

¹COMPORTAMENTO ESPACIAL DOS PERCENTIS 75 DA PRECIPITAÇÃO DECENCIAL PARA O ESTADO DE SÃO PAULO, NA PRIMAVERA

Benedito Martins Gomes

Centro de Ciências Exatas e Tecnológicas, Universidade Estadual do Oeste do Paraná, CP 711, CEP 858114-110, Cascavel – PR, Fone: (0xx45) 220-3154, E-mail: bmgomes@unioeste.br

Raimundo Leite Cruz

Departamento de Engenharia Rural, Faculdade de Ciências Agronômicas, Universidade Estadual Paulista, CP 237, CEP 18603-970, Botucatu – SP, Fone: (0xx14) 6802-7165, E-mail: cruz@fca.unesp.br

1 RESUMO

No presente estudo foi avaliada a distribuição espacial do percentil 75 da precipitação decencial para o Estado de São Paulo, utilizando-se um total de 136 postos pluviométricos com séries acima de 27 anos de registros. Em um estágio preliminar os valores dos percentis 75 da precipitação decencial foram georeferenciados, permitindo a utilização de técnicas da geoestatística para proceder à interpolação dos dados. Modelos experimentais de semivariogramas padronizados foram obtidos, utilizando-se a variância amostral como fator de escalonamento, permitindo a verificação de proporcionalidade entre os modelos e agrupando-os sob a mesma tendência. O modelo teórico exponencial foi o que melhor se ajustou aos semivariogramas experimentais, seguido pelo modelo esférico. Os parâmetros estimados para os modelos, efeito pepita, patamar e alcance foram utilizados para a realização da krigagem e confecção dos mapas de isolinhas. A distribuição espacial dos percentis 75 da precipitação decencial reflete o comportamento da circulação atmosférica no Estado, apresentando alta variabilidade. As regiões oeste, sudoeste e noroeste apresentaram as menores intensidades de precipitação e foram variáveis de acordo com os níveis temporais na primavera. A região litorânea apresentou as maiores intensidades de precipitação para quase todos os níveis temporais estudados, diferenciando-se das demais regiões do Estado. A exceção foi à região nordeste no final da primavera que apresentou valores de intensidades maiores do que os registrados no litoral. A faixa litorânea apresentou comportamento homogêneo, detectado pelo forte agrupamento das isolinhas em quase todos os decêndios analisados.

UNITERMOS: precipitação decencial, semivariograma, geoestatística, krigagem.

GOMES, B.M., CRUZ, R.L. SPACIAL BEHAVIOR OF TEN-DAY PRECIPITATION 75 PERCENTIL FOR SÃO PAULO STATE IN THE SPRING

¹ Parte da tese do primeiro autor apresentada junto ao Curso de Pós Graduação em Agronomia, área de concentração em Irrigação e Drenagem

2 ABSTRACT

In the present study it was evaluated the ten-day precipitation 75 percentil spatial distribution for São Paulo state, using a total of 136 pluviometric stations with series over 27 year- records. In a preliminary phase, the ten-day precipitation 75 percentil values were georeferred in the space, allowing geostatistics technique use for data interpolation proceeding. Experimental models of standardized semivariograms were obtained using sample variance as a staggering factor, allowing the proportionality verification among the models and grouping them under the same tendency. The exponential theoretical pattern was better fitted to the experimental semivariograms, followed by the spherical pattern. The parameters measured for the models, nugget, sill and range effect were used to carry out the kriging and isogram maps preparation. The ten-day precipitation 75 percentil spatial distribution reflects the atmospheric circulation behavior in the state, presenting high variability. The western, southwestern and northwestern regions presented the lowest precipitation intensities and varied according to seasonal levels in the spring. The coastal region presented the highest precipitation intensities for almost all studied seasonal levels, differing from other state regions. The exception was the northeastern region at the end of the spring, which presented higher intensity values than those recorded in the littoral.

KEY WORDS: ten day precipitation, semivariogram, geostatistics, kriging.

3 INTRODUÇÃO

Vários trabalhos têm procurado caracterizar os padrões pluviométricos regionais, utilizando a média mensal, sazonal e anual, através de técnicas de análises multivariadas. No entanto tais informações não são suficientes para a aplicação na agricultura, devido às grandes flutuações observadas dos totais mensais e anuais em torno das respectivas médias.

A utilização da média aritmética pluviométrica não constitui um elemento confiável para servir de base ao planejamento agrícola, o que justifica o uso de uma precipitação esperada ou provável associada a um dado nível de probabilidade ou período de retorno (Assad & Rodriguez Castro, 1991), o que está de acordo com Castro Neto & Silveira (1981) que comentam que para fins agrícolas, precipitação média mensal de uma determinada localidade não é um parâmetro adequado que deva ser utilizado, uma vez que a sua probabilidade de ocorrência com valor igual ou superior à média situa-se em torno de 30%.

Godin & Medina apud Medina & Leite (1984), recomendam que para minimizar os riscos de planejamento em uma agricultura racional não se deve usar probabilidades de ocorrência inferior a 75%. Em seus estudos na região administrativa de Bauru, Cunha et al.(1997) concluíram que o valor médio da precipitação pluvial nos meses e nas estações do ano, encontra-se entre os níveis de 30 e 50% de probabilidade, subestimando os valores encontrados no nível encontrado de 75%, o qual promove uma utilização mais racional da água nas atividades agrícolas e afins. Saad & Frizzone (1998), concluíram que o uso da precipitação média no cálculo da exigência de água de sistemas de irrigação resulta em projetos subdimensionados, uma vez que as probabilidades associadas às precipitações médias para os diferentes períodos de retorno estudados variaram de 26 a 39%, recomendando então a adoção da precipitação dependente de 75%.

Normalmente muitos trabalhos são realizados sem a preocupação de espacializar o fenômeno (dados hidrológicos), tanto em termos de frequência como em probabilidades

de ocorrência. Técnicas de interpolação são encontradas na literatura, desde as mais clássicas até os métodos mais complexos envolvendo a geoestatística.

O termo geoestatística é empregado para caracterizar o estudo estatístico de um fenômeno natural, sendo este caracterizado pela distribuição no espaço de uma ou mais variáveis denominadas de “variáveis regionalizadas (VR)”, (Matheron, 1963; Journel & Huijbregts, 1978).

As técnicas estatísticas baseadas na casualização e na repetição não consideram a dependência espacial dos pontos amostrados, ou seja, o comportamento de um fenômeno representado pelos parâmetros, média e desvio padrão, se baseiam na hipótese que os valores amostrais tenham distribuição normal e que as variações locais sejam aleatórias (independentes), enquanto que a geoestatística requer amostras correlacionadas no espaço.

De acordo com Ribeiro Júnior (1995) a geoestatística não se configura como um tipo diferente ou especial de estatística, mas sim como uma estatística que leva em consideração não só o valor obtido para uma variável resposta, mas também sua posição expressa por um sistema de coordenadas. O valor tomado por uma variável localizada espacialmente por suas coordenadas pode ser predito por valores em posições vizinhas, que pareçam não ser estocasticamente independentes entre si. Assim a geoestatística é um método que utiliza procedimentos estatísticos aplicados a problemas onde os dados são espacialmente correlacionados.

A característica principal das variáveis regionalizadas, constitui-se na sua continuidade ou variabilidade espacial, cujo entendimento e modelagem representa a base de toda análise geoestatística. A forma de avaliação desta continuidade está fundamentada nos princípios de regressão linear, empregados na estatística clássica, para analisar a dependência entre duas variáveis (Vieira, 1998). A estimativa da dependência espacial de uma variável com ela mesma, separadas por um vetor h é denominada de semivariograma. Este semivariograma define parâmetros para aplicação da técnica de krigagem, que é segundo Cressie (1990) e Mingoti & Silva (1994) é um método que

permite prever pontualmente ou por intervalo, valores de um processo estocástico em localizações ou regiões não amostradas. Segundo Matheron (1963), Vieira et al. (1983) e Vieira (1998), uma variável regionalizada é uma função espacial numérica que varia de um local para outro, com uma continuidade ou dependência espacial, cuja representação não pode ser representada por uma função matemática simples, isto é, são variáveis cujos valores são relacionados de algum modo com a posição espacial que ocupam. A krigagem é um dos interpoladores mais utilizados em geoestatística, o qual utiliza a dependência espacial entre amostras vizinhas, expressa pelo semivariograma, para estimar valores em qualquer posição dentro do campo de estudo, sem tendência e com variância mínima. Estas duas características fazem da krigagem um interpolador ótimo. A krigagem, de acordo com Webster & Olivier (1990) e Hevesi et al. (1992) apresenta qualidades desejáveis para se fazer inferências estatísticas por ser não tendenciosa e apresentar variância mínima. Sendo por esse motivo muitas vezes denominada de melhor estimador linear não tendencioso (Best Linear Unbiased Estimation - BLUE).

No presente estudo, trabalhou-se com percentis 75 de precipitação decendial, ou seja, a probabilidade $P(Z \leq z)$, com o objetivo de estimar e verificar seu padrão de comportamento para o Estado de São Paulo no período da primavera, mediante a elaboração de mapas de isoietas, utilizando-se como ferramenta principal a geoestatística, que faz uso de interpoladores que procuram minimizar a variância estimada a partir de um modelo de semivariograma previamente escolhido levando-se em conta a dependência entre os dados distribuídos no espaço.

4 MATERIAL E MÉTODOS

4.1 Considerações gerais

Os registros de precipitação foram obtidos junto ao Departamento de Águas e

Energia Elétrica do Estado de São Paulo (DAEE), que forneceu o Banco de Dados Pluviométricos do Estado de São Paulo (DAEE, 1997), no qual constam os registros diários de precipitação atualizados até o ano de 1997.

Obtidos os registros, elaborou-se um programa computacional em linguagem Delphi para proceder a leitura do banco de dados e emitir um relatório com informações referentes aos decêndios dos meses e anos faltosos das estações. Procurou-se inicialmente selecionar as estações em função dos seguintes critérios: tamanho de sua série, presença pequena de falhas nos registros e a existência de dados recentes. Isto deu subsídio para descartar muitas das estações cadastradas. Na seqüência os postos selecionados foram comparados aos dados de postos vizinhos através do método da análise de dupla massa, de modo a aumentar a confiabilidade e a verificação da consistência das séries. Falhas existentes foram preenchidas por interpolações com estações vizinhas, através do método de ponderação regional, equação (1).

$$P_x = \frac{1}{3} \left(\frac{P_m}{P_{m1}} P_1 + \frac{P_m}{P_{m2}} P_2 + \frac{P_m}{P_{m3}} P_3 \right) \quad (1)$$

onde: P_x é a precipitação a ser estimada; P_1 , P_2 e P_3 são as precipitações correspondentes ao período de tempo no qual existe a falha, observada em postos próximos; P_m é a precipitação média na estação x ; P_{m1} , P_{m2} e P_{m3} são as precipitações médias nos postos próximos.

Dentro do universo do Estado de São Paulo, que apresenta uma cobertura razoável de postos, quando comparados a relação entre a área de drenagem e o número mínimo de estações pluviométricas recomendadas, foram selecionados ao todo cento e trinta e seis postos e sua distribuição espacial e visualizada na Figura 1.

Em seguida o programa computacional gerou os totais decenciais para as estações escolhidas da seguinte maneira:

- Decêndio 27 – Dia 21 a 30/09
- Decêndio 28 – Dia 01 a 10/10
- Decêndio 29 – Dia 11 a 20/10
- Decêndio 30 – Dia 21 a 31/10

- Decêndio 31 – Dia 01 a 10/11
- Decêndio 32 – Dia 11 a 20/11
- Decêndio 33 – Dia 21 a 30/11
- Decêndio 34 – Dia 01 a 10/12
- Decêndio 35 – Dia 11 a 20/12

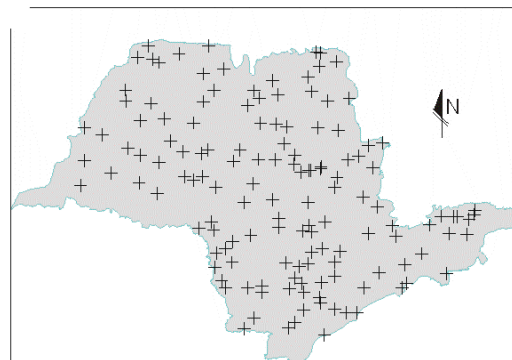


Figura 1: Distribuição espacial das estações pluviométricas do Estado de São Paulo.

4.2 Análise dos registros decenciais

Na análise dos percentis 75 da precipitação decencial foram aplicadas ferramentas da estatística clássica e da geoestatística, sendo esta última imprescindível no estudo da variabilidade espacial da variável em questão. Ambas devem oferecer métodos para a interpolação de valores para locais não amostrados, a partir de um plano amostral previamente estabelecido. Os métodos clássicos pressupõem que as amostras sejam independentes e que apresentem uma distribuição normal, já a geoestatística utiliza-se de amostras distribuídas segundo uma malha, georeferenciada por um sistema de coordenadas e que possam apresentar uma estrutura de dependência.

Todos os registros de precipitação decencial foram georeferenciados no espaço amostral (Estado de São Paulo), sendo suas coordenadas geográficas transformadas em coordenadas cartesianas (UTM).

O estudo da variabilidade das séries decenciais pela geoestatística foi realizada pelo estimador clássico de Matheron, equação (2), que é a função de semivariância, ferramenta

utilizada para medir a dependência entre pontos amostrais, distribuídos segundo um sistema espacial de referência e, para a interpolação de valores necessários à construção de mapas de isolinhas dos percentis 75 da precipitação decendial, objetivo deste trabalho.

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

em que $N(h)$ é o número de pares de valores medidos $Z(x_i)$ e $Z(x_i+h)$, separados por um vetor h .

Os procedimentos adotados para o cálculo dos semivariogramas e o ajuste das séries decendiais de precipitação foram:

- Uso do software geoestatístico (Variowin 2.2) para o cálculo e ajuste dos semivariogramas experimentais;
- Uso da variância das respectivas séries como fator de escala, permitindo a verificação de proporcionalidade dos dados e tendências do semivariograma. Com isto conseguiu-se agrupar semivariogramas decendiais gerando um ajuste único aos modelos escalonados;
- Verificação entre os modelos de semivariogramas, linear, esférico, exponencial e gaussiano, o que melhor se ajustou ao modelo experimental. O ajuste do modelo teórico com ou sem patamar a um semivariograma experimental, significa determinar os valores dos parâmetros efeito pepita (nugget), patamar (sill) e alcance (range). O ajuste foi verificado pela equação (3) fornecida por Pannatier (1996), que emprega o Índice de Melhor Ajuste (Indicative Goodness of Fit – IGF).

$$IGF = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^n \sum_{i=0}^{n(k)} \frac{P(i)}{\sum_{j=0}^{n(k)} P(j)} \frac{D(k)}{d(i)} \left[\frac{\gamma(i) - \hat{\gamma}(i)}{\sigma^2} \right]^2 \quad (3)$$

onde:

N é o número de variogramas direcionais;

$n(k)$ é o número de lags relativo ao k -ésimo variograma;

$D(k)$ é a distância máxima no k -ésimo variograma;

$P(i)$ é o número de pares do i -ésimo lag do k -ésimo variograma;

$d(i)$ é a distância média dos pares do i -ésimo lag do k -ésimo variograma

$\gamma(i)$ é o valor real da semivariância para o i -ésimo lag;

$\hat{\gamma}(i)$ é o valor experimental da semivariância para o i -ésimo lag;

σ^2 é a variância.

Na construção dos mapas de isolinhas foi empregado um software comercial “Surfer 6.0”, que realizou as interpolações utilizando-se o método de krigagem. Os parâmetros utilizados no software foram aqueles determinados pelo Variowin 2.2 (efeito pepita, patamar, alcance e o modelo ajustado) quando da construção dos semivariogramas.

A malha empregada cobriu toda a área experimental (50 colunas x 37 linhas), ou seja, estimou-se um valor em média a cada 20 km na direção leste e 16 km na direção norte. A procura de dados para a estimativa dos valores dos percentis 75 da precipitação decendial foi realizada por quadrante, que permite, ao mesmo tempo, que se mantenha um critério comum para toda a área e que um número não excessivo de postos seja usado para essa interpolação.

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Com o emprego de um programa comercial (Variowin 2.2), foram construídos os semivariogramas experimentais, utilizando o estimador clássico de Matheron. Foram utilizados todos os pares possíveis nas seguintes direções para a confecção dos semivariogramas: 0° , 45° , 90° , 135° .

Procurando estabelecer comportamentos semelhantes dos semivariogramas decendiais, a técnica de escalonamento dos semivariogramas foi aplicada. Estes foram padronizados utilizando-se a variância amostral de cada decêndio como fator de escala, permitindo assim a comparação das proporcionalidade dos dados e tendências dos semivariogramas. Além de facilitar a

interpretação de vários semivariogramas por reuni-los em um único, está técnica tem sido recomendada pelo fato de que os valores interpolados por krigagem com base nos modelos escalonados são idênticos àqueles interpolados com base nos modelos individuais (Vieira et al., 1991).

Constatou-se a presença de pequenas anisotropias nos semivariogramas confeccionados segundo as direções já especificadas. Como a variação anisotrópica foi pequena, assumiu-se a hipótese de isotropia, fundamentando-se para isso nos relatos de Vieira et al.(1983) e Vieira (1998) de que ao invés de se preocupar com a escolha do método para transformação da anisotropia, deve-se apenas limitar a faixa de distância na qual se aplica o semivariograma.

Com a hipótese de isotropia assumida, utilizou-se uma tolerância angular de 90° para a

procura dos pares, o que significa obter um semivariograma médio. No cálculo dos semivariogramas foi empregado um espaçamento com lags de 10 km, utilizando-se de 58 lags de um total de 70, empregados como espaçamento máximo para a determinação das semivariâncias. Tal procedimento recai na afirmação de Clark (1979) de que um corte de 50% do alcance máximo cobre uma região mais fortemente relacionada com o ponto de referência.

Os ajustamentos dos semivariogramas foram obtidos utilizando-se o software Variowin 2.2, utilizando como critério o menor valor para o IGF, conforme equação 3. Os semivariogramas com seus respectivos modelos e índices de ajustamento estão representados nas Figuras 2 a 5 e equações 4 a 7, respectivamente.

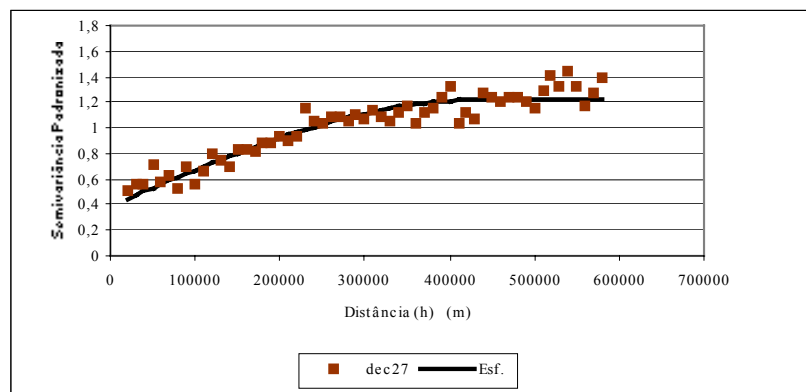


Figura 2: Semivariograma experimental e modelo esférico ajustado para o vigésimo sétimo decêndio dos percentis 75 da precipitação.

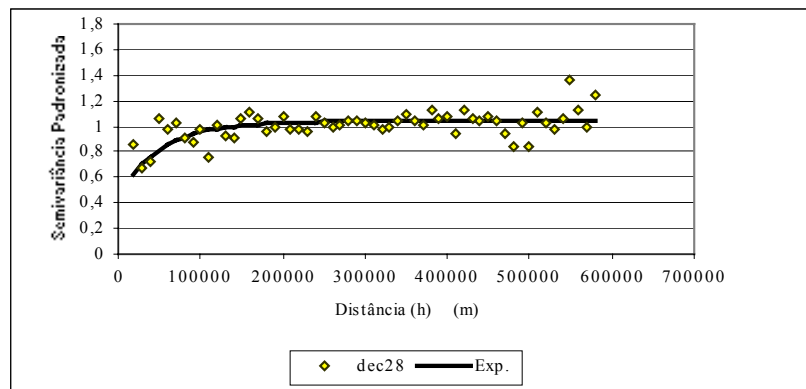


Figura 3: Semivariograma experimental escalonado e o modelo exponencial ajustado para o vigésimo oitavo decêndio dos percentis 75 de precipitação.

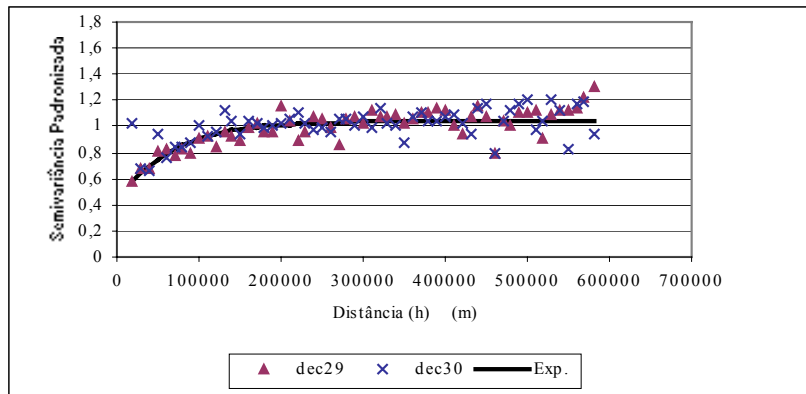


Figura 4: Semivariograma experimental escalonado e modelo exponencial ajustado para os decêndios 29 e 30 dos percentis 75 da precipitação.

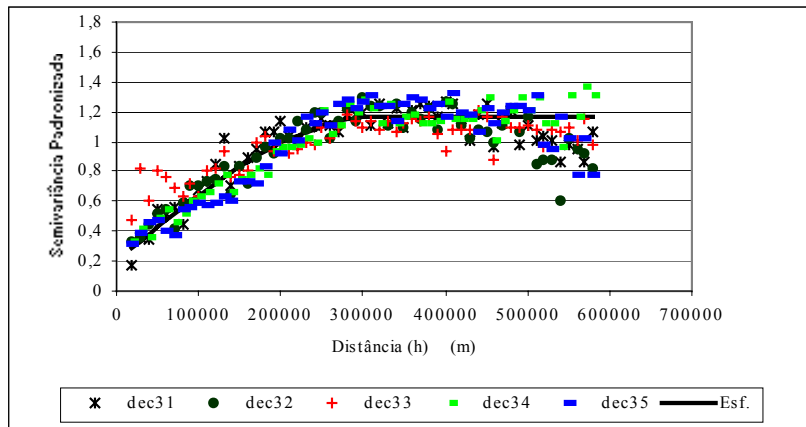


Figura 5: Semivariograma experimental escalonado e modelo esférico ajustado para os decêndios 31 a 36 dos percentis 75 da precipitação.

$$\hat{\gamma}(h) = 0,39 + 0,83 * \left\{ \left[1,5 * \left(\frac{h}{435000} \right) \right] - \left[0,5 * \left(\frac{h}{435000} \right)^3 \right] \right\} \rightarrow \text{IGF} = 2,44 \times 10^{-2} \quad (4)$$

$$\hat{\gamma}(h) = 0,44 + 0,60 * \left[1 - \text{Exp} \left(-3 * \frac{h}{155000} \right) \right] \rightarrow \text{IGF} = 2,76 \times 10^{-2} \quad (5)$$

$$\hat{\gamma}(h) = 0,41 + 0,63 * \left[1 - \text{Exp} \left(-3 * \frac{h}{195000} \right) \right] \rightarrow \text{IGF} = 2,36 \times 10^{-2} \quad (6)$$

$$\hat{\gamma}(h) = 0,20 + 0,97 * \left\{ \left[1,5 * \left(\frac{h}{320000} \right) \right] - \left[0,5 * \left(\frac{h}{320000} \right)^3 \right] \right\} \quad \text{IGF} = 2,62 \times 10^{-2} \quad (7)$$

Analisando o Índice de Melhor Ajuste (IGF) para os modelos dos semivariogramas, representados nas Figuras 2 a 5, verifica-se que todos os valores calculados estão próximos de zero, variando de $2,36 \times 10^{-2}$ a $2,76 \times 10^{-2}$, indicando um bom ajuste, que também pode ser constatado pela análise visual dos mesmos.

Salienta-se que vários modelos foram testados, e somente os que apresentaram melhor IGF foram mostrados.

Através dos escalonamentos dos semivariogramas, pôde-se constatar que alguns apresentaram tendências semelhantes, possibilitando o agrupamento.

Com relação ao decêndio 27, referente aos dias 21 a 30 de setembro, o modelo esférico apresentou o melhor ajustamento, Figura 2, tendo um efeito pepita de 0,39, patamar igual a 1,22 e alcance de 435 km.

O mês de outubro apresentou tendências distintas entre seus decêndios, o 28^o referente aos dias 1 a 10 de outubro, é mostrado na Figura 3, sendo o modelo exponencial ajustado para o semivariograma em questão. O modelo apresentou efeito pepita de 0,44, patamar igual a 1,04 e alcance de 155 km. Os decêndios 29 e 30, correspondentes aos dias 11 a 20 e 21 a 31 de outubro foram ajustados a um único modelo, o exponencial, Figura 4, apresentando um efeito pepita igual a 0,41, patamar igual a 1,04 e alcance de 195 km.

Os meses de novembro e dezembro, relativos aos decêndios 31 a 35 foram ajustados em um único modelo, o esférico, Figura 28. O modelo apresentou efeito pepita igual a 0,20, patamar igual a 1,17 e alcance de 320 km.

Analisando os semivariogramas apresentados, observa-se de maneira geral, que os semivariogramas apresentam valores de semivariâncias crescentes, até uma distância na qual se estabilizam, ocorrendo a formação de um patamar, que segundo Vieira & Lombardi Neto (1995) é indicativo de que a estacionaridade está garantida, e estes valores podem ser utilizados na estimativa de valores para locais onde a propriedade não foi amostrada.

Segundo classificação da variabilidade espacial citada por Cambardella et al. (1994), observa-se que os semivariogramas representados pelas Figuras 2 a 5 apresentam uma dependência espacial variando de média a forte (Quadro 1).

Os dados relativos aos semivariogramas (efeito pepita, patamar, alcance e modelo) foram utilizados para a realização da krigagem através do emprego do software Surfer 6.0 para a criação dos mapas dos percentis 75 da precipitação decendial, que são mostrados nas Figuras 6 a 14.

Quadro 1: Análise de dependência espacial

Semivariograma Representado pela Figura	Efeito Pepita (Co)	Patamar (C)	Valor relativo a 25% do Patamar	Valor relativo a 75% do patamar	Classificação da dependência espacial
2	0,39	1,22	0,31	0,92	média
3	0,44	1,04	0,26	0,78	média
4	0,41	1,04	0,26	0,78	média
5	0,20	1,17	0,29	0,88	forte



Figura 6: Mapas da distribuição espacial dos percentis 75 da precipitação decendial para o Estado de São Paulo, referente ao 27^o decêndio.



Figura 7: Mapas da distribuição espacial dos percentis 75 da precipitação decendial para o Estado de São Paulo, referente ao 28^o decêndio.



Figura 8: Mapas da distribuição espacial dos percentis 75 da precipitação decenal para o Estado de São Paulo, referente ao 29º decênio.



Figura 11: Mapas da distribuição espacial dos percentis 75 da precipitação decenal para o Estado de São Paulo, referente ao 32º decênio.



Figura 9: Mapas da distribuição espacial dos percentis 75 da precipitação decenal para o Estado de São Paulo, referente ao 30º decênio.

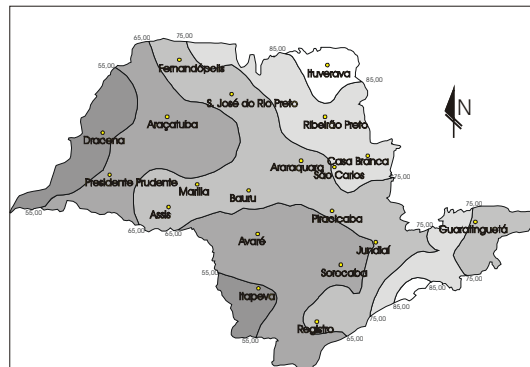


Figura 12: Mapas da distribuição espacial dos percentis 75 da precipitação decenal para o Estado de São Paulo, referente ao 33º decênio.



Figura 10: Mapas da distribuição espacial dos percentis 75 da precipitação decenal para o Estado de São Paulo, referente ao 31º decênio.

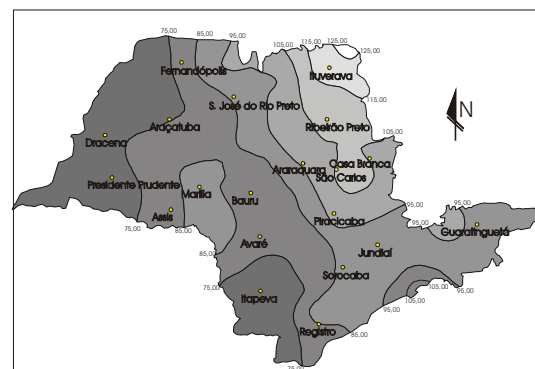


Figura 13: Mapas da distribuição espacial dos percentis 75 da precipitação decenal para o Estado de São Paulo, referente ao 34º decênio.

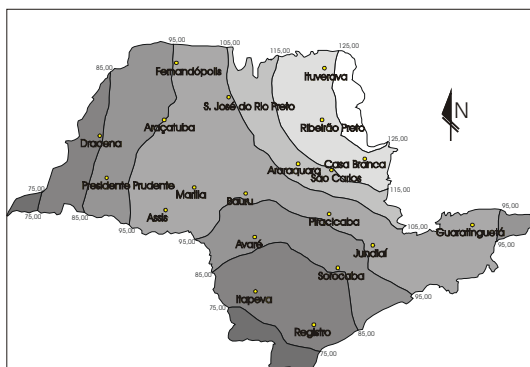


Figura 14: Mapas da distribuição espacial dos percentis 75 da precipitação decendial para o Estado de São Paulo, referente ao 35º decêndio.

Nota-se de maneira geral, Figura 6, que o sul, sudeste e faixa litorânea são as regiões que apresentam os maiores valores dos percentis 75 da precipitação decendial. Pode-se constatar que o decréscimo da intensidade ocorre das regiões sul, faixa litorânea e nordeste no sentido norte e noroeste do Estado.

Os percentis 75 da precipitação decendial no mês de outubro, Figuras 7 a 9, demonstram um comportamento semelhante ao decêndio anterior, tendo um decréscimo de intensidade na direção noroeste e norte do Estado. Contatou-se também uma diminuição da precipitação decendial do nordeste do Estado em direção ao sul e sudoeste.

O mês de novembro, representado nas Figuras 10 a 12, mostram que os valores das intensidades dos percentis 75 da precipitação decendial decrescem do nordeste em direção ao sul, sudoeste e noroeste do Estado, e que as intensidades também diminuem da faixa litorânea com direção a região oeste do Estado.

O término da primavera, representada nas figuras 13 a 15, representam os 20 primeiros dias do mês de dezembro, ou seja, o 34º e 35º decêndios. Observa-se uma diminuição dos valores dos percentis 75 da precipitação decendial partindo do nordeste do Estado em direção as regiões noroeste, sudoeste e sul, sendo que, as maiores intensidades encontram-se nas regiões nordeste e faixa litorânea do Estado.

A tendência de aumento de intensidade dos percentis 75 da precipitação decendial do

sudoeste para o norte e nordeste paulista comentadas anteriormente, contradiz Sant'anna (1997), que comenta a existência de uma tendência natural de diminuição da intensidade de chuvas do sul para o norte do Estado.

O setor mais chuvoso para quase todos os níveis temporais foi o litoral norte e sul, entretanto, em alguns decêndios foram registrados valores mais elevados dos percentis 75 da precipitação decendial na região leste do Estado, mais precisamente no nordeste, tal observação foi feita também por Nunes (1997), que comenta que o índice de chuva sazonal dessa área é dinamizado por vários escarpamentos como a Serra da Mantiqueira, do Indaía, Batatais, Taquaxiana etc.

6 CONCLUSÕES

Na análise dos modelos de semivariogramas padronizados, constatou-se que as séries dos percentis 75 da precipitação decendial poderiam ser agrupadas, já que muitas apresentaram tendências semelhantes nos semivariogramas experimentais. Dessa maneira conseguiu-se agrupar conjuntos de semivariogramas decenciais gerando um ajuste único para cada grupo de modelos escalonados. Vários agrupamentos foram realizados, sendo o modelo exponencial que mais se ajustou em quase todos os casos, seguido pelo esférico.

O comportamento da distribuição espacial dos percentis 75 da precipitação decendial foi variável de acordo com os níveis temporais. A região litorânea e adjacências, apresentaram os maiores índices de percentil 75 da precipitação decendial em praticamente todos os períodos estudados em relação às demais regiões do Estado, com exceção da região nordeste no final da primavera.

As menores intensidades estão presentes nas regiões oeste, sudoeste e noroeste do Estado.

Os resultados apresentados neste trabalho podem oferecer subsídios para próximas pesquisas que visem a estimativa da disponibilidade hídrica provável para o Estado,

assegurando um planejamento mais racional da utilização dos recursos hídricos naturais.

7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ASSAD, E. D.; RODRIGUEZ CASTRO; L. H. Análise frequencial da pluviometria para a estação de Sete Lagoas, MG. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 26, p. 397-402, 1991.
- CAMBARDELLA, C. A. et al. Field – scale variability of soil properties in central Iowa Soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 58, p. 1501–1511, 1994.
- CASTRO NETO, P.; SILVEIRA, J. V. Precipitação provável para Lavras, região Sul de Minas gerais, baseada na distribuição de probabilidade gama I. Períodos mensais. **Ciência e Prática**, Lavras, v. 5, p. 144-151, 1981.
- CLARK, I. The semivariogram – Part I. **Engineering & Mining Journal**, Overland Park, v. 180, p. 90-97, 1979.
- CRESSIE, N. The origin of kriging. **Mathematical geology**, Columbia, v. 22, p. 239-252, 1990.
- CUNHA, A. R et al. O modelo Gama de probabilidade aplicado ao estudo da distribuição da chuva mensal na região administrativa de Bauru, SP. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOROLOGIA, 10., 1997, Piracicaba. **Anais...** Piracicaba: Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, 1997. p. 107–109.
- DEPARTAMENTO DE ÁGUAS E ENERGIA ELÉTRICA DO ESTADO DE SÃO PAULO, CENTRO DE TREINAMENTO DE HIDRÁULICA. **Bancos de dados de precipitação para o Estado de São Paulo atualizados até 1997**. São Paulo, 1997. 1 CD ROM.
- HEVESI, J. A.; ISTOK, J. D.; FLINT, A. L. Precipitation estimation in mountainous terrain using multivariate geostatistics. Part I: structural analysis. **Journal of Applied Meteorology**, Earlsyville, v. 31, p. 661-676, 1992.
- JOURNEL, A. G.; HUIJBREGTS, C. J. **Mining geostatistics**. London: Academic Press, 1978, 600 p.
- MATHERON, G. Principles of geostatistics. **Economic Geology**, Littleton, v. 58, n. 6, p.1246–1266, 1963.
- MEDINA, B. F.; LEITE, J. A. Probabilidade de chuva em Boa Vista – RR. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 19, p. 1437–1441, 1984.
- MINGOTI, S. A.; SILVA, A. F. **Uma análise do nível piezométrico do aquífero de Wolfcamp (US) através de técnicas de geostatísticas**. Belo Horizonte: Universidade Federal Minas Gerais, 1994, 48 p. (Relatório técnico).
- NUNES, L. H. **Distribuição espaço temporal da pluviosidade no Estado de São Paulo: variabilidade, tendências, processos intervenientes**. 1990. 280 f. Tese (Doutorado em Engenharia / Engenharia de Transporte) – Escola Politécnica, Universidade de São Paulo, São Paulo, 1990.
- PANNATIER, Y. **Variowin 2.2** : software for spatial data analysis in 2D. New York: Springer, 1996. 91p.
- RIBEIRO JUNIOR, P. J. **Métodos geostatísticos no estudo da variabilidade espacial de parâmetros do solo**. 1995. 99 f. (Dissertação em Agronomia / Irrigação e Drenagem). Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1995.
- SAAD, J. C. C.; FRIZZONE, J. A. Estudo da distribuição de frequência da precipitação pluvial visando o dimensionamento de sistemas de irrigação. **Irriga**, Botucatu, v. 3, n. 1, p. 35-46, 1998.
- SANT’ANNA NETO, J. L. Proposta de classificação de unidades pluviais para o Estado de São Paulo. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOROLOGIA, 10., 1997, Piracicaba. **Anais...** Piracicaba: Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, 1997. p. 268–270.
- VIEIRA, S. R. **Geostatística em estudos de variabilidade espacial**. Campinas: Instituto Agrônomo de Campinas, 1998. 71 p. (Apostila)
- VIEIRA, S. R. et al. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical

properties. **Journal Hilgardia**, Berkeley, v. 51, n. 1, p. 1-75, 1983.

VIEIRA, S. R.; LOMBARDI NETO, F.

Variabilidade espacial do potencial de erosão das chuvas no Estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v. 54, p. 405-412, 1995.

VIEIRA, S. R.; LOMBARDI NETO, F.;

BURROWS, L.T. Mapeamento da chuva diária

máxima provável para o Estado de São Paulo.

Revista Brasileira de Ciência do Solo, Viçosa, v. 15, n. 1, p. 93-98, 1991.

WEBSTER, R.; OLIVER, M. A. **Statistical methods in soil and land resource survey**.

Oxford: Oxford University Press, 1990. 316 p.