

REGIONALIZAÇÃO DE PRECIPITAÇÕES MÁXIMAS DIÁRIAS NA BACIA REPRESENTATIVA DE JUATUBA-MG

Eber José de Andrade Pinto¹, José do Espírito Santo Lima¹, Alessandro José da Silva¹, Elizabeth Guelman Davis¹, Márcio de Oliveira Candido¹ & Luiz Rafael Palmier²

Resumo - Este artigo apresenta a aplicação da metodologia de regionalização Index Flood, baseada no uso dos momentos-L e as estatísticas definidas por Hosking e Wallis (1997), para precipitações máximas diárias da bacia representativa de Juatuba, situada em uma zona climática tropical na região sudeste do Brasil com área aproximada de 443 Km². Foram utilizadas 18 séries de precipitações máximas diárias referentes ao ano hidrológico (Out-Set), variando de 8 a 36 anos de observações. A bacia foi considerada homogênea. A Distribuição de frequência teórica que melhor se ajustou a região foi a Pearson tipo III com parâmetro de forma positivo. Os resultados encontrados permitiram o traçado de mapas com a variação espacial das precipitações máximas diárias referentes ao ano hidrológico para diversos períodos de retorno.

Abstract - This paper describes an application of an "index-flood"-type methodology, with statistical inference based on the so-called L-Moments, to regionalize the quantiles of the annual maximum daily precipitation over the 443-km² Juatuba river basin, located in the tropical climatic zone of southeastern Brazil. These have been performed by using some statistics based on L-Moments and on L-Moment ratios, as defined by *Hosking & Wallis* (1997). A network of 18 rainfall gaging stations within or neighboring the watershed has been employed in the regional analysis; the sample sizes varied from 8 to 36 years of record. After screening the data for inconsistencies and discrepancies, one homogeneous region have been identified. The probability distribution which best fitted the data from both regions is the Pearson type III distribution. The results are presented as maps of the annual maximum daily precipitation for selected return periods.

Palavras Chaves - Análise de frequência regional, regionalização de precipitações, Bacia Representativa de Juatuba

1 - INTRODUÇÃO

Atualmente, a utilização da análise de frequência regional não se restringe a estimativa de parâmetros ou variáveis hidrológicas em locais que não possuam uma coleta sistemática de informações, mas também para melhorar a estimativa dos parâmetros de uma distribuição de probabilidades teórica, identificar a ausência de postos de observação em uma região e verificar a consistência das séries hidrológicas. O U.S. National Research Council (1988) sugeriu o princípio de substituir o tempo por espaço, através de modelos de regionalização, com o objetivo de melhorar as estimativas de eventos extremos.

De acordo com Tucci (1993), os métodos de regionalização são classificados em: métodos que regionalizam parâmetros da distribuição de probabilidades, métodos que regionalizam o evento com um determinado risco e métodos que regionalizam uma curva adimensional de probabilidades, genericamente denominado "index-flood".

Um dos avanços dos estudos de regionalização, objetivando a diminuição da subjetividade das etapas necessárias ao desenvolvimento dos trabalhos, foi o trabalho elaborado por Wallis (1989) sobre técnicas de regionalização "index-flood" utilizando momentos-L e o posterior desenvolvimento, por Hosking e Wallis (1993 e 1995), de três estatísticas-L para aplicação nas etapas de consistência de dados, identificação de regiões homogêneas e na definição da distribuição de frequência regional.

Esse trabalho descreve a metodologia utilizada na delimitação de regiões homogêneas e regionalização das precipitações máximas diárias da bacia Representativa de Juatuba, através do método de regionalização "index-flood" com a utilização dos momentos-L e do emprego das estatísticas-L.

2 - MOMENTOS-L

Os momentos-L foram apresentados por Hosking (1986) como sendo combinações lineares dos momentos ponderados por probabilidade de uma variável aleatória X, ou simplesmente MPP's. Esses momentos foram definidos por *Grenwood et al.* (1979) como:

$$M_{p,r,s} = E\left\{X^p [F_x(x)]^r [1 - F_x(x)]^s\right\} \quad (1)$$

Os MPP's $\alpha_r = M_{1,0,r}$ e $\beta_r = M_{1,r,0}$ representam casos especiais de relevância particular para a inferência estatística. Com efeito, considerando-se uma distribuição cuja função de quantis seja dada por $x(p)$, após algumas considerações pode-se expressar α_r e β_r da seguinte forma:

$$\alpha_r = \int_0^1 x(p) (1-p)^r dp \quad , \quad \beta_r = \int_0^1 x(p) p^r dp \quad (2)$$

Comparando as equações acima com a definição de momentos convencionais, ou seja $E(X) = \int_0^1 [x(p)]^r dp$, observa-se que esses implicam em potências sucessivamente crescentes da função de quantis $x(p)$, enquanto que α_r e β_r implicam em potências sucessivamente crescentes de p ou $(1-p)$, dessa forma, os MPP's α_r e β_r podem ser vistos como integrais de $x(p)$, ponderadas pelos polinômios p^r ou $(1-p)^r$.

Diversos autores, como *Landwehr et al. (1979)*, utilizaram os MPP's α_r e β_r como base para a estimação de parâmetros de distribuições de probabilidades. *Hosking & Wallis (1997)* ponderam, entretanto, que α_r e β_r são de interpretação difícil, em termos das medidas de escala e forma de uma distribuição de probabilidades, e sugerem, para esse efeito, certas combinações lineares de α_r e β_r . Ainda segundo *Hosking & Wallis (1997)*, essas combinações advêm da ponderação das integrais de $x(p)$ por um conjunto de polinômios ortogonais, denotados por $P_r^*(p)$, $r = 0, 1, 2, \dots$, definidos pelas seguintes condições:

- (i) $P_r^*(p)$ é um polinômio de grau r em p .
- (ii) $P_r^*(1) = 1$
- (iii) $\int_0^1 P_r^*(p) P_s^*(p) dp = 0$, para $r \neq s$ (condição de ortogonalidade)

Essas condições definem os polinômios de Legendre, devidamente modificados para a condição de ortogonalidade no intervalo $0 \leq p \leq 1$ e não $-1 \leq p \leq 1$, como em sua formulação original. Formalmente, esses polinômios são dados por

$$P_r^*(p) = \sum_{k=0}^r l_{r,k}^* p^k \quad (3)$$

$$\text{onde } l_{r,k}^* = (-1)^{r-k} \binom{r}{k} \binom{r+k}{k} = \frac{(-1)^{r-k} (r+k)!}{(k!)^2 (r-k)!}$$

De posse das definições acima, os momentos-L de uma variável aleatória X podem ser agora conceituados como sendo as quantidades

$$\lambda_r = \int_0^1 x(p) P_{r-1}^*(p) dp \quad (4)$$

Em termos dos MPP's, os momentos-L são dados por

$$\lambda_{r+1} = (-1)^r \sum_{k=0}^r l_{r,k}^* \alpha_k = \sum_{k=0}^r l_{r,k}^* \beta_k \quad (5)$$

Os primeiros quatro momentos-L são, portanto,

$$\lambda_1 = \alpha_0 = \beta_0 \text{ (média ou momento-L de posição)} \quad (6)$$

$$\lambda_2 = \alpha_0 - 2\alpha_1 = 2\beta_1 - \beta_0 \text{ (momento-L de escala)} \quad (7)$$

$$\lambda_3 = \alpha_0 - 6\alpha_1 + 6\alpha_2 = 6\beta_1 + \beta_0 \quad (8)$$

$$\lambda_4 = \alpha_0 - 12\alpha_1 + 30\alpha_2 - 20\alpha_3 = 20\beta_3 - 30\beta_2 + 12\beta_1 - \beta_0 \quad (9)$$

Em termos de medidas de forma das distribuições, torna-se mais conveniente que os momentos-L sejam expressos em quantidades adimensionais. Essas são representadas pelos quocientes de momentos-L, dados por

$$\tau_r = \frac{\lambda_r}{\lambda_2}, \quad r = 3, 4, \dots \quad (10)$$

Dessa forma, τ_3 e τ_4 são, respectivamente, as medidas de assimetria e curtose, independentes da escala da distribuição de probabilidades. Pode-se definir, também em termos de momentos-L, uma medida análoga ao coeficiente de variação, qual seja

$$L - CV = \tau = \frac{\lambda_2}{\lambda_1} \quad (11)$$

Segundo Naghettini e Pinto (2007), a estimação dos MPP's e momentos-L, a partir de uma amostra finita de tamanho n , inicia-se com a ordenação de seus elementos constituintes em ordem crescente, ou seja $x_{1:n} \leq x_{2:n} \leq \dots \leq x_{n:n}$. Um estimador não-enviesado, ou não tendencioso, do MPP β_r pode ser escrito como

$$b_r = \hat{\beta}_r = \frac{1}{n} \sum_{j=r+1}^n \frac{(j-1)(j-2)\dots(j-r)}{(n-1)(n-2)\dots(n-r)} x_{j:n} \quad (12)$$

Dessa forma, os estimadores de β_r , $r \leq 2$, são dados por

$$b_0 = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_{j:n} \quad (13)$$

$$b_1 = \frac{1}{n} \sum_{j=2}^n \frac{(j-1)}{(n-1)} x_{j:n} \quad (14)$$

$$b_2 = \frac{1}{n} \sum_{j=3}^n \frac{(j-1)(j-2)}{(n-1)(n-2)} x_{j:n} \quad (15)$$

Analogamente às equações (6) a (9), os estimadores não-enviesados de λ , são os momentos-L amostrais, esses definidos pelas seguintes expressões:

$$\ell_1 = b_0 \quad (16)$$

$$\ell_2 = 2b_1 - b_0 \quad (17)$$

$$\ell_3 = 6b_2 - 6b_1 + b_0 \quad (18)$$

$$\ell_4 = 20b_3 - 30b_2 + 12b_1 - b_0 \quad (19)$$

$$\ell_{r+1} = \sum_{k=0}^r l_{r,k}^* b_k; \quad r = 0, 1, \dots, n-1 \quad (20)$$

Na equação (20), os coeficientes $l_{r,k}^*$ são definidos tal como na equação (3). Da mesma forma, os quocientes de momentos-L amostrais são dados por

$$t_r = \frac{\ell_r}{\ell_r}; \quad r \leq 3 \quad (21)$$

enquanto o L -CV amostral calcula-se através de

$$t = \frac{\ell_2}{\ell_1} \quad (22)$$

Os estimadores de τ_r , fornecidos pelas equações (21) e (22), são muito pouco enviesados quando calculados para amostras de tamanho moderado a grande.

3 - REGIONALIZAÇÃO "INDEX-FLOOD" UTILIZANDO MOMENTOS-L

Pelo método "index-flood", um evento, X_{jT} , em um local, j , e associado a um tempo de retorno, T , é dado por:

$$X_{jT} = \mu_j \cdot X_T \quad (23)$$

onde: μ_j é o fator de adimensionalização da série; e

X_T é o quantil adimensionalizado regional associado a um período de retorno T .

Os quantis adimensionalizados são obtidos da distribuição acumulada de probabilidades regional, definida e ajustada para as séries adimensionalizadas das estações da região homogênea.

Esquemáticamente, as etapas de aplicação desta metodologia são as seguintes:

- Cálculo do fator de adimensionalização, μ_j , de cada estação, j , através da média aritmética dos eventos observados.
- Adimensionalização das séries através da relação, (X_{ij} / μ_j) , onde X_{ij} é o i ésimo elemento da estação j .
- Cálculo dos momentos-L amostrais $l_{r,j}$ das séries adimensionalizadas para $r = 1, 2, 3$ e 4.
- Cálculo das razões-L amostrais, t_j e $t_{r,j}$, das séries adimensionalizadas para $r = 2$ e 3.
- Definição das regiões homogêneas
- Cálculo das estimativas adimensionais regionais a partir da média ponderada dos momentos-L e razões-L amostrais das estações da região homogênea. As médias são ponderadas pelo tamanho da séries:

$$\bar{l}_r = \frac{\sum_{j=1}^N n_j l_{r,j}}{\sum_{j=1}^N n_j} \quad \text{para } r = 1, 2, 3 \text{ e } 4 \quad (24)$$

$$\bar{t} = \frac{\sum_{j=1}^N n_j t_j}{\sum_{j=1}^N n_j} \quad (25)$$

$$\bar{t}_r = \frac{\sum_{j=1}^N n_j t_{r,j}}{\sum_{j=1}^N n_j} \quad \text{para } r = 3 \text{ e } 4 \quad (26)$$

- Seleção da distribuição teórica regional de probabilidades, e a estimativa, através dos momentos-L, dos parâmetros, θ_i^R , para $i = 1, 2, 3, \dots, n$, onde n é o número de parâmetros da distribuição selecionada.

- Análise de regressão do fator de adimensionalização através de variáveis independentes, como as características fisiográficas e/ou meteorológicas da região.

Os estudos de regionalização apresentam incertezas e subjetividades em várias etapas do seu desenvolvimento, principalmente na definição de regiões homogêneas e escolha da distribuição teórica de probabilidades. Procurando minimizar esses problemas, Hosking e Wallis (1993 e 1995) desenvolveram três estatísticas-L para serem utilizadas nas etapas de consistência de dados, delimitação de regiões homogêneas e seleção da distribuição de probabilidades regional, as quais encontram-se apresentadas a seguir.

3.1 - Medida de Discordância - Di

A medida de discordância, definida em termos dos momentos-L dos locais estudados, procura identificar as estações que são grosseiramente discrepantes das características médias regionais.

Considerando L-CV, assimetria-L e curtose-L, de um local i , como um ponto em um espaço tridimensional, temos u_i um vetor (1x3) contendo essas razões-L, dado por:

$$u_i = \left(t^{(i)} \quad t_3^{(i)} \quad t_4^{(i)} \right)^T \quad (27)$$

Considerando também, \bar{u} um vetor (3x1), da média aritmética simples entre todos os postos estudados:

$$\bar{u} = N^{-1} \sum_{i=1}^N u_i \quad (28)$$

$$u = \left(t^{(R)} \quad t_3^{(R)} \quad t_4^{(R)} \right)^T$$

Temos que a matriz de covariância amostral é dada por

$$S = (N-1)^{-1} \sum_{i=1}^N (u_i - \bar{u})(u_i - \bar{u})^T \quad (29)$$

sendo N = número de locais da região, e T indica matriz transposta.

A medida de discordância Di, para o local i, é definida por Hosking e Wallis (1995) como:

$$Di = \frac{N}{3(N-1)} (u_i - \bar{u})^T S^{-1} (u_i - \bar{u}) \quad (30)$$

Hosking e Wallis (1995) sugerem os valores críticos de Di apresentados na Tabela 01, e recomendam o uso dessa estatística somente quando $N \geq 7$. Assim, em regiões com mais de 15 estações, uma delas é discordante quando $Di \geq 3$.

Tabela 01 - Valores críticos da medida de discordância - Di

Nº de locais na região	Di	Nº de locais na região	Di
5	1,333	11	2,632
6	1,648	12	2,757
7	1,917	13	2,869
8	2,140	14	2,971
9	2,329	≥ 15	3
10	2,491		

Fonte: Hosking e Wallis (1995)

3.2 - Medida de Heterogeneidade - H

A medida de heterogeneidade, H, tem por objetivo verificar o grau de heterogeneidade de uma região através da comparação da variabilidade amostral observada e a variabilidade esperada de uma região homogênea, a qual é simulada através do método de Monte Carlo.

De acordo Hosking e Wallis (1993), numa região homogênea todas as estações com as séries adimensionalizadas dispõem dos mesmos momentos populacionais. Porém, devido à variabilidade amostral, os seus momentos amostrais são diferentes.

O cálculo da dispersão das regiões proposta e simulada, segundo Hosking e Wallis (1993), deve ser realizado através do coeficiente de variação amostral (L-CV), ou seja, t. Esses autores apresentam a medida da variância como uma medida de dispersão, ponderada pelo tamanho das séries, pela seguinte equação:

$$V = \frac{\sum_{i=1}^N n_i (t^{(i)} - t)^2}{N \sum_{i=1}^N n_i} \quad (31)$$

Hosking e Wallis (1993) recomendam o uso da distribuição Kappa de quatro parâmetros na simulação da região homogênea. Todavia, caso não se consiga ajustar essa distribuição aos momentos-L médios regionais, os autores mencionados aconselham a utilização da distribuição

Logística Generalizada na simulação, sendo esta distribuição um caso particular da distribuição Kappa, quando o parâmetro de forma $h = 1$.

Hosking (1988) apresentou as equações da função densidade acumulada, da função densidade de probabilidade e de sua inversa, relativas à distribuição Kappa de quatro parâmetros como:

$$F(x) = \left\{ 1 - h \left[1 - \frac{k(x - \xi)}{\alpha} \right]^{\frac{1}{k}} \right\}^{\frac{1}{h}} \quad (32)$$

$$f(x) = \alpha^{-1} \left\{ \left[1 - \frac{k(x - \xi)}{\alpha} \right]^{\frac{1}{k}} [F(x)]^{1-h} \right\} \quad (33)$$

$$x(F) = \xi + \frac{\alpha}{k} \left\{ 1 - \left[\frac{1 - (F(x))^h}{h} \right]^k \right\} \quad (34)$$

sendo ξ o parâmetro de posição, α o parâmetro de escala e k e h os parâmetros de forma.

O número adequado de simulações do "universo" Kappa, N_{SIM} , realizada através dos momentos-L regionalizados adimensionalizados observados, segundo Hosking e Wallis (1993), é igual a 500.

A variância dos dados simulados, V_{SIM} , é obtida através da equação (31), para cada uma das $m = 1, \dots, N_{SIM}$ populações Kappa. A média aritmética da variância fornecerá a dispersão média esperada na região homogênea, μ_{SIM} :

$$\mu_{SIM} = \frac{\sum_{f=1}^{N_{SIM}} V_{SIM}}{N_{SIM}} \quad (35)$$

A comparação da dispersão observada com a simulada, ou seja, a medida de heterogeneidade, H , é:

$$H = \frac{V - \mu_{SIM}}{\sigma_{SIM}} \quad (36)$$

onde, σ_{SIM} é o desvio padrão dos valores da medida de dispersão V_{SIM} , ou seja

$$\sigma_{SIM} = \sqrt{\frac{\sum_{m=1}^{N_{SIM}} (V_{SIM} - \mu_{SIM})^2}{N_{SIM} - 1}} \quad (37)$$

Os critérios de classificação propostos por Hosking e Wallis (1993) são:

$H \leq 1,0 \Rightarrow$ região "aceitavelmente homogênea"

$1,0 \leq H < 2,0 \Rightarrow$ região "possivelmente heterogênea"

$H \geq 2,0 \Rightarrow$ região "definitivamente heterogênea"

3.3 - Teste de Aderência

O teste de aderência sugerido por Hosking e Wallis (1993) auxilia na escolha da distribuição de frequência apropriada para a estimação dos quantis regionais e consiste de uma estatística-L, denotada por Z, para verificar se a distribuição candidata fornece um bom ajuste aos dados regionais, isto é, se os momentos-L médios regionais são coerentes com os da distribuição candidata.

Nahettini e Pinto (2007) apresentam procedimentos de cálculo e análise para definição da distribuição de frequência regional:

4 - DESCRIÇÃO DA BACIA REPRESENTATIVA

4.1 - Localização da bacia e características fisiográficas

A Bacia Representativa de Juatuba dista cerca de 50km de Belo Horizonte e está localizada entre os paralelos 19°50' e 20°10' de latitude sul e os meridianos 44°10' e 44°40' de longitude oeste, com área de drenagem de 443km², abrangendo, principalmente, os municípios de Juatuba e Mateus Leme. O rio Juatuba, principal rio dessa bacia representativa, deságua no rio Paraopeba pela margem esquerda após um percurso de 44,1 km. Seus principais afluentes pela margem esquerda são: córrego Mato Frio, córrego do Jacu, córrego do Brejo e ribeirão Mateus Leme; e pela margem direita: córrego Pedreira e ribeirão do Diogo. As Figuras 01 e 02 ilustram a localização da bacia e a Tabela 02 as principais características fisiográficas.

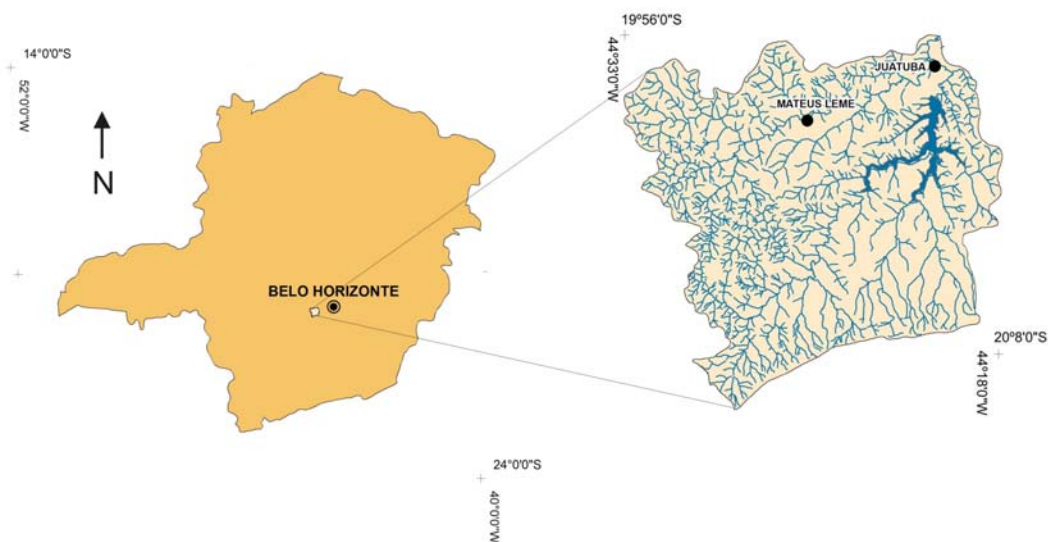


Figura 01 – Localização da bacia Representativa de Juatuba em Minas Gerais

Os perfis longitudinais dos ribeirões Serra Azul e Mateus Leme, e as declividades, calculadas pelos três métodos, estão apresentados na Figura 03.

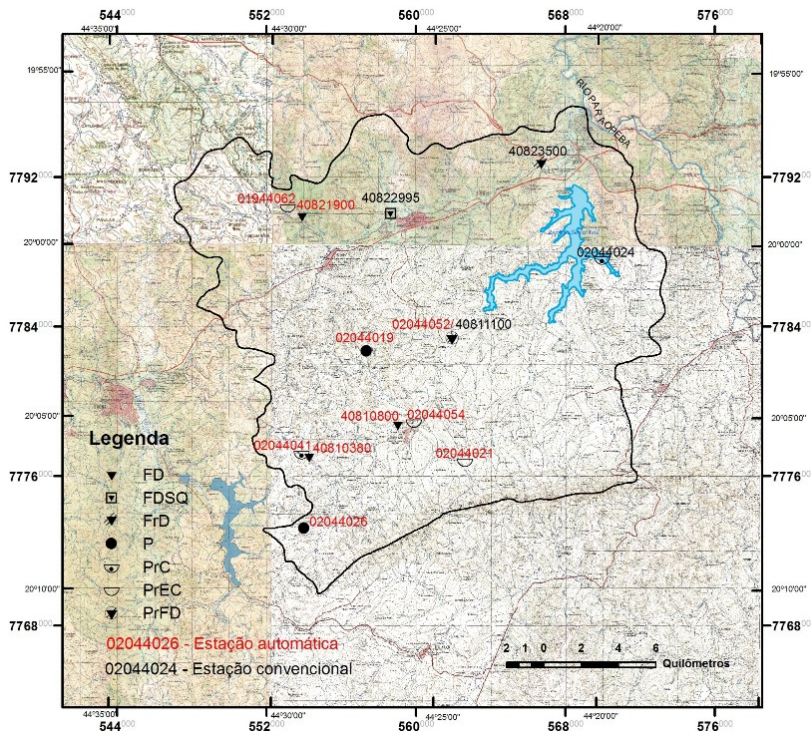
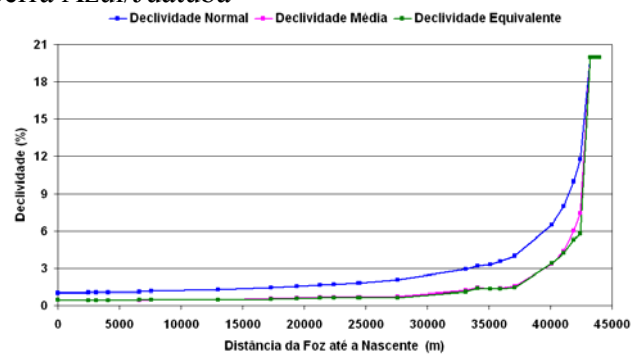
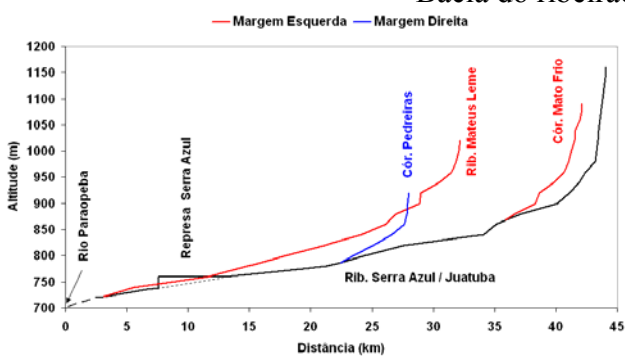


Tabela 02 – Características fisiográficas

Características	Juatuba
Área de drenagem, A (km ²)	443
Perímetro, P (km)	109
Comprimento total do curso d'água principal, L _{rio} (km)	44,1
Índice deforma, $I_f = A/L_{rio}^2$	0,228
Índice de compacidade, $K_c = 0,28P/A^{0,5}$	1,450

Figura 02 – Bacia Representativa de Juatuba (Folhas do IBGE)

Bacia do ribeirão Serra Azul/Juatuba



Bacia do ribeirão Mateus Leme

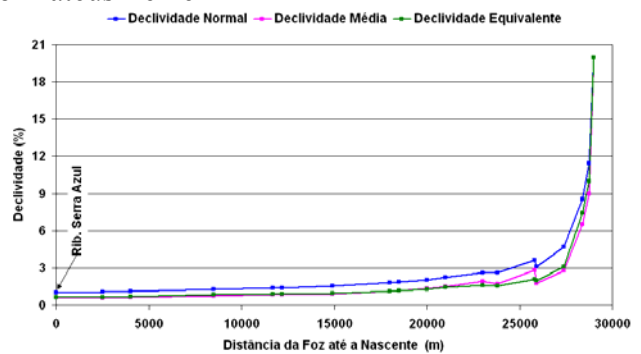
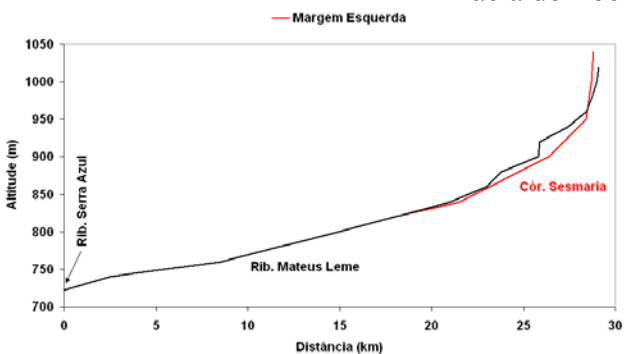


Figura 03 – Perfis longitudinais e declividades

4.2 - Clima

A bacia representativa de Juatuba está localizada em uma região onde predomina o clima tropical do Brasil Central, com 4 a 5 meses secos. No verão, a bacia está sobre a atuação da massa de ar equatorial continental e no inverno, e grande parte do outono e primavera, sobre a ação da

massa tropical marítima. O clima da bacia está diretamente relacionado aos componentes da circulação geral da atmosfera. Os principais sistemas que atuam diretamente sobre a área em estudo são o Anticiclone Subtropical do Atlântico Sul (ASAS), as linhas de instabilidade (LI), também chamadas de calhas induzidas, os sistemas frontais e, com menor frequência, a zona de convergência do Atlântico Sul (ZCAS). Em termos locais o clima das bacias é afetado pelo relevo, que apresenta altitude média em torno de 900m, influenciando a temperatura do ar e a precipitação.

Na Tabela 03 encontram-se as normais climatológicas registradas no período de 1961 a 1990 da estação (Ibirité) pertencente ao INMET mais próxima à Bacia Representativa de Juatuba, com coordenadas 20°01'S e 44°03'W e altitude de 814,54m (DNM, 1992).

Tabela 03 – Normais climatológicas da estação do INMET Ibirité

Mês	Precipitação (mm)	Temperatura (°C)	Evaporação (mm)	Umidade Relativa (%)	Insolação (h)	Pressão Atmosférica (mbar)	Nebulosidade
Jan	290,5	22,6	71,8	78,8	172,7	921,0	6,2
Fev	167,4	22,9	86,9	77,7	173,0	921,0	5,8
Mar	170,3	22,5	72,6	77,8	174,2	923,6	5,6
Abr	67,9	22,4	67,6	77,8	184,7	922,9	4,4
Mai	32,3	18,0	65,5	78,2	201,0	925,3	3,7
Jun	16,6	16,9	65,3	77,3	204,3	925,6	3,3
Jul	14,7	16,5	81,8	73,8	219,3	927,3	3,0
Ago	11,5	18,4	104,1	68,8	214,1	925,6	3,0
Set	43,7	20,5	115,0	67,8	163,7	924,2	4,4
Out	136,2	21,7	100,2	71,8	170,1	922,8	5,8
Nov	227,4	22,0	79,9	76,4	159,2	920,7	6,1
Dez	301,9	22,1	69,9	79,9	145,6	920,9	6,4
Total	1480,4	20,5	980,6	75,5	2181,9	923,4	4,8

Existe uma variação anual da pressão atmosférica na região. No inverno, com a maior atuação do Anticiclone do Atlântico Sul (ASAS) sobre o continente, ocorre um aumento da pressão. Além disso, as massas de ar frio chegam com maior intensidade. No verão, com a menor influência do ASAS e o aumento das temperaturas, a pressão atmosférica diminui.

Em relação à temperatura média, durante os meses mais frios (maio a agosto) dois fenômenos são responsáveis pela queda da temperatura. O primeiro é a menor nebulosidade, decorrente das características de estabilidade atmosférica estabelecidas pela maior atuação do ASAS, e a conseqüente elevação dos processos de perda radiativa (janela atmosférica) durante a noite. Outros fatores estão associados à chegada de massas polares frias e secas e a declinação do sol, que nesse período corresponde às latitudes do hemisfério norte. As temperaturas elevadas do verão são explicadas pela maior proximidade do hemisfério sul em relação ao sol, a declinação do sol, que nesse período corresponde às latitudes do hemisfério sul, e pelo aumento do efeito estufa causado pela maior umidade.

Com relação à precipitação média mensal, na região da bacia de Juatuba, entre abril e setembro, período que coincide com o inverno, ocorre a estiagem, devido à potencialização do ASAS e à chegada de frentes frias e secas, impedindo processos convectivos de ascendência, o que provoca um decréscimo da precipitação. Entre outubro e março (verão), a precipitação assume valores mais elevados, por causa do maior aquecimento das parcelas de ar. A chegada de frentes frias das latitudes médias (sul), associadas às correntes perturbadas de oeste (conduzidas pelas linhas de instabilidade tropical), é a principal responsável pela grande precipitação nesse período. Esses sistemas irão formar, em larga escala, o que convencionalmente é chamado de Zona de Convergência do Atlântico Sul.

A umidade relativa é baixa no período mais seco (julho a setembro), época de grande insolação e baixa nebulosidade. A partir de outubro passa a aumentar até atingir um patamar mais estável novamente em janeiro, período de temperaturas médias elevadas e maior nebulosidade.

A evaporação média mensal obtida pelo evaporímetro de Piché é uma variável climática relacionada à umidade relativa e, conseqüentemente, associada aos períodos de maior insolação e menor nebulosidade. Portanto, a intensa evaporação ocorre aproximadamente entre junho e setembro, época de baixa umidade relativa. No verão, devido ao aumento das temperaturas médias, da nebulosidade e conseqüente elevação da umidade relativa, ocorre um decréscimo da evaporação média mensal obtida pelo evaporímetro de Piché. Após esse período a evaporação recupera levemente sua taxa, a qual se mantém até junho, quando passa a ter uma elevação considerável.

4.3 - Hidrogeologia

Na área abrangida pela bacia do ribeirão Juatuba, podem ser definidos dois domínios hidrogeológicos:

- Domínio das coberturas detrito-lateríticas, das aluviões e da Formação Juatuba; e
- Domínio dos terrenos cristalinos caracterizados pelas rochas dos Supergrupos Rio das Velhas e Minas.

Esses domínios representam, respectivamente, o sistema aquífero granular e o sistema aquífero fissural, os quais estão apresentados na Figura 04.

O sistema aquífero granular caracteriza os aquíferos livres com porosidade primária e boa permeabilidade, onde a acumulação de água ocorre nos vazios ou poros resultantes dos processos de intemperismo, sedimentação e diagênese.

Nos aquíferos definidos pelas coberturas, embora não cartografadas na bacia em sua totalidade, observa-se grande variação composicional e de espessura, definida pelo tipo litológico originário, pelas condições paleoclimáticas e pelo condicionamento morfotectônico. Embora

potencialmente fracos como reservatórios hídricos subterrâneos, são importantes no processo de recarga dos aquíferos fissurais subjacentes através da filtração vertical.

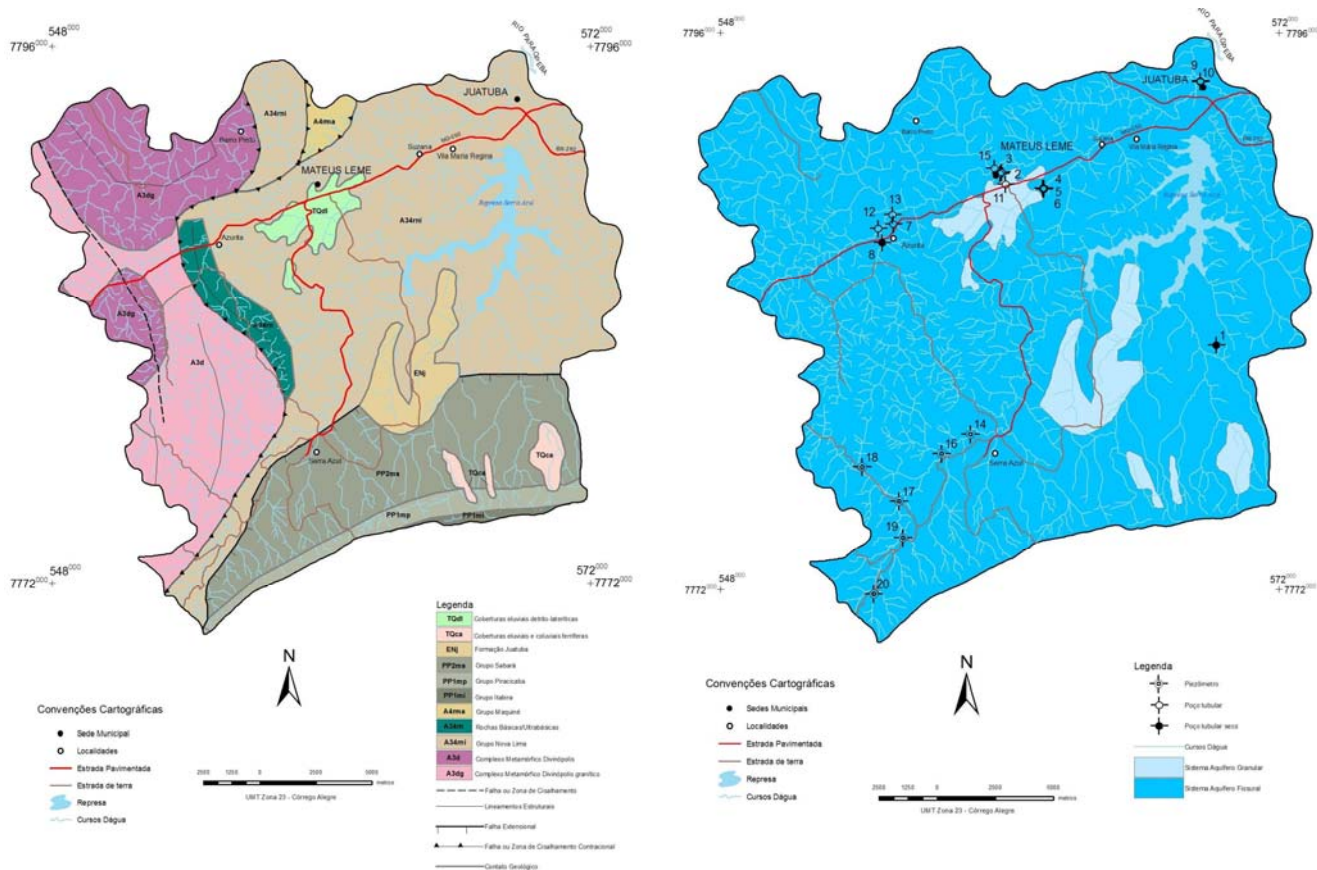


Figura 04 – Mapa geológico simplificado e de sistemas aquíferos das bacias em estudo

As aluviões, apesar de não terem sido cartografadas em sua totalidade devido à escala de trabalho dos mapas utilizados como base geológica, também pertencem ao sistema aquífero granular. São constituídas por sedimentos areno-argilosos recentes que ocorrem ao longo das calhas dos principais cursos d’água da região. Apesar de apresentarem normalmente pequena espessura, os depósitos aluvionares, em razão da alta permeabilidade dos termos arenosos, podem fornecer vazões significativas.

A Formação Juatuba, com uma litologia representada por arenitos finos e argilitos capeados por laterita, apesar da pequena área de ocorrência, pode fornecer, em nível local, vazões suficientes para o abastecimento doméstico.

O sistema aquífero fissural, representado pelas rochas cristalinas, tem como principal característica a ausência de porosidade primária. A formação de depósitos hídricos subterrâneos depende da existência de descontinuidades, tais como fissuras, fraturas e fendas que irão gerar a porosidade secundária, desde que essas descontinuidades sejam abertas.

No Supergrupo Rio das Velhas, o Grupo Maquiné oferece melhores condições de armazenamento e fornecimento de água subterrânea pelo fato de apresentar uma litologia mais propícia e favorável ao acúmulo de água. O Grupo Nova Lima, com maior presença de rochas

pelíticas, é menos favorável para a formação de depósitos hídricos subterrâneos, podendo, entretanto, apresentar valores anômalos como é o caso do poço tubular perfurado em Azurita, no município de Mateus Leme, com vazão de 144,0 m³/h.

No Supergrupo Minas, os Grupos Sabará e Piracicaba, caracterizados por rochas pelíticas e psefíticas, podem apresentar condições medianamente favoráveis para originar reservas hídricas subterrâneas. O Grupo Itabira apresenta-se como o mais promissor do Supergupo Minas, pois o itabirito Cauê, um de seus integrantes, é considerado o melhor aquífero do Quadrilátero Ferrífero, podendo oferecer, em alguns locais, vazões acima de 100 m³/h e apresentar condições de artesianismo.

4.4 - Mapa de Cobertura Vegetal e Uso do Solo

Para a elaboração do mapeamento do uso e ocupação do solo da bacia experimental de Juatuba foram utilizadas as cenas de 12 de setembro de 2008 do satélite Landsat 5-TM. As imagens foram adquiridas através do site do Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais – INPE (<http://www.dgi.inpe.br/CDSR/>), tomando-se o cuidado de selecionar cenas que contivesse o mínimo de interferência de nuvens. O sensor TM (Thematic Mapper) trabalha com sete bandas espectrais que apresentam resolução espacial de 30 metros x 30 metros, para as bandas 1 a 5 e 7, e 120 metros x 120 metros, para a banda 6.

Para a identificação inicial das classes de uso e ocupação do solo da bacia experimental de Juatuba foram utilizados o Mapa de Vegetação e Uso do Solo do Instituto Estadual de Florestas – IEF, de 2005, na escala 1:170.000; dados do GEOMINAS de 1996, nas escalas 1:50.000 e 1:100.000, cartas topográficas de Esmeraldas, Itaúna (esc. 1:50.0000), Pará de Minas (esc. 1:100.000), de 1976, e Igarapé (esc. 1:50.000), de 1985, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, além dos mapeamentos realizados por Carvalho (2002) e Neves (2005).

Após o confronto entre as informações obtidas nesses trabalhos optou-se pelas seguintes classes de mapeamento: Floresta Estacional Semidecidual, Reflorestamento, Cerrado, Área Urbana, Agrícola/Pastagem/solo exposto, área degradada e corpos d'água para o mapeamento da bacia de Juatuba.

A identificação das unidades de mapeamento foi realizada através das composições coloridas que são obtidas através da combinação das bandas espectrais com as cores primárias. No caso de Juatuba, a identificação das unidades de mapeamento foi realizada através da seguinte composição colorida: R4, G5 e B3 como apresentado na Figura 05.

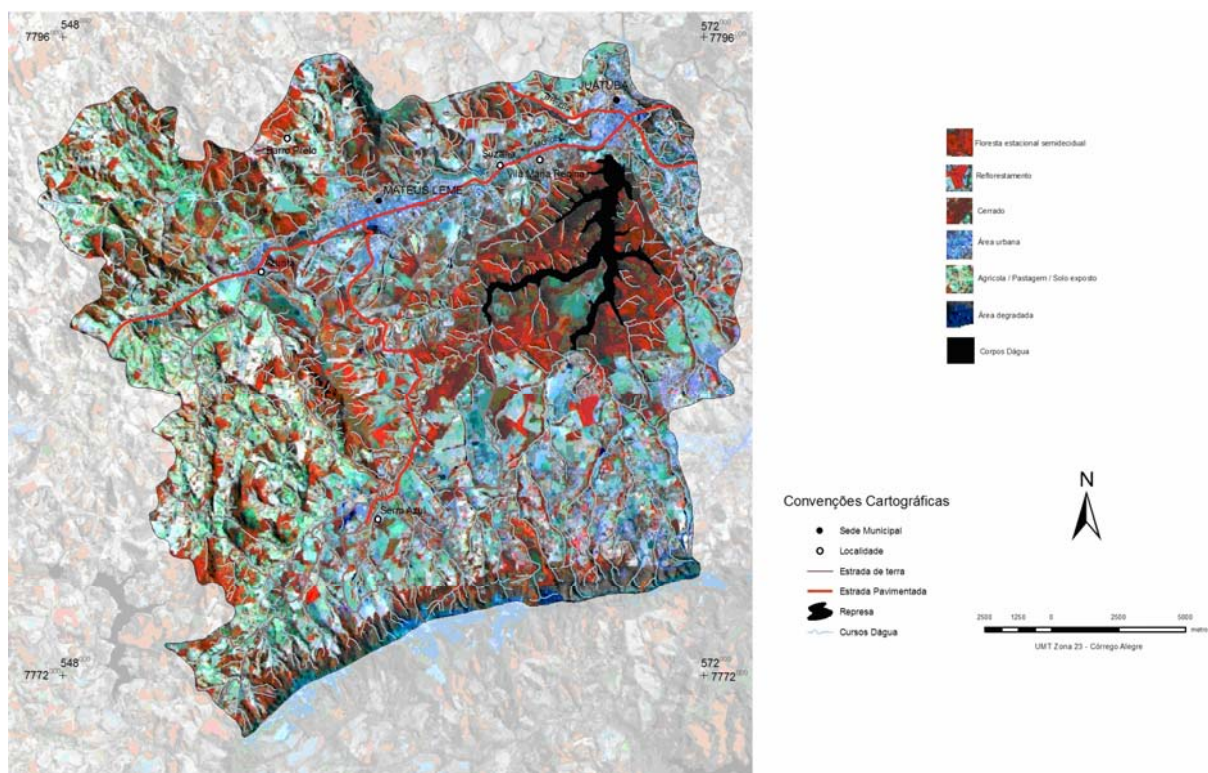


Figura 05 - Carta imagem da bacia de Juatuba. Composição colorida das bandas 3 (B), 4(R) e 5(G) do Landsat-5-TM.

5 - REDE HIDROMÉTRICA

As estações climatológicas, fluviométricas e algumas pluviométricas em operação na bacia representativa de Juatuba estão apresentadas na Tabela 04. A localização das estações está apresentada na Figura 02.

Tabela 04 – Estações Hidrometeorológicas em operação

Código	Estação	Tipo	Córrego	Área km ²	UTM-E	UTM-N	
01944062	Fazenda Santa Rita	PrEC			553125	7790317	
02044019	Fazenda Vista Alegre	P			557343	7782710	
02044021	Alto da Boa Vista	PrEC			562609	7776698	
02044024	Fazenda Curralinho	PrC			569970	7787521	
02044026	Fazenda Coqueiros	P			554002	7773222	
02044041	Fazenda Laranjeiras	PrC			553869	7777096	
02044054	Serra Azul	PrEC			559886	7778798	
	40810400	Fazenda Laranjeiras - Jusante	FD	Cor. Mato Frio	10,5	554301	7776960
	40810800	Fazenda Pasto Grande	FD	Rib. Serra Azul	54,7	559043	7778678
02044052	40811100	Jardim	PrFD	Rib. Serra Azul	112,4	561935	7783402
	40821900	Bom Jardim Montante	FD	Rib. Sesmaria		553905	7789842
	40822995	Mateus Leme Aldeia	FDSQ	Rib. Mateus Leme	91	558646	7790084
	40823500	Suzana	FrD	Rib. Mateus Leme	152,8	566723	7792726

6 – REGIONALIZAÇÃO DAS PRECIPITAÇÕES MÁXIMAS DIÁRIAS

A regionalização das precipitações máximas diárias foi concretizada utilizando os dados das estações apresentadas na Tabela 05 e as rotinas em linguagem Fortran-77, desenvolvidas por J. R. M. Hosking, e disponibilizadas para *download* no endereço <http://lib.stat.cmu.edu/general/lmoments>.

A primeira etapa dessa metodologia se refere à análise regional de consistência de dados que se baseia nas técnicas usuais de análise de consistência e no uso da estatística auxiliar de medida de discordância (D_j). Os valores de medida de discordância, considerando que as estações formam uma região homogênea, estão apresentados na Tabela 05. Os resultados da medida de discordância mostram que apenas os dados da estação 02044017 apresentam características estatísticas um pouco discrepante das grupais.

Tabela 05 – Estações utilizadas na Regionalização

Cód.	Estação	N	$I1$	L-CV (t2)	L-SKEW (t3)	L-KURT (t4)	D(I)
01944026	BARRO PRETO	36	85,1	0,1654	0,0977	0,0592	0,71
01944027	JUATUBA	30	88,3	0,1464	0,0283	0,0834	0,31
01944048	MATEUS LEME	22	85,4	0,1206	-0,0469	0,0609	0,5
01944062	FAZENDA SANTA RITA	15	87,6	0,1654	0,4217	0,1784	1,65
02044017	FAZENDA AGUA LIMPA	14	80,8	0,1825	-0,0038	-0,0494	3,01 *
02044018	PEDREIRA	10	80,3	0,104	-0,0008	0,0341	0,91
02044019	FAZENDA VISTA ALEGRE	32	79,7	0,1412	0,0858	0,1719	0,33
02044020	CALAMBAU	29	78,3	0,1031	-0,0549	0,1465	1,41
02044021	ALTO DA BOA VISTA	34	88,0	0,1264	0,1213	0,1075	0,15
02044023	FAZENDA MOSQUITO	8	77,8	0,1578	0,3737	0,2623	1,14
02044024	FAZENDA CURRALINHO	31	86,9	0,1322	0,0201	0,0411	0,23
02044026	FAZENDA COQUEIROS	32	82,6	0,1641	0,3282	0,2817	1,16
02044041	FAZENDA LARANJEIRAS	30	86,2	0,1377	0,274	0,2503	0,79
02044043	ESTIVA	21	94,2	0,1116	0,1744	-0,0048	2,22
02044047	SERRA DA SAUDADE	20	78,1	0,1561	0,1038	0,267	1,78
02044052	JARDIM	24	82,8	0,1094	-0,0536	0,0829	0,78
02044053	ESCOLA VETERINÁRIA	21	87,8	0,1544	0,1357	0,0272	0,59
02044054	SERRA AZUL	32	82,2	0,1353	0,1874	0,0857	0,34
Médias ponderadas				0,139	0,1145	0,1182	

Na segunda etapa, é realizada a identificação de regiões homogêneas. As rotinas permitem o cálculo da medida de heterogeneidade (H), descrita anteriormente, para verificar a hipótese de homogeneidade da região definida. De acordo com o teste de significância, proposto por Hosking e Wallis (1997), a bacia de Juatuba pode ser considerada como “aceitavelmente homogênea”, pois a medida de heterogeneidade calculada é igual a 0,80, ou seja, de valor absoluto inferior a 1.

A seleção da função regional de distribuição de probabilidades corresponde à terceira etapa da metodologia. A seleção foi efetuada com as rotinas Fortran-77 já mencionadas. Essas fazem o ajuste das seguintes distribuições de três parâmetros: Logística Generalizada (LG), Generalizada de

Valores Extremos (GEV), Log-Normal (LN-3P) ou Generalizada Normal, Pearson tipo III (P-III) e Generalizada de Pareto (GP), estimando os seus parâmetros a partir dos momentos-L regionais, além de aplicar o teste de aderência, para verificar o ajuste entre a distribuição candidata e os dados regionais. Os resultados do teste de aderência, apresentados na Tabela 06, demonstram que as distribuições Generalizada de Valores Extremos (GEV), Log-Normal (LN-3P) ou Generalizada Normal e a Pearson tipo III (P-III) podem ser adotadas na região.

Tabela 06 – Resultados dos testes de aderência (Z).

Região	Distribuições				
	LG	GEV	LN-3P	P-III	GP
	3,42	0,79*	0,91*	0,55*	-4,57

* Distribuições aprovadas no teste

Além dos resultados do teste de aderência, a definição das distribuições regionais pôde ser corroborada pelo posicionamento dos valores regionais no diagrama Assimetria-L x Curtose-L. As razões-L das estações e as regionais encontram-se na Tabela 05, enquanto a Figura 06 apresenta o diagrama Assimetria-L x Curtose-L.

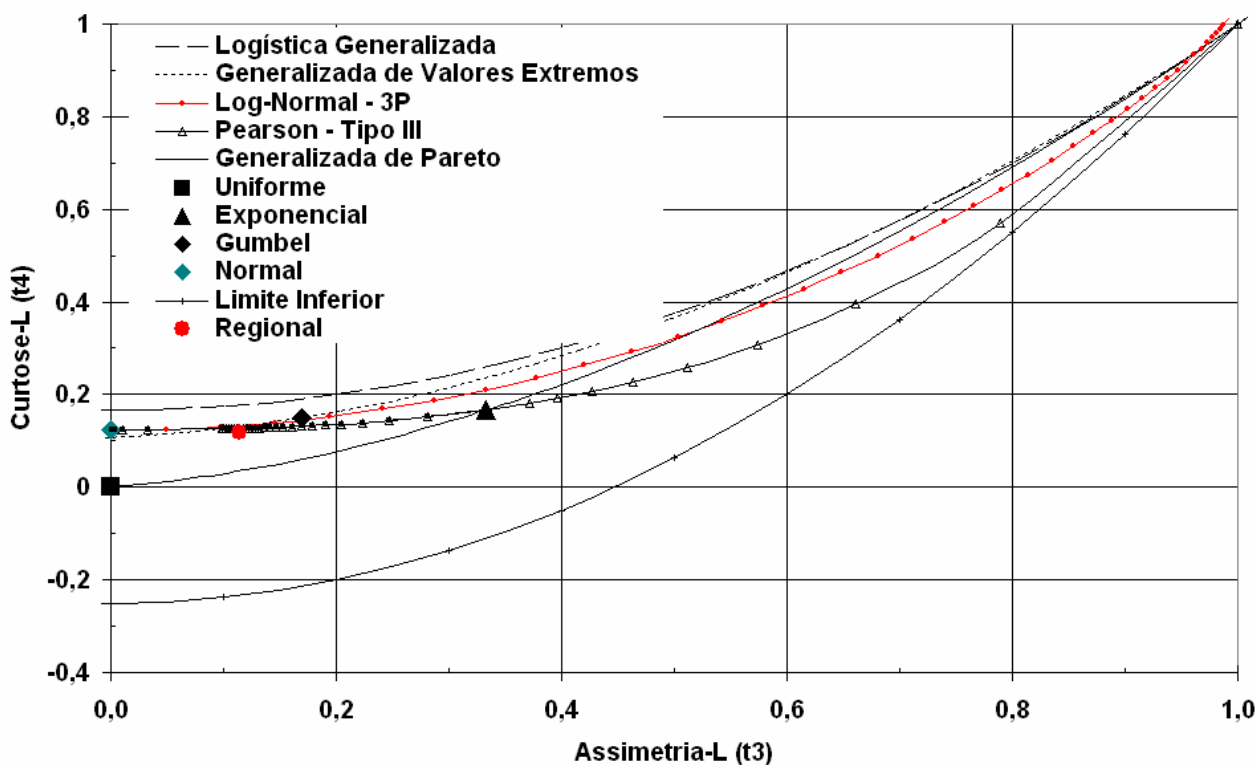


Figura 06 – Diagrama Assimetria-L x Curtose-L

Analisando os resultados dos testes de aderência e o diagrama Assimetria-L x Curtose-L, as seguintes três distribuições podem ser adotadas como modelos distributivos regionais: a Generalizada de Valores Extremos (GEV), a Log-Normal (LN-3P) ou a Generalizada Normal e a Pearson tipo III (P-III). Os momentos-L e as razões-L regionais, apresentados na Tabela 05, foram

utilizados para estimar os parâmetros das três distribuições. As estimativas dos parâmetros encontram-se na Tabela 07.

Tabela 07 – Parâmetros das distribuições regionais

Distribuição	Posição	Escala	Forma
Generalizada de Eventos Extremos – GEV	0,893	0,216	0,088
Log-Normal (3P) – LN-3P	0,971	0,241	-0,235
Pearson Tipo III – PIII	1,000	0,250	0,699

As funções densidade de probabilidade e de distribuição acumulada da Log-Normal (3P), da GEV e da Pearson tipo III (P-III), além de suas respectivas funções inversas, tal como parametrizadas por Hosking (1997), encontram-se detalhadas em Naghettini e Pinto (2007).

A quarta etapa refere-se à estimação de parâmetros e quantis da função regional de distribuição de probabilidades. A distribuição regional adotada foi a Pearson tipo III, uma vez que o parâmetro de forma é positivo e a distribuição é ilimitada para valores crescentes de precipitação.

Após a estimação dos parâmetros da Pearson tipo III, foram calculados os quantis regionais adimensionalizados associados a vários períodos de retorno. Os resultados dos quantis adimensionalizados obtidos para a Pearson tipo III estão apresentados na Tabela 08. A estimação dos quantis adimensionais regionais associados a diferentes tempos de retorno está detalhada em Naghettini e Pinto (2007).

Tabela 08 – Quantis regionais adimensionais

Tempo de retorno (anos)	2	10	25	50	100	150	200
Pearson Tipo III	0,971	1,333	1,492	1,602	1,706	1,765	1,805

Assim, com os quantis regionais adimensionalizados calculou-se os quantis associados a vários períodos de retorno em cada estação através da equação (23). A próxima etapa consistiria na análise de regressão entre os fatores de adimensionalização e as características físicas da bacia. Entretanto, neste caso, decidiu-se pela construção de mapas mostrando a variação espacial do quantis associados a vários períodos de retorno, ao invés de definir uma equação de regressão. Permitindo, dessa maneira, a elaboração de mapas com a variação espacial dos quantis para os períodos de retorno apresentados na Tabela 09. A regionalização dos quantis foi executada através do ajuste de uma superfície de mínima curvatura. A Figura 07 mostra os resultados alcançados.

Tabela 09 – Quantis calculados

CODIGO	Nome	2	10	25	50	100	150	200
01944026	Barro Preto	82,7	113,5	127,0	136,3	145,2	150,2	153,7
01944027	Juatuba	85,8	117,8	131,7	141,4	150,6	155,8	159,5
01944048	Mateus Leme	82,9	113,8	127,4	136,8	145,7	150,7	154,2
01944062	Fazenda Santa Rita	85,1	116,8	130,7	140,3	149,4	154,6	158,2
02044017	Fazenda Agua Limpa	78,4	107,7	120,5	129,3	137,8	142,5	145,8
02044018	Pedreira	78,0	107,0	119,7	128,6	136,9	141,7	144,9
02044019	Fazenda Vista Alegre	77,4	106,2	118,8	127,6	135,9	140,6	143,9
02044020	Calambau	76,0	104,4	116,8	125,4	133,6	138,2	141,4
02044021	Alto da Boa Vista	85,5	117,4	131,3	141,0	150,2	155,4	159,0
02044023	Fazenda Mosquito	75,5	103,7	116,0	124,6	132,7	137,3	140,4
02044024	Fazenda Curralinho	84,4	115,9	129,7	139,2	148,3	153,4	157,0
02044026	Fazenda Coqueiros	80,2	110,2	123,2	132,3	140,9	145,8	149,2
02044041	Fazenda Laranjeiras	83,7	114,9	128,6	138,1	147,0	152,1	155,6
02044043	Estiva	91,4	125,5	140,5	150,8	160,6	166,2	170,0
02044047	Serra da Saudade	75,9	104,2	116,5	125,1	133,3	137,9	141,1
02044052	Jardim	80,4	110,3	123,4	132,5	141,1	146,0	149,4
02044053	Escola Veterinária	85,2	117,0	130,9	140,6	149,7	154,9	158,4
02044054	Serra Azul	79,8	109,6	122,6	131,6	140,2	145,0	148,4

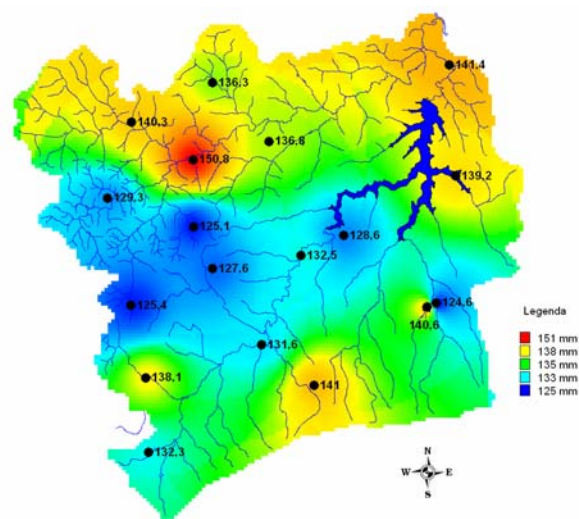


Figura 07 - Variação espacial das Precipitações máximas diárias (Tr = 50 anos)

7 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

A bacia representativa de Juatuba pode ser considerada homogênea em termos de precipitações máximas diárias, tendo como distribuição regional a distribuição Parson tipo III com parâmetro de forma positivo, ou seja, uma combinação de distribuições Gama com assimetria positiva.

As estatística-L apresentadas por Hosking e Wallis (1993 e 1995) se mostraram bastantes úteis nas várias etapas da regionalização, porém, é necessário muito critério na interpretação dos seus resultados, principalmente, no uso da medida de discordância, D_i , pois uma análise de consistência necessita de muito mais informações que apenas comparações com estatísticas regionais.

8 - BIBLIOGRAFIA

- CARVALHO, R. F. (2002) *Avaliação do uso e ocupação do solo na Bacia do Ribeirão Serra Azul e as conseqüências no reservatório de abastecimento da COPASA-MG*; 2002, 303 f. Dissertação, Departamento de Geografia, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte.
- GREENWOOD, J. A., LANDWEHR, J. M., MATALAS, N. C. e WALLIS, J. R. (1979) Probability weighted moments: definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form. In: *Water Resources Research*, American Geophysical Union. V.15, n.5, p.1049-1054, Out..

- HERSFIELD, D. M., KOHLER, M. A. (1960) An empirical appraisal of the Gumbel extreme-value procedure. In: *Journal of Geophysical Research*, v.65, n.6, p.1737-1746, Jun.
- HOSKING, J. R. (1986) The theory of probability weighted moments. In: *IBM Research Report*, New York, IBM Research Division, RC 12210, 160p., Out..
- HOSKING, J. R. (1988) The 4-parameter kappa distribution. In: *IBM Research Report*, New York, IBM Research Division, RC 13412, 17p., Jan..
- HOSKING, J. R. M. (1991) Fortran routines for use with the method of L-moments - Version 2. In: *IBM Research Report*, New York, IBM Research Division, RC 17097, 117p., Ago.
- HOSKING, J. R. M., WALLIS, J. R. (1990) Regional flood frequency analysis using L-moments. In: *IBM Research Report*, New York, IBM Research Division, RC 15658, 12p., Mar.
- HOSKING, J. R. M., WALLIS, J. R. (1993) Some statistics useful in regional frequency analysis. In: *Water Resources Research*, American Geophysical Union. V.29, n.1, p.271-281, Fev.
- HOSKING, J. R. M., WALLIS, J. R. (1995) Correction to "Some statistics useful in regional frequency analysis". In: *Water Resources Research*, American Geophysical Union. V.31, n.1, p.251, Jan.
- HOSKING, J. R. M., WALLIS, J. R. (1997) *Regional Frequency Analysis - an approach based on L-moments*. Cambridge University Press, P.224.
- LANDWEHR, J. M., MATALAS, N. C. e WALLIS, J. R. (1979) Probability weighted moments compared with some techniques in estimating Gumbel parameters and quantiles. In: *Water Resources Research*, American Geophysical Union. V.15, n.5, p.1055-1064, Fev.
- NAGHETTINI, M. C.; PINTO, E. J. A. (2007) *Hidrologia Estatística*. Belo Horizonte. CPRM, 552p. Disponível em (www.cprm.gov.br).
- NEVES, B. V. B. (2005) *Geoprocessamento como ferramenta no estudo de correlação entre a dinâmica da cobertura vegetal e a evapotranspiração na Bacia do Ribeirão Serra Azul - MG*; 2005, 303 f. Dissertação (Mestrado em Saneamento, Meio Ambiente e Recursos Hídricos), Escola de Engenharia, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte.
- TUCCI, C.E. (1993) Regionalização de vazões In: *Hidrologia: ciência e aplicação*. Porto Alegre, Ed. UFRG/ABRH/EDUSP, p.573-611.
- WALLIS, J. R. (1989) Regional frequency studies using L-moments. In: *IBM Research Report*, New York, IBM Research Division, RC 14597, p. 469-476, Mar.