

Dependência espacial da qualidade da água subterrânea no perímetro irrigado de São Gonçalo, Paraíba

Spatial dependence of underground water quality in the irrigation district of São Gonçalo, Paraíba state

Carlos A. V. de Azevedo², Roberto V. Pordeus³, José Dantas Neto², Márcia R. Q. de A. Azevedo⁴ & Vera L. A. de Lima²

Resumo: Este trabalho foi conduzido no Perímetro Irrigado de São Gonçalo, no município de Sousa, PB, com o objetivo de verificar a dependência espacial da qualidade da água subterrânea (água de poços amazonas), utilizando-se ferramentas da geoestatística. Foram analisados, no Laboratório de Irrigação e Salinidade da UFCG, a condutividade elétrica (CE), o pH e a razão de adsorção de sódio (RAS) de amostras de água de poços amazonas. Com relação ao aspecto dependência espacial, o modelo esférico foi o que melhor se ajustou aos semivariogramas para as variáveis em estudo, apresentando um efeito pepita de 0,0291, 100 $\mu\text{mhos cm}^{-1}$ a 25 °C e 0,100 para o pH, CE e RAS, respectivamente. A relação percentual entre o efeito pepita (C_0) e o patamar ($C_0 + C$) foi de 9,598, 0,235 e 1,28%, para pH, CE e RAS, respectivamente, caracterizando, assim, uma forte dependência espacial na área amostrada para esses parâmetros. Observou-se que os parâmetros estudados apresentaram desuniformidade ao longo da área, com um pico de 6 para RAS no final da área, valores mais baixos próximo ao leito do rio e mais elevados no restante da área, com tendência de uniformidade.

Palavras-chave: salinidade, geoestatística, manejo de água

Abstract: This research was conducted in the Irrigation District of São Gonçalo, in the municipality of Sousa, state of Paraíba, with the objective of verifying the spatial dependence of underground water quality (water of amazon wells), using geostatistics tools. The electrical conductivity (EC), pH and sodium adsorption ratio (SAR) of water samples from amazon wells were determined in the Irrigation and Salinity Laboratory of the Federal University of Campina Grande. Regarding the aspect of spatial dependence, it is verified that the spherical model was the one that better fitted to the semivariogramas for the variables in study, presenting a nugget effect of 0.0291, 100 mmhos cm^{-1} to 25 °C and 0.100 for pH, EC and SAR, respectively. The percentage relationship between the nugget effect (C_0) and the landing (C_0+C) was of 9.60, 0.23 and 1.28%, for pH, EC and SAR, respectively, which characterizes a strong spatial dependence in the sampled area for these parameters. The studied parameters presented non-uniformity along the area, with a pick of 6 for the SAR at the end of the area, lower values close to the river and higher in the remaining area with tendency of uniformity.

Key words: salinity, geostatistics, water management

INTRODUÇÃO

Constata-se, embora com alguma surpresa, que se constata que as águas subterrâneas são cerca de 60 vezes mais abundantes em quantidade que toda a água doce sobre a superfície terrestre (não se incluindo, aqui, os glaciares). As águas subterrâneas constituem importante recurso natural, visto que estão relacionadas com as nascentes de água e os rios, além de originarem características geomorfológicas típicas, como grutas, dolinas e podem, ainda, mineralizar matéria orgânica. As águas subterrâneas hidrotermais podem ser usadas como fonte de energia não poluente.

Grande parte da água que se utiliza diariamente provém de reservatórios alimentados, na sua maioria, por rios; contudo, existe outra fonte de água doce que se situa no subsolo, constituindo o que se chama de águas subterrâneas; trata-se de águas cuja missão é preencher os

vazios entre grãos dos sedimentos e das rochas sedimentares clásticas e também preencherem fracturas e fissuras em todos os tipos de rocha.

A fonte das águas subterrâneas é a chuva e neve que cai no solo; uma parte desta água se infiltra no solo e vai alimentar as águas subterrâneas. A quantidade de água que se infiltra no subsolo é influenciada pelo clima, pela declividade do terreno, tipo de solo e rocha e pela presença de vegetação. Estima-se que cerca de apenas 15% do total da precipitação se infiltra no solo e vai alimentar os reservatórios das águas subterrâneas, porém este valor pode variar localmente, entre 1 e 20%, em função dos fatores citados acima.

Devido à ação da gravidade, a água se infiltra através dos poros existentes nos solos ou de fissuras nas rochas. A infiltração termina quando a água alcança rochas impermeáveis ou zonas das rochas cujos poros estejam totalmente ocupados por água. A zona do subsolo onde os

*autor para correspondência

Recebido para publicação em 21/08/2012; aprovado em 30/09/2012

¹Projeto de pesquisa financiado pelo CNPq

²DEAg/UFCG. (83) 2101 1185. Email: cazevedo@deag.ufcg.edu.br; zedantas@deag.ufcg.edu.br; antunes@deag.ufcg.edu.br

³DCA/UFERSA. Fone: (84) 3315 1799. Email: rpordeus@ufersa.edu.br

⁴UEPB. Email: marciarqaa@ibest.com.br

poros estão totalmente preenchidos por água é denominada zona saturada. Se for escavado um poço em um solo até a zona saturada, as águas subterrâneas preencherão a parte inferior do poço. O nível da água dentro do poço marca a superfície superior da zona saturada, denominada nível freático. Pode-se definir o nível freático como a zona do subsolo em que a água se encontra a pressão atmosférica. A quantidade e a qualidade desta água variam de ponto para ponto, dependendo da formação geológica do solo.

No solo, as variações espaciais podem ser avaliadas através de técnicas estatísticas descritivas, que não levam em consideração a estrutura espacial existente nos poços amostrados, e através de técnicas geoestatísticas, que verificam a relação entre várias amostras de uma mesma área usando-se o estudo de variáveis regionalizadas e sazonalizadas.

A forma habitual de se solucionar o problema da variabilidade tem sido aumentar o número de amostras tomadas em pontos, ao acaso, ou repetir os procedimentos de campo, de forma a expressar mais convenientemente a média dos valores nas parcelas experimentais ou amostras selecionadas. Se o desvio padrão for muito grande, isto é, se a variabilidade for muito acentuada, incrementa-se o número de amostras para que o valor médio reflita mais adequadamente o valor real (Gurovich, 1982).

Vários autores (VIEIRA et al., 1981; VIEIRA et al., 1983; TRANGMAR et al., 1985; SOUZA et al., 1998; SALVIANO et al., 1998; OLIVEIRA et al., 1999; e BERG & OLIVEIRA, 2000) têm mostrado, através das técnicas geoestatísticas, que a variabilidade não é puramente aleatória, apresentando correlação ou dependência espacial.

O objetivo desta pesquisa foi verificar a dependência espacial da qualidade da água subterrânea (água de poços amazonas) no Perímetro Irrigado de São Gonçalo, no município de Sousa, PB, utilizando-se ferramentas da geoestatística, de maneira a subsidiar tomadas de decisão que favoreçam um manejo adequado do uso da água na irrigação.

MATERIAL E MÉTODOS

$$\gamma^*(h) = \frac{1}{2N_i(h)} \sum_{j=1}^{N_i(h)} [z(s_i) - z(s_j + h)]^2$$

em que: $N(h)$ é o número de pares de pontos $z(s_i)$ e $z(s_j + h)$ separados por uma distância h , informando quão diferentes se tornam os valores em função de h (COUTO et al., 2000). O semivariograma foi representado pelo gráfico de $\gamma^*(h)$ versus h . Os semivariogramas foram confeccionados em uma única direção, ou seja, direção norte e, sendo assim, os semivariogramas em estudo são

Este trabalho foi desenvolvido no Perímetro Irrigado de São Gonçalo, Sousa, Paraíba, geograficamente localizado a $6^\circ 50'$ de latitude sul e $38^\circ 19'$ de longitude oeste de GREENWICH, a 235 m de altitude. Segundo W. Koeppen, a classificação climática é do tipo BSwh'j, quente com chuvas de verão-outono, período seco com duração de 4 a 5 meses. A temperatura média é 27°C , sendo os meses mais frios junho e julho e os mais quentes, novembro e dezembro. A precipitação média anual, de acordo com uma série histórica de dados de 80 anos, é de aproximadamente 865 mm e a umidade relativa média é de 64%, segundo dados do Laboratório de Ciências Atmosféricas da Universidade Federal de Campina Grande.

Os sistemas de irrigação utilizados neste perímetro são, em sua maioria, por sulcos abertos e fechados no final da parcela; os solos são do tipo aluvial, apresentando texturas variando de franco-arenoso, franco-argiloso, com maior ocorrência para franco-argilo. O perímetro apresenta uma superfície irrigável de 2.381 ha, com 518 lotes de irrigação plantados com diversas culturas, sendo que predominam a banana e o coco; no entanto, a pesquisa foi realizada em 109,24 ha, 25 lotes de irrigação, com cultura explorada, variável de lote para lote. A escolha dos lotes foi aleatória.

Os pontos de coleta das amostras de água foram georreferenciados, considerando-se os mapas cartográficos e as plantas baixas das áreas amostradas. Após serem coletadas, as amostras das águas foram encaminhadas ao Laboratório de Irrigação e Salinidade do Departamento de Engenharia de Agrícola da Universidade Federal de Campina Grande, onde foram analisadas quimicamente, determinando-se a condutividade elétrica (CE), o pH e a relação de adsorção de sódio (RAS) segundo metodologia recomendada pela EMBRAPA (1997).

A análise da dependência espacial foi feita por meio da geoestatística, utilizando-se os semivariogramas, com base nas pressuposições de estacionariedade da hipótese intrínseca, estimados por:

do tipo unidirecional (GUERRA, 1988). Após o ajuste de um modelo matemático aos valores calculados de $\gamma^*(h)$, foram definidos os coeficientes do modelo teórico para o semivariograma, ou seja, o efeito pepita, C_0 , o patamar, C , e o alcance de dependência espacial, "a" (Couto et al., 2000). Os mapas de isolinhas foram elaborados de acordo com Silva & Chaves (2001) através das informações

provenientes dos semivariogramas durante o processo de krigagem na interpolação dos dados.

As medidas estatísticas realizadas foram média, mediana, mínimo, máximo, amplitude total, desvio padrão, curtose, coeficiente de variação percentual e variância dos dados. O teste não paramétrico escolhido foi o teste de Kolmogorov-Smirnov a 5% de probabilidade de aceitação da hipótese de normalidade. O programa computacional usado nesses cálculos foi o SPSS 7.5 “for windows”.

Procurou-se caracterizar as águas quanto ao seu uso na agricultura, com base nas informações fornecidas

através dos dados estatísticos anteriormente demonstrados.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Com relação ao aspecto da dependência espacial verifica-se, na Tabela 1, que o modelo esférico foi o que melhor se ajustou aos semivariogramas para as variáveis em estudo, observando-se efeito pepita de 0,0291, 100 $\mu\text{mhos cm}^{-1}$ a 25 °C e 0,100 para o pH, CE e RAS, respectivamente.

Tabela 1. Resumo dos parâmetros da geoestatística para o estudo de variabilidade

Variáveis	Co	Co +C1	[Co/(Co + C1)] x 100	Modelo
CE ($\mu\text{mhos cm}^{-1}$)	100,000	42520,000	0,235	Esférico
pH	0,029	0,303	9,598	Esférico
RAS	0,100	7,829	1,277	Esférico

A relação percentual entre o efeito pepita (Co) e o patamar (Co+C) foi de 9,598, 0,23 e 1,27%, para pH, CE e RAS respectivamente, o que caracteriza forte dependência espacial na área amostrada para esses parâmetros. Observou-se que os parâmetros estudados apresentaram desuniformidade ao longo da área, com valores mais baixos no início da área, com pico de 6 para RAS, e no restante da área valores mais elevados com tendência de uniformidade. Conclui-se, ainda, que nesta área a retirada das amostras deve ser feita levando-se em consideração o local e a distância entre elas, para os futuros estudos.

Com relação ao pH nota-se, apenas no final da área amostrada, um pico no valor desta variável, CUJO

comportamento indica alcalinidade, o que deve ser associado a uma condição de salinidade mais elevada, semelhante à da RAS; este fato pode ser verificado quando se combinam os gráficos de isolinhas (Figura 1) das outras variáveis, indicando a necessidade de um manejo mais cuidadoso na irrigação aplicada, com a finalidade de não agravar ainda mais as condições de salinidade presentes na área, uma vez que implica também na escolha das culturas a serem usadas e nas lâminas de irrigação que devam ser aplicadas significando, em parte, maior ou menor gasto com uma lâmina de lixiviação e, conseqüentemente, maior ou menor gasto energético na irrigação, refletindo diretamente nos custos da produção.

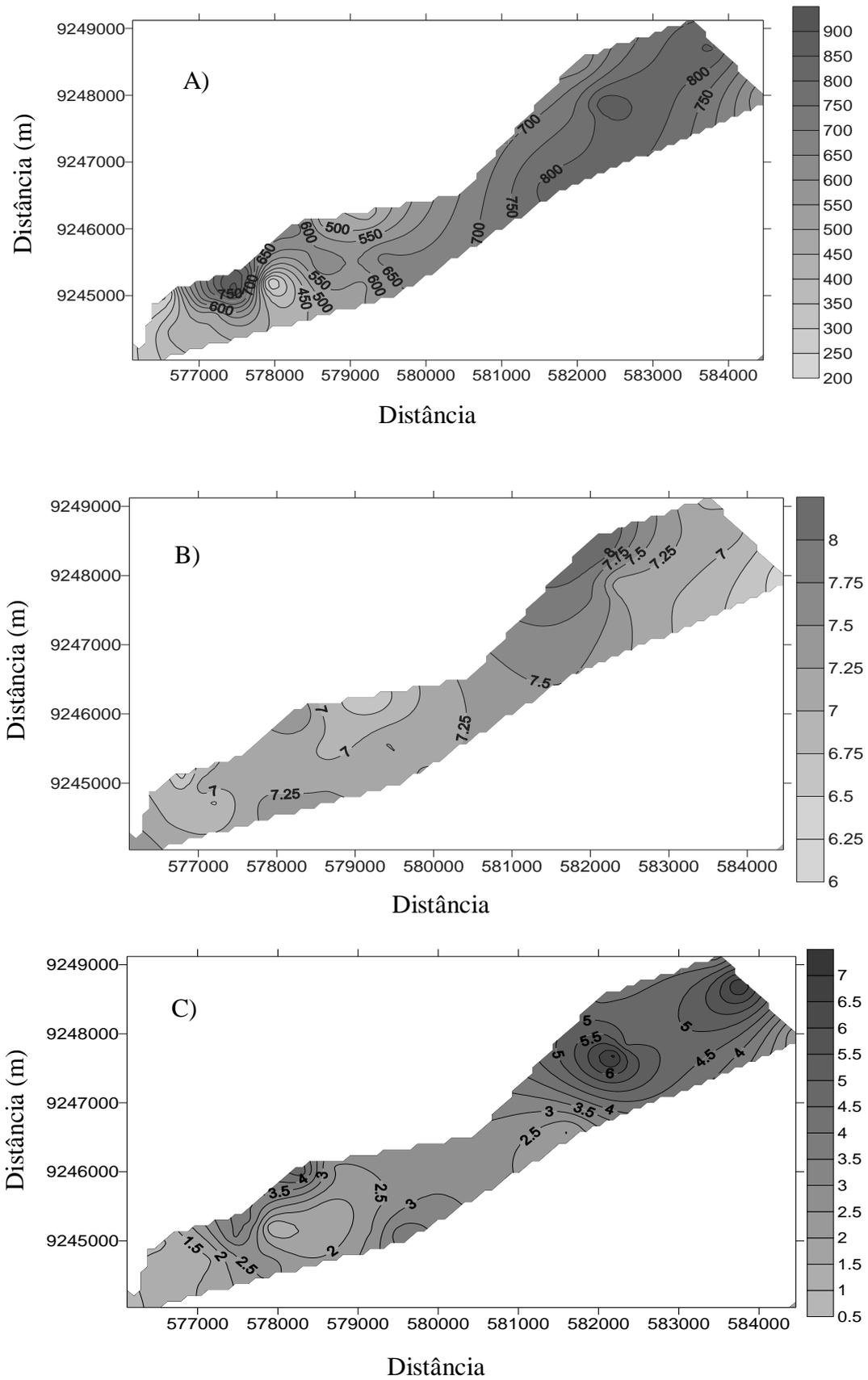
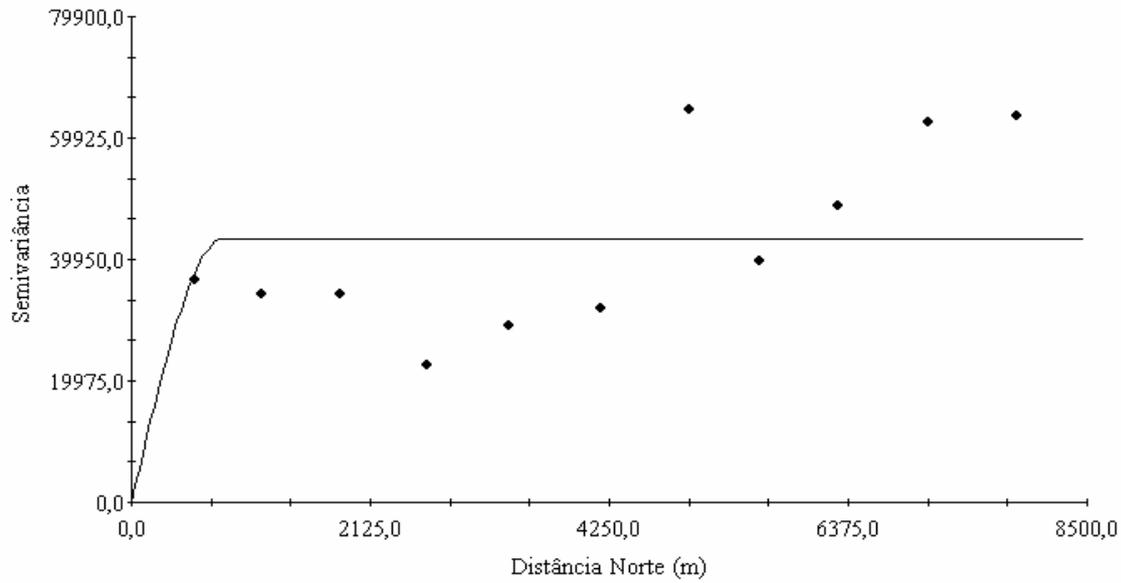
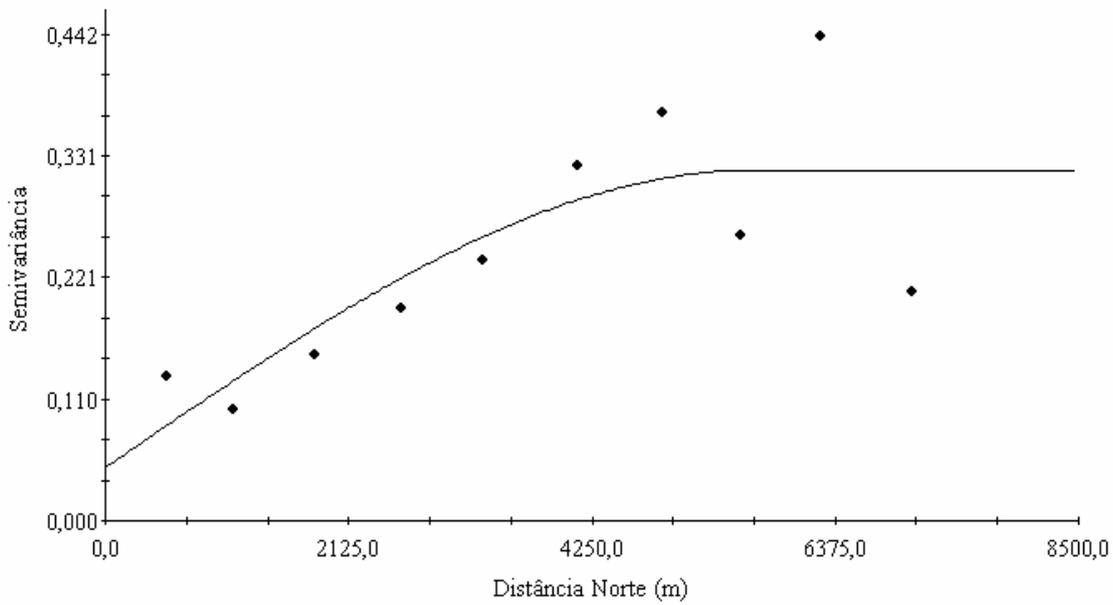


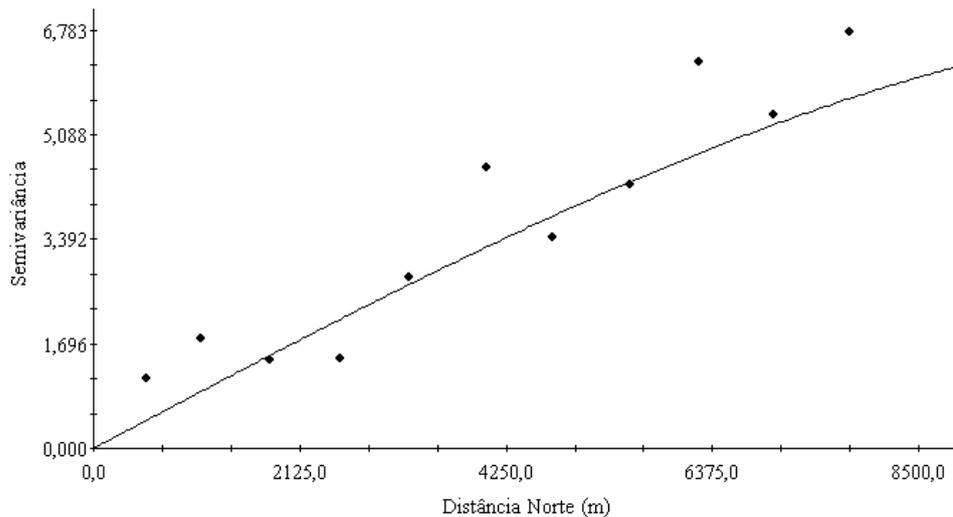
Figura 1. Isolinhas da CE (A), pH (B) e da RAS (C) da área amostrada

Verifica-se, assim, que a metade final da área amostrada é a parte mais afetada dentro do setor em estudo, cabendo maior aprofundamento das informações aqui apresentadas, com a realização de novos estudos, e a aplicação dessas informações na resolução dos problemas detectados.



A)
B)





C)

Figura 2. Semivariograma experimental das variáveis CE (A), pH (B) e RAS (C), da água do lençol freático

Tem-se na Figura 2, o semivariograma da CE; como já referido, este gráfico contém as informações básicas sobre a distribuição espacial desta variável. Pode-se verificar o menor efeito pepita, o que demonstra baixa interferência de fatores aleatórios na amostragem, além de um curto alcance, ou seja, as amostras dentro de um círculo cujo raio seja o alcance do semivariograma, devem ter comportamento semelhante (tende à igualdade entre si). A CE tem seu alcance indicado na Figura 2A; esses dados são importantes para elaboração dos mapas de isolinhas por krigagem. Verifica-se ainda uma pequena dispersão dos pontos no final da área amostrada, também indicado no semivariograma.

O pH é um dos dados que apresenta o melhor ajuste do semivariograma, levando à conclusão de que o mapa gerado por esses dados tem maior capacidade de explicar o comportamento relacionado à variável em campo (Figura 2B). Com relação ao efeito pepita C_0 e à componente espacial C, as informações para as demais variáveis são idênticas, lembrando que a indicação do RSS (soma do quadrado dos desvios ponderados da semivariância) deve ser a menor possível; isto é válido para todos os semivariogramas mostrados neste trabalho.

Na Figura 2C se observa que o semivariograma da RAS tem um modelo semelhante aos demais (esférico) com baixo efeito pepita (C_0); no entanto, esta variável possui um alcance muito grande em metros, ou seja, existe tendência para uma não diferenciação das áreas de maior ou menor valor da RAS, dentro do campo amostrado, cuja tendência pode ser removida, mas este procedimento (retirada da tendência) não foi adotado para as outras

variáveis, cabendo apenas a elaboração dos mapas de isolinhas, a partir dos dados do semivariograma mostrado aqui, o que pode ser suficiente do ponto de vista prático para facilitar o manejo da área com relação à RAS.

A análise estatística descritiva dos dados está apresentada na Tabela 2, na qual se determinaram as principais medidas de tendência central, como a média e mediana, desvio padrão, curtose, valores máximo, mínimo e amplitude total dos dados, bem como o teste não paramétrico escolhido para a verificação da aderência dos dados à distribuição normal.

A média da condutividade elétrica (CE) foi de $0,597 \text{ dS m}^{-1}$, a qual ficou abaixo de $0,7 \text{ dS m}^{-1}$ o que, segundo a classificação proposta por Ayers & Westcot (1999) não apresenta restrição ao uso da água na irrigação, porém o valor máximo da CE ficou por volta de $0,938$ com uma amplitude total de $0,715 \text{ dS m}^{-1}$, sendo caracterizada, assim, como água de risco moderado. Com relação ao coeficiente de variação (CV), a variabilidade foi classificada, segundo Warrick & Nielsen (1980) em baixa ($CV < 12\%$), média ($12 < CV < 62\%$) e alta ($CV > 62\%$); desta forma, a CE tem variabilidade moderada (média), apresentando um valor de CV de $32,98\%$.

A proximidade de valores entre a média e a mediana com o valor da curtose próximo de três, sugere aderência dos dados à distribuição normal (SPIEGEL, 1985). No caso da CE, essas observações não ocorreram, o que foi confirmado pela aplicação do teste de Kolmogorov-Smirnov (KS) a 5% de significância; sendo assim, a distribuição não foi caracterizada como uma distribuição normal dos dados.

Tabela 2. Medidas estatísticas principais das variáveis estudadas

Medidas estatísticas	CE	pH	RAS
Média	0,597	7,13	2,91
Mediana	0,600	7,10	2,53
Mínimo	0,223	6,35	0,83
Máximo	0,938	8,59	7,23
Amplitude Total	0,715	2,24	6,40
Desvio Padrão	0,196	0,45	1,72
Curtose	-0,63	3,39	0,96
Variância	0,039	0,20	2,95
CV (%)	32,89	6,32	59,09
KS	0,48	0,726*	0,889*

KS - teste de Kolmogorov-Smirnov; * - significância a nível de 5%

Com relação à distribuição do pH da água, a média dos dados ficou em torno de 7,13, sendo então caracterizado como normal para uso na irrigação, pela classificação sugerida por Ayers & Westcot (1999); entretanto, a mediana é de 7,10, com amplitude total de 2,24 e valores mínimo e máximo de 6,35 e 8,59, porém no que tange ao perigo dessas águas à obstrução de emissores usados na irrigação, os valores da média e da mediana apresentados são considerados com grau de risco de obstrução moderado, segundo a classificação sugerida também por Ayers & Westcot (1999), o que deve ser levado em consideração no momento de irrigar, utilizando sistemas por gotejamento e microaspersão.

O desvio padrão das amostras é de 0,45 com uma curtose de 3,39 indicando, segundo Spiegel (1985), tendência à distribuição normal, o que acabou sendo confirmado com a aplicação do teste de Kolmogorov-Smirnov a 5% de significância, determinando-se a aderência dos dados à normalidade, como expostos na Tabela 1.

O CV dos dados de pH foi de 6,32%; levando-se em consideração a variabilidade baseada no CV, a mesma é caracterizada como baixa ($12 < CV < 62\%$); outro aspecto relevante nos dados foi a baixa variância dos mesmos, 0,20, refletida pelo baixo CV apresentado.

Com relação à RAS, o valor médio encontrado foi de 2,93 com uma mediana de 2,53 o que, segundo a classificação de Ayers & Westcot (1999), juntamente com a CE média apresentada abaixo de $0,7 \text{ dS m}^{-1}$, o risco com problemas de infiltração é moderado; todavia, o valor da amplitude total é elevado (6,40) quando comparado com a média, tendo uma variância de 2,95; já o valor mínimo foi de 0,83 e o máximo de 7,32, demonstrando que a média dos dados é influenciada por valores extremos; no entanto, esta amplitude, conforme Salviano et al. (1998), deve ser

avaliada com certa restrição, uma vez que tal medida leva em consideração apenas os dois valores extremos de um conjunto de dados sendo, muitas vezes, afetada por um valor particularmente discrepante.

O reflexo disto ocorre no cálculo do CV que foi de 59,09%, classificado ainda como médio por Warrick & Nielsen (1980); apresenta também um desvio padrão de 1,72 e uma curtose de 0,96. Com relação à aderência dos dados à distribuição normal, o teste de KS foi significativo a 5% de probabilidade (Tabela 2). Verifica-se, nesta tabela, que apenas o pH e a Razão de Adsorção de Sódio tiveram distribuição normal pelo teste de Kolmogorov-Smirnov.

Ante o exposto e buscando o que deve ser levado em consideração no momento de definir o manejo correto para o uso dessas águas e se utilizando os valores mínimos e máximos dos parâmetros avaliados cometer-se-ão muitos equívocos no trato com as águas estudadas, motivo pelo qual é conveniente caracterizar as amostras de água dentro de parâmetros espaciais, levando-se em consideração suas localizações e sua distribuição ao longo do perímetro irrigado, com a finalidade de se evitar erros na recomendação de manejo; por isto é que se deu preferência, nesta pesquisa, à avaliação da dependência espacial dos dados e à confecção de mapas de isolinhas georreferenciados da área em estudo. Este procedimento é fundamental para se afirmar, com precisão, o local de maior ou menor incidência dos valores das variáveis caracterizadas.

CONCLUSÕES

1. Os resultados demonstraram forte dependência espacial na área amostrada para os parâmetros de qualidade das águas estudados.

2. Os parâmetros estudados apresentaram desuniformidade ao longo da área, com um pico de 6 para RAS no final da área, valores mais baixos próximo ao leito do rio e mais elevados no restante da área, com tendência de uniformidade.

3. Nas retiradas de amostras de água da área deve-se levar em consideração a distribuição espacial, para uma eficiência amostral melhor, favorecendo o manejo adequado da água.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem ao CNPq, pelo apoio financeiro ao trabalho.

LITERATURA CITADA

AYERS, R. S. WESTCOT, D. W. A qualidade da água na agricultura. Trad. de H. R. Greyi, J. F. de Medeiros e F. A. V. Damasceno. Campina Grande: UFPB, 1999. 218p.

BERG, M. VAN DEN; OLIVEIRA, J.B. Variability of apparently homolgeneous soilscaapes in São Paulo state, Brazil: I. Spatial analysis. Revista Brasileira de Ciência do Solo, Viçosa, v.24, n.2, p.377-391, 2000.

Couto, E.G.; Klamt, E.; Stein, A. Estimativa do teor de argila e do potássio trocável em solos esparsamente amostrados no sul do estado do Mato Grosso. Revista Brasileira de Ciência do Solo, Viçosa, v.24, p.129-139, 2000.

EMBRAPA – Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. Manual de métodos de análise de solo e água. 2ed. Rio de Janeiro, 1997. 201p.

Guerra, P.A.G. Geoestatística operacional. Ministério das Minas e Energia/Departamento de Produção Mineral, Brasília, 1988. 145p.

Gurovich, L.A. Field spatial variability structure of soil hydrodynamic properties. Ciencia e Investigacion Agraria, v.9, n.3, p.243-254, 1982.

Oliveira, J.J.; Chaves, L.H.G.; Queiroz, J.E.; Luna, J.G. de. Variabilidade espacial de propriedade química sem um solo salino-sódico. Revista Brasileira de Ciência do Solo, Viçosa, v.23, n.4, p.783-789, 1999.

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

Silva, P.C.M; Chaves, L.H.G. Avaliação e variabilidade espacial de fósforo, potássio e matéria orgânica em Alissolos. Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental. Campina Grande, v.5, n.3, p.431-436, 2001.

Souza, L.S.; Cogo, N.P.; Vieira, S.R. Variabilidade de fósforo, potássio e matéria orgânica no solo, em relação a sistemas de manejo. Revista Brasileira de Ciência do Solo, Viçosa, v.22, n.3, p.77-86, 1998.

Spiegel, M.R. Estatística. 2. ed. São Paulo, McGraw Hill, 1985. 454p.

Trangmar, B.B.; Yost, R.S.; Uehara, G. Applications of geostatistics to spatial studies of soil proprieties. Advances in Agronomy, Kent, v.38, p.45-94, 1985.

Vieira, S.R.; Hatfield, J.L.; Nielsen, D.R.; Biggar, J.W. Geostatistics theory and application to variability of some agronomical properties. Hilgardia, Califórnia, v.31, n.3, 1983. 75p.

Vieira, S.R.; Nielsen, D.R.; Biggar, J.W. Spatialvaiability of field-measuredinfiltration rate. Soil Science Socirty America Journal, Madison, v.45, p.1040-1048, 1981.

Warrick, A.W. & Nielsen, D.R. *Spatial variability of soil physical properties the soil*. In: HILL, D. Ed. Applications of Soil Physics, New York, Academic Press, 1980, cap. 13, p.319-344