

**BIBLIOTECA DIGITAL DE TESES E DISSERTAÇÕES
UNESP**

RESSALVA

Alertamos para ausência do Capítulo 3
não incluídos pelo(a) autor(a) no arquivo original.

UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA
FACULDADE DE CIÊNCIAS AGRONÔMICAS
CAMPUS DE BOTUCATU

**MAPAS PLUVIOMÉTRICOS MÉDIOS MENSAIS NO VERÃO
PARA O ESTADO DO PARANÁ,
UTILIZANDO MÉTODOS GEOESTATÍSTICOS**

JACINTA LUDOVICO ZAMBOTI

Orientador: **Prof. Dr. ANGELO CATANEO**

Tese apresentada à Faculdade de Ciências Agronômicas da UNESP – Campus de Botucatu, para obtenção do título de Doutor em Agronomia – Área de Concentração em Energia na Agricultura.

BOTUCATU - SP

Julho – 2001

1 INTRODUÇÃO

Entre os múltiplos fatores que podem condicionar as safras agrícolas, o clima se destaca por sua decisiva influência nas variações apresentadas pela produtividade. Entre as variáveis que compõem o clima, principalmente para as culturas anuais, a precipitação pluviométrica é a variável que mais condiciona o resultado das culturas (Segóvia & Andrade, 1982).

A precipitação pluviométrica é fator básico de produtividade das plantas, sendo que com o conhecimento do seu comportamento em uma região é possível otimizar o uso dos recursos para a produtividade agrícola. É importante o conhecimento da distribuição da precipitação no estado, para identificar as regiões apropriadas para uma determinada cultura, em vista da média de precipitação pluviométrica no local.

A produção depende essencialmente do balanço de umidade do solo, que depende, por sua vez, da precipitação. Portanto, o mapeamento da precipitação pluviométrica, é fundamental para o planejamento do uso da terra e para

entender, explicar e prever o crescimento e o desenvolvimento dos recursos naturais, com a finalidade de promover a sua utilização racional.

O estado do Paraná tem sua economia dependente de uma agricultura bastante diversificada que é fortemente dependente das condições do tempo, durante o período do cultivo, principalmente da ocorrência da precipitação pluviométrica. Segundo Bernardes (1998), a pluviosidade é um dos componentes do clima que mais afeta a produção agrícola do estado, devido a seu caráter de imprevisão e a sua variação espacial e temporal.

A existência da correlação espacial, isto é, o fato de que as observações mais próximas tendem a ser mais semelhantes do que as observações mais afastadas espacialmente, faz com que muitas das técnicas estatísticas que consideram as observações como independentes não sejam apropriadas. A questão básica é, portanto, a presença de dependência espacial, que deve ser estimada, modelada através de métodos geoestatísticos e considerada nas análises subseqüentes.

Métodos geoestatísticos são procedimentos estatísticos aplicáveis a dados espacialmente referenciados. Esses métodos consideram a dependência espacial das observações, lançando mão de medidas estatísticas que expressem esta estrutura de dependência, tais como covariâncias, correlações e semivariâncias.

Além da descrição da estrutura de dependência espacial (semivariograma), tal conjunto de técnicas propõem um método de interpolação, que considera a dependência espacial, chamado de Krigagem que propõe um estimador não tendencioso de mínima variância. A krigagem ordinária foi escolhida para este

trabalho, pois esta poderá compensar o não uso de covariáveis topográficas, conforme constatado por Prudhomme (1999).

É esperado pela natureza que as variáveis climáticas apresentam dependência espacial. Assim, o tratamento estatístico a ser dado a elas, não pode ignorar este fato. A geoestatística se apresenta como importante método a ser usado nestas condições, pois as técnicas estatísticas que não consideram a dependência espacial falhariam nessas situações.

A hipótese básica formulada neste trabalho é que os métodos geoestatísticos permitem avaliar o comportamento espacial das observações, mesmo com a limitação proporcionada pelo fato de que a distribuição das estações meteorológicas no Paraná é muito irregular. Isto é, a dependência espacial pode ser não detectada.

Os objetivos deste trabalho foram: verificar a existência da dependência espacial de cada variável, estruturar a dependência espacial, modelar a estrutura da dependência espacial, interpolar valores para locais não amostrados, construir mapas de contornos para a precipitação pluviométrica em cada um dos três meses, comparar esses mapas com as respectivas cartas geográficas da precipitação pluviométrica no Paraná e comparar as modelagens utilizadas para obtenção dos mapas no presente trabalho e das cartas climáticas do Paraná (Caviglione et al. 2000) do IAPAR /Londrina-Pr..

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Precipitação pluviométrica e agricultura

A precipitação pluviométrica é uma variável importante no planejamento de uma região, sendo fator limitante para algumas culturas e/ou práticas agrícolas.

Simões (1954) salientou a precipitação pluviométrica como um dos fatores que mais afetam a produção agrícola no estado do Paraná, devido ao seu caráter de imprevisibilidade e pela sua variação espacial e temporal, principalmente por se tratar de uma região de transição climática.

Caramori et al. (1994) afirmaram que o estado do Paraná compreende uma das áreas agrícolas mais importantes do país, em razão da diversidade de espécies exploradas, produtividade e volume da produção. O fato de localizar-se em uma região de transição climática, permite o cultivo de um vasto número de espécies que vão desde as tropicais até as temperadas. Esta diversidade de condições é acompanhada por uma acentuada variabilidade no tempo e espaço na

distribuição dos elementos climáticos, dificultando o planejamento da exploração agrícola em razão do clima.

Caramori et al. (1998) argumentam que, a correta espacialização de dados de precipitação é fundamental dentro do conceito de agricultura de precisão, em que o fator clima tem que ser otimizado para que os retornos sejam os potenciais esperados. Com base no conhecimento dos padrões regionais de distribuição da precipitação pluviométrica é possível estabelecer se uma determinada espécie vegetal tem condições satisfatórias para a sua produção econômica.

2.2 Justificativa para o uso da Geoestatística

Krige (1951), citado por Gonçalves (1997), constatou que as amostras de uma dada variável não se distribuíam aleatoriamente e até uma certa distância elas tinham influência sobre o ponto a ser estimado. Isto é, concluiu que não se conseguia encontrar sentido nas variâncias, caso não se levasse em conta a distância entre as amostras.

Segóvia et al. (1982) relataram que existem muitos trabalhos que procuram encontrar uma relação que explique o comportamento da produtividade em função da temperatura e da precipitação pluviométrica. Geralmente esta relação é buscada através da análise de regressão. Frequentemente o coeficiente de correlação entre a produtividade e as variáveis climáticas apresenta-se alto. Por outro lado, os resultados de interpolações não são satisfatórios. Talvez isso se deva ao fato de que

as variáveis climáticas apresentam dependência espacial e essa não foi considerada no modelo, ou seja a dependência espacial mascarou os resultados da interpolação.

Braga (1990) afirmou que duas características principais limitam a modelagem de fenômenos naturais por variáveis aleatórias. Uma delas é a impossibilidade de repetir indefinidamente o experimento, mesmo porque na grande parte dos casos trata-se de variáveis observadas como, por exemplo, teores de um certo minério em uma jazida, ou precipitação pluviométrica de uma estação em um dia. Deve ser evidente para o leitor que é impossível reamostrar um bloco de minério que já foi processado ou voltar atrás no tempo e medir outra precipitação. A outra característica refere-se à dependência das observações, contrariamente aos exemplos clássicos do lançamento de dados ou de moeda, as medidas observadas são extremamente dependentes. Esse é o caso da variável em estudo neste trabalho, pois duas coletas de precipitação pluviométrica recolhidas em estações próximas podem apresentarem resultados semelhantes ou seja, relacionados. Isto é, trata-se de uma variável que os valores são relacionados de algum modo com a posição espacial que ocupam.

Legendre (1993) declarou que, quando existe autocorrelação nos dados, existem duas soluções: a primeira consiste em remover a dependência espacial excluindo amostras ou filtrando a estrutura espacial; a segunda alternativa é considerar um método de análise estatística que leve em consideração a autocorrelação espacial.

É a segunda alternativa que deve ser adotada, pois o uso dos procedimentos geoestatísticos na análise de dados com dependência espacial melhora a precisão das predições.

Cressie (1993) justifica a importância de uma abordagem que leve em conta a dependência espacial, mostrando os efeitos da autocorrelação espacial em problemas de estimação e em delineamentos experimentais.

A detecção da estrutura de autocorrelação espacial em áreas experimentais pode permitir estimação mais eficiente dos contrastes entre tratamentos. Pois a não-consideração da variabilidade espacial pode impedir que diferenças reais sejam levantadas.

Na fase do planejamento de um experimento deve ser considerada a importância de verificar a existência da dependência espacial, por quanto, se a decisão for pela verificação da variabilidade espacial, isto implica que as coordenadas geográficas da localização da unidade experimental devam ser levantadas. Assim, deixar de aplicar geoestatística quando existe dependência espacial é falta de coerência com os princípios fundamentais da estatística.

Segundo Journel (1991), citado por Ribeiro Junior (1995), a dependência espacial não é uma inconveniência estatística, mas um verdadeiro benefício que permite informar sobre locais não amostrados a partir de dados em localizações ao redor do ponto desejado. Existe apenas a necessidade de ter as referências geográficas das observações.

Vieira (1996) afirmou que a geoestatística é aplicada quando o valor de uma variável se altera de um local para outro com algum grau de organização ou continuidade, expresso através da dependência espacial.

Segundo Guerra (1998), a variável regionalizada, que se apresenta mais ou menos estável em sua variação espacial pode ser expressa através de uma flutuação mais ou menos importante entre os valores de amostras vizinhas. Esta flutuação reflete, por outro lado, o grau de dependência ou independência que existe entre um valor e outro. Algumas variáveis com caráter geométrico marcado refletem alto grau de dependência entre dois valores próximos. E essa dependência deve ser aproveitada para modelar o fenômeno.

Guerra (1998) argumenta que existem circunstâncias onde a continuidade é pouco definida e não pode ser confirmada, sendo definidos como fenômenos erráticos. Afirma que existem ainda os casos em que os valores representativos das características da variável não possuem nenhuma dependência entre si, ou seja, são totalmente independentes.

Aspiazú et al. (1990) construíram um mapa dos limites de regiões climáticas homogêneas de uma área em Minas Gerais, utilizando estatística multivariada (componentes principais e análise de agrupamento). Os autores trabalharam com 15 variáveis climáticas, das quais formaram três combinações lineares, através da técnica componentes principais, que denominaram de índice térmico, índice de umidade invernal e índice de umidade de verão. Esses índices foram submetidos a uma análise de agrupamento, de onde resultaram 10 regiões homogêneas em relação ao clima. Um mapa foi construído para cada índice, sendo

que a classificação de cada índice no mapa foi delimitado por isaritmias traçadas manualmente, mediante interpolação visual.

Este trabalho trouxe benefícios dentro da área de climatologia, mas atualmente seria muito questionado quanto à interpolação visual e seria indicada uma interpolação por krigagem.

Até o presente, diversos estudos foram realizados sobre as características climáticas do Paraná, mas nenhum estudo considerou a dependência espacial da precipitação pluviométrica. O Instituto Agrônomo do Paraná, IAPAR – Londrina, Estado do Paraná (1978, 1994), publicou as Cartas Climáticas Básicas do Estado do Paraná, contendo, dentre outras variáveis, informações sobre os volumes mensais de precipitação. Os contornos do mapa foram construídos visualmente.

Caviglione et al. (2000) apresentam uma edição atualizada dessas cartas climáticas, com aplicação do método de Krigagem para interpolação de valores mensais e anuais de chuvas. Este trabalho não considerou os resultados do variograma experimental para fazer a modelagem, isto é não considerou a dependência espacial da variável. Foi usado o programa Surfer e escolhido o método krigagem, conforme a alternativa “padrão” do programa.

2.3 Aplicação de métodos geostatísticos no estudo de precipitação pluviométrica.

Poucos são os trabalhos, principalmente no Brasil, existentes na literatura, com metodologia geoestatística aplicada à variável precipitação pluviométrica. A maioria dos trabalhos que usaram esta metodologia são da área de solos.

Vieira et al. (1991) elaboraram o mapeamento da chuva diária máxima provável para o estado de São Paulo, através do modelo exponencial ajustado aos semivariogramas escalonados para períodos de retorno de 5, 10, 25, 50 e 100 anos. A técnica validação cruzada foi aplicada e concluiu-se que 16 era o número ideal de vizinhos para cada estimativa. Os autores decidiram, observando resultados da estatística descritiva, retirar da análise os dados da região litorânea e da Serra do Mar, alegando que eles constituem uma população diferente estatisticamente do interior. Verificaram a não existência de correlação linear significativa entre altitude e as chuvas diárias máximas para os cinco períodos analisados.

O objetivo do trabalho de Vieira et al. (1991) era construir mapas de isolinhas de chuva diária máxima provável no Estado de São Paulo, onde os dados da região litorânea e da Serra do Mar (30 estações pluviométricas) não foram considerados. Mas mapearam essa região com o modelo estabelecido para o interior. Talvez a atitude de abandonar os dados dessa área não seja a mais correta. Para uma decisão mais segura, dever-se-iam analisar todos os dados e verificar o semivariograma experimental e os resultados da técnica validação cruzada, que avalia a modelagem do fenômeno.

Vieira & Lombardi Neto (1995) estudaram a variabilidade espacial do índice de erosão das chuvas do estado de São Paulo. Nesse estudo, para o

período das águas, foi ajustado o modelo esférico com alcance de 70 km, sendo o patamar do semivariograma bem-definido e o efeito pepita baixo. O modelo exponencial, com alcance de 50 km foi adequado para o período das secas, mas o ajuste foi feito para os resíduos da tendência parabólica, pois o semivariograma para os dados originais apresentou crescimento sem limites. O efeito pepita foi maior do que para o período das águas, isto é, a variação ao acaso é maior para período das secas. Foi sugerido neste trabalho que o número de vizinhos em uma estimativa não ultrapasse 16, para que as hipóteses a respeito dos dados não fossem invalidadas.

Hevesi et al. (1992a) fizeram estimação da média anual de precipitação (map) em terras montanhosas em Nevada, utilizando os dados de 62 estações, aplicando métodos de geoestatística multivariada. Encontraram um coeficiente de correlação positivo significativo ($r = 0,75$) entre o log natural (ln) da média anual de precipitação e a altitude da estação. Com a altitude de 1531 locais disponíveis, usaram a cokrigagem para fazer estimativas da precipitação. A técnica validação cruzada foi aplicada para selecionar o modelo e para comparar o modelo geoestatístico com outros seis métodos de estimação. Os melhores resultados na validação cruzada foram produzidos pela cokrigagem..

Hevesi et al. (1992b) construíram mapas de isolinhas para a precipitação média anual, e as isolinhas foram definidas através das estimativas de cokrigagem ajustadas conforme os contornos de elevação e disposição do efeito orográfico. As estimativas máxima e mínima para a precipitação foram 335 mm e 79 mm com as seguintes altitudes respectivamente 2255m e 670m.

Iguzquiza (1998) comparou um método que não levou em consideração a dependência espacial e três métodos geoestatísticos: krigagem ordinária, cokrigagem e krigagem com tendência externa para estimar a média da precipitação pluviométrica em Guadalhorce na Espanha. Os dois últimos métodos usaram, além da chuva, as variáveis vento e a informação orográfica do local. Concluíram que, com os três métodos geoestatísticos, os resultados foram bons, mas o método da krigagem com tendência externa apresentou melhores resultados. Para comparar os métodos, verificaram os resultados da técnica validação cruzada.

Faulkner & Prudhomme (1998) construíram mapas de chuvas extremas no Reino Unido, usando a krigagem. Afirmaram que a interpolação nas regiões montanhosas é um grande desafio, pois a variação dos dados é grande e a distância do mar, a proximidade das montanhas, o continente e a altitude, são úteis covariáveis para ajudar na cartografia de chuvas extremas.

Prudhomme (1999) fez um mapeamento de chuva extrema em regiões montanhosas usando os métodos krigagem ordinária e krigagem ordinária residual. Afirmou que estes dois métodos, conforme a literatura, são muito usados para mapear a média diária anual de chuvas extremas. Concluiu que o uso das covariáveis topográficas pode ser compensado pelo uso da krigagem ordinária.

Holawe & Dutter (1999) afirmaram que a geoestatística tornou-se uma ferramenta importante em climatologia, nos últimos 10 anos. Estudaram a precipitação pluviométrica diária de 400 estações da Áustria para um período de 20 anos e construíram semivariogramas para duas direções E-W e N-S. Concluíram que os semivariogramas apresentaram os parâmetros patamar, efeito pepita e alcance

aproximadamente iguais, considerando, assim, a situação isotrópica, isto é, o semivariograma modelado pela equação esférica independe da direção no processo de interpolação.

2.4 Condição para se aplicar geoestatística

Para conhecer o comportamento de uma variável aleatória, toma-se várias amostras dessa variável, ou seja, diversas realizações dessa variável. Partindo dessas realizações é possível fazer conjecturas sobre a distribuição da variável e estimar seus parâmetros e/ou momentos; enfim, é possível fazer inferências de interesse.

Neste estudo, a informação obtida na amostragem da região foi um único valor em cada ponto, ou seja, uma única realização da variável aleatória. Com tal informação não é possível qualquer tipo de inferência, uma vez que não se pode fazer estimação a partir de uma única observação. Dessa forma, o processo estocástico não pode ser conhecido de forma a permitir conclusões sobre o fenômeno em estudo. A fim de contornar tal impedimento de ordem prática, a análise pode prosseguir, caso seja adotado algum tipo de estacionaridade, isto é, caso seja reconhecido algum grau de homogeneidade espacial.

Hand (1998) constatou que problemas de não-estacionaridade podem aparecer quando a população em estudo modifica-se rapidamente.

Isaaks & Srivastava (1989) afirmam que uma função aleatória é estacionária quando a sua forma de distribuição espacial não varia para qualquer vetor de translação h .

Ribeiro Junior (1995) afirma que a estacionaridade permite obter dos dados diversas realizações de alguma variável aleatória, de forma que pelo menos os dois primeiros momentos da distribuição desta variável possam ser estimados.

Existem três hipóteses de estacionaridade e pelo menos uma delas deve ser satisfeita antes de se fazer qualquer aplicação de geoestatística.

2.4.1 Hipóteses de estacionaridade

Vieira (1996) afirma que para uma dada posição fixa s_k de uma determinada área S , cada valor medido da variável em estudo $Z(s_k)$ pode ser considerado como uma realização de uma certa variável aleatória (v.a.) $Z(s_k)$. A variável regionalizada $Z(s_k)$, para qualquer s_i (identifica uma posição no espaço, e representa pares de coordenadas (x_i, y_i)), dentro da área S , que por sua vez, pode ser considerada uma realização do conjunto de variáveis aleatórias $[Z(s_i)$, para qualquer s_i dentro de S]. Esta definição coincide com a de função aleatória, assim $Z(s_i)$ é uma função aleatória.

Supondo-se que a função aleatória $Z(s_i)$ tenha valores esperados $E[Z(s_i)] = m(s_i)$ e $E[Z(s_i+h)] = m(s_i+h)$ e variâncias $VAR[Z(s_i)]$ e $VAR[Z(s_i+h)]$,

respectivamente, para os locais s_i e s_{i+h} , e qualquer vetor h , então, a covariância $C(s_i, s_{i+h})$ entre $Z(s_i)$ e $Z(s_{i+h})$ é definida por:

$$C(s_i, s_{i+h}) = E [Z(s_i) Z(s_{i+h})] - m(s_i) m(s_{i+h}) \quad (1)$$

e o variograma $2\gamma(s_i, s_{i+h})$ é definido por:

$$2\gamma(s_i, s_{i+h}) = E[Z(s_i) - Z(s_{i+h})]^2 \quad (2)$$

a variância de $Z(s_i)$ é dada por :

$$\text{VAR}\{Z(s_i)\} = E\{Z(s_i) Z(s_i + 0) - m(s_i) m(s_i + 0)\}$$

$$\text{VAR}\{Z(s_i)\} = E (Z^2(s_i) - m^2(s_i)) - C(s_i, s_i) \quad (3)$$

e a variância de $Z(s_{i+h})$ é :

$$\text{VAR}\{Z(s_{i+h})\} = E\{Z^2(s_{i+h}) - m^2(s_{i+h})\} = C(s_{i+h}, s_{i+h}) \quad (4)$$

2.4.1.1 Hipótese de estacionaridade de primeira ordem

Trangmar et al. (1985) afirmaram que a hipótese de estacionaridade de primeira ordem é definida considerando-se que o momento de

primeira ordem da distribuição da função aleatória $Z(s_i)$ seja constante em toda a área, ou seja:

$$E[Z(s_i)] = E[Z(s_i+h)] = \mu \quad (5)$$

em que μ é a média dos valores da área toda e h é o vetor de separação entre os pares de posições no espaço.

$$E[Z(s_i) - Z(s_i+h)] = 0$$

Considerando-se que a diferença entre as duas v.a. $\{Z(s_i) - Z(s_i+h)\}$ é uma v.a., isso quer dizer que o primeiro momento desta v.a. é igual a zero.

2.4.1.2 Hipótese de estacionaridade de segunda ordem

Segundo Isaaks & Srivastava (1989), uma função aleatória $Z(s_i)$ é estacionária de ordem 2 se for verificada a igualdade da equação (5), ou seja, se o valor esperado $E\{Z(s_i)\}$ existir e não depender da posição s_i para qualquer s_i dentro da área S . E, se para cada par de variáveis aleatórias, $\{Z(s_i), Z(s_i+h)\}$, a função covariância $C(h)$ existir e for função de h :

$$C(h) = E \{Z(s_i) Z(s_i + h)\} - \mu^2 \quad (6)$$

para qualquer s_i dentro da área S .

Na equação (6), a estacionaridade da covariância implica a estacionaridade da variância e do variograma. Assim, usando a linearidade do operador valor esperado na equação (3), obtém-se:

$$\text{VAR} \{Z(s_i)\} = E \{Z(s_i + 0)\} - E\{\mu^2(s_i)\} \quad (7)$$

e aplicando as condições de estacionaridade (5) e (6), obtém-se:

$$\text{VAR} \{Z(s_i)\} = E\{Z^2(s_i)\} - \mu^2 = C(0) \quad (8)$$

O variograma na equação (2) pode ser desenvolvido em:

$$2\gamma(s_i, s_i + h) = 2\gamma(h) = E\{Z^2(s_i) - 2Z(s_i)Z(s_i + h) + Z^2(s_i + h)\} \quad (9)$$

Somando e subtraindo $2\mu^2$:

$$2\gamma(h) = E\{Z^2(s_i) - \mu^2 - 2Z(s_i)Z(s_i + h) + 2\mu^2 + Z^2(s_i + h) - \mu^2\} \quad (10)$$

Usando a linearidade do operador E, e reconhecendo que o valor esperado de uma constante é a própria constante tem-se:

$$2\gamma(h) = E\{Z^2(s_i)\} - \mu^2 - 2[E\{Z(s_i)Z(s_i + h)\}] - \mu^2 + E\{Z^2(s_i + h) - \mu^2\} \quad (11)$$

Substituindo as equações (6) e (8) pela equação (11), tem-se:

$$2\gamma(h) = C(0) - 2C(h) + C(0) = 2C(0) - 2C(h) \quad (12)$$

ou simplificando,

$$\gamma(h) = C(0) - C(h) \quad (13)$$

isolando $C(h)$, tem-se:

$$C(h) = C(0) - \gamma(h) \quad (14)$$

Dividindo ambos os lados por $C(0)$ e reconhecendo que o correlograma $\rho(h) = C(h)/C(0)$:

$$\begin{aligned} \rho(h) &= \frac{C(h)}{C(0)} = \frac{C(0)}{C(0)} - \frac{\gamma(h)}{C(0)} \\ \rho(h) &= 1 - \frac{\gamma(h)}{C(0)} \end{aligned} \quad (15)$$

Portanto, se a hipótese de estacionaridade de ordem 2 puder ser satisfeita, a covariância $C(h)$ e o variograma $2\gamma(h)$ são ferramentas equivalentes para caracterizar a dependência espacial. A existência de estacionaridade dá a oportunidade de repetir um experimento mesmo que as amostras devam ser coletadas

em pontos diferentes, porque todas as amostras são consideradas pertencentes a populações com os mesmos momentos estatísticos.

2.4.1.3 Hipótese de estacionaridade intrínseca

A hipótese de estacionaridade de ordem 2 pode não ser satisfeita para alguns fenômenos físicos, os quais têm uma capacidade infinita de dispersão. Para tal situação, uma hipótese menos restritiva, a hipótese intrínseca, pode ser aplicável. Esta hipótese requer apenas a existência e estacionaridade do semivariograma sem nenhuma restrição quanto à existência de variância finita. Uma função aleatória é intrínseca quando, além de satisfazer a condição expressa na equação (5), a estacionaridade do primeiro momento estatístico, também o incremento $\{Z(s_i) - Z(s_i+h)\}$ tem variância finita, e não depende de s_i para qualquer vetor h . Matematicamente, isto pode ser escrito:

$$\text{VAR} ([Z(s_i) - Z(s_i+h)]) = E[Z(s_i) - Z(s_i+h)]^2 \quad (16)$$

para qualquer s_i dentro da área S .

Substituindo a equação (2) na equação (16), tem-se:

$$2\gamma(h) = E[Z(s_i) - Z(s_i+h)]^2 \quad (17)$$

A função $\gamma(h)$ é o semivariograma. A razão para o prefixo “semi” é que a equação (17) pode ser escrita na forma:

$$\gamma(h) = 1/2 E[Z(s_i) - Z(s_i+h)]^2 \quad (18)$$

O fator 2 foi introduzido na definição do semivariograma, $2\gamma(h)$, para cancelamento e simplificação da equação (13) e a quantidade mais freqüentemente usada é $\gamma(h)$ e não $2\gamma(h)$. A hipótese intrínseca é, na verdade, a mais freqüentemente usada em geoestatística, principalmente por ser a menos restritiva.

Assumindo a hipótese de estacionaridade intrínseca, assume-se que a estrutura de variabilidade entre dois pontos, dentro da área em estudo, independe da posição no espaço. Quando a variável se distribui de forma homogênea, isto é verdadeiro.

Se uma função aleatória é estacionária de ordem $K(K>0)$, então ela também será estacionária de todas as ordens menores que K . Conseqüentemente, se uma função aleatória $Z(s_i)$ é estacionária de ordem 2, então ela será também intrínseca. Entretanto, o contrário não é necessariamente verdade.

Formalmente, uma variável regionalizada é estacionária se os momentos estatísticos da variável aleatória $Z(s_i+h)$ forem os mesmos para qualquer vetor de translação h .

Na prática, muitas vezes uma variável nega a estacionaridade dentro da região estudada, apresentando por exemplo uma tendência de crescimento de valores numa determinada direção. No entanto, Journel & Huijbregts, 1978,

citados por Gonçalves (1997), definem uma vizinhança de quase-estacionaridade, dentro da qual a variável pode ser considerada estacionária.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Precipitação pluviométrica em dezembro no Paraná.

Através da análise exploratória foi constatado um valor atípico entre as observações da precipitação pluviométrica de dezembro nas 285 estações meteorológicas. Trata-se da precipitação pluviométrica na estação meteorológica de Morretes - Pr. Este município tem três estações, que possuem as seguintes altitudes: 8, 10 e 680 metros, com médias de precipitação de respectivamente, 232, 193 e 392 mm. Esta última observação resulta de um volume com efeito orográfico (precipitação provocada pelo encontro de nuvens com a Serra), superior à média dos outros dois valores em 179 mm e superior ao valor máximo da amostra, em 114 mm. Diante dessa discrepância, procedeu-se à análise com 284 observações.

A exclusão do valor discrepante citado se deu porque, caso contrário influenciaria na forma do semivariograma. Na construção do mapa, esse

valor será incluído, pois o processo de interpolação “ krigagem” que será usado considera a média no local e não os pontos extremos.

No Quadro 1 consta o resumo do comportamento dos dados que pode ser verificado pelas estatísticas descritivas.

Quadro 1 - Estatísticas da média da precipitação
(mm/dia) no Paraná em dezembro.

Número de dados	284
Média	185,3
Mínimo	111,2
Máximo	278,5
Quartil Inferior	167,0
Quartil Superior	199,1
Variância	734,8
Desvio-padrão	27,1
Coef. de Variação	14,6%
Coef. De Assimetria	0,8
Coef. de Curtose	1,2

Os coeficientes de assimetria e curtose afastam-se um pouco de 0 e 3, respectivamente, indicando uma assimetria positiva e uma curva leptocúrtica. Isso pode ser devido às 10 estações com valores entre 250 e 300 mm/dia, pois a média com uma boa representatividade (coef. de variação=14.6%) é menor que 200mm, conforme a tabela 5.

A Figura 4 e o teste de Kolmogorov - Smirnov ($d = 0,0767$, $p < 0,10$), mostram que os dados possuem distribuição normal.

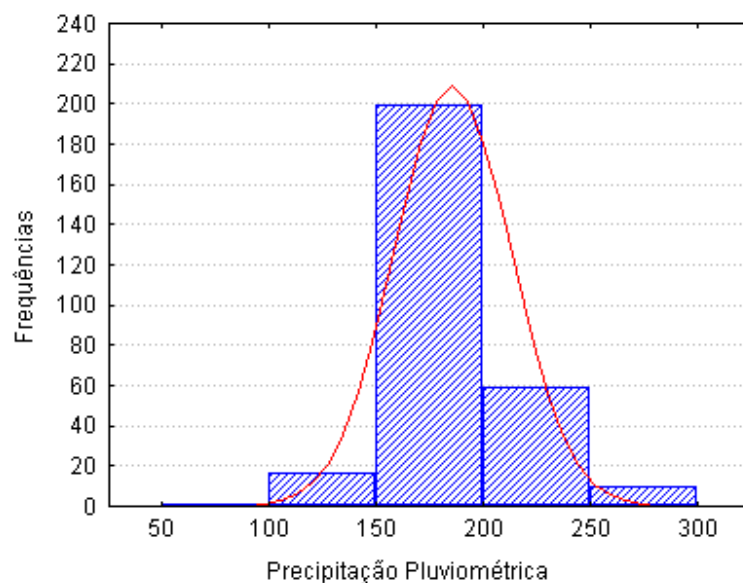


Figura 4 – Histograma e curva de frequências da Normal para a precipitação (mm/dia) em dezembro no Paraná.

Com base na Figura 4 e também pelo “Boxplot” (Figura 5), verifica-se uma assimetria positiva não muito acentuada, o que já é suficiente para se aplicar Geoestatística. Existem dados que são considerados “outliers” (valores com comportamento diferente, comparados ao volume dos dados), pois aparecem nas extremidades inferior ou superior do “Boxplot”, ou seja abaixo do limite [quartil inferior – 1,5 vezes (quartil superior – quartil inferior)] ou acima do limite [quartil superior + 1,5 vezes (quartil superior – quartil inferior)].

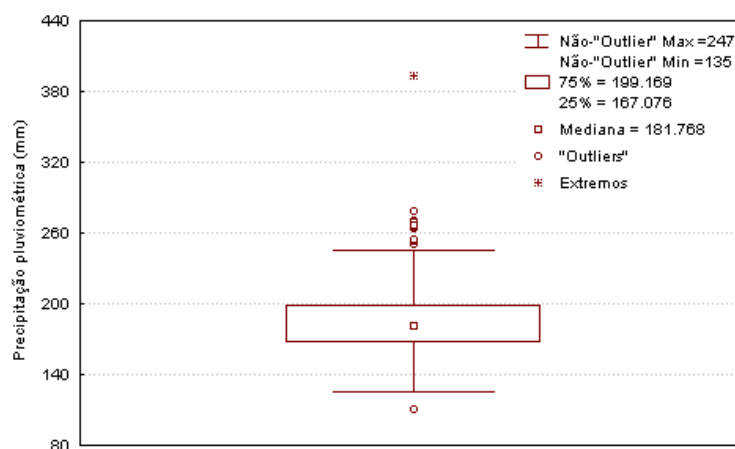


Figura 5 - “Boxplot” da média da precipitação (mm/dia) em dezembro no Paraná.

Os valores considerados discrepantes foram analisados cuidadosamente para se verificarem possíveis erros de medidas, visto que foi esse o principal objetivo da construção do “boxplot”. Foi constatado que esses valores estão localizados em regiões onde a precipitação pluviométrica é diferente das demais regiões do estado, em todos os meses do ano.

O valor “outlier inferior” (111,29) foi observado no município de Calmon - SC que tem altitude de 1200 metros. Os demais meses do ano, nesta estação, também apresentaram baixos volumes de precipitação em relação aos outros locais, o que é uma indicação que esses valores não são erros de medida.

Os valores “outliers superiores” estão localizados no litoral do Paraná. Alguns desses estão sobre o efeito orográfico. Nenhuma dessas observações discrepantes deve ser descartada, pois é a realidade do fenômeno na área. Essa discrepância poderá provocar erros de estimativas para a região do litoral e proximidades.

A Figura 6 mostra uma distribuição espacial das quatro classes das observações, dispersa em toda a área de estudo. Concentrações de valores são verificadas, mas como decorrência natural da continuidade espacial da variável. Observa-se uma continuidade espacial até certa distância. Não existem variações gradativas ao longo de alguma direção, indicando que não existe tendências. Assim a estacionaridade, pelo menos intrínseca, está indicada para a média da precipitação pluviométrica em dezembro no estado do Paraná.

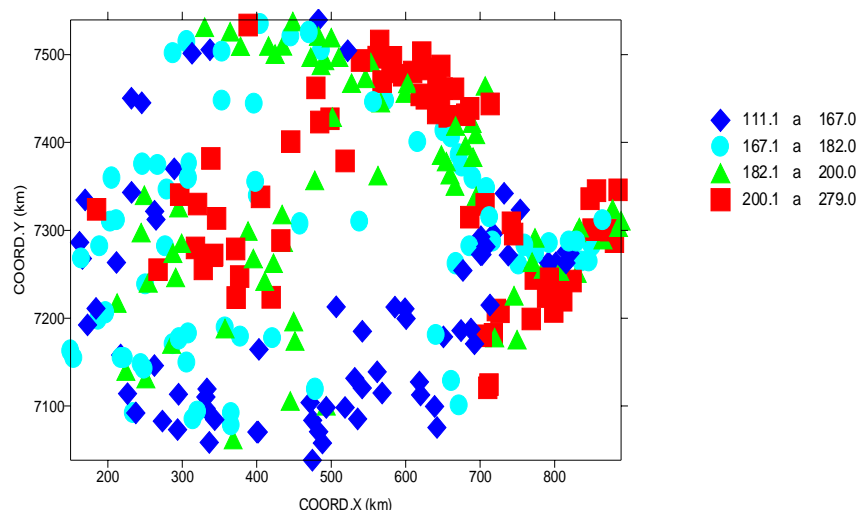


Figura 6 – “Posplot” da precipitação (mm/dia) em dezembro no Paraná.

Após vários estudos, foi escolhida a primeira estimação para os parâmetros: efeito pepita, variância espacial e alcance, que foram respectivamente: $C_0 = 13\text{mm}^2$, $C_1 = 561\text{mm}^2$ e $a = 62\text{km}$, definindo-se, assim, a estrutura de dependência espacial (Figura 8), que é apresentada pelo seguinte modelo exponencial:

$$\hat{\gamma}(h) = 13 + 561 [1 - \exp(-3h/62)], \quad 0 < h < 62$$

A variância dos dados (S^2Z) é maior do que a soma das variâncias: aleatória (C_0) e espacial (C_1), isto é, maior do que o patamar, isso significa que a estacionaridade de segunda ordem não é verificada, mas como se tem um patamar bem definido, a estacionaridade intrínseca está indicada. Obteve-se, com o modelo exponencial, um bom ajuste, principalmente nos pontos iniciais, sendo “h” a distância entre os pontos vizinhos em km e “ $\hat{\gamma}(h)$ ”, as semivariâncias em (mm^2/dia).

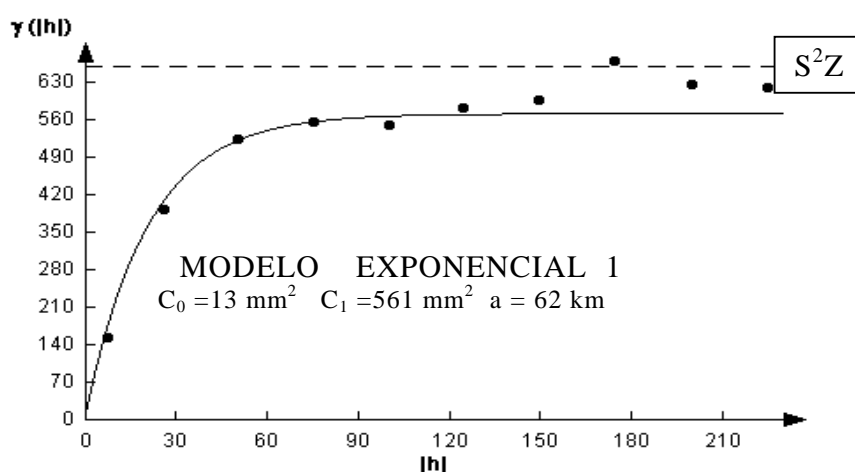


Figura 7 – Semivariograma modelado1 da precipitação (mm/dia) em dezembro no Paraná.

Desconsiderando os resultados da técnica validação cruzada, que verifica se a modelagem do fenômeno foi satisfatória, adotou-se o modelo exponencial 1 no processo da krigagem ordinária. Utilizando-se o programa Surfer, foi construído o mapa de contornos (Figura 8).

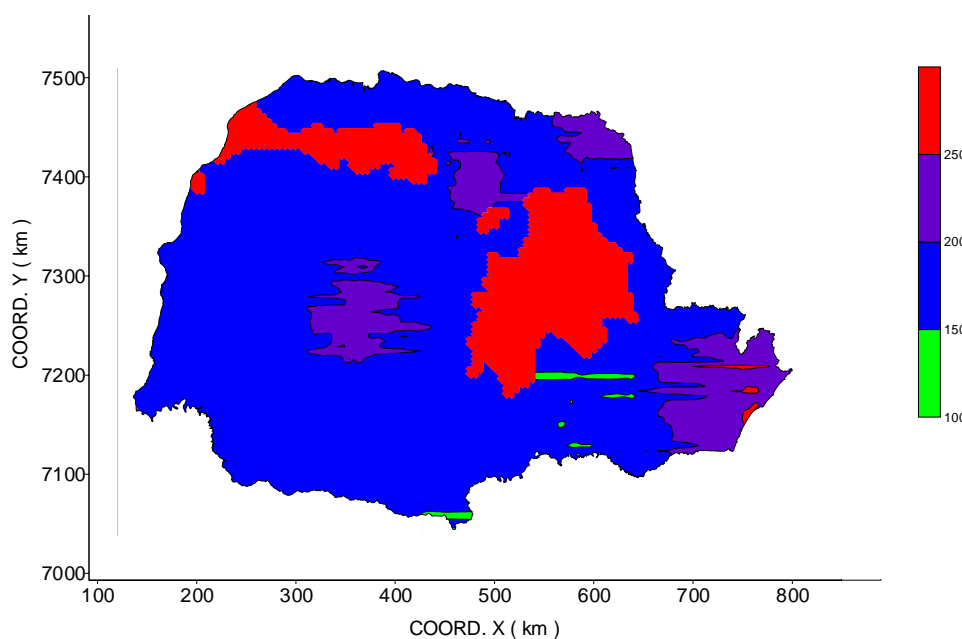


Figura 8 – Mapa da precipitação pluviométrica (mm/dia) em dezembro no Paraná.

Considerando-se os resultados (Quadro 2) da técnica validação cruzada, conclui-se que a estrutura da Figura 7 não é adequada, pois para 4 pontos observados não se têm estimativas. O alcance adotado não conseguiu vizinhos para estes pontos observados. Isto é, num raio de 62 km não se encontrou o mínimo de vizinhos, estabelecido na krigagem, para estes pontos observados (em evidência na Figura 9) e isso ocasionou erros no mapa.

Quadro 2 – Resultados da validação cruzada para a média da precipitação pluviométrica (mm/dia) em dezembro no Paraná (modelo 1).

	Nº de Obs.	Média	Desvio-padrão
Variável	285	186,0	29,7
Estimativa	281	186,6	22,8
Desvio da Krigagem	281	19,0	3,5
Zscore	281	0,0	1,1

As áreas em vermelho, próximas a Londrina e a Ponta Grossa (Figura 8), classificadas com volume de chuva maior que 250 mm, não estão demonstrando o comportamento do fenômeno na área. São regiões com poucas estações meteorológicas, como mostra a Figura 9.

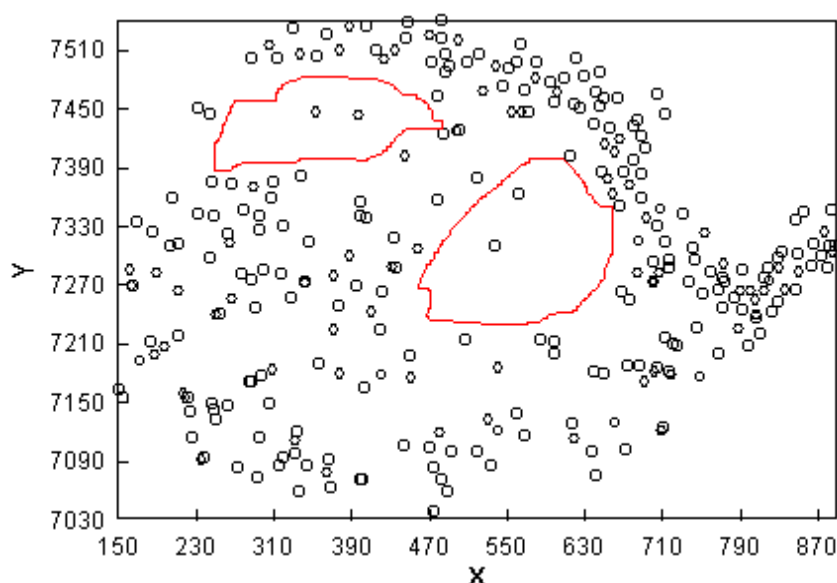


Figura 9 – Distribuição das estações meteorológicas do Estado do Paraná e Proximidades .

A construção do semivariograma deve ser cuidadosa, pois, através da validação cruzada, foi verificado que conforme o espaçamento entre os

pontos, têm-se um alcance que não consegue vizinhos para se obter estimativas em determinados pontos observados. E o uso desse alcance proporciona grandes erros nas classes de precipitação do mapa. Pois a distribuição das estações meteorológicas é irregular. No Noroeste e no Nordeste do Estado encontram-se espaços sem informações pluviométricas. Essas falhas limitam a precisão das estimativas.

O mapa da Figura 8 foi construído apenas para mostrar o quanto essa análise deve ser cuidadosa, principalmente com regiões providas de poucos dados. Fica evidenciada também a importância de fazer uma boa análise de todos os resultados da técnica “validação cruzada” para avaliar a modelagem do fenômeno.

Diante dos resultados da validação cruzada, foram determinadas outras estimativas para o semivariograma.

Após várias tentativas de ajuste de modelos ao semivariograma, adotou-se o modelo exponencial 2 (Figura10), que tem alcance maior do que o modelo exponencial 1.

O ajuste dos parâmetros do modelo através do método de mínimos quadrados ponderados determinou o mesmo modelo para modelar a estrutura de variâncias, o que pode ser observado na Figura 10. O modelo ajustado considerou todos os pontos, mas o ajuste maior foi nos pontos iniciais do semivariograma. Ribeiro Junior (1995) encontrou modelos semelhantes através do método de mínimos quadrados ponderados e através do “método das aproximações sucessivas”, avaliadas pela validação cruzada.

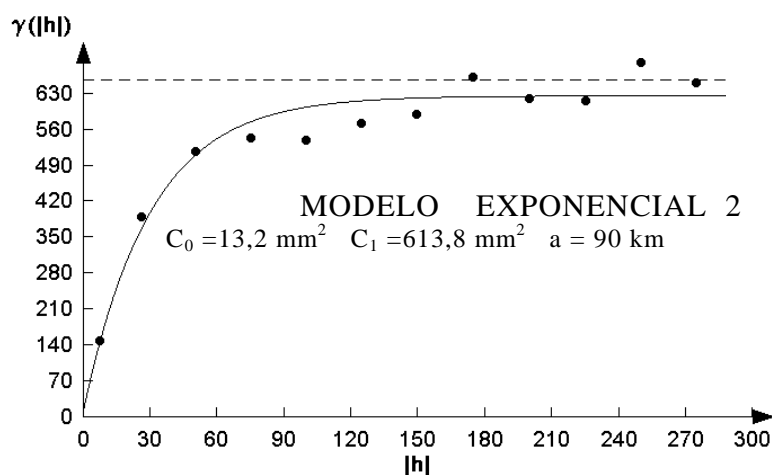


Figura 10 – Semivariograma modelado 2 da média da Precipitação (mm/dia) em dezembro no Paraná.

A estrutura modelada mostra: efeito pepita (nugget effect) de $13,2\text{mm}^2$, variância espacial igual a $613,8\text{mm}^2$ e o alcance (range) de 90 km. O efeito de pepita relativo ($\beta = C_0/C_1$) igual a 2,15% mostrou que a componente aleatória é pequena, segundo a consideração de Royle (1979), e somente 2,10% da variância total é causada por variações aleatórias.

O Quadro 3 e as Figuras de 11 a 13 apresentam os resultados da validação cruzada. Observando os resultados do Quadro 3, onde foi usado o modelo exponencial 2, verifica-se que existem estimativas para todos os pontos observados e que os valores da média e desvio padrão dos erros padronizados estão, mais ou menos próximos dos respectivos valores ideais, que são respectivamente 0 (zero) e 1 (um). Pelo histograma (Figura 11) dos erros padronizados verifica-se uma distribuição simétrica e uma grande concentração de valores em torno da média do erro padronizado.

Quadro 3–Resultados da validação cruzada para a média da precipitação pluviométrica (mm/dia) em dezembro no Paraná (modelo 2).

	Nº de Obs.	Média	Desvio-padrão
Variável	285	186,0	29,7
Estimativa	285	186,4	23,1
Desvio de krigagem	285	19,0	3,5
Zscore	285	0,0	1,2

Assim, fica caracterizada uma distribuição aproximadamente normal, permitindo que se adote o modelo exponencial 2.

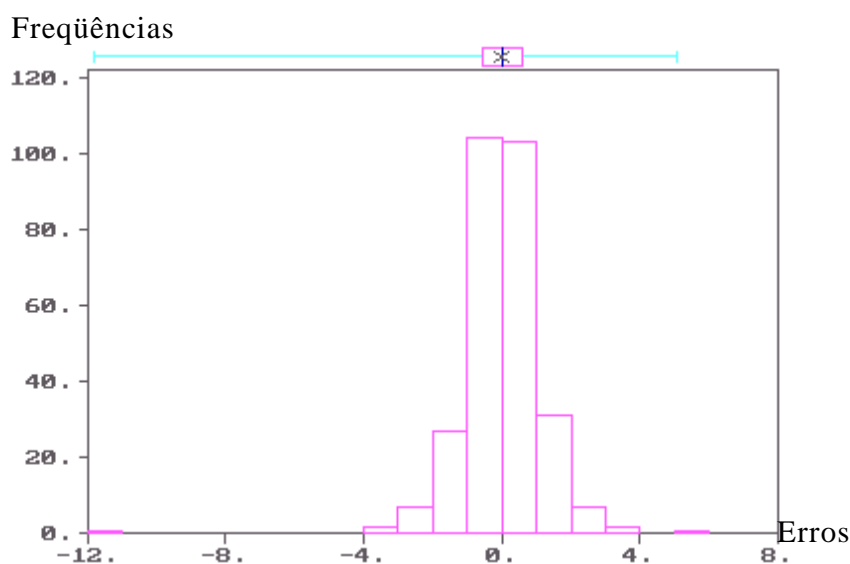


Figura 11 - Histograma dos erros padronizados da média da Precipitação (mm/dia) de dezembro no Paraná.

A padronização foi através da expressão: (estimativa – observação)/desvio padrão de krigagem.

A dispersão entre os valores observados de precipitação pluviométrica em dezembro e os valores estimados (por krigagem) na validação

cruzada, mediante o uso do modelo exponencial 2, é mostrada na Figura 12. Observa-se que a dispersão entre os valores estimados é menor do que entre os observados. Isso é esperado, pois os valores estimados são médias ponderadas de seus vizinhos, que são limitados pelo alcance do modelo. Quanto maior a dependência espacial da variável em estudo menor será a dispersão entre os valores estimados.

Os valores dos dois lados da diagonal (Figura 12) devem estar equilibrados, acompanhando, o mais próximo possível, a linha traçada.

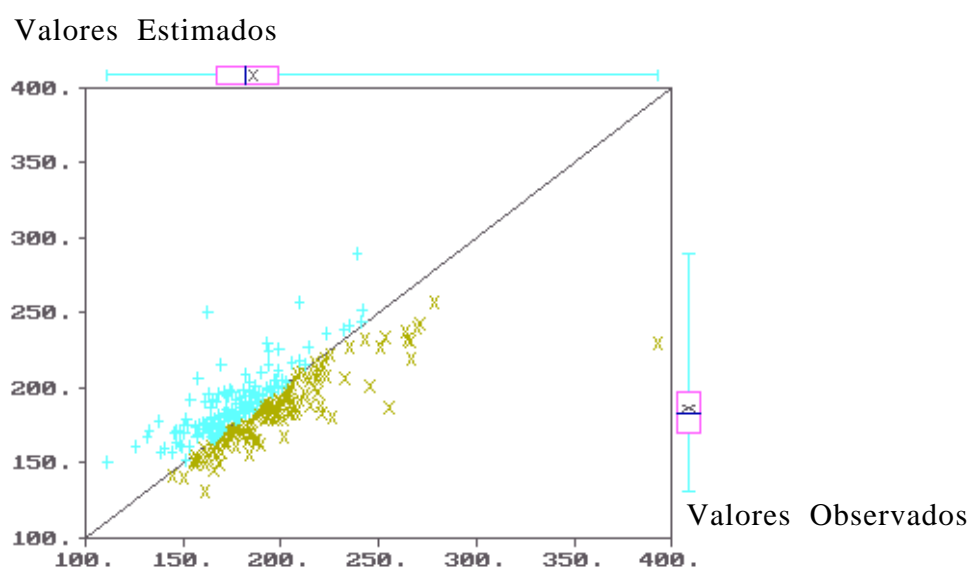


Figura 12 – Dispersão das observações e estimativas da média da precipitação (mm/dia) em dezembro no Paraná.

Tirando os “outliers” nos extremos, pode-se verificar esse equilíbrio para a maioria dos valores, assegurando a não-tendenciosidade do estimador de krigagem.

Um mapa dos erros é apresentado na Figura 13, onde os tamanhos dos símbolos são proporcionais aos valores. O símbolo “+” representa

erro positivo [(estimativa – observação)>0] e o “ x “ erro negativo [(estimativa – observação)<0]. É esperada, uma distribuição aleatória, sem concentrações de erros de mesmo tamanho e/ou símbolo.

Existem em torno de oito locais, na região do litoral e proximidades, que apresentam erros negativos relativamente grandes, comparados com os demais erros. Isto é, houve uma subestimação desses locais, já que, na realidade, o volume de precipitação pluviométrica nesses pontos é maior. O erro negativo discrepante no mapa é resultante do valor sob efeito orográfico, já comentado anteriormente.

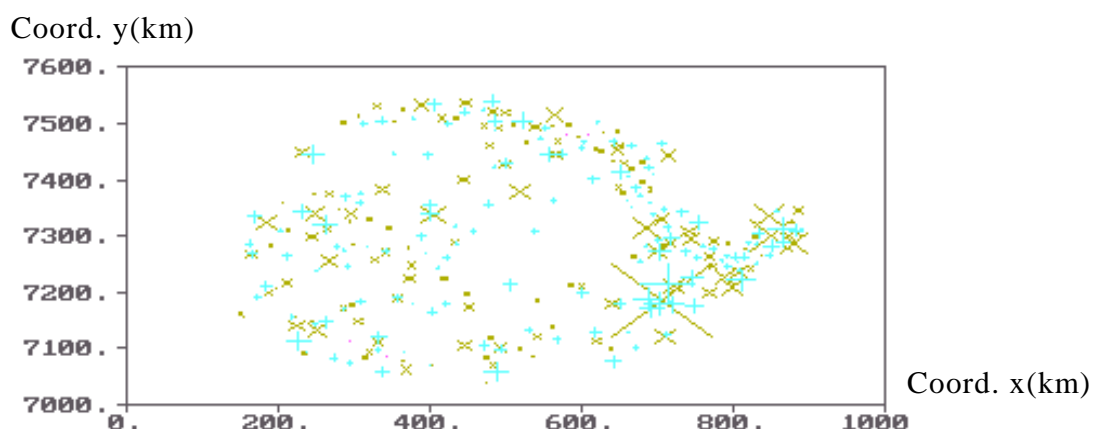


Figura 13 – Erros da validação cruzada da média da precipitação (mm/dia) de dezembro (tamanho do símbolo proporcional ao valor, “ + ” representa erro positivo e “x” erro negativo).

Para melhorar a precisão das estimativas na região do litoral e proximidades, dever-se-ia separar a região com valores discrepantes para um novo estudo.

Num primeiro momento, diante de todos os resultados alcançados, a estrutura da dependência espacial da Figura 10 foi considerada

adequada para o processo de interpolação, isto é, adotou-se o seguinte modelo exponencial.

$$\gamma (h) = 13,2 + 613,8 [1 - \exp (-3 h / 90)] , \quad 0 < h < 90 \text{ km}$$

A interpolação, para os locais não amostrados na área de estudo, foi efetuada através do método de krigagem ordinária, a partir das 285 observações das respectivas estações meteorológicas. Após várias análises, adotou-se 16 como número máximo de vizinhos e 4 como número mínimo em um raio de 90 quilômetros ao redor do ponto a ser estimado. Os pontos da malha a ser interpolada foram espaçados de 5 em 5 km no sentido da linha e da coluna, resultando em 107 linhas e 141 colunas, num total de 15087 pontos. A partir desta malha de pontos espaciais com as respectivas estimativas de precipitação, foi construído com o programa Surfer o mapa de contornos (Figura 14) que descreve o comportamento da variável na área .

Observando os mapas das Figuras 8 e 14, verificam-se diferenças, e essas são observadas nas regiões onde o número de observações é pequeno, nas duas regiões maiores em vermelho da Figura 8 (considerada com erros), uma vez que a distribuição das estações meteorológicas é irregular, no noroeste e no nordeste do estado onde se encontram espaços sem informações pluviométricas. Essas falhas limitam a precisão das estimativas.

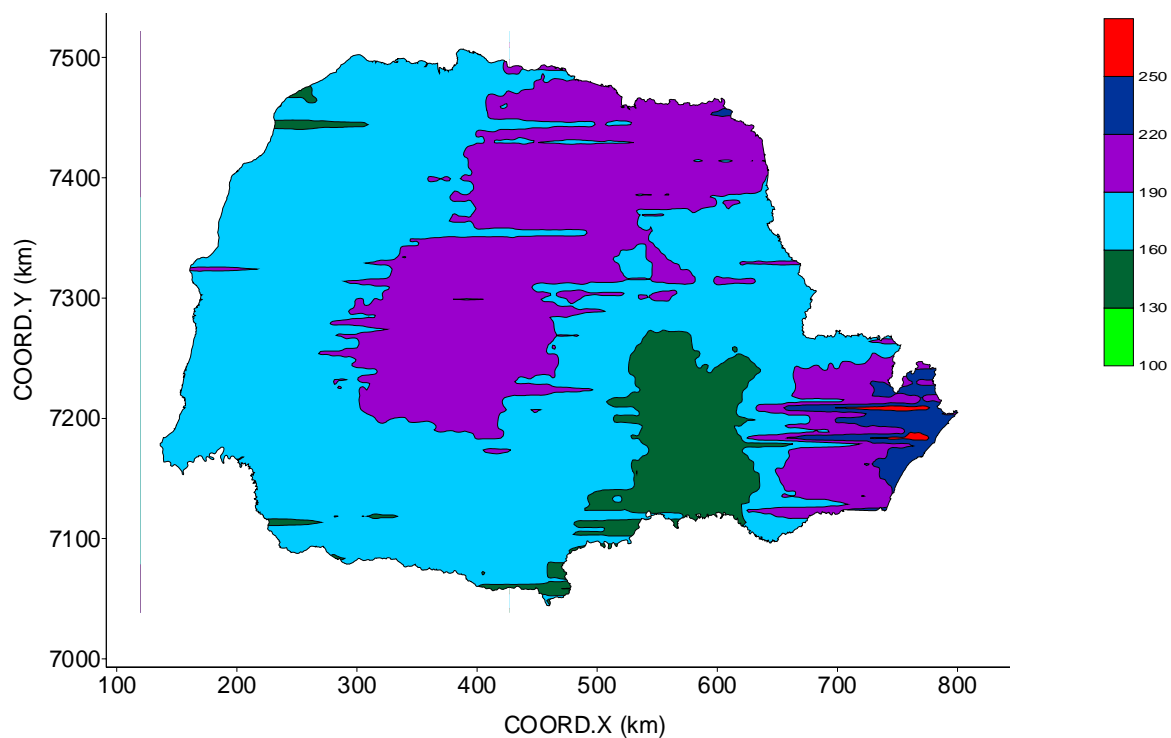


Figura 14 - Mapa 2 da precipitação pluviométrica (mm/dia) de dezembro no Paraná.

Com essa comparação dos dois modelos, evidenciando o erro provocado por diferenças tão pequenas no modelo (o modelo 2 tem alcance maior), fica salientada tanto a importância de uma criteriosa análise dos resultados estatísticos como a importância que tem o conhecimento da variável na área de estudo.

4.1.1 Precipitação pluviométrica em dezembro no litoral do Paraná e proximidades.

Devido à dimensão dos erros na região do litoral e proximidades, como se vê no mapa dos erros (Figura 13), optou-se por separar a região e fazer um estudo somente do litoral e proximidades e outro do interior do Paraná, isto numa tentativa de melhorar a precisão das estimativas.

O estudo a seguir será da região litorânea (número em azul) conforme a Figura 1, que possui as quadrículas com a coordenada longitude entre -50° e -47° , pois foi a que apresentou a maior quantidade de erros relativamente maiores. Essa região contém 117 estações meteorológicas.

As estatísticas descritivas da região litorânea estão no quadro 4. A dispersão dos dados nessa área é maior, se se comparam os coeficientes de variação dos Quadros 1 e 4. Isto indica que a precisão das estimativas poderá ser menor para

Quadro 4- Estatísticas da média da precipitação (mm/dia)
de dezembro no litoral do Paraná e proximidades.

Número de dados	117
Média	195,5
Mediana	187,8
Mínimo	125,6
Máximo	392,7
Quartil Inferior	168,4
Quartil Superior	214,8

Variância	1431,7
Desvio-padrão	37,8
Coef. de Variação	19,3%
Coef. De Assimetria	1,5
Coef. de Curtose	5,2

esta região. Os coeficientes de assimetria e curtose indicam, respectivamente, uma assimetria positiva e uma curva platicúrtica.

A Figura 15 e o teste de Kolmogorov - Smirnov ($d = 0,1118$, $p < 0,15$), mostram que os dados possuem distribuição normal.

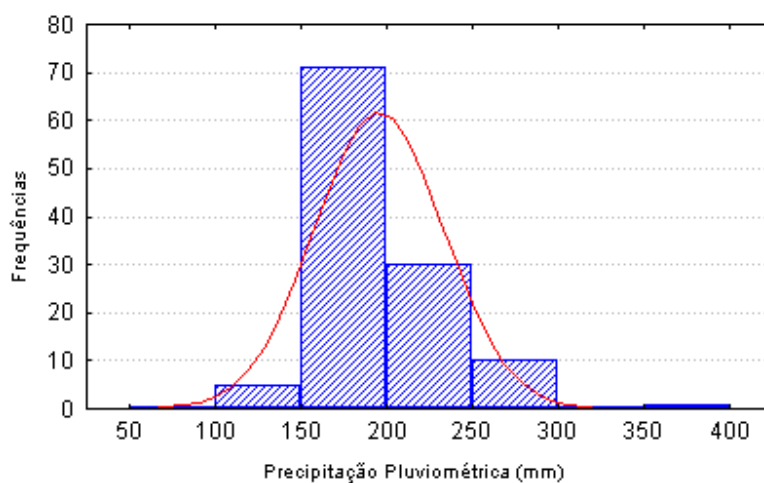


Figura 15 - Histograma e curva de frequências da normal da média da precipitação (mm/dia) em dezembro no litoral do Paraná e proximidades.

Pelo “Boxplot” (Figura 16), verifica-se uma assimetria positiva

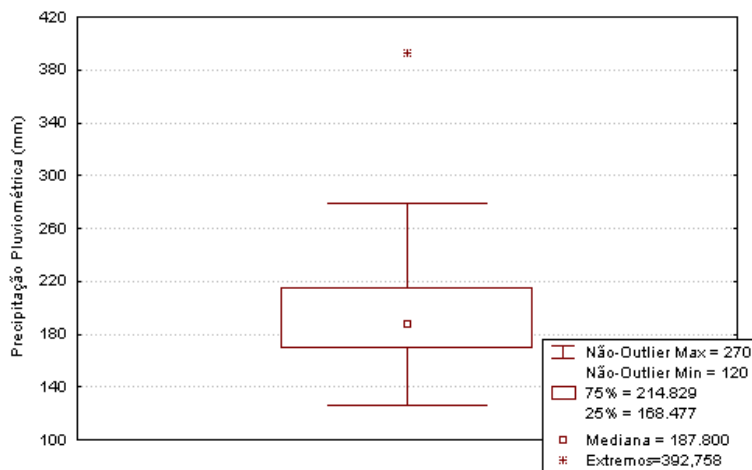


Figura 16 – “Boxplot” da média da precipitação (mm/dia) de dezembro no litoral e proximidades.

não muito acentuada. Existe um único valor considerado “extremo”, que aparece na extremidade superior do “Boxplot”, ou seja, acima do limite (quartil superior + 4 vezes o desvio semi-quartil). Como se trata de uma observação sobre o efeito orográfico, esta é descartada na determinação do semivariograma.

Na Figura 17 é mostrada, a distribuição espacial dos dados. Embora possa ser verificada alguma tendência de concentração de valores mais elevados na extremidade superior da área, a distribuição dos dados leva a se admitir, a princípio, a estacionaridade, ao menos intrínseca, do fenômeno estudado. A validação cruzada, a ser realizada para avaliar a qualidade do modelo do semivariograma ajustado, permitirá avaliar a viabilidade de se aceitar essa hipótese.

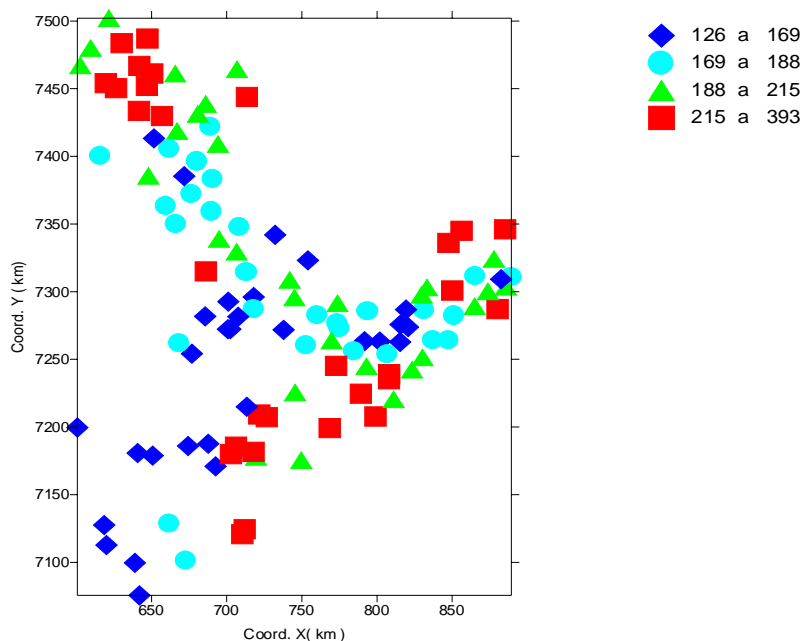


Figura 17 – “Posplot” da média da precipitação (mm/dia) no litoral do Paraná e proximidades.

Foram construídos semivariogramas experimentais para verificar a existência de dependência espacial. A dependência espacial foi bem caracterizada pelo semivariograma da Figura 18. Com essas 117 estações não foi feito o estudo da anisotropia.

Foi escolhido o modelo esférico e as estimativas para os parâmetros: “efeito pepita”, variância espacial e alcance foram respectivamente:

$C_0 = 209 \text{ mm}^2$, $C_1 = 979 \text{ mm}^2$ e $a = 83.2 \text{ km}$. Definindo assim o seguinte modelo:

$$\hat{\gamma}(h) = 209 + 979 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{83.2} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{83.2} \right)^3 \right] \text{ para } 0 < h \leq 83.2.$$

O efeito pepita relativo ($\beta = C_0/C_1$) igual a 0,21 mostrou que a componente aleatória é importante. Mas, segundo Journel (1989a), se a razão $C_0/(C_0 + C_1)$ for menor que 0,8, a geoestatística ainda se aplica e no caso a razão é

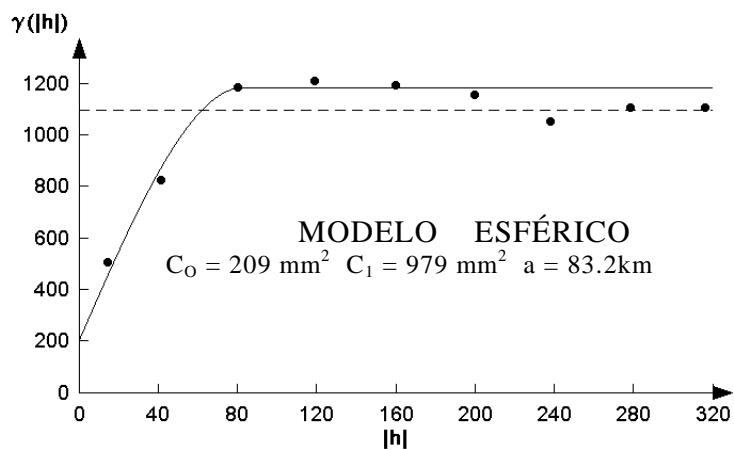


Figura 18 – Semivariograma modelado da média da Precipitação pluviométrica (mm/dia) em dezembro no litoral do Paraná e proximidades.

igual a 0,17, indicando que 17% da variância total é causada por variações aleatórias.

A Figura 18 mostra a estrutura gráfica da dependência espacial.

No Quadro 5 encontra-se o resumo das estatísticas da técnica validação cruzada, ao passo que as Figuras de 19 a 21 apresentam resultados gráficos desta técnica.

Quadro 5 – Resultados da validação cruzada para a média da precipitação pluviométrica (mm/dia) em dezembro no litoral do Paraná e proximidades.

	N ^o de Obs.	Média	Desvio-padrão
Variável	117	195,5	37,8
Estimativa	117	196,2	26,3
Desvio da Krigagem	117	23,5	3,0
Zscore	117	0,0	1,2

Os valores da média e desvio-padrão dos erros padronizados (Quadro 5) estão mais próximos do ideal (diferença pequena), se comparados com os resultados do Quadro 3, assim como a distribuição dos erros (Figura 19) está mais próxima da distribuição normal, se comparada com a distribuição apresentada na Figura 11, considerando-se a totalidade dos dados.

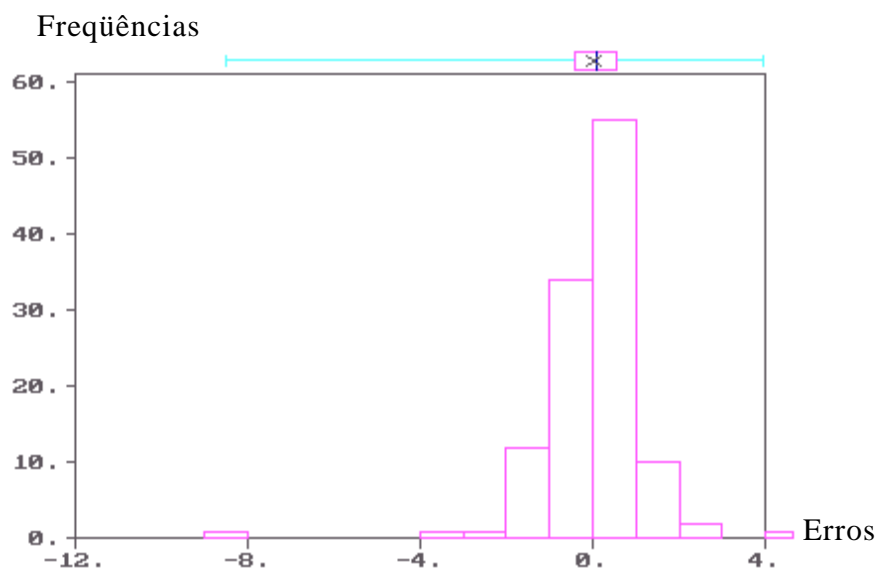


Figura 19 – Histograma dos erros padronizados da média da precipitação pluviométrica (mm/dia) em dezembro no litoral do Paraná e proximidades.

Pela Figura 20 observa-se que a dispersão entre as observações

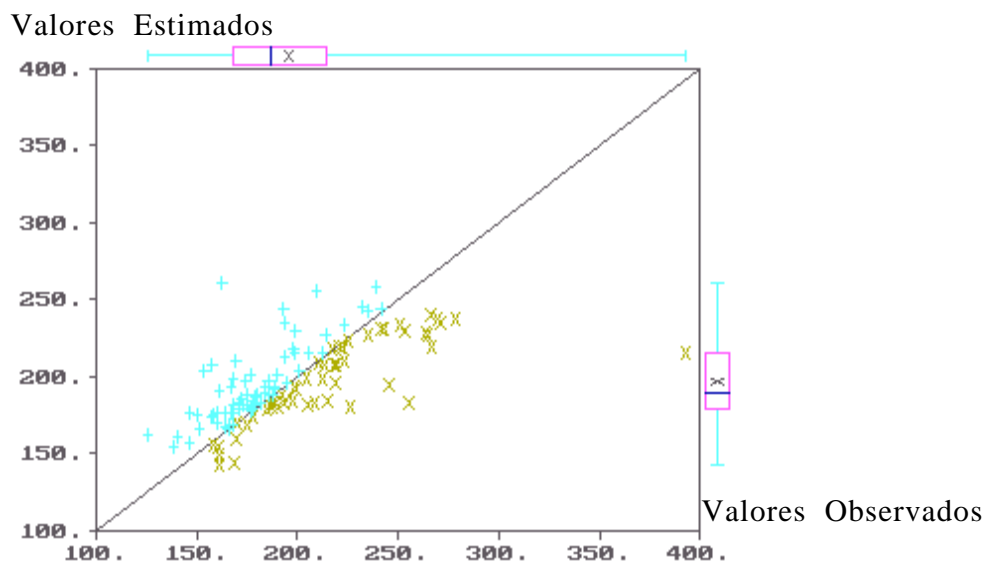


Figura 20 – Dispersão dos valores observados e estimados da média da precipitação pluviométrica (mm/dia) de dezembro no litoral do Paraná e proximidades.

é maior do que entre os valores estimados por krigagem, o que é esperado. Para essa região, a diferença entre a dispersão das observações e a dispersão das estimativas é notoriamente maior do que para a área total (Figura 12). Pelo mapa dos erros (Figura 21), existem em torno de 8 locais que apresentam erros relativamente grandes, comparados com os demais erros. Isto é, existe ainda uma subestimação com relação a alguns locais da região do litoral e proximidades.

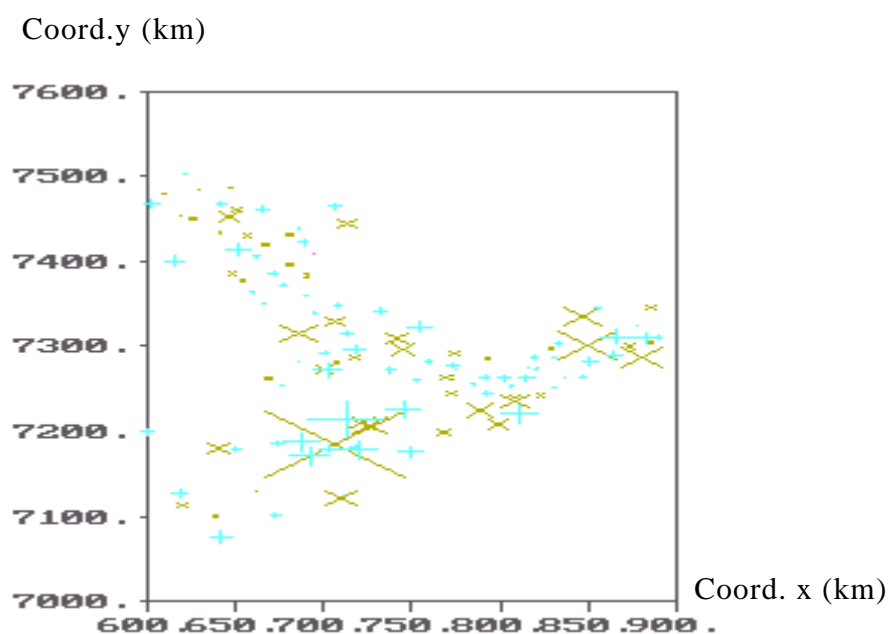


Figura 21 – Erros da validação cruzada da média da precipitação (mm/dia) em dezembro no litoral do Paraná e proximidades (tamanho do símbolo proporcional ao valor, “+” representa erro positivo e “x” erro negativo).

Comparando apenas os resultados da validação cruzada, tem-se uma indicação de que a estrutura da Figura 18 é mais adequada no processo de krigagem para a área do litoral do Paraná do que a estrutura da Figura 10, mas as diferenças entre os resultados são pequenas. O que se verifica é que a krigagem é

robusta com relação as estimativas dos parâmetros do modelo do semivariograma. Ribeiro Junior (1995) também constatou robustez da Krigagem em relação ao modelo ajustado ao semivariograma.

Considerando as estimativas dos parâmetros dos modelos, conclui-se que a qualidade da modelagem da estrutura da Figura 10 é melhor do que a estrutura da Figura 18. Com os dados somente do litoral do Paraná e proximidades, tem-se que 17,59% da variância total é causada por variações aleatórias, enquanto que, considerando a área total, apenas 2,10% da variância total é causada por variações aleatórias.

Com o objetivo de verificar o efeito das estimativas dos parâmetros do modelo do semivariograma sobre a classificação da precipitação no mapa foi adotada a estrutura da dependência espacial da Figura 18. A Krigagem ordinária foi efetuada considerando-se 8 vizinhos em um raio de 83,2 km ao redor do ponto a ser estimado. A malha interpolada obtida, foi de 45 colunas separadas por 5 km e de 92 linhas separadas também por 5 km, totalizando 4140 pontos.

Utilizando-se o programa Surfer , foi construído o mapa da variável na pequena região (Figura 22).

No mapa da Figura 22 a região com precipitação superior a 220 mm/dia é maior e a região com precipitação entre 160 e 190 mm /dia é menor, comparada com a do mapa da Figura 14. As diferenças entre os dois mapas são pequenas, indicando robustez da krigagem.

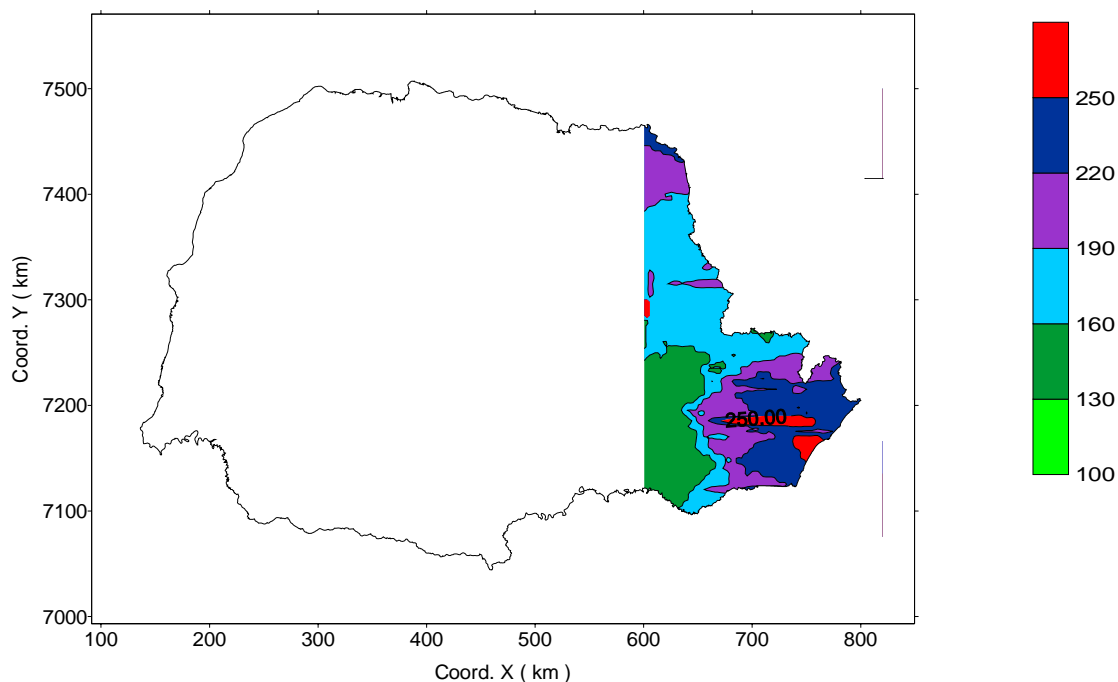


Figura 22 - Mapa da média da precipitação pluviométrica (mm/dia) de dezembro no litoral do Paraná e proximidades.

4.1.2 Precipitação pluviométrica em dezembro no interior do Paraná.

O Paraná sem o litoral e proximidades (região com número em preto na Figura 1) é o que foi denominado de interior do Paraná abrangendo 168 estações meteorológicas.

As estatísticas descritivas desta região estão no Quadro 6. Onde se verifica que a média diminuiu 6 mm/dia, comparada com a média do estado todo e a dispersão dos dados é estatisticamente menor, como já era esperado. Os coeficientes de assimetria e curtose indicam, respectivamente, uma leve assimetria negativa e uma curva leptocúrtica.

Quadro 6 – Estatísticas da média da precipitação pluviométrica (mm/dia) no interior do Paraná.

Número de dados	168
Média	179,3
Mediana	179,1
Mínimo	111,2
Máximo	232,6
Quartil Inferior	166,1
Quartil Superior	193,8
Variância	399,2
Desvio-padrão	19,9
Coef. De Variação	11,1%
Coef. De Assimetria	-0,0
Coef. De Curtose	0,2

A Figura 23 e o teste de Kolmogorov-Smirnov ($d = 0,0318$, $p < 0,20$) mostram que os dados possuem distribuição normal.

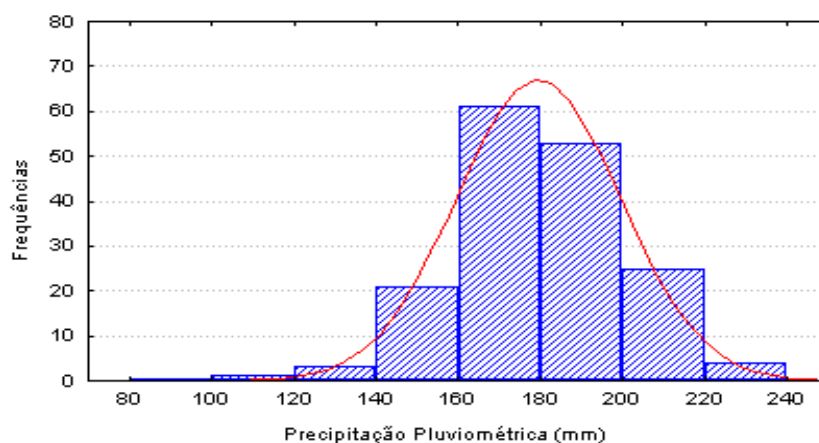


Figura 23 – Histograma dos erros padronizados da média da precipitação pluviométrica (mm/dia) em dezembro no interior do Paraná.

Pelo “Boxplot” (Figura 24), verifica-se uma distribuição praticamente simétrica.

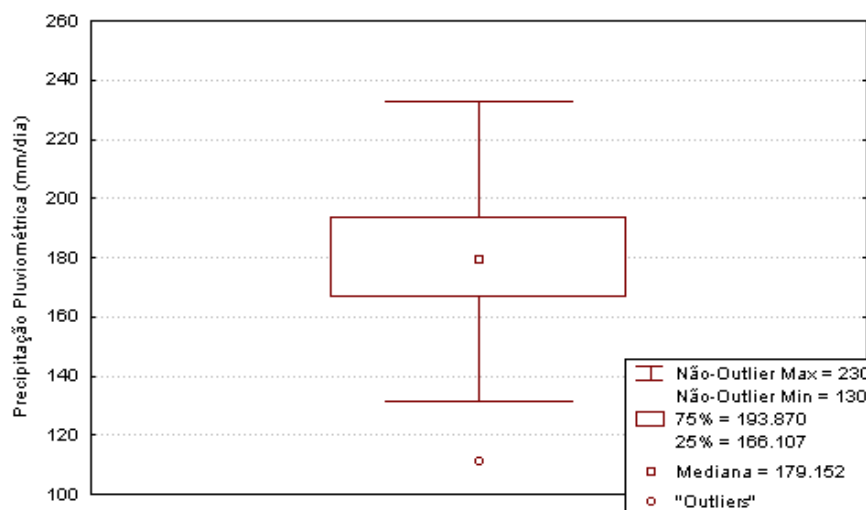


Figura 24 – “Boxplot” da média da precipitação pluviométrica (mm/dia) em dezembro no interior do Paraná.

Existe um único valor considerado “outlier”, o qual aparece na extremidade inferior do “Boxplot”, ou seja, abaixo do limite (quartil inferior - 3 vezes o desvio semi-quartil).

O valor “autlier inferior” (111,29mm) é o mesmo que apareceu na Figura 5.

Na Figura 25 é mostrada a distribuição espacial dos dados.

Existe uma concentração dos menores valores na parte inferior, à direita (Figura 25), e podendo-se ainda verificar uma concentração de valores mais elevados na parte central e na extremidade superior, à direita da área. Mas, considerando a distribuição total dos dados, temos uma indicação, a princípio, de uma estacionaridade, ao menos intrínseca do fenômeno estudado.

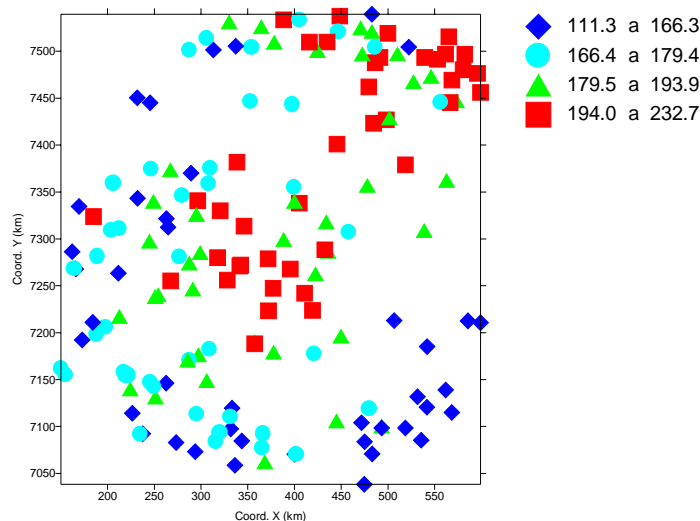


Figura 25 – “Posplot” da média da precipitação pluviométrica (mm/dia) em dezembro no interior do Paraná.

A dependência espacial foi caracterizada pelo semivariograma global, apresentado na Figura 26.

Foi escolhido o modelo esférico e os parâmetros: “efeito pepita”, variância espacial e alcance foram respectivamente: $C_0 = 108,9 \text{ mm}^2$, $C_1 = 188,1 \text{ mm}^2$ e $a = 196,8 \text{ km}$, definindo-se assim o seguinte modelo:

$$\gamma(h) = 108,9 + 188,1 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{196,8} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{196,8} \right)^3 \right], \quad \text{para } 0 < h \leq 196,8 \text{ km.}$$

O efeito pepita relativo ($\beta = C_0/C_1$) igual a 57,89%, mostrou que a componente aleatória é muito importante. Ainda se aplica a geoestatística, pois a razão “ $C_0/(C_0 + C_1)$ ” é igual a 0,3666, indicando que 36,66% da variância total é causada por variações aleatórias.

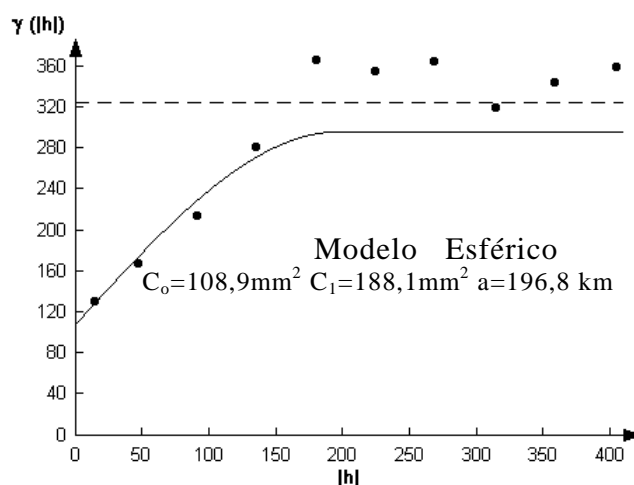


Figura 26 - Semivariograma modelado da média da precipitação pluviométrica (mm/dia) em dezembro no interior do Paraná.

No Quadro 7 está o resumo das estatísticas da validação cruzada e as Figuras de 27 a 29 apresentam recursos gráficos da validação cruzada.

Quadro 7 – Resultados da validação cruzada para a média da precipitação pluviométrica (mm/dia) em dezembro no interior do Paraná.

	Nº de Elementos	Média	Desvio-padrão
Variável	168	179,3	19,9
Estimativa	168	179,5	14,7
Desvio da Krigagem	168	12,7	0,6
Zscore	168	0,0	1,1

Os valores da média e desvio-padrão dos erros padronizados estão mais próximos do ideal para essa região (Quadro 7), assim como a distribuição dos erros está mais próxima da distribuição normal (Figura 27), se comparados esses resultados com os resultados do Quadro 3 e com a Figura 12 (dados da área total).

As diferenças entre os resultados dos Quadros 3 e 7 são pequenas, demonstrando a robustez da krigagem em relação ao modelo do semivariograma.

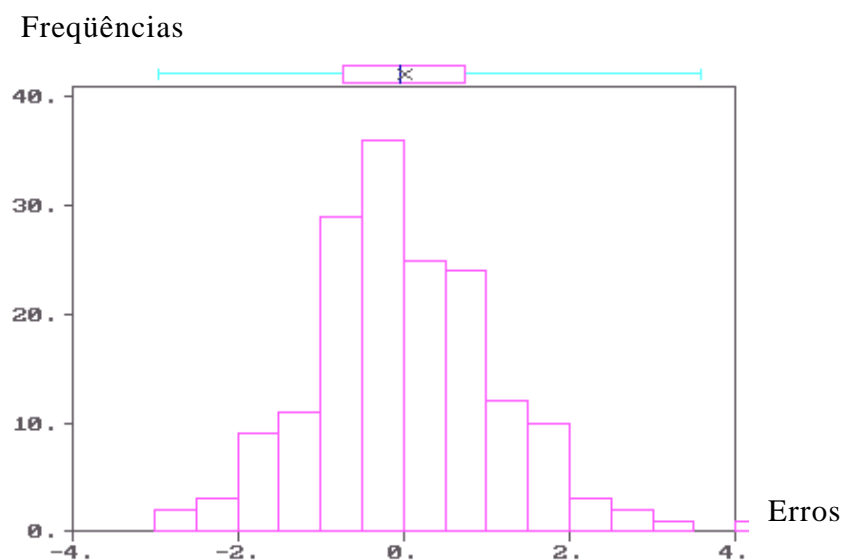


Figura 27 – Histograma dos erros padronizados da média da precipitação pluviométrica (mm/dia) em dezembro no interior do Paraná.

Pela Figura 28 observa-se que no caso da região em estudo, a

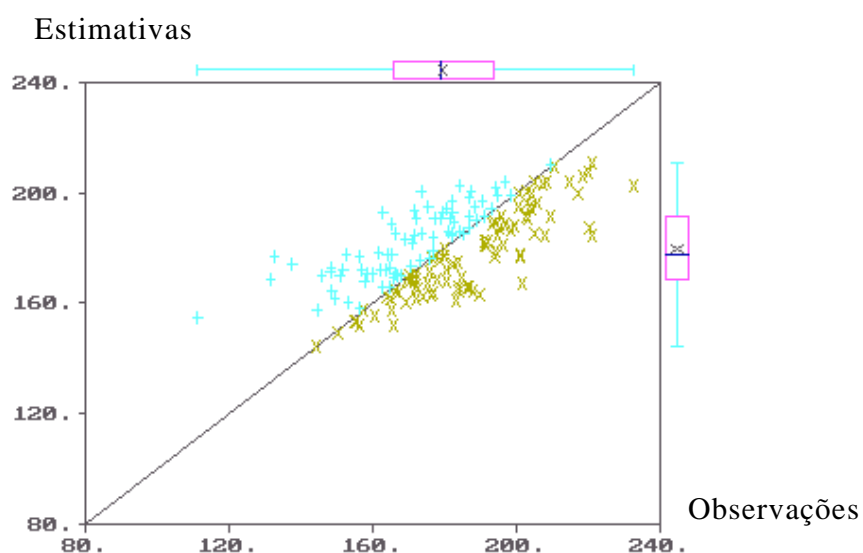


Figura 28 – Dispersão dos valores observados e estimados da média da precipitação pluviométrica (mm/dia) em dezembro no interior do Paraná.

diferença entre a dispersão das observações é maior do que entre os valores estimados por krigagem, se comparados com os resultados da análise da área total.

Pelo mapa dos erros (Figura 29), é constatado que alguns erros se destacam dos demais, mas não estão concentrados numa mesma região.

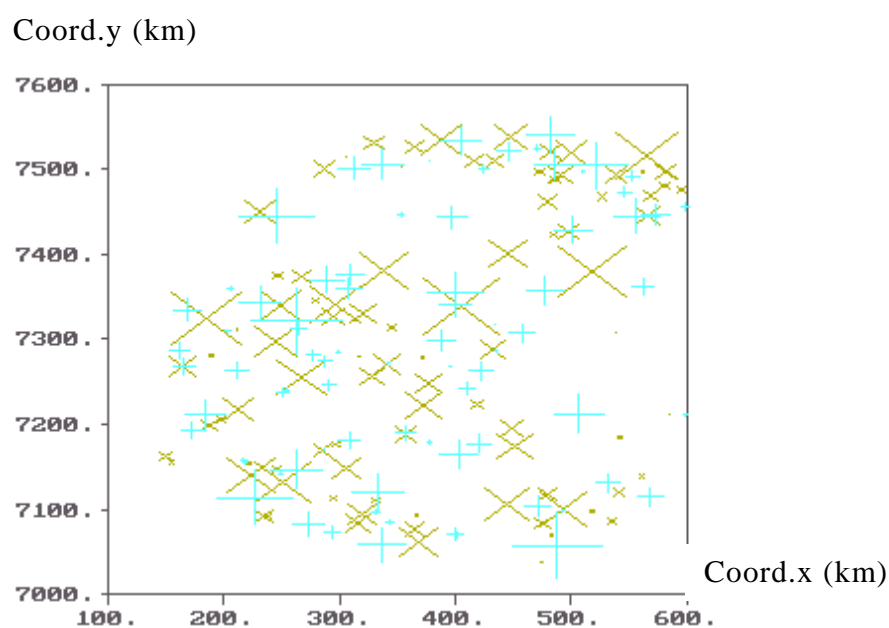


Figura 29 – Erros da validação cruzada da média da Precipitação pluviométrica (mm/dia) em dezembro no interior do Paraná.

Mediante a estrutura da dependência espacial da Figura 26, a krigagem ordinária foi efetuada considerando-se 16 vizinhos em um raio de 196,8 quilômetros ao redor do ponto a ser estimado. A malha interpolada obtida foi de 91 colunas separadas por 5 km e de 101 linhas separadas por 5 km, totalizando 9191 pontos.

Utilizando o programa Surfer, foi construído o mapa da variável na região (Figura 30), que não difere do mapa da área total (Figura 14).

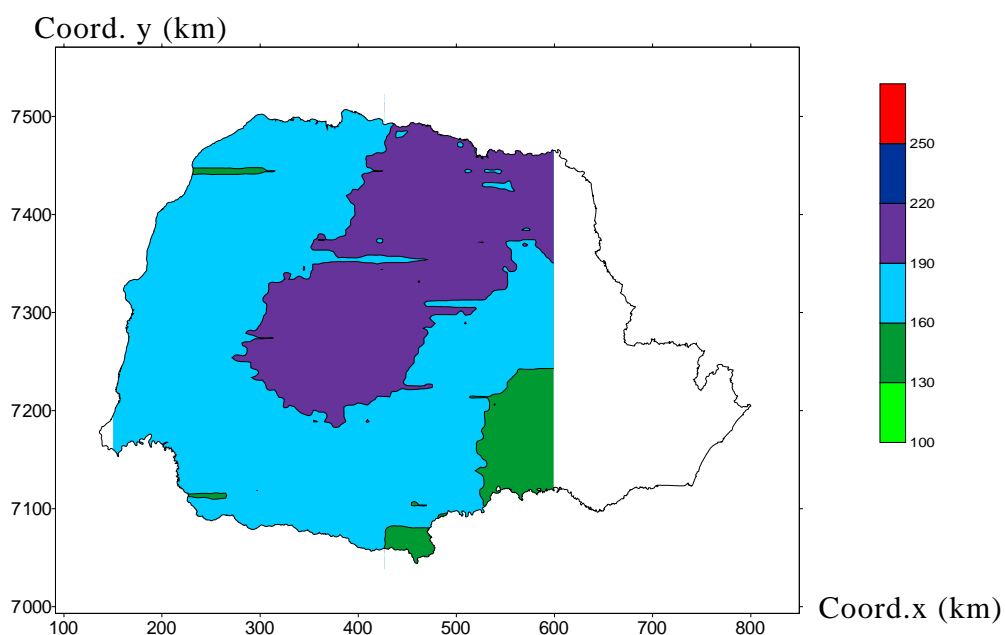


Figura 30 – Mapa da média da precipitação pluviométrica (mm/dia) em dezembro no interior do Paraná.

Como o efeito pepita relativo é alto, a robustez da krigagem é maior.

A precisão é maior quando é considerado o conjunto todo de observações, já que, a qualidade da modelagem para o interior do Paraná, considerada a dependência espacial, é melhor, conforme pode ser verificado comparando-se as estruturas das Figuras 10 (o efeito de pepita relativo igual a 2,15%) e 26 (o efeito de pepita relativo igual a 57,89%). Com os dados somente do interior tem-se que 37% da variância total é causado por variações aleatórias, enquanto que, considerando a área total, apenas 2,10% da variância total é causada por variações aleatórias.

4.2 Precipitação pluviométrica em janeiro e fevereiro no Paraná.

Os mesmos recursos gráficos utilizados no item 4.1 foram aplicados no estudo das observações de janeiro e fevereiro.

No Quadro 8 estão as estatísticas descritivas que evidenciam uma dispersão maior entre as observações de janeiro e fevereiro do que entre os dados de dezembro.

Quadro 8- Estatísticas da média da precipitação Pluviométrica (mm/dia) no Paraná em janeiro e fevereiro.

Estatísticas	Janeiro	Fevereiro
Número de observações	285	285
Média	208,9	181,8
Mediana	195,2	170,1
Mínimo	115,8	95,5
Máximo	464,0	385,2
Quartil Inferior	177,9	152,5
Amplitude entre Quartis	42,8	35,3
Quartil Superior	220,7	187,9
Variância	2638,8	2390,7
Desvio-padrão	51,3	48,8
Coef. de Variação	24,6%	26,9%
Coef. De Curtose	4,1	3,3
Coef. De Assimetria	1,8	1,7

Os coeficientes de assimetria e curtose indicam, respectivamente, assimetria positiva e curva platicúrtica para as observações de janeiro e fevereiro.

A Figura 31 (esquerda) e o teste de Kolmogorov-Smirnov ($d = 0,1690$, $p < 0,01$) mostram que as observações de janeiro não possuem uma distribuição normal, assim como a Figura 31 (direita) e o resultado do teste de Kolmogorov-Smirnov ($d = 0,2101$, $p < 0,01$) mostram que as observações coletadas no mês de fevereiro também não possuem uma distribuição normal.

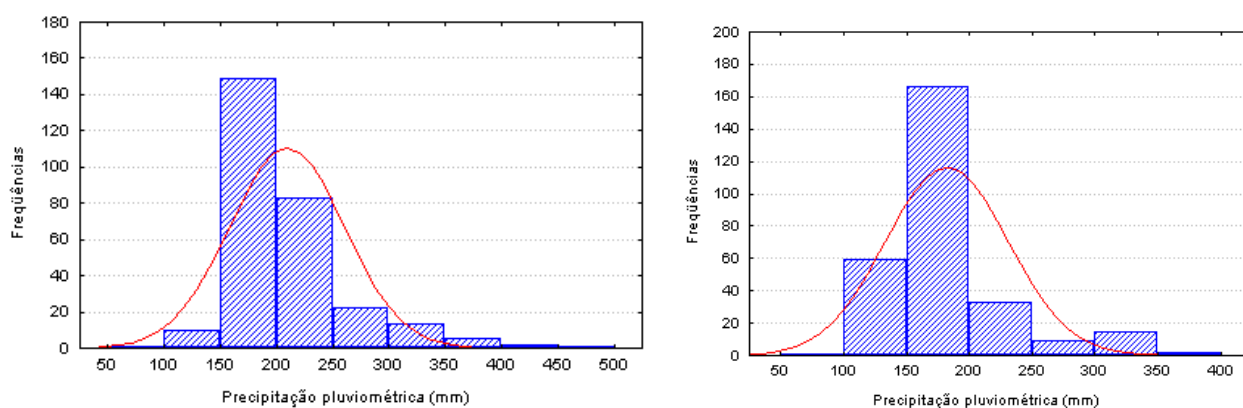


Figura 31 – Histograma e curva de frequências da normal da média da precipitação (mm/dia) de janeiro(esquerda) e fevereiro(direita).

Pelas Figuras 31 e 32 “Boxplot”, verifica-se uma assimetria positiva, provocada pelos valores “outliers” superiores, e pelos valores extremos em ambos os meses. Os valores “outliers” são os valores que ficam abaixo do limite [quartil inferior – 1,5 vezes (quartil superior – quartil inferior)] ou acima do limite [quartil superior + 1,5 vezes (quartil superior – quartil inferior)]. Os valores considerados “extremos” estão abaixo do limite [quartil inferior – 2 vezes (quartil

superior – quartil inferior)] ou acima do limite [quartil superior + 2 vezes (quartil superior – quartil inferior)].

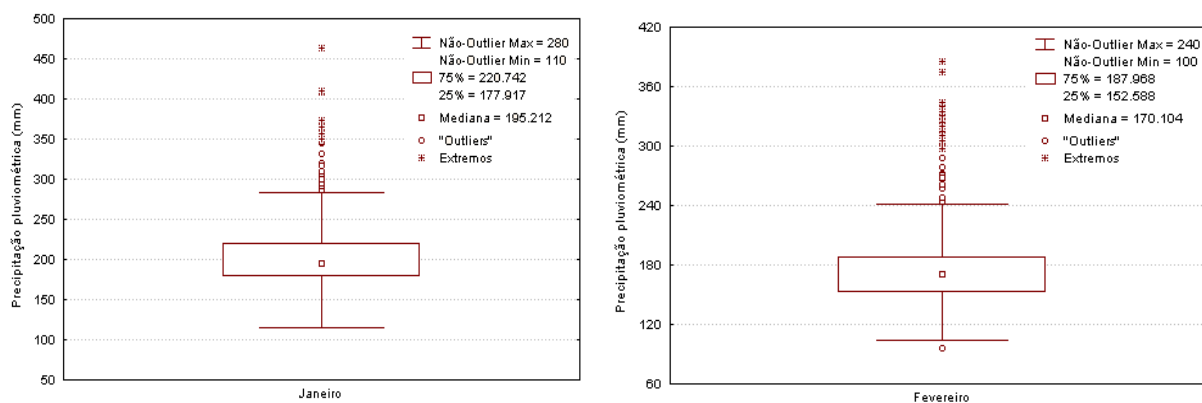


Figura 32 – “Boxplot” da média da precipitação pluviométrica (mm/dia) no Paraná em janeiro (esquerda) e fevereiro (direita).

O valor mínimo (115,8 mm) no mês de janeiro foi observado no município de Matos Costa - SC que tem altitude de 1201 metros. No mês de fevereiro o valor “outlier inferior” (95,5 mm) foi observado no município de Querência do Norte-Pr que tem altitude de 360 metros. Os demais meses, nestas duas estações, também apresentaram baixos volumes de precipitação, o que é indicação de que esses baixos valores não são erros de medida.

As observações consideradas “valores extremos” e “outliers superiores” são valores localizados em regiões onde a precipitação pluviométrica tem um volume maior em todos os meses do ano. Estão localizados na região leste do Paraná, compreendem o litoral e suas proximidades. Alguns desses valores estão sobre o efeito orográfico.

A distribuição espacial de quatro classes, conforme o volume da precipitação pluviométrica, é apresentada nas Figuras 33 para janeiro e 34 para fevereiro. Observam-se, nessas Figuras um comportamento diferenciado (volume maior) da precipitação pluviométrica na região do litoral e proximidades. Aparecem concentrações de valores de mesma grandeza, principalmente os 25% dos menores valores (concentram-se mais no noroeste do estado) e os 25% dos maiores valores (concentram-se mais ao leste). Isso indica duas sub-regiões no estado, quanto à quantidade de precipitação. Mas isso acontece como decorrência natural da continuidade espacial da variável. Não existem variações gradativas em alguma direção que possam indicar uma tendência. Portanto, a distribuição dos dados leva a admitir, a princípio, a estacionaridade ao menos intrínseca da variável.

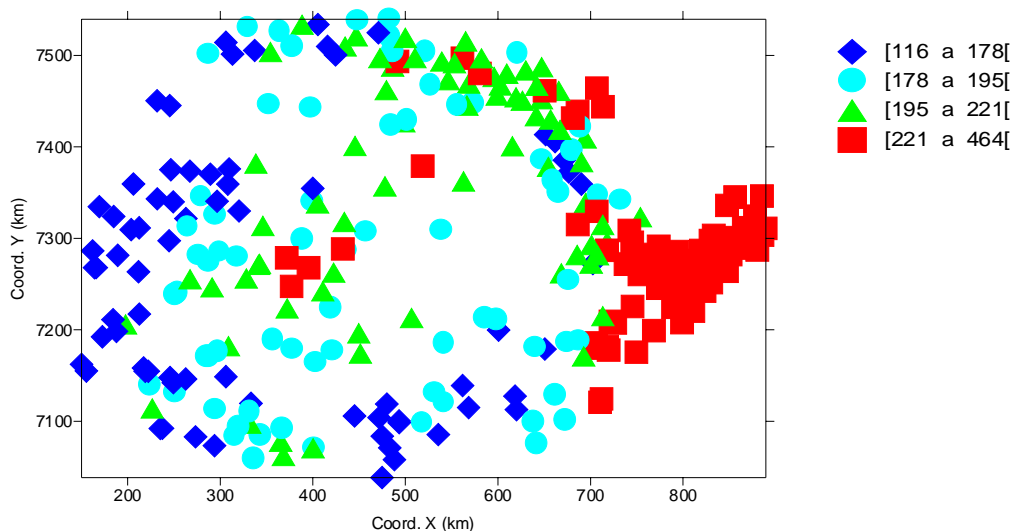


Figura 33 – “Posplot” da média da precipitação (mm/dia) de janeiro.

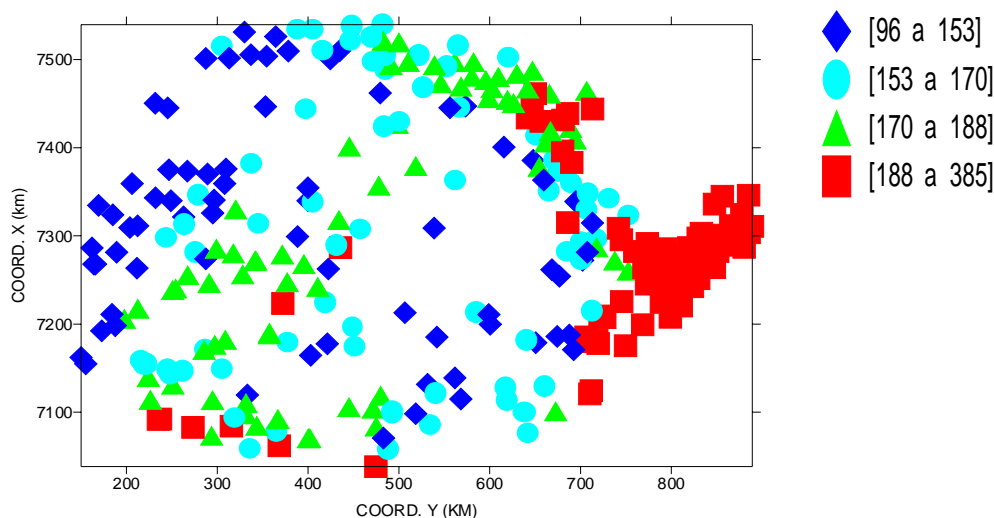


Figura34 –“Posplot” da média da precipitação pluviométrica (mm/dia) no Paraná em fevereiro.

Com o objetivo de detectar a dependência espacial da precipitação de janeiro e fevereiro, vários semivariogramas foram construídos incluindo e excluindo os valores “extremos e outliers”. Foram adotados semivariogramas experimentais globais e esses foram modelados conforme método já descrito em 4.1.

O modelo esférico foi escolhido para estruturar (Figura 35) a dependência espacial, que é bem caracterizada para as observações de ambos os meses. Os modelos estimados para janeiro e fevereiro foram respectivamente:

$$\gamma(h) = 342 + 864 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{195} - \frac{1}{3} \left(\frac{h}{195} \right)^3 \right) \right] \quad \text{para} \quad 0 < h < 195 \text{ km}$$

e

$$\gamma(h) = 440 + 1122 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{122} - \frac{1}{3} \left(\frac{h}{122} \right)^3 \right) \right] \quad \text{para} \quad 0 < h < 122 \text{ km.}$$

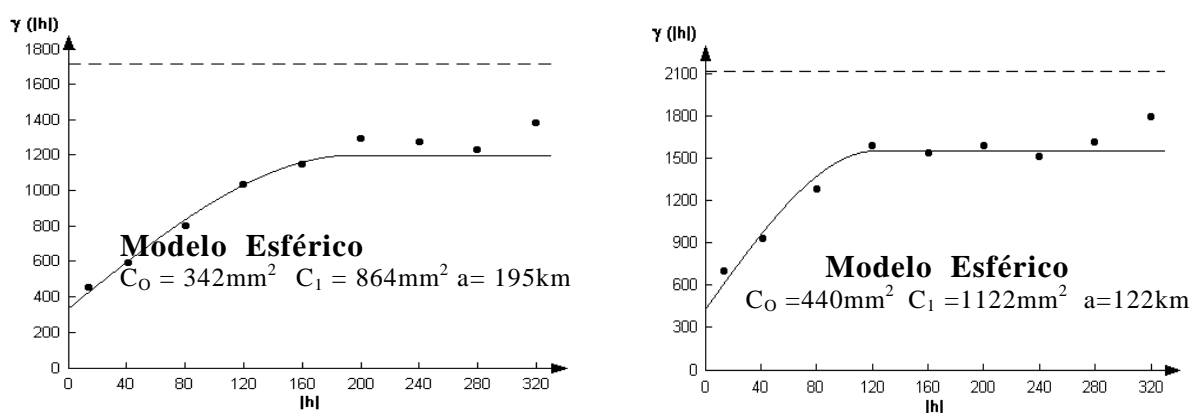


Figura 35 – Semivariograma modelado da média da precipitação pluviométrica (mm/dia) no Paraná em janeiro (esquerda) e fevereiro (direita).

O efeito pepita relativo ($\beta = C_0/C_1$) para a precipitação de janeiro e de fevereiro foi respectivamente, 0,395 e 0,392, o que mostra uma componente aleatória importante. Usando a razão: $C_0/(C_0 + C_1)$, verifica-se que 28,35% e 28,17%, respectivamente, para janeiro e fevereiro, da variância total é causada por variações aleatórias.

A técnica refinamento pela mediana em colunas foi aplicada para diminuir o efeito pepita.

Obteve-se de cada coluna a respectiva mediana e essa foi subtraída de cada observação da respectiva coluna. Sobre esses resíduos foi aplicada, novamente, uma análise exploratória, da qual se obteve indicação de uma estacionaridade pelo menos intrínseca.

Foram construídos os semivariogramas experimentais (Figura 36) para os resíduos obtidos do refinamento pela mediana em colunas, das observações de janeiro e de fevereiro.

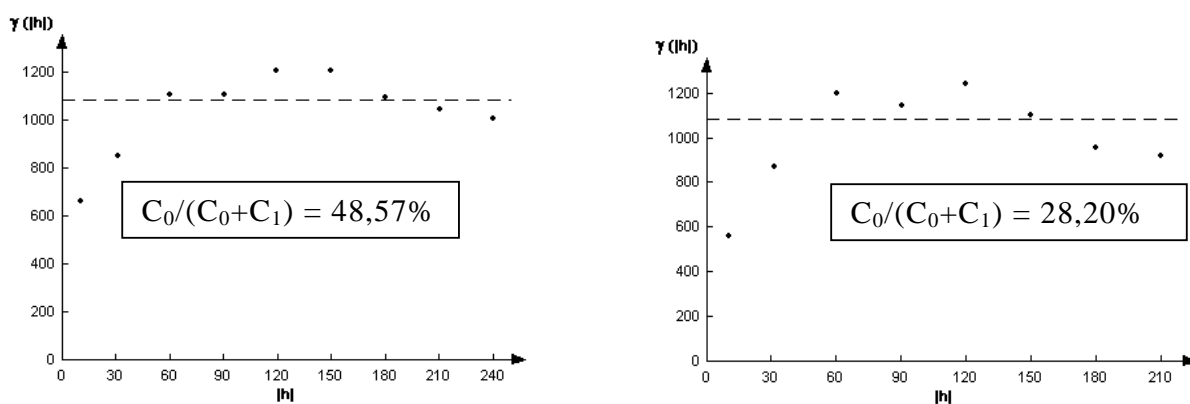


Figura 36 – Semivariogramas experimentais dos resíduos do refinamento pela mediana em colunas da média da precipitação pluviométrica (mm/dia) no Paraná em janeiro (esquerda) e fevereiro (direita).

A porcentagem de variação aleatória de cada variável é discriminada na Figura 36. Comparados esses valores com a proporção dos dados originais (28%), não se obteve sucesso com a técnica refinamento pela mediana em colunas.

Como não se conseguiu diminuir o efeito pepita através do refinamento pela mediana em colunas, procedeu-se ao refinamento pelas linhas. O processo é análogo ao refinamento por colunas, sendo que as medianas são calculadas a partir das observações em cada linha. Os resíduos são as observações em cada linha menos a mediana da respectiva linha. Pela análise exploratória dos resíduos constatou-se indicação de uma estacionaridade pelo menos intrínseca.

Os semivariogramas experimentais para os resíduos (refinamento pelas linhas) da precipitação de janeiro e de fevereiro estão na Figura 37.

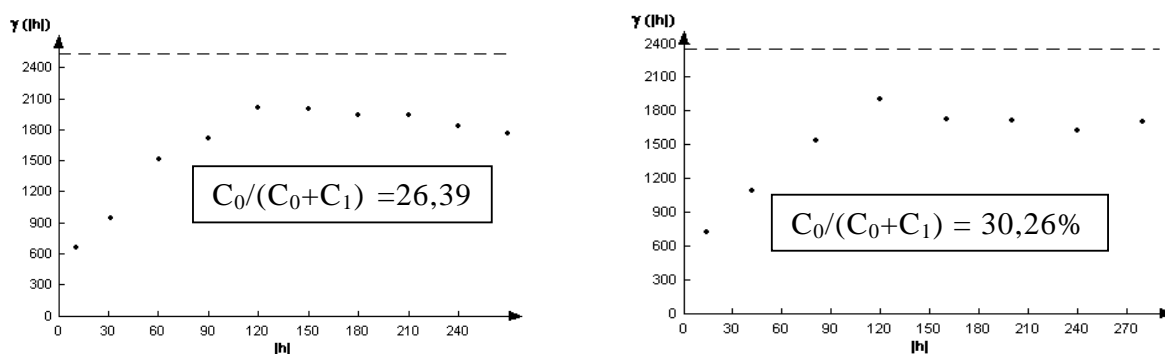


Figura 37 – Semivariogramas experimentais dos resíduos do refinamento pela mediana em linhas da média da precipitação pluviométrica (mm/dia) no Paraná em janeiro (esquerda) e fevereiro(direita).

Como não aconteceu a remoção da tendência não-determinística, existem duas hipóteses: a técnica de remoção foi ineficiente ou o fenômeno tem uma variação aleatória natural importante. A segunda alternativa é condizente com o fenômeno na área em janeiro e fevereiro. Talvez, parte da componente aleatória possa ser produzida pelas chamadas “chuvas de verão”, que acontecem em um local mas não na área vizinha próxima.

Assim, será verificada a qualidade da modelagem dos semivariogramas (Figura 35), através dos resultados da validação cruzada. No quadro 9 é apresentado um resumo das estatísticas da validação cruzada, e os recursos gráficos desta técnica são apresentados nas Figuras de 40 à 42.

Observando os resultados do Quadro 9, verifica-se que existem estimativas para todos os pontos observados de janeiro e fevereiro, indicando que o alcance foi adequado e que os valores da média e desvio padrão dos erros padronizados estão próximos do ideal.

Quadro 9 – Resultados da validação cruzada para a média da precipitação pluviométrica (mm/dia) no Paraná em janeiro e fevereiro.

Estatísticas	N ^o de observações		Média		Desvio-padrão	
	Jan.	Fev.	Jan.	Fev.	Jan.	Fev.
Variável	285	285	208,9	181,8	51,3	48,9
Estimativa	285	285	209,0	182,0	43,5	42,6
Desvio- Krigagem	285	285	23,0	28,2	1,3	2,2
Zscore	285	285	0,0	0,0	1,1	0,8

Os histogramas (Figura 38) dos erros padronizados mostram uma grande concentração de valores em torno da média do erro padronizado, caracterizando uma distribuição próxima da normal, sendo esta mais aderente para as observações de fevereiro.

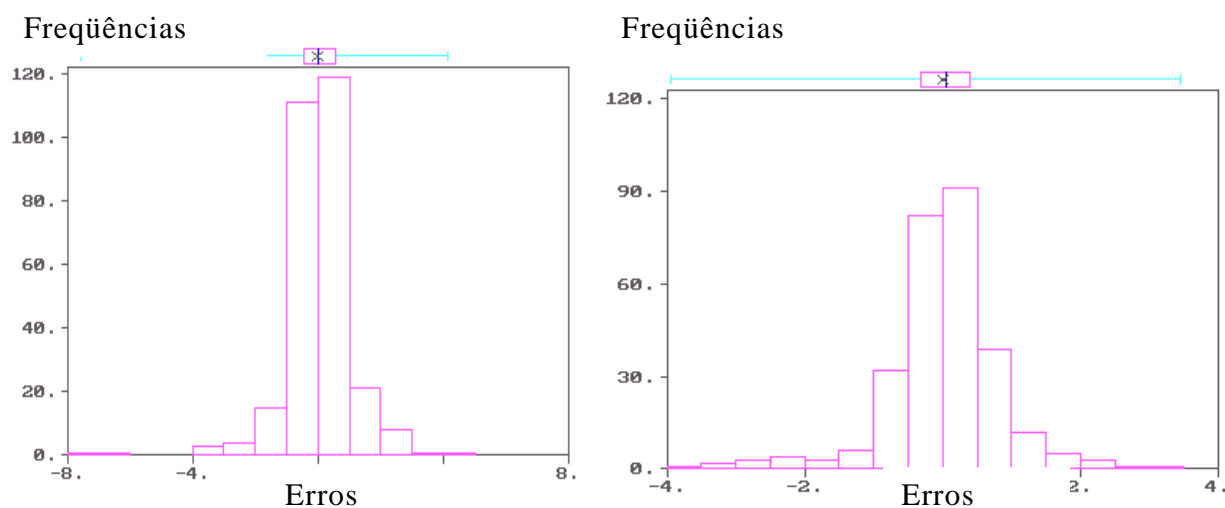


Figura 38 – Histograma dos erros padronizados da média da precipitação (mm/dia) no Paraná em janeiro (esquerda) e fevereiro (direita).

A dispersão entre os valores observados de precipitação em janeiro e fevereiro e os valores estimados por krigagem para esses dois meses são

mostrados na Figura 39. Observa-se que a dispersão entre os valores estimados é pequena até aproximadamente um volume de 250 mm de precipitação em janeiro e de 200mm em fevereiro. Isso mostra uma maior dependência espacial até esses volumes para os respectivos meses, pois quanto maior a dependência espacial da variável, menor será a dispersão entre os valores estimados.

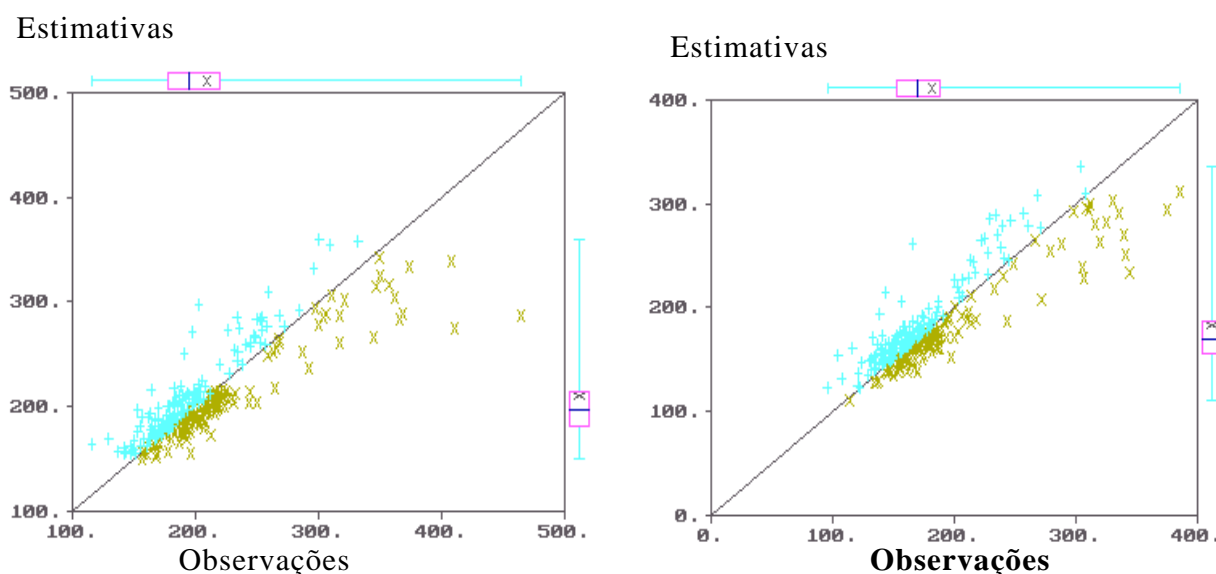


Figura 39 – Dispersão das observações e estimativas da média da precipitação (mm/dia) no Paraná em janeiro (esquerda) fevereiro (direita).

Os valores dos dois lados da diagonal (Figura 39) devem estar equilibrados, acompanhando, o mais próximo possível, a linha traçada. Tirando os extremos, pode-se verificar esse equilíbrio para a maioria dos valores, o que assegura a não-tendenciosidade do estimador de krigagem.

No gráfico apresentado na Figura 40 espera-se que apareça um equilíbrio entre os erros negativos e positivos da validação cruzada, e espera-se que a concentração dos erros deveria ser em torno de zero.

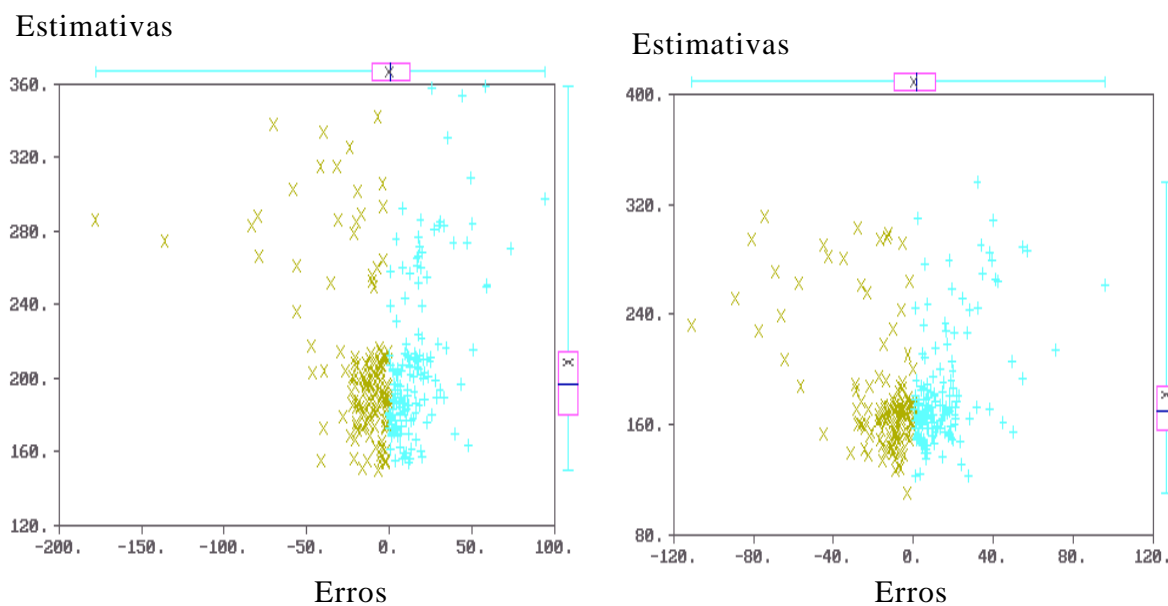


Figura 40 – Erros negativos “x” e positivos “+” da validação cruzada da média da precipitação pluviométrica (mm/dia) no Paraná em janeiro (esquerda) e fevereiro (direita).

A dimensão dos erros negativos e positivos é menor para a precipitação de fevereiro, mas em ambos os meses a maioria dos erros (tirando os extremos superiores) negativos e positivos estão em equilíbrio e concentrados em torno de zero. Assim temos um equilíbrio entre os valores sub- e superestimados, o que indica a não-tendenciosidade do estimador de krigagem.

Considerando todos os valores discrepantes, observa-se uma subestimação de valores, devido aos valores “outliers” superiores.

O mapa dos erros é apresentado nas Figuras 41 e 42, onde os tamanhos dos símbolos são proporcionais aos valores, sendo o símbolo “+” igual a $[(\text{estimativa} - \text{observação}) > 0]$ e o “x” representa $[(\text{estimativa} - \text{observação}) < 0]$. A distribuição aleatória, sem concentrações de erros de mesmo tamanho e/ou símbolo, não aconteceu para a região do litoral e proximidades.

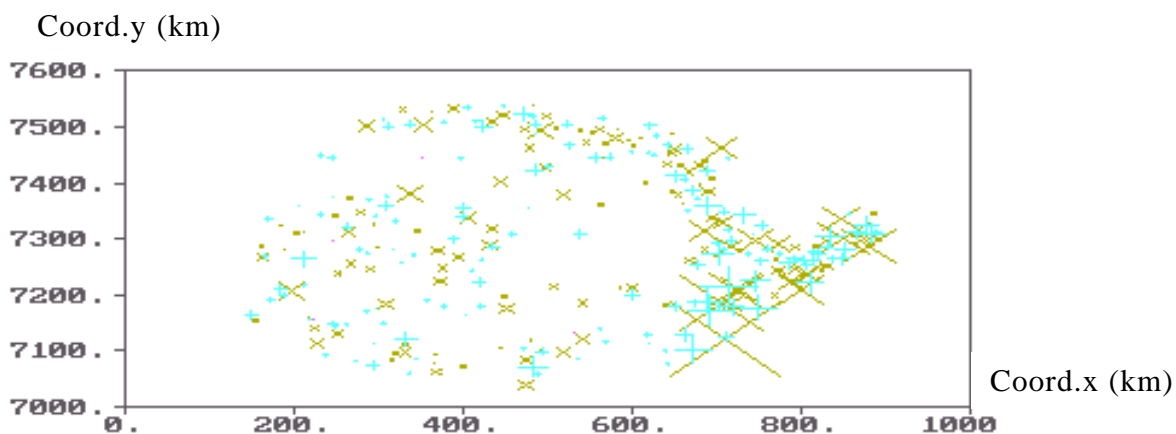


Figura 41–Mapa dos erros da validação cruzada para a média da precipitação pluviométrica (mm/dia) no Paraná em janeiro [tamanho do símbolo proporcional ao valor, “+” (erro positivo) e “x” (erro negativo)].

Novamente a região do litoral e proximidades apresentam erros negativos, relativamente grandes, comparados com os demais erros. Isto é, os resultados dos mapas de erros de janeiro e fevereiro ficaram semelhantes aos do mapa de erros de dezembro.

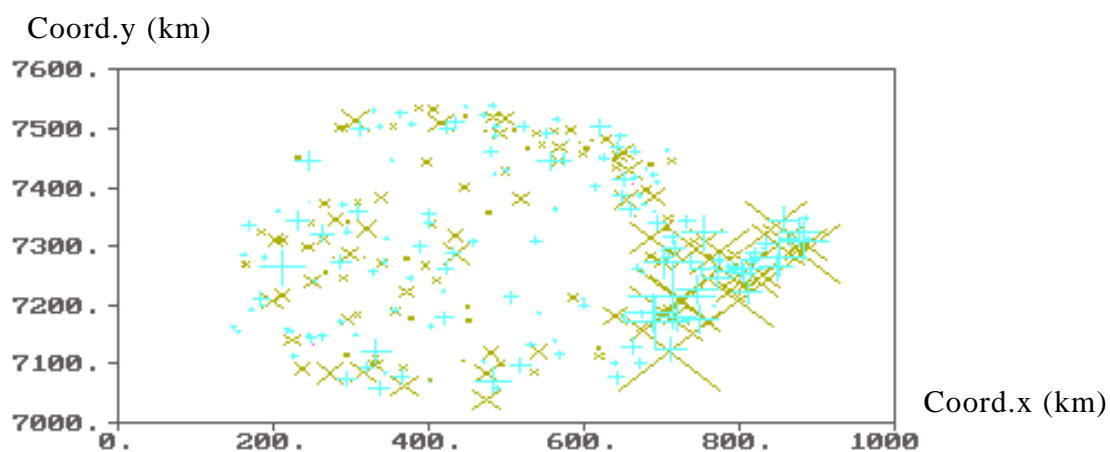


Figura 42 – Mapa dos erros da validação cruzada para a média da precipitação (mm/dia) no Paraná em fevereiro [tamanho do símbolo proporcional ao valor, “+” (erro positivo) e “x” (erro negativo)].

Foi utilizado o programa Surfer para efetuar a Krigagem ordinária. Foram considerados 16 vizinhos em um raio de 195 km para janeiro e 122km para fevereiro ao redor do ponto a ser estimado. A malha interpolada obtida foi de 141 colunas separadas por 5 km e de 107 linhas separadas por 5 km, totalizando 15087 pontos.

Os mapas que descrevem a precipitação pluviométrica no Paraná em janeiro e em fevereiro estão nas Figuras 43 e 44 respectivamente.

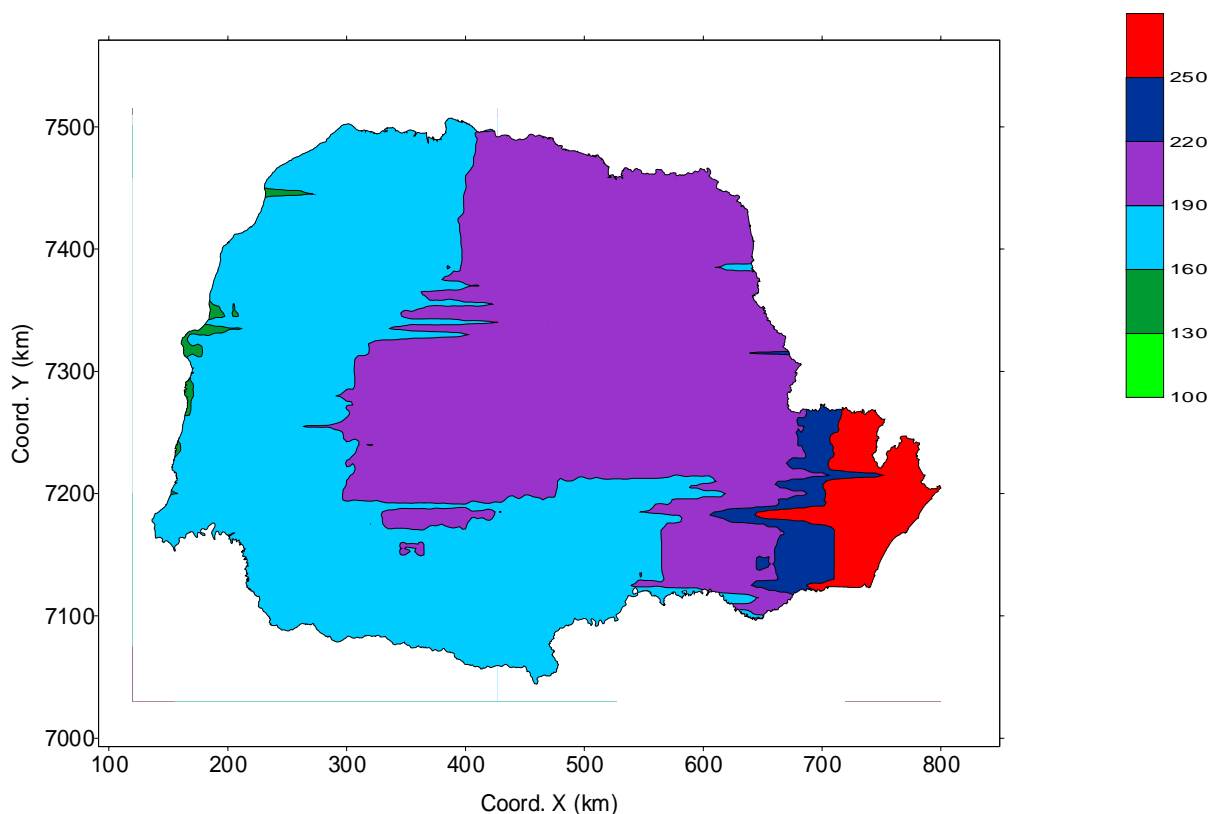


Figura 43 - Mapa da média da precipitação pluviométrica (mm/dia) de Janeiro no Paraná.

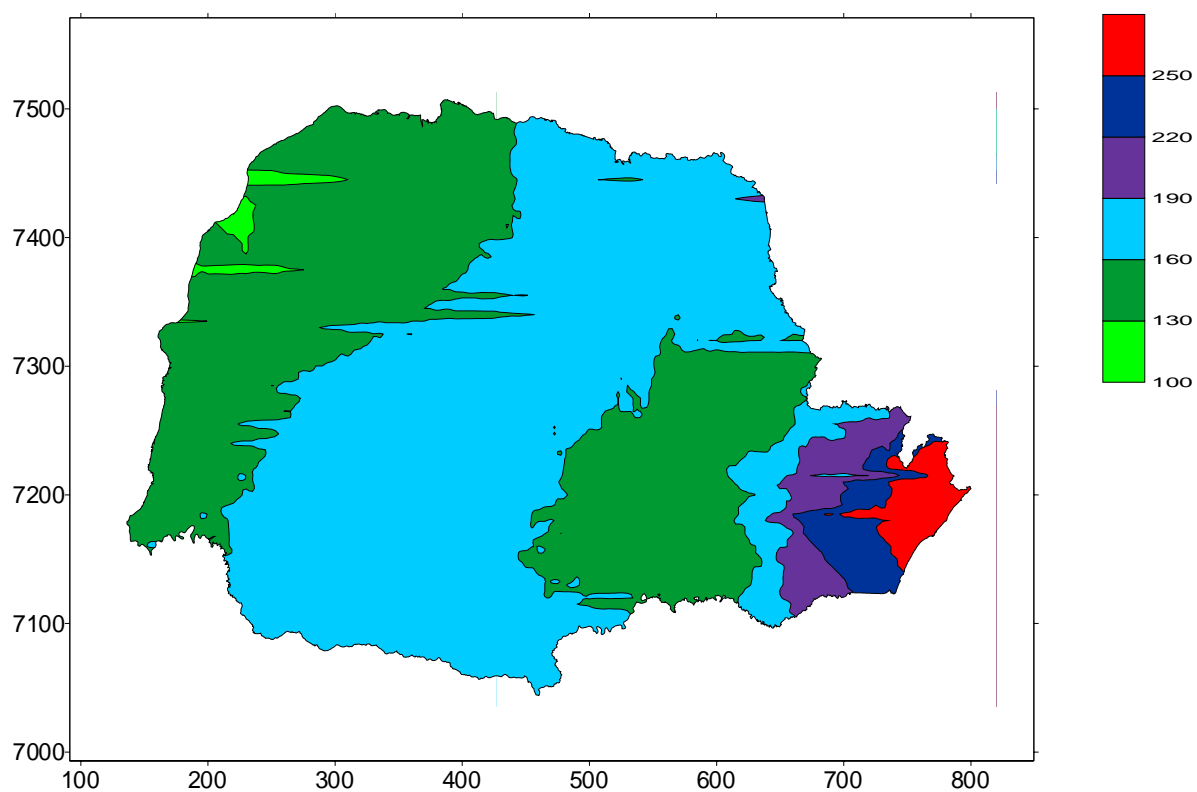


Figura 44 - Mapa da média da precipitação pluviométrica (mm/dia) de fevereiro no Paraná.

4.3 Comparação com os resultados obtidos pelo Instituto Agrônômico do Paraná.

Com o objetivo de comparar a qualidade das modelagens realizadas no presente trabalho com a modelagem efetuada pelo Instituto Agrônômico do Paraná – Londrina/Pr. (Caviglione et al. 2000), utilizou-se da técnica validação cruzada.

O modelo que aparece como alternativa padrão do programa Surfer foi utilizado por Caviglione et al. 2000 para efetuar a krigagem. Assim para se aplicar a técnica validação cruzada, objetivando avaliar a modelagem da precipitação pluviométrica em dezembro, janeiro e fevereiro feita pelo IAPAR, utilizou-se dos modelos apresentados como alternativa padrão no programa Surfer.

A comparação entre os resultados da validação cruzada da modelagem feita pelo IAPAR e no presente trabalho estão nos Quadros 10 e 11. Onde foram utilizadas as 285 observações das estações meteorológicas.

Quadro10 – Comparação das médias obtidas pelo IAPAR e no presente Trabalho, na validação cruzada para a precipitação (mm/dia) no verão no Paraná.

Estatísticas	Dezembro		Janeiro		Fevereiro	
	IAPAR	Trabalho	IAPAR	Trabalho	IAPAR	Trabalho
Variável	186,0	186,0	208,9	208,9	181,8	181,8
Estimativa	186,5	186,5	209,3	209,0	182,3	182,0
Desvio- Krigagem	5,6	19,0	9,7	23,0	9,3	28,2
Zscore	0,4	0,0	0,2	0,0	0,3	0,0

Pelo Quadro 10 verifica-se que existe pequenas diferenças das médias das estimativas da precipitação pluviométrica para os três meses pelas referidas modelagens (IAPAR e Trabalho), mas as diferenças entre os desvios de krigagem são estatisticamente significativas. Os valores das médias da variável padronizada da modelagem do IAPAR ficaram mais distantes do valor ideal que é 0 (zero) do que para o presente trabalho. Os valores dos desvios- padrão da variável padronizada (Zscore) da modelagem do IAPAR (Quadro11) ficaram mais distantes do valor ideal que é 1 (um) do que para o presente trabalho.

Quadro 11 – Comparação dos desvios - padrão, obtidos pelo IAPAR e no presente trabalho, na validação cruzada para a precipitação (mm/dia).

Estatísticas	Dezembro		Janeiro		Fevereiro	
	IAPAR	Trabalho	IAPAR	Trabalho	IAPAR	Trabalho
Variável	29,7	29,7	51,3	51,3	48,9	48,9
Estimativa	24,8	23,1	48,3	43,5	45,5	42,6
Desvio- Krigagem	1,5	3,5	2,6	1,3	2,5	2,2
Zscore	4,3	1,2	3,2	1,1	2,8	0,8

Pelos resultados dos Quadros 10 e 11 fica evidenciado que o modelo usado pelo IAPAR foi menos adequado do que o usado no presente trabalho. Sendo o modelo não adequado, as semivariâncias entre os pontos vizinhos e entre esses e os pontos a serem estimados não são bem estimadas pelo semivariograma modelado e assim os pesos dos vizinhos para se obter cada estimativa não são os mais indicados.

4.4 Comparação com as cartas geográficas obtidas pelo Instituto Agrônomo do Paraná em 2000.

Fazendo uma comparação visual dos mapas de contornos obtidos para a precipitação de dezembro, janeiro e fevereiro (Figuras 14, 43 e 44) com as respectivas cartas climáticas (Anexo 2) do Paraná (Caviglione et al. 2000 do IAPAR /Londrina-Pr.), observam-se pequenas diferenças na classificação da precipitação no interior do estado e diferenças maiores na região do litoral e proximidades, isso para dezembro, janeiro e fevereiro.

4.5 Influência da altitude na precipitação.

Com a intenção de sugerir, para trabalhos futuros, o método de interpolação cokrigagem, foi investigado a correlação existente entre a altitude e a precipitação de dezembro, janeiro e fevereiro. A cokrigagem poderá ser aplicada se e somente se, ambas as variáveis apresentarem dependência espacial e entre as duas variáveis também existir dependência espacial, detectada pelo semivariograma cruzado.

Primeiramente foi calculado o coeficiente de correlação de Pearson (mede somente o grau de semelhança entre as variáveis), com o objetivo de se ter um indicativo da correlação entre as variáveis e comparar os resultados com os semivariogramas cruzados. Os coeficientes entre a altitude e a precipitação de dezembro, janeiro e fevereiro foram respectivamente: -0,38, -0,39 e -0,16. Indicando que existe uma correlação negativa muito fraca entre altitude e a precipitação em cada um dos três meses.

Vieira et al.(1991) também concluíram que não ocorreu correlação entre altitude e as chuvas diárias máximas para os cinco períodos analisados no Estado de São Paulo, ao passo que Hevesi et al. (1991a) encontraram um coeficiente de correlação positivo significativo ($r = 0,75$) entre o log natural (ln) da média anual de precipitação e a altitude da estação. Com a altitude de 1531 locais disponíveis, os autores usaram a cokrigagem para fazer estimativas da precipitação, isto em terras montanhosas em Nevada.

A dependência espacial foi constatada para a precipitação em janeiro, fevereiro e para a altitude. Construídos os respectivos variogramas cruzados entre o volume de precipitação e a altitude. Foi constatado dependência espacial negativa entre as variáveis (conforme Anexo 3). A dependência espacial negativa entre a altitude e o volume de precipitação para dezembro e janeiro foi até um alcance de 350km e para fevereiro o alcance foi de 150km. Assim, após modelagem do semivariograma cruzado e uma avaliação dos resíduos com resultado positivo, poder-se-á estimar a precipitação no Estado do Paraná, nos determinados meses, usando os valores da altitude como variável associada. Isso se os resultados da cokrigagem forem melhores do que os resultados da krigagem ordinária.

5 CONCLUSÕES

As variáveis, médias da precipitação pluviométrica (mm/dia) em: dezembro no Paraná todo, dezembro no litoral do Paraná e proximidades, dezembro no interior do Paraná, janeiro e fevereiro no Paraná todo, apresentaram dependência espacial.

Modelos mensais foram determinados para proceder o mapeamento da precipitação na área total do Estado do Paraná, optando-se por não separar o interior e o litoral do Estado e proximidades. Para dezembro o efeito de pepita relativo foi de 2,15%, mostrando que a componente aleatória é pequena, enquanto que, para janeiro e fevereiro, obteve-se respectivamente, 39,50% e 39,20% como efeito pepita relativo, acusando componentes aleatórias importantes.

Para janeiro e fevereiro, respectivamente, 28,35% e 28,17% da variância total são causadas por variações aleatórias.

Não se obteve redução da variação aleatória da precipitação, nos meses de janeiro e fevereiro, com a aplicação da técnica refinamento pela mediana. Assim, concluiu-se que o fenômeno tem uma

variação aleatória natural importante. Talvez parte da componente aleatória possa ser produzida pelas chamadas “chuvas de verão”, que acontecem em um local mas não na área vizinha próxima, pois é comum esse fato no verão. Ou ainda dever-se-ia usar um estimador de semivariâncias mais robusto e não o de Matheron, que é muito sensível aos dados extremos.

Foi constatado a robustez da krigagem em relação ao modelo do semivariograma. Ou seja, alterações nos parâmetros do modelo não mostraram grandes diferenças nos resultados da validação cruzada e nas classes de precipitação nos mapas.

Comparados os resultados da validação cruzada com os resultados da validação da modelagem feita por Caviglione et al. (2000), o presente trabalho apresentou melhoria das estimativas e comparando os mapas de contornos obtidos com as cartas climáticas do Paraná, observam-se pequenas diferenças na classificação da precipitação no interior do Estado e diferenças maiores na região do litoral e proximidades.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ASPIAZÚ, C., RIBEIRO,G.A., VIANELLO, R.L., RIBEIRO,J.C., VALENTE, O. F., NETO, F. de P.. Análise dos componentes principais aplicada na classificação climática do Estado de Minas Gerais. Teste metodológico. Viçosa. **Revista Árvore**, v.14, p. 1-15, 1990.

BERNARDES, L.R.M. **Determinação de regiões pluviométricamente homogêneas no Estado do Paraná, através de técnicas de análises multivariada.** Tese (Doutorado) – Escola Politécnica da Universidade de São Paulo. 1998.

BRAGA, L.P.V. **Geoestatística e aplicações.** São Paulo, IME-USP, 1990.

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

BURGESS, T.M., WEBSTER, R. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. II. Block Kriging. **Journal of Soil Science**, v.31, p.333-341, 1980b.

CARAMORI, P.H., OLIVEIRA, D., TEIXEIRA, R.T., GOMES, J., BORROZZINO, E., GRODZKI, L. **Monitoramento Agroclimático do Estado do Paraná**. IN: Workshop Sobre Telemetria e Sensoriamento Remoto, 2, Curitiba, 1994.

CARAMORI, P.H., GONÇALVES, S.L., WREGE, M.S., OLIVEIRA, D., LOLLATO, M.A., MARIOT, E.J., KRANZ, W.M. & BIANCHINI, A. **Zoneamento da cultura do feijão no Estado do Paraná**. Instituto Agrônômico do Paraná, Londrina: IAPAR, 1998. (Boletim Técnico, 99).

CAVIGLIONE, J.H., CARAMORI, P.H., KÜHL, L.R.B., OLIVEIRA, D. de, **Cartas climáticas do Paraná, 2000**. Londrina: IAPAR, 2000. CD-ROM.

CRESSIE, N. **Statistics for spatial data**. New York: John Wiley, 1993. 901 p. Revised Edition.

ENGLUND, E., SPARKS, A. **GeoEAS (Geostatistical Environmental Assessment Software)** Las Vegas: Environmental Protection Agency, 1991. (EPA/600/4-88/033a).

- FAULKNER, D.S., PRUDHOMME, C. Mapping an index of extreme rainfall across the UK. **Hydrology and Earth System Sciences** v 2, n. 2/3, p. 183-194, 1998.
- GOOVAERTS, P. **Geostatistics for natural resource estimation**. Oxford: Oxford University Press, 1997.
- GONÇALVES, A.C.A. **Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo para fins de manejo da irrigação**,1997. (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz/USP).
- GUERRA, P.A.G. **Geoestatística Operacional, Brasília**. Ministério das Minas e Energia, 1988.
- HAMLETT, J. M., HORTON, R., CRESSIE, N. A. C. Resistant and exploratory techniques for use in semivariogram analyses. **Soil Science Society of America Journal**, v.50, p.868-875, 1986.
- HAND, D.J. Data mining: statistics and more? **The American Statistician**, n. 52, p. 112-118, 1998.
- HEVESI, J. A., ISTOK, J.D., FLINT, A.L.. Precipitation estimation in mountainous terrain using multivariate geostatistics . Part 1: Structural-analysis. **Journal of applied meteorology**, v. 31, n. 7, p. 661-676, 1992a.

HEVESI, J. A., ISTOK, J.D., FLINT, A.L.. Precipitation estimation in mountainous terrain using multivariate geostatistics . Part 2: Structural-analysis. **Journal of applied meteorology**, v.31, n.7, p. 677-688,1992b.

HOLAWÉ, F., DUTTER, R. Geostatistical study of precipitation series in Austria: time and space Source: **Journal of Hydrology**, v. 219, n. 1-2, p. 70-82,1999.

INSTITUTO AGRONÔMICO DO PARANÁ. **Cartas climáticas do Estado do Paraná 1978**. Londrina, IAPAR, 1978. 38p.

INSTITUTO AGRONÔMICO DO PARANÁ. **Cartas climáticas do Estado do Paraná 1994** . Londrina, IAPAR, 1994. 49p.

ISAAKS, E.H., SRIVASTAVA, R.M. **An Introduction to Applied Geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989. 561 p.

JOURNEL, A.G., HUIJBREGTS, Ch.J. **Mining Geostatistics**. London: Academic Press, 1978. 600 p.

JOURNEL, A. G. **Fundamentals of geostatistics in five lessons**. Washington: American Geophysical Union, 1989a. 40 p.

JOURNEL, A.G., ROSSI, M.E. When do you need a trend model in kriging?

Mathematical Geology, v.21, n.7, p.715-739, 1989b.

LEGENDRE, P. Spatial autocorrelation: trouble ou new paradigm? **Ecology**, v. 74,

n.6, 1993.

PANNATIER, Y., **VARIOWIN: Software for Spatial Data Analysis in 2D**. New

York: Springer-Verlag, 1996. 90 p.

PARDO, I. E. Comparison of geostatistical methods for estimating the areal average climatological rainfall mean using data on precipitation and topography.

International journal of climatology, v.18, n. 9, p. 1031-1047,1998.

PRUDHOMME, C. Mapping a statistic of extreme rainfall in a mountainous region.

Physics and chemistry of the earth part b-hydrology oceans and atmosphere, v.24, n.1-2, p. 79-84,1999.

RIBEIRO JUNIOR, P.J. **Métodos geoestatísticos no estudo da variabilidade**

espacial de Englishparâmetros do solo. Piracicaba: 1995. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz/USP).

ROYLE, A.G. **A practical introduction to geostatistics** England: Leeds

University, 1979. v.1-3.

SAS - Institute Inc., **SAS STAT**- User's guide, versão 8. Cary, USA, 1999.

SEGOVIA, R.M., ANDRADE, E.G. **Determinação do efeito da precipitação pluviométrica na produtividade agrícola**. Brasília:IAPAR, 1982. (Coleção Análise e Pesquisa v.24).

SIMÕES, R.M.de A. Notas sobre o clima do Estado do Paraná. **Revista Brasileira de Geografia**, v.16, n. 1, p. 126-32, 1954.

SURFER FOR WINDOWS. **Superface Mapping System**. New York Golden Software, Inc., 1995.

STATISTICAL FOR WINDOWS. **General conventions and statistics I**. Tulsa: Stat Soft, 1994, v.1, 717p. .

VIEIRA, S.R., HATFIELD, J.L., NIELSEN, D.R. . Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardia**, v.51, n.3, p.1-75, 1983.

VIEIRA, S.R., LOMBARDI NETO, F. BURROWS, I.T.. Mapeamento da chuva máxima provável para o Estado de São Paulo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. Campinas, v 15, p. 93-98, 1991.

VIEIRA, S.R., LOMBADI NETO, R. Variabilidade espacial do potencial de erosão das chuvas do estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v.54, p.405-12, 1995.

VIEIRA, S.R. **Geoestatística**. Botucatu: UNESP, 1996, 55 p.

WEBSTER, R., OLIVER, M.A. Sample adequately to estimate variograms of soil properties. **Journal of Sil Science**, Oxford, v 43, p. 177-92, 1992.

A N E X O S

Anexo 1 – Programas utilizados no SAS para proceder o refinamento pela mediana.

- a) Programa para dividir o mapa do estado do Paraná e margens vizinhas em 40 quadrículas (5 linhas e 8 colunas - divisão a cada grau de latitude e longitude):

```
DATA JANELAS;
INPUT LAT LONG X Y ALT DEZ JAN FEV ;
IF LAT <=2300 AND LONG >=5400 THEN RESULTA =1;
ELSE IF LAT <=2300 AND ( LONG>=5300 AND LONG < 5400) THEN RESULTA = 2;
ELSE IF LAT <=2300 AND (LONG >=5200 AND LONG < 5300) THEN RESULTA = 3;
ELSE IF LAT <=2300 AND (LONG >=5100 AND long < 5200) THEN RESULTA = 4;
ELSE IF LAT <=2300 AND (LONG >=5000 AND long <5100) THEN RESULTA = 5;
ELSE IF LAT <=2300 AND (LONG >=4900 AND long <5000) THEN RESULTA = 6;
ELSE IF LAT <=2300 AND (LONG >=4800 AND long <4900) THEN RESULTA = 7;
ELSE IF (LAT >2300 AND lat <=2400) AND LONG >=5400 THEN RESULTA = 8;
ELSE IF (LAT >2300 AND lat <=2400) AND (LONG >=5300 AND long < 5400) THEN RESULTA = 9;
ELSE IF (LAT >2300 AND lat <=2400) AND (LONG >=5200 AND long < 5300) THEN RESULTA = 10;
ELSE IF (LAT >2300 AND lat <=2400) AND (LONG >=5100 AND long < 5200) THEN RESULTA = 11;
ELSE IF (LAT >2300 AND lat <=2400) AND (LONG >=5000 AND long < 5100) THEN RESULTA = 12;
ELSE IF (LAT >2300 AND lat <=2400) AND (LONG >=4900 AND long < 5000) THEN RESULTA = 13;
ELSE IF (LAT >2300 AND lat <=2400) AND (LONG >=4800 AND long < 4900) THEN RESULTA = 14;
ELSE IF (LAT >2400 AND lat <=2500) AND LONG >=5400 THEN RESULTA = 15;
ELSE IF (LAT >2400 AND lat <=2500) AND (LONG >=5300 AND long < 5400) THEN RESULTA = 16;
ELSE IF (LAT >2400 AND lat <=2500) AND (LONG >=5200 AND long < 5300) THEN RESULTA = 17;
ELSE IF (LAT >2400 AND lat <=2500) AND (LONG >=5100 AND long < 5200) THEN RESULTA = 18;
ELSE IF (LAT >2400 AND lat <=2500) AND (LONG >=5000 AND long < 5100) THEN RESULTA = 19;
ELSE IF (LAT >2400 AND lat <=2500) AND (LONG >=4900 AND long < 5000) THEN RESULTA = 20;
ELSE IF.....
.....
RESULTA = 40;
CARDS;
(colocar os dados);
PROC PRINT DATA=JANELAS;
RUN;
```

- b) Programa para calcular a mediana por linha:

```
Data linha;
Input X LINHA$ COLUNA$ Local$ Jan Fev DEZ long lat Alt;
cards;
dados;
Proc sort;
by linha local;
proc print;
var x y linha coluna local JAN FEV DEZ alt;
Proc means N Median ;
by linha;
var DEZ Jan Fev;
run;
```

ANEXO 2 – Cartas climáticas do Paraná para dezembro, janeiro e fevereiro.

Em arquivo separado estão as páginas 115 e 116.

Pág. 116 em anexo

ANEXO 3 – Semivariogramas cruzados entre precipitação pluviométrica e altitude.

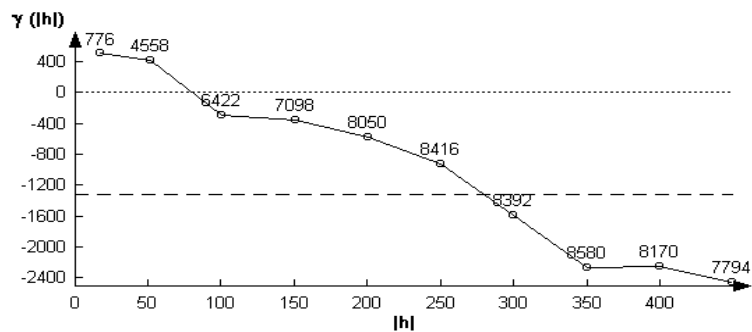


Figura 1 – Semivariograma cruzado entre a precipitação pluviométrica em dezembro e a altitude.

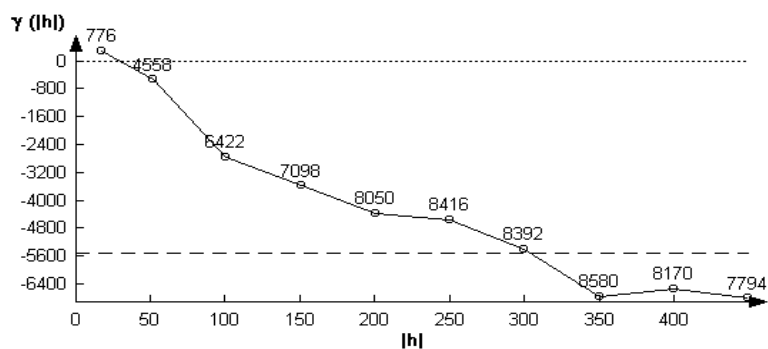


Figura 2 – Semivariograma cruzado entre a precipitação pluviométrica em janeiro e a altitude.

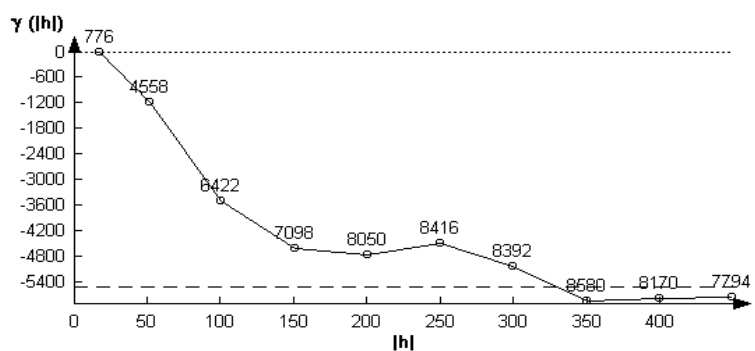


Figura 3 – Semivariograma cruzado entre a precipitação pluviométrica em fevereiro e a altitude.