

ESTIMATIVA DA PROBABILIDADE DE OCORRÊNCIA DE PRECIPITAÇÕES NO PERÍODO CHUVOSO (OUT-MAR) NA BACIA REPRESENTATIVA DE JUATUBA (MG)

Eber José de Andrade Pinto¹, José do Espírito Santo Lima² e Ivete Sousa Almeida³

RESUMO - A definição das probabilidades de ocorrência de classes de precipitação é uma etapa importante nos estudos de caracterização pluviométrica. Essas estimativas podem ser feitas por análises de frequência pontuais ou regionais. A definição das probabilidades através de métodos de regionalização melhora a confiabilidade dos parâmetros estimados para a distribuição teórica da região definida como homogênea. Este trabalho apresenta os resultados da aplicação da metodologia de regionalização *index flood* com utilização dos momentos-L e as estatísticas-L proposta por Hosking e Wallis (1993) para estimativa das probabilidades de ocorrência de precipitações do período chuvoso (outubro a março) da bacia representativa de Juatuba. Foram utilizadas 15 estações pluviométricas da bacia e entorno. A área em estudo apresenta uma região homogênea e a distribuição ajustada foi a Generalizada Logística. Foram calculadas as probabilidades de ocorrência nas seguintes classes: menores que 600mm, entre 600 e 800mm, entre 800 e 1100mm, entre 1100 e 1400mm, entre 1400 e 1800mm e maiores que 1800mm. A classe de precipitações de 1100 a 1400mm apresenta maior probabilidade de ocorrência de precipitações anuais em todas as estações, com os valores de probabilidade variando de 49 a 55%.

ABSTRACT - The probability of occurrence of precipitation, as defined in discrete intervals, is an important step in studies of precipitation characterization. These estimates can be computed by either at-site or regional frequency analysis. The probability definition by regional methods improves parameters estimation for theoretical distribution. 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 six month precipitation (October to mars) over Juatuba basin locates in Belo Horizonte Metropolitan Region (RMBH). These have been performed by using some statistics based on L-Moments and on L-Moment ratios, as defined by *Hosking & Wallis* (1990 e 1993). A network of 15 rainfall gauging stations within has been employed in the regional analysis. After screening the data for inconsistencies and discrepancies, one homogeneous region have been the probability distribution which best fitted the data from both regions is the Generalized Logistic. The occurrence probabilities were calculated in followed classes: less than 600mm, from 600 to 800mm, from 800 to 1100mm, from 1100 to 1400mm, from 1400 to 1800mm and more than 1800mm. The precipitation classes from 1100 to 1400mm has the highest occurrence probability of annual precipitation in 15 rainfall gauges, with probability values from 49 to 55%.

PALAVRAS CHAVES - Estimativa de probabilidades, Análise de frequência regional

¹ Pesquisador em Geociências da CPRM – Serviço Geológico do Brasil. Av. Brasil, 1731, Funcionários, Belo Horizonte, MG. CEP 30.140-002. 0xx31-3878-0337. eber.andrade@cprm.gov.br

² Pesquisador em Geociências da CPRM – Serviço Geológico do Brasil. Av. Brasil, 1731, Funcionários, Belo Horizonte, MG. CEP 30.140-002. 0xx31-3878-0366. jose.lima@cprm.gov.br

³ Técnica em Geociências da CPRM – Serviço Geológico do Brasil. Av. Brasil, 1731, Funcionários, Belo Horizonte, MG. CEP 30.140-002. 0xx31-3878-0337. ivete.almeida@cprm.gov.br

1 - INTRODUÇÃO

A estimativa da probabilidade de ocorrência de precipitações anuais pode ser local, ou seja, utilizando-se a série de dados de uma única estação, ou regional, fazendo uso dos dados de várias estações de uma região. Geralmente a análise local ou pontual é realizada utilizando séries históricas curtas. Uma alternativa para melhorar a estimativa local é aplicar a análise de frequência regional, porque além de transferir informações espacialmente, melhora a confiabilidade das estimativas dos parâmetros de uma distribuição de probabilidades teórica.

Este trabalho apresenta os resultados de um estudo que optou pela metodologia de regionalização *index flood* com utilização dos momentos-L e as estatísticas-L proposta por Hosking e Wallis (1993), para fazer a caracterização pluviométrica da bacia representativa de Juatuba na região central de Minas Gerais. O enfoque da caracterização pluviométrica deste trabalho foi conhecer a probabilidade de ocorrência da precipitação anual em limites ou classes pré-estabelecidos. As justificativas para tal opção foram (1) usar o máximo de informações disponíveis para a análise, e (2) empregar a análise de frequência regional para otimizar a estimativa dos parâmetros de uma distribuição de probabilidades teórica.

Na seqüência deste trabalho serão apresentadas uma revisão metodológica da análise de frequência regional, uma descrição das características climáticas e fisiográficas da bacia representativa de Juatuba, os principais resultados e no final as conclusões.

2 - REGIONALIZAÇÃO PELO MÉTODO INDEX-FLOOD, UTILIZANDO OS MOMENTOS-L E AS ESTATÍSTICAS-L

Hosking (1986) utilizou a teoria dos momentos ponderados por probabilidades (MPP), introduzidos por Greenwood et al. (1979), para definir quantidades conhecidas como *momentos-L*. Os momentos-L de ordem r , identificados por λ_r , podem ser expressos como combinações lineares dos correspondentes momentos ponderados (MPPs), denominados por β_r e definidos pela seguinte expressão matemática:

$$\beta_r = E\{X[F(X)]^r\} \quad (1)$$

Os estimadores para os quatro primeiros momentos-L podem ser calculados em termos dos estimadores dos MPPs dados por:

$$\begin{aligned} \hat{\lambda}_1 &= \hat{\beta}_0 \\ \hat{\lambda}_2 &= 2\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_0 \\ \hat{\lambda}_3 &= 6\hat{\beta}_2 - 6\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_0 \\ \hat{\lambda}_4 &= 20\hat{\beta}_3 - 30\hat{\beta}_2 + 12\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_0 \end{aligned} \quad (2)$$

onde $\hat{\beta}_r$ representa um estimador não enviesado do MPP para uma amostra finita de tamanho n em ordem crescente, ou seja, $X_{1:n} \leq X_{2:n} \leq \dots \leq X_{n:n}$ é expressa por:

$$\hat{\beta}_r = \frac{1}{n} \sum_{j=r+1}^n \frac{(j-1)(j-2)\dots(j-r)}{(n-1)(n-2)\dots(n-r)} X_{j:n}, r \leq n-1 \quad (3)$$

Os momentos-L são mais robustos e mais precisos na estimativa dos parâmetros e quantis de uma distribuição de probabilidades do que os momentos convencionais. Momentos-L e razões de momentos-L são medidas características de uma distribuição de probabilidades. Por exemplo, λ_1 é uma medida de posição, λ_2 é uma medida de escala, a razão $\tau = \lambda_2/\lambda_1$ é semelhante ao coeficiente de variação convencional, as razões $\tau_3 = \lambda_3/\lambda_2$ e $\tau_4 = \lambda_4/\lambda_2$ representam as medidas de assimetria e curtose respectivamente. Estas quantidades podem ser estimadas a partir de amostras usando os estimadores dos momentos-L dados pelas equações 2 e 3.

O método *index-flood* assume as seguintes premissas:

- As observações de qualquer estação são identicamente distribuídas;
- As observações de qualquer estação não podem ser autocorrelacionáveis;
- As observações de diferentes estações são independentes, ou seja, tem que haver independência espacial;
- As distribuições de frequência das diferentes estações são as mesmas, diferindo apenas o fator de escala;
- A forma matemática da curva de frequência regional é definida.

Assim, para se aplicar esta metodologia, é necessário verificar a independência serial e espacial das séries que serão utilizadas nos estudos. Isto pode ser realizado com o cálculo do coeficiente de autocorrelação de cada série para assegurar a independência serial e construir a matriz de covariância nos períodos comuns, a fim de verificar se há independência espacial.

No caso de dados ambientais a independência espacial é pouco comum. Observa-se que dados coletados em um mesmo período de tempo em diferentes locais são, na maioria das vezes, correlacionados e grau de correlação aumenta com a proximidade dos pontos de obtenção da informação. Segundo Hosking e Wallis (1997), do ponto de vista teórico, o efeito da dependência espacial entre as estações na análise de frequência regional com a utilização dos momentos-L é o aumento da variabilidade dos momentos-L e razões-L regionais. Isto aumenta a variabilidade da estimativa da curva regional e pode afetar, de maneira pouco significativa, o viés da estimativa dos quantis.

Esquemáticamente, as etapas de aplicação do método *index-flood* utilizando momentos-L 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 $r = 3$ e 4 ;
- 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 das séries:

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

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

- 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.

Procurando minimizar subjetividades na definição de regiões homogêneas e escolha da distribuição teórica de probabilidades, 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.

2.1 - Medida de discordância - D_i

A medida de discordância (D_i), 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 j como um ponto em um espaço tridimensional, temos u_i , um vetor (1x3) contendo essas razões-L, dado por:

$$u_i = \left(t_1^{(j)} \quad t_3^{(j)} \quad t_4^{(j)} \right)^T \quad (5)$$

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

$$\bar{u} = N^{-1} \sum_{j=1}^N u_j \quad (6)$$

$$u = \left(t^{(R)} \quad t_3^{(R)} \quad t_4^{(R)} \right)^T, \quad (7)$$

temos que a matriz de covariância amostral é dada por

$$S = (N-1)^{-1} \sum_{j=1}^N (u_j - \bar{u})(u_j - \bar{u})^T \quad (8)$$

sendo N o número de locais da região, e T o indicador de matriz transposta.

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

$$D_j = \frac{N}{3(N-1)} (u_j - \bar{u})^T S^{-1} (u_j - \bar{u}) \quad (9)$$

Hosking e Wallis (1995) sugerem os valores críticos de D_i apresentados na Tabela 1 e recomendam o uso dessa estatística somente quando $N \geq 7$. Assim, em regiões com mais de 15 estações, uma delas é discordante quando $D_i \geq 3$.

Tabela 1 - Valores críticos da medida de discordância - D_i

Nº de locais na região	D_i	Nº de locais na região	D_i
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 (1997)

2.2 - 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 com Hosking e Wallis (1993), numa região homogênea todas as estações com as séries adimensionalizadas dispõem dos mesmos momentos populacionais. Porém, devido à variabilidade amostral, 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:

$$V = \frac{\sum_{j=1}^N n_j (t^{(j)} - \bar{t})^2}{\sum_{j=1}^N n_j} \quad (10)$$

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 é igual a 1.

Hosking e Wallis (1997) apresentaram as equações da função densidade de probabilidade, da função de distribuição acumulada e da sua inversa, relativas à distribuição Kappa de quatro parâmetros, respectivamente, como:

$$f(x) = \alpha^{-1} \left\{ \left[1 - \frac{k(x - \xi)}{\alpha} \right]^{\frac{1}{k}} [F(x)]^{1-h} \right\} \quad (11)$$

$$F(x) = \left\{ 1 - h \left[1 - \frac{k(x - \xi)}{\alpha} \right]^{\frac{1}{k}} \right\}^{\frac{1}{h}} \quad x(F) = \xi + \frac{\alpha}{k} \left\{ 1 - \left[\frac{1 - (F(x))^h}{h} \right]^k \right\} \quad (12)$$

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} , realizadas 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 (10), 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} :

$$\mu_{SIM} = \frac{\sum_{i=1}^{N_{SIM}} V_{SIM}}{N_{SIM}} \quad (13)$$

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

$$H = \frac{V - \mu_{SIM}}{\sigma_{SIM}} \quad (14)$$

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

$$\sigma_{SIM} = \sqrt{\frac{\sum_{m=1}^{N_{SIM}} (V_{SIM} - \mu_{SIM})^2}{N_{SIM} - 1}} \quad (15)$$

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”

2.3 - Teste de aderência - Z

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.

Os procedimentos de cálculo e análise para definição da distribuição de frequência regional são os seguintes:

- a) **Definir as distribuições candidatas de três parâmetros.** As distribuições podem ser a Logística Generalizada - GLO, Generalizada de Valores Extremos - GEV, Generalizada de Pareto - GP, log-Normal - LN e Pearson tipo III - P3. Como uma distribuição de três parâmetros pode englobar outra distribuição de 2 parâmetros, caso particular em que o parâmetro de forma é nulo, são testadas ainda, de forma indireta, as seguintes distribuições de dois parâmetros: Uniforme, Logística, Normal, Exponencial, Pareto e de valor extremo do tipo I - Gumbel;
- b) **Calcular os parâmetros das distribuições candidatas** utilizando os momentos-L regionais: \bar{t} , \bar{t}_3 e \bar{t}_4 . Denote por τ_4^{DIST} a curtose-L da distribuição ajustada, onde DIST poderá ser qualquer uma das distribuições, GLO, GEV, etc;
- c) **Ajustar uma distribuição Kappa** com os momentos-L regionais;
- d) **Simular N_{SIM} regiões** para essa população Kappa.
- e) **Calcular a assimetria-L regional $\bar{t}_3^{-(m)}$ e a curtose-L regional $\bar{t}_4^{-(m)}$** para a m-ésima região simulada
- f) **Calcular a medida de tendenciosidade de \bar{t}_4, β_4 :**

$$\beta_4 = (N_{SIM})^{-1} \sum_{m=1}^{N_{SIM}} (\bar{t}_4^{-(m)} - \bar{t}_4) \quad (16)$$

g) **Calcular o desvio padrão** de \bar{t}_4 , σ_4 :

$$\sigma_4 = \sqrt{(N_{SIM})^{-1} \left[\sum_{m=1}^{N_{SIM}} (\bar{t}_4^{(m)} - \bar{t}_4)^2 - N_{SIM} \beta_4^2 \right]} \quad (17)$$

h) **Calcular a estatística-L**, Z , para cada distribuição candidata:

$$Z^{DIST} = \frac{(\tau_4^{DIST} - \bar{t}_4 + \beta_4)}{\sigma_4} \quad (18)$$

i) **Testar** se $|Z^{DIST}| \leq 1,64$

i) **Plotar a curva de frequência adimensional regional**. Além das curvas de todas as distribuições candidatas aceitáveis, deverão ser plotados no diagrama de Assimetria-L e Curtose-L ($\tau_3 \times \tau_4$) o ponto médio regional da assimetria-L e da curtose-L (t_3 e t_4), e verificado graficamente a melhor distribuição ajustada. Hosking e Wallis (1993) sugerem que, se o ponto médio regional cair acima da curva da distribuição Logística Generalizada (GLO), nenhuma distribuição de três ou de dois parâmetros será aceita, devendo então ser ajustada uma distribuição mais genérica, como a Wakeby de cinco parâmetros ou a Kappa de quatro parâmetros.

3 - DESCRIÇÃO DA ÁREA EM ESTUDO

O antigo Departamento Nacional de Águas e Energia Elétrica (DNAEE), na década de 1970, implantou a bacia representativa de Juatuba. Pelas características da sua formação geológica, cobertura vegetal, relevo e ocupação, essa bacia é considerada representativa da região central do estado de Minas Gerais com a predominância do bioma Cerrado. Nessa bacia há uma grande concentração de estações hidrometeorológicas, objetivando levantar dados para o equacionamento do balanço hídrico e extrapolá-los, com elevado grau de confiabilidade, para outras áreas do estado.

As estações instaladas pela DNAEE e atualmente operadas pela Agência Nacional de Águas (ANA) são convencionais, onde as medições da altura de chuva são realizadas em pluviômetros e pluviógrafos, e as medições de níveis em réguas linimétricas. Além da ANA, a Companhia de Saneamento de Minas Gerias (COPASA-MG), que construiu, no início da década de 1980, a barragem de Serra Azul para o abastecimento de água de Belo Horizonte, e o Centro de Desenvolvimento da Tecnologia Nuclear (CDTN) também operam algumas estações na bacia.

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. A Figura 1 ilustra a localização da bacia representativa de Juatuba e da área de drenagem de Pasto Grande em Minas Gerais.

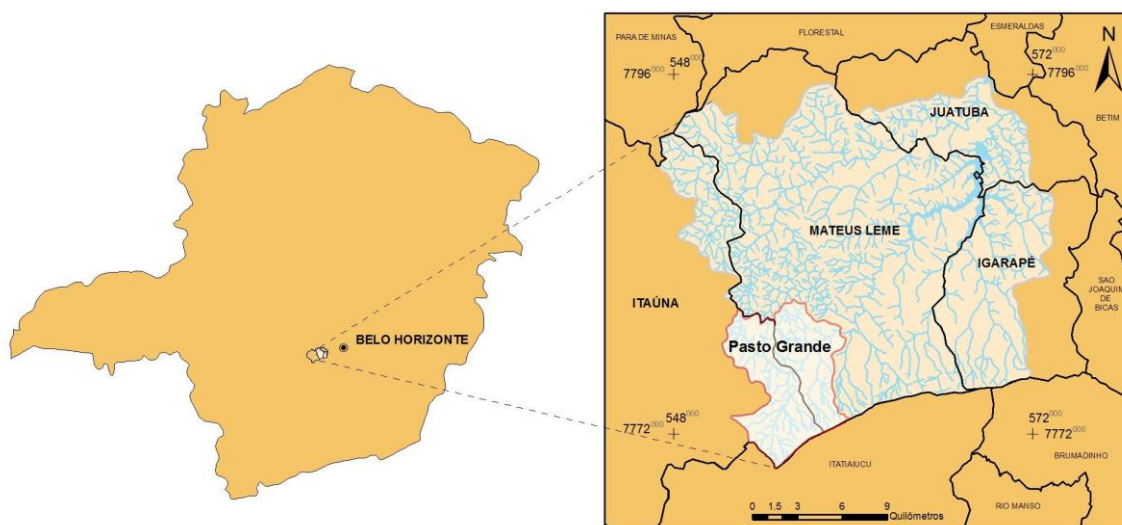


Figura 1 – Localização da bacia Representativa de Juatuba em Minas Gerais

3.1 - DEM, Relevo Sombreado, mapa de declividade

Para que fosse possível gerar o mapa de declividade, foram usadas as imagens ASTER GDEM que são disponibilizadas pela Agência Espacial Japonesa - AEJ em conjunto com Agência Espacial dos Estados Unidos - NASA. É necessário ressaltar algumas características importantes. As imagens estão disponíveis no site das agências citadas, no formato GeoTIFF, 16 bits, a projeção é Geográfica (Latitude/Longitude), o Datum de referência é WGS84 e Geoid EGM96. Os pixels gerados têm precisão horizontal de 30m e vertical de 20m (nos dois casos a precisão é de 95%) o intervalo entre os pixels é de um segundo.

Foi feito o *download* das imagens no site da AEJ, que cobrem a bacia, as imagens ASTGM_S20W045 e ASTGTM_S21W045, a partir desses arquivos foi feito o mosaico das imagens, então foi possível extrair o relevo sombreado, esta imagem possibilita uma visualização das diferenças de relevo de uma determinada área.

Para o processamento digital dessas imagens foi utilizado o software ArcGis 10. A escolha da direção (azimute) da iluminação foi de 330° e ângulo de inclinação de 45°, com o objetivo de ressaltar as estruturas do relevo. Oferecendo dessa forma a visualização tridimensional da dada área, bem como dos processos morfodinâmicos.

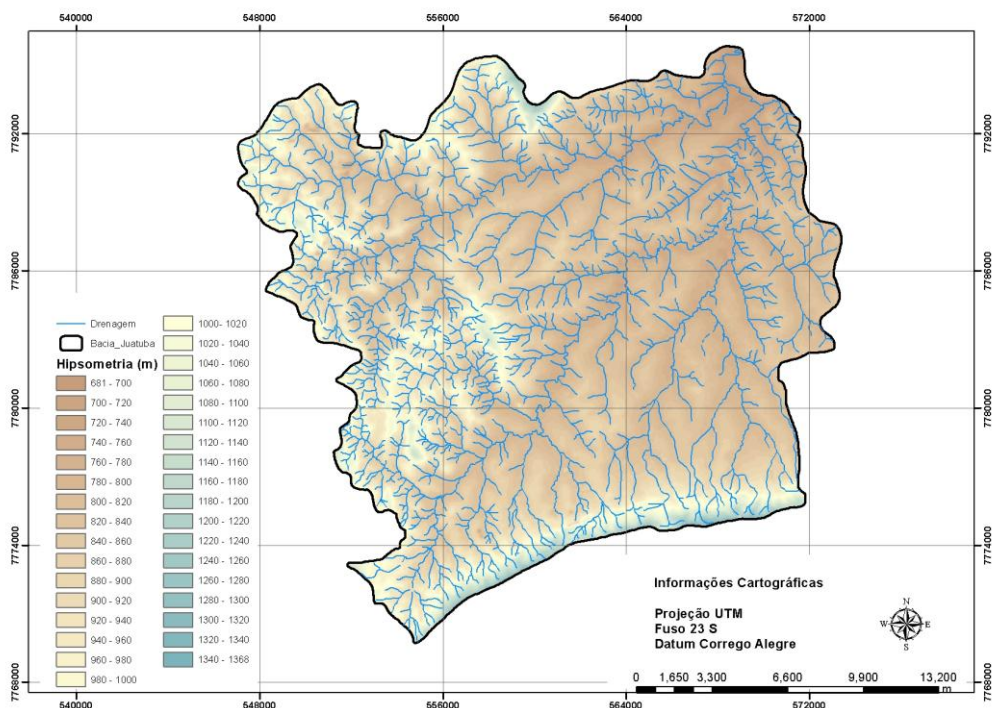


Figura 2 - Sobreposição da drenagem sobre os intervalos das curvas de níveis, bacia hidrográfica do rio Juatuba, RMBH – MG

Segundo VILLELA e MATTOS (1975, p.17) a declividade dos terrenos de uma bacia controla em boa parte a velocidade com que se dá o escoamento superficial, afetando, portanto o tempo que leva a água da chuva para concentrar-se nos leitos fluviais que constituem a rede de drenagem das bacias. Também afirmam que a magnitude dos picos de enchente e a maior ou menor oportunidade de infiltração e suscetibilidade para erosão dos solos dependem da rapidez com que ocorre o escoamento sobre os terrenos da bacia.

A partir das imagens ASTER também foi possível confeccionar o mapa de declividade. A metodologia utilizada para a determinação das classes de declividade foi à elaborada pela EMBRAPA (2009) que leva em consideração o comprimento da encosta e a configuração superficial dos terrenos, que resultam nas formas do modelado do relevo relacionando com a ocorrência das unidades de solo. Segundo a EMBRAPA (2009) essa metodologia se mostra adequada para o emprego de equipamentos agrícolas, normalmente os mecanizados, e facilitar interferência sobre suscetibilidade dos solos à erosão.

Tabela 2 - Classificação das declividades de relevo

Graus de Declividades	Descrição
0 a 3	Relevo Plano
3 a 8	Relevo Suavemente Ondulado
8 a 20	Relevo Ondulado
20 a 45	Relevo Fortemente Ondulado
45 a 75	Relevo Montanhoso
> 75	Relevo Escarpado

Fonte: EMBRAPA – Embrapa Solos, 2009. 287p.

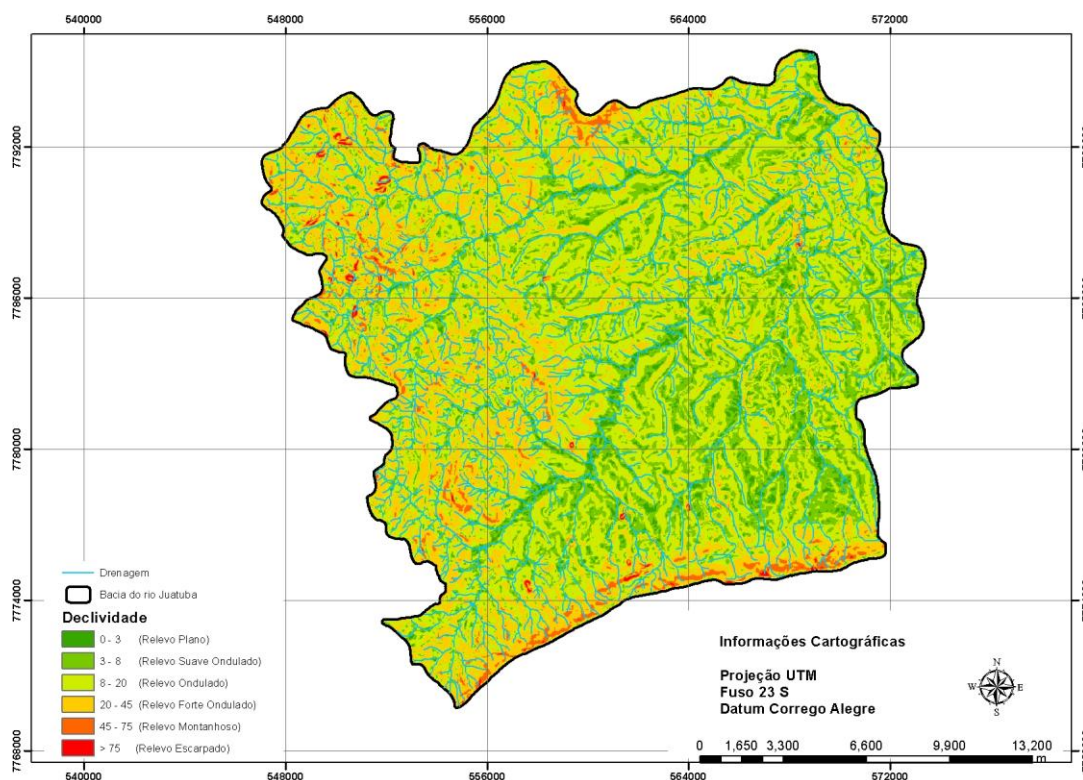


Figura 3 - Classes de declividade da bacia hidrográfica do rio Juatuba, RMBH – MG.

Observando o mapa nota-se predominância de relevo ondulado que representa 35,42% da área da bacia; 30,37% de relevo montanhoso; 16,78% relevo forte ondulado; 14,35% relevo suave ondulado; 2,92% relevo plano e 0,16% relevo escarpado. A cota máxima é de 1.368m e mínima de 681m.

3.2 - 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, está 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 Ibitaré

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 atmosférica. 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, ela 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 - RESULTADOS

Para realização deste estudo foram utilizadas as séries de totais pluviométricos por período chuvoso (outubro a março) das 15 estações apresentadas na Tabela 4. A distribuição geográfica das estações pluviométricas utilizadas no estudo pode ser visualizada na Figura 4.

Tabela 4 – Estações pluviométricas utilizadas no estudo

Código	Nome	UTM (X)	UTM (Y)	Altitude (m)
01944026	BARRO PRETO	557345	7792363	846,7
01944027	JUATUBA	569644	7793271	716
01944048	MATEUS LEME	560271	7789310	868,6
01944062	FAZENDA SANTA RITA	553125	7790317	820
02044019	FAZENDA VISTA ALEGRE	557343	7782710	913,4
02044020	CALAMBAU	553096	7780849	943
02044021	ALTO DA BOA VISTA	562609	7776698	905,2
02044024	FAZENDA CURRALINHO	569970	7787521	786,1
02044026	FAZENDA COQUEIROS	554002	7773222	974,7
02044041	FAZENDA LARANJEIRAS	553869	7777096	894,7
02044043	ESTIVA	556315	7788370	806,8
02044047	SERRA DA SAUDADE	556362	7784896	838,4
02044052	JARDIM	561935	7783402	806
02044053	ESCOLA DE VETERINÁRIA	568491	7780764	812
02044054	SERRA AZUL	559886	7778798	817,4

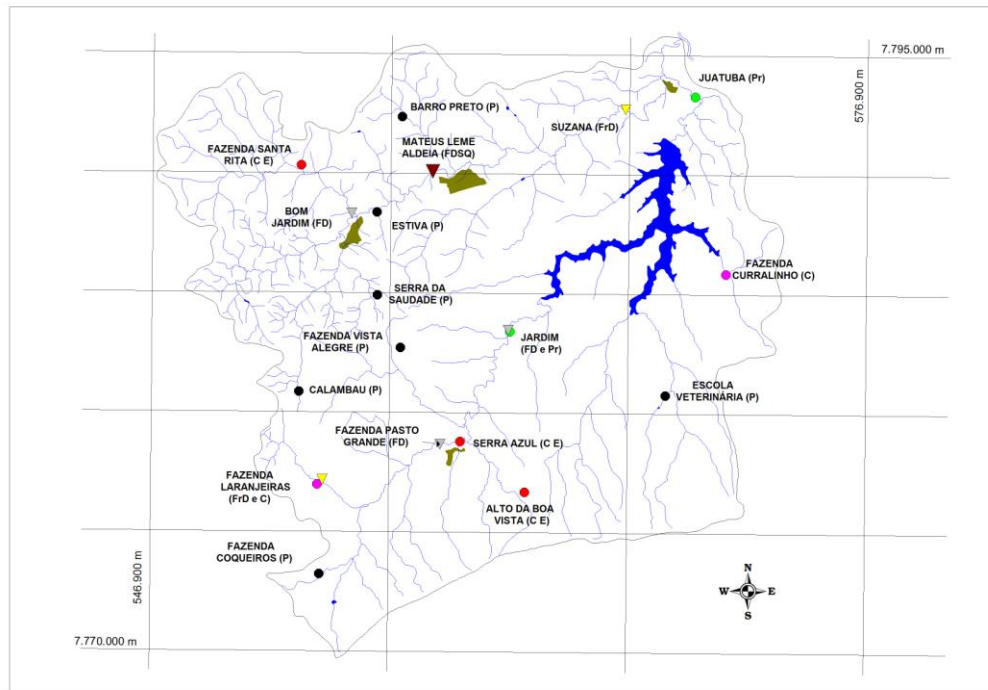


Figura 4 – Localização das estações pluviométricas

A primeira etapa consistiu na delimitação das regiões estatisticamente homogêneas, ou seja, aquelas contendo várias estações que tenham séries oriundas de populações regidas pela mesma distribuição de probabilidades com os parâmetros de posição e escala variando entre as estações. Como hipótese inicial assumiu-se que a área em estudo formava uma região homogênea. A seguir foram plotadas as curvas empíricas adimensionais para verificação da região. O fator de adimensionalização utilizado foi a média das séries. A definição final das regiões foi realizada utilizando as sub-rotinas descritas por Hosking (1991), que permitiu o cálculo da medida de heterogeneidade da região. O resultado obtido comprova que a região pode ser considerada, segundo o critério de Hosking e Wallis (1993), aceitavelmente homogênea, pois a medida de heterogeneidade de todas é igual a -1,17. Essa análise comprovou a hipótese inicial de uma única região homogênea, tal como definida preliminarmente.

A seleção da distribuição de frequência regional foi efetuada com as sub-rotinas descritas por Hosking (1991), implementadas em linguagem Fortran-77. Esse programa faz o ajuste das distribuições 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. A Tabela 5 mostra os valores das razões-L e dos momentos-L obtidos das séries adimensionalizadas além dos valores regionais.

Tabela 5–Momentos L calculados

Código	N	l_1	L-CV(τ_2)	Assimetria-L(τ_3)	Curtose-L(τ_4)
01944026	36	1286,89	0,1222	0,0965	0,1775
01944027	30	1338,56	0,106	0,0938	0,1002
01944048	23	1249,76	0,0994	0,1589	0,1405
01944062	17	1290,84	0,0873	0,2825	0,2553
02044019	36	1289,36	0,1009	0,0686	0,203
02044020	36	1230,94	0,1079	0,1047	0,1472
02044021	34	1359,56	0,0993	0,029	0,107
02044024	33	1331,26	0,1033	0,1186	0,1795
02044026	31	1275,53	0,0957	0,0474	0,1647
02044041	29	1338,51	0,0885	0,1325	0,1405
02044043	29	1328,37	0,0917	0,2227	0,2281
02044047	28	1260,81	0,1108	0,1284	0,1053
02044052	23	1305,53	0,0884	0,1285	0,1165
02044053	20	1304,41	0,0887	0,184	0,1142
02044054	19	1271,39	0,0759	0,0488	0,1745
Médias Regionais			0,095	0,1151	0,1560

A definição da distribuição regional foi realizada a partir dos resultados do teste de aderência e pelo posicionamento dos valores regionais no diagrama Curtose-L x Assimetria-L. A distribuição que apresentou melhor ajuste foi Generalizada Logística (GL) de três parâmetros. O resultado do teste de aderência para distribuição Log-Normal foi $Z = 1,05$, que é menor que 1,64, o limite segundo os critérios de Hosking e Wallis (1993).

As funções densidade de probabilidade e de distribuição acumulada da Generalizada Logística e a sua inversa foram descritas por Hosking e Wallis (1997) como:

- GENERALIZADA LOGÍSTICA

$$f(x) = \frac{\alpha^{-1} e^{-(1-k)y}}{(1+e^{-y})^2} \quad y = \begin{cases} -k^{-1} \log\{1 - k(x - \xi)/\alpha\} & k \neq 0 \\ (x - \xi)/\alpha & k = 0 \end{cases} \quad (19)$$

$$F(x) = 1/(1+e^{-y})$$

Parâmetros : ξ (Posição), α (Escala) e k (forma)

Os limites da função são:

Para, $k > 0$: $-\infty < x \leq \xi + \alpha/k$; $k = 0$: $-\infty < x < \infty$; $k < 0$: $\xi + \alpha/k \leq x < \infty$

A função inversa é calculada da seguinte forma.

$$x(F) = \begin{cases} \xi + \frac{\alpha \left\{ 1 - \left[\frac{1-F}{F} \right]^k \right\}}{\kappa} & \text{para } k \neq 0 \\ \xi - \alpha \ln \left(\frac{1-F}{F} \right) & \text{para } \kappa = 0 \end{cases} \quad (20)$$

Os parâmetros estimados da distribuição Generalizada Logística estão apresentados na Tabela 6.

Tabela 6 – Parâmetros estimados da distribuição Generalizada Logística

Posição (ξ)	Escala (α)	Forma (k)
0,981	0,097	-0,115

O cálculo da probabilidade de ocorrência de um determinado valor de precipitação anual de uma estação foi realizado da seguinte maneira:

- Adimensionalizou-se o valor da precipitação anual com o fator de adimensionalização, que é a média da série.

$$X = \frac{P_{\text{anual}}}{\mu_j}, \text{ onde } \mu_j \text{ é média da estação } j$$

- Estimou-se a probabilidade da precipitação anual ser menor ou igual ao valor estipulado utilizando a função de probabilidade acumulada da distribuição Generalizada Logística, equação 19.

As probabilidades e das precipitações do período chuvoso ocorrerem em determinadas faixas estão apresentadas na Tabela 7.

Tabela 7–Probabilidade de ocorrência da precipitação anual (%)

Código	Nome	N	Média	Classes de Precipitação (mm)					
				< 600	600-800	800-1100	1100-1400	1400-1800	>1800
01944026	BARRO PRETO	36	1286,89	0,029	0,78	18,85	54,06	23,31	1,87
01944027	JUATUBA	30	1338,56	0,018	0,5	13,47	51,47	30,25	2,69
01944048	MATEUS LEME	23	1249,76	0,041	1,07	23,74	54,09	18,8	1,42
01944062	FAZENDA SANTA RITA	17	1290,84	0,028	0,75	18,38	53,96	23,82	1,92
02044019	FAZENDA VISTA ALEGRE	36	1289,36	0,028	0,76	18,56	54	23,62	1,9
02044020	CALAMBAU	36	1230,94	0,049	1,26	26,56	53,45	16,72	1,23
02044021	ALTO DA BOA VISTA	34	1359,56	0,014	0,42	11,72	49,72	33,18	3,09
02044024	FAZENDA CURRALINHO	33	1331,26	0,019	0,54	14,14	52	29,24	2,55
02044026	FAZENDA COQUEIROS	31	1275,53	0,032	0,86	20,25	54,24	21,88	1,72
02044041	FAZENDA LARANJEIRAS	29	1338,51	0,018	0,5	13,48	51,48	30,24	2,68
02044043	ESTIVA	29	1328,37	0,019	0,55	14,41	52,19	28,84	2,5
02044047	SERRA DA SAUDADE	28	1260,81	0,037	0,97	22,2	54,25	20,09	1,54
02044052	JARDIM	23	1305,53	0,024	0,67	16,73	53,44	25,74	2,13
02044053	ESCOLA DE VETERINÁRIA	20	1304,41	0,024	0,67	16,85	53,49	25,59	2,12
02044054	SERRA AZUL	19	1271,39	0,033	0,89	20,79	54,27	21,37	1,67

5 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

A bacia representativa forma uma região homogênea para a análise de precipitações totais do período chuvoso (outubro a março) e têm como distribuição regional a Generalizada Logística.

Considerando as classes utilizadas, observa-se que a faixa de precipitações de 1100 a 1400mm apresenta maior probabilidade de ocorrência em todas as estações, com os valores de probabilidade variando de 49 a 55%.

Verifica-se também que as classes com maior probabilidade de ocorrência contêm ou estão próximas à media da série.

A utilização da análise de frequência regional baseada em momentos-L se mostrou adequada para a estimativa de probabilidade de ocorrência de classes de precipitação.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- DNM (1992) Departamento Nacional de Meteorologia, *Normais Climatológicas (1961-1990)*, Brasília, mai., 84p.
- EMBRAPA – Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, Serviço Nacional de Levantamento e Conservação de Solos: Sistema Brasileiro de classificação de Solos. 2ªed. Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 2009. 367p.
- GREENWOOD, J. A., LANDWEHR, J. M., MATALAS, N. C. e WALLIS, J. R. 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., 1979.
- HOSKING, J. R. The theory of probability weighted moments. In: *IBM Research Report*, New York, IBM Research Division, RC 12210, 160p., Out., 1986.
- HOSKING, J. R. M. 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., 1991.
- HOSKING, J. R. M., WALLIS, J. R. Regional flood frequency analysis using L-moments. In: *IBM Research Report*, New York, IBM Research Division, RC 15658, 12p., Mar., 1990.
- HOSKING, J. R. M., WALLIS, J. R. Some statistics useful in regional frequency analysis. In: *Water Resources Research*, American Geophysical Union. V.29, n.1, p.271-281, Fev., 1993.
- HOSKING, J. R. M., WALLIS, J. R. Correction to "Some statistics useful in regional frequency analysis". In: *Water Resources Research*, American Geophysical Union. V.31, n.1, p.251, Jan., 1995.
- HOSKING, J. R. M., WALLIS, J. R. *Regional Frequency Analysis - an approach based on L-moments*. Cambridge University Press, P.224, 1997.

IBGE. Manual técnico de geomorfologia. Coordenação de Recursos Naturais e Estudos Ambientais
- 2ªed. Rio de Janeiro.ed.IBGE, 2009. 182p.

SANTOS, M. R. *Influência da morfologia urbana nas condições de conforto térmico em uma fração urbana da cidade de Belo Horizonte: Uma análise topoclimática*. Belo Horizonte, Dissertação de Mestrado, UnB, 1999.

VILLELA, S. M.; MATTOS, A. *Hidrologia aplicada*. São Paulo: McGraw-Hill, c1975. 245p.