 <sup>b</sup>	0,19 <sup>b</sup>
BCD	ns	0,08 <sup>c</sup>	0,08 <sup>c</sup>	0,11 <sup>c</sup>
BCE	ns	0,16 <sup>b</sup>	0,12 <sup>c</sup>	0,19 <sup>b</sup>
BCF	ns	0,11 <sup>c</sup>	0,17 <sup>b</sup>	0,18 <sup>b</sup>
BDE	ns	0,15 <sup>b</sup>	0,12 <sup>c</sup>	<b>0,21<sup>a</sup></b>
BDF	ns	0,11 <sup>c</sup>	0,19 <sup>b</sup>	0,14 <sup>c</sup>
BEF	ns	<b>0,20<sup>a</sup></b>	0,11 <sup>c</sup>	0,19 <sup>b</sup>
CDE	ns	ns	0,15 <sup>b</sup>	<b>0,22<sup>a</sup></b>
CDF	ns	<b>0,28<sup>a</sup></b>	0,19 <sup>b</sup>	0,19 <sup>b</sup>
CEF	ns	0,16 <sup>b</sup>	0,19 <sup>b</sup>	0,19 <sup>b</sup>
DEF	ns	0,17 <sup>b</sup>	0,19 <sup>b</sup>	<b>0,22<sup>a</sup></b>
BCDE	0,11 <sup>c</sup>	0,17 <sup>b</sup>	0,13 <sup>c</sup>	<b>0,21<sup>a</sup></b>
BCDF	0,15 <sup>b</sup>	0,11 <sup>c</sup>	0,08 <sup>c</sup>	0,19 <sup>b</sup>
BCEF	ns	<b>0,20<sup>a</sup></b>	0,12 <sup>c</sup>	0,19 <sup>b</sup>
BDEF	ns	<b>0,20<sup>a</sup></b>	0,11 <sup>c</sup>	<b>0,21<sup>a</sup></b>
CDEF	ns	0,16 <sup>b</sup>	0,19 <sup>b</sup>	0,19 <sup>b</sup>
BCDEF	ns	<b>0,20<sup>a</sup></b>	0,11 <sup>c</sup>	ns

<sup>1</sup>Letra indicativa do atributo (CEa, B; Areia Grossa, C; ...; Argila, F); <sup>2</sup>Mapa de zonas de manejo resultante da combinação de atributos: CEa + Areia grossa (BC); ...; Combinação de todos os atributos (BCDEF). Letras iguais na mesma coluna indicam valores de kappa iguais e diferentes de zero entre as zonas de manejo, pelo teste Z ao nível de 5% de probabilidade. <sup>ns</sup>Valor de Kappa não significativo ao nível de 5% de probabilidade.

Considerando o critério de escolha do mapa de zonas de manejo, com base, em um primeiro momento, na classificação do valor do coeficiente Kappa, posteriormente no número de classes do mapa e por fim na magnitude numérica do coeficiente Kappa, o mapa de zona de manejo a ser adotado, nesse estudo, representa aquele agrupado em duas zonas, gerado a partir da mensuração da CEa (Figura 4). Este mapa também apresentou diferença estatística quando comparado pelo teste Z aos demais mapas representativos do agrupamento em duas classes (Tabela 4).

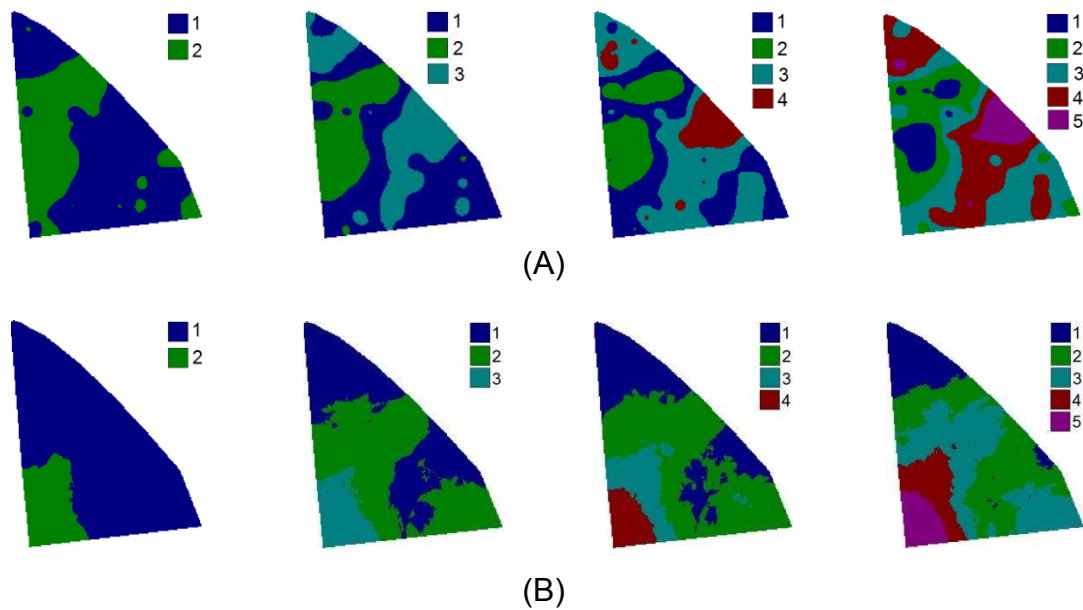


Figura 4. Zonas de manejo geradas a partir dos valores de produtividade de soja (A) e condutividade elétrica aparente do solo (B).

Na Figura 5 são apresentados os gráficos de comportamento do Índice de Performance Fuzzy (FPI) e da Entropia da Partição Modificada (MPE) em função do número de classes de agrupamentos, para a geração de zonas de manejo a partir dos valores de produtividade de soja e CEa do solo. Ao aumentar o número de classes de agrupamentos dos valores de produtividade de soja, os índices FPI e MPE tenderam a decrescer. Comportamento contrário foi observado para agrupamento de valores de CEa do solo. Os melhores índices FPI e MPE observados para definição de zonas de manejo em função da produtividade de soja foram, respectivamente, 0,3276 e 0,3215. Zonas geradas com base nos valores de CEa apresentaram valor FPI de 0,2071 e MPE de 0,2668. Na geração de zonas de manejo a partir da CEa, valores de FPI e MPE muito próximos ao desse estudo foram encontrados por Valente et al. (2012), sendo, respectivamente, 0,22 e 0,27. Os autores obtiveram estes índices ao agrupar a variável CEa em duas classes, corroborando com este estudo.

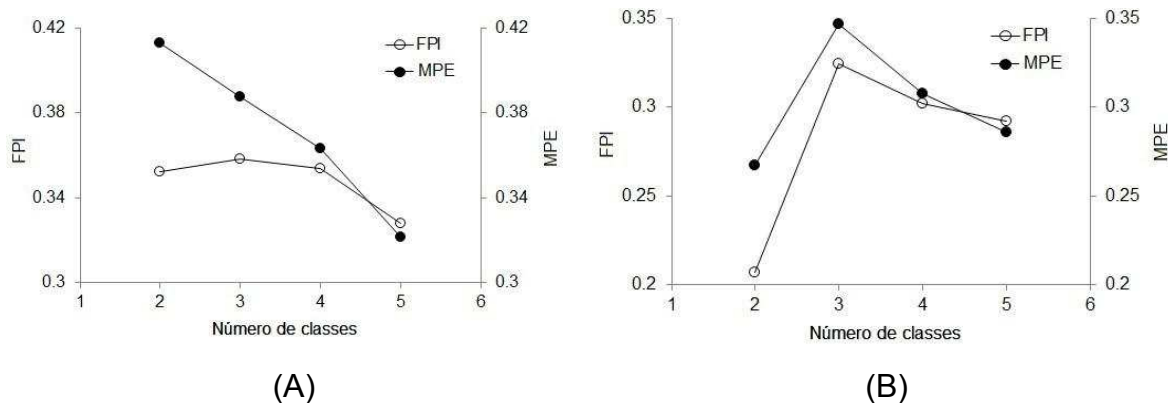


Figura 5. Índice de Performance Fuzzy (FPI) e Entropia da Partição Modificada (MPE) calculados para as zonas de manejo: Produtividade de soja (A) e (B) Condutividade elétrica aparente do solo (CEa).

A delimitação de zonas de manejo proposta, após classificação, para adoção no manejo da fertilidade do solo, apresenta duas zonas bem definidas, sendo seus limites regularizados para facilitar sua demarcação na área bem como o manejo. Sua utilização não exige elevado nível tecnológico da propriedade rural (Figura 6). O fato mais relevante a se destacar é que este mapa de classes foi originado do mapeamento da CEa, um atributo de rápida aquisição e custo baixo, reduzindo a necessidade de análises laboratoriais que apresentam custo elevado.

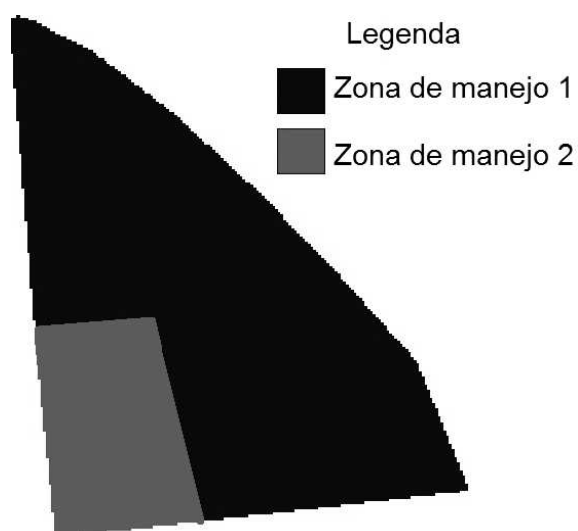


Figura 6. Delimitação de zonas de manejo sugerida a partir do mapa de zonas gerado com dados da CEa do solo.

### 3.4. DISCUSSÃO

Em função do elevado custo de produção e da necessidade cada dia maior de redução dos impactos ambientais, técnicas de delimitação de zonas de manejo tem sido adotadas para otimizar o uso de insumos na produção agrícola. A utilização de atributos químicos do solo, que envolvem trabalho intensivo de coleta e análises de elevado custo, pode inviabilizar essa técnica, tornando-a impraticável em escala de explorações agrícolas (McCormick et al., 2009; Zhang et al., 2010; King et al., 2005). A razão pela qual se optou por estudar o potencial de utilização de atributos granulométricos na geração de classes de manejo é explicada pela baixa, ou praticamente nula, variabilidade temporal deste atributo do solo.

No presente estudo, a geração de zonas de manejo a partir dos atributos granulométricos isolados ou em conjunto produziu resultados satisfatórios, porém, para agrupamentos a partir de três classes. O mapa representativo de duas zonas de manejo, gerado a partir da mensuração da condutividade elétrica aparente do solo (CEa), foi o que apresentou maior concordância com mapa de zonas de manejo gerado com base na produtividade da área, apresentando coeficiente Kappa estatisticamente diferente de zero e dos demais coeficientes obtidos para os agrupamentos em duas classes, entretanto, este coeficiente foi baixo (0,30).

Diversos trabalhos têm comprovado a relação existente entre a CEa e a produtividade das culturas. No presente estudo esta relação foi significativa, apresentando coeficiente de correlação de Pearson de -0,18. Estudos conduzidos por Kitchen et al. (2005) e Valente (2010) demonstraram que a utilização, em conjunto, das variáveis CEa e altitude, apresentaram resultados satisfatórios na geração de zonas de manejo para recomendação de corretivos e fertilizantes. Como a área onde o presente estudo foi conduzido apresenta diferença de declividade inferior a 5%, a altitude não fez parte das análises. Alves et al. (2013) indicaram haver diferença estatística significativa entre as médias de produtividade de soja analisando este fator em função da divisão do campo em duas zonas a partir da mensuração da CEa.

Alcântara et al. (2012) estudando a correlação entre a produtividade de soja e a CEa em sistema de plantio direto, obtiveram correlação negativa

porém significativa entre eles, assim como no presente estudo. Os autores relatam ainda a potencialidade de utilização da CEa na geração de zonas de manejo. Morari et al. (2009) destacaram que a CEa tem sido muito utilizada com o objetivo de estratificar zonas de manejo, em virtude de sua alta correlação com os atributos do solo, principalmente no que diz respeito aos atributos determinantes da produtividade, além do baixo custo e rapidez de medição.

O fato da delimitação de zonas de manejo a partir da mensuração da CEa ter apresentado maior coeficiente de concordância Kappa com o mapa de produtividade é explicado pela elevada correlação desse atributo com propriedades químicas e físico-químicas do solo. A CEa é influenciada pela combinação de sais, mineralogia das argilas, teor de umidade e temperatura do solo (Brevik et al., 2006). Embora esse atributo seja influenciado pela umidade do solo, ou seja, locais de maior umidade apresentam maiores valores de CEa, King et al. (2005) comprovaram que o padrão espacial se mantém estável, mudando apenas a amplitude dos valores mensurados.

Elevada correlação entre a CEa e o teor de argila (ARG) é relatada em alguns estudos (Lesch et al., 2005; Molin e Castro, 2008), entretanto em outras pesquisas (Morari et al., 2009; Aimrun et al., 2007), incluindo o presente trabalho, esta correlação foi inexistente ou muito baixa. O atributo ARG correlacionou-se de forma significativa e negativa com os demais atributos da fração granulométrica do solo (AG, AF, S). De acordo com Souza et al. (2004), as frações do solo geralmente apresentam comportamento inverso, principalmente de distribuição, pois como são medidos em porcentagem quando há acréscimo de um ocorre redução de outro.

A utilização da CEa na estratificação do campo de produção em zonas de manejo está relacionada a associação deste fator com algumas propriedades do solo, como já relatado anteriormente, sendo estas relacionadas com a produtividade das culturas. King et al. (2005) explicam que os valores mensurados de CEa encontram-se diretamente dependente de algumas propriedades do solo, enquanto a produtividade das culturas reflete a resposta integrada dessas às propriedades do solo mais importantes para o seu crescimento. Netto et al. (2007) confirmaram uma correlação positiva e

significativa entre a condutividade eléctrica aparente e a concentração de sais no solo.

Johnson et al. (2005) comprovaram que os fatores que contribuem para a condutividade eléctrica do solo são também limitantes da produtividade das culturas. Os autores observaram relações significativas entre a CEa, as características do solo e a produtividade das culturas, concluindo que a CEa pode ser utilizada para identificar os gradientes de fertilidade do solo. Em contrapartida, estudos conduzidos por Serrano et al. (2010) não encontraram correlação da CEa com teor de argila e com macronutrientes do solo.

Com base nos resultados encontrados é possível afirmar que a CEa apresenta potencial como variável discriminante de atributos do solo relacionados a produtividade de soja. Esse fato demonstra ser viável sua utilização na delimitação de classes de manejo da fertilidade do solo. Vale destacar ainda que a mensuração da CEa é rápida e de baixo custo, características que, mais uma vez, expressam seu potencial de uso em agricultura de precisão. Estudos relacionados ao manejo da fertilidade do solo com base em mapas de zonas de manejo oriundos da mensuração da CEa e sua influencia na produtividade são necessários para validação dessa técnica.

### **3.5. CONCLUSÃO**

A definição de zonas de manejo com base no mapeamento da condutividade eléctrica aparente do solo (CEa) foi a que apresentou maior coeficiente de concordância Kappa com a produtividade de soja da área de estudo, demonstrando o potencial desta ferramenta em agricultura de precisão.

A utilização de atributos granulométricos para geração de zonas de manejo apresentou os maiores coeficientes de concordância Kappa com a produtividade quando os valores foram agrupados em 3 classes.

### **3.6. AGRADECIMENTOS**

Os autores agradecem ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e a Fundação de Amparo à Pesquisa do

Estado de Minas Gerais (FAPEMIG) pela concessão de bolsas de estudo e aporte financeiro ao desenvolvimento deste estudo. À Fazenda São Judas Tadeu pela disponibilidade da área de estudo bem como toda a logística demandada por este trabalho.

### 3.7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AIMRUN, W.; AMIN , M.S.M.; AHMAD, D.; HANAFI, M.M.; CHAN, C.S. Spatial variability of bulk soil electrical conductivity in a Malaysian paddy field: key to soil management. **Paddy Water Environ**, v.5, p.113-121, 2007.

ALCÂNTARA, G.R.; REIS, E.F.; QUEIROZ, D.M. Produtividade de culturas correlacionada com condutividade elétrica aparente de um solo sob plantio direto. **Revista Agrotecnologia**, v. 3, n. 2, p. 62 - 72, 2012.

ALVES, S.M.F.; ALCÂNTARA, G.R.; REIS, E.F.; QUEIROZ, D.M.; VALENTE, D.S.M. definição de zonas de manejo a partir de mapas de condutividade elétrica e matéria orgânica. **Bioscience Journal**, v. 29, n. 1, p. 104-114, 2013.

AMADO, T.J.C.; PES, L.Z.; LEMAINSKI, C.L.; SCHENATO, R.B. Atributos químicos e físicos de latossolos e sua relação com os rendimentos de milho e feijão irrigados. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 33, n. 4, p. 831-843, 2009.

BREVIK, E.; FENTON, T., LAZARI, A. Soil electrical conductivity as a function of soil water content and implications for soil mapping. **Precision Agriculture**, v.7, p.393-404, 2006.

COHEN, J.A. coefficient of agreement for nominal scales. **Educational and Psychological Measurement**. v.20, n.1, p.37-40. 1960.

CONGALTON, R.G.; MEAD, R.A. A quantitative method to test for consistency and correctness in photointerpretation. **Photogrammetric Engineering & Remote Sensing**, v.49, n.1, p.69-74, 1983.

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.

CORWIN, D.L.; HENDRICKX, J.M.H. Electrical Resistivity: Wenner Array. In: SILVA, J.S. *Methods of Soil Analysis Part 4 Physical Methods*, Madison, Wisconsin, USA : **SSSA Book Series**, n. 5, p.1282-1287. 2002.

CORWIN, D.L.; LESCH, S.M. Application of Soil Electrical Conductivity to Precision Agriculture: Theory, Principles, and Guidelines. **Agronomy Journal**, v.95, n. 3, p. 471-471. 2003.

DALCHIAVON, F.C.; CARVALHO, M.P.; ANDREOTTI, M.; MONTANARI, R. Variabilidade espacial de atributos da fertilidade de um Latossolo Vermelho Distroférico sob Sistema Plantio Direto. **Revista Ciência Agronômica**, v. 43, n. 3, p. 453-461, 2012.

EMBRAPA. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Sistema Brasileiro de Classificação de Solos**. Rio de Janeiro, 2006. 412p.

EMBRAPA. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Manual de métodos de análise de solo**. 2.ed. Centro Nacional de Pesquisa de Solos, Rio de Janeiro, 1997. 212p.

FU, Q.; WANG, Z.; QIUXIANG, J. Delineating soil nutrient management zones based on fuzzy clustering optimized by PSO. **Mathematical and Computer Modelling**, v.51, p. 1299-1305, 2010.

HUDSON, W.D.; RAMM, C.W. Correct formulation of the kappa coefficient agreement. **Photogrammetric Engineering & Remote Sensing**, v.53, p.421-422. 1987.

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

JOHNSON, C.; ESKRIDGE, K., CORWIN, D. Apparent soil electrical conductivity: applications for designing and evaluating field-scale experiments. **Computers and Electronics in Agriculture**, v. 46, p. 181-202, 2005.

KING, J.; DAMPNEY, P.; LARK, R.; WHEELER, H.; BRADLEY, R., MAYR, T. Mapping potential crop management zones within fields: use of yield-map series and patterns of soil physical properties identified by electromagnetic induction sensing. **Precision Agriculture**, v. 6, p. 167-181, 2005.

KITCHEN, N.R.; SUDDUTH, K.A.; MYERS, D.B.; DRUMMOND, S.T.; HONG, S.Y. Delineating productivity zones on claypan soil fields using apparent soil electrical conductivity. **Computer and Electronics in Agriculture**, v. 46, p. 285-308, 2005.

LANDIS, J.R.; KOCH, G.G. The measurement of observer agreement for categorical data. **Biometrics**, v.33, 1977.

LESCH, S. M.; CORWIN, D. L.; ROBINSON, D. A. Apparent soil electrical conductivity mapping as an agricultural management tool in arid zone soils. **Computer and Electronics in Agriculture**, v.46, p.351-378, 2005.

MACHADO, P.L.O.A.; BERNARDI, A.C.C.; VALENCIA, L.I.O.; MOLIN, J.P.; GIMENEZ, L.M.; SILVA, C.A.; ANDRADE, A. G.; MEDARI, B.E.; MEIRELLES, M.S.P. Mapeamento da condutividade elétrica e relação com a argila de Latossolo sob plantio direto. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.41, n.6, p.1023-1031, 2006.

McCORMICK, S.; JORDAN, C., BAILEY, J. Within and between-field spatial variation in soil phosphorus in permanent grassland. **Precision Agriculture**, v. 10, p. 262–276, 2009.

MOLIN, J.P.; CASTRO, C.N. Establishing management zones using soil electrical conductivity and other soil properties by the fuzzy clustering technique. **Scientia Agricola**, v.65, n.6, p.567-573, 2008.

MORAL, F.J.; TERRÓN, J.M.; SILVA, J.R.M. Delineation of management zones using mobile measurements of soil apparent electrical conductivity and multivariate geostatistical techniques. **Soil & Tillage Research**, v.106, p. 335–343, 2010.

MORARI, F.; CASTRIGNANÒ, A.; PAGLIARIN, C. Application of multivariate geostatistics in delineating management zones within a gravelly vineyard using geo-electrical sensors. **Computers and Electronics in Agriculture**, v. 68, n. 1, p. 97-107, 2009.

NETTO, A.O.A.; GOMES, C.C.S.; LINS, C.C.V.; BARROS, A.C.; CAMPECHE, L.F.S. M., BLANCO, F.F. Características químicas e salino-sodicidade dos solos do perímetro irrigado Califórnia, SE, Brasil. **Ciência Rural**, v. 37, p. 1640-1645, 2007.

RODRIGUES JUNIOR, F.A.; VIEIRA, L.B.; QUEIROZ, D.M.; SANTOS, N.T. Geração de zonas de manejo para cafeicultura empregando-se sensor SPAD e análise foliar. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.15, n.8, p.778–787, 2011.

RODRÍGUEZ-PÉREZ, J.R.; PLANT, R.E.; LAMBERT, J.J.; SMART, D.R. Using apparent soil electrical conductivity (ECa) to characterize vineyard soils of high clay content. **Precision Agriculture**, v.12, p.775–794, 2011.

RUIZ, H.A. Incremento da exatidão da análise granulométrica do solo por meio da coleta da suspensão (silte + argila). **Revista Brasileira de Fertilidade do Solo**. v.29, p.297-300, 2005.

SERRANO, J.M.; PEÇA, J.O.; SILVA, J.R.; SHAHIDIAN, S. Medição e mapeamento da condutividade eléctrica aparente do solo em pastagens. **Revista de Ciências Agrárias**, p. 5–14, 2010.

SONG, X.; WANG, J.; HUANG, W.; LIU, L.; YAN, G.; PU, R. The delineation of agricultural management zones with high resolution remotely sensed data. **Precision Agriculture**, v.10, p.471-487, 2009.

SOUZA, Z. M. MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G.T.; BARBIERI, D.M. Variabilidade espacial da textura de um Latossolo Vermelho Amarelo eutroférico sob cultivo de cana-de-açúcar. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v.24, n.2, p.309-319, 2004.

VALENTE, D.S.M. **Desenvolvimento de um sistema de apoio à decisão para definir zonas de manejo em cafeicultura de precisão**. 122 f. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola) – Universidade Federal de Viçosa. Viçosa, 2010.

VALENTE, D.S.M.; QUEIROZ, D.M.; PINTO, F.A.C.; SANTOS, N.T.; SANTOS, F.L. The relationship between apparent soil electrical conductivity and soil properties. **Revista Ciência Agronômica**, v. 43, n. 4, p. 683-690, 2012.

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. Cap.2, p.319-344.

ZANÃO JÚNIOR, L.A.; LANA, R.M.Q.; CARVALHO-ZANÃO, M.P.; GUIMARÃES, E.C. Variabilidade espacial de atributos químicos em diferentes profundidades em um latossolo em sistema de plantio direto. **Revista Ceres**, v. 57, n.3, p.429-438, 2010.

ZANÃO JÚNIOR, L.A.; LANA, R.M.Q.; GUIMARÃES, E.C. Variabilidade espacial do pH, teores de matéria orgânica e micronutrientes em profundidade em um Latossolo Vermelho sob semeadura direta. **Ciência Rural**, v. 37, p.1000-1007, 2007.

ZHANG, X.; SHI, L.; JIA, X.; SEIELSTAD, G.; HELGASON, C. Zone mapping application for precision-farming: a decision support tool for variable rate application. **Precision Agriculture**, v.11, p.103–114, 2010.

ZIMBACK, C.R.L. **Análise espacial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento da fertilidade do solo**. 2001. 114 f. Tese (Livre-Docência) – Faculdade de Ciências Agrônômicas, Universidade Estadual Paulista, Botucatu, 2001.

## 4. ARTIGO II

### ESTABILIDADE TEMPORAL DE ZONAS DE MANEJO GERADAS A PARTIR DA CONDUTIVIDADE ELÉTRICA APARENTE DO SOLO

**Resumo:** A região de cerrado apresenta grande potencial para emprego de técnicas de agricultura de precisão, sendo a variabilidade da produtividade de soja observada nos campos o principal fator determinante para adoção destas. A definição de zonas para o manejo diferenciado da fertilidade do solo, neste contexto, se destaca, pois, pode contribuir com aumento na eficiência de utilização de fertilizante, reduzindo custos e incrementando a produtividade. Este trabalho objetivou avaliar a estabilidade temporal de zonas de manejo geradas a partir da mensuração da condutividade elétrica aparente do solo (CEa). O estudo foi realizado em uma propriedade rural localizada no cerrado brasileiro. Na safra agrícola 2011/2012 foi mensurada a CEa em 160 pontos amostrais geoespacializados em 47 ha. Utilizando o algoritmo *fuzzy k-means* os valores de CEa foram agrupados em classes. A recomendação da necessidade de fertilizantes para a cultura da soja nas safras 2012/2013 e 2013/2014 foi realizada em função da análise de solo de cada classe. A CEa tornou a ser mensurada nas safras 2012/2013 e 2013/2014 e novamente os valores foram agrupados em classes. Os mapas de classes foram comparados calculando-se o coeficiente de concordância Kappa entre eles. A condutividade elétrica aparente do solo apresentou correlação positiva e significativa quando comparada em função dos diferentes anos de estudo. O mapa composto por

duas zonas de manejo, gerado em 2012 e adotado para o manejo da fertilidade da área nas safras 2012/2013 e 2013/2014, apresentou-se estável, de acordo com o coeficiente de concordância Kappa. A utilização do coeficiente de concordância Kappa mostrou-se promissora ferramenta na análise da estabilidade temporal de classes de manejo.

**Palavras-chave:** *Glycine max*; cerrado; agricultura de precisão; zonas de manejo; argila.

#### 4.1. INTRODUÇÃO

O desempenho produtivo da região de cerrado, em grande parte, está associado ao emprego de modernas tecnologias de produção, tais como a utilização eficiente de fertilizantes químicos, controle de pragas e doenças, utilização de cultivares adaptadas ao clima e ao solo da região e emprego do sistema de plantio direto. A adoção do sistema de plantio direto pode ser considerada como uma das tecnologias que resultaram em aumento da qualidade e do potencial produtivo do solo agrícola da região. No entanto, esse ganho não se manifesta de forma homogênea em toda a área, pois, em uma mesma lavoura, é possível encontrar subáreas com diferentes níveis de produtividade e, portanto, com diferentes potenciais produtivos, embora as práticas de manejo adotadas tenham sido aplicadas uniformemente (Amado et al., 2007).

Associado ao plantio direto, uma nova técnica vêm sendo empregada buscando o aperfeiçoamento do sistema produtivo de forma a otimizar a utilização de insumos e reduzir os impactos ambientais causados pela atividade agrícola, esta técnica é conhecida como agricultura de precisão. Com a utilização da agricultura de precisão, as dosagens de insumos são aplicadas de forma variável visando atender as necessidades específicas de cada local.

A aplicação de técnicas de agricultura de precisão é fundamentada no conhecimento e mapeamento da variabilidade de atributos do solo relacionados à produtividade das culturas. Guastaferro et al. (2010) enfatizam que a variação espacial e temporal dos atributos do solo podem afetar o crescimento, o

desenvolvimento de grãos, a qualidade e rendimento final da cultura. Destacam ainda que, para aumentar a rentabilidade dos agricultores e diminuir os impactos ambientais, práticas de manejo precisam ser adaptadas à variabilidade presente no campo produtivo, sendo esse o principal objetivo da adoção de técnicas de agricultura de precisão.

No Brasil, a agricultura de precisão vem sendo utilizada principalmente na aplicação de fertilizantes e corretivos da acidez do solo em taxa variável. Entretanto, a recomendação de fertilizantes e corretivos, geralmente realizada a partir de análise de solo obtida por amostragem em malhas, exige um grande número de pontos amostrais para detecção da variabilidade espacial dos atributos do solo. A amostragem em malhas demanda tempo e custo operacional, além de gastos com análises laboratoriais, podendo assim, resultar em aumento do custo de produção.

Uma alternativa econômica ao processo de amostragem de solo em malha vem sendo muito estudada, trata-se da geração de zonas de manejo. Segundo Rodrigues Junior et al. (2011), uma zona de manejo é definida como uma sub-região do campo que apresenta uma mesma combinação de fatores limitantes de produtividade e de qualidade para a qual se pode aplicar uma dose uniforme de insumos. Na geração de zonas de manejo, é necessária, em um primeiro momento, a coleta de informações intimamente ligadas à produtividade das culturas, preferencialmente que esta seja de rápida aquisição e de baixo custo, destacando-se, neste contexto, a condutividade elétrica aparente do solo (CEa).

Diversas pesquisas tem demonstrado a correlação da CEa do solo com atributos químicos e físicos do solo (Moral et al., 2010; Rodríguez-Pérez et al., 2011). O mapeamento da CEa é rápido e apresenta baixo custo, se comparado com o mapeamento de nutrientes por meio de amostragem e análises de laboratório. Devido sua praticidade e confiabilidade, a CEa tem sido utilizada como estimador indireto da variabilidade existente em um campo de produção (Corwin e Lesch, 2003). No que diz respeito ao estabelecimento de zonas de manejo a partir da CEa a pesquisa está muito bem estruturada, entretanto, estudos avaliativos da estabilidade temporal dessas zonas, ao longo dos anos, são necessários.

Este trabalho teve como objetivo avaliar a estabilidade de zonas de manejo, geradas para os três anos de estudo, a partir da condutividade elétrica aparente do solo.

## 4.2. MATERIAL E MÉTODOS

O presente estudo foi conduzido em uma propriedade rural localizada no município de Ponta Porã, no estado do Mato Grosso do Sul, com coordenadas geográficas 22° 32' 09" de latitude Sul e 55° 43' 33" de longitude Oeste. A propriedade possui uma área total de 450 ha, destinados à agricultura, onde se cultiva soja (*Glycine max*) e milho (*Zea mays*) em um sistema de sucessão de culturas, por meio de plantio direto, a mais de 12 anos. O solo predominante é o Latossolo Vermelho distroférico (EMBRAPA, 2006). Utilizou-se para o estudo uma área de 47 ha. O critério para seleção desta propriedade foi por ela estar inserida no cerrado brasileiro, região essa tradicional na produção de soja e promissora na implantação de técnicas de agricultura de precisão.

A coleta de amostras para a determinação de atributos do solo em laboratório foi realizada utilizando malha amostral sistemática composta por 160 pontos, espaçados em 50 metros. A condutividade elétrica aparente do solo (CEa) foi determinada nos mesmos pontos de amostragem por três anos consecutivos: 2012, 2013 e 2014.

No primeiro ano de avaliação, foram retiradas amostras de solo, representativa da profundidade de 0,00 – 0,20 metros, em metade dos pontos amostrais para determinação da granulometria do solo, a fim de se conhecer, em especial, a proporção de argila da área estudada. Em cada ponto, coletou-se uma amostra de solo, composta por outras cinco coletadas no entorno do ponto amostral, em um raio de aproximadamente 5 metros. Em todas as determinações de CEa do solo coletou-se uma amostra de solo para determinar a umidade no momento de obtenção deste atributo. Na Figura 1 está representada a malha amostral utilizada e também a delimitação da área de estudos. Utilizou-se um receptor GPS da marca Garmin, modelo GPSMAP 62 para localização dos pontos amostrais geoespacializados na área.

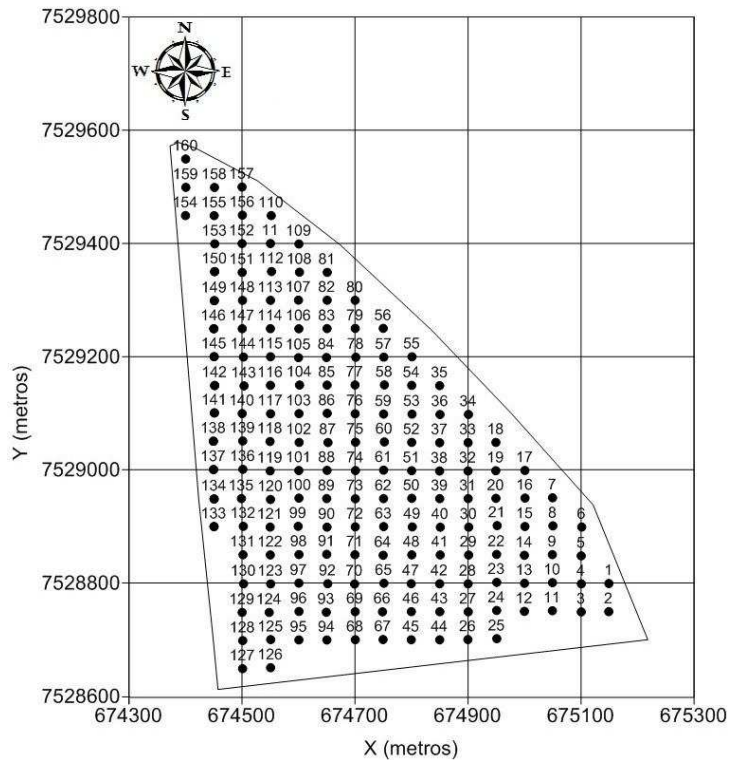


Figura 1. Delimitação da área de estudo e a respectiva malha amostral. Coordenadas UTM, zona 21 Sul, datum SIRGAS2000.

A análise granulométrica foi realizada pelo método da pipeta, segundo descrito em EMBRAPA (1997), modificado por Ruiz (2005). Na determinação da umidade do solo empregou-se o método termogravimétrico (EMBRAPA, 1997). Para a determinação da condutividade elétrica aparente do solo foi utilizado o método da resistividade elétrica. Foram introduzidos na superfície do solo quatro eletrodos igualmente espaçados, em um arranjo conhecido como Matriz de Wenner (Corwin e Hedrickx, 2002; Corwin e Lesh 2003). Utilizou-se um medidor de condutividade elétrica portátil, marca Landviser®, modelo LandMapper® ERM-02, para obter medições representativas da profundidade de 0,20 metros. Nos eletrodos externos aplicou-se uma corrente elétrica e a diferença de potencial foi medida nos eletrodos internos (Figura 2).

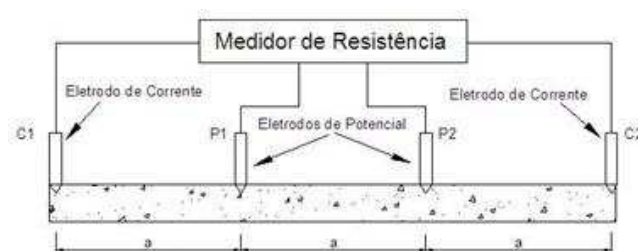


Figura 2. Diagrama esquemático do método da resistividade elétrica com quatro eletrodos: dois eletrodos de corrente (C1 e C2) e dois eletrodos potenciais (P1 e P2) (Corwin e Lesh, 2003).

Os resultados da análise granulométrica (argila), das leituras da CEa e da umidade do solo, foram submetidos à análise estatística descritiva, calculando-se a média, mediana, valor de mínimo, valor de máximo, desvio padrão, coeficiente de variação, coeficiente de assimetria e de curtose, a fim de caracterizar a distribuição dos dados. Realizou-se análise de correlação de Pearson entre os valores de argila, umidade e CEa do solo mensurada nos três anos de avaliação. A estatística descritiva dos dados e o cálculo do coeficiente de correlação de Pearson foram realizados utilizando o programa computacional Statistica, versão 7.

Após estes procedimentos, empregou-se a análise geoestatística, para determinar a dependência ou independência espacial dos atributos estudados. A dependência espacial foi avaliada pelos ajustes de variogramas, pressupondo a estacionaridade da hipótese intrínseca (Equação 1).

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

Em que,

$\hat{\gamma}(h)$  = Semivariância em função da distância de separação (h) entre pares de pontos;

h = Distância de separação entre pares de pontos, m;

N (h) = Número de pares experimentais de observações Z(x<sub>i</sub>) e Z (x<sub>i</sub> + h) separados por uma distância h.

Foram testados os seguintes modelos: linear com patamar, gaussiano, esférico e exponencial. Selecionou-se o modelo que apresentou a menor soma dos quadrados do resíduo (SQR). Após a escolha do modelo, foram determinados os parâmetros: efeito pepita (C<sub>0</sub>), patamar (C<sub>0</sub> + C) e alcance (A). O índice de dependência espacial (IDE) foi calculado e classificado, segundo proposta de Zimback (2001), utilizando a Equação 2 e assumindo os seguintes intervalos: dependência espacial baixa para IDE < 25%, moderada para 25% ≤ IDE ≤ 75% e forte para IDE > 75%.

$$IDE = \left( \frac{C}{C_0 + C} \right) 100 \quad (2)$$

Uma vez detectada a dependência espacial, produziu-se o mapa temático de variabilidade espacial do atributo. A interpolação dos mapas foi realizada utilizando o método da krigagem ordinária. Para as estimativas de valores em locais não amostrados, foram utilizados 16 vizinhos próximos e um raio de busca igual ao valor do alcance encontrado no ajuste do variograma. Subsequente a este processo, foram gerados mapas das zonas de manejo (2, 3, 4 e 5 classes) para os valores de CEa determinados nos três anos estudados.

Como não existe um método consagrado para avaliação da estabilidade temporal de zonas de manejo, utilizou-se como parâmetro indicativo o coeficiente Kappa. O coeficiente Kappa (Congalton, 1991) foi determinado para avaliar a semelhança entre os mapas, por meio de um teste de hipótese que faz uma comparação entre o mapa de referência (zonas de manejo geradas em 2012) e os demais mapas confeccionados (zonas de manejo geradas em 2013 e 2014).

Para sua estimativa, em um primeiro momento foi calculado o erro de concordância entre os mapas de zonas gerados, a fim de se produzir matrizes de erro. Em posse dessas matrizes, foi calculado o coeficiente Kappa entre os mapas de zonas de manejo gerados nos três anos de estudo. O valor do coeficiente Kappa é um indicativo de quão semelhantes são os mapas gerados com o mapa de referência. Valores de Kappa iguais a zero indicam que os mapas são totalmente diferentes, a semelhança entre os mapas tende a aumentar na medida em que o coeficiente Kappa tende ao valor um, representativo de mapas exatamente iguais. Para calcular o coeficiente Kappa, foi utilizada a Equação 3 (Hudson e Ramm, 1987).

$$\hat{K} = \frac{n \sum_{i=1}^c x_{ii} - \sum_{i=1}^c x_{i\oplus} x_{\oplus i}}{n^2 - \sum_{i=1}^c x_{i\oplus} x_{\oplus i}} \quad (3)$$

Em que,

- $\hat{K}$  = Estimativa do coeficiente Kappa;  
 $x_{ii}$  = Valor na linha  $i$  e coluna  $i$  (diagonal) da matriz de erros;  
 $x_{i\oplus}$  = Total da linha  $i$ ;  
 $x_{\oplus i}$  = Total da coluna  $i$ ;  
 $n$  = Número total de amostras;  
 $c$  = Número total de classes.

Os valores do coeficiente Kappa obtidos foram submetidos ao teste Z com nível de significância de 5%. Para o cálculo da estatística Z, foi utilizada a Equação 4 (Congalton e Mead, 1983).

$$Z = \frac{\hat{K}_1 - \hat{K}_2}{\sqrt{\text{var}(\hat{K}_1) + \text{var}(\hat{K}_2)}} \quad (4)$$

Em que,

- $Z$  = Valor de Z calculado;  
 $\hat{K}_1$  e  $\hat{K}_2$  = Coeficientes Kappa que estão sendo comparados;  
 $\text{var}(\hat{K}_1)$  e  $\text{var}(\hat{K}_2)$  = Variância da estimativa dos coeficientes Kappa que estão sendo comparados.

A variância da estimativa do coeficiente Kappa foi estimada de acordo com a Equação 5 descrita por Hudson e Ramm (1987).

$$\text{var}(\hat{K}) = \frac{1}{n} \left[ \frac{\theta_1(1-\theta_1)}{(1-\theta_2)^2} + \frac{2(1-\theta_1)(2\theta_1\theta_2 - \theta_3)}{(1-\theta_2)^3} + \frac{(1-\theta_1)^2(\theta_4 - 4\theta_2^2)}{(1-\theta_2)^4} \right] \quad (5)$$

Os termos  $\theta_1$ ,  $\theta_2$ ,  $\theta_3$ , e  $\theta_4$  foram determinados por meio das Equações 6 a 9:

$$\theta_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^c x_{ii} \quad (6)$$

$$\theta_2 = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^c x_{i\oplus} x_{\oplus i} \quad (7)$$

$$\theta_3 = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^c x_{ii} (x_{i\oplus} + x_{\oplus i}) \quad (8)$$

$$\theta_4 = \frac{1}{n^3} \sum_{i=1}^c \sum_{j=1}^c x_{ij} (x_{j\oplus} + x_{\oplus j})^2 \quad (9)$$

Em que,

$x_{ij}$  = Valor na linha  $i$  e coluna  $j$  da matriz de erros;

$x_{j\oplus}$  = Total da linha  $j$ ; e

$x_{\oplus j}$  = Total da coluna  $j$ ;

Os valores de Kappa significativos foram classificados de acordo com limiares propostos por Landis e Koch (1977). Os autores classificam como ruins valores do coeficiente Kappa entre 0,00 e 0,19, razoável entre 0,20 e 0,39, bom entre 0,40 e 0,59, muito bom entre 0,60 e 0,79 e excelente quando o valor for maior ou igual a 0,80. Considerou-se estável as classificações que apresentaram coeficiente Kappa  $\geq 0,50$ .

A análise da variabilidade espacial para os atributos argila, CEa e umidade, bem como a geração de zonas de manejo e cálculo do coeficiente Kappa foram realizadas utilizando o programa computacional KrigMe, desenvolvido por Valente (2010). O programa utiliza o algoritmo de classificação *fuzzy k-means* na análise de agrupamento dos dados e geração das classes de manejo. O número de classes de manejo que melhor representam o agrupamento dos dados trabalhados, foi definido em função do Índice de Performance Fuzzy (*FPI – “Fuzziness Performace Index”*), que estima o grau da separação dos membros em diferentes classes e da Entropia da Partição Modificada (*MPE – “Modified Partition Entropy”*), que estima o grau de desorganização criada pelo número de classes. Esses índices apresentam valores entre 0 e 1, o número de zonas de manejo otimizado é obtido quando ambos os índices são minimizados (Song et al., 2009). Estes índices foram calculados para o agrupamento dos dados em 2, 3, 4 e 5 classes.

Na Figura 3 está representado o mapa de zonas de manejo delimitado no ano de 2012 e adotado para o manejo da fertilidade do solo nas safras 2012/2013 e 2013/2014.



Figura 3. Classes adotadas para o manejo da fertilidade na área de estudo

### 4.3. RESULTADOS

Os valores médios para condutividade elétrica aparente do solo (CEa) variaram de 1,42 mS m<sup>-1</sup>, mensurado no ano de 2013 a 12,24 mS m<sup>-1</sup>, mensurado no ano de 2014. Essa variação pode ser explicada pela umidade do solo no momento das leituras, apresentando valor médio de 18,48 % para o ano de 2013 e 26,72 % para o ano de 2014. Os atributos argila e umidade apresentaram coeficiente de variação (CV) classificado como baixo (<12%) e a CEa, coeficiente de variação classificado como moderado (12% ≤ CV ≤ 60%), de acordo com classificação proposta por Warrick e Nielsen (1980). O CV da CEa do solo decresceu com o passar dos anos, fato este explicado pela redução da amplitude entre valores mínimos e máximos, provavelmente ocorrida pelo manejo da fertilidade do solo na área de estudo, adotado em função de zonas de manejo estabelecidas com base na mensuração da CEa do solo no ano de 2012 (Tabela 1).

Tabela 1. Estatística descritiva dos atributos do solo: argila, condutividade elétrica aparente e umidade, para os três anos estudados

Atributos	N <sup>1</sup>	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	s <sup>2</sup>	CV(%) <sup>3</sup>	Cs <sup>4</sup>	Ck <sup>5</sup>
ARG <sup>6</sup>	80	68,45	70,06	36,38	87,06	7,39	10,80	-1,25	3,09
CEa_2012 <sup>7</sup>	160	6,19	5,94	2,74	19,31	2,13	34,44	2,24	9,29
Umd_2012 <sup>8</sup>	160	24,46	24,99	15,75	28,02	2,23	9,14	-1,88	3,89
CEa_2013	160	1,42	1,36	0,82	3,02	0,40	27,92	1,10	1,99

Umd_2013	160	18,48	18,86	12,90	20,06	1,58	8,53	-2,28	4,66
CEa_2014	160	12,24	11,77	7,93	17,79	2,39	19,51	0,51	-0,75
Umd_2014	160	26,72	27,00	21,45	29,70	1,64	6,15	-0,82	0,42

<sup>1</sup>Número de amostras; <sup>2</sup>Desvio Padrão; <sup>3</sup>Coefficiente de Variação; <sup>4</sup>Coefficiente de assimetria; <sup>5</sup>Coefficiente de curtose; <sup>6</sup> Teor de argila do solo (dag kg<sup>-1</sup>); <sup>7</sup>Condutividade elétrica aparente do solo no ano de 2012 (mS m<sup>-1</sup>); <sup>8</sup>Umidade do solo no ano de 2012 (%).

A análise de correlação de Pearson é apresentada na Tabela 2. O maior coeficiente (0,40) foi observado para correlação, positiva e significativa, entre a CEa do solo e ela mesma, nos três anos de estudo. Este resultado demonstra que, embora a amplitude dos valores tenha apresentado variação durante os anos, o comportamento deste atributo manteve-se constante, ou seja, pontos que apresentaram elevada CEa do solo no primeiro ano, mantiveram este comportamento nos demais anos, sendo o contrário também verdadeiro. Correlação significativa entre CEa do solo e argila foi constatada apenas para o ano de 2013, sendo justificada pela baixa umidade do solo.

A CEa do solo de solos argilosos com baixa umidade é influenciada pela mineralogia deste, que está associada a uma propriedade do solo conhecida como elasticidade. A elasticidade pode ser entendida como a capacidade do solo em se expandir e voltar ao estado de origem, sendo dependente, do tamanho das partículas, da umidade do solo, além de outros fatores dos quais, para o solo estudado, a matéria orgânica do solo se destaca (Soane, 1990; Braida et al., 2008).

A matéria orgânica do solo além de possuir elevado número de cargas superficiais, é considerada flexível e elástica, apresentando capacidade de recuperar a forma inicial após a remoção de uma carga aplicada sobre ela (Soane, 1990). A área de estudo apresenta solo com elevado teor de argila oxídica, sendo a matéria orgânica a principal responsável pela elasticidade deste. Solos com baixo teor de umidade apresentam maior proximidade das partículas, o que reduz a resistividade elétrica do solo.

Tabela 2. Análise de correlação de Pearson entre os atributos argila e condutividade elétrica aparente do solo para os três anos estudados

Atributos	ARG	CEa_12	CEa_13	CEa_14
ARG <sup>1</sup>	1,00			
CEa_2012 <sup>2</sup>	0,08	1,00		
CEa_2013	0,16*	0,40*	1,00	

CEa_2014	0,10	0,40*	0,30*	1,00
----------	------	-------	-------	------

<sup>1</sup>Teor de argila do solo (dag kg<sup>-1</sup>); <sup>2</sup>Condutividade elétrica aparente do solo no ano de 2012 (mS m<sup>-1</sup>); \*Significativo a 5% de probabilidade.

Nos três anos estudados a CEa do solo apresentou dependência espacial, sendo o coeficiente de determinação (R<sup>2</sup>) dos modelos ajustados superior a 0,95. O valor do alcance decresceu do primeiro para o último ano de mapeamento. A soma de quadrados de resíduos apresentou valores relativamente baixos. Os modelos de semivariograma ajustados apresentam boa precisão nas estimativas, embora o R<sup>2</sup> observado para CEa\_2012 mostrou-se baixo, o coeficiente de regressão (ideal igual a um) e o intercepto (ideal igual a zero) apresentaram valores satisfatórios (Tabela 3).

Tabela 3. Parâmetros dos semivariogramas teóricos e da análise de validação cruzada referente a modelagem da dependência espacial da condutividade elétrica aparente do solo para os três anos estudados

Atributos	Parâmetros geoestatísticos						
	Modelo	a <sup>(1)</sup>	C <sub>0</sub> +C <sup>(2)</sup>	C <sub>0</sub> <sup>(3)</sup>	IDE <sup>(4)</sup>	SQR <sup>(5)</sup>	R <sup>2(6)</sup>
CEa_2012 <sup>(7)</sup>	Gaussiano	539	5,79	2,33	Moderado	0,08	0,99
CEa_2013	Exponencial	167	0,19	0,02	Forte	6,3E-04	0,96
CEa_2014	Exponencial	166	7,03	0,01	Forte	1,38	0,98

Parâmetros da análise de validação cruzada				
	Coeficiente de Regressão	Y <sup>(8)</sup>	EPP <sup>(9)</sup>	R <sup>2</sup>
CEa_2012	1,02	-0,14	1,57	0,29
CEa_2013	1,17	-0,25	0,18	0,80
CEa_2014	1,09	-1,10	0,68	0,92

<sup>1</sup>Alcance (m); <sup>2</sup>Patamar; <sup>3</sup>Efeito pepita; <sup>4</sup>Índice de dependência espacial; <sup>5</sup>Soma de quadrados do resíduo; <sup>6</sup>Coeficiente de determinação; <sup>7</sup>Condutividade elétrica aparente do solo no ano de 2012 (mS m<sup>-1</sup>); <sup>8</sup>Intercepto; <sup>9</sup>Erro padrão de predição

Na Figura 4 estão representados a distribuição espacial dos valores de umidade do solo (%) e da CEa do solo (mS m<sup>-1</sup>) para os três anos estudados. O menor valor de umidade do solo da área foi de 12,9 % (ano de 2013) e o maior de 29,7 % (ano de 2014). A variação nos valores de CEa do solo apresentou valor mínimo de 0,82 mS m<sup>-1</sup> à 19,31 mS m<sup>-1</sup>, para mensurações efetuadas nos anos de 2013 e 2012, respectivamente.

Em análise visual, constatou-se que o comportamento espacial do atributo umidade do solo apresentou-se uniforme na área, independente do ano estudado, variando apenas a magnitude dos valores. Já para o atributo CEa do

solo, a uniformidade do comportamento espacial apresentou-se mais tênue, porém, ainda demonstrando certa coerência em sua distribuição espacial. Os mapas temáticos da variabilidade espacial da CEa do solo, representativos dos anos de 2012 e 2014, apresentaram maior semelhança.

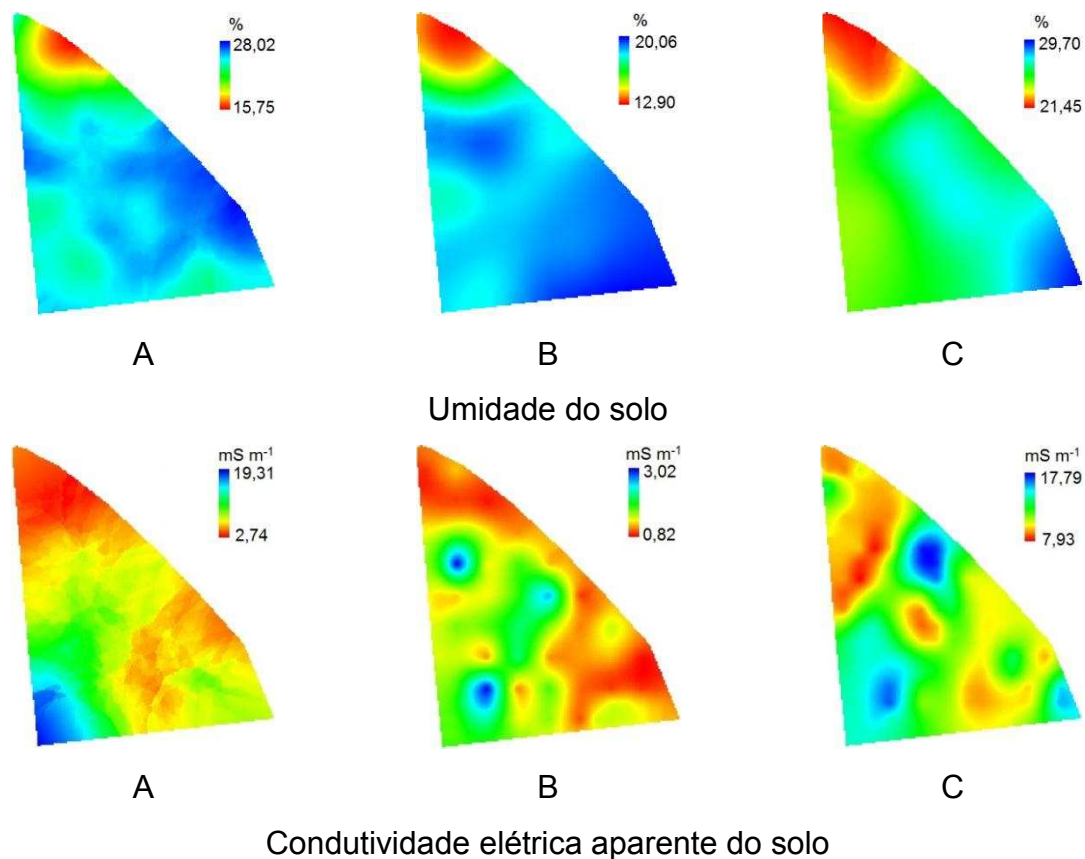


Figura 4. Variabilidade espacial da umidade e da condutividade elétrica aparente do solo para os três anos estudados, 2012 (A); 2013 (B) e 2014 (C).

Na Figura 5 são apresentados os gráficos do comportamento dos valores de FPI e MPE em função do número de zonas de agrupamento dos dados para os três anos de estudo. O número ótimo de zonas é obtido quando estes parâmetros são minimizados (Song et al., 2009). Para os anos de 2012 (A) e 2014 (B) o melhor agrupamento obtido foi aquele representativo de duas zonas. Já para o ano de 2013 (C), o agrupamento em 4 zonas foi o que melhor subdividiu os dados.

Este fato pode estar associado com a baixa umidade presente na área de estudo no momento da mensuração da CEa do solo, haja visto que, para os anos de 2012 e 2014, que apresentaram umidade média semelhante, o comportamento dos parâmetros FPI e MPE foi semelhante. A semelhança

entre o mapeamento da CEa do solo entre os anos de 2012 e 2014 é evidenciada na Figura 3. Vale ressaltar que nos anos de 2013 e 2014 a área já vinha sendo manejada considerando as zonas estabelecidas no ano de 2012.

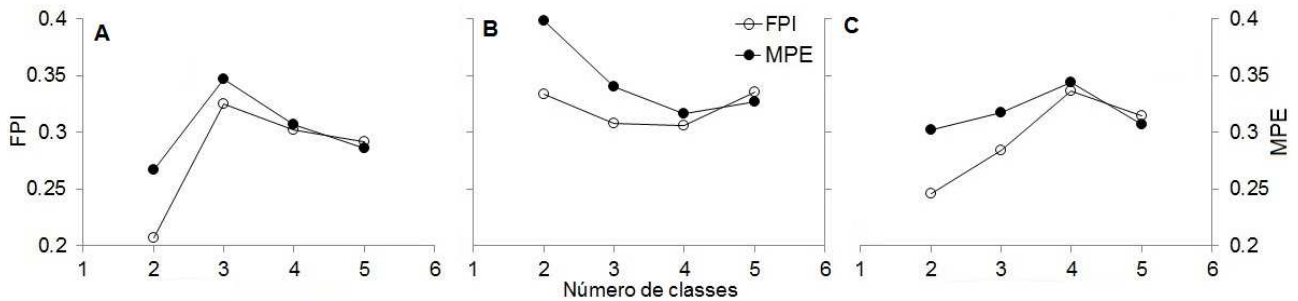


Figura 5. Valores para o Índice de Performance Fuzzy (FPI) e para a Entropia da Partição Modificada (MPE) em função de diferentes números de zonas de manejo geradas à partir dos valores de condutividade elétrica aparente do solo para os três anos estudados: 2012 (A); 2013 (B) e 2014 (C).

Na Figura 6 são apresentadas as zonas de manejo confeccionadas para os três anos estudados, 2012 (A), 2013 (B) e 2014 (C). Os mapas gerados para os anos de 2012 e 2014, independente do número de zonas, assemelham-se mais entre si do que quando comparados com os mapas de zonas gerados para o ano de 2013. Vale ressaltar que o mapa adotado no manejo da fertilidade do solo na área de estudos foi aquele constituído de duas zonas, gerado a partir do mapeamento da CEa do solo no ano de 2012. Ao passar dos anos, a classe 2 (em verde) mantém-se no local inicial, apresentando oscilações desta em outras regiões da área, que não perduram de um ano para outro.



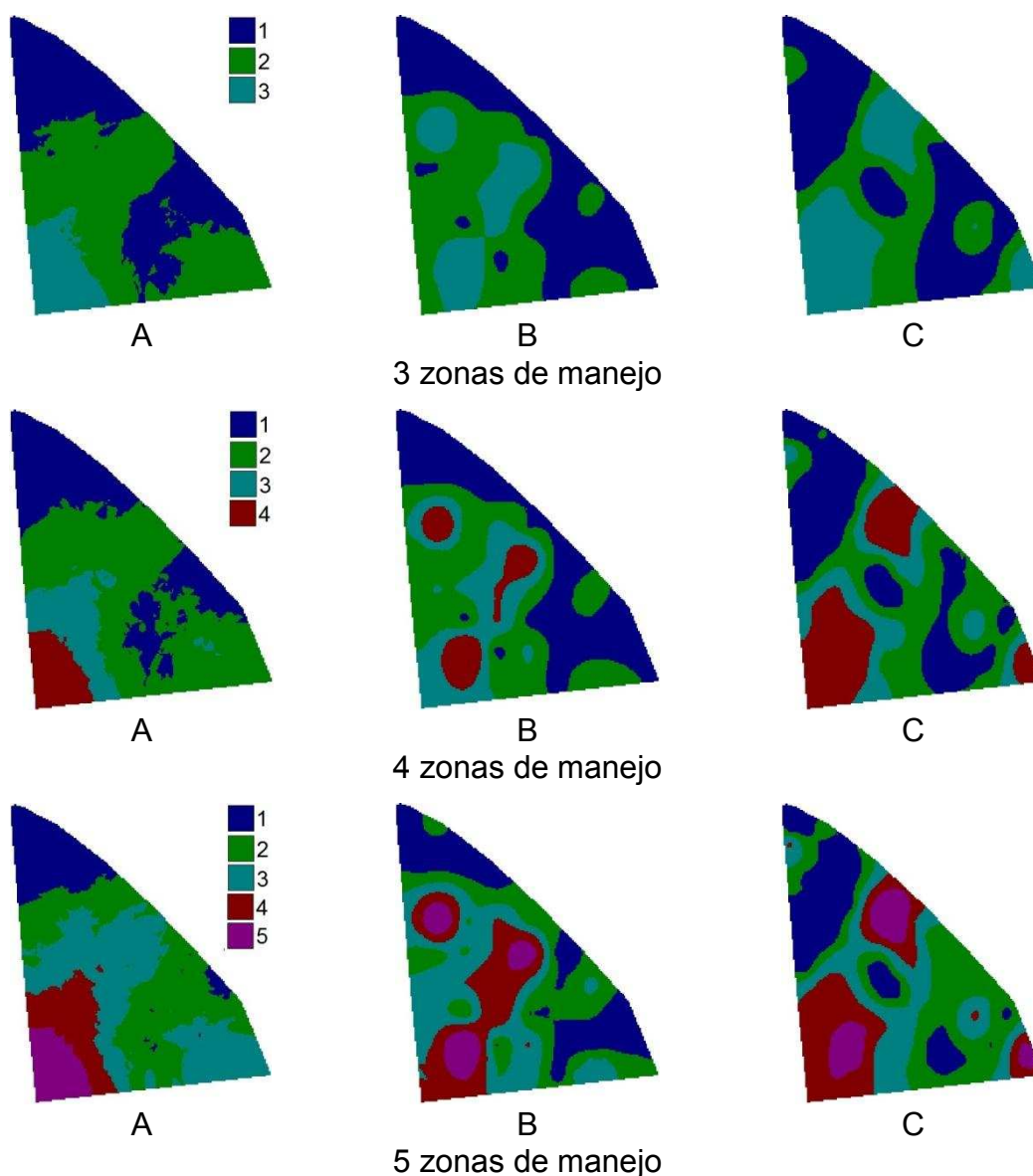


Figura 6. Zonas de manejo geradas com base na variabilidade espacial da condutividade elétrica aparente do solo para os anos de 2012 (A); 2013 (B) e 2014 (C)

Como não existe um método de quantificação da estabilidade de zonas de manejo, neste estudo calculou-se o coeficiente de concordância Kappa entre os mapas de zonas de manejo gerados para os diferentes anos de estudo. Este coeficiente serviu como parâmetro para análise da estabilidade, uma vez que, quanto maior o valor do coeficiente Kappa (que varia de 0 a 1), maior a semelhança entre os mapas.

O maior coeficiente Kappa foi de 0,52, entre os mapas de zonas gerados para os anos de 2012 e 2014. Este coeficiente é indicativo de uma

classificação boa, segundo critérios estabelecidos por Landis e Koch (1977). Os maiores coeficientes de classificação kappa foram observados entre os mapas de zonas gerados nos anos de 2012 e 2014, independente do número de zonas adotadas, fato este explicado pela umidade do solo no momento da mensuração da CEa, que, para os dois anos, apresentou valor médio muito próximo. Outro fato interessante observado é que, na medida em que se aumenta o número de zonas, independente dos anos estudados, o valor do coeficiente kappa tende a diminuir, ou seja, os mapas ficam menos semelhantes entre si.

Com o passar dos anos o mapa de zonas estabelecido para o manejo da fertilidade do solo pode ser considerado estável, pois, de acordo com o coeficiente de classificação kappa calculado, os mapas apresentaram uma razoável semelhança, com coeficiente de classificação de 0,33. Classificações ruins foram observadas para mapas de 4 e 5 zonas representativos dos anos de 2013 e 2014. Como já dito anteriormente, a umidade do solo no momento da mensuração da CEa do solo pode ter ocasionado este comportamento.

Tabela 4. Coeficiente de concordância Kappa entre os mapas de zonas de manejo em função dos três anos de estudo

Anos	Número de zonas de manejo			
	2	3	4	5
2012 x 2013	0,33 <sup>b</sup>	0,29 <sup>b</sup>	0,22 <sup>a</sup>	0,22 <sup>a</sup>
2013 x 2014	0,33 <sup>b</sup>	0,24 <sup>b</sup>	0,18 <sup>b</sup>	0,17 <sup>b</sup>
2012 x 2014	0,52 <sup>a</sup>	0,36 <sup>a</sup>	0,26 <sup>a</sup>	0,25 <sup>a</sup>

Valores seguidos por letras iguais na coluna indicam valores de Kappa iguais entre as zonas de manejo, pelo teste Z ao nível de 5% de probabilidade.

#### 4.4. DISCUSSÃO

A qualidade na definição de zonas de manejo, ou seja, na delimitação de áreas do campo de produção que apresentam fatores similares associados à produção das culturas, é chave para o planejamento e execução de ações que visam otimizar o processo de produção. Uma vez que este procedimento envolve custos, é importante que o atributo utilizado como parâmetro para esta delimitação seja de rápida aquisição, apresente baixo custo de amostragem e

que, as zonas de manejo geradas, perdurem por determinado tempo, para que não sejam necessárias novas delimitações a cada safra. Foi por esta razão que este trabalho teve por objetivo estudar a estabilidade de zonas de manejo, geradas a partir da condutividade elétrica aparente do solo (CEa) e manejadas de forma diferenciada por duas safras.

Ao passar dos anos, de 2012 para 2014, o coeficiente de variação (CV) dos valores de CEa mensurados na área decresceu, passando de 34,44 para 19,51%, respectivamente. Este fato pode estar associado a aplicação de fertilizantes em taxa variada, seguindo recomendação em função de análise de solo de cada zona. Diversos estudos tem demonstrado que a CEa é influenciada pelos atributos do solo associados à produtividade das culturas (Friedman, 2005; Samouelian et al., 2005). Moral et al. (2010) estudaram a delimitação de zonas de manejo por meio da CEa e concluíram que esse atributo apresentou elevada correlação com variáveis relacionadas à fertilidade do solo, como capacidade de troca de cátions (CTC), acidez ativa (pH) e nitrogênio total. Segundo os autores, as medidas de CEa podem ser consideradas indicadoras de parâmetros que refletem a fertilidade do solo.

Independente da condição do teor de umidade do solo no momento da determinação, a CEa se correlacionou de forma significativa nos diferentes anos em que foi medida, apresentando coeficiente de correlação de Pearson, entre os anos de 2012 x 2013 e 2012 x 2014, igual a 0,40. Corwin e Lesch (2005) destacam que a CEa é influenciada pela umidade do solo, de forma que, locais mais úmidos tendem a apresentar maiores valores de CEa. É sabido também que a capacidade do solo em reter água está intimamente ligada a sua granulometria e a quantidade de matéria orgânica presente no solo.

Embora os atributos do solo interfiram nas medidas de CEa, o que se busca caracterizar, com a finalidade de delimitação de zonas de manejo, é o padrão de distribuição espacial do comportamento da CEa e não sua magnitude. King et al. (2005) comprovaram que o padrão espacial da CEa se mantém estável, mudando apenas a amplitude dos valores determinados. No presente estudo observou-se que o padrão de distribuição espacial da CEa foi similar ao longo dos anos (Figura 4), ou seja, locais de elevado valor de CEa

observados em 2012, se repetiram para os demais anos, porém, em magnitude de valor diferente.

A CEa correlacionou-se significativamente com argila apenas para determinações realizadas no ano de 2013, em que, no momento da mensuração da CEa, o solo apresentava baixa umidade média (18,08 %). Esse resultado pode ser explicado em função das formas de condução de eletricidade pelo solo. De acordo com Corwin e Lesch (2005), o solo apresenta três formas de condução de corrente elétrica: (1) fase líquida, através da quantidade de água e sólidos dissolvidos nessa fase, presentes nos macroporos do solo; (2) fase sólido-líquida, dependente de cátions trocáveis associados aos argilominerais e (3) fase sólida, com base na proximidade entre as partículas do solo.

Um fato interessante a ser destacado é a influência da umidade do solo na delimitação de zonas de manejo a partir da mensuração da CEa, por meio da utilização do algoritmo *fuzzy k-means*. A melhor organização dos valores de CEa mensurados em 2013 se deu quando estes foram agrupados em quatro zonas, apresentado os menores valores para FPI e MPE, 0,3056 e 0,3166, respectivamente, que, de acordo com Song et al. (2009), por representarem a menor combinação de valores, indicam uma melhor organização dos dados. Já para as mensurações realizadas em 2012 e 2014, o agrupamento em 2 zonas foi o que apresentou melhor organização, ou seja, menores valores para FPI e MPE.

Com base no exposto acima, pode-se recomendar que, ao se estabelecer zonas de manejo a partir da CEa do solo, que busque realizar as medições em solo úmido, pois nesta condição existe uma tendência de os dados serem agrupados em um menor número de zonas, o que facilita o manejo. Outro fator revelante para recomendação de medições em solo úmido está associado ao meio pelo qual o solo, nessa condição de umidade, conduz corrente elétrica, ou seja, via fase sólido-líquida. Michot et al. (2003) destacam que quanto maior a quantidade de cátions trocáveis presentes na solução do solo, maior a capacidade desse em conduzir eletricidade e, conseqüentemente, maior a correlação da CEa com a fertilidade do solo.

O coeficiente de concordância Kappa apresentou-se como uma potencial ferramenta para o estudo da estabilidade de zonas de manejo proposto neste

trabalho, dada sua característica de utilização, ou seja, estabelecer um coeficiente indicativo de similaridade entre mapas (mapa de referência e mapa de classificação). O maior coeficiente de concordância obtido foi de 0,52, entre os mapas representativos de duas zonas de manejo gerados nos anos de 2012 e 2014, demonstrando que as zonas de manejo geradas no ano de 2012 tenderam a perdurar até o ano de 2014.

O valor do coeficiente Kappa tendeu a diminuir, demonstrando maior diferença entre zonas de manejo, com o aumento do número de zonas de manejo geradas. Os maiores coeficientes Kappa foram obtidos na comparação dos mapas de zonas de manejo gerados no ano de 2014 com aqueles gerados no ano de 2012, o que era esperado, dadas as condições semelhantes de umidade do solo, no momento da mensuração da CEa.

#### **4.5. CONCLUSÃO**

A condutividade elétrica aparente do solo apresentou correlação positiva e significativa quando comparada em função dos diferentes anos de estudo.

O mapa composto por duas zonas de manejo, gerado em 2012 e adotado para o manejo da fertilidade da área nas safras 2012/2013 e 2013/2014, apresentou-se estável, de acordo com o coeficiente de concordância Kappa.

A utilização do coeficiente de concordância Kappa mostrou-se promissora ferramenta na análise da estabilidade temporal de classes de manejo.

#### **4.6. AGRADECIMENTOS**

Os autores agradecem ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e a Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG) pela concessão de bolsas de estudo e aporte financeiro ao desenvolvimento deste estudo. À Fazenda São Judas Tadeu pela disponibilidade da área de estudo bem como toda a logística demandada para realização deste trabalho.

#### 4.7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AMADO, T.J.C.; PONTELLI, C.B.; SANTI, A.L.; VIANA, J.H.M.; SULZBACH, L.A.S. Variabilidade espacial e temporal da produtividade de culturas sob sistema plantio direto. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.42, n.8, p.1101-1110, ago. 2007.

BRAIDA, J.A.; REICHERT, J.M.; REINERT, D.J.; SEQUINATTO, L. Elasticidade do solo em função da umidade e do teor de carbono orgânico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.32, p.477-485, 2008.

COHEN, J. A coefficient of agreement for nominal scales. **Educational and Psychological Measurement**, v.20, n.1, p.37-40, 1960.

CONGALTON, R.G. A review of assessing the accuracy of classifications of remotely sensed data. **Remote Sensing of Environment**, v.37, n.1, p.35-46, 1991.

CONGALTON, R.G.; MEAD, R.A. A quantitative method to test for consistency and correctness in photointerpretation. **Photogrammetric Engineering & Remote Sensing**, v.49, n.1, p.69-74, 1983.

CORWIN, D.L.; HENDRICKX, J.M.H. Electrical Resistivity: Wenner Array. In: SILVA, J.S. Methods of Soil Analysis Part 4 Physical Methods, Madison, Wisconsin, USA: **SSSA Book Series**, n. 5, p.1282-1287. 2002.

CORWIN, D.L.; LESCH, S.M. Application of Soil Electrical Conductivity to Precision Agriculture: Theory, Principles, and Guidelines. **Agronomy Journal**, v.95, n. 3, p.471-471. 2003.

CORWIN, D.L.; LESCH, S.M. Apparent soil electrical conductivity measurements in agriculture. **Computer and Electronics in Agriculture**, v.46, p.11-43, 2005.

EMBRAPA. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Manual de métodos de análise de solo**. 2. ed. Centro Nacional de Pesquisa de Solos, Rio de Janeiro, 1997. 212p.

EMBRAPA. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Sistema Brasileiro de Classificação de Solos**. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. Rio de Janeiro, 2006. 412p.

FRIEDMAN, S.P. Soil properties influencing apparent electrical conductivity: a review. **Computer and Electronics in Agriculture**, v.46, p.45–70, 2005.

GUASTAFERRO, F.; CASTRIGNANO, A.; DE BENEDETTO, D.; SOLLITTO, D.; TROCCOLI, A.; CAFARELLI, B. A comparison of different algorithms for the delineation of management zones. **Precision Agriculture**, v.11, p.600–620, 2010.

HUDSON, W.D.; RAMM, C.W. Correct formulation of the kappa coefficient agreement. **Photogrammetric Engineering & Remote Sensing**, v.53, p.421-422. 1987.

KING, J.; DAMPNEY, P.; LARK, R.; WHEELER, H.; BRADLEY, R., MAYR, T. Mapping potential crop management zones within fields: use of yield-map series and patterns of soil physical properties identified by electromagnetic induction sensing. **Precision Agriculture**, v. 6, p. 167-181, 2005.

LANDIS, J.R.; KOCH, G.G. The measurement of observer agreement for categorical data. **Biometrics**, v.33, 1977.

MICHOT, D.; BENDERITTER, Y.; DORIGNY, A.; NICOULLAUD, B.; KING, D.; TABBAGH, A. Spatial and temporal monitoring of soil water content with an irrigated corn crop cover using surface electrical resistivity tomography. **Water Resources Research**, v.39, p.1138, 2003.

MORAL, F.J.; TERRÓN, J.M.; SILVA, J.R.M. Delineation of management zones using mobile measurements of soil apparent electrical conductivity and multivariate geostatistical techniques. **Soil & Tillage Research**, v.106, p. 335–343, 2010.

RODRIGUES JUNIOR, F.A.; VIEIRA, L.B.; QUEIROZ, D.M.; SANTOS, N.T. Geração de zonas de manejo para cafeicultura empregando-se sensor SPAD e análise foliar. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.15, n.8, p.778–787, 2011.

RODRÍGUEZ-PÉREZ, J.R.; PLANT, R.E.; LAMBERT, J.J.; SMART, D.R. Using apparent soil electrical conductivity (ECa) to characterize vineyard soils of high clay content. **Precision Agriculture**, v.12, p.775–794, 2011.

RUIZ, H.A. Incremento da exatidão da análise granulométrica do solo por meio da coleta da suspensão (silte + argila). **Revista Brasileira de Fertilidade do Solo**, v.29, p.297-300, 2005.

SAMOUELIAN, A.; COUSIN, I.; TABBAGH, A.; BRUAND, A.; RICHARD, G. Electrical resistivity survey in soil science: a review. **Soil & Tillage Research**, v.83, p.173–193, 2005.

SOANE, B.D. The role of organic matter in soil compactability: A review of some practical aspects. **Soil & Tillage Research**, v.16, p.179-201, 1990.

SONG, X.; WANG, J.; HUANG, W.; LIU, L.; YAN, G.; PU, R. The delineation of agricultural management zones with high resolution remotely sensed data. **Precision Agriculture**, v.10, p.471-487, 2009.

VALENTE, D.S.M. **Desenvolvimento de um sistema de apoio à decisão para definir zonas de manejo em cafeicultura de precisão**. 2010. 122 f. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola) – Universidade Federal de Viçosa. Viçosa, 2010.

YAN, L.; ZHOU, S.; FENG, L. Delineation of site-specific management zones based on temporal and spatial variability of soil electrical conductivity. Soil Science Society of China. **Pedosphere**, v.17, n.2, p.156-164, 2007.

ZIMBACK, C.R.L. **Análise espacial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento da fertilidade do solo**. 2001. 114 f. Tese (Livre-Docência) – Faculdade de Ciências Agrônômicas, Universidade Estadual Paulista, Botucatu, 2001.

## 5. ARTIGO III

### VARIABILIDADE ESPACIAL E TEMPORAL DA PRODUTIVIDADE DE SOJA EM FUNÇÃO DO MANEJO POR CLASSES

**Resumo:** A região do cerrado brasileiro se destaca na produção nacional de grãos, embora apresente solos de baixa fertilidade natural. Neste cenário agrícola, o emprego da técnica de utilização de zonas de manejo para correção da acidez e fertilização do solo, apresenta um elevado potencial, podendo ocasionar redução no custo de produção e incremento na produtividade. Este estudo buscou avaliar o comportamento espacial e temporal da produtividade de soja, em área de cerrado, manejada em função da delimitação de zonas de manejo geradas a partir da mensuração da condutividade elétrica aparente do solo (CEa). Em uma área agrícola localizada no cerrado brasileiro foram geoespacializados 160 pontos amostrais que serviram de referência para o mapeamento da produtividade de soja das safras de 2011/2012, 2012/2013 e 2013/2014. Para as safras 2012/2013 e 2013/2014 a fertilidade do solo foi manejada de acordo com classes estabelecidas em função da mensuração da CEa no ano de 2012. As recomendações de fertilizantes foram prescritas com base na amostragem de solo de cada classe. O manejo por classes proporcionou incremento na produtividade da área. Foi constatado que 1,2% da área apresentaram produtividade instável ao longo dos três anos de avaliação ( $CV\% > 30$ ). O manejo da fertilidade do solo utilizando zonas de manejo geradas

a partir da mensuração da condutividade elétrica aparente do solo tendeu a tornar a produtividade estável na área de estudo.

**Palavras-chave:** *Glycine max*; cerrado; agricultura de precisão; zonas de manejo; condutividade elétrica aparente do solo

## 5.1. INTRODUÇÃO

A região do cerrado brasileiro se destaca na produção nacional de grãos, embora apresente solos de baixa fertilidade natural. Em áreas produtivas dessa região, o uso de grandes quantidades de fertilizantes se faz necessário, tornando esse insumo um importante componente do custo de produção. Neste cenário agrícola, o emprego da técnica de utilização de zonas de manejo para fertilização e correção da acidez do solo, apresenta um elevado potencial, podendo resultar em redução no custo de produção, via otimização no uso de fertilizantes e, conseqüentemente, redução nos impactos ambientais resultantes desta atividade.

Rodrigues Junior et al., (2011) destacam que uma zona de manejo pode ser entendida como uma sub-região do campo de produção que apresenta uma mesma combinação de fatores limitantes de produtividade e de qualidade. A delimitação dessas sub-regiões tem por finalidade realizar um manejo diferenciado, voltado principalmente para correção e adubação do solo, considerando a variabilidade espacial dos nutrientes (Fu et al., 2010). A variação da produtividade não só reflete a variação do potencial produtivo de determinada área (Brock et al., 2005), mas também pode indicar se o manejo adotado tem demonstrado o resultado esperado.

Estudos relatam que áreas onde se aplicou o manejo localizado apresentaram menor variabilidade da produtividade (Milani et al., 2006). Porém, a caracterização da variabilidade da produtividade deve ser feita mediante a investigação de pelo menos três anos de mapeamento (Santi, 2007). Blackmore et al. (2003) destacam que na avaliação da variabilidade da produtividade se faz necessário acompanhamento e análise de mapas,

considerando um histórico de várias safras e de diferentes culturas para que sejam contempladas as variabilidades temporal e espacial.

No Brasil ainda são escassas as áreas que possuem um conjunto de mapas de produtividade que permitam esta análise temporal (Amado et al., 2007). Este conjunto de informações levantadas ao longo dos anos trata-se de uma ferramenta essencial, pois permite inferir se tanto o manejo quanto as classes de manejo adotadas tem refletido em resultados positivos sobre a produtividade das culturas.

Com base no exposto, este estudo buscou avaliar o comportamento espacial e temporal da produtividade de soja, em área de cerrado, manejada por zonas de manejo delimitadas a partir da condutividade elétrica aparente do solo (CEa).

## 5.2. MATERIAL E MÉTODOS

O presente estudo foi conduzido na Fazenda São Judas Tadeu, localizada no município de Ponta Porã, Mato Grosso do Sul, com coordenadas geográficas 22° 32' 09" de latitude Sul e 55° 43' 33" de longitude Oeste. Essa propriedade possui uma área total de 450 ha, destinados à agricultura, onde se cultiva soja (*Glycine max*) e milho (*Zea mays*) em um sistema de sucessão de culturas, por meio de plantio direto, a mais de 12 anos. A área apresenta altitude média em relação ao nível do mar de 755 m e topografia plana à levemente ondulada.

O solo predominante é o Latossolo Vermelho distroférico (EMBRAPA, 2006). O clima predominante, segundo a classificação de Köppen, é o Aw (subtropical), com temperatura média anual de 20,6 °C. A precipitação média anual é de 1.660 mm, sem estação seca, mas com verões mais úmidos que os invernos. O mês mais chuvoso é novembro, com média de 212 mm, enquanto o mês mais seco é julho, com média de 55 mm. O trabalho foi realizado em talhão de 47 ha, no qual foram plotados 160 pontos amostrais, conforme apresentado na Figura 1.

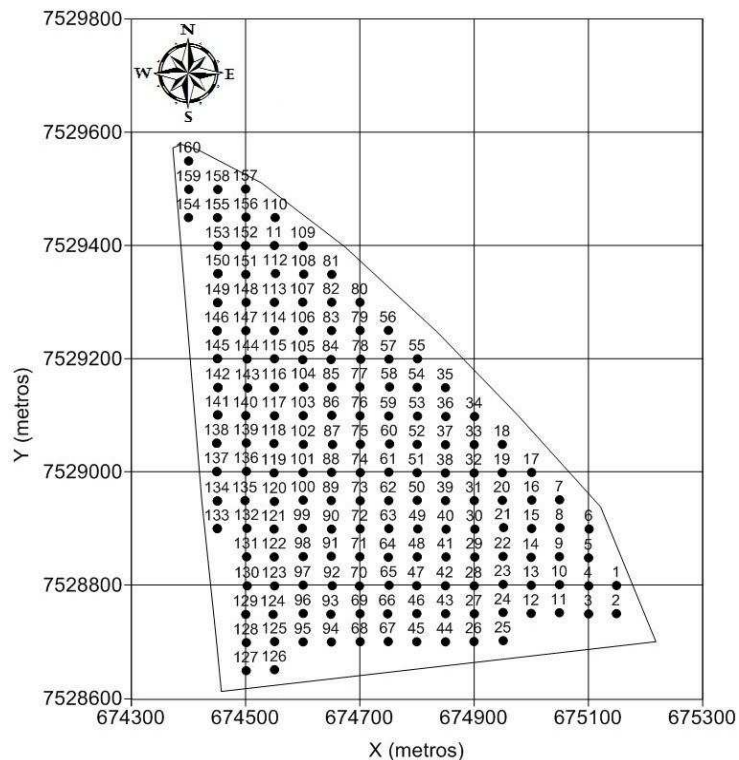


Figura 1. Delimitação da área de estudo e a respectiva malha amostral. Coordenadas UTM, zona 21 Sul, *datum* SIRGAS2000.

Foi estudada variabilidade espacial da produtividade de soja durante três safras (2011/2012; 2012/2013 e 2013/2014), sendo em todas semeada a cultivar BMX Potência RR. A data de semeadura da soja foi, respectivamente, 27; 13 e 15 de outubro, para primeira, segunda e terceira safra. Em virtude da propriedade não possuir sistema de mapeamento da produtividade de grãos instalado na colhedora, este procedimento foi realizado de forma manual. Em cada ponto amostral foram retiradas amostras de soja para estimativa da produtividade da área e posterior confecção dos mapas de produtividade para os anos agrícolas de 2011/2012, 2012/2013 e 2013/2014.

Foram colhidas três linhas de um metro, totalizando 1,35 m<sup>2</sup> por ponto amostral, em densidade amostral equivalente a 3,4 pontos por hectare. As amostras colhidas foram processadas (trilha, separação e limpeza) manualmente. Para cada amostra, determinou-se a umidade utilizando um determinador de umidade pelo método da resistividade elétrica. As amostras foram pesadas utilizando uma balança de precisão, o peso obtido foi corrigido para umidade de 13% e a produtividade foi expressa em kg ha<sup>-1</sup>.

Os valores de produtividade de cada ponto amostral (Fig. 1), para cada ano estudado, compuseram o banco de dados utilizado para as análises. Em um primeiro momento, realizou-se a análise de estatística descritiva, a fim de se caracterizar a produtividade de cada ano. Posteriormente, realizou-se análise geoestatística, para caracterizar a dependência espacial da produtividade de soja de cada ano.

A dependência espacial foi avaliada pelos ajustes de variogramas, pressupondo a estacionaridade da hipótese intrínseca, definida pela Equação 1.

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

Em que,

$\hat{\gamma}(h)$  = Semivariância em função da distância de separação (h) entre pares de pontos;

h = Distância de separação entre pares de pontos, m;

N (h) = Número de pares experimentais de observações Z(x<sub>i</sub>) e Z (x<sub>i + h</sub>) separados por uma distância h.

Foram testados os seguintes modelos: linear com patamar, gaussiano, esférico e exponencial. Selecionou-se o modelo que apresentou a menor soma dos quadrados do resíduo (SQR). Após a escolha do modelo, foram determinados os parâmetros: efeito pepita (C<sub>0</sub>), patamar (C<sub>0</sub> + C) e alcance (A). O índice de dependência espacial (IDE) foi calculado e classificado, segundo proposta de Zimback (2001), utilizando a Equação 2 e assumindo os seguintes intervalos: dependência espacial baixa para IDE < 25%, moderada para 25% ≤ IDE ≤ 75% e forte para IDE > 75%.

$$IDE = \left( \frac{C}{C_0 + C} \right) 100 \quad (2)$$

Uma vez detectada a dependência espacial, produziu-se o mapa temático de variabilidade espacial do atributo. A interpolação dos mapas foi realizada utilizando o método da krigagem ordinária. Para as estimativas de valores em locais não amostrados, foram utilizados 16 vizinhos próximos e um raio de busca igual ao valor do alcance encontrado no ajuste do variogramas. Todos

os mapas interpolados foram compostos por quadrícula de 5 x 5 metros, totalizando 32.980 pontos por mapa.

Depois de realizadas as análises de dependência espacial, foram confeccionados mapas referentes à classificação da produtividade de soja (alta, média, baixa) para os três anos estudados e a consistência temporal da produtividade de cada quadrícula (estável ou instável). Para confecção destes mapas, utilizaram-se os critérios abaixo listados, propostos por Molin (2002):

a) Produtividade da quadrícula acima de 105% da média do talhão e CV menor que 30% (produtividade alta e estável);

b) Produtividade da quadrícula entre 95% e 105% da média do talhão e CV menor que 30% (produtividade média e estável);

c) Produtividade da quadrícula abaixo de 95% da média do talhão e CV menor que 30% (produtividade baixa e estável);

d) Produtividade com CV maior que 30% (produtividade instável).

Até o primeiro ano de mapeamento, safra 2011/2012, o manejo adotado no talhão era realizado de forma uniforme, com aplicação de doses fixas de fertilizante em toda a área. No ano de 2012, foi realizado, após a colheita, o mapeamento da condutividade elétrica aparente do solo (CEa) e a definição de zonas de manejo com base nesta informação. Para o mapeamento da CEa do solo, foi utilizado um medidor portátil marca Landviser®, modelo LandMapper® ERM-02.

A CEa foi determinada introduzindo na superfície do solo, em cada um dos 160 pontos amostrais, quatro eletrodos igualmente espaçados (0,20 metros) em um arranjo denominado Matriz de Wenner (Corwin e Hedrickx, 2002; Corwin e Lesh 2003). Nos eletrodos externos aplicou-se uma corrente elétrica e a diferença de potencial foi medida nos eletrodos internos, sendo gravadas as leituras na memória do aparelho para posterior definição de classes de manejo. A definição de classes de manejo foi realizada utilizando o programa computacional KrigMe, desenvolvido por Valente (2010), que utiliza o algoritmo de classificação *fuzzy k-means*. Na Figura 2 está representado o mapa de classes adotado para o manejo da fertilidade do solo para as safras subsequentes (2012/2013 e 2013/2014).

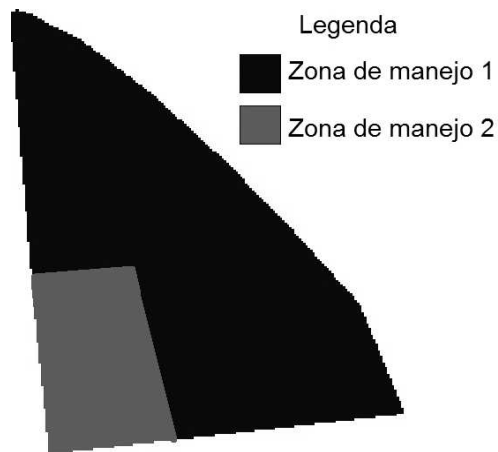


Figura 2. Classes adotadas para o manejo da fertilidade na área de estudo

Na Tabela 1 são apresentadas as doses de fertilizantes utilizadas na implantação da cultura. Na safra 2011/2012 a dose aplicada foi homogênea para toda a área, nas safras subsequentes a dosagem foi aplicada em doses diferenciadas, prescritas com base na análise de solo de cada zona de manejo.

Tabela 1. Doses de fertilizante\* utilizadas nas 3 safras estudadas.

Safras	Zona de manejo 1	Zona de manejo 2
2011/2012**	350	
2012/2013	380	320
2013/2014	350	300

\*Formulado NPK 02-20-18 (kg ha<sup>-1</sup>); \*\*Aplicação de dose fixa em área total.

A análise estatística descritiva dos dados foi realizada utilizando o programa computacional Statistica, versão 7. A análise geoestatística foi realizada utilizando o programa computacional GS+, versão 9. Para confecção dos mapas, utilizou-se o programa computacional KrigMe (Valente, 2010).

### 5.3. RESULTADOS

Na Figura 3 é apresentado o gráfico de distribuição pluviométrica na área de estudos para as três safras estudadas. Na safra 2013/2014 a área de estudo apresentou menor precipitação para os meses de novembro e

dezembro, no qual a cultura estava em estágio reprodutivo, o mais crítico para definição da produtividade. Segundo EMBRAPA (2010), a necessidade de água na cultura da soja vai aumentando com o desenvolvimento da planta, atingindo a máxima demanda durante a floração-enchimento de grãos (7 a 8 mm dia<sup>-1</sup>). Menores precipitações nestes estágios de desenvolvimento causam a queda prematura de folhas e flores bem como abortamento de vagens, resultando, por fim, em redução da produtividade de grãos.

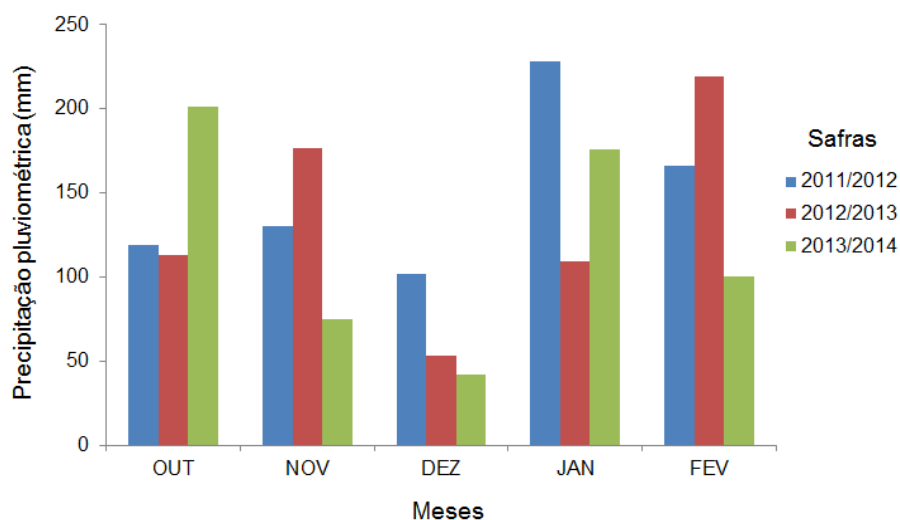


Figura 3. Distribuição pluviométrica na área do estudo para as três safras. Fonte: Dados da pesquisa – pluviômetro instalado na área de estudo.

Na Tabela 2 são apresentados os parâmetros da análise estatística descritiva dos dados. A menor produtividade média foi obtida na safra 2011/2012 e a maior para a safra 2012/2013. A safra 2013/2014, mesmo apresentando a menor precipitação pluviométrica no estágio em que a cultura mais necessita de água (reprodutivo), apresentou produtividade média superior a safra 2011/2012, cuja precipitação pluviométrica no estágio reprodutivo da cultura (mês de dezembro) foi a maior (Figura 3). O valor de produtividade mínima, com o passar das safras, apresentou incremento, sendo o menor valor (1.225,06 kg ha<sup>-1</sup>) encontrado para a safra 2011/2012 e o maior (2.155,01 kg ha<sup>-1</sup>) para a safra 2013/2014. O desvio padrão da produtividade decresceu da primeira safra estudada para a última, mostrando que a variação da produtividade em torno da média reduziu, indicando tendência de produtividade uniforme na área.

O coeficiente de variação (CV) máximo para as safras estudadas foi de 12,96 (2011/2012) e o mínimo de 7,17 (2012/2013). Este intervalo mostrou-se abaixo dos CV encontrados por Milani et al. (2006) e Amado et al. (2007). De acordo com a classificação proposta por Warrick e Nielsen (1980), os valores de CV para as produtividades de soja nas safras de 2012/2013 e 2013/2014 são classificados como baixos ( $CV < 12\%$ ). A produtividade de soja na safra 2011/2012 apresentou (CV) classificados como médio ( $12\% < CV < 60\%$ ).

Amado et al. (2007) destaca que os quartis, por abrangerem um conjunto de dados, estão menos sujeitos a erros do que valores isolados como os da produtividade máxima. Neste estudo os valores do quartil superior para as safras 2012/2013 e 2013/2014 foram superiores aos observados para a safra 2011/2012. Os resultados apresentados demonstram que o manejo por zonas, definidas por meio da CEa do solo, tende a apresentar melhorias na produtividade de soja em área de cerrado.

Tabela 2. Estatística descritiva dos valores de produtividade de soja ( $\text{kg ha}^{-1}$ ), para os três anos estudados e para média.

Parâmetros estatísticos	Safras estudadas			
	2011/2012	2012/2013	2013/2014	Média
Média	2.302,75	2.901,01	2.530,19	2.577,99
Mediana	2.345,26	2.925,54	2.524,89	2.581,40
Mínimo	1.225,06	2.072,25	2.155,01	2.084,26
Máximo	3.244,49	3.342,39	3.125,38	2.978,03
$\sigma^1$	298,44	208,11	200,89	126,27
$CV(\%)^2$	12,96	7,17	7,94	4,90
Quartil inferior	2.079,74	2.802,79	2.367,46	2.500,74
Quartil superior	2.498,20	3.028,61	2.681,97	2.655,16

<sup>1</sup>Desvio Padrão; <sup>2</sup>Coeficiente de Variação.

Na Figura 4 é apresentado o gráfico de caixa da distribuição dos valores de produtividade de soja para cada uma das três safras estudadas e para a média destas. Esse tipo de gráfico é importante para a interpretação do comportamento de determinada variável por apresentar a dispersão dos valores (caixa) em torno da mediana, além de apresentar valores discrepantes

(*outliers*) que podem influenciar nas análises. A presença de valores discrepantes não foi detectada. Para a safra 2011/2012 a maioria dos pontos de amostragem apresentou produtividade abaixo da mediana, comportamento este não observado para as demais safras estudadas.

O valor da mediana da produtividade de soja aumentou da safra 2011/2012 para safra 2012/2013, apresentando pequena queda na safra 2013/2014, contudo, a produtividade desta última ainda foi maior que a observada para a primeira safra avaliada. Esta queda no valor da mediana pode ser explicada pelo déficit de chuva ocorrido durante o estágio reprodutivo da cultura na safra 2013/2014 (Figura 3).

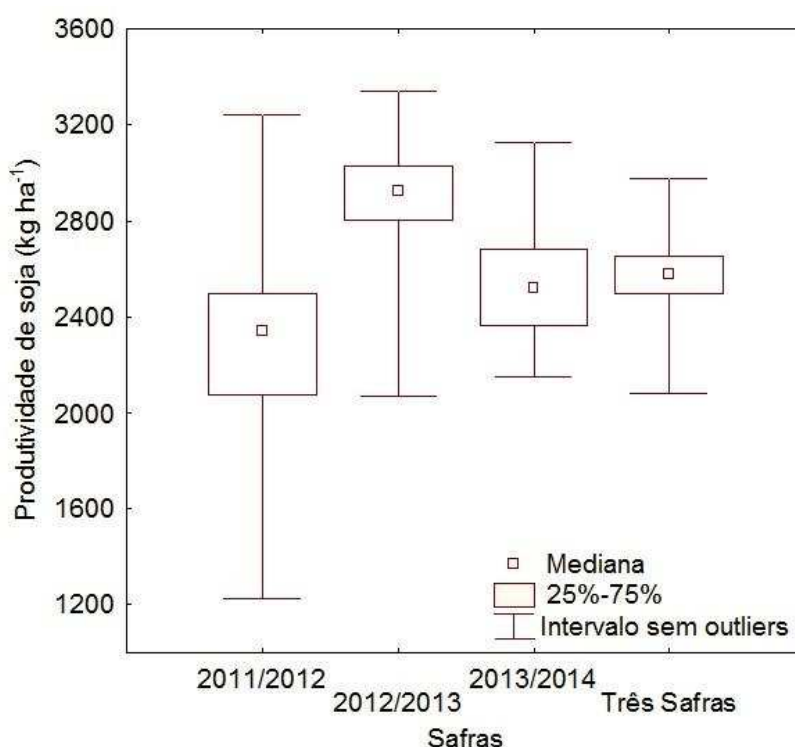


Figura 4. Gráfico de caixa da distribuição dos valores de produtividade de soja para cada uma das três safras estudadas e para produtividade média destas.

A produtividade de soja apresentou forte dependência espacial, independente da safra estudada. A safra 2011/2012 foi a que apresentou o maior valor de alcance do semivariograma, safra esta em que o modelo de semivariância apresentou maior erro padrão de predição e menor coeficiente de determinação para análise de validação cruzada (Tabela 3).

Tabela 3. Parâmetros dos semivariogramas teóricos e da análise de validação cruzada referente à modelagem da dependência espacial da produtividade de soja para os três anos estudados

Safras	Parâmetros geoestatísticos						
	Modelo	$a^{(1)}$	$C_0+C^{(2)}$	$C_0^{(3)}$	IDE <sup>(4)</sup>	SQR <sup>(5)</sup>	R <sup>2(6)</sup>
2011/2012	Esférico	373	0,90	0,001	Forte	7,01	0,95
2012/2013	Exponencial	125	0,92	0,002	Forte	6,59	0,82
2013/2014	Esférico	272	0,85	0,002	Forte	8,24	0,87

Parâmetros da análise de validação cruzada				
	Coeficiente de Regressão	$Y^8$	EPP <sup>9</sup>	R <sup>2</sup>
2011/2012	1,00	-2,81	141,08	0,78
2012/2013	1,18	-522,16	96,21	0,79
2013/2014	1,06	-155,19	51,11	0,94

<sup>1</sup>Alcance (m); <sup>2</sup>Patamar; <sup>3</sup>Efeito pepita; <sup>4</sup>Índice de dependência espacial; <sup>5</sup>Soma de quadrados do resíduo; <sup>6</sup>Coeficiente de determinação.

A distribuição espacial da produtividade de soja para as três safras estudadas, é apresentada na Figura 5. Um fato que chama a atenção está relacionado ao mínimo valor de produtividade, que, com o passar das safras, aumentou. A produtividade máxima para as três safras mostrou-se sazonal, sendo a maior diferença observada entre as safras 2012/2013 e 2013/2014, representativa de 217,01 kg ha<sup>-1</sup>. Embora este valor tenha oscilado ao longo das três safras, o coeficiente de variação mostrou-se baixo (3,36%) se comparado aquele representativo da variação dos valores mínimos de produtividade (28,32%). Este resultado pode ser justificado pelo manejo por classes, em que a recomendação de adubação do solo foi realizada à taxa variada, buscando atender a necessidade da cultura da soja em função da fertilidade de cada classe.

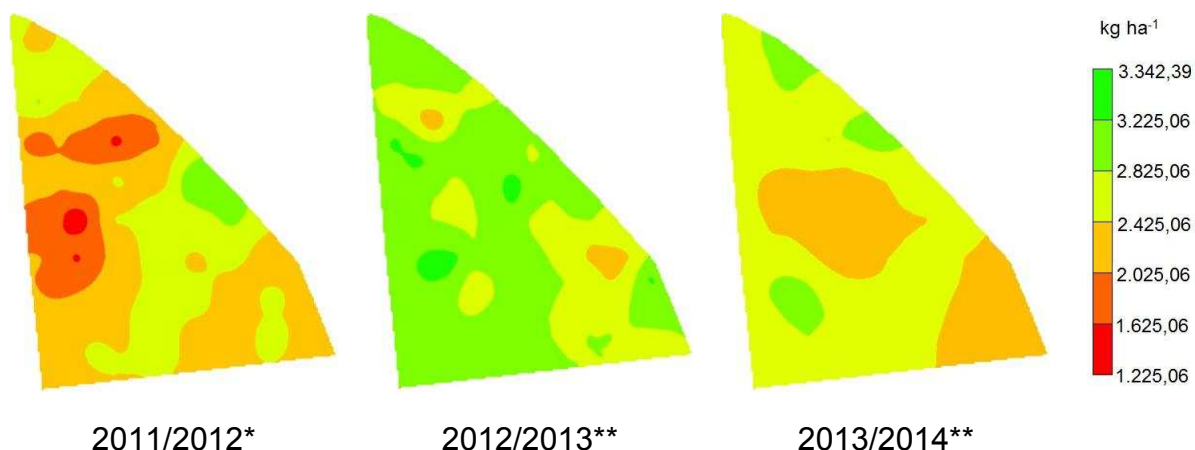
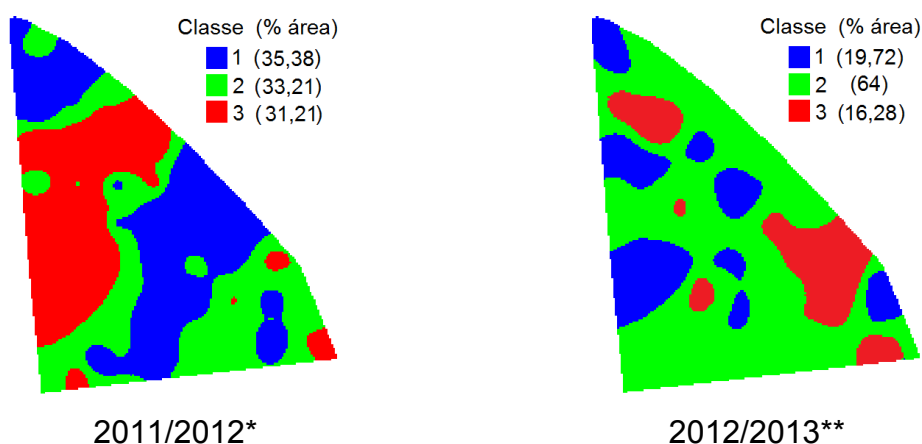


Figura 5. Variabilidade espacial da produtividade de soja para as três safras estudadas. \*Manejo convencional; \*\*Manejo por classes.

Para a safra 2011/2012 a produtividade de soja foi, praticamente, classificada em proporções iguais entre as três classes (alta e estável; média e estável; baixa e estável). A porcentagem de área que apresentou produtividade classificada como média aumentou da safra de 2011/2012 para as seguintes, sendo observado, na safra 2012/2013 que 64% da área foi classificada como sendo de média produtividade. Ao classificar a produtividade das três safras estudadas, 74,79% da área obteve a produtividade classificada como média demonstrando a tendência de homogeneidade da produtividade em função do manejo por classes. Esse resultado só não foi maior devido ao déficit hídrico observado para safra 2013/2014, o que influenciou diretamente na produtividade de soja (Figura 6).



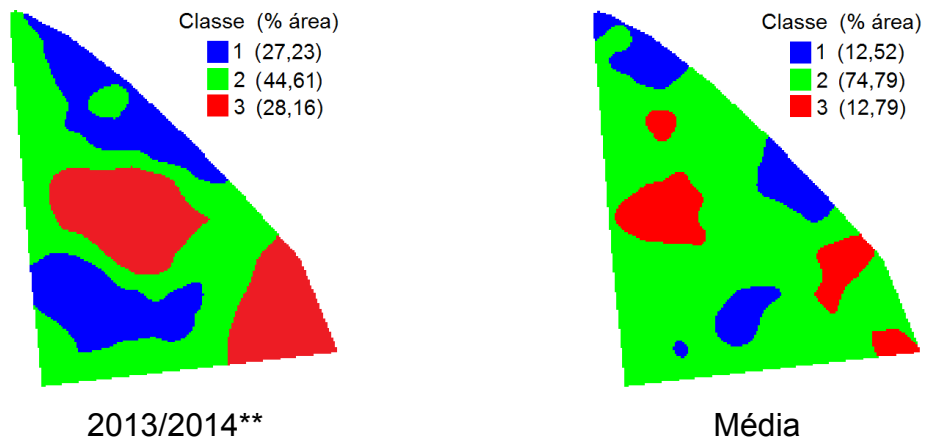


Figura 6. Classificação da produtividade para cada safra e para a média das três safras estudadas. Classe 1: Produtividade alta e estável; Classe 2: Produtividade média e estável; Classe 3: Produtividade baixa e estável. \*Manejo convencional; \*\*Manejo por classes.

Praticamente toda a área de estudo apresentou produtividade estável, com CV menor que 30%, representando 98,8% desta. Apenas 1,2% da área apresentou CV acima de 30%, indicativo de instabilidade da produtividade de soja. Este resultado pode ser atribuído ao manejo da adubação da cultura utilizando as zonas de manejo, onde a recomendação é realizada considerando a necessidade de cada zona e não do talhão como um todo (Figura 7).

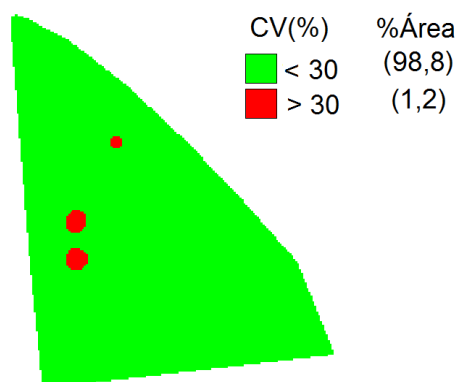


Figura 7. Classificação do coeficiente de variação da produtividade para os três anos estudados. Produtividade estável: CV% < 30; Produtividade instável: CV% > 30.

## 5.4. DISCUSSÃO

A adoção de zonas de manejo da fertilidade do solo vem sendo estudada como alternativa para aplicação de técnicas de agricultura de precisão. Isso se justifica pela redução significativa na quantidade de amostras de solo, que, dependendo da grade amostral utilizada, envolve trabalho intensivo de amostragem e tratamento laboratorial, aumentando o custo de produção (King et al., 2005). O trabalho de amostragem e o custo com análises podem tornar a aplicação de técnicas de agricultura de precisão impraticáveis à escala das explorações agrícolas (McCormick et al., 2009).

Estudos da utilização da CEa na agricultura tem sido desenvolvido desde 1920 (Corwin e Lesch 2005). Embora pesquisas da utilização da CEa na agricultura não são recentes, Yan et al. (2007) destacam a necessidade de novos estudos, afim de avaliar a eficácia do manejo da fertilidade por meio de zonas de manejo específicas.

No presente trabalho buscou-se estudar os reflexos do manejo da fertilidade do solo, utilizando classes de manejo geradas a partir da mensuração da condutividade elétrica aparente (CEa) sobre a produtividade da cultura da soja cultivada na região de cerrado. Observou-se incremento no valor de produtividade média da área nas safras posteriores a adoção do manejo por classes, passando de 2.302,75 kg ha<sup>-1</sup> na safra 2011/2012 (manejo uniforme do talhão) para 2.901,01 kg ha<sup>-1</sup> na safra 2012/2013 e 2.530,19 kg ha<sup>-1</sup> na safra 2013/2014, ambas com as recomendações de fertilizantes realizadas em função da amostragem de solo das classes, sendo que, na última safra, a cultura passou por déficit hídrico em seu estágio de desenvolvimento mais crítico, o reprodutivo.

Outro resultado estatístico relevante a se destacar está relacionado ao valor mínimo de produtividade observado na área de estudos para as três safras. Este valor apresentou aumento de uma safra para outra, passando de 1.225,06 kg ha<sup>-1</sup> na primeira safra avaliada (manejo uniforme) para 2.155,01 kg ha<sup>-1</sup> na última safra (manejada por classes). Estes resultados são um forte indicativo de que a utilização da CEa como fator discriminante de classes de manejo associadas à fertilidade é promissora. Johnson et al. (2005) destacaram em seu estudo que os fatores que contribuem para a CEa são

também limitantes da produtividade, dadas as relações significativas entre CEa e as características do solo e a produtividade das culturas. Os autores concluíram que a CEa é uma importante ferramenta que pode ser utilizada para identificar os gradientes de fertilidade do solo.

Demais trabalhos têm demonstrado que o manejo da fertilidade do solo por classes apresenta reflexos na produtividade das culturas. Rodrigues et al. (2008) concluíram em seu estudo que a adoção de práticas de manejo por meio de zonas, associadas ao conceito geral de agricultura de precisão favoreceu o manejo da qualidade do solo, permitindo ganhos de produtividade, o mesmo foi observado no presente estudo.

Além dos ganhos na produtividade, este estudo mostrou que a adoção de zonas de manejo tornou a área mais homogênea, reduzindo o coeficiente de variação de 12,96, observado na primeira safra, para 7,94%, na última safra estudada. Milani et al. (2006) também observaram que áreas com manejo localizado apresentaram maior homogeneidade da produtividade.

Outra análise que demonstra que o manejo da fertilidade do solo, por meio de zonas de manejo geradas em função da condutividade elétrica aparente do solo tendeu a homogeneizar a produtividade na área, é aquela em que se classifica a produtividade em função do CV observado para a mesma quadrícula em diversas safras (Molin, 2002). Por meio dessa análise, a produtividade é classificada em estável ou instável, possibilitando a construção de mapas temáticos que referenciem os locais de instabilidade.

Apenas 1,2% da área apresentou produtividade com CV maior que 30, sendo classificada como instável (Figura 7), resultado considerado excelente, pois, em 98,8% da área o CV da produtividade de cada quadrícula do mapa foi menor que 30%. Bottega et al. (2013) estudando a variabilidade espacial e temporal da produtividade de soja em área de plantio direto, com manejo da fertilidade do solo realizado de forma homogênea, observaram que 12,7% da área estudada apresentaram produtividade instável. Os autores destacam que a análise da variabilidade temporal e a confecção de mapas temáticos de estabilidade e instabilidade da produtividade mostram-se como ferramentas de elevado potencial para investigação de áreas que apresentam baixa produtividade.

## 5.5. CONCLUSÃO

O manejo por classes proporcionou incremento na produtividade da soja da área.

Foi constatado que 1,2% da área apresentaram produtividade instável ao longo dos três anos de avaliação (CV>30%).

O manejo da fertilidade do solo utilizando zonas de manejo geradas a partir da mensuração da condutividade elétrica aparente do solo tendeu a tornar a produtividade estável na área de estudo.

## 5.6. AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e a Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG) pela concessão de bolsas de estudo e aporte financeiro ao desenvolvimento deste estudo. À Fazenda São Judas Tadeu pela disponibilidade da área de estudo bem como toda a logística demandada por este trabalho.

## 5.7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AMADO, T.J.C.; PONTELLI, C.B.; SANTI, A.L.; VIANA, J.H.M.; SULZBACH, L.A.S. Variabilidade espacial e temporal da produtividade de culturas sob sistema plantio direto. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.42, n.8, p.1101-1110, ago. 2007.

BLACKMORE, B.S.; GODWIN, R.J.; FOUNTAS, S. The analysis of spatial and temporal trends in yield map data over six years. **Biosystems Engineering**, v.84, p.455-466, 2003.

BOTTEGA, E.L.; PINTO, F.A.C.; QUEIROZ, D.M.; SANTOS, N.T.; SOUZA, C.M.A. Variabilidade espacial e temporal da produtividade de soja no Cerrado brasileiro. **Revista Agrarian**, v.6, n.20, p.167-177, 2013.

BROCK, A.; BROUDER, S.; BLUMHOFF, G.; HOFMANN, B. Defining yield-based management zones for corn–soybean rotations. **Agronomy Journal**, v.97, p.1115–1128, 2005.

CORWIN, D.L.; HENDRICKX, J.M.H. Electrical Resistivity: Wenner Array. In: SILVA, J.S. Methods of Soil Analysis Part 4 Physical Methods, Madison, Wisconsin, USA : **SSSA Book Series**, n. 5, p.1282-1287. 2002.

CORWIN, D.L.; LESCH, S.M. Application of Soil Electrical Conductivity to Precision Agriculture: Theory, Principles, and Guidelines. **Agronomy Journal**, v.95, n. 3, p. 471-471. 2003.

EMBRAPA. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Sistema Brasileiro de Classificação de Solos**. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. Rio de Janeiro, 2006. 412p.

EMBRAPA. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Tecnologias de produção de soja na região central do Brasil 2011**. Londrina: Embrapa Soja: Embrapa Cerrados: Embrapa Agropecuária Oeste, 2010. 255p.

FU, Q.; WANG, Z.; QIUXIANG, J. Delineating soil nutrient management zones based on fuzzy clustering optimized by PSO. **Mathematical and Computer Modelling**, v.51, p. 1299-1305, 2010.

KING, J.; DAMPNEY, P.; LARK, R.; WHEELER, H.; BRADLEY, R., MAYR, T. Mapping potential crop management zones within fields: use of yield-map series and patterns of soil physical properties identified by electromagnetic induction sensing. **Precision Agriculture**, v.6, p.167-181, 2005.

MCCORMICK, S.; JORDAN, C.; BAILEY, J. Within and between-field spatial variation in soil phosphorus in permanent grassland. **Precision Agriculture**, v.10, p.262–276, 2009.

MILANI, L.; SOUZA, E. G.; URIBE-OPAZO, M. A.; GABRIEL FILHO, A.; JOHANN, J.A.; PEREIRA, J.O. Unidades de manejo a partir de dados de produtividade. **Acta Scientiarum Agronomy**, v.28, p.591-598, 2006.

MOLIN, J.P. Definição de Unidades de manejo a partir de mapas de Produtividade. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 22 n. 1, p.83-92, 2002.

RODRIGUES, G.S.; BUSCHINELLI, C.C.A.; SANTANA, D.P.; SILVA, A.G.; PASTRELLO, B.M.C. Avaliação ambiental de práticas de manejo sítio específico aplicadas à produção de grãos na região de Rio Verde (GO). **Revista Brasileira de Agrociência**. Pelotas, v.14, n.3-4, p.58-66, 2008.

RODRIGUES JUNIOR, F.A.; VIEIRA, L.B.; QUEIROZ, D.M.; SANTOS, N.T. Geração de zonas de manejo para cafeicultura empregando-se sensor SPAD e análise foliar. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.15, n.8, p.778–787, 2011.

SANTI, A.L. **Relações entre indicadores de qualidade do solo e a produtividade das culturas em áreas com agricultura de precisão**. 2007. 150p. Tese (Doutorado) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria.

VALENTE, D.S.M. **Desenvolvimento de um sistema de apoio à decisão para definir zonas de manejo em cafeicultura de precisão**. 2010. 122 f. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola) – Universidade Federal de Viçosa. Viçosa, 2010.

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. Cap.2, p.319-344.

YAN, L.; ZHOU, S.; FENG, L. Delineation of site-specific management zones based on temporal and spatial variability of soil electrical conductivity. Soil Science Society of China. **Pedosphere**, v.17, n.2, p.156-164, 2007.

ZIMBACK, C.R.L. **Análise espacial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento da fertilidade do solo**. 2001. 114 f. Tese (Livre-Docência) – Faculdade de Ciências Agrônômicas, Universidade Estadual Paulista, Botucatu, 2001.

## 6. CONCLUSÕES GERAIS

O objetivo deste trabalho foi delimitar classes de manejo diferenciado para fertilidade do solo, estudar sua estabilidade ao longo dos anos e os reflexos de sua utilização sobre a produtividade de soja. A coleta de dados foi realizada em uma propriedade rural localizada na região Centro Oeste do Brasil, região de cerrado, importante na produção desta *commodity*.

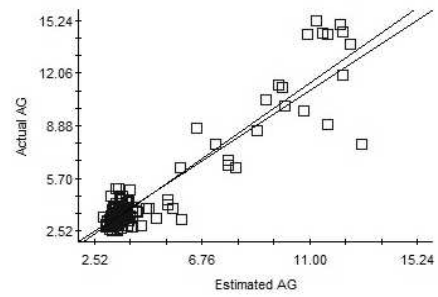
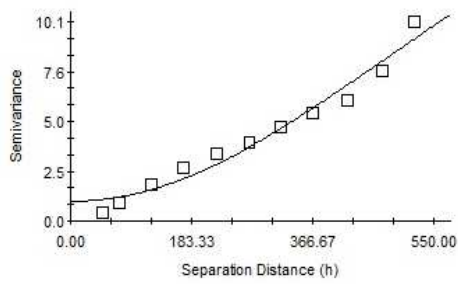
O presente estudo foi dividido em três artigos, no primeiro, estudou-se a delimitação de classes de manejo utilizando valores de condutividade elétrica aparente do solo, areia grossa, areia fina, silte e argila, de forma isolada e associados uns aos outros. No segundo artigo, estudou-se a estabilidade das classes de manejo ao longo dos anos. No terceiro artigo avaliou-se os reflexos do manejo da fertilidade do solo através de recomendações de doses de fertilizantes efetuadas por meio da caracterização química de cada classe.

Com base nos estudos desenvolvidos, pode-se concluir que:

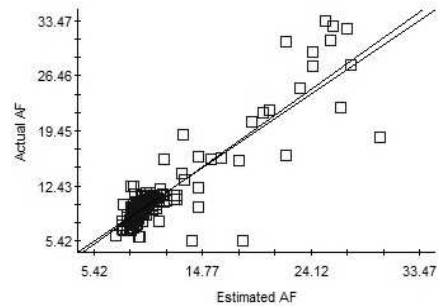
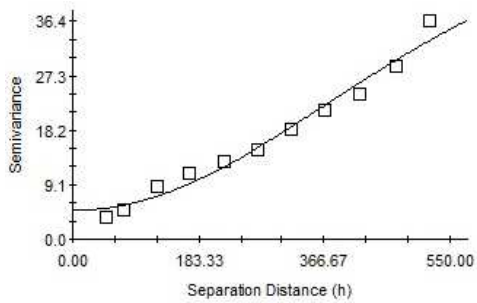
- A definição de zonas de manejo com base no mapeamento da condutividade elétrica aparente do solo (CEa) foi a que apresentou maior coeficiente de concordância Kappa com a produtividade de soja da área de estudo, demonstrando o potencial desta ferramenta em agricultura de precisão.
- A utilização de atributos granulométricos para geração de zonas de manejo apresentou os maiores coeficientes de concordância Kappa com a produtividade quando os valores foram agrupados em 3 classes.
- A condutividade elétrica aparente do solo apresentou correlação positiva e significativa quando comparada em função dos diferentes anos de estudo.
- O mapa composto por duas zonas de manejo, gerado em 2012 e adotado para o manejo da fertilidade da área nas safras 2012/2013 e 2013/2014, apresentou-se estável, de acordo com o coeficiente de concordância Kappa.
- A utilização do coeficiente de concordância Kappa mostrou-se promissora ferramenta na análise da estabilidade temporal de classes de manejo.

- O manejo por classes proporcionou incremento na produtividade da soja da área.
- Foi constatado que 1,2% da área apresentaram produtividade instável ao longo dos três anos de avaliação ( $CV > 30\%$ ).
- O manejo da fertilidade do solo utilizando zonas de manejo geradas a partir da mensuração da condutividade elétrica aparente do solo tendeu a tornar a produtividade estável na área de estudo.

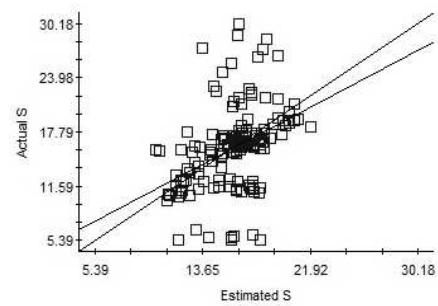
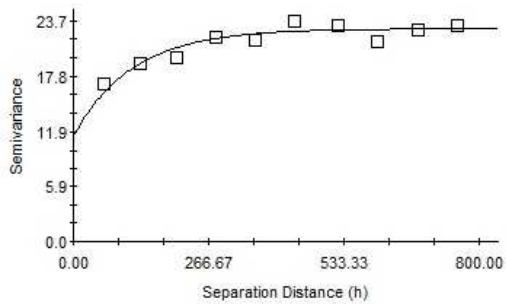
## **7. APÊNDICES**



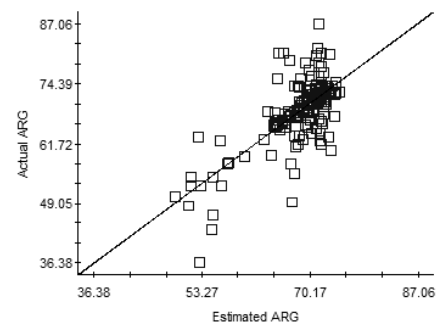
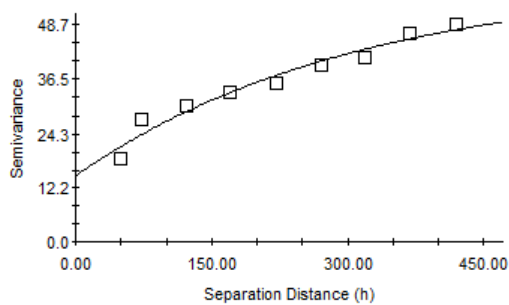
### Areia Grossa



### Areia Fina

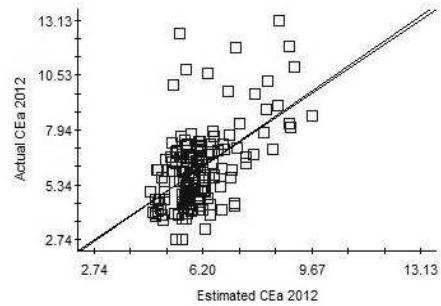
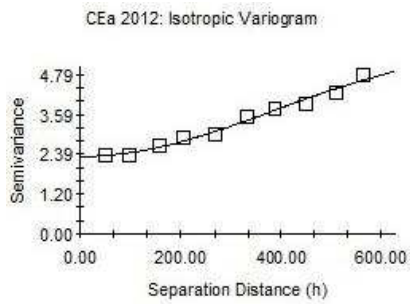


### Silte

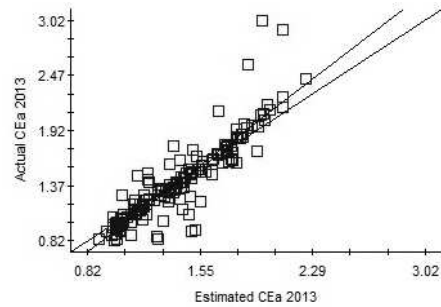
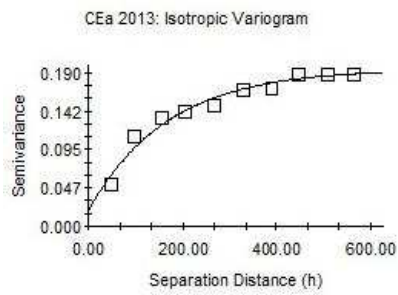


### Argila

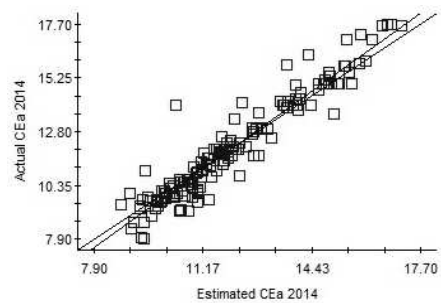
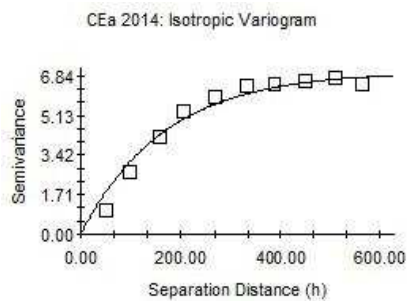
Figura 1A. Variogramas e gráficos de validação cruzada do ajuste de modelos teóricos de semivariância à variância empírica dos atributos granulométricos do solo ( $\text{dag kg}^{-1}$ ).



CEa 2012

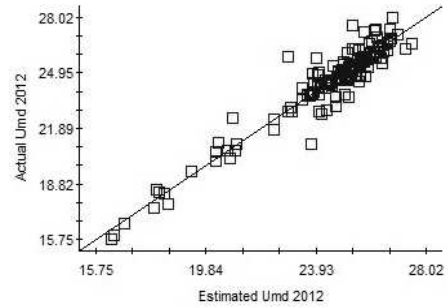
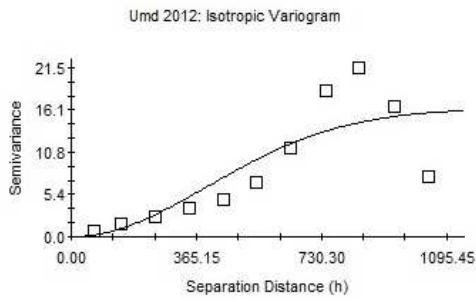


CEa 2013

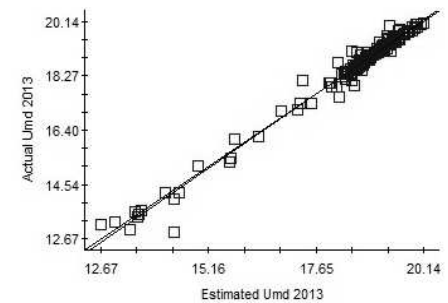
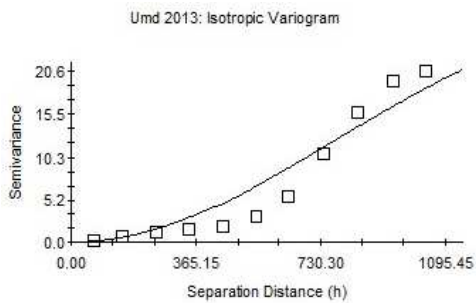


CEa 2014

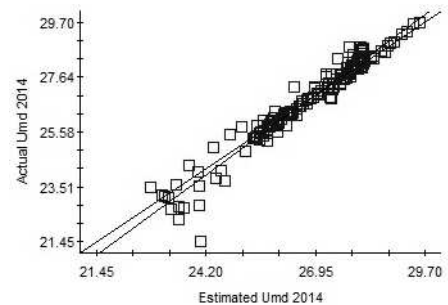
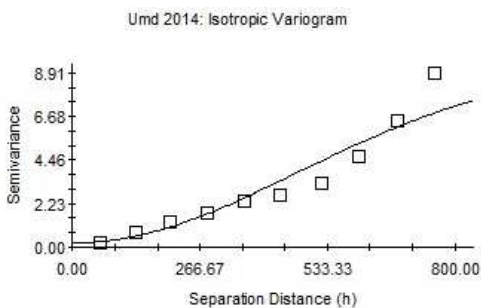
Figura 2A. Variogramas e gráficos de validação cruzada do ajuste de modelos teóricos de semivariância à variância empírica da condutividade elétrica aparente do solo (CEa;  $\text{mS m}^{-1}$ ) para os três anos estudados.



### UMD 2012

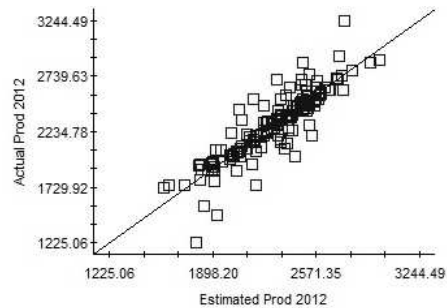
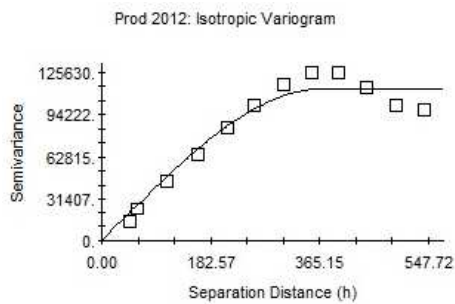


### UMD 2013

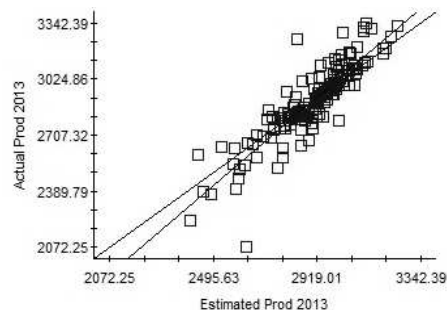
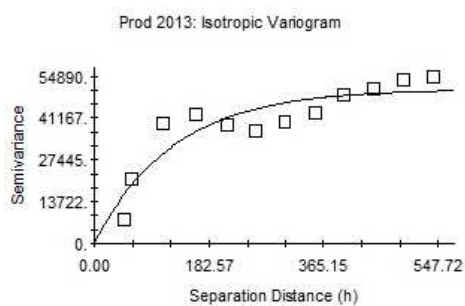


### UMD 2014

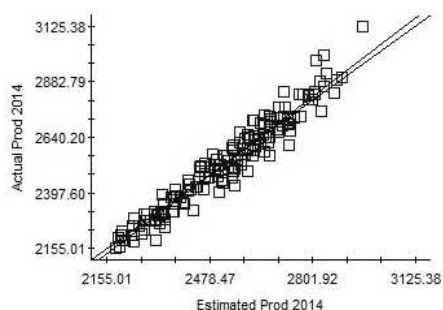
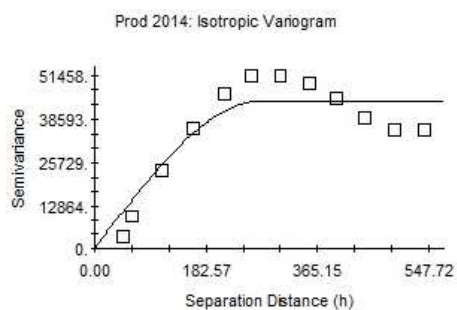
Figura 3A. Variogramas e gráficos de validação cruzada do ajuste de modelos teóricos de semivariância à variância empírica da umidade do solo (UMD; %) para os três anos estudados.



### PRD 2011/2012



### PRD 2012/2013



### PRD 2013/2014

Figura 4A. Variogramas e gráficos de validação cruzada do ajuste de modelos teóricos de semivariância à variância empírica da produtividade (PRD; kg ha<sup>-1</sup>) para as três safras estudadas.