

ANÁLISE DE FREQUÊNCIA REGIONAL DAS PRECIPITAÇÕES MÁXIMAS DIÁRIAS DA BACIA DO RIO SÃO FRANCISCO NO ESTADO DE MINAS GERAIS-BRASIL

Carlos Eduardo de Oliveira Dantas¹; Eber José de Andrade Pinto²

RESUMO – A definição da probabilidade de ocorrência de eventos extremos de precipitações diárias é importante para o conhecimento do comportamento pluviométrico de uma região. O trabalho apresenta os resultados da análise de frequência regional das precipitações máximas diárias da bacia do São Francisco no Estado de Minas Gerais. Aplicou-se a metodologia de regionalização Index Flood, empregando os momentos-L e as estatísticas definidas por Hosking e Wallis (1997). Utilizaram-se séries de precipitações máximas diárias referentes ao ano hidrológico (Out-Set), com 20 a 60 anos de observações. A definição das regiões homogêneas foi realizada a partir da análise das informações geográficas em conjunto com as informações estatísticas das estações. A Distribuição de frequência que melhor se ajustou a região foi a Generalizada de Eventos Extremos (GEV) com parâmetro de forma negativo. Os resultados encontrados permitiram a espacialização 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 São Francisco river basin, located in the tropical climatic zone of southeastern Brazil, specifically in Minas Gerais State. 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 rainfall gaging stations within or neighboring the watershed has been employed in the regional analysis; the sample sizes varied from 20 to 60 years of record. After screening the data for inconsistencies and discrepancies, one homogeneous region have been identified by coupling the statistical and geographic information through the use of a geographic information system. The probability distribution which best fitted the data from the region is the Generalized Extreme Value (GEV) distribution. The results are presented as isolines of the annual maximum daily precipitation for selected return periods.

Palavras-Chave: Estimativa de probabilidades, Análise de frequência regional, Momentos-L

¹Pesquisador em Geociências da CPRM e Doutorando pela UFPE, SUREG-RE, Av. Sul, 2291, Cep 50.770-011, Recife – PE, Fone: +55 81 3316-1491, E-mail: carlos.dantas@cprm.gov.br

² Professor Adjunto da EE-UFMG e Pesquisador em Geociências da CPRM, SUREG-BH, Av. Brasil, 1731, Cep 30.140-002, BH - MG, Fone: +55 31 3878-0337, E-mail: eber.andrade@cprm.gov.br

1 – INTRODUÇÃO

A estimativa da probabilidade de ocorrência de precipitações diárias máximas 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 da ocorrência das precipitações diárias máximas anuais na bacia do rio São Francisco em Minas Gerais. 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 do São Francisco em Minas Gerais, os principais resultados e, as conclusões.

2 – METODOLOGIA

2.1 – MÉTODO DOS MOMENTOS-L (MML)

Greenwood et al. (1979) introduziram os momentos ponderados por probabilidades (MPP), os quais são definidos pela seguinte expressão geral:

$$M_{p,r,s} = E\left[X^p [F_x(x)]^r [1 - F_x(x)]^s\right] = \int_0^1 [x(F)]^p F^r (1 - F)^s dF \quad (1)$$

onde $x(F)$ denota a função de quantis, e p , r e s representam números reais. Quando r e s são nulos e p é um número não negativo, os MPP's $M_{p,0,0}$ são iguais aos momentos convencionais μ'_p de ordem p , em relação à origem. Em particular, os MPP's $M_{1,0,s}$ e $M_{1,r,0}$ são os de utilidade mais frequente na caracterização de distribuições de probabilidades e especificados por

$$M_{1,0,s} = \alpha_s = \int_0^1 x(F)(1 - F)^s dF \quad (2)$$

$$M_{1,r,0} = \beta_r = \int_0^1 x(F)F^r dF \quad (3)$$

Hosking (1986) demonstrou que α_s e β_r , como funções lineares de x , possuem a generalidade suficiente para a estimação de parâmetros de distribuições de probabilidades, além de estarem menos sujeitos a flutuações amostrais e, portanto, serem mais *robustos* do que os correspondentes momentos convencionais. Para uma amostra $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_N$, ordenada de modo crescente, as estimativas não-enviesadas de α_s e β_r podem ser calculadas pelas seguintes expressões:

$$a_s = \hat{\alpha}_s = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\binom{N-i}{s}}{\binom{N-1}{s}} x_i \quad (4)$$

$$b_r = \hat{\beta}_r = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\binom{i-1}{r}}{\binom{N-1}{r}} x_i \quad (5)$$

Os MPP's α_s e β_r , assim como suas correspondentes estimativas amostrais a_s e b_r , estão relacionados entre si pelas expressões

$$\alpha_s = \sum_{i=1}^s \binom{s}{i} (-1)^i \beta_i \quad \text{ou} \quad \beta_r = \sum_{i=1}^r \binom{r}{i} (-1)^i \alpha_i \quad (6)$$

Os MPP's α_s e β_r , embora passíveis de serem usados na estimação de parâmetros, não são de fácil interpretação como descritores de forma das distribuições de probabilidades. Tendo em vista tal fato, Hosking (1990) introduziu o conceito de *momentos-L*, os quais são grandezas diretamente interpretáveis como descritores de escala e forma das distribuições de probabilidades. Os momentos-L de ordem r , denotados por λ_r , são combinações lineares dos MPP's α_s e β_r e formalmente definidos por

$$\lambda_r = (-1)^{r-1} \sum_{k=0}^{r-1} p_{r-1,k} \alpha_k = \sum_{k=0}^{r-1} p_{r-1,k} \beta_k \quad (7)$$

onde $p_{r-1,k} = (-1)^{r-k-1} \binom{r-1}{k} \binom{r+k-1}{k}$. A aplicação da equação 7 para os momentos-L, de ordem inferior

a 5, resulta em

$$\lambda_1 = \alpha_0 = \beta_0 \text{ (média ou momento-L de posição)} \quad (8)$$

$$\lambda_2 = \alpha_0 - 2\alpha_1 = 2\beta_1 - \beta_0 \text{ (momento-L de escala)} \quad (9)$$

$$\lambda_3 = \alpha_0 - 6\alpha_1 + 6\alpha_2 = 6\beta_2 - 6\beta_1 + \beta_0 \quad (10)$$

$$\lambda_4 = \alpha_0 - 12\alpha_1 + 30\alpha_2 - 20\alpha_3 = 20\beta_3 - 30\beta_2 + 12\beta_1 - \beta_0 \quad (11)$$

Os momentos-L amostrais são denotados por l_r e são calculados pela substituição de α_s e β_r , nas equações 8 a 11, pelas suas estimativas a_s e b_r .

O momento-L λ_1 é equivalente à média e, portanto, uma medida populacional de posição. Para ordens superiores a 1, *os quocientes de momentos-L* são particularmente úteis na descrição da escala e forma das distribuições de probabilidades. Como medida equivalente ao coeficiente de variação convencional, define-se o coeficiente τ , dado por

$$\tau = \frac{\lambda_2}{\lambda_1} \text{ (coeficiente de variação ou CV-L)} \quad (12)$$

o qual pode ser interpretado como uma medida populacional de dispersão ou de escala. Analogamente aos coeficientes de assimetria e curtose convencionais, podem ser definidos os coeficientes τ_3 e τ_4 , dados, respectivamente, por

$$\tau_3 = \frac{\lambda_3}{\lambda_2} \text{ (Assimetria-L)} \quad (13)$$

$$\tau_4 = \frac{\lambda_4}{\lambda_2} \text{ (Curtose-L)} \quad (14)$$

Os quocientes de momentos-L amostrais, cujas notações são t , t_3 e t_4 , são calculados pela substituição de λ_r , nas equações 12 a 14, por suas estimativas l_r .

O método dos momentos-L (MML) de estimação de parâmetros consiste em igualar os momentos-L populacionais aos momentos-L amostrais. O resultado dessa operação produzirá as estimativas dos parâmetros da distribuição de probabilidades em questão. Formalmente, sejam $y_1, y_2, y_3, \dots, y_N$ as observações constituintes de uma AAS retirada de uma população de uma variável aleatória distribuída conforme $f_Y(y; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)$ de k parâmetros. Se $[\lambda_1, \lambda_2, \tau_j]$ e $[l_1, l_2, t_j]$ representam, respectivamente, os momentos-L (e seus quocientes) populacionais e amostrais, o sistema de equações fundamental do método dos momentos-L é

$$\begin{aligned} \lambda_i(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k) &= l_i \quad \text{com } i = 1, 2 \\ \tau_j(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k) &= t_j \quad \text{com } j = 3, 4, \dots, k-2 \end{aligned} \quad (15)$$

As soluções $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_k$ desse sistema de k equações e k incógnitas serão as estimativas dos parâmetros θ_j pelo método MML.

2.2 – ANÁLISE REGIONAL DE FREQUÊNCIA PELO MÉTODO INDEX-FLOOD (CHEIA-ÍNDICE) UTILIZANDO MOMENTOS-L

Segundo Naghettini e Pinto (2007), o termo *index-flood* (cheia-índice) foi introduzido por Dalrymple (1960), dentro de um contexto de regionalização de vazões de cheia. Trata-se de um expediente para adimensionalizar quaisquer dados obtidos em pontos distintos de uma região considerada homogênea, com a finalidade de utilizá-los como um conjunto amostral único. Apesar de fazer referência a cheias, o método e o termo *index-flood* têm uso consagrado em estudos de regionalização de frequência de qualquer tipo de variável.

Seja o caso de se regionalizar as frequências de uma variável genérica X , cuja variabilidade espaço-temporal foi amostrada em N locais, estações ou postos de observação, de uma certa área geográfica. As observações indexadas por i , tomadas nos postos indexados por j , formam amostras de tamanho variável n_j e são denotadas por $X_{i,j}, i=1, \dots, n_j; j=1, \dots, N$. Se F , $0 < F < 1$, representa a distribuição de frequências da variável X no posto j , então, a função de quantis nesse local é simbolizada por $X_j(F)$. A hipótese básica do método *index-flood* é a de que os postos formam uma região *homogênea*, ou seja, as distribuições de frequências nos N pontos são idênticas, a menos de um fator de escala local denominado *index-flood* ou *fator de adimensionalização*. Formalmente,

$$X_j(F) = \mu_j x(F), \quad j=1, \dots, N \quad (16)$$

onde μ_j é o *index-flood*, ou fator de adimensionalização do local j , e $x(F)$ representa a *curva regional de quantis adimensionais*, algumas vezes denominada *curva regional de crescimento*, comum a todos os postos.

O fator de escala μ_j pode ser estimado por qualquer medida de posição ou tendência central da amostra de observações $\{X_1, X_2, \dots, X_{n_j}\}$. Os *dados adimensionais padronizados* $x_{i,j} = X_{i,j} / \hat{\mu}_j, i=1, \dots, n_j; j=1, \dots, N$ formam a base para se estimar a curva regional de quantis adimensionais $x(F)$. A curva de frequência regional pode ser paramétrica, ou seja, obtida pelo ajuste de uma distribuição de probabilidades aos dados adimensionais regionais, ou não paramétrica. A curva regional não paramétrica é definida a partir das curvas empíricas das estações da mesma região homogênea, grafadas em papel de probabilidade. A curva regional não paramétrica é traçada a sentimento, de modo que ela seja próxima da mediana das curvas empíricas individuais da região homogênea.

As premissas inerentes ao método *index-flood* são:

- a) as observações em um posto qualquer são identicamente distribuídas;
- b) as observações em um posto qualquer não apresentam dependência estatística serial;
- c) as observações em diferentes postos são estatisticamente independentes;
- d) as distribuições de frequência em diferentes postos são idênticas, a menos de um fator de escala;
- e) a forma matemática da curva regional de quantis adimensionalizados pode ser corretamente especificada.

Segundo Hosking e Wallis (1997), as premissas (a) e (b) são plausíveis para diversos tipos de variáveis, principalmente aquelas relacionadas a máximos anuais. Entretanto, é improvável que as três últimas premissas possam ser completamente verificadas por dados hidrológicos, meteorológicos ou ambientais. Sabe-se, por exemplo, que precipitações frontais ou estiagens severas são eventos que afetam extensas áreas. Como essas áreas podem conter vários postos de observação da variável em questão, é provável que as amostras, coletadas em pontos distintos, apresentem, entre si, um grau de correlação significativo. Ainda segundo Hosking e Wallis (1997), na prática, as premissas (d) e (e) jamais são verificadas com exatidão. Apesar dessas restrições, esses autores sugerem que as premissas do método *index-flood* podem ser **razoavelmente aproximadas** tanto pela escolha criteriosa dos postos componentes de uma região, como também pela seleção apropriada de uma função de distribuição de frequências que apresente consistência com os dados amostrais.

Ainda em Naghettini e Pinto (2007), as subjetividades presentes em algumas etapas das metodologias existentes, bem como o aparecimento de novas técnicas de inferência estatística, como os momentos ponderados por probabilidades (MPP), apresentados por Greenwood et al. (1979), motivaram os pesquisadores J. R. M. Hosking, do centro de investigações Thomas J. Watson da IBM, e J. R. Wallis, da Universidade Yale, a proporem um conjunto unificado de procedimentos para a análise regional de frequência de diversos tipos de variáveis, com destaque para as hidrológicas, meteorológicas e ambientais. Em sua revisão sobre os avanços recentes da pesquisa na área de análise de frequência, Bobée e Rasmussen (1995) consideram a contribuição de Hosking e Wallis como a mais relevante para a obtenção de melhores estimativas das probabilidades de eventos raros.

Em linhas gerais, a metodologia descrita por Hosking e Wallis (1997) baseia-se nos princípios do *index-flood*, ou “cheia-índice”, tal como enunciados por Dalrymple (1960), e utiliza os momentos-L,

quantidades deduzidas dos momentos ponderados por probabilidades, não só para estimar parâmetros e quantis da distribuição regional de probabilidade, como também para construir estatísticas capazes de tornar menos subjetivas algumas etapas da análise regional de freqüência.

A metodologia de Hosking e Wallis (1997) fundamenta-se tanto nos princípios do método *index-flood*, como também em algumas estatísticas construídas a partir dos momentos-L. Essas estatísticas constituem instrumentos valiosos para diminuir o grau de subjetividade presente nas quatro etapas usuais da análise regional de freqüência. As etapas, desta metodologia, encontram-se sumariadas a seguir.

2.2.1 – Etapa 1: Análise Regional de Consistência de Dados

Essa etapa refere-se à detecção e eliminação de erros grosseiros e/ou sistemáticos eventualmente existentes nas amostras individuais dos vários postos de observação. Além das técnicas usuais de análise de consistência, como as curvas de dupla acumulação, por exemplo, Hosking e Wallis (1997) sugerem o uso de uma estatística auxiliar, denominada *medida de discordância*, a qual fundamenta-se na comparação das características estatísticas do conjunto de postos com as apresentadas pela amostra individual em questão.

2.2.1.1 – A Medida de Discordância (D)

Os quocientes de momentos-L de um local j , a saber, o CV-L, a assimetria-L e a curtose-L, são considerados como um ponto em um espaço tridimensional. Em termos formais, considere que u_j representa um vetor (3x1) contendo esses quocientes de momentos-L, dado por:

$$u_j = (t^j, t_3^j, t_4^j)^T, \quad j = 1, \dots, N \quad (17)$$

onde t , t_3 e t_4 denotam CV-L, assimetria-L e curtose-L, respectivamente, e o símbolo T indica matriz transposta. Seja \bar{u} um vetor (3x1), contendo a média grupal ou regional dos quocientes de momentos-L, tomada como a média aritmética simples de u_j para todos os postos estudados, ou seja

$$\bar{u} = \frac{\sum_{j=1}^N u_j}{N} = (t^R, t_3^R, t_4^R)^T \quad (18)$$

onde N representa o número de postos de observação do grupo ou região R em questão. Dada a matriz de covariância amostral S , definida por

$$S = \frac{\sum_{j=1}^N (u_j - \bar{u})(u_j - \bar{u})^T}{(N-1)} \quad (19)$$

Hosking e Wallis (1995) definem a medida de discordância D_j , para o local j pela expressão

$$D_j = \frac{N}{3(N-1)} (u_j - \bar{u})^T S^{-1} (u_j - \bar{u}) \quad (20)$$

Em trabalhos anteriores, Hosking e Wallis (1993) sugeriram o valor limite $D_j = 3$ como critério para decidir se a amostra é discordante das características grupais. Por exemplo, quando certa amostra produz $D_j \geq 3$, isso significa que ela pode conter erros grosseiros e/ou sistemáticos, ou mesmo pontos atípicos, que a tornam discordantes ou discrepantes das demais do grupo de amostras. Posteriormente, Hosking e Wallis (1995) apresentaram novos valores críticos para D_j , para grupos ou regiões com menos de 15 postos de observação. Esses valores críticos para D_j encontram-se listados Tabela 1.

Tabela 1 – Valores críticos da medida de discordância (D_j)

Nº de postos da região	$D_{j\text{crit}}$	Nº de postos da região	$D_{j\text{crit}}$
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)

De acordo com Hosking e Wallis (1995), para grupos ou regiões com número muito reduzido de postos de observação, a estatística D_j não é informativa. Por exemplo, para $N \leq 3$, a matriz de covariância S é singular e o valor de D_j não pode ser calculado. Para $N = 4$, $D_j = 1$ e, para $N = 5$ ou $N = 6$, os valores de D_j , como indicados na Tabela 1, são bastante próximos do limite algébrico da estatística, definido por $D_j \leq (N-1)/3$. Em conseqüência, os autores sugerem o uso da medida de discordância D_j somente para $N \geq 7$.

2.2.2 – Etapa 2: Identificação de Regiões Homogêneas

Uma região homogênea consiste de um agrupamento de postos de observação, cujas curvas de quantis adimensionalizados podem ser aproximadas por uma **única curva regional**. Para determinar a correta divisão dos postos em regiões homogêneas, Hosking e Wallis (1997) sugerem o emprego da técnica de análise de *clusters*. De acordo com essa técnica, os postos são agrupados em regiões consonantes com a variabilidade espacial de algumas características locais, as quais devem ser selecionadas entre aquelas que supostamente podem ter influência sobre as realizações da variável a ser regionalizada. Depois dos postos terem sido convenientemente agrupados em regiões, Hosking e Wallis (1997) sugerem a *medida de heterogeneidade* para testar a correção dos agrupamentos efetuados. Essa medida baseia-se na comparação da variabilidade grupal das características estatísticas dos postos de observação com a variabilidade esperada dessas mesmas características em uma região homogênea. O teste da medida de heterogeneidade será abordado a seguir.

2.2.2.1 – A Medida de Heterogeneidade Regional (H)

Considere que uma dada região contenha N postos de observação, cada um deles indexado por j , com amostra de tamanho n_j e quocientes de momentos-L amostrais representados por t^j , t_3^j e t_4^j . Considere também que t^R , t_3^R e t_4^R denotam respectivamente as médias regionais dos quocientes CV-L, Assimetria-L e Curtose-L, ponderados, de forma análoga à especificada pela equação 37, pelos tamanhos das amostras individuais. Hosking e Wallis (1997) recomendam que a medida de heterogeneidade, denotada por H , baseie-se preferencialmente no cálculo da dispersão de t , ou seja, o CV-L para as regiões proposta e simulada. Inicialmente, efetua-se o cálculo do desvio padrão ponderado V dos CV-L's das amostras observadas, por meio da seguinte expressão:

$$V = \left[\frac{\sum_{j=1}^N n_j (t^j - t^R)^2}{\sum_{j=1}^N n_j} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (21)$$

Em seguida, para a simulação da região homogênea, Hosking e Wallis (1997) sugerem, conforme menção anterior, a utilização da distribuição Kappa de quatro parâmetros. Essa distribuição é definida pelos parâmetros ξ , α , k e h e inclui, como casos particulares, as distribuições Logística, Generalizada de Valores Extremos e Generalizada de Pareto, sendo, portanto, teoricamente capaz de representar variáveis hidrológicas e hidrometeorológicas. As funções densidade, acumulada de probabilidades e de quantis da distribuição Kappa são dadas respectivamente por

$$f(x) = \frac{1}{\alpha} \left[1 - \frac{k(x - \xi)}{\alpha} \right]^{\frac{1}{k-1}} [F(x)]^{1-h} \quad (22)$$

$$F(x) = \left\{ 1 - h \left[1 - \frac{k(x - \xi)}{\alpha} \right]^{\frac{1}{k}} \right\}^{\frac{1}{h}} \quad (23)$$

$$x(F) = \xi + \frac{\alpha}{k} \left[1 - \left(\frac{1 - F^h}{h} \right)^k \right] \quad (24)$$

Se $k > 0$, x tem um limite superior em $\xi + \alpha/k$; se $k \leq 0$, x é ilimitado superiormente; x tem um limite inferior em $\xi + \alpha(1 - h^{-k})/k$ se $h > 0$, em $\xi + \alpha/k$ se $h \leq 0$ e $k < 0$, e em $-\infty$ se $h \leq 0$ e $k \geq 0$.

Os momentos-L da distribuição Kappa são definidos para $h \geq 0$ e $k > -1$ ou $h < 0$ e $-1 < k < -1/h$, e dados pelas seguintes expressões:

$$\lambda_1 = \xi + \frac{\alpha(1-g_1)}{k} \quad (25)$$

$$\lambda_2 = \frac{\alpha(g_1-g_2)}{k} \quad (26)$$

$$\tau_3 = \frac{(-g_1+3g_2-2g_3)}{g_1-g_2} \quad (27)$$

$$\tau_4 = \frac{(-g_1+6g_2-10g_3+5g_4)}{g_1-g_2} \quad (28)$$

onde

$$g_r = \begin{cases} \frac{r\Gamma(1+k)\Gamma\left(\frac{r}{h}\right)}{h^{1+k}\Gamma\left(1+k+\frac{r}{h}\right)} & \text{se } h > 0 \\ \frac{r\Gamma(1+k)\Gamma\left(-k-\frac{r}{h}\right)}{(-h)^{1+k}\Gamma\left(1-\frac{r}{h}\right)} & \text{se } h < 0 \end{cases} \quad (29)$$

e $\Gamma(\cdot)$ representa a função gama, que é uma extensão do conceito de fatorial para números não inteiros, como descrito no Anexo 4 em Naguettini e Pinto (2007):

$$\Gamma(z) = \int_0^{\infty} x^{z-1} e^{-x} dx \quad (30)$$

Os parâmetros da população Kappa são estimados de modo a reproduzir os quocientes de momentos-L regionais $\{1, t^R, t_3^R, t_4^R\}$. Com os parâmetros populacionais, são simuladas N_{SIM} regiões homogêneas, sem correlação cruzada e/ou serial, contendo N amostras individuais, cada qual com n_i valores da variável normalizada. Em seguida, as estatísticas $V_m (m=1,2,\dots,N_{SIM})$ são calculadas para todas as simulações de regiões homogêneas, por meio da equação 21. A sugestão é a que se faça o número de simulações, N_{SIM} , igual a 500.

A média aritmética das estatísticas V_m , calculadas para cada simulação, fornecerá a dispersão média esperada para a região homogênea, ou seja,

$$\mu_V = \frac{\sum_{m=1}^{N_{SIM}} V_m}{N_{SIM}} \quad (31)$$

A medida de heterogeneidade H estabelece uma comparação entre a dispersão observada e a dispersão simulada. Formalmente,

$$H = \frac{(V - \mu_V)}{\sigma_V} \quad (32)$$

onde V é a estatística calculada por meio da equação 21 utilizando os dados observados na região supostamente homogênea, μ_V é a média aritmética das estatísticas V_m calculada para cada simulação e σ_V é o desvio padrão entre os N_{SIM} valores da medida de dispersão V_m , ou seja,

$$\sigma_V = \left[\frac{\sum_{m=1}^{N_{SIM}} (V_m - \mu_V)^2}{N_{SIM} - 1} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (33)$$

De acordo com o teste de significância, proposto por Hosking e Wallis (1997), se $H < 1$, considera-se a região como “aceitavelmente homogênea”, se $1 \leq H < 2$, a região é “possivelmente heterogênea” e, finalmente, se $H \geq 2$, a região deve ser classificada como “definitivamente heterogênea”.

2.2.3 – Etapa 3: Seleção da Função Regional de Distribuição de Probabilidades

Depois dos erros grosseiros e sistemáticos terem sido eliminados das amostras individuais e das regiões homogêneas haverem sido identificadas, a etapa seguinte é a correta prescrição do modelo probabilístico. Para a seleção da função regional de distribuição de probabilidades entre diversos modelos candidatos, Hosking e Wallis (1997) sugerem o emprego do teste da *medida de aderência*. Esse teste é construído de modo a poder comparar algumas características estatísticas regionais com aquelas que se espera obter de uma amostra aleatória simples retirada de uma população, cujas propriedades distributivas são as mesmas do modelo candidato.

2.2.3.1 – A Medida de Aderência (Z)

Considere que uma dada região contenha N postos de observação, cada um deles indexado por j , com amostra de tamanho n_j e quocientes de momentos-L amostrais representados por t^j , t_3^j e t_4^j . Considere também que t^R , t_3^R e t_4^R denotam respectivamente as médias regionais dos quocientes CV-L, Assimetria-L e Curtose-L, ponderados, de forma análoga à especificada pela equação 37, pelos tamanhos das amostras individuais.

Considere também um conjunto de distribuições candidatas de três parâmetros. Hosking e Wallis (1997) propõem o seguinte conjunto de distribuições candidatas: Logística Generalizada (LG), Generalizada de Valores Extremos (GEV), Generalizada de Pareto (GP), Lognormal (LN3) e Pearson do tipo III (P3). Em seguida, cada distribuição candidata deve ter seus parâmetros ajustados ao grupo de quocientes de momentos-L regionais $\{1, t^R, t_3^R, t_4^R\}$. Denota-se por τ_4^{DIST} Curtose-L da distribuição ajustada, onde *DIST* poderá ser qualquer uma das distribuições (e.g. LG, GEV, LN3).

Na seqüência, deve-se ajustar a distribuição Kappa ao grupo de quocientes de momentos-L regionais e proceder à simulação de um grande número, N_{SIM} de regiões homogêneas, cada qual tendo a Kappa como distribuição de freqüência. Essa simulação deverá ser efetuada exatamente da mesma forma como a apresentada para o cálculo da medida de heterogeneidade.

Em seguida, calculam-se as médias regionais t_3^m e t_4^m da Assimetria-L e Curtose-L da $m^{ésima}$ região simulada. O viés de t_4^R é dado por

$$\beta_4 = \frac{\sum_{m=1}^{N_{SIM}} (t_4^m - t_4^R)}{N_{SIM}} \quad (34)$$

enquanto o desvio padrão de t_4^R é dado pela expressão

$$\sigma_4 = \left[\frac{\sum_{m=1}^{N_{SIM}} (t_4^m - t_4^R)^2 - N_{SIM} \beta_4^2}{N_{SIM} - 1} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (35)$$

A medida de aderência Z de cada distribuição candidata pode ser calculada pela equação

$$Z^{DIST} = \frac{\tau_4^{DIST} - t_4^R + \beta_4}{\sigma_4} \quad (36)$$

A hipótese de um ajuste adequado é mais verdadeira quanto mais próxima de zero for a medida de aderência. Nesse contexto, Hosking e Wallis (1997) sugerem como critério razoável o limite $|Z^{DIST}| \leq 1,64$.

Além da medida de aderência Z , recomenda-se grafar as médias regionais da assimetria-L e da curtose-L $\{t_3^R, t_4^R\}$ em um diagrama de quocientes de momentos-L. Hosking e Wallis (1993) sugerem que, se o ponto $\{t_3^R, t_4^R\}$ se localizar acima da curva Logística Generalizada (GL), nenhuma distribuição de dois ou três se ajustará aos dados, devendo possivelmente se adotar uma distribuição Kappa de quatro parâmetros ou Wakeby de cinco parâmetros.

2.2.4 – Etapa 4: Estimativa dos Parâmetros e Quantis da Função Regional de Distribuição de Probabilidades

Depois que os dados dos diferentes postos da área em estudo foram submetidos às etapas descritas nos itens anteriores, tem-se como resultado a partição da área em regiões aproximadamente homogêneas, nas quais as distribuições de freqüência de seus indivíduos são idênticas, a menos de um fator de escala local, e podem ser modeladas por uma única distribuição de probabilidades regional, selecionada entre diversas funções candidatas. Essa relação entre as distribuições de freqüência dos diversos locais representa a própria justificativa para a análise regional de freqüência, permitindo a obtenção de melhores estimativas de parâmetros e quantis a partir da combinação de dados espacialmente disseminados.

Identificado o modelo probabilístico regional, representado por $\hat{x}(F) = x(F; \hat{\theta}_1^R, \dots, \hat{\theta}_p^R)$, p é o número de parâmetros da distribuição selecionada, os parâmetros locais $\hat{\theta}_k^{(j)}$, $k = 1, \dots, p$ são estimados separadamente para cada posto j e, em seguida, ponderados, conforme equação

$$\hat{\theta}_k^R = \frac{\sum_{j=1}^N \hat{\theta}_k^{(j)}}{\sum_{j=1}^N n_j} \quad (37)$$

para o cálculo da estimativa dos parâmetros regionais $\hat{\theta}_k^R$ da distribuição adotada para a região homogênea, para produzir a curva regional de quantis adimensionais. Hosking e Wallis (1997) também sugerem que os parâmetros da distribuição regional adotada sejam calculados a partir das estimativas adimensionais regionais dos momentos-L e razões-L, as quais são obtidas a partir das médias ponderadas dos momentos-L e razões-L amostrais das estações da região homogênea. As ponderações são feitas pelos tamanhos das amostras, ou seja, o método *index-flood* utiliza as estatísticas características dos dados locais para obter as estimativas regionais, ponderando-as através da equação

$$\hat{\lambda}_k^R = \frac{\sum_{j=1}^N \hat{\lambda}_k^{(j)}}{\sum_{j=1}^N n_j} \quad (38)$$

onde $\hat{\lambda}_k^R$ denota a estimativa regional e $\hat{\lambda}_k^{(j)}$, $k = 1, \dots, p$ representam as estatísticas locais. Se essas têm como base os quocientes de momentos-L, Hosking e Wallis (1997) definem a metodologia de estimação como a do *algoritmo dos momentos-L regionais*.

Hosking e Wallis (1997) codificaram um conjunto de rotinas, em linguagem Fortran-77, para automatização das quatro etapas da metodologia proposta para análise regional de freqüência. Esse conjunto de rotinas encontra-se disponibilizado ao público no repositório de programas StatLib, acessível via Internet através da URL <http://lib.stat.cmu.edu/general/lmoments>.

Finalmente, de acordo Naguettini e Pinto (2007), ao se analisar uma grande área geográfica, sujeita à divisão em várias regiões homogêneas, a especificação da distribuição de freqüência de uma região pode afetar a das outras. Se uma determinada distribuição se ajusta bem aos dados da maioria das regiões, é de bom senso utilizá-la para todas, muito embora ela possa não ser a distribuição que particularmente melhor se ajusta aos dados de uma ou de algumas das regiões.

Seguindo pela análise de regressão do fator de adimensionalização, o index-flood, através de variáveis independentes, como as características fisiográficas e/ou meteorológicas da região. E Cálculo do quantil de interesse

$$X_j(F) = \mu_j x(F), \quad j = 1, \dots, N \quad (39)$$

onde μ_j é o index-flood ou fator de adimensionalização do local j e $x(F)$ representa o quantil adimensional obtido na curva regional de quantis adimensionais.

3 – DESCRIÇÃO DA ÁREA EM ESTUDO

A bacia do São Francisco em Minas Gerais está localizada entre os paralelos 15° e 20° de latitude sul e os meridianos 40° e 50° de longitude oeste (Figura 1). Possui uma área de aproximadamente 234.000 km². Seus principais formadores são as sub-bacias 40 ou do Alto São Francisco, 41 ou do Rio das Velhas, 42 ou do Rio Paracatu, 43 ou do Rio Urucuia, 44 ou do Rio Verde Grande e parte a 45 ou do Rio Corrente.

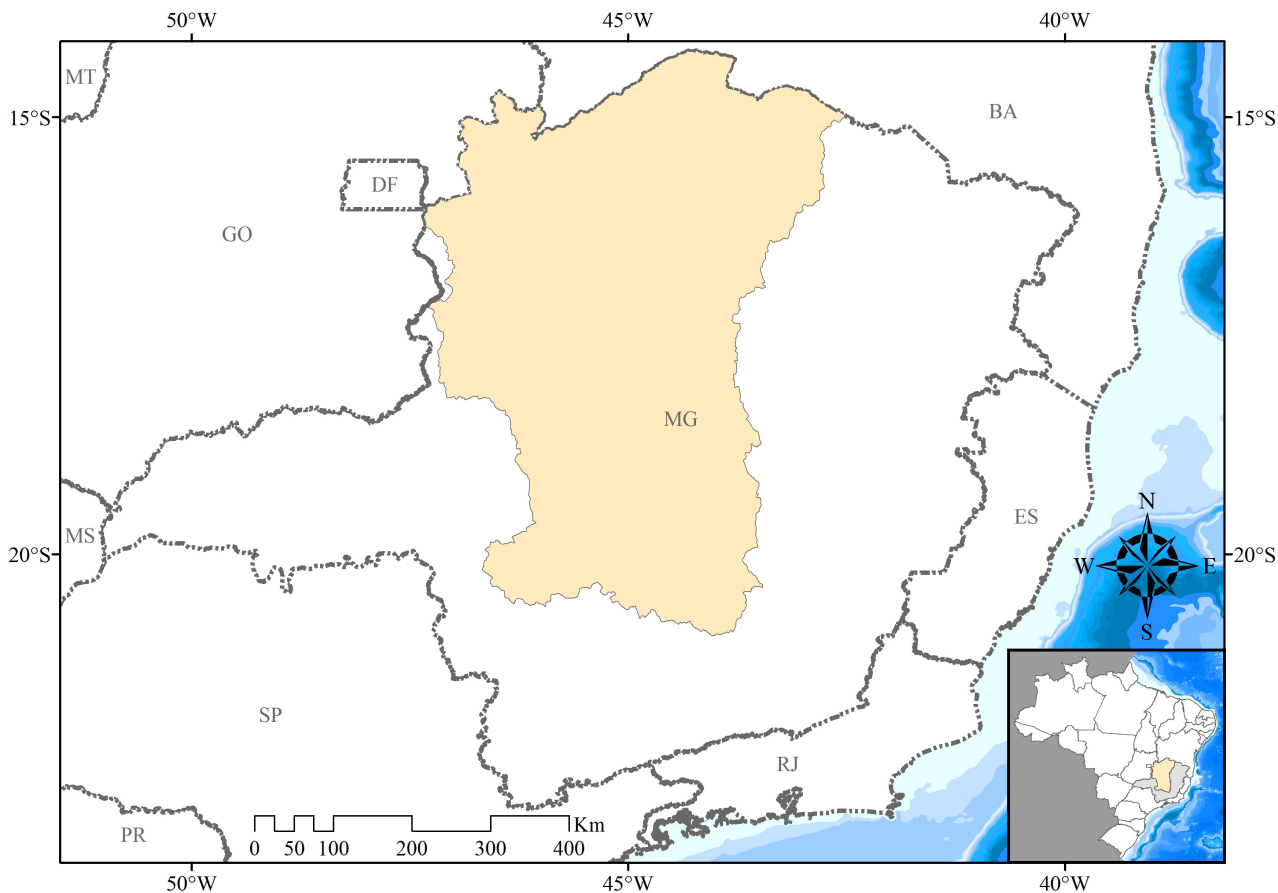


Figura 1 – Localização da área de estudo: parte mineira da bacia do Rio São Francisco

A região em estudo apresenta temperatura média anual variando entre 19 e 23°C, sendo que as menores temperaturas são encontradas ao sul da bacia devido à influência orográfica, ocorrendo um aumento gradativo assim que se alcançam as latitudes mais baixas. O mês mais quente, janeiro, apresenta média das máximas variando entre 28 e 30°C. Já no período outono-inverno ocorre um significativo decréscimo de temperatura, sendo que a média das mínimas do mês mais frio, julho, varia entre 8 e 10°C. A amplitude térmica anual é da ordem de 12 a 14°C (DNAEE, 1995).

Com relação às precipitações, os totais pluviométricos anuais variam, de forma geral, entre 1.700 mm nas cabeceiras da bacia a 1.150 mm na região próxima a barragem de Três Marias. O trimestre mais chuvoso contribui com cerca de 55 a 60% do total anual precipitado, correspondendo, para a quase totalidade da região, aos meses de novembro-dezembro-janeiro. Já o trimestre mais seco, corresponde aos meses de junho, julho e agosto, contribui com menos de 5% da precipitação anual (DNAEE, 1995).

O clima da parte mineira da bacia do Rio São Francisco está diretamente relacionado aos componentes da circulação geral da atmosfera. Os sistemas que compõem a circulação geral podem ser de larga-escala, transientes e locais. Segundo Nimer (1979), os sistemas transientes, também chamados de circulação secundária, são perturbações atmosféricas relacionadas ao aparecimento de linhas de instabilidade, frentes, ciclones e anticiclones móveis que interferem nas condições meteorológicas dos sistemas de grande escala.

Os principais sistemas que atuam diretamente sobre a área em estudo são o Anticiclone Subtropical do Atlântico Sul (ASAS), o Anticiclone Polar Atlântico, as linhas de instabilidade (LI), também chamadas calhas induzidas, os sistemas frontais, a zona de convergência do Atlântico Sul (ZCAS) e, com menor frequência, a Alta da Bolívia (AB) e a Baixa do Chaco (BC).

4 – RESULTADOS

Para realização deste estudo foram utilizadas as séries de totais pluviométricos diários por ano hidrológico (Out-Set) de 89 estações apresentadas na Tabela 2.

Tabela 2 – Tabela com as estações pluviométricas utilizadas no estudo

Código	Nome	SB	Entidade	Longitude	Latitude	Altitude (m)	Série (anos)
1443000	BOCA DA CAATINGA	44	DESATIVADA	-43° 33' 05,0"	-14° 47' 11,0"	452	29
1444001	CAPITÂNEA	45	CPRM	-44° 29' 01,0"	-14° 25' 23,0"	518	43
1444004	JUVENÍLIA	45	CPRM	-44° 09' 39,0"	-14° 15' 46,0"	449	36
1543002	COLÔNIA DO JAIBA	44	CPRM	-43° 40' 31,0"	-15° 20' 28,0"	477	37
1544012	SÃO FRANCISCO	44	CPRM	-44° 52' 05,0"	-15° 56' 58,0"	464	61
1544019	SÃO JOÃO DA PONTE	44	CPRM	-44° 00' 15,0"	-15° 55' 49,0"	718	24
1546000	ARINOS - MONTANTE	43	CPRM	-46° 06' 35,0"	-15° 55' 28,0"	499	32
1643020	CAPITÃO ENÉAS	44	CPRM	-43° 42' 54,0"	-16° 19' 20,0"	586	21
1644028	SÃO JOÃO DA VEREDA	42	CPRM	-44° 07' 02,0"	-16° 42' 09,0"	845	25
1645000	SÃO ROMÃO	43	CPRM	-45° 04' 58,0"	-16° 22' 18,0"	486	49
1645003	BARRA DO ESCURO	43	CPRM	-45° 14' 16,0"	-16° 16' 07,0"	472	36
1645005	VILA URUCUIA	43	CPRM	-45° 44' 32,0"	-16° 18' 01,0"	518	27
1645013	FAZENDA ÁGUA BRANCA	42	CPRM	-45° 01' 49,0"	-16° 48' 26,0"	514	30
1646001	UNAÍ	42	CPRM	-46° 53' 23,0"	-16° 21' 05,0"	569	34
1646003	SANTO ANTÔNIO DO BOQUEIRÃO	42	CPRM	-46° 43' 16,0"	-16° 31' 47,0"	551	22
1744009	VÁRZEA DA PALMA	41	CPRM	-44° 42' 58,0"	-17° 35' 37,0"	501	29
1744010	LASSANCE	41	CPRM	-44° 34' 36,0"	-17° 53' 24,0"	556	53
1745000	CAATINGA	42	CPRM	-45° 52' 49,0"	-17° 08' 45,0"	489	24
1745001	CACHOEIRA DO PAREDÃO	42	CPRM	-45° 26' 16,0"	-17° 06' 40,0"	510	28
1745007	PORTO DO CAVALO	42	CPRM	-45° 32' 26,0"	-17° 01' 37,0"	492	22
1746001	PORTO DA EXTREMA	42	CPRM	-46° 00' 49,0"	-17° 01' 51,0"	497	24
1746002	SANTA ROSA	42	CPRM	-46° 28' 26,0"	-17° 15' 19,0"	520	21
1746006	PONTE DA BR-040 - PRATA	42	CPRM	-46° 21' 18,0"	-17° 39' 49,0"	539	20
1746007	PONTE DA BR-040 - PARACATU	42	CPRM	-46° 34' 18,0"	-17° 30' 10,0"	523	23
1747005	GUARDA-MOR	42	CPRM	-47° 05' 55,0"	-17° 46' 21,0"	624	29
1843000	USINA PARAUNA	41	CPRM	-43° 57' 57,0"	-18° 38' 08,0"	650	36
1843002	GOUVEIA	41	CPRM	-43° 44' 35,0"	-18° 27' 56,0"	1118	43
1844001	SANTO HIPÓLITO	41	CPRM	-44° 13' 22,0"	-18° 18' 00,0"	529	38
1844017	CORINTO	41	CPRM	-44° 26' 37,0"	-18° 22' 20,0"	640	20
1845002	FAZENDA SÃO FELIX	40	CPRM	-45° 38' 48,0"	-18° 27' 52,0"	717	27
1845004	LAGOA DO GOUVÉIA	40	CPRM	-45° 51' 05,0"	-18° 50' 29,0"	1010	25
1845013	SÃO GONÇALO DO ABAETÉ	41	CPRM	-45° 50' 12,0"	-18° 20' 37,0"	783	31
1846003	MAJOR PORTO	41	CPRM	-46° 02' 13,0"	-18° 42' 25,0"	759	33
1846017	LEAL DE PATOS	42	CPRM	-46° 20' 04,0"	-18° 38' 28,0"	1033	25
1943000	MINERAÇÃO MORRO VELHO	41	CPRM	-43° 51' 00,0"	-19° 58' 45,0"	752	47
1943004	JABOTICATUBAS	41	CPRM	-43° 44' 40,0"	-19° 31' 14,0"	759	48
1943006	SABARÁ	41	CPRM	-43° 48' 54,0"	-19° 53' 35,0"	718	38
1943009	VESPASIANO	41	CPRM	-43° 55' 15,0"	-19° 41' 14,0"	677	43
1943010	CAETÉ	41	CPRM	-43° 40' 03,0"	-19° 54' 02,0"	928	52
1943022	CAIXA DE AREIA	41	CPRM	-43° 54' 45,0"	-19° 56' 42,0"	1008	26
1943024	JOSÉ DE MELO	41	CPRM	-43° 35' 08,0"	-19° 41' 23,0"	848	47
1943035	VAU DA LAGOA	41	CPRM	-43° 35' 17,0"	-19° 13' 08,0"	1078	40
1944007	FAZENDA ESCOLA FLORESTAL	40	CPRM	-44° 25' 18,0"	-19° 52' 47,0"	762	50
1944009	PEDRO LEOPOLDO	41	CPRM	-44° 03' 12,0"	-19° 38' 04,0"	726	39
1944010	HORTO FLORESTAL	40	CPRM	-44° 24' 06,0"	-19° 16' 05,0"	738	43

1944011	JAGUARUNA - JUSANTE	40	CPRM	-44° 48' 24,0''	-19° 43' 41,0''	730	43
1944021	VELHO DA TAIPA	40	CPRM	-44° 55' 46,0''	-19° 41' 46,0''	622	37
1944024	FAZENDA VARGEM BONITA	41	CPRM	-44° 07' 23,0''	-19° 14' 14,0''	647	32
1944026	BARRO PRETO	40	CPRM	-44° 27' 07,0''	-19° 57' 51,0''	844	36
1944027	JUATUBA	40	CPRM	-44° 20' 04,0''	-19° 57' 20,0''	724	31
1944032	SE PITANGUI	40	DESATIVADA	-44° 52' 44,0''	-19° 41' 04,0''	755	27
1944048	MATEUS LEME	40	DESATIVADA	-44° 25' 26,0''	-19° 59' 30,0''	868.6	22
1944049	PAPAGAIOS	40	CPRM	-44° 43' 11,0''	-19° 25' 42,0''	735	26
1944055	BETIM - COPASA	40	CPRM	-44° 11' 17,0''	-19° 58' 24,0''	871	23
1944059	FORTUNA DE MINAS	40	CPRM	-44° 26' 49,0''	-19° 33' 47,0''	729	22
1945002	BARRA DO FUNCHAL	40	CPRM	-45° 53' 04,0''	-19° 23' 41,0''	769	39
1945004	ESTAÇÃO ALVARO DA SILVEIRA	40	CPRM	-45° 07' 01,0''	-19° 45' 06,0''	685	29
1945019	DORES DO INDÁIA (CVSF)	40	CPRM	-45° 36' 06,0''	-19° 28' 07,0''	701	37
1945035	ABAETÉ	40	CPRM	-45° 26' 33,0''	-19° 09' 47,0''	609	25
1945038	PORTO DAS ANDORINHAS	40	CPRM	-45° 17' 09,0''	-19° 16' 43,0''	566.5	24
1945039	MARTINHO CAMPOS	40	CPRM	-45° 13' 41,0''	-19° 19' 56,0''	562.3	21
1946009	SÃO GOTARDO	40	CPRM	-46° 02' 40,0''	-19° 18' 55,0''	1091	27
2043002	LAGOA GRANDE (MMV)	41	CPRM	-43° 56' 34,0''	-20° 10' 45,0''	1337	43
2043004	RIO DO PEIXE (MMV)	41	CPRM	-43° 53' 33,0''	-20° 08' 16,0''	1055	43
2043005	CONSELHEIRO LAFAIETE	40	CPRM	-43° 46' 40,0''	-20° 39' 54,0''	996	20
2043042	REPRESA DAS CODORNAS (MMV)	41	CPRM	-43° 53' 31,0''	-20° 09' 53,0''	1200	27
2043043	REPRESA DO MIGUELÃO (MMV)	41	CPRM	-43° 57' 01,0''	-20° 07' 34,0''	1204	24
2044002	ITAÚNA - MONTANTE	40	CPRM	-44° 34' 13,0''	-20° 04' 17,0''	812	38
2044003	CARMO DO CAJURU	40	CPRM	-44° 47' 37,0''	-20° 11' 32,0''	769	50
2044007	ENTRE RIOS DE MINAS	40	CPRM	-44° 04' 14,0''	-20° 39' 40,0''	872	45
2044009	FAZENDA CAMPO GRANDE	40	CPRM	-44° 25' 60,0''	-20° 37' 31,0''	956	45
2044016	FAZENDA BENEDITO CHAVES	40	CPRM	-44° 30' 54,0''	-20° 10' 09,0''	919	29
2044019	FAZENDA VISTA ALEGRE	40	CPRM	-44° 27' 06,0''	-20° 03' 05,0''	950	33
2044020	CALAMBAU	40	CPRM	-44° 29' 32,0''	-20° 04' 06,0''	947	28
2044021	ALTO DA BOA VISTA	40	CPRM	-44° 24' 04,0''	-20° 06' 20,0''	896	34
2044024	FAZENDA CURRALINHO	40	CPRM	-44° 19' 52,0''	-20° 00' 27,0''	767	31
2044026	FAZENDA COQUEIROS	40	CPRM	-44° 28' 28,0''	-20° 07' 47,0''	930	31
2044040	USINA JOÃO RIBEIRO	40	CPRM	-44° 02' 56,0''	-20° 38' 07,0''	854	23
2044041	FAZENDA LARANJEIRAS	40	CPRM	-44° 29' 05,0''	-20° 06' 08,0''	871	31
2044042	CARMO DA MATA (ETA - COPASA)	40	CPRM	-44° 52' 03,0''	-20° 33' 45,0''	849	22
2044047	SERRA DA SAUDADE	40	CPRM	-44° 28' 05,0''	-20° 01' 26,0''	824	21
2044053	ESCOLA DE VETERINÁRIA	40	CPRM	-44° 20' 42,0''	-20° 04' 07,0''	812	21
2045001	BAMBUÍ	40	CPRM	-45° 57' 58,0''	-20° 01' 16,0''	757	47
2045002	IGUATAMA	40	CPRM	-45° 42' 01,0''	-20° 10' 44,0''	652	47
2045005	LAMOUNIER	40	CPRM	-45° 02' 10,0''	-20° 28' 20,0''	781	60
2045010	ARCOS (COPASA)	40	CPRM	-45° 32' 34,0''	-20° 17' 41,0''	790	28
2045012	PIUM-I	40	CPRM	-45° 56' 42,0''	-20° 27' 43,0''	824	26
2045013	SANTO ANTÔNIO DO MONTE	40	CPRM	-45° 17' 48,0''	-20° 05' 04,0''	966	31
2046007	FAZENDA AJUDAS	40	CPRM	-46° 03' 18,0''	-20° 06' 06,0''	730	51

A distribuição geográfica das estações pluviométricas utilizadas no estudo pode ser visualizada na Figura 2.

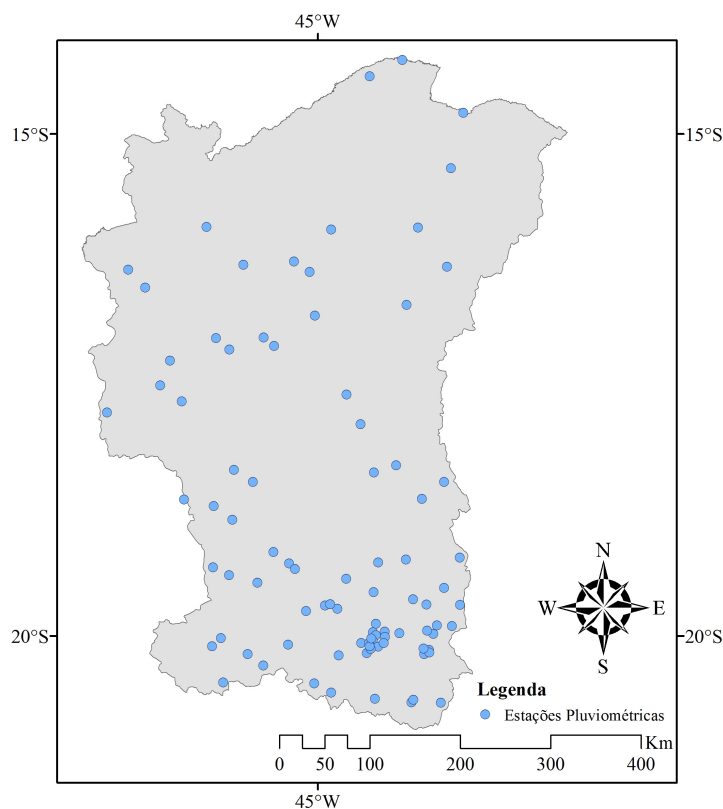


Figura 2 – Localização das estações pluviométricas

A primeira etapa consistiu na delimitação das regiões estatisticamente homogêneas, ou seja, aquelas contendo estações que tenham séries oriundas de populações regidas pela mesma distribuição de probabilidades com os parâmetros de posição e escala variando entre as estações. Inicialmente as regiões homogêneas foram divididas de forma subjetiva, considerando as características de relevo e os processos formadores das precipitações. A seguir foram grafadas as curvas empíricas adimensionais para verificação das regiões. 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 permitiram o cálculo da medida de heterogeneidade das regiões. Os resultados obtidos mostraram que a bacia do rio São Francisco em Minas Gerais forma uma única região homogênea, segundo o critério de Hosking e Wallis (1993), pois a medida de heterogeneidade é inferior a 1.

Na Tabela 3 podem ser visualizados os valores da medida de heterogeneidade (H) e as razões-L regionais.

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 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, exemplificado na Figura 3. A distribuição selecionada foi a Generalizada de Eventos Extremos (GEV); a respectiva função inversa e as equações para estimativa dos parâmetros da distribuição pelo método dos momentos-L são descritas em detalhes em Hosking e Wallis (1997) ou Naghettini e Pinto (2007).

Os resultados das medidas de heterogeneidade (H) e de aderência (Z), bem como as razões-L regionais e os parâmetros da distribuição selecionada estão na Tabela 3.

Tabela 3 – Tabela com a distribuição selecionada para a região homogênea

t^R	t_3^R	t_4^R	H	Z	Distribuição	Posição	Escala	Forma
0,1527	0,1886	0,1593	0,60	-0,53	Generalizada de Eventos Extremos (GEV)	0,870	0,214	-0,029

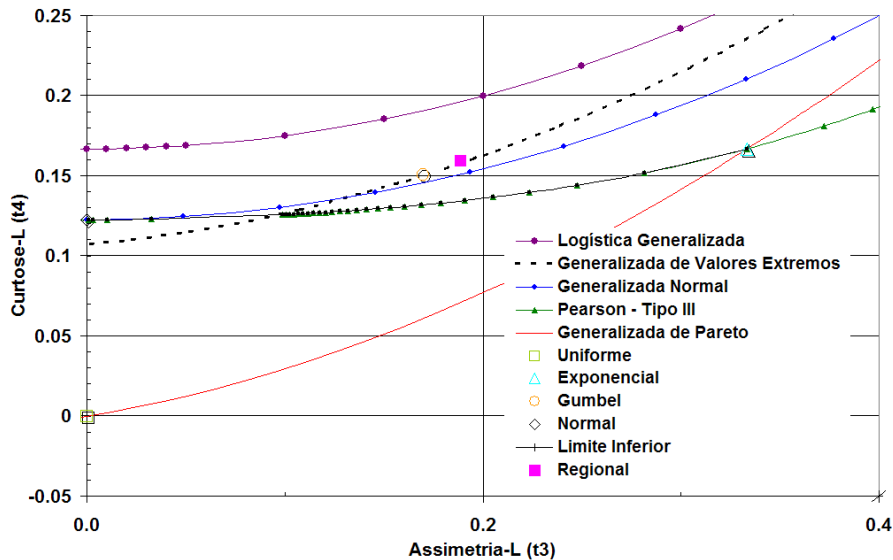


Figura 3 – Diagrama Curtose-L x Assimetria-L

Após a determinação dos parâmetros das distribuições, foram estimados os quantis regionais adimensionais associados a vários tempos de retorno. Estes valores estão apresentados na Tabela 4.

Tabela 4 – Tabela de quantis regionais adimensionais associados a tempos de retorno

	Tempo de Retorno (anos)							
	1,01	2	5	10	20	25	50	100
Quantil Adimensional	0,549	0,949	1,199	1,368	1,535	1,588	1,755	1,925

Assim, a partir dos quantis regionais adimensionalizados é possível calcular os quantis associados a vários tempos de retorno em cada estação através da equação 39. A próxima etapa do estudo de regionalização é a análise de regressão entre os fatores de adimensionalização, *index-flood* (médias das séries das precipitações diárias máximas anuais) e as características físicas da bacia (Altitude, precipitações médias anuais etc). Entretanto, não foi uma tarefa fácil, levando a optar pela construção mapas, *imagens raster*, em um Sistema de Informações Geográficas (SIG), o ArcGIS 9.3.1, relativas à variação espacial do fator de adimensionalização, através de interpolação.

Os mapas, imagens raster, com a variação espacial do fator de adimensionalização foram gerados no ArcGIS 9.3.1, utilizando o interpolador IDW (do inglês "*Inverse Distances Weight*", ou seja, *Peso do Inverso da distância*) com expoente 1. No IDW a estimativa ocorre através de uma média ponderada das amostras disponíveis, em que os pesos atribuídos são proporcionais à distância entre a amostra e o ponto a ser interpolado, pontos próximos possuem maior peso do que pontos afastados (Mendes e Cirilo, 2001).

Ao fim do processo de interpolação, foram geradas isolinhas através da *imagem raster* interpolada. Então tornou-se necessária uma correção manual das isolinhas geradas, de maneira a considerar ajustes justificados por fatores climáticos e/ou topográficos regionais, e a retirada de ruídos, já que o IDW tem a tendência de formar contornos concêntricos ao redor dos pontos nos locais de maior gradiente de precipitação e/ou maior densidade de pontos amostrais (Andriotti, 2008).

Precedendo uma nova interpolação dos pontos gerados através das isolinhas corrigidas manualmente para geração da *imagem raster* final vista na Figura 4.

A Figura 4 ilustra o resultado final, apresentando a variação espacial do fator de adimensionalização.

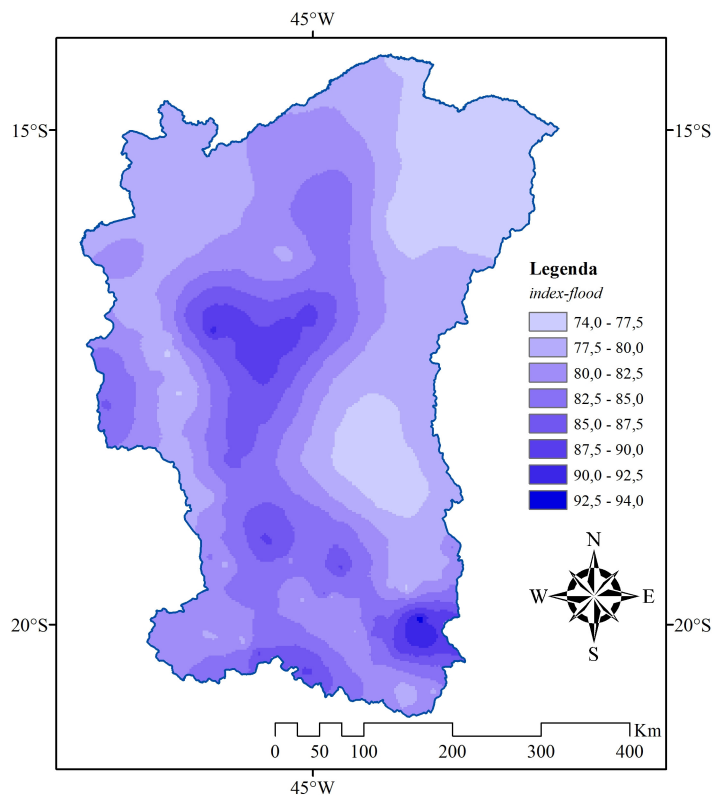


Figura 4 – Variação espacial do fator de adimensionalização, *index-flood*, das séries

Para se obter mapas dos quantis associados a vários tempos de retorno, é utilizado o ArcGIS 9.3.1, para álgebra de mapas, com a ferramenta “*Raster Calculator*”, multiplicando o raster do fator de adimensionalização, *index-flood*, (Figura 4) pelo quantil adimensional da região homogênea (Tabela 4), de acordo com a equação 39. Permitindo, dessa maneira, a elaboração de mapas com a variação espacial dos quantis para os tempos de retorno apresentados na Tabela 5.

A Figura 5 ilustra a variação espacial do quantil associado ao tempo de retorno de 100 anos.

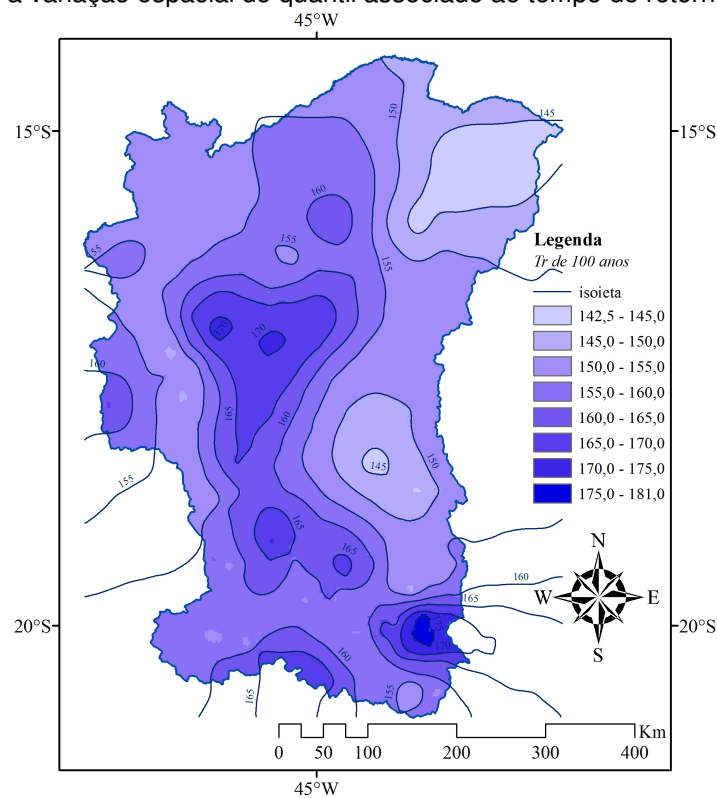


Figura 5 – Isolinhas das precipitações diárias máximas com tempo de retorno de 100 anos

Tabela 5 – Tabela com os quantis associados a tempos de retorno (mm)

Código	Nome	index-flood	Tempo de Retorno (anos)							
			1,01	2	5	10	20	25	50	100
1443000	BOCA DA CAATINGA	75,7	41,6	71,8	90,7	103,6	116,2	120,3	132,9	145,7
1444001	CAPITÂNEA	79,4	43,6	75,3	95,2	108,7	121,9	126,1	139,4	152,8
1444004	JUVENÍLIA	76,3	41,9	72,4	91,4	104,4	117,1	121,2	133,9	146,8
1543002	COLÔNIA DO JAIBA	73,4	40,3	69,7	88,0	100,5	112,7	116,6	128,9	141,3
1544012	SÃO FRANCISCO	86,1	47,3	81,7	103,1	117,8	132,1	136,7	151,1	165,6
1544019	SÃO JOÃO DA PONTE	72,6	39,9	68,9	87,0	99,4	111,5	115,3	127,5	139,8
1546000	ARINOS - MONTANTE	78,9	43,4	74,9	94,6	108,0	121,1	125,3	138,5	151,9
1643020	CAPITÃO ENÉAS	79,7	43,8	75,6	95,5	109,0	122,3	126,5	139,8	153,3
1644028	SÃO JOÃO DA VEREDA	79,5	43,7	75,4	95,3	108,8	122,0	126,2	139,5	153,0
1645000	SÃO ROMÃO	82,6	45,4	78,4	99,0	113,1	126,8	131,3	145,1	159,1
1645003	BARRA DO ESCURO	77,6	42,6	73,7	93,0	106,2	119,1	123,3	136,3	149,4
1645005	VILA URUCUIA	82,5	45,3	78,2	98,8	112,8	126,6	131,0	144,7	158,7
1645013	FAZENDA ÁGUA BRANCA	90,1	49,5	85,5	108,0	123,3	138,3	143,1	158,2	173,4
1646001	UNAÍ	83,0	45,6	78,8	99,5	113,6	127,5	131,9	145,8	159,8
1646003	SANTO ANTÔNIO DO BOQUEIRÃO	77,5	42,6	73,5	92,8	106,0	118,9	123,0	136,0	149,1
1744009	VÁRZEA DA PALMA	78,5	43,1	74,5	94,1	107,4	120,5	124,7	137,8	151,1
1744010	LASSANCE	76,5	42,0	72,6	91,6	104,6	117,3	121,4	134,2	147,2
1745000	CAATINGA	86,2	47,4	81,8	103,4	118,0	132,4	137,0	151,4	166,0
1745001	CACHOEIRA DO PAREDÃO	90,6	49,8	86,0	108,6	124,0	139,0	143,9	159,0	174,3
1745007	PORTO DO CAVALO	86,9	47,7	82,5	104,2	118,9	133,4	138,0	152,6	167,3
1746001	PORTO DA EXTREMA	93,9	51,6	89,1	112,6	128,5	144,1	149,2	164,9	180,8
1746002	SANTA ROSA	75,0	41,2	71,1	89,8	102,6	115,0	119,1	131,6	144,3
1746006	PONTE DA BR-040 - PRATA	75,4	41,4	71,5	90,4	103,2	115,7	119,7	132,3	145,1
1746007	PONTE DA BR-040 - PARACATU	83,0	45,6	78,8	99,5	113,6	127,4	131,9	145,8	159,8
1747005	GUARDA-MOR	87,2	47,9	82,8	104,6	119,4	133,9	138,6	153,1	167,9
1843000	USINA PARAUNA	74,1	40,7	70,3	88,8	101,3	113,7	117,6	130,0	142,5
1843002	GOUVEIA	80,3	44,1	76,2	96,2	109,8	123,2	127,5	140,9	154,5
1844001	SANTO HIPÓLITO	75,4	41,4	71,5	90,3	103,1	115,7	119,7	132,3	145,1
1844017	CORINTO	74,0	40,7	70,3	88,7	101,3	113,6	117,6	130,0	142,5
1845002	FAZENDA SÃO FELIX	83,5	45,9	79,3	100,1	114,3	128,2	132,7	146,7	160,8
1845004	LAGOA DO GOUVÉIA	84,7	46,6	80,4	101,6	115,9	130,1	134,6	148,7	163,1
1845013	SÃO GONÇALO DO ABAETÉ	87,7	48,2	83,3	105,2	120,1	134,7	139,4	154,0	168,9
1846003	MAJOR PORTO	77,3	42,5	73,4	92,7	105,8	118,6	122,8	135,7	148,8
1846017	LEAL DE PATOS	77,1	42,4	73,2	92,4	105,5	118,3	122,5	135,3	148,4
1943000	MINERAÇÃO MORRO VELHO	87,9	48,3	83,4	105,4	120,3	134,9	139,6	154,3	169,2
1943004	JABOTICATUBAS	78,3	43,0	74,3	93,9	107,2	120,2	124,4	137,5	150,7
1943006	SABARÁ	86,9	47,7	82,4	104,1	118,9	133,3	138,0	152,5	167,2
1943009	VESPASIANO	80,9	44,5	76,8	97,0	110,7	124,2	128,5	142,0	155,7
1943010	CAETÉ	89,5	49,2	84,9	107,2	122,4	137,3	142,1	157,1	172,2
1943022	CAIXA DE AREIA	98,9	54,3	93,8	118,5	135,3	151,8	157,0	173,6	190,3
1943024	JOSÉ DE MELO	82,1	45,1	77,9	98,4	112,4	126,1	130,5	144,2	158,1
1943035	VAU DA LAGOA	83,5	45,8	79,2	100,0	114,2	128,1	132,5	146,5	160,6
1944007	FAZENDA ESCOLA FLORESTAL	81,2	44,6	77,0	97,3	111,1	124,6	128,9	142,5	156,3
1944009	PEDRO LEOPOLDO	73,9	40,6	70,1	88,6	101,1	113,4	117,4	129,7	142,2
1944010	HORTO FLORESTAL	81,8	45,0	77,6	98,1	112,0	125,6	130,0	143,6	157,5
1944011	JAGUARUNA - JUSANTE	77,7	42,7	73,7	93,1	106,3	119,2	123,3	136,3	149,5
1944021	VELHO DA TAIPA	83,7	46,0	79,4	100,3	114,6	128,5	133,0	147,0	161,1
1944024	FAZENDA VARGEM BONITA	78,2	42,9	74,2	93,7	107,0	120,0	124,1	137,2	150,4
1944026	BARRO PRETO	86,0	47,3	81,7	103,1	117,7	132,1	136,7	151,0	165,6
1944027	JUATUBA	87,8	48,2	83,3	105,2	120,1	134,8	139,5	154,1	169,0
1944032	SE PITANGUI	88,2	48,4	83,7	105,7	120,7	135,3	140,1	154,8	169,7
1944048	MATEUS LEME	85,4	46,9	81,0	102,3	116,8	131,1	135,6	149,9	164,3
1944049	PAPAGAIOS	89,4	49,1	84,9	107,2	122,4	137,3	142,0	157,0	172,1
1944055	BETIM - COPASA	84,4	46,4	80,1	101,2	115,5	129,5	134,1	148,2	162,5

1944059	FORTUNA DE MINAS	84,3	46,3	80,0	101,0	115,3	129,3	133,8	147,9	162,2
1945002	BARRA DO FUNCHAL	76,2	41,8	72,3	91,3	104,2	116,9	121,0	133,7	146,6
1945004	ESTAÇÃO ALVARO DA SILVEIRA	78,6	43,2	74,5	94,2	107,5	120,6	124,8	137,9	151,2
1945019	DORES DO INDÁIA (CVSF)	86,1	47,3	81,7	103,1	117,8	132,1	136,7	151,1	165,6
1945035	ABAETÉ	90,1	49,5	85,5	108,0	123,3	138,3	143,1	158,2	173,4
1945038	PORTO DAS ANDORINHAS	87,2	47,9	82,7	104,5	119,3	133,8	138,5	153,0	167,8
1945039	MARTINHO CAMPOS	80,4	44,2	76,3	96,4	110,0	123,4	127,7	141,1	154,7
1946009	SÃO GOTARDO	84,6	46,5	80,2	101,4	115,7	129,8	134,3	148,4	162,8
2043002	LAGOA GRANDE (MMV)	86,0	47,2	81,6	103,1	117,7	132,0	136,6	151,0	165,5
2043004	RIO DO PEIXE (MMV)	95,0	52,2	90,1	113,8	130,0	145,8	150,9	166,7	182,8
2043005	CONSELHEIRO LAFAIETE	77,5	42,6	73,5	92,9	106,0	118,9	123,1	136,0	149,1
2043042	REPRESA DAS CODORNAS (MMV)	93,2	51,2	88,4	111,7	127,5	143,0	148,0	163,6	179,4
2043043	REPRESA DO MIGUELÃO (MMV)	95,7	52,6	90,8	114,7	131,0	146,9	152,0	168,0	184,2
2044002	ITAÚNA - MONTANTE	77,9	42,8	73,9	93,3	106,6	119,5	123,7	136,7	149,9
2044003	CARMO DO CAJURU	81,2	44,6	77,1	97,4	111,2	124,7	129,0	142,6	156,3
2044007	ENTRE RIOS DE MINAS	79,6	43,8	75,6	95,5	109,0	122,2	126,5	139,8	153,3
2044009	FAZENDA CAMPO GRANDE	82,7	45,4	78,5	99,1	113,2	126,9	131,4	145,2	159,2
2044016	FAZENDA BENEDITO CHAVES	79,0	43,4	75,0	94,7	108,1	121,2	125,5	138,7	152,0
2044019	FAZENDA VISTA ALEGRE	81,2	44,6	77,0	97,3	111,1	124,6	128,9	142,5	156,2
2044020	CALAMBAU	79,5	43,7	75,5	95,3	108,8	122,1	126,3	139,6	153,1
2044021	ALTO DA BOA VISTA	88,0	48,4	83,5	105,5	120,5	135,1	139,8	154,5	169,5
2044024	FAZENDA CURRALINHO	86,9	47,8	82,5	104,2	119,0	133,4	138,1	152,6	167,3
2044026	FAZENDA COQUEIROS	79,1	43,4	75,0	94,8	108,2	121,4	125,6	138,8	152,2
2044040	USINA JOÃO RIBEIRO	78,1	42,9	74,1	93,6	106,9	119,9	124,0	137,1	150,3
2044041	FAZENDA LARANJEIRAS	85,9	47,2	81,5	102,9	117,5	131,8	136,4	150,8	165,3
2044042	CARMO DA MATA (ETA - COPASA)	87,9	48,3	83,4	105,3	120,3	134,9	139,6	154,3	169,1
2044047	SERRA DA SAUDADE	81,1	44,5	76,9	97,2	110,9	124,4	128,8	142,3	156,0
2044053	ESCOLA DE VETERINÁRIA	87,8	48,2	83,3	105,2	120,1	134,7	139,4	154,0	168,9
2045001	BAMBUI	83,8	46,0	79,5	100,4	114,6	128,6	133,0	147,0	161,2
2045002	IGUATAMA	77,0	42,3	73,1	92,3	105,4	118,2	122,4	135,2	148,3
2045005	LAMOUNIER	89,7	49,3	85,1	107,5	122,7	137,6	142,4	157,4	172,6
2045010	ARCOS (COPASA)	90,1	49,5	85,5	108,0	123,3	138,3	143,1	158,1	173,4
2045012	PIUM-I	85,6	47,0	81,2	102,6	117,1	131,4	136,0	150,3	164,8
2045013	SANTO ANTÔNIO DO MONTE	84,3	46,3	80,0	101,0	115,4	129,4	133,9	148,0	162,3
2046007	FAZENDA AJUDAS	77,8	42,8	73,9	93,3	106,5	119,5	123,6	136,6	149,8

A partir dos resultados da regionalização foi possível estimar a probabilidade de ocorrerem precipitações diárias máximas superiores a um determinado limite, bastando utilizar as funções acumulada de probabilidade das regiões homogêneas. A Tabela 6 apresenta os resultados das probabilidades das precipitações diárias serem superiores a 100 mm e a Figura 6 ilustra esta variação espacial.

Tabela 6 – Probabilidade de ocorrência de precipitações superiores a 100 mm

Código	Nome	<i>index-flood</i>	$\frac{100\text{mm}}{\text{index} - \text{flood}}$	$P(X \leq x)$	$P(X > x)$	Tr (anos)
1443000	BOCA DA CAATINGA	75,7	1,3208	0,8783	12,17%	8,2
1444001	CAPITÂNEA	79,4	1,2594	0,8435	15,65%	6,4
1444004	JUVENÍLIA	76,3	1,3108	0,8732	12,68%	7,9
1543002	COLÔNIA DO JAIBA	73,4	1,3617	0,8972	10,28%	9,7
1544012	SÃO FRANCISCO	86,1	1,1620	0,7689	23,11%	4,3
1544019	SÃO JOÃO DA PONTE	72,6	1,3769	0,9035	9,65%	10,4
1546000	ARINOS - MONTANTE	78,9	1,2673	0,8484	15,16%	6,6
1643020	CAPITÃO ENÉAS	79,7	1,2553	0,8409	15,91%	6,3
1644028	SÃO JOÃO DA VEREDA	79,5	1,2581	0,8426	15,74%	6,4
1645000	SÃO ROMÃO	82,6	1,2101	0,8090	19,10%	5,2
1645003	BARRA DO ESCURO	77,6	1,2883	0,8609	13,91%	7,2
1645005	VILA URUCUIA	82,5	1,2127	0,8110	18,90%	5,3
1645013	FAZENDA ÁGUA BRANCA	90,1	1,1099	0,7173	28,27%	3,5

1646001	UNAÍ	83,0	1,2041	0,8044	19,56%	5,1
1646003	SANTO ANTÔNIO DO BOQUEIRÃO	77,5	1,2910	0,8624	13,76%	7,3
1744009	VÁRZEA DA PALMA	78,5	1,2735	0,8523	14,77%	6,8
1744010	LASSANCE	76,5	1,3079	0,8716	12,84%	7,8
1745000	CAATINGA	86,2	1,1595	0,7666	23,34%	4,3
1745001	CACHOEIRA DO PAREDÃO	90,6	1,1039	0,7108	28,92%	3,5
1745007	PORTO DO CAVALO	86,9	1,1506	0,7584	24,16%	4,1
1746001	PORTO DA EXTREMA	93,9	1,0647	0,6651	33,49%	3,0
1746002	SANTA ROSA	75,0	1,3341	0,8848	11,52%	8,7
1746006	PONTE DA BR-040 - PRATA	75,4	1,3263	0,8810	11,90%	8,4
1746007	PONTE DA BR-040 - PARACATU	83,0	1,2044	0,8046	19,54%	5,1
1747005	GUARDA-MOR	87,2	1,1462	0,7542	24,58%	4,1
1843000	USINA PARAUNA	74,1	1,3504	0,8923	10,77%	9,3
1843002	GOUVEIA	80,3	1,2459	0,8347	16,53%	6,0
1844001	SANTO HIPÓLITO	75,4	1,3266	0,8811	11,89%	8,4
1844017	CORINTO	74,0	1,3506	0,8924	10,76%	9,3
1845002	FAZENDA SÃO FELIX	83,5	1,1969	0,7987	20,13%	5,0
1845004	LAGOA DO GOUVÉIA	84,7	1,1801	0,7848	21,52%	4,6
1845013	SÃO GONÇALO DO ABAETÉ	87,7	1,1397	0,7478	25,22%	4,0
1846003	MAJOR PORTO	77,3	1,2936	0,8639	13,61%	7,3
1846017	LEAL DE PATOS	77,1	1,2971	0,8658	13,42%	7,5
1943000	MINERAÇÃO MORRO VELHO	87,9	1,1376	0,7458	25,42%	3,9
1943004	JABOTICATUBAS	78,3	1,2770	0,8543	14,57%	6,9
1943006	SABARÁ	86,9	1,1510	0,7587	24,13%	4,1
1943009	VESPASIANO	80,9	1,2359	0,8279	17,21%	5,8
1943010	CAETÉ	89,5	1,1177	0,7256	27,44%	3,6
1943022	CAIXA DE AREIA	98,9	1,0114	0,5944	40,56%	2,5
1943024	JOSÉ DE MELO	82,1	1,2175	0,8146	18,54%	5,4
1943035	VAU DA LAGOA	83,5	1,1983	0,7998	20,02%	5,0
1944007	FAZENDA ESCOLA FLORESTAL	81,2	1,2317	0,8249	17,51%	5,7
1944009	PEDRO LEOPOLDO	73,9	1,3531	0,8935	10,65%	9,4
1944010	HORTO FLORESTAL	81,8	1,2221	0,8180	18,20%	5,5
1944011	JAGUARUNA - JUSANTE	77,7	1,2877	0,8606	13,94%	7,2
1944021	VELHO DA TAIPA	83,7	1,1945	0,7967	20,33%	4,9
1944024	FAZENDA VARGEM BONITA	78,2	1,2794	0,8557	14,43%	6,9
1944026	BARRO PRETO	86,0	1,1622	0,7690	23,10%	4,3
1944027	JUATUBA	87,8	1,1389	0,7471	25,29%	4,0
1944032	SE PITANGUI	88,2	1,1340	0,7422	25,78%	3,9
1944048	MATEUS LEME	85,4	1,1711	0,7770	22,30%	4,5
1944049	PAPAGAIOS	89,4	1,1182	0,7261	27,39%	3,7
1944055	BETIM - COPASA	84,4	1,1847	0,7887	21,13%	4,7
1944059	FORTUNA DE MINAS	84,3	1,1867	0,7903	20,97%	4,8
1945002	BARRA DO FUNCHAL	76,2	1,3128	0,8742	12,58%	7,9
1945004	ESTAÇÃO ALVARO DA SILVEIRA	78,6	1,2730	0,8519	14,81%	6,8
1945019	DORES DO INDÁIA (CVSF)	86,1	1,1620	0,7689	23,11%	4,3
1945035	ABAETÉ	90,1	1,1098	0,7172	28,28%	3,5
1945038	PORTO DAS ANDORINHAS	87,2	1,1470	0,7549	24,51%	4,1
1945039	MARTINHO CAMPOS	80,4	1,2438	0,8333	16,67%	6,0
1946009	SÃO GOTARDO	84,6	1,1826	0,7869	21,31%	4,7
2043002	LAGOA GRANDE (MMV)	86,0	1,1628	0,7696	23,04%	4,3
2043004	RIO DO PEIXE (MMV)	95,0	1,0527	0,6501	34,99%	2,9
2043005	CONSELHEIRO LAFAIETE	77,5	1,2907	0,8622	13,78%	7,3
2043042	REPRESA DAS CODORNAS (MMV)	93,2	1,0730	0,6751	32,49%	3,1
2043043	REPRESA DO MIGUELÃO (MMV)	95,7	1,0447	0,6397	36,03%	2,8
2044002	ITAÚNA - MONTANTE	77,9	1,2840	0,8584	14,16%	7,1
2044003	CARMO DO CAJURU	81,2	1,2310	0,8244	17,56%	5,7
2044007	ENTRE RIOS DE MINAS	79,6	1,2557	0,8411	15,89%	6,3

2044009	FAZENDA CAMPO GRANDE	82,7	1,2092	0,8083	19,17%	5,2
2044016	FAZENDA BENEDITO CHAVES	79,0	1,2659	0,8476	15,24%	6,6
2044019	FAZENDA VISTA ALEGRE	81,2	1,2318	0,8250	17,50%	5,7
2044020	CALAMBAU	79,5	1,2574	0,8422	15,78%	6,3
2044021	ALTO DA BOA VISTA	88,0	1,1358	0,7441	25,59%	3,9
2044024	FAZENDA CURRALINHO	86,9	1,1504	0,7581	24,19%	4,1
2044026	FAZENDA COQUEIROS	79,1	1,2645	0,8467	15,33%	6,5
2044040	USINA JOÃO RIBEIRO	78,1	1,2805	0,8564	14,36%	7,0
2044041	FAZENDA LARANJEIRAS	85,9	1,1642	0,7709	22,91%	4,4
2044042	CARMO DA MATA (ETA - COPASA)	87,9	1,1379	0,7461	25,39%	3,9
2044047	SERRA DA SAUDADE	81,1	1,2335	0,8262	17,38%	5,8
2044053	ESCOLA DE VETERINÁRIA	87,8	1,1395	0,7477	25,23%	4,0
2045001	BAMBUI	83,8	1,1938	0,7962	20,38%	4,9
2045002	IGUATAMA	77,0	1,2980	0,8663	13,37%	7,5
2045005	LAMOUNIER	89,7	1,1153	0,7230	27,70%	3,6
2045010	ARCOS (COPASA)	90,1	1,1101	0,7175	28,25%	3,5
2045012	PIUM-I	85,6	1,1682	0,7745	22,55%	4,4
2045013	SANTO ANTÔNIO DO MONTE	84,3	1,1862	0,7899	21,01%	4,8
2046007	FAZENDA AJUDAS	77,8	1,2846	0,8588	14,12%	7,1

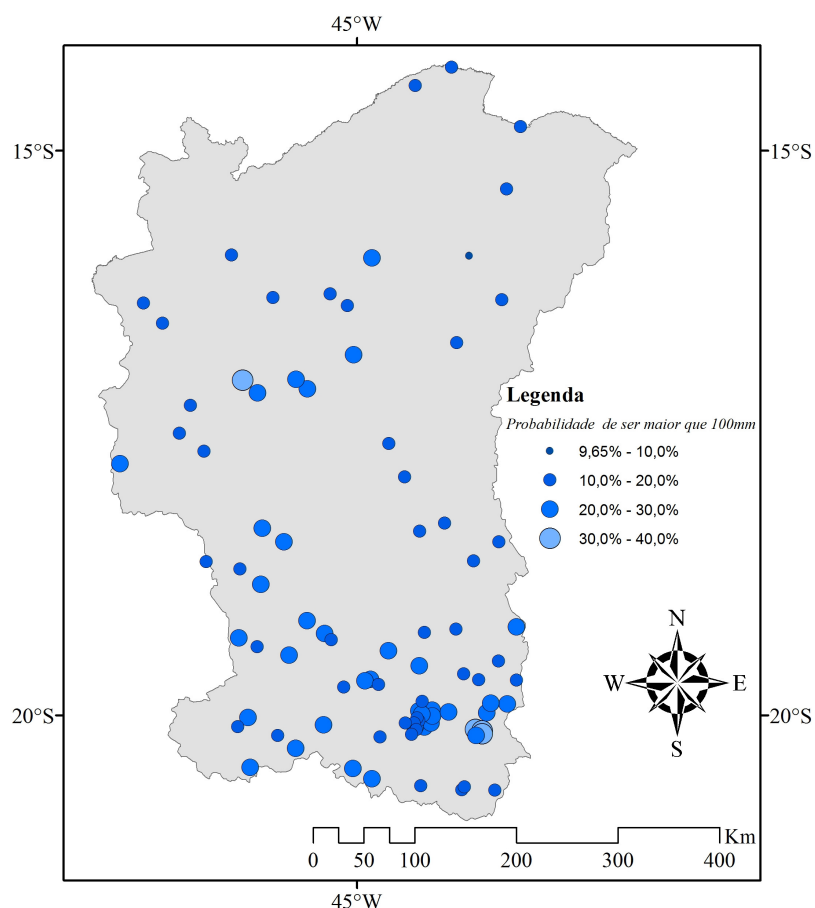


Figura 6 – Probabilidades de ocorrência de precipitações superiores a 100 mm

5 – CONCLUSÕES

A região em estudo, a bacia do rio São Francisco em Minas Gerais, foi considerada uma região homogênea para a aplicação do método index-flood utilizando os momentos-L e as estatísticas-L proposta por Hosking e Wallis (1993 e 1995) aos dados máximos por ano hidrológico de precipitações diárias. A esta região homogênea foi ajustada a distribuição Generalizada de Eventos Extremos (GEV) com o parâmetro de forma negativo. O cálculo dos quantis absolutos é obtido multiplicando-se o quantil adimensional pelo fator de adimensionalização, o *index-flood*, o qual foi espacializado, como está ilustrado na Figura 4. E, de acordo com a equação 39, através de *álgebra de mapas* da Figura 4 com dados da Tabela 4, podem ser gerados

mapas com a variação espacial dos quantis associados a um tempo de retorno qualquer, como visto na Figura 5.

Os resultados da análise de frequência regional também permitiram a elaboração de mapas com a probabilidade de superação de determinadas alturas de chuva, os quais são úteis na identificação de locais que estão sujeitos a problemas causados pela precipitação. A Figura 6 ilustra a configuração espacial das probabilidades de ocorrência de precipitações superiores a 100 mm.

Assim, a análise de frequência regional, com a elaboração de mapas de precipitações associadas a tempos de retorno específicos e mapas com as probabilidades de superação a precipitações extremas, apresenta-se como uma ferramenta bastante ilustrativa para a caracterização das precipitações diárias máximas anuais.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANDRIOTTI, J. L. S. (2008). *Comentários sobre a escolha de métodos de interpolação*. CPRM, Porto Alegre, 1 CD ROM.
- ANDRIOTTI, J. L. S. (2009). *Fundamentos de Estatística e Geoestatística*. UNISINOS, São Leopoldo, RS, 165 p.
- DIAS, M. A. F. da S.; SILVA, M. G. A. J. da. (2009). "Para Entender tempo e Clima" in *Tempo e Clima no Brasil*. Org. por Cavalcanti, I.F. de A., Ferreira, N.J., Silva, M. G.A.J.da e Dias, M. A. F. da, Oficina de Textos, São Paulo, pp.15-22.
- 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.
- GRIMM, A. M. (2009). "Clima da Região sul do Brasil" in *Tempo e Clima no Brasil*. Org. por Cavalcanti, I.F. de A., Ferreira, N.J., Silva, M. G.A.J.da e Dias, M.A.F.da, Oficina de Textos, São Paulo, pp. 259 - 276.
- HOSKING, J. R. (1986). *The theory of probability weighted moments*. In: IBM Research Report, New York, IBM Research Division, RC 12210, 160p.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- HOSKING, J. R. M., WALLIS, J. R. (1997). *Regional Frequency Analysis - an approach based on L-moments*. Cambridge University Press, P.224.
- MENDES, C. A. B.; CIRILO, J. A. (2001). *Geoprocessamento em Recursos Hídricos Princípios, Integração e Aplicação*. ABRH, Porto Alegre, 503 p.
- NAGHETTINI, M., PINTO, E. J. A. (2007) *Hidrologia Estatística*. Ed. CPRM, Belo Horizonte. Disponível em www.cprm.gov.br (Estante virtual).