

VARIABILIDADE ESPAÇO-TEMPORAL DA PRECIPITAÇÃO PLUVIAL NA BACIA DO RIO CAPIVARI, ESTADO DO PARANÁ.

Éder David Borges da Silva¹; Marco Aurélio de Mello Machado²; Akemi Kan³

Resumo – O presente trabalho investigou a variabilidade temporal da precipitação na sub-bacia do rio Capivari, onde se encontra o reservatório da Usina Hidrelétrica Parigot de Souza, região pertencente à bacia do rio Ribeira, no estado do Paraná. Para atender aos objetivos propostos nesta investigação foi delimitada uma área entre 24° e 26° de latitudes Sul e entre os meridianos 48° até 50° de longitudes Oeste, no intuito de se aumentar a abrangência espaço-temporal do estudo, foi obtido um grande conjunto de dados a partir de séries históricas de precipitação. Essa bacia possui uma razoável conservação de matas nativas, em parte porque à margem direita do rio Capivari está a Serra do Mar e, devido a uma baixa ocupação urbana da bacia, exceto em sua cabeceira, onde se concentra uma maior densidade populacional. A distribuição da precipitação apresentou padrões com grande proximidade, sem correlação sazonal característica da região. A distribuição de probabilidade log-normal mostrou-se bastante adequada para estudos de precipitação diária e anual e a Weibull a mais adequada para as precipitações médias mensais. A probabilidade de ocorrência de estiagens longas na região é bastante baixa ou pouco provável, com gradientes crescentes de precipitação no sentido de oeste para leste.

Abstract - The present study investigated the rainfall temporal variability at the Capivari river sub-basin, part of the Ribeira River main basin, located at Paraná State. A reservoir, Parigot de Souza Hydroelectric, is located inside the sub-basin. The study area was selected between 24° and 26° S latitude and the meridians of 48° to 50° W, achieving. A greater number of rainfall data for study thereby increasing the spatial and temporal resolution. This basin is covered by a native forest, especially for the east side of the Capivari river where is Serra do Mar mountains. The low population density is observed except in its upstreams. The distribution of precipitation patterns showed similarity without seasonal characteristics typical of this region. The drought probability log-normal distribution proved to be very suitable for studies of annual and diary rainfall and the Weibull was most suitable for the average monthly rainfall. The probability of long droughts in the region is very low, with gradients of increasing precipitation in the direction from west to east.

Palavras-Chave – Hidrologia, Precipitação pluvial, distribuição de probabilidades.

¹ Eng. Agrônomo, Pesquisador LACTEC, BR-116, s/ n° Centro Politécnico UFPR, Jardim das Américas, Curitiba, PR, eder.david@lactec.org.br

² Eng. Agrícola, Departamento de Solos e Engenharia Agrícola. SCA/UFPR. R. dos Funcionários, 1540, Curitiba, PR, marcomello@ufpr.br

³ Eng. Civil, Pesquisadora LACTEC, BR-116, s/ n° Centro Politécnico UFPR, Jardim das Américas, Curitiba, PR, akemi.kan@lactec.org.br

1 INTRODUÇÃO

Em termos médios a estação chuvosa no Estado do Paraná possui certa regularidade, sem sazonalidade, e distribuição espacial bem definida. Contudo, é sabido que existem variações intra- anuais e inter-decadais acentuadas. Em função do alto grau de importância da precipitação para todo o estado, não só para a sua pujante agropecuária, mas especialmente para a garantia e segurança do sistema de geração de energia elétrica, é preciso que se estabeleçam os padrões de variação das chuvas tanto temporal quanto espacialmente. No estado do Paraná, tais padrões são especialmente influenciados por sistemas de grande escala meteorológica, em particular nos anos de ocorrência dos eventos El Niño e La Niña. O grande desafio, portanto, passa a ser o de identificar não só comportamentos médios da precipitação, mas também suas variações e desvios no tempo- espaço, em função de objetivos macroeconômicos.

Este artigo busca compreender melhor o comportamento espaço-temporal da precipitação em uma bacia hidrográfica do estado do Paraná. Procurou-se identificar quais as distribuições de probabilidade mais ajustadas às séries históricas de chuvas na bacia, em bases temporais anual, sazonal, mensal e diária, bem como estabelecer os graus de variação espacial da precipitação dentro da bacia hidrográfica.

2 MATERIAL E MÉTODOS

A bacia em estudo está situada próxima a região metropolitana de Curitiba (Figura 1), possuindo uma altitude que varia entre 900 e 2.000 metros, sendo estas últimas altitudes encontradas somente no lado direito da bacia, onde se tem os mais elevados picos da Serra do Mar. Contudo, a altitude média predominante na bacia é de aproximadamente 900 m, sendo que esta não possui intensa ocupação antrópica com exceção de sua porção sul, onde localiza-se os municípios de Colombo e Quatro Barras.

2549053	Ervazinho	25,13°	49,55°
2449011	Pirai do Sul	24,53°	49,93°
2449036	Eduardo Xavier da Silva	24,38°	49,58°
2448035	Tatupeva	24,72°	48,75°
2548047	São João da Graciosa	25,38°	48,87°
2549045	Bateias	25,35°	49,52°
2549048	Ouro Fino de Baixo	25,29°	49,52°
2549052	Itaiacoca	25,13°	49,90°
2548042	Rio Guaraqueçaba	25,08°	48,22°
2449028	Socavão	24,77°	49,70°
2449044	Senges	24,10°	49,47°

Fonte: ANA - Agência Nacional de Águas (2009)

Os dados utilizados neste estudo são oriundos da Superintendência de Desenvolvimento de Recursos Hídricos e Saneamento Ambiental (SUDERHSA), onde foram selecionadas, inicialmente, todas as estações que estavam compreendidas entre 24°00' e 26°00' de latitudes Sul e 48°00' e 50°00' de longitudes Oeste, o que permitiu encontrar 115 estações. Estabeleceu-se, também, a restrição de que as séries deveriam ser contínuas, entre 1976 até 2009, o que restou somente 31 estações válidas para este estudo.

Dessa forma, a área efetiva total do estudo foi de 27.570 km², o que resultou em uma densidade de cobertura de aproximadamente 890 km² por estação.

3 AS DISTRIBUIÇÕES DE PROBABILIDADE EMPREGADAS

3.1 Distribuição de Weibull

A distribuição Weibull, também chamada de distribuição de extremos do Tipo III (Tucci, 2000), pertence à mesma família da distribuição Gumbel, e é muito utilizada em estudos hidrológicos para representação da distribuição de precipitações e vazões, podendo ser utilizada com êxito para estimativas de tempos de recorrência (Ferreira, 2009; Resende, 2007).

A função de densidade de probabilidade da distribuição Weibull é dada por:

$$f_x(x; k, \lambda) = \frac{k}{\lambda} \left(\frac{x}{\lambda}\right)^{k-1} e^{-\left(\frac{x}{\lambda}\right)^k} \quad (1)$$

Em que:

$x > 0$, sendo x a variável independente; $k > 0$, sendo k o fator de forma; $\lambda > 0$, sendo λ o parâmetro de escala.

3.2 Distribuição log-normal

A distribuição log-normal tem larga aplicação nas diferentes áreas da ciência por permitir a representação de diversos fenômenos naturais a partir da produção de uma curva assintótica que, por vezes, melhor representa séries de eventos do que a curva normal (Tucci, 2000; Ferreira, 2009; Resende, 2007). A sua função de distribuição de probabilidade é dada por:

$$f_x(x; \mu; \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}} \quad (2)$$

Em que:

$x > 0$, sendo x a variável independente; $\mu > 0$, sendo μ o logaritmo de tendência central ($\ln(\bar{x})$);

$\sigma > 0$, sendo σ o logaritmo das variâncias ($\ln(\sigma^2)$).

4 OBTENÇÃO DOS PARÂMETROS DAS FUNÇÕES DE DISTRIBUIÇÃO DE PROBABILIDADE

Na estimativa dos parâmetros das funções de probabilidades foi empregado o método de máxima verossimilhança, que consiste na determinação dos parâmetros que maximizam a densidade conjunta das amostras (Ferreira, 2009). Considerando os valores amostrais como variáveis independentes, é possível definir a função de verossimilhança (L) como o produto das densidades das amostras (x_i). Desta forma, L é definida como:

$$L = f(x_1)f(x_2) \dots f(x_n) = \prod_{i=1}^n f(x_i) \quad (3)$$

O estimador de máxima verossimilhança é aquele que maximiza L , que é obtido tomando a derivada primeira de L (em relação a cada parâmetro) e igualando-se a função a zero. Contudo, nem sempre a resolução dessa equação é analiticamente possível, o que exige o emprego de métodos numéricos para sua resolução.

Neste estudo, para determinar os parâmetros pela máxima verossimilhança foi utilizada a função **fitdistr()** do pacote MASS (Venables e Ripley, 2002), do software R (R Development Core Team, 2010), que utiliza o método numérico Nelder-Mead (Nelder e Mead, 1965), para distribuições univariadas.

4.1 Teste Kolmogorov-Smirnov

Para averiguar o grau de ajuste dos dados observados à curva teórica de probabilidade ajustada foi empregado o teste de Kolmogorov-Smirnov. A adequação das distribuições aos dados foi verificada com a função **ks.test()** do mesmo software R, essa função implementa o teste de Kolmogorov-Smirnov.

O fundamento do teste é verificar se a distribuição de probabilidade ajustada difere da amostrada, em função do máximo distanciamento entre as duas curvas das respectivas acumuladas. Assim, o teste de hipóteses mostra que: sob hipótese H_0 ou hipótese nula, as duas distribuições não diferem estatisticamente e sob H_1 ou hipótese alternativa as duas distribuições de probabilidade diferem a um dado nível de significância, William (1971).

Para cada uma das estações do estudo foram calculadas as estatísticas descritivas das séries. Posteriormente, em função dos ajustes de probabilidade feitos, foram estimados os eventos de

precipitação teórica esperados em bases diária, mensal e anual, em tempos de retorno de 10, 50, 100, 1.000 e 10.000, em suas respectivas escalas.

Na espacialização dos resultados adotou-se a geostatística utilizando a técnica de *krigagem*. Neste procedimento metodológico é preciso, inicialmente, estimar a dependência espacial com o uso de um semi-variograma, e, em seguida, fazer a *krigagem*, que consiste na predição para locais não amostrados, considerando-se a estrutura de covariância modelada.

A modelagem do semi-variograma tem por objetivo quantificar a dependência da variação espacial do fenômeno em estudo, base para a predição espacial através da *krigagem*. Esta modelagem pode ser expressa por:

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [z(x_i) - z(x_i + h)]^2 \quad (4)$$

Em que:

$\hat{\gamma}(h)$ = Semi-variograma estimado; $N(h)$ = Número de pontos amostrados; $z(x_i) - z(x_i + h)$ = Diferença do valor mensurado entre dois pontos, espaçados por um vetor h .

O semi-variograma deve ser representado através de um modelo que descreve como ocorre a dependência espacial dos dados amostrados em relação a uma distancia h entre eles. Existem inúmeros modelos para descrever esta variação. Neste estudo foi adotado o modelo de semi-variograma esférico, representado pela equação:

$$\gamma(h) = C_0 \left(1 - 1.5 \frac{h}{\varphi} + 0.5 \left(\frac{h}{\varphi} \right)^3 \right) \quad (5)$$

Em que:

$\gamma(h)$ = Semi-variograma estimado; C_0 = Efeito pepita; φ = Alcance do semi-variograma; h = Distância entre os pontos.

A modelagem da *krigagem* simples pode ser expressa pelo seguinte estimador:

$$Z(u_o) = m + \sum_{i=1}^n \lambda_i [Z(u_i) - m] \quad (6)$$

Em que:

$Z(u_o)$ = É o valor estimado no ponto u_o ; m = Média global conhecida; $Z(u_i)$ = Valor amostrado nos pontos vizinhos

Os pesos $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_i, \lambda_n$ são determinados com o intuito de minimizar a variância do erro de estimação. Em cada ponto estimado, são calculados os valores dos pesos através de n equações lineares do tipo:

$$\sum_{j=1}^n C_{ij} \lambda_j = C_{oi}, i = 1, 2, \dots, n \quad (7)$$

Em que:

n é o número de pontos vizinhos, definido com base na continuidade espacial; C_{ij} é a covariância entre dois pontos amostrais; C_{oi} é a covariância entre o ponto estimado e um ponto

amostrado. Todo esse sistema de atribuição de pesos a λ pode ser expresso sob a forma matricial da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} C_{11} & C_{12} & \dots & C_{1n} \\ C_{21} & C_{22} & \dots & C_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ C_{n1} & C_{n2} & \dots & C_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \vdots \\ \lambda_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{01} \\ C_{02} \\ \vdots \\ C_{0n} \end{bmatrix}$$

Os pesos λ_i são dependentes do arranjo espacial dos pontos amostrados no entorno do ponto estimado, e, também, da continuidade espacial definida pelo semi-variograma. É possível notar que os pesos serão proporcionais à distância entre eles, onde os pontos amostrados mais próximos ao ponto estimado recebem maior peso de λ_1 , cumprindo, assim, o princípio da geoestatística no qual quanto mais próximo os pontos mais similares tendem a ser os seus valores.

Todas as análises foram realizadas utilizando o software R, com o pacote geoR (Ribeiro Jr & Diggle, 2001).

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Embora as estimativas e cálculos tenham sido feitos para todas as 31 estações, no presente texto, serão apresentado somente os resultados da estação de Bocaiúva do Sul.

Na Figura 2, abaixo, encontra-se a série de dados completa da estação Bocaiúva do Sul, onde se observa que a série não apresenta falhas significativas ao longo do período amostrado, sendo um indicativo de relativa confiança visando à continuidade dos dados para as análises. Numa primeira inferência pôde-se verificar que as séries de precipitação mostraram nove eventos maiores que 100 mm dia⁻¹, especialmente no período compreendido entre 1995 e 2005.

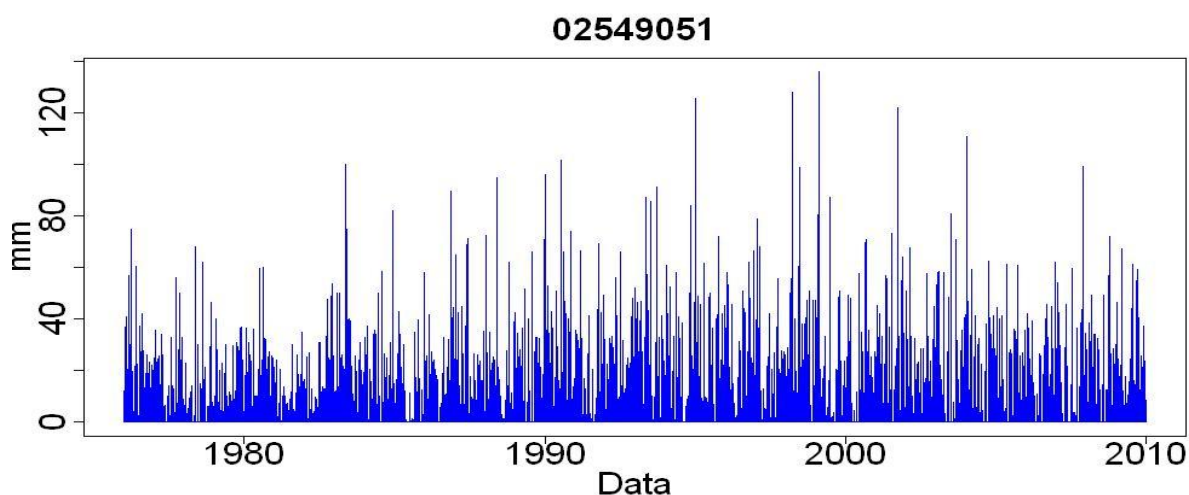


Figura 2. Série completa de precipitação pluvial da estação escolhida, período 1976-2009.

Para caracterizar o comportamento sazonal da precipitação, o conjunto amostral foi separado por estações do ano e, sobre estes dados, foi ajustado o modelo de distribuição log-normal. Os

resultados estão apresentados na Figura 3. Pode-se verificar que, sazonalmente, o comportamento da função de probabilidade foi pouco alterado, podendo ser um índice no qual o comportamento da precipitação na área de estudo não sofre grandes variações ao longo das estações. Caso contrário, se efetivamente houvesse um comportamento muito diferenciado, as funções de cada uma das estações seriam fortemente alteradas.

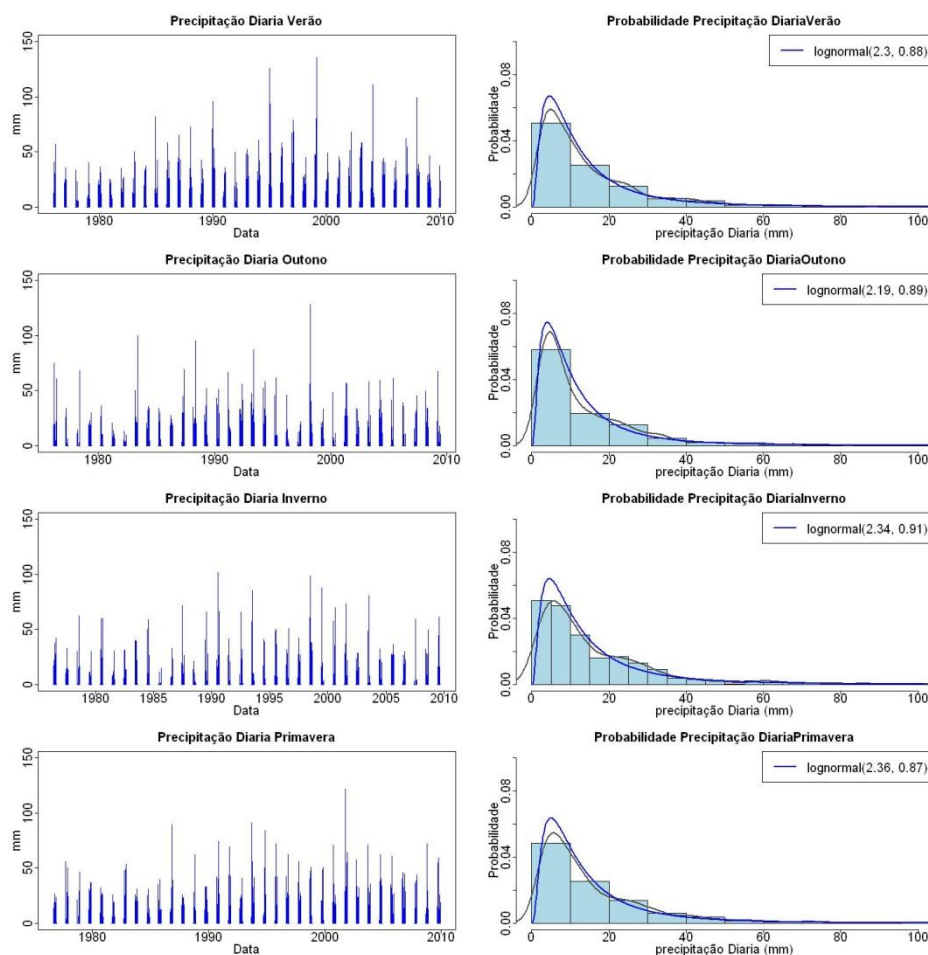


Figura 3 – Estatísticas descritivas de precipitação diária da estação Bocaiúva do Sul.

Na Tabela 2, abaixo, pode-se verificar as estatísticas descritivas sazonais, onde sobressalta que a média e a mediana são muito próximas. O valor mínimo é igual em todas as análises, visto que foi imposta a restrição de que somente seria computado como evento de chuva as precipitações de, no mínimo, 2,0 mm. Pela análise da mediana vê-se que 50% dos eventos de precipitação, ocorrentes na primavera ficaram abaixo de 10,5 mm dia⁻¹. Na análise do 3º quartil, 75% da precipitação ficaram abaixo de 20,6 mm dia⁻¹. Dessa forma, observa-se que os 25% dos eventos extremos serão detalhados na análise de tempo de retorno de cada época.

Tabela 2 - Estatísticas descritivas dos eventos de precipitação diária

Época	Mínimo	1º Quartil	Mediana	Média	3º Quartil	Máximo
Completo	2,1	4,8	9,8	14,7	20,0	136,0
Verão	2,1	4,8	10,0	14,7	19,2	136,0
Outono	2,1	4,3	8,0	13,5	18,1	128,0
Inverno	2,1	5,0	10,2	15,5	21,6	101,5
Primavera	2,1	5,5	10,5	15,2	20,6	121,9

É apresentada, na Figura 4, a análise dos totais mensais precipitados. Nela, vê-se que, como esperado, no Verão e na Primavera as estações onde ocorrem os maiores volumes precipitados, juntamente com uma maior variabilidade, fazendo com que nestes meses o fator de escala da função Weibull seja maior, quando comparado às demais estações.

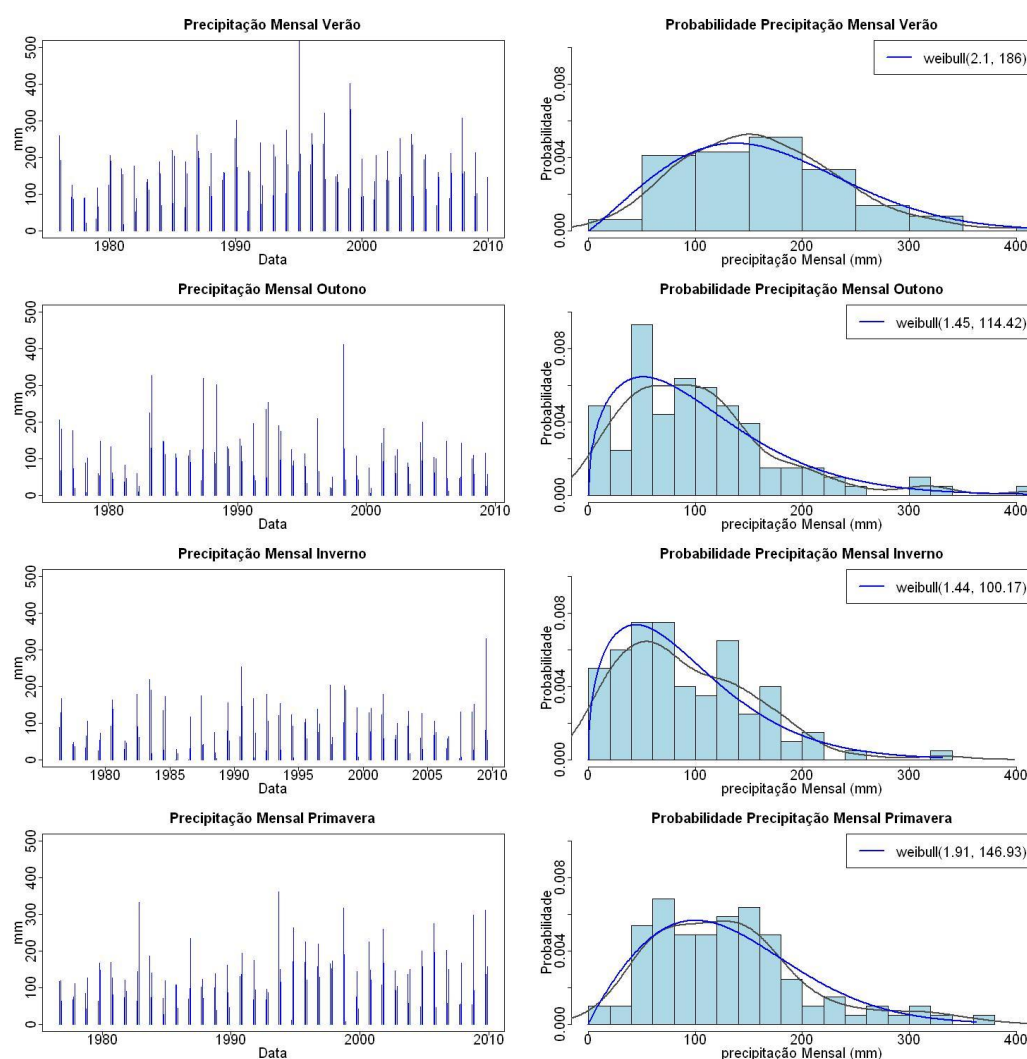


Figura 4 - Estatísticas descritivas da precipitação mensal para estação Bocaiúva do Sul.

Avaliando, ainda, a Figura 5 pode-se verificar o comportamento da precipitação mensal quando comparado com os dados apresentados na Tabela . O mínimo das precipitações foi bastante variado entre as estações, com um valor de 2,6 mm no inverno chegando a 16,6 mm no verão. Como evidenciado, a média e a mediana dos dados apresentam diferenças entre as estações de

Verão e Primavera, quando comparadas às do Outono e Inverno. Para o Verão e a Primavera foram encontrados valores médios mensais de 164,8 e 130,2 mm, respectivamente. Na análise da máxima precipitação os valores também variam entre as estações, chegando a 568,5 mm, ocorrido em um mês de Verão e 331,0 mm precipitados em um mês de Inverno.

Tabela 3 - Estatísticas descritivas dos eventos de precipitação mensal

Época	Mínimo	1° Quartil	Mediana	Média	3° Quartil	Máximo
Completo	2,6	64,1	112,8	122,6	162,0	568,5
Verão	16,6	104,4	156,1	164,8	207,8	568,5
Outono	4,7	50,7	93,2	103,6	132,8	412,8
Inverno	2,6	42,3	75,4	91,2	131,1	331,8
Primavera	6,6	73,1	120,9	130,2	166,7	362,6

Como um resumo geral dos dados, a Figura 5 apresenta os ajustes de curvas de probabilidade para precipitações diária, mensal e anual, bem como suas respectivas séries. Para ajustes diários e anuais foi adotada a distribuição de probabilidade log-normal; já para dados mensais foi empregada a distribuição Weibull. Visualmente, pode-se inferir que os ajustes foram satisfatórios. Contudo, tal ajuste será checado posteriormente, na sequência deste trabalho. Deve ser ressaltado que o ajuste anual foi aquele com menor grau de confiabilidade, por contar com apenas 33 observações, cujos totais podem, eventualmente, não caracterizar a verdadeira distribuição dos dados.

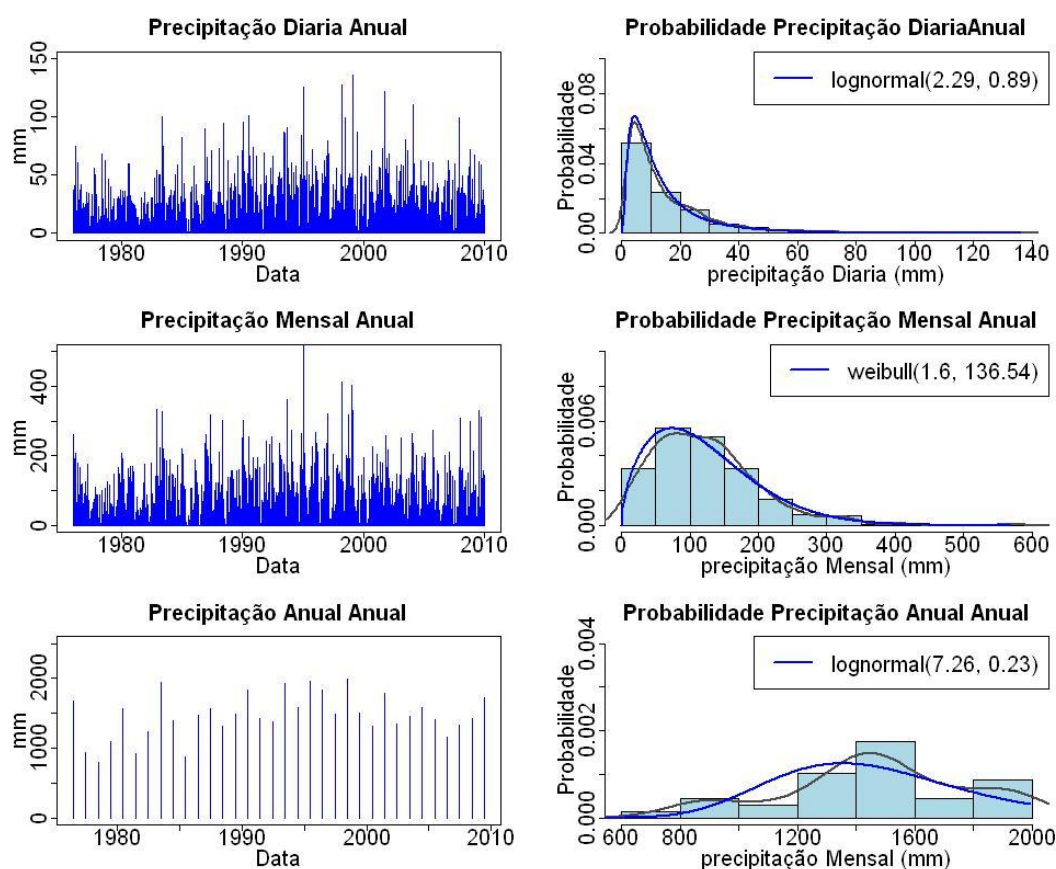


Figura 5 - Estatísticas descritivas de precipitações diária, mensal e anual.

Além dos ajustes de probabilidade teórica aos dados observados, foram calculadas, também, as durações das estiagens em cada ano (Tabela 4). Para todos os efeitos, neste texto o conceito de estiagem fica subentendido como o intervalo de tempo compreendido entre os eventos de precipitação. Pode-se verificar que a probabilidade de uma estiagem ser menor que três dias é de 0,6165; e de ser menor que cinco dias é de 0,7689, o que previamente permite constatar uma relativa regularidade do regime pluviométrico na área considerada.

Por outro lado, constatam-se também as baixas probabilidades de ocorrência de longos períodos de intervalos entre as precipitações. Por exemplo, períodos secos de 31 dias possuem uma probabilidade de 0,000825; já aqueles intervalos iguais ou acima a 31 dias é de 0,002201, ou seja, da ordem de ocorrência de dois a cada 1000 eventos. Durante toda a série foram computados 3635 dias estiagens, sendo que em 3311 deles (91,08% dos casos) a duração foi de 11 dias ou menos.

Tabela 4 - Estatísticas de estiagens para o período de 1979-2009

Classe		Centro ³	N ⁴	Frequência	N acumulado	Frequência Acumulada
LI ¹	LS ²					
1	3	2	2241	0,616506	2241	0,616506
3	5	4	554	0,152407	2795	0,768913
5	7	6	333	0,091609	3128	0,860523
7	9	8	183	0,050344	3311	0,910867
9	11	10	105	0,028886	3416	0,939752
11	13	12	66	0,018157	3482	0,957909
13	15	14	42	0,011554	3524	0,969464
15	17	16	41	0,011279	3565	0,980743
17	19	18	12	0,003301	3577	0,984044
19	21	20	17	0,004677	3594	0,988721
21	23	22	13	0,003576	3607	0,992297
23	25	24	7	0,001926	3614	0,994223
25	27	26	5	0,001376	3619	0,995598
27	29	28	5	0,001376	3624	0,996974
29	31	30	3	0,000825	3627	0,997799
31	33	32	3	0,000825	3630	0,998625
33	35	34	0	0,000000	3630	0,998625
35	37	36	2	0,000550	3632	0,999175
37	39	38	1	0,000275	3633	0,999450
39	41	40	0	0,000000	3633	0,999450
41	43	42	1	0,000275	3634	0,999725
43	45	44	1	0,000275	3635	1,000000
45	47	46	0	0,000000	3635	1,000000
47	49	48	0	0,000000	3635	1,000000
49	51	50	0	0,000000	3635	1,000000
51	53	52	0	0,000000	3635	1,000000
53	55	54	0	0,000000	3635	1,000000
55	57	56	0	0,000000	3635	1,000000
57	59	58	0	0,000000	3635	1,000000
59	61	60	0	0,000000	3635	1,000000

¹Limite inferior, ²Limite superior, ³Centro da classe, ⁴Tamanho da amostra

Na Tabela 5, foram divididos os períodos sazonais da Primavera e Verão, visto serem estas as estações com os maiores totais pluviométricos. Nestes períodos pode-se verificar que a probabilidade de uma estiagem durar até 2 dias é de 0,5426 (para o Verão) e 0,4655 (para a

Primavera). Fica evidenciado, também, que a duração das estiagens não é muito acentuada nessa análise sazonal: a probabilidade teórica de ocorrência de estiagens de até 11 dias é de 0,9821 (Verão) e de 0,9472 (Primavera).

Tabela 5 - Estatísticas descritivas de ocorrência de estiagens, no Verão e Primavera, período 1976-2009

Classe			Verão				Primavera			
LI	LS	Centro	N	Freq	NA	Freq Acum	N	Freq	NA	Freq Acum
1	2	1,5	668	0,5426	668	0,5426	432	0,4655	432	0,4655
2	3	2,5	187	0,1519	855	0,6946	129	0,1390	561	0,6045
3	4	3,5	105	0,0853	960	0,7799	85	0,0916	646	0,6961
4	5	4,5	77	0,0626	1037	0,8424	66	0,0711	712	0,7672
5	6	5,5	51	0,0414	1088	0,8838	49	0,0528	761	0,8200
6	7	6,5	50	0,0406	1138	0,9245	40	0,0431	801	0,8631
7	8	7,5	31	0,0252	1169	0,9496	26	0,0280	827	0,8912
8	9	8,5	25	0,0203	1194	0,9699	24	0,0259	851	0,9170
9	10	9,5	9	0,0073	1203	0,9773	12	0,0129	863	0,9300
10	11	10,5	6	0,0049	1209	0,9821	16	0,0172	879	0,9472
11	12	11,5	6	0,0049	1215	0,9870	10	0,0108	889	0,9580
12	13	12,5	3	0,0024	1218	0,9894	3	0,0032	892	0,9612
13	14	13,5	6	0,0049	1224	0,9943	7	0,0075	899	0,9688
14	15	14,5	4	0,0032	1228	0,9976	5	0,0054	904	0,9741
15	16	15,5	2	0,0016	1230	0,9992	5	0,0054	909	0,9795
16	17	16,5	0	0,0000	1230	0,9992	3	0,0032	912	0,9828
17	18	17,5	0	0,0000	1230	0,9992	4	0,0043	916	0,9871
18	19	18,5	0	0,0000	1230	0,9992	1	0,0011	917	0,9881
19	20	19,5	0	0,0000	1230	0,9992	3	0,0032	920	0,9914
20	21	20,5	0	0,0000	1230	0,9992	2	0,0022	922	0,9935
21	22	21,5	0	0,0000	1230	0,9992	3	0,0032	925	0,9968
22	23	22,5	0	0,0000	1230	0,9992	0	0,0000	925	0,9968
23	24	23,5	0	0,0000	1230	0,9992	0	0,0000	925	0,9968
24	25	24,5	1	0,0008	1231	1,0000	1	0,0011	926	0,9978
25	26	25,5	0	0,0000	1231	1,0000	0	0,0000	926	0,9978
26	27	26,5	0	0,0000	1231	1,0000	1	0,0011	927	0,9989
27	28	27,5	0	0,0000	1231	1,0000	1	0,0011	928	1,0000
28	29	28,5	0	0,0000	1231	1,0000	0	0,0000	928	1,0000
29	30	29,5	0	0,0000	1231	1,0000	0	0,0000	928	1,0000
30	31	30,5	0	0,0000	1231	1,0000	0	0,0000	928	1,0000

Já na Tabela 6, são mostrados os dados de estiagens para Outono e Inverno, onde é verificado que a probabilidade desse evento seco durar até dois dias é de 0,5828 (Outono) e de 0,5221 (Inverno). Já a análise de estiagens com duração de até 11 dias mostra que a probabilidade teórica é de 0,9283 (Outono) e de 0,9149 (Inverno), demonstrando que os eventos têm curta duração, também, nos meses mais frios de Outono e Inverno.

Tabela 6 - Estatísticas de estiagens para o Outono e o Inverno, no período 1976-2009

Classe		Centro	Outono				Inverno			
LI	LS		N	Freq	NA	Freq Acum	N	Freq	NA	Freq Acum
1	3	2	496	0,5828	496	0,5828	324	0,5201	324	0,5201
3	5	4	134	0,1575	630	0,7403	91	0,1461	415	0,6661
5	7	6	84	0,0987	714	0,8390	61	0,0979	476	0,7640
7	9	8	42	0,0494	756	0,8884	32	0,0514	508	0,8154
9	11	10	34	0,0400	790	0,9283	27	0,0433	535	0,8587
11	13	12	22	0,0259	812	0,9542	24	0,0385	559	0,8973
13	15	14	11	0,0129	823	0,9671	11	0,0177	570	0,9149
15	17	16	11	0,0129	834	0,9800	17	0,0273	587	0,9422
17	19	18	2	0,0024	836	0,9824	7	0,0112	594	0,9535
19	21	20	4	0,0047	840	0,9871	8	0,0128	602	0,9663
21	23	22	3	0,0035	843	0,9906	3	0,0048	605	0,9711
23	25	24	2	0,0024	845	0,9929	2	0,0032	607	0,9743
25	27	26	1	0,0012	846	0,9941	4	0,0064	611	0,9807
27	29	28	1	0,0012	847	0,9953	2	0,0032	613	0,9839
29	31	30	2	0,0024	849	0,9976	1	0,0016	614	0,9856
31	33	32	1	0,0012	850	0,9988	3	0,0048	617	0,9904
33	35	34	0	0,0000	850	0,9988	0	0,0000	617	0,9904
35	37	36	1	0,0012	851	1,0000	3	0,0048	620	0,9952
37	39	38	0	0,0000	851	1,0000	2	0,0032	622	0,9984
39	41	40	0	0,0000	851	1,0000	0	0,0000	622	0,9984
41	43	42	0	0,0000	851	1,0000	0	0,0000	622	0,9984
43	45	44	0	0,0000	851	1,0000	1	0,0016	623	1,0000
45	47	46	0	0,0000	851	1,0000	0	0,0000	623	1,0000
47	49	48	0	0,0000	851	1,0000	0	0,0000	623	1,0000
49	51	50	0	0,0000	851	1,0000	0	0,0000	623	1,0000
51	53	52	0	0,0000	851	1,0000	0	0,0000	623	1,0000
53	55	54	0	0,0000	851	1,0000	0	0,0000	623	1,0000
55	57	56	0	0,0000	851	1,0000	0	0,0000	623	1,0000
57	59	58	0	0,0000	851	1,0000	0	0,0000	623	1,0000
59	61	60	0	0,0000	851	1,0000	0	0,0000	623	1,0000

Baseado nos ajustes das curvas teóricas para cada evento de precipitação foram calculados os tempos de retorno de 10, 50, 100, 1.000 e 10.000, em suas escalas diária, mensais, anuais, sendo, respectivamente, as probabilidades teóricas de 0,9; 0,98; 0,99; 0,999 e 0,9999 (Tabela 7). Pode-se verificar que o tempo de retorno de 10.000 variou entre 247,6 mm mês⁻¹ (total diário, no Outono) até 303,1 mm mês⁻¹ (total diário para o inverno). Ressalte-se, aqui, a importância das informações sobre precipitações associadas aos tempos de retorno, especialmente no tocante ao dimensionamento de estruturas hidráulicas (pontes, viadutos, barragens, etc.).

Tabela 7 - Chuva para os Tempos de Retorno

Período		Tempo de Retorno				
		10	50	100	1000	10000
Total Diário	Diária	30,92	61,32	78,09	153,75	268,53
	Verão	30,78	60,75	77,23	151,32	263,24
	Outono	28,01	55,87	71,28	141,12	247,60
	Inverno	33,20	66,91	85,67	171,34	303,11
	Primavera	31,99	62,41	79,02	153,07	263,80
Total Mensal	Mensal	229,97	320,30	354,68	456,99	547,02
	Verão	276,62	355,98	384,71	466,59	535,05
	Outono	203,73	293,95	329,07	435,60	531,51
	Inverno	178,92	258,68	289,76	384,16	469,26
	Primavera	227,51	300,39	327,21	404,71	470,59
Anual		1918,96	2293,00	2441,78	2912,15	3363,59

No tocante aos dados obtidos para os totais mensais, os tempos de retorno também mostraram diferenças sazonais significativas, sempre ficando com valores muito próximos entre Inverno e Outono e para Primavera e Verão.

Os parâmetros ajustados para cada período são vistos na Tabela 8. Os números ao lado entre parênteses são os seus respectivos erros-padrão. Na mesma Tabela 8, última coluna, é apresentado o *p-valor* do teste de Kolmogorov-Smirnov, ao nível de 5% de confiança. Nessa análise, foi verificado que os ajustes para os totais diários (Verão e Outono) teriam que ser rejeitados. Diversas funções foram testadas, no intuito de melhorar o grau de ajuste, porém com resultados pífios. Desta forma, optou-se por descartar esse ajuste, mesmo não sendo significativo a 5%, apesar de visualmente estas curvas serem bem ajustadas aos dados.

As demais séries apresentaram, contrariamente, bons ajustes para os dados, com *p-valor* bastante elevados, principalmente aqueles para os totais mensais e anuais. Dessa forma, pode-se inferir que estes modelos foram adequados para os dados das séries em questão. Mais uma vez deve-se atentar para o ajuste anual, o qual possui apenas 33 observações. Mesmo assim, essas séries puderam ser bem caracterizadas pela distribuição log-normal.

Tabela 8 - Parâmetros dos modelos empregados nos ajustes das séries

Período		Modelo	A	B	p-valor
Total Diário	Diária	Modelo log-normal	2,2947(0,0153)	0,8868(0,0108)	0,0000
	Verão		2,2983(0,0262)	0,8805(0,0185)	0,0040
	Outono		2,1867(0,0322)	0,8940(0,0227)	0,0014
	Inverno		2,3399(0,0376)	0,9072(0,0265)	0,1286
	Primavera		2,3559(0,0291)	0,8656(0,0208)	0,0891
Total Mensal	Mensal	Modelo Weibull	1,5997(0,0614)	136,5372(4,4535)	0,7277
	Verão		2,1013(0,1502)	185,9959(9,2541)	0,7794
	Outono		1,4456(0,1097)	114,4176(8,2587)	0,7699
	Inverno		1,4377(0,1150)	100,1672(7,3136)	0,8541
	Primavera		1,9074(0,1433)	146,9267(8,0474)	0,6673
Anual		Modelo log-normal	7,2639(0,0395)	0,2306(0,0279)	0,3920

log-normal: A = log(média), B = log(desvio-padrão) ; Weibull: A = fator, B= escala

5.1 Precipitação total média anual

A espacialização das precipitações médias anuais é apresentada na Figura 7. Percebe-se uma boa variabilidade dos dados com algum padrão espacial no variograma. Naturalmente, a precipitação é mais alta no litoral quando comparada com a porção continental da área de estudo. Na região litorânea a precipitação situa-se acima de 2200 mm ano⁻¹ e na parte central e leste da bacia do Capivari, as precipitações giram em torno de 1600 a 1800 mm ano⁻¹. Dessa forma, pode-se concluir que a Bacia do Capivari, que se situa no eixo central dessa área, apresenta um gradiente de precipitação que aumenta de oeste para leste, variando de aproximadamente 1600 mm ano⁻¹ até 2400 mm ano⁻¹, fato devido, provavelmente, à sua localização muito próxima à da Serra do Mar.

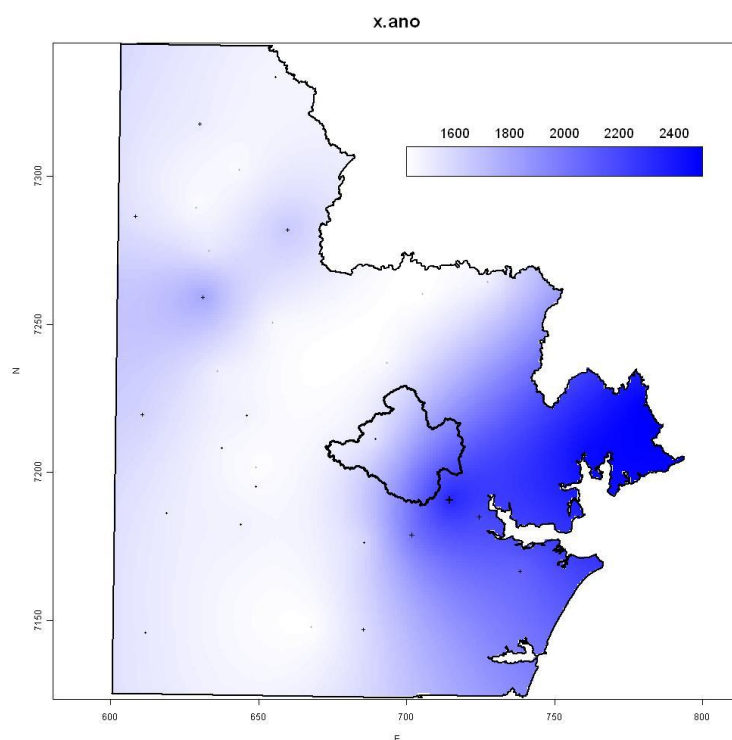


Figura 7 - Distribuição espacial da precipitação média total, período 1976-2009.

5.2 Precipitação sazonal

Para evidenciar o fator sazonalidade, mostra-se, na Figura 8, o variograma do mês de junho, em que se verifica que a precipitação não apresenta um padrão espacial marcante. O conjunto dos dados apresenta uma semi-variância extremamente baixa, sendo, dessa forma, contra-indicados para a realização de *krigagem*, uma vez que o valor tende a ser constante em toda a região.

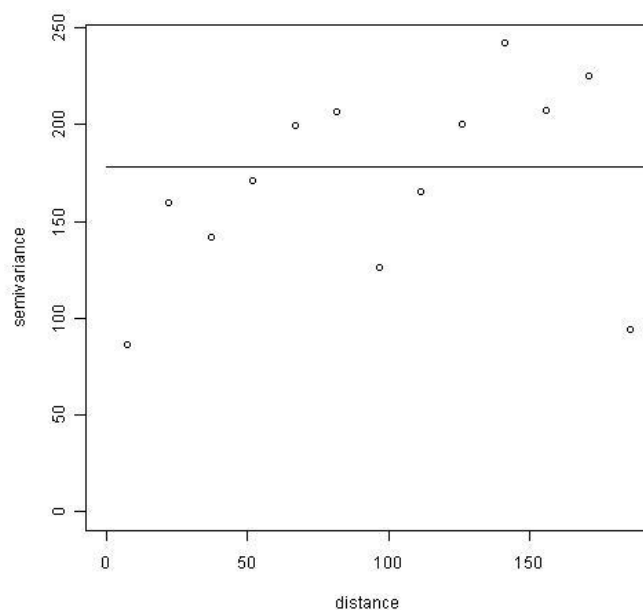


Figura 8 – Semi-variograma da média do mês de junho.

Para demonstração e comprovação de tal fato, foi feita a representação da *krigagem*, onde se depreende que as pequenas diferenças evidenciadas são devidas somente às imprecisões numéricas, sendo que a região possui uma precipitação média de 92,8 mm no mês de junho (Figura 9).

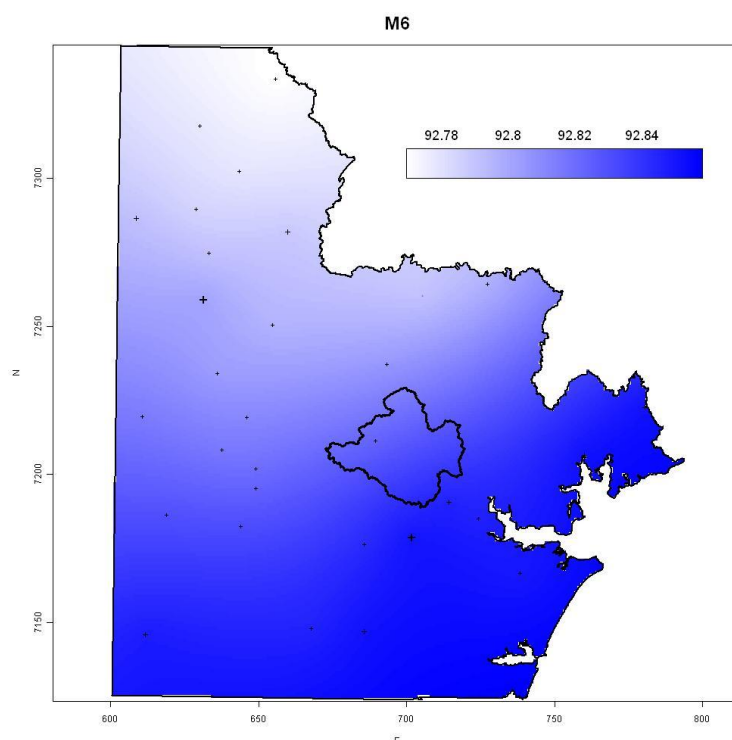


Figura 9 - Distribuição espacial da precipitação média no mês de junho, período 1976-2009.

Em contraste ao apresentado no mês de junho, na Figura 10 observa-se o semi-variograma da precipitação para Janeiro, que apresenta um padrão espacial bem definido e uma semi-variância

bem acentuada. Visualmente, é possível verificar que o modelo esférico se adequa razoavelmente bem aos dados.

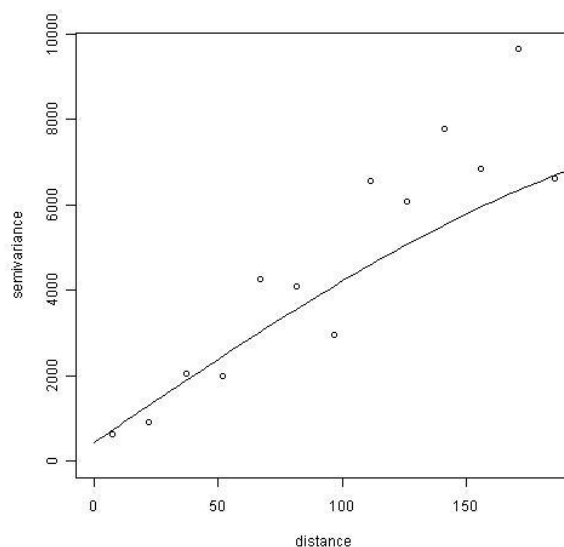


Figura 10 – Semi-variograma da média do mês de janeiro

Na Figura 11, seguinte, é apresentada a estimativa de distribuição espacial da precipitação para o mês de janeiro, em que se verifica que o padrão é semelhante àquele verificado para a distribuição dos totais anuais. O mesmo gradiente pode ser observado na Bacia do Capivari, com a precipitação variando de oeste para leste, desde 200,0 até 350,0 mm, aproximadamente, encontrando uma amplitude de variabilidade de 150,0 mm.

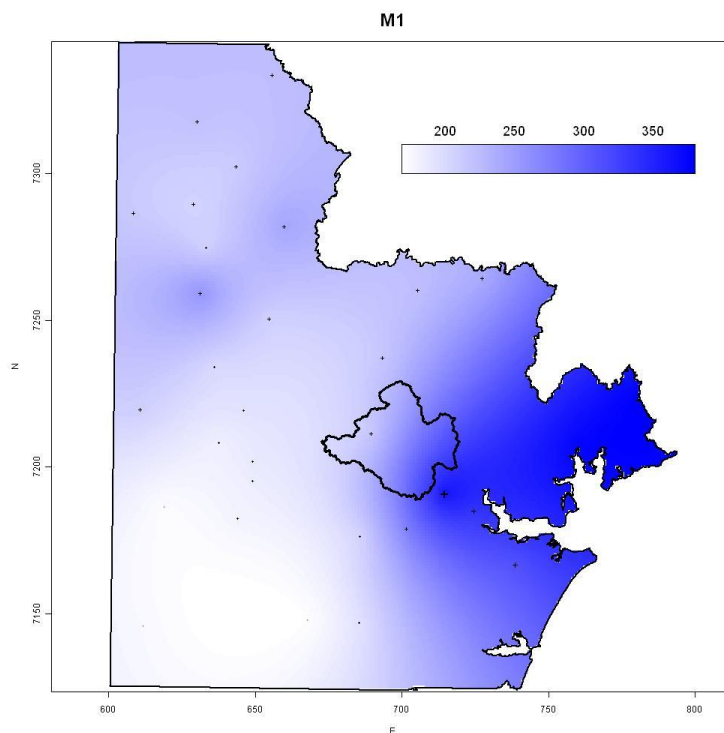


Figura 11- Distribuição espacial da precipitação média no mês de janeiro, período 1976-2009

6 CONCLUSÕES

Essa investigação permite concluir que a distribuição da precipitação na bacia analisada apresenta padrão assemelhado, independentemente da sazonalidade. A variabilidade da precipitação média mensal foi maior, como era de esperar, nos meses de verão e primavera. Quanto às distribuições de probabilidade avaliadas observou-se que a log-normal mostrou-se bastante adequada para estudos de precipitação diária e anual e que a Weibull foi adequada para as precipitações médias mensais. A probabilidade de ocorrência de estiagens longos na região é bastante baixa ou pouco provável, sendo que foi detectado um gradiente crescente de precipitação oeste para leste. A precipitação média no mês de junho não apresenta padrão espacial marcante na região de estudo e a precipitação em Janeiro apresenta o padrão espacial mais acentuado quando comparado aos demais meses, com semelhanças marcantes aos totais médios anuais.

7 BIBLIOGRAFIA

AGÊNCIA NACIONAL DE ÁGUAS (Brasil)(2009). Inventário das estações pluviométricas. 2. ed. Brasília: ANA, 331 p.

FERREIRA, D.F. (2009). *Estatística Básica*. 2ª ed. Editora UFLA Lavras-MG, 664 p.

NELDER, J. A.; MEAD, R. (1965). “A simplex algorithm for function minimization”. Computer Journal 7, pp. 308–313.

R DEVELOPMENT CORE TEAM (2010). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, URL: <http://www.R-project.org>.

RESENDE, M. D. V. (2007). *Matemática e estatística na análise de experimentos e no melhoramento genético*. Embrapa Florestas Colombo-PR, 561 p.

RIBEIRO JR. P. J.; DIGGLE P. J. GeoR: a package for geostatistical analysis R-NEWS, 1(2):15-18. June, 2001.

TUCCI, C. E. M. (1994) *Hidrologia: ciência e aplicação*. Ed. da Universidade – ABRH Porto Alegre-RS, 943 p.

VENABLES, W. N. & RIPLEY, B. D. (2002) *Modern Applied Statistics with S*. Fourth Edition. Springer, New York. ISBN 0-387-95457-0.

WILLIAM J. C. (1971). *Practical Nonparametric Statistics*. John Wiley & Sons. New York,