

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA
INSTITUTO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS
CURSO DE AGRONOMIA**

**DIMENSIONAMENTO DE AMOSTRAS PARA A ESTIMATIVA DA
CONDUTIVIDADE HIDRÁULICA DO SOLO SATURADO, SUBMETIDO AO
PLANTIO DIRETO E AO PLANTIO CONVENCIONAL**

RUI CÉSAR ALVES REZENDE

**EDNALDO CARVALHO GUIMARÃES
(Orientador)**

Monografia apresentada ao Curso de
Agronomia, da Universidade Federal de
Uberlândia, para obtenção do grau de
Engenheiro Agrônomo.

Uberlândia - MG
Maio - 2001

**DIMENSIONAMENTO DE AMOSTRAS PARA A ESTIMATIVA DA
CONDUTIVIDADE HIDRÁULICA DO SOLO SATURADO, SUBMETIDO AO
PLANTIO DIRETO E AO PLANTIO CONVENCIONAL**

APROVADO PELA BANCA EXAMINADORA EM 31/05/01

Prof. Dr. Ednaldo Carvalho Guimarães
(Orientador)

Prof. Dr. Marcelo Tavares
(Membro da Banca)

Prof. Dr. Elias Nascentes Borges
(Membro da Banca)

Uberlândia - MG
Maio – 2001

AGRADECIMENTOS

A Deus, por ter me concedido saúde, para vencer as barreiras durante esses cinco anos de universidade.

Aos meus pais por terem incentivado os meus estudos, e terem me apoiado durante todos os momentos.

Aos meus irmãos, amigos e demais familiares que compreenderam a minha ausência em alguns momentos, devido a minha obrigação com os estudos.

Ao meu mestre, amigo, companheiro, Ednaldo C. Guimarães, que me ensinou, não só os conhecimentos científicos, como também viver e compreender as pessoas.

A todos os professores que participaram da minha formação acadêmica

ÍNDICE

1. INTRODUÇÃO	6
2. REVISÃO DE LITERATURA	9
3. MATERIAL E MÉTODOS	17
3.1 Localização e caracterização da área experimental.....	17
3.2 Plano Amostral.....	21
3.3 Condutividade Hidráulica do Solo Saturado	22
3.4 Análises Estatísticas.....	24
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	30
5. CONCLUSÕES	38
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	39

RESUMO

A condutividade hidráulica requer um substancial número de amostras para obtenção de estimativas de média aritmética simples, devido a grande variabilidade espaço-temporal apresentada por esse atributo. Este trabalho teve como objetivo: estudar a distribuição de probabilidade da variável condutividade hidráulica do solo saturado (K_s), determinada em campo através do permeâmetro de Guelph, dimensionar amostras para estimativas de médias de K_s , com erros e confiança pré-estabelecidos. Utilizou-se malhas de amostragem, composta de 36 pontos, em duas áreas experimentais de exploração agrícola. O solo foi classificado como Latossolo Vermelho Escuro, muito argiloso, sendo que, em uma das áreas utiliza-se o sistema de manejo convencional e em outra o sistema plantio direto. A obtenção dos valores de K_s , foi feita através da solução de sistema linear com duas incógnitas e duas equações. Após a obtenção dos valores de K_s , procedeu-se ao cálculo de algumas estatísticas para a caracterização da variável, seguido da realização de teste de Shapiro-Wilk (W) para a verificação de normalidade de dados. No dimensionamento de amostras utilizou-se erros de estimativas de 10% e 20% do valor da média, com confianças de 90%, 95% e 99%. As estatísticas (média, mediana, moda, desvio padrão e coeficiente de variação), revelaram que a K_s apresenta distribuição assimétrica, com variabilidade (CV) de 140,30% e 107,38%, respectivamente, para o plantio convencional e o plantio direto. Os coeficientes de assimetria e curtose associados ao teste de W mostraram que a variável K_s não possui distribuição de probabilidade normal, mas a transformação logarítmica proporcionou a normalidade da variável e, por consequência, a média geométrica é uma medida de posição mais conveniente que a média aritmética para representar os dados. Conclui-se que: o dimensionamento de

amostras utilizando a média geométrica mostrou tamanhos de amostras viáveis com a prática de campo e a utilização da média aritmética produz tamanhos de amostras inviáveis; para dados com distribuição log-normal, como é o caso da K_s , deve-se utilizar a média geométrica no dimensionamento de amostras, nas estimativas e nas inferências desses atributos; o sistema de manejo convencional, por possuir maior variabilidade, necessita de maior número de amostras para estimativa da média aritmética que o sistema em plantio direto.

1. INTRODUÇÃO

A determinação da capacidade que o solo possui em conduzir a água é de importância fundamental em estudos de movimentação da água no solo , assumindo também, grande importância no uso e manejo racional dos solos e da água.

O atributo que mede essa capacidade do solo em conduzir a água é chamada condutividade hidráulica e assume seu ponto de máximo quando o solo está saturado.

Os procedimentos utilizados para encontrar os valores de condutividade hidráulica saturada (K_s) são, geralmente, muito trabalhosos e onerosos, como por exemplo a metodologia dos anéis concêntricos que exige uma quantidade excessiva de água e um longo tempo para a obtenção da K_s .

Pesquisadores da Universidade de Guelph desenvolveram uma metodologia para a determinação deste atributo, reduzindo sensivelmente custos e tempo no campo. Esta metodologia utiliza o permeâmetro de Guelph. (Reynolds & Elrick, 1985).

Verifica-se que esse atributo do solo possui uma alta variabilidade, revelada pelo coeficiente de variação (C.V.), geralmente, superior à 50% o que é um indicativo de não normalidade dos dados. Estimativas e inferências realizadas com dados não normais levam a conclusões não confiáveis a respeito da variável em estudo.

Nos casos de não normalidade de variável recomenda-se procedimentos estatísticos específicos para a análise, como por exemplo a transformação de dados.

Outro aspecto importante relacionado com a variabilidade dos dados e o tamanho da amostra para a realização de estimativas, sendo que quanto maior o CV maior deverá ser o tamanho da amostra, podendo até mesmo inviabilizar a determinação.

A K_s é influenciada por outros atributos físicos e químicos dos solos, assim como pelo manejo. Em solos cujo o manejo é realizado de maneira convencional (uma aração e duas gradagens) espera-se variabilidade maior quando comparada com o manejo em plantio direto.

A importância desse atributo do solo, associado ao uso de uma nova metodologia de determinação incentivaram esse estudo.

Os objetivos do presente trabalho foram:

1. Estudar a variabilidade da condutividade hidráulica do solo saturado (K_s), determinada pelo permeâmetro de fluxo constante (permeâmetro de Guelph), utilizando a metodologia da estatística clássica.
2. Verificar a natureza da distribuição de probabilidade da K_s , analisando o coeficiente de assimetria (g_1), o coeficiente de curtose (g_2) e o teste de Shapiro - Wilk.
3. Dimensionar amostras para a determinação da K_s média.

4. Comparar os dados de variabilidade, o tipo de distribuição de probabilidade e as estimativas de médias de K_s , obtidos em área experimental com plantio direto e em área experimental com plantio convencional.

2. REVISÃO DE LITERATURA

O cerrado é uma savana tropical coberta por uma vegetação rasteira, formada principalmente por gramíneas. Constitui o segundo maior bioma (conjunto de seres vivos) do Brasil, onde coexistem árvores e arbustos esparsos, com altura máxima de oito metros, cujas copas geralmente não se tocam. Ocupa cerca de 20% do território nacional (Figura 1), e estende-se por treze unidades da Federação: Bahia, Ceará, Distrito Federal, Goiás, Maranhão, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Pará, Piauí, Rondônia, São Paulo e Tocantins.

O cerrado possui solos antigos, profundos e bem drenados, nutricionalmente de baixa fertilidade, com altos níveis de ferro e alumínio.

O clima é estacionário com duas estações bem definidas: seca e úmida, com precipitação média anual de 1500 mm e grandes variações intrarregionais, conforme cita Guimarães, (2000).

As árvores e arbustos apresentam galhos e troncos tortuosos, casca grossa e folhas quase sempre coriáceas (Figura 2). Embora o cerrado seja a vegetação dominante desse bioma, há também nele formações campestres (campos limpos, onde predomina o extrato herbáceo) e

formações florestais (cerradões, matas secas e matas ciliares), conforme mostra esquema da Figura 3. (Guimarães, 2000)



Figura 1. Área ocupada pela vegetação de cerrado no Brasil.



Figura 2. Características das árvores do cerrado

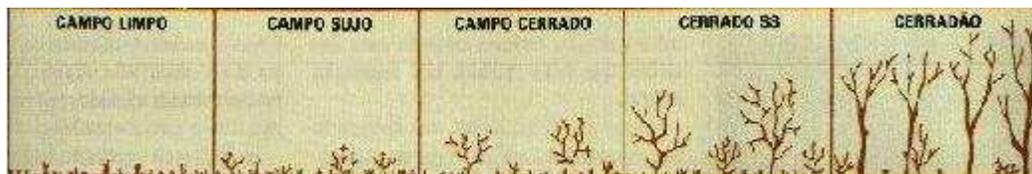


Figura 3. Fisionomia do cerrado

Em Minas Gerais, a região de cerrado ocupa cerca de 50% da área total do Estado (Figura 4).



Figura 4. Área ocupada pelo cerrado em Minas Gerais

Com raras exceções, o Brasil tem aumentado sua produção agrícola nas últimas décadas, pela expansão da área cultivada, tendo os solos da região de cerrado grande contribuição para este fato.

Macedo (1996) afirma que a escolha dessa fronteira agrícola deve-se à sua situação geográfica privilegiada, em relação aos grandes centros consumidores e/ou exportadores, e aos resultados de pesquisas em fertilidade do solo e nutrição de plantas, que tornaram estes solos produtivos.

Estes solos ocupam uma área estimada em 207 milhões de hectares e comportam diversas classes de solos (Pereira et al, 1997).

Segundo Lopes (1984) os solos de cerrado apresentam, em geral, características químicas com baixos valores de pH, Ca, Mg e P e altos teores de alumínio e/ou manganês, e fisicamente

com alta porosidade e baixa densidade. Revelam, portanto, boas condições físicas para o desenvolvimento de plantas, e, com a correção dos atributos químicos, associada ao melhoramento genético de plantas, o cerrado tornou-se um grande produtor de grãos no País, utilizando uma agricultura tecnificada e empresarial.

O município de Uberlândia situa-se no Triângulo Mineiro e seus solos são, predominantemente, ocupados por vegetação do tipo cerrado. Grande parte dos solos do município de Uberlândia – MG, são classificados como Latossolos, merecendo destaque a classe dos Latossolos Vermelho Escuro, textura argilosa. (Guimarães, 2000)

Moraes (1997) mostrou, em uma análise comparativa dos dados dos censos agropecuários de 1980 à 1996, a evolução da agricultura no município de Uberlândia, destacando a evolução da produção de grãos, principalmente a soja e o milho, em substituição às pastagens extensivas e à agricultura de subsistência.

Na safra de 1997/1998 a cultura da soja ocupou área de 40491 ha , com produção de 92320 toneladas e a cultura do milho ocupou uma área de 13493 ha, com produção de 64767 toneladas. As demais culturas ocuparam, individualmente, menos de 5000 ha de área plantada, conforme cita Guimarães (2000).

A literatura sobre experimentação agrônômica enfatiza a necessidade de que as amostras sejam representativas de áreas homogêneas. Segundo Reichardt (1985) e Reichardt et al (1986), a grande maioria dos modelos, teorias e recomendações ainda empregados, presumem solos homogêneos, sendo que a amostragem na ciência do solo, geralmente, considera a heterogeneidade apenas em profundidade.

O critério adotado para o julgamento de homogeneidade de solos, em muitos casos, é subjetivo, considerando apenas uniformidade quanto a textura, cor, topografia e manejo. Catani et al (1954), Sanchez (1981), Raij (1987) citam que, para fins de análise de fertilidade, a área considerada homogênea não deve exceder 20 ha.

Trabalho mais recentes como os de Guimarães (1993); Vieira (1997); Gonçalves e Folegatti (1995) e Guimarães (2000) tem mostrado que mesmo em pequenas áreas pode ocorrer variabilidade do atributo pesquisado, influenciando na estimativa. Rao e Ulaby (1977), em estudos com a umidade do solo, verificaram que a amostragem estratificada, usando alocação ótima, reduz o número de amostras em relação à amostragem simples ao acaso. Estes autores verificaram ainda que a redução do número de amostras é significativa na superfície, onde a variabilidade do solo, é geralmente maior.

Starr et al (1995) utilizou vários volumes de amostras para quantificar a densidade do solo, umidade e algumas propriedades químicas e biológicas para verificar a influência do volume da amostra nesses atributos. Estes autores concluíram que o efeito do volume é mais consistente em pequenos volumes, pois diminui-se a média, aumenta-se a assimetria e a variabilidade quando comparada com volumes maiores.

Chen et al (1995) concluíram que o planejamento experimental e o número de amostras para estimativas de umidade do solo deve considerar a variabilidade do atributo pesquisado.

Vachaud et al (1985) utilizando o conceito de estabilidade temporal da umidade do solo, propôs uma metodologia para a redução do número de amostras por amostragem desse atributo. Guimarães (1996) com base na metodologia proposta por Vachaud et al (1985) e com

uso de um SIG (Sistema de Informação Geográfica), mapeou as regiões de ocorrência de umidade máxima, mínima e média de um Latossolo Roxo.

A metodologia clássica da estatística, considera as variações que ocorre entre as amostras como casuais. Considera ainda que as variações são independentes e normalmente distribuídas. Nessa metodologia o coeficiente de variação (C.V.), que mede a variabilidade em relação à média, é a estatística que resume a variação do atributo, não distinguindo o número de amostras e nem sua posição espacial.

Menk e Nagai (1983) e Parkin e Robinson (1992) verificaram que as propriedades relacionadas com a movimentação da água no solo, como é o caso da condutividade hidráulica, geralmente apresenta distribuição log-normal. Estes autores propõem uma metodologia, baseada em transformações de dados para análise e inferências estatísticas.

Autores como Silva (1988), Dourado Neto (1989), Carvalho (1991) e Guimaerães (1993), abordam, em suas revisões bibliográficas, alguns aspectos da variabilidade tratada pela estatística clássica. Já Oliveira (1973), Nielsen et al (1973), Cameron (1978), Cassel e Bauer (1975), Silva (1988), Guimarães et al (1992), Guimarães (1993) caracterizaram a distribuição de probabilidade de propriedades físicas dos solos e estudaram a variabilidade dos dados para fins de dimensionamento de amostras. Essa variabilidade foi caracterizada pelo coeficiente de variação (C.V.), sendo que, um dos aspectos negativos desta estatística é que ela não considera a continuidade espacial das propriedades dos solos.

A estatística proposta por Fisher (1956) exige que as hipóteses básicas de normalidade de erros, homocedasticidade de variâncias e independência de erros sejam atendidas para sua

eficiente aplicação. Essas hipóteses geralmente não são testadas e quando não atendidas provavelmente levará a inferências que carecem de confiança e precisão.

A condutividade hidráulica do solo saturado, associada a outras propriedades, é de fundamental importância no planejamento do uso agrícola dos solos, sendo um fator limitante em projetos como os de irrigação e drenagem.

Segundo ABID (1978) a condutividade hidráulica representa a vazão da água através de uma unidade de seção transversal de solo, sobre gradiente hidráulico unitário, a uma determinada temperatura.

Carvalho (1991) cita que as propriedades relacionadas com o movimento da água no solo, como a condutividade hidráulica, seguem uma distribuição de probabilidade log-normal, necessitando, portanto, de número elevado de amostras para a caracterização do solo.

Cadma et al (1980) determinou a condutividade hidráulica em função da umidade do solo para um Latossolo Vermelho Amarelo textura média. Estes autores utilizaram a estatística descritiva e encontraram uma expressiva variabilidade dos dados, sendo, portanto, possível incorrer em erros consideráveis quando se estima fluxos de água nesse solo a partir de valores médios. Também foi observado que nas camadas mais profundas, a variabilidade torna-se menor devido a maior homogeneidade dos solos e, assim, os valores médios podem ser utilizados com relativa segurança.

Rogowsky (1972) sugeriu que, se o desvio padrão obtidos para os dados logaritmados de condutividade hidráulica for menor que 2 cm/dia, o solo pode ser considerado uniforme com relação a esta característica.

Gonçalves e Folegatti (1995) não encontraram estrutura de dependência espacial para a condutividade hidráulica de uma Terra Roxa Estruturada em área irrigada. Estes autores concluem que o valor médio da condutividade hidráulica pode não ser um bom representante do valor real, devido a alta variabilidade desses dados.

Gupta et al (1993) fizeram um estudo comparativo da medida de condutividade hidráulica saturada através de quatro métodos. Verificaram que as médias de condutividade hidráulica saturada obtidas pelo método dos anéis concêntricos e pelo permeâmetro de Guelph foram estatisticamente iguais, assim como para o simulador de chuva e o infiltrômetro de Guelph, mas os dois grupos diferiram si. Concluíram também que o permeâmetro de Guelph e o infiltrômetro de Guelph necessitam de maior número de amostras para a estimativa da média com determinada precisão, quando comparada com o infiltrômetro de anéis e o simulador de chuvas. Isto se deve ao fato de que aqueles métodos apresentam maior coeficiente de variação em relação aos dois últimos.

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1. Localização e caracterização da área experimental

O experimento foi conduzido em duas áreas experimentais, localizadas no município de Uberlândia – MG, às margens da BR 452 – km 02.

O município de Uberlândia esta localizado a 18° 55' 23'' de Latitude Sul e 48° 17' e 19'' de Longitude W Gr., no “Domínio dos Planaltos e Chapadas da Bacia Sedimentar do Paraná”, porém inserida na subunidade “Planalto Meridional da Bacia do Paraná” (BRASIL, 1983). Apresenta, no geral, relevo tabular, suavemente ondulado, com altitudes inferiores a 1000 m.

A vegetação predominante no município, é do tipo cerrado. O clima é tropical chuvoso, que se caracteriza pelo inverno seco, com temperatura média mensal de 18°C e precipitação pluviométrica do mês mais seco em torno de 60 mm. No verão há grande instabilidade, provocando chuvas concentradas de outubro a março. Os meses de dezembro, janeiro e fevereiro são responsáveis por cerca de 50% da precipitação anual, cuja média é de 1550 mm. Outubro e fevereiro são os meses mais quentes, com temperatura média mensal variando de 20,9°C a 23,1°C, enquanto a média anual das máximas encontra-se em torno de 29°C.

As áreas objetos deste estudo, encontram-se situadas a 10 km da sede do município, no divisor de águas das bacias dos rio Uberabinha e Araguari, recobertas por materiais geológicos da formação Marília, caracterizando uma planície de vales espaços e com cotas média de altitude de 863 m e vegetação típica de cerrado.

Foram selecionadas duas áreas experimentais:

- Área 1 - Localizada na Fazenda Experimental do Grupo Novartis Sementes, com a ocorrência do Latossolo Vermelho Escuro textura argilosa. Nesta área emprega-se o sistema de manejo em plantio direto há mais de 5 anos. Cultiva-se Milho/Soja em sistema de rotação no verão e uma cultura de cobertura no inverno. Por ocasião do experimento a área recebeu a cultura da soja, sendo que no inverno anterior havia sido cultivado o milheto.

- Área 2 – Localizada na Fazenda São Francisco, de propriedade do Sr. João Abdala Hadad, com a ocorrência do Latossolo Vermelho Escuro textura argilosa. A área estudada está destinada à produção comercial da soja/milho, no sistema de manejo convencional (aração e gradagens). Por ocasião do experimento estava sendo cultivada a soja.

Em ambas as áreas o plantio da soja ocorreu no final de novembro/início de dezembro de 1997 e a amostragem foi realizada na primeira quinzena de janeiro de 1998.

As Figuras 5a e 5b mostram as plantas plani-altimétrica e as Figuras 6a e 6b mostram uma visão tridimensional do relevo de cada área, que são separadas pela Rodovia de acesso a Araxá. Pelas figuras verifica-se uma pequena declividade, podendo ser classificado como suavemente ondulada.

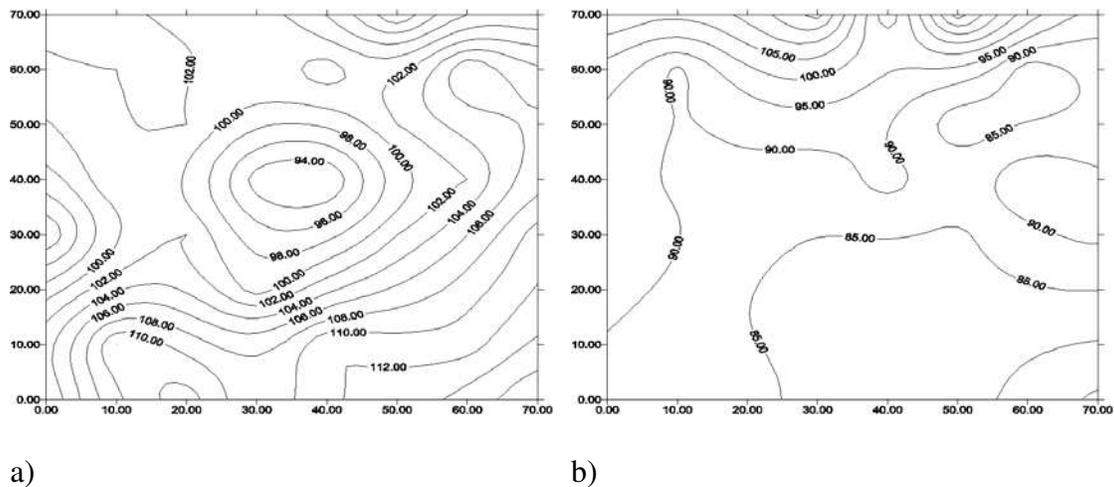


Figura 5. Curvas de nível (cm) das áreas experimentais: a) plantio direto, b) plantio convencional

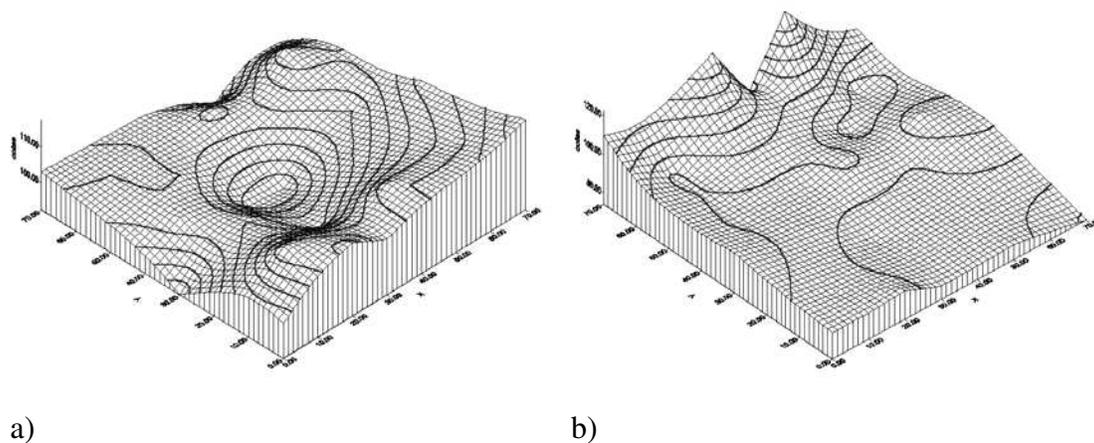


Figura 6. Diagrama tridimensional do relevo das áreas experimentais (cm): a) plantio direto b) plantio convencional.

Inicialmente fez-se uma coleta aleatória, conforme os procedimentos adotados pela Sociedade Brasileira de Ciência do Solo. Os resultados obtidos em laboratório (Tabela 1) , foram interpretados conforme Comissão de Fertilidade do Solo do Estado de Minas Gerais (1989) e revelaram que:

a) Área com Plantio Direto: apresentou pH corrigido, propiciando uma maior saturação do coloide do solo por bases (Ca^{2+} , Mg^{2+} e K^{1+}) e H^{1+} e não por Al^{3+} , obteve valores altos de P, Ca^{2+} , Mg^{2+} e baixas de K^{1+} , a soma de bases foi alta e a saturação também. A CTC total foi média.

b) Área com manejo convencional: apresentou pH corrigido, o coloide também se encontrou saturado por bases e H^{1+} e não por Al^{3+} , obteve quantidades altas de P e K^{1+} , médias de Ca^{2+} e Mg^{2+} , a soma de bases foi média e a saturação também. A CTC total foi média.

Tabela 1. Caracterização química preliminar das áreas experimentais, obtida a partir de uma amostra composta para a área em plantio direto (PD) e uma amostra composta para a área em plantio convencional (PC). UFU/DEAGO/LABAS - Novembro/1997.

Área	Análise Química											
	PH	P	K	Al	Ca	Mg	H+A	SB	T	T	V	m
	Água	--mg.dm ⁻³ ---			-----cmolc.dm ⁻³ -----						-----%-----	
PD	6,3	65,4	45	0,0	4,2	1,3	2,0	5,6	6	8	74	0
PC	6,1	16,6	87	0,0	2,6	0,7	2,9	3,5	4	6	55	0

P, K = (HCl 0,05 N + H₂SO₄ 0,025 N); Al, Ca, Mg = (KCl 1 N); SB = Soma de bases; t = CTC efetiva; T = CTC a pH 7,0; V = Saturação de Bases; m = Saturação de Al.

3.2 Plano Amostral

O plano amostral para a coleta de amostras da Ks, em cada área foi realizado em uma área de 4900 m² (70 x 70 m), com 36 pontos de amostragem, conforme mostra a Figura 7. A determinação da Ks foi realizada à 15 cm de profundidade.

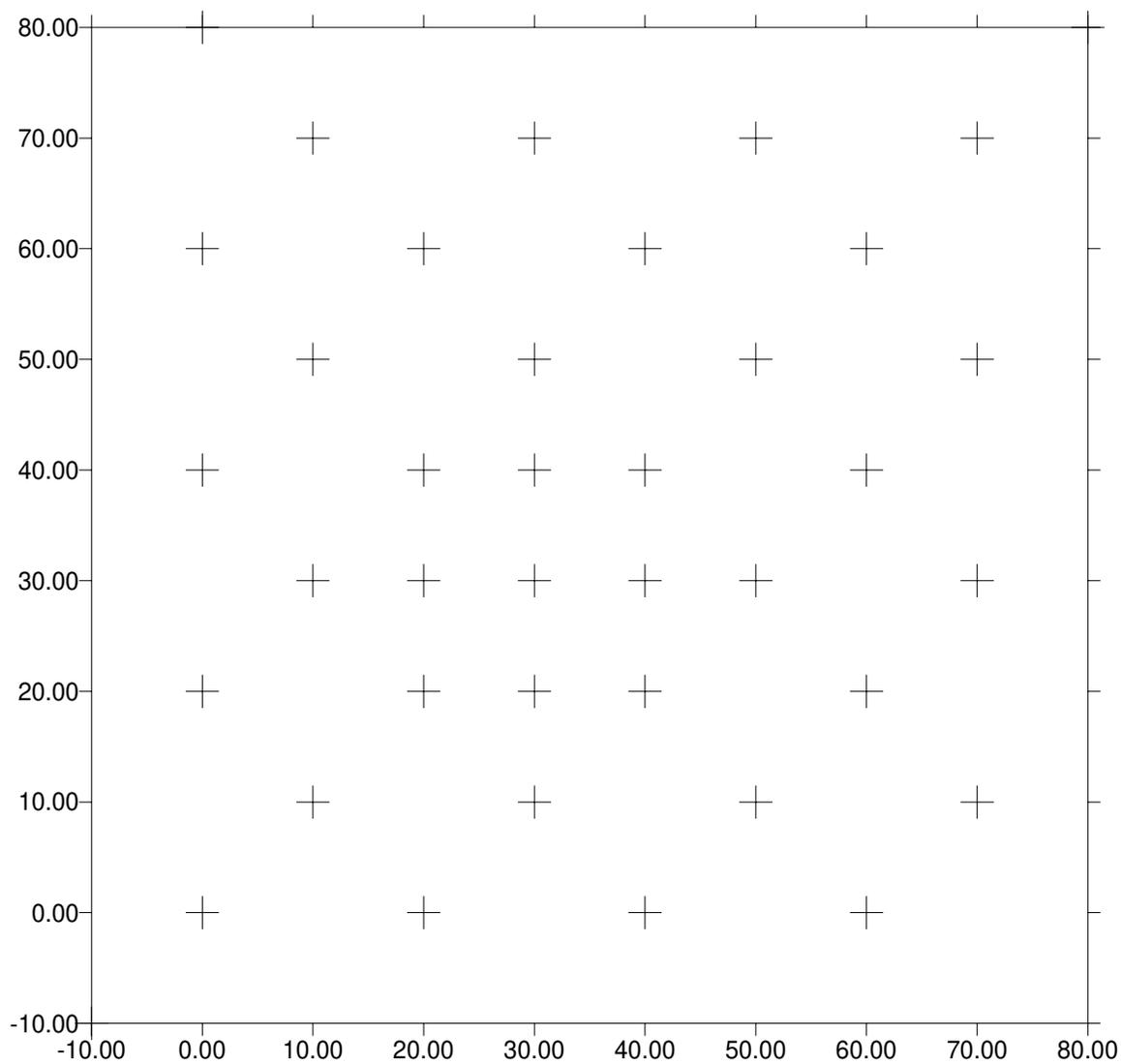


Figura 7- Malha de amostragem da Condutividade Hidráulica do Solo Saturado

3.3 Condutividade Hidráulica do Solo Saturado

As medidas de condutividade hidráulica do solo saturado foram realizadas no campo através do permeâmetro de fluxo constante (Figura 8).



Figura 8. Permeâmetro de fluxo constante (Permeâmetro de Guelph).

Em cada ponto de amostragem foi feito um furo com 6 cm de diâmetro e 15 cm de profundidade, utilizando trados apropriados para este fim (Figura 9).



Figura 9. Trados utilizados na amostragem da condutividade hidráulica

Foram fixadas duas alturas (3 e 6 cm) de coluna de água no solo é utilizando permeâmetro de Guelph foram feitas as leituras de tempo e altura de água no permeâmetro, até leituras aproximadamente constantes com o tempo.

As leituras obtidas em campo são fluxos constantes de água no solo, que posteriormente são transformadas em condutividade hidráulica saturada (K_s) por meio da equação proposta por Reynolds & Elrick (1985).

$$Q = \left(\frac{2\pi H^2 K_{fs}}{C} \right) + \pi a^2 k_s + \left(\frac{2\pi H \phi}{C} \right)$$

em que:

Q : recarga necessária para manter a altura de água (H) constante (cm^3/min)

H : altura de água no furo (cm)

a : raio do furo (cm)

C : coeficiente de forma que depende da altura (H) e do raio (a)

ϕ : fluxo matricial (cm^2/min) ($\phi=K_{fs}/\alpha$)

α : gradiente de $\ln K$, versus a curva de pressão potencial

O valor de C pode ser obtido por meio da relação entre H e a ($C=H/a$)

A equação foi resolvida simultaneamente para a condutividade hidráulica saturada e fluxo matricial, utilizando-se as alturas de 3 e 6 cm de água em cada ponto amostral, desta forma obtem-se duas equações com duas incógnitas e resolvendo o sistema tem-se os respectivos valores de K_s e ϕ .

3.3 Análises Estatísticas

Foram calculadas as seguintes estatísticas com a finalidade de caracterizar a variável:

-Média Aritmética (\bar{x})

$$\bar{x} = \frac{\sum x_i}{n}$$

em que:

\bar{x} : média aritmética

x_i : valor observado em cada ponto i

n : numero de observação

-Média Geométrica (G)

$$G = \sqrt[n]{x_1 \cdot x_2 \cdot \dots \cdot x_n} = \sqrt[n]{\prod x_i}$$

$$\ln(G) = \frac{1}{n} \{ \ln(x_1) + \ln(x_2) + \dots + \ln(x_n) \}$$

em que :

G : média geométrica

-Moda

Por definição, moda é o valor mais freqüente no conjunto de dados.

-Mediana

O valor mediano é a estatística que, em um conjunto de dados ordenados, divide estes dados exatamente ao meio (50% dos dados acima da mediana e 50% abaixo).

-Variância (S^2)

$$S^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{(n-1)}$$

Em que:

S^2 : variância amostral da variável X

-Desvio Padrão (S)

$$S = \sqrt{S^2}$$

Em que:

S : desvio padrão amostral da variável X

-Coeficiente de variação (C.V.)

$$C.V.=100\frac{S}{\bar{x}}$$

Em que:

C.V. : coeficiente de variação

-Coeficiente de Assimetria (g_1)

$$g_1=\frac{n}{(n-1)(n-2)}\sum\left(\frac{x_i-\bar{x}}{s}\right)^3$$

em que:

g_1 : coeficiente de assimetria

x_i : valor aritmético assumido pela variável no ponto i

\bar{x} : média da amostra

s : desvio padrão da amostra

n : tamanho da amostra.

-Coeficiente de Curtose (g_2)

$$g_2 = \left\{ \frac{n(n+1)}{(n-1)(n-2)(n-3)} \sum \left(\frac{x_i - \bar{x}}{s} \right)^4 \right\} - \frac{3(n-1)^2}{(n-2)(n-3)}$$

em que:

g_2 : coeficiente de curtose

x_i : valor individual da amostra

\bar{x} : média da amostra

s : desvio padrão da amostra

n : tamanho da amostra.

Para verificar o comportamento da variável condutividade hidráulica do solo saturado, construiu-se histogramas com valores observados sem transformação e com transformação utilizando do logaritmo neperiano.

Em seguida aplicou-se o teste de Shapiro-Wilk para verificar a significância da distribuição da variável em relação à distribuição normal. O teste de Shapiro-Wilk (W) tem como hipótese nula que a variável segue a distribuição normal, e a hipótese alternativa que não segue a distribuição normal, portanto, se a estatística W é significativa, a hipótese que a respectiva distribuição se comporta como a normal é rejeitada. O teste de normalidade da variável foi realizado para os dados sem transformação e para os dados com transformação logarítmica. Os procedimentos para o cálculo da estatística W pode ser encontrado em Parkin e Robinson (1992)

Considerando uma confiança na estimativa da média populacional de $1 - \alpha$ e um erro máximo desta estimativa de e , o tamanho da amostra será dada por:

$$n = \left(\frac{Z_{\alpha/2} \cdot S}{e} \right)^2$$

em que:

n : tamanho da amostra

$Z_{\alpha/2}$: valor da normal reduzida, com uma confiança α

e : erro máximo de estimativa

Finalmente, com os cálculos realizados em cada área experimental (plantio direto e plantio convencional) e com base nas informações obtidas a partir dos procedimentos anteriormente discutidos, realizou-se a estimativa da média populacional da variável condutividade hidráulica, utilizando o intervalo de confiança (I.C.), dado por:

$$IC(\mu)_{1-\alpha} : \bar{x} \pm Z_{\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{S}{\sqrt{n}}$$

Em que:

μ : media populacional

Conforme Parkin e Robinson (1992), se os dados apresentarem distribuição log-normal, então o I.C. pode ser obtido como:

$$IC(\mu_G) = \exp\left(\bar{g} \pm \frac{S_g}{\sqrt{n}} \cdot Z_{\frac{\alpha}{2}} \right)$$

em que:

\bar{g} : média aritmética dos dados transformados

S_g : desvio padrão dos dados transformados

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nas Tabelas 2 e 3 são apresentados algumas estatísticas da variável condutividade hidráulica do solo saturado no sistema de manejo convencional e de plantio direto.

Tabela 2-Estatísticas da condutividade hidráulica saturada ($m \cdot dia^{-1}$) no sistema de Manejo Convencional - Área Experimental da Fazenda São Francisco, Uberlândia - MG - janeiro 98

Estatísticas	Dados Sem Transformação	Transformação $\ln(x)$
Média	0,13307	-2,93070
Moda	0,02579	-3,6577
Mediana	0,047820	-3,04481
Variância	0,034857	2,134328
Desvio Padrão	0,186700	1,460934
C.V. (%)	140,30	49,84
g_1	2,0238	-0,05336
g_2	3,3928	-0,47504

C V - Coeficiente de Variação -

g_1 - Coeficiente de Assimetria

g_2 Coeficiente de Curtose

Observa-se que os valores não transformados apresentaram variações acima de 100% tanto para o manejo convencional como para o plantio direto, com C. V. de 140,30% e 107,69%, respectivamente.

Esta dispersão em torno da média indica uma tendência de não normalidade da variável condutividade hidráulica do solo saturado e, portanto, as médias aritméticas não são representativas desta variável.

Tabela 3- Estatísticas da condutividade hidráulica saturada ($m.dia^{-1}$) no sistema de Plantio Direto - Área experimental do Grupo Novartis Sementes, Uberlândia - MG - janeiro 98

Estatísticas	Dados Sem Transformação	Transformação $\ln(x)$
Média	0,19519	-2,13231
Moda	0,2203	-1,51277
Mediana	0,14175	-1,95379
Variância	0,044183	1,271486
Desvio Padrão	0,210197	1,127602
C.V. (%)	107,69	52,88
g_1	2,805358	-0,713864
g_2	10,1589	0,57453

C V – Coeficiente de variação - g_1 - Coeficiente de Assimetria g_2 - Coeficiente de Curtose

As figuras 10a e 10b, mostram a assimetria direita acentuada desta variável.

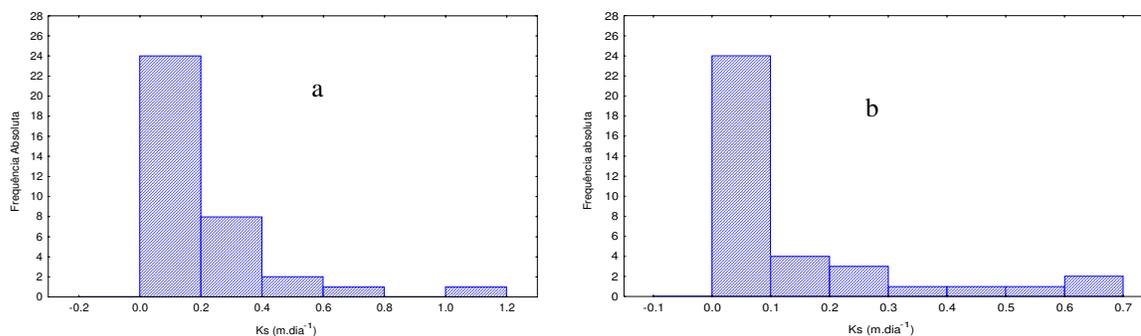


Figura 10 – Histograma da condutividade hidráulica saturada (K_s), em $m.dia^{-1}$ nos sistemas de manejo: a) Plantio direto ; b) Plantio convencional - Uberlândia - MG - janeiro - 1988

Nestas figuras verifica-se uma concentração de frequência dos valores de K_s no início da distribuição, variando de 0 a 0,2 m . dia⁻¹ para o plantio direto e de 0 a 0,1 m.dia⁻¹ para o manejo convencional.

A assimetria da condutividade hidráulica para os dados não transformados também pode ser verificada através dos coeficientes de assimetria e curtose nas Tabelas 1 e 2. Os valores positivos do coeficiente de assimetria indicam uma distribuição de probabilidade assimétrica à direita.

Os coeficientes de curtose positivo para dados não transformados nos indicam uma distribuição em cume quando comparada com a distribuição normal.

Estes dois coeficientes associados nos leva a inferir que os dados de K_s são não normais e inferências realizadas com a média aritmética destes dados podem estar associadas a margens de erros acima do limite permitido nas atividades agrícolas.

As discussões realizadas anteriormente indicam que a média aritmética simples não representada bem a K_s , para os dados sem transformações. Neste caso outra medida de posição, como por exemplo, a moda seria mais indicada como representante dos dados.

A utilização da média aritmética como medida de posição é preferida pelos pesquisadores por possuir propriedades e características que levam a interpretações e tratamentos simples. Desta forma realizou-se a transformação dos dados através do logaritmo neperiano, buscando transformar a distribuição assimétrica em uma distribuição simétrica, sendo que na distribuição simétrica a média é uma estatística representativa dos dados.

As estatísticas dos dados transformados também estão apresentados nas Tabelas 1 e 2. Verifica-se redução no coeficiente de variação, apesar de apresentar valores ainda relativamente altos.

Os coeficientes de assimetria e curtose próximos de zero indicam distribuições aproximadamente normal. (Tabelas 2 e 3)

A tendência a normalidade pode ser visualizada nas Figuras 11a e 11b.

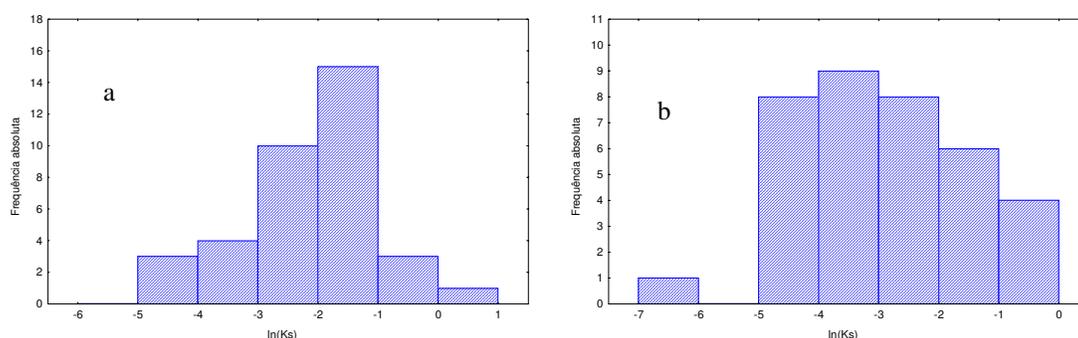


Figura 11 - Histograma dos logaritmos neperianos da condutividade hidráulica saturada $\{ \ln(K_s) \}$ em $m.dia^{-1}$ nos sistemas de manejo: a) Plantio direto b) Plantio convencional. Uberlândia - MG - janeiro - 1998

Comparando ainda, as estatísticas nas Tabelas 2 e 3, nota-se que a média aritmética de K_s assumem valores superiores no sistema de manejo em plantio direto, quando comparado com o plantio convencional e a variabilidade é maior para o plantio convencional.

A menor variabilidade no plantio direto pode estar relacionado ao número reduzido de operações agrícolas sofridas neste manejo quando comparada com o sistema convencional.

A média maior de K_s no plantio direto indica que a distribuição de micro e macroporos, nesse sistema de manejo, possibilita um fluxo mais adequado de água no solo, ou seja, o plantio direto proporciona melhor estruturação do solo. No manejo convencional, na profundidade estudada, provavelmente, a microporosidade excessiva e a falta de estruturação do solo dificulta o fluxo de água na solo.

Para verificar a normalidade da variável K_s nos sistemas de manejo convencional e de plantio direto, foi realizado o teste de Shapiro- Wilk. Os resultados deste teste encontra-se na Tabela 4.

Tabela 4 – Teste Shapiro-Wilk (W) para a condutividade hidráulica saturada no sistema de manejo convencional (P. C.) e de plantio direto (P. D.) - janeiro 98

Sistema de Manejo	W	Prob<α
P.D. (S.T.)	0,71965	0,0000
P.D. (C.T.)	0,94852	0,0939
P.C. (S.T.)	0,68558	0,0000
P.C. (C.T.)	0,97351	0,5289

P.D. (S.T.) Plantio Direto Sem Transformação; P.D. (C.T.) Plantio Direto Com Transformação $\ln(x)$;

P.C. (S.T.) Plantio Convencional Sem Transformação; P.C. (C.T.) Plantio Convencional Com Transformação $\ln(x)$

A Tabela 4 revela que, para a variável não transformada a distribuição de probabilidade foi diferente da distribuição normal, ao se proceder a transformação logarítmica obteve normalidade da variável tanto para o plantio direto como para o plantio convencional.. Estas constatações podem ser verificadas por meio da estatística W com seu respectivo nível de significância (Prob < α).

Como verificou-se que os dados de K_s seguem a distribuição log-normal, a média geométrica foi utilizada para representar os valores de K_s .

Nas Tabelas 5 e 6 pode-se observar uma comparação entre o número de amostras necessário para estimar a média da condutividade hidráulica saturada, nos dois sistemas de manejo, utilizando os dados não transformados e os dados transformados.

Tabela 5 - Tamanho (n) de amostra com níveis de significância (1, 5 e 10%) e erros pré estabelecido (10 %) para a condutividade hidráulica saturada no sistema de Manejo Convencional e de Plantio Direto - janeiro 98

Manejo	α		
	0,01	0,05	0,10
P.D. (S.T.)	766	445	312
P.D. (C.T.)	184	107	75
P.C. (S.T.)	1300	756	529
P.C. (C.T.)	164	96	66

P.D. (S.T.) Plantio Direto Sem Transformação ; P.D. (C.T.) Plantio Direto Com Transformação ln(x)

P.C. (S.T.) Plantio Convencional Sem Transformação; P.C. (C.T.) Plantio Convencional Com Transformação ln (x)

Tabela 6 - Tamanho (n) de amostra com níveis de significância (1, 5 e 10%) e erros pré estabelecido (20 %) para a condutividade hidráulica saturada no Sistema de Manejo Convencional e de Plantio Direto - janeiro 98.

Manejo	α		
	0,01	0,05	0,10
P.D. (S.T.)	191	111	78
P.D. (C.T.)	46	27	19
P.C. (S.T.)	325	184	132
P.C. (C.T.)	41	24	17

P.D. (S.T.) Plantio Direto Sem Transformação ; P.D. (C.T.) Plantio Direto Com Transformação ln(x)

P.C. (S.T.) Plantio Convencional Sem Transformação; P.C. (C.T.) Plantio Convencional Com Transformação ln (x)

Foram utilizados nestes dimensionamentos de amostras os níveis de significância de 1, 5 e 10% com erros máximos permitidos para a estimativa de 10% e 20% do valor da média.

Nota-se que, na estimativa da média aritmética (dados não transformados) faz-se necessário um número excessivamente superior de amostras quando comparado com a estimativa da média geométrica (dados transformados para ln(x)).

Verificou que a transformação dos dados proporcionou uma ligeira diferença entre os CV, nos dois sistemas de manejo, sendo que no plantio convencional o CV foi menor (Tabelas 2 e 3). Desta forma, verifica-se também uma ligeira diferença entre os tamanhos das amostras, nos dois sistemas de manejo, para os dados transformados (Tabelas 5 e 6).

Ainda utilizando as informações contidas nas Tabelas 5 e 6, verifica-se que a margem de erro de 20% para estimativas de médias geométricas proporciona tamanhos de amostra viáveis na prática agrícola.

Como os resultados anteriores revelam que a média geométrica é uma medida de posição representativa para a K_s e que existe uma tendência do sistema de manejo em plantio direto possuir maior média de K_s do que o sistema em plantio convencional, procedeu-se a estimativa por intervalo para as médias nos dois sistemas de manejo.

A estimativa por ponto assim como as estimativas por intervalo, com confiança de 99%, 95% e 90%, encontram-se na Tabela 7.

Tabela 7 - Intervalo de Confiança para médias geométricas da condutividade hidráulica nos sistemas de manejo convencional (PC) e de plantio direto (PD) - janeiro 98

Manejo	Média Geométrica (m.dia⁻¹)	Confiança (1-α)	Limite Inferior (LI)	Limite Superior (LS)
PC	0,0533	0,99	0,02854	0,09976
		0,95	0,03311	0,08599
		0,90	0,03579	0,07955
PD	0,11856	0,99	0,07315	0,19218
		0,95	0,08203	0,17136
		0,90	0,08711	0,16136

Verifica-se uma tendência em a média geométrica para o sistema de manejo em plantio direto ser superior à média geométrica no sistema convencional. Isto pode ser visualizado por meio da estimativa por ponto e também utilizando-se o intervalo de confiança de 90%, ou seja, com uma significância entre 5% e 10%, pode-se concluir que a média geométrica de Ks no plantio direto é estatisticamente diferente do que a média no manejo convencional. Para o intervalo de confiança de 95% verifica-se uma pequena sobreposição dos valores médios estimados.

5. CONCLUSÕES

Os resultados deste trabalho permitiram obter as seguintes conclusões:

- A condutividade hidráulica do solo saturado possui distribuição log-normal e a média aritmética não é uma medida de posição apropriada para representar este atributo. Recomenda-se a utilização da média geométrica para representar esse atributo do solo.

- Um número mínimo de 27 e 24 amostras aleatórias simples são necessárias para realizar estimativas da média geométrica para o Latossolo Vermelho Escuro, nos sistemas de manejo em Plantio Direto e Plantio Convencional, respectivamente, com uma confiança de 95% e erro máximo de estimativa de 20% do valor real.

- Existe uma tendência da K_s maior para o Plantio Direto.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE IRRIGAÇÃO E DRENAGEM. Dicionário de termos técnicos de irrigação e drenagem. Viçosa, UFV, 615 p., 1978.

BRASIL, MINISTÉRIO DAS MINAS E ENERGIA. DEPARTAMENTO NACIONAL DE PRODUÇÃO MINERAL. PROJETO RADAMBRASIL. Levantamento de Recursos Naturais. II Série: SE22. Geologia, Geomorfologia, Pedologia, Vegetação e Uso Potencial. Rio de Janeiro, 1983. 768p.

CADMA, Z. A.; LIBARDI, P. L.; REICHARDT, K. Variabilidade espacial da condutividade hidráulica em Latossolo Vermelho Amarelo textura média, no campo. Revista Brasileira de Ciência do Solo, Campinas, v. 4, n. 2, p.63-66, 1980.

CAMERON, D. R. Variability of soil water retention curves and predicted hydraulic conductivities on a small plot. Soil Science. Baltimore, v. 236, n. 6, p. 364-71, 1978.

CARVALHO, T. M. Variabilidade espacial de propriedades físico-hídricas de um Latossolo Vermelho Amarelo através da geoestatística. Lavras : ESAL, 1991. 84 P. Dissertação (Mestrado em Solos e Nutrição de Plantas) - Escola Superior de Agricultura de Lavras, Lavras, MG, 1991.

CASSEL, D. K.; BAUER, A. Variability on soils below depth of tillage. Soil Science Society America Proceedings. Madison, v. 39, p. 247-50, 1975.

CATANI, R. A. Amostragem de solo para fins de fertilidade. Bragantia. Campinas, v. 14, p. 19-26, 1954.

CATANI, R. A. Amostragem de solo para fins de fertilidade. Bragantia. Campinas, v.14, p. 19-26, 1954.

CHEN, J.; HOPMANS, J. W.; FOGG, G. E. Sampling design for soil moisture measurements in large field trials. Soil Science, v. 159, n. 3, p. 155-161, 1995.

COMISSÃO DE FERTILIZANTES DO SOLO. Recomendações para uso de corretivos e fertilizantes em Minas Gerais. 4ª Aproximação. CFSEMG. Lavras -MG. 176 p. 1989.

DOURADO NETO, D. Variabilidade espacial das alturas de chuva e irrigação e de potenciais da solução do solo. Piracicaba, SP, 1989. 180 p. Dissertação (Mestrado em irrigação e drenagem) - Escola Superior de Agricultura "Luiz Queiroz", Universidade de São Paulo, 1989.

ELRICK, D. E.; REYNOLDS, W. D.; BAUM GARTNER, K. A.; BRADSHAW, K. L. In situ measurements of hydraulic properties of using guelph permeameter and guelph infiltrometer. Proc. Third Int. symposium on Land Drainage. Ohio State University, 1985.

FISHER, R. A. Statistical methods and scientific inference. Oliver & Boyd, Edinburg, 1956. 175p.

GONÇALVES, A. C.; FOLEGATTI, M. V. Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo, ao longo de uma transeção em área irrigada por pivô central. In: XXIV Congresso de Engenharia Agrícola. N.º 95-3-190, Viçosa, MG, julho, 1995.

GUIMARÃES, E. C. Variabilidade espacial de atributos de um Latossolo Vermelho Escuro textura argilosa da região de cerrado, submetido ao plantio direto e ao plantio convencional. Campinas, SP, 2000, 85 p. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola – Área de concentração: Água e Solo) – Faculdade de Engenharia Agrícola, Universidade Estadual de Campinas, 2000.

GUIMARÃES, E. C. Estabilidade temporal da umidade de um Latossolo Roxo. In: XIII Congresso Latino-Americano de Ciência do solo - Resumos expandidos em CD-ROOM. T01-023. Águas de Lindoia, SP: SBCS/ESALQ-USP, 1996.

GUIMARÃES, E. C. Variabilidade espacial da umidade e da densidade do solo em um Latossolo Roxo. Campinas, SP, 1993. 135 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Agrícola - Área de concentração: Água e Solo) - Faculdade de Engenharia Agrícola, Universidade Estadual de Campinas, 1993.

GUIMARÃES, E. C.; AQUINO, L. H. de; OLIVEIRA, M. S. Variabilidade espacial do pH em água e da argila dispersa em água. Revista Ciência e Prática. Lavras, v. 19, n. 1, p.12-17, 1992.

GUPTA, R. K.; RUDRA, R. P.; DICKINSON, W. T.; PATINI, N. K.; WALL, G. J. Comparition of saturated hydraulic conductivity measured by varions field methods. Transaction of the ASAE. v. 36, n. 1, p. 51-55, 1993.

LOPES, A. S. Solos sob cerrado: Características, propriedades e manejo. Piracicaba: Instituto Internacional da Potassa. 162 p., 1984.

MACEDO, J. Os cerrados nos ambientes savânicos do Brasil. In: VENEGAS, V. H. A.; FONTES, L. E. F.; FONTES, M. P. F. O solo nos grandes domínios morfoclimáticos do Brasil e o desenvolvimento sustentado. Viçosa: SBCS/UFV/DPS, p. 135-155, 1996.

MENK, J. R. F.; NAGAI, V. Estratégia para caracterizar a variabilidade de dados de solos com distribuição não normal. Revista Brasileira de Ciência do Solo. v. 7, p. 311-316, 1983.

MORAES, W. V. Comportamento de características e propriedades físicas de um Latossolo Vermelho-Escuro submetido a diferentes sistemas de cultivo. Lavras, MG, 207 p., 1984. Dissertação de Mestrado – Departamento de Ciência do Solo - Escola Superior de Agricultura de Lavras.

NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W.; ERH, H. T. Spatial variability of soil water properties. Hilgardia. Berkeley, v. 42, n. 7, p. 215-59.

OLIVEIRA, J. B. de. Variação de características morfológicas, físicas e mineralógicas em duas áreas de Oxissolo. Piracicaba, SP, 1973. 199 p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, 1973.

PARKIN, T. B.; ROBINSON, J. A. Analysis of lognormal data. Advances in Soil Science. v. 20, p. 193 – 235, 1992.

PEREIRA, G.; AGUIAR, J. L. P. de, MOREIRA, L., BEZERRA, H. da S. Área e população do cerrado. Pesquisa Agropecuária Brasileira. Brasília, v. 32, n. 7, 1997

RAIJ, B. VAN. Avaliação da fertilidade do solo. Piracicaba. POTAFOS, 1987. 142 p.

RAO, R. G. S.; ULABY, F. T. Optimal sampling techniques for ground truth data in microwave remote sensing of soil moisture. Remote Sensing of Environment. v. 6, p. 289-301, 1977.

REICHARDT, K. Processos de transferência no sistema solo-planta-atmosfera. 4^a ed. Campinas: Fundação Cargill, 1985. 473 p.

REICHARDT, K.; VIEIRA, S. R.; LIBARDI, P. L. variabilidade espacial de solos e experimentação de campo. R. Bras. Ci. Solo. Campinas, v. 10, n. 1, p. 1-6, 1986.

REYNOLDS, W. D.; ELRICK, D. E. In-situ measurement of field-saturated hydraulic conductivity, sorptivity and α parameter using the guelph permeameter. Soil Science, V. 140, n. 4, p. 292-302, 1985.

ROGOWOSKY, A. A. Watershed physics: soil variability criteria. Water Resources Research. Washington, v.8, p. 1015-23, 1972.

SANCHEZ, P. A. Suelos del trópicos. Características y Manejo. San José, IICA, 1981, 634 p.

SILVA, A. P. da. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo. Piracicaba, SP, 1988, 98 p. Tese (Doutorado em Solos) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, 1988.

STARR, J. L.; PARKIN, T. B.; MEISINGER, J. J. Sample size consiceration in the determination of soil nitrate. Soil Science Society America Journal. v. 56, nov-dez, 1995, p. 1824-30.

VACHAUD, G.; PASSERAT, DE Silans; BALABANIS, P.; VAUCLIN, M. Temporal Stability of Spatially measured Soil Water probability density function. Soil Science Society America Journal. v. 49, p. 822-28, 1985.

VIEIRA, S. R. Variabilidade espacial de argila, silte e atributos químicos em parcela experimental de um Latossolo Roxo de Campinas (SP). Bragantia. Campinas, v. 56, n.1, 1997.