

ANÁLISE DA FREQUÊNCIA DE OCORRÊNCIA E A CLASSIFICAÇÃO DAS PRECIPITAÇÕES DIÁRIAS MÁXIMAS ANUAIS NA REGIÃO DA LAGUNA DOS PATOS (SUB-BACIA 87)

Adriana Burin Weschenfelder¹; Karine Pickbrenner²; Eber José de Andrade Pinto³

RESUMO - Este trabalho apresenta os resultados da análise de frequência de ocorrência de precipitações diárias máximas anuais na sub-bacia 87, situada em uma zona climática sub-tropical na região Sul do Brasil com área aproximada de 58.416km². A análise de frequência foi realizada aplicando a metodologia de regionalização Index Flood, baseada no uso dos momentos-L e as estatísticas definidas por Hosking e Wallis (1997). Foram utilizadas 71 séries de precipitações máximas diárias referentes ao ano civil, variando de 21 a 78 anos de observações. A sub-bacia estudada foi dividida em 5 regiões homogêneas onde foram ajustadas as distribuições Generalizada Normal, Logística Generalizada e Pearson tipo III. Os resultados permitiram o traçado de isolinhas de precipitações máximas diárias referentes ao ano civil para diversos períodos de retorno e a elaboração de mapas com as probabilidades de ocorrência de precipitações superiores ou iguais a determinados valores. Também se adaptou o *Standardized Precipitation Index*, ou Índice de Precipitação Padronizada, ou SPI (McKee, 1993), para permitir a classificação das precipitações diárias máximas anuais nas classes de Chuva fraca (CF), Chuva Leve (CL), Chuva Moderada (CM), Chuva Severa (CS) e Chuva Extrema (CE).

ABSTRACT - This paper presents the results of the frequency occurrence analysis of annual maximum daily precipitation in sub-basin 87, located in a sub-tropical climate zone in southern Brazil with an approximate area of 58.416km². Frequency analysis was performed by applying the methodology of regionalization Flood Index, based on the use of L-moments and statistics defined by Hosking and Wallis (1997). 71 series of daily maximum precipitation for the calendar year, ranging from 21 to 78 years of observations were used. The studied sub-basin was divided in five homogeneous regions where the distributions Generalized Normal, Logistic and Generalized Pearson type III were adjusted. The results allowed the drawing of maximum daily precipitation isolines for the calendar year to various return periods and the elaboration of maps with the precipitation occurrence probabilities greater than or equal to certain values. The *Standardized Precipitation Index* or SPI (McKee, 1993) was also adapted to allow the classification of annual maximum daily precipitation in the classes Very Light Rain (VLR), Light Rain (LR), Moderate Rain (MR), Severe Rain (SR) and Extreme Rain (ER).

Palavras-Chave - Estimativa de probabilidades, Análise de frequência regional, SPI

¹Pesquisadora em Geociências da CPRM, R. Banco da Província, 105, 90840030 Porto Alegre RS, adriana.weschenfelder@cprm.gov.br

² Pesquisadora em Geociências da CPRM, R. Banco da Província, 105, 90840030 Porto Alegre RS, karine.pickbrenner@cprm.gov.br

³ Professor Adjunto da EE-UFMG e Pesquisador em Geociências da CPRM, Av. Brasil, 1731, 30140002 Belo Horizonte MG, 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 sub-bacia 87. 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. O enfoque da caracterização pluviométrica deste trabalho foi conhecer a probabilidade de ocorrência das precipitações diárias máximas anuais e definir os limites que permitam a classificação dessas chuvas em Chuva fraca (CF), Chuva Leve (CL), Chuva Moderada (CM), Chuva Severa (CS) e Chuva Extrema (CE). O método de classificação utilizado foi uma adaptação do Standardized Precipitation Index, SPI (McKee, 1993) utilizando em conjunto os resultados da análise de frequência regional como proposto por Santos *et al.* (2011), para a determinação dos limiares de chuva para a classificação das precipitações diárias.

Na seqüência deste trabalho serão apresentadas uma revisão metodológica da análise de frequência regional e da adaptação do Standardized Precipitation Index, SPI (McKee, 1993), uma descrição das características climáticas e fisiográficas da sub-bacia 87, 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:

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

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:

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

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 o 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.
- Cálculo do quantil de interesse

$$X_j(F) = \mu_j x(F), \quad j = 1, \dots, N \quad (5)$$

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*

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 estatísticas-L serão descritas resumidamente, para mais detalhes sugere-se ao leitor a remeter-se a Hoskings e Wallis (1997) ou Naghettini e Pinto (2007).

A medida de discordância procura identificar, dentro do grupo de séries que formam uma região homogênea, quais dentre elas apresentam comportamento discrepante das estatísticas regionais. Para o cálculo dessa medida é necessário realizar estimativas de razões-L, a saber, o CV-L (τ), a Assimetria-L(τ_3) e a Curtose-L(τ_4). A idéia dessa medida é que essas razões sejam lançadas em um espaço tridimensional e, caso algum dos pontos se afaste em demasia do conjunto das amostras, esta é considerada discordante.

A medida de discordância do local j , é dada pela expressão (6), sendo u_j o vetor $\{ \tau, \tau_3, \tau_4 \}$ e \bar{u} , o vetor médio da região. O valor S é a chamada matriz de covariância amostral.

$$D_j = \frac{N}{3(N-1)} (u_j - \bar{u})^T S^{-1} (u_j - \bar{u}) \quad (6)$$

Conforme Hoskings e Wallis (1997) os valores críticos para medida de discordância variam em função do número de postos na região. A tabela 1 mostra os limites considerados pelos autores.

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)*

A medida de heterogeneidade regional utiliza a lógica de comparar a dispersão das razões-L das amostras que compõem a região em estudo com a dispersão das razões-L em uma região sabidamente homogênea. Essa região sabidamente homogênea pode ser gerada utilizando-se simulação de Monte Carlo, tendo como parâmetros as razões-L amostrais da região. Hosking e Wallis (1997) recomendam que a medida de heterogeneidade baseie-se, preferencialmente, no cálculo do CV-L para as regiões analisada e simulada.

A comparação entre a dispersão observada e a dispersão simulada é definida pela equação (7), em que σ_v , é o desvio-padrão e μ_v é a média aritmética dos N valores de medidas de dispersão simulados por meio do método de Monte Carlo.

$$H = \frac{V - \mu_V}{\sigma_V} \quad (7)$$

De acordo com o teste de significância proposto pelos autores da metodologia, considera-se a região *aceitavelmente homogênea*, caso $H < 1$. Caso $H \geq 2$, a região deve ser classificada como *definitivamente heterogênea* e se $1 \leq H < 2$, a região é *possivelmente heterogênea*.

Quanto à aderência de uma distribuição de probabilidades de três parâmetros aos dados observados, Hosking e Wallis (1997) consideram momentos de ordem superior, como a assimetria-L e a curtose-L. Nesse caso, pode-se julgar a aderência de determinada amostra a uma determinada distribuição de probabilidades pela medida com que essa distribuição aproxima-se das médias regionais de assimetria-L e curtose-L.

O cálculo da medida de aderência de cada distribuição candidata pode ser feito por meio da equação (8), em que τ_4^R é a medida da curtose regional, σ_4 é o desvio padrão de τ_4^R . Nesse caso, pode ser utilizada a mesma simulação realizada para a definição da medida de heterogeneidade, considerando uma distribuição de probabilidades Kapa. β_4 é o viés de τ_4^R .

$$Z^{DIST} = \frac{(\tau_4^{DIST} - \tau_4^R + \beta_4)}{\sigma_4} \quad (8)$$

A hipótese de aderência será tão mais aceita quanto mais próximo de zero for o resultado de Z. Admite-se, contudo, um valor limite de aceitação $|Z^{Dist}| \leq 1,64$ para qualquer distribuição.

As rotinas para o uso da metodologia de Hosking e Wallis (1997) são disponibilizadas pelo Departamento de Estatística da Carnegie Mellon University (2010), em seu sítio eletrônico (<http://lib.stat.cmu.edu/general/lmoments>).

3- ADAPTAÇÃO DO STANDARDIZED PRECIPITATION INDEX, SPI

O *Standardized Precipitation Index*, ou Índice de Precipitação Padronizada, ou SPI, foi um índice de seca desenvolvido por McKee (1993), no intuito de contribuir com a definição numérica de secas. Seu cálculo é baseado nas probabilidades de superação de um determinado volume precipitado acumulado, sendo necessários dados de precipitação totais mensais. Esses valores de precipitações mensais são somados em escalas diversas, por exemplo, 3, 6, 12 ou 24 meses. A definição dessas escalas é arbitrada pelo usuário do índice. Para determinado mês, por exemplo, outubro, o SPI relativo a 7 meses (SPI-7) é obtido a partir do somatório das precipitações ao longo dos sete meses que antecedem outubro (Santos *et al.*, 2011).

Esse conjunto de dados, resultantes do somatório das precipitações ao longo dos meses é em seguida ajustado a uma distribuição de probabilidades. Na formulação original, McKee (1993) utilizou a distribuição Gama. Outros autores fizeram uso de outras funções para o cálculo do SPI. A

partir do ajuste da distribuição de probabilidades, a cada elemento da série ajustada é atribuída uma probabilidade de não superação. Cada uma dessas probabilidades de não superação é, por fim, associada ao quantil correspondente da distribuição normal padrão (média 0,0 e desvio-padrão 1,0). O valor do quantil da distribuição normal padrão associado à probabilidade calculada no período de interesse é o valor do SPI para o mês em questão. A figura 1 ilustra o procedimento de cálculo do SPI (Santos *et al.*, 2011).

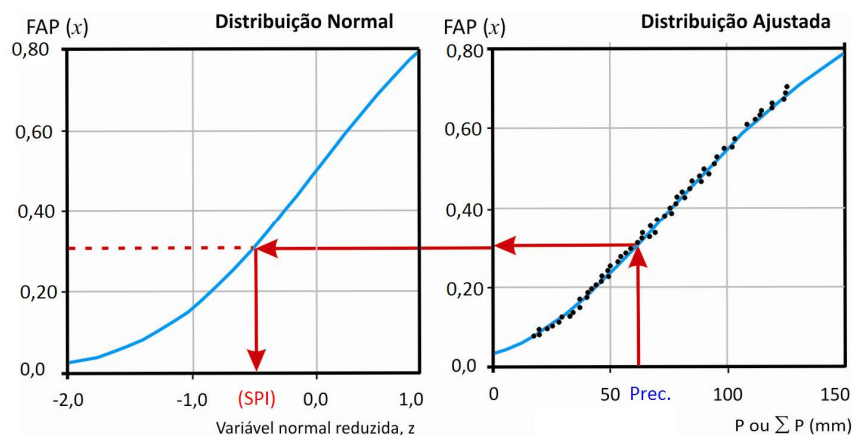


Figura 1 – Ilustração esquemática dos procedimentos de cálculo do SPI

Uma das vantagens do uso do SPI, segundo McKee (1993), é o fato de que o SPI é função apenas da probabilidade. Sendo assim, independente da função de distribuição de probabilidade que se utilize, o SPI pode ser adequadamente calculado. Outras vantagens são o fato de o SPI ser capaz de caracterizar tanto períodos secos quanto chuvosos, bem como o fato de ele se adequar a qualquer variável hidrológica. Contudo, o uso desse índice também apresenta limitações. Mishra e Singh (2010) argumentam que a principal delas é a necessidade de longos registros históricos para seu cálculo consistente, o que nem sempre é disponível.

Neste procedimento diversas classes de SPI podem ser definidas. A classificação da formulação original, apresentada na tabela 2, considera também situações chuvosas. A tabela 2 mostra as classes de precipitação, bem como as probabilidades de ocorrência em cada uma delas (Pclasse). Também são apresentadas as probabilidades atribuídas à não superação dos limites inferior e superior de cada classe de SPI considerada, P (inf) e P (sup).

Tabela 2 - Classes de precipitações e probabilidades associadas

Classe	SPI		P (inf)	P (sup)	Pclasse (%)
Seca Extrema (SE)		≤ -2	0	0,0228	2,3
Seca Severa (SS)	-2	-1,5	0,0228	0,0668	4,4
Seca Moderada (SM)	-1,5	-1	0,0668	0,1587	9,2
Seca Leve (SL)	-1	0	0,1587	0,5000	34,1
Chuvoso Leve (CL)	0	1	0,5000	0,8413	34,1
Chuvoso Moderado (CM)	1	1,5	0,8413	0,9332	9,2
Chuvoso Severo (CS)	1,5	2	0,9332	0,9772	4,4
Chuvoso Extremo (CE)	>2		0,9772	1	2,3

No presente trabalho, a tabela 2 foi adaptada para se estabelecer as classes para precipitações diárias máximas anuais como apresentado na tabela 3. A classificação de uma série histórica é realizada a partir da identificação dos limites de altura diária de precipitação de cada classe.

Tabela 3 – Classes de precipitações diárias máximas anuais (PDMA)

Classe de PDMA	SPI		P (inf)	P (sup)	T (anos)
Chuva Fraca (CF)		0		0,5000	≤ 2
Chuva Leve (CL)	0	1	0,5000	0,8413	$2 < T \leq 6,3$
Chuva Moderada (CM)	1	1,5	0,8413	0,9332	$6,3 < T \leq 15$
Chuva Severa (CS)	1,5	2	0,9332	0,9772	$15 < T \leq 44$
Chuva Extrema (CE)	2		0,9772		> 44

O cálculo dos limiares de precipitação, como sugerido por (Santos *et al.*, 2011), pode ser realizado por meio da análise regional de frequência com momentos-L. Após a definição das regiões homogêneas, é feito o ajuste da distribuição de probabilidades regional e estabelecida a função de quantis adimensionais. Os quantis adimensionais calculados são relativos às probabilidades dos limites superiores apresentadas na tabela 3. O limiar de precipitação da classe é obtido pela multiplicação do quantil adimensional regional associado à probabilidade superior da classe pelo fator de adimensionalização da série. A figura 2 ilustra o procedimento para definição dos limiares das classes.

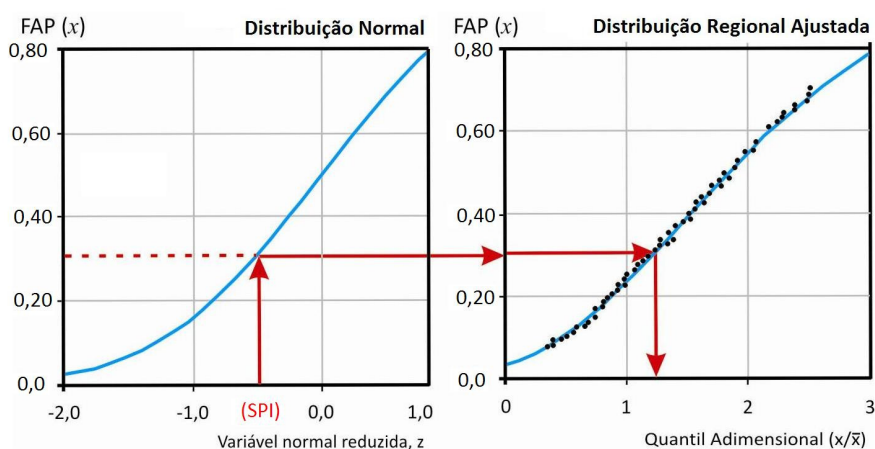


Figura 2 – Ilustração esquemática dos procedimentos de cálculo dos limiares de precipitação

4- DESCRIÇÃO DA ÁREA EM ESTUDO: SUB BACIA 87

A sub-bacia 87, visualizada na figura 3, está situada na região nordeste do Estado do Rio Grande do Sul, aproximadamente entre as latitudes $29^{\circ}05'$ e $32^{\circ}13'$ Sul e longitudes $54^{\circ}14'$ e $49^{\circ}41'$ Oeste. Corresponde a uma superfície de drenagem da ordem de 58.415km^2 e possui como corpo d'água principal a Laguna dos Patos. Seus principais formadores são as sub-bacias do Lago Guaíba, a noroeste, e do Camaquã, a oeste. O Lago Guaíba, por sua vez, recebe a contribuição das sub-bacias dos rios Gravataí, Caí, Sinos, e Baixo Jacuí. A sub-bacia do Litoral Norte também se insere na sub-bacia 87, interligando-se com o Oceano Atlântico através da barra do rio Tramandaí.

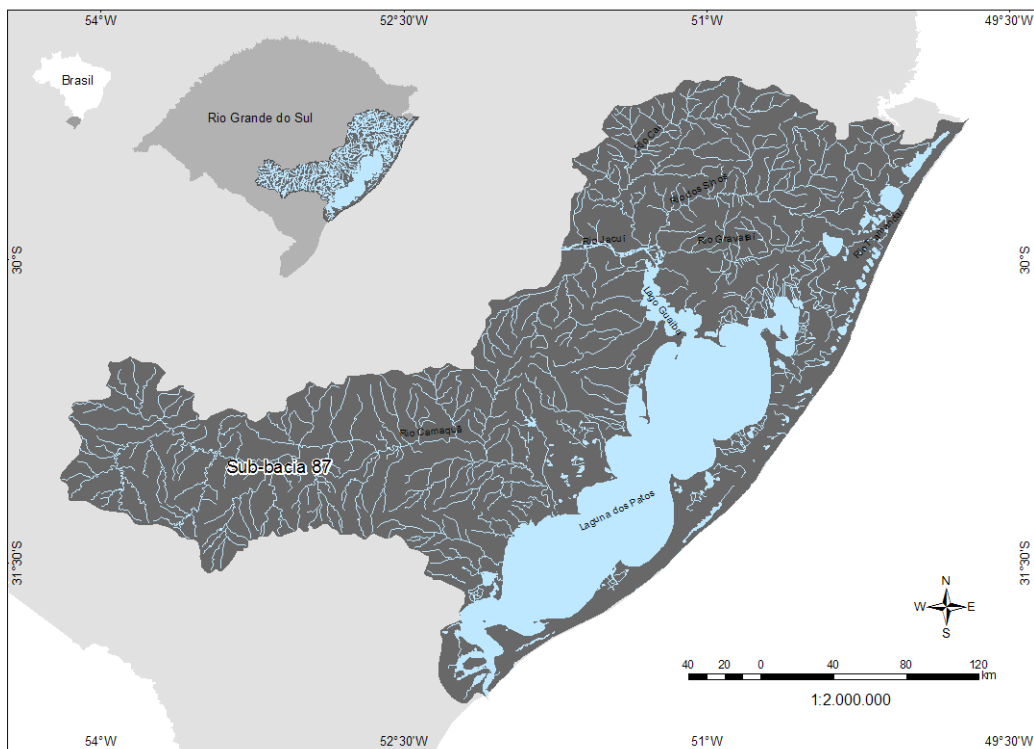


Figura 3 – Localização da área de estudo, sub-bacia 87

A sub-bacia 87 abrange variadas formas de relevo por estar situada em quatro regiões geomorfológicas distintas: Planície Costeira, Planalto Meridional, Depressão Central e Escudo Sul-Ro-Grandense.

Quanto aos aspectos climáticos, a uniformidade é o grande traço do clima do Rio Grande do Sul como um todo. Considerando-se a posição geográfica, o clima rio-grandense é subtropical, não só pela localização ao sul do Trópico de Capricórnio, como principalmente pela latitude média de 30°, bem no centro do estado.

A regularidade pluviométrica é a característica mais marcante do regime de chuvas no Rio Grande do Sul. A área caracteriza-se por ser bem regada e por sua distribuição quase equitativa durante o ano, sem uma estação seca definida.

Os principais processos formadores de precipitação são os complexos convectivos de mesoescala e os sistemas frontais além das oscilações interanuais de precipitação em razão dos episódios de El Niño e La Niña (Grimm, 2009).

Segundo Grimm (2009) os processos convectivos de mesoescala resultam da interação entre o jato subtropical de altos níveis (centrado sobre o sul do Brasil/nordeste da Argentina) e os jatos de baixos níveis (úmido e quente) vindo do norte. Os sistemas frontais são representados pelas frentes frias que corresponde ao ar frio proveniente dos polos em avanço para o equador e pelas frentes quentes que correspondem ou ar quente dos trópicos e subtropicais em avanço para os polos (Dias e Silva, 2009).

5- RESULTADOS

Para realização deste estudo foram utilizadas as séries de totais pluviométricos por ano civil de 71 estações, sendo que na tabela 4 estão apresentadas as 29 que se inserem na sub-bacia 87.

Tabela 4 - Estações pluviométricas utilizadas no estudo

Código	Nome	SB	Entidade	Latitude	Longitude	Altitude (m)	Série (anos)
03151003	SÃO LOURENÇO DO SUL	87	ANA	-31,369946	-51,987192	15	50
03153017	TORRINHAS	87	ANA	-31,314662	-53,498315	415	29
03152002	BOQUEIRÃO	87	ANA	-31,281612	-52,079692	116	39
03153003	PARAÍSO	87	CEEE	-31,217160	-53,850540	358	45
03153006	PASSO DA CAPELA	87	ANA	-31,134107	-53,054977	252	30
03152011	PASSO DO MENDONÇA	87	ANA	-31,000778	-52,050246	51	40
03053010	PASSO DO CAÇÃO	87	ANA	-30,961594	-53,489135	164	21
03052010	PORTO TARUMA	87	CEEE	-30,917163	-52,950531	281	51
03052007	PASSO DA GUARDA	87	CEEE	-30,900498	-52,450527	49	60
03053007	LAVRAS DO SUL	87	CEEE	-30,800492	-53,900538	329	60
03052004	DOM FELICIANO	87	CEEE	-30,700499	-52,067189	121	43
03051004	CERRO GRANDE	87	ANA	-30,598556	-51,754964	96	30
03052011	QUITERIA	87	ANA	-30,419665	-52,073854	311	36
03051023	BARRA DO RIBEIRO	87	ANA	-30,298001	-51,314681	9	25
03051031	BUTIA	87	ANA	-30,158900	-51,931100	211	23
03051005	GUAÍBA COUNTRY CLUB	87	ANA	-30,107166	-51,649405	39	25
02950016	GLORINHA	87	ANA	-29,883002	-50,788841	58	26
02951028	SAPUCAIA DO SUL	87	ANA	-29,821610	-51,495791	86	44
02951024	PORTO GARIBALDI	87	ANA	-29,817722	-51,378290	13	35
02950031	SANTO ANTÔNIO	87	CEEE	-29,817169	-50,517172	103	34
02950028	ROLANTE	87	CEEE	-29,667169	-50,567172	67	43
02950038	TERRA DE AREIA	87	ANA	-29,572726	-50,056889	12	28
02950026	RENANIA	87	CEEE	-29,417167	-50,900506	777	60
02950010	CAPÃO DOS COXOS	87	CEEE	-29,400501	-50,583837	886	59
02950027	RIO DOS CARVALHOS	87	CEEE	-29,383836	-50,183834	355	43
02950034	SERRA DO PINTO	87	CEEE	-29,367169	-50,183834	728	43
02951027	SÃO VENDELINO	87	ANA	-29,366887	-51,371621	137	30
02951022	NOVA PALMIRA	87	ANA	-29,335221	-51,189119	63	46
03052012	SERRA DOS PEDROSAS	87	ANA	-30,622440	-52,810250	398	29

A distribuição geográfica das estações pluviométricas utilizadas no estudo pode ser visualizada na figura 4.

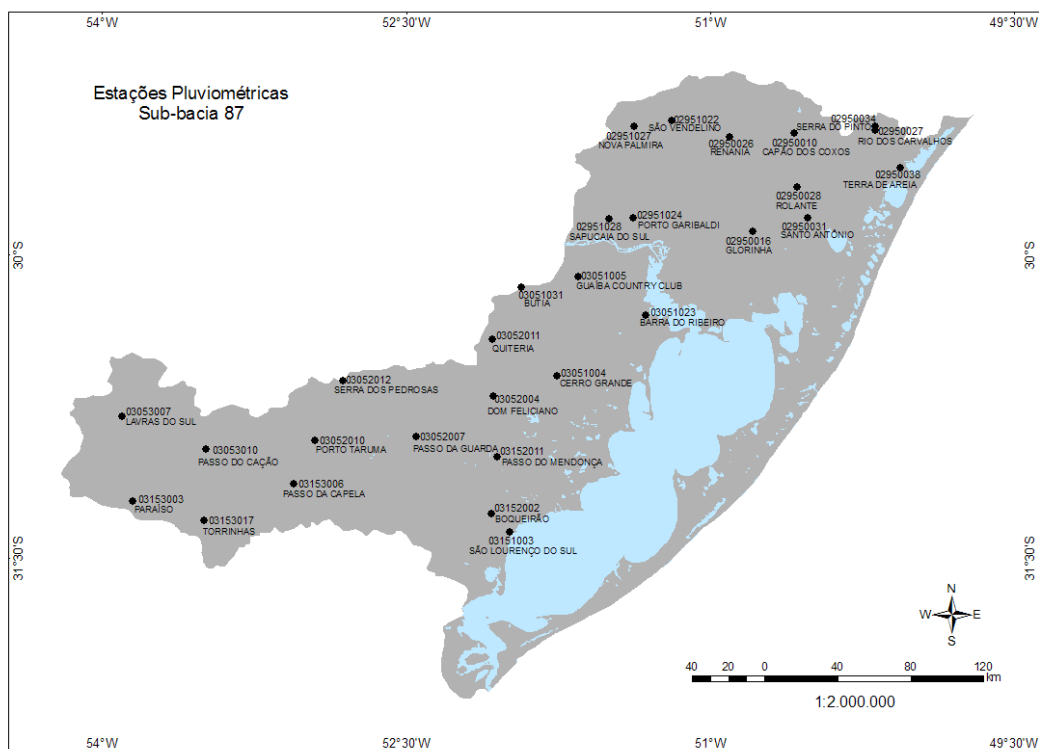


Figura 4 – Localização das estações pluviométricas da sub-bacia 87

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 graficadas 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 comprovam que as regiões podem ser consideradas, segundo o critério de Hosking e Wallis (1993), aceitavelmente homogêneas, pois a medida de heterogeneidade de todas é inferior a 1.

A figura 5 apresenta o mapa com a configuração final das regiões homogêneas e na tabela 5 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.

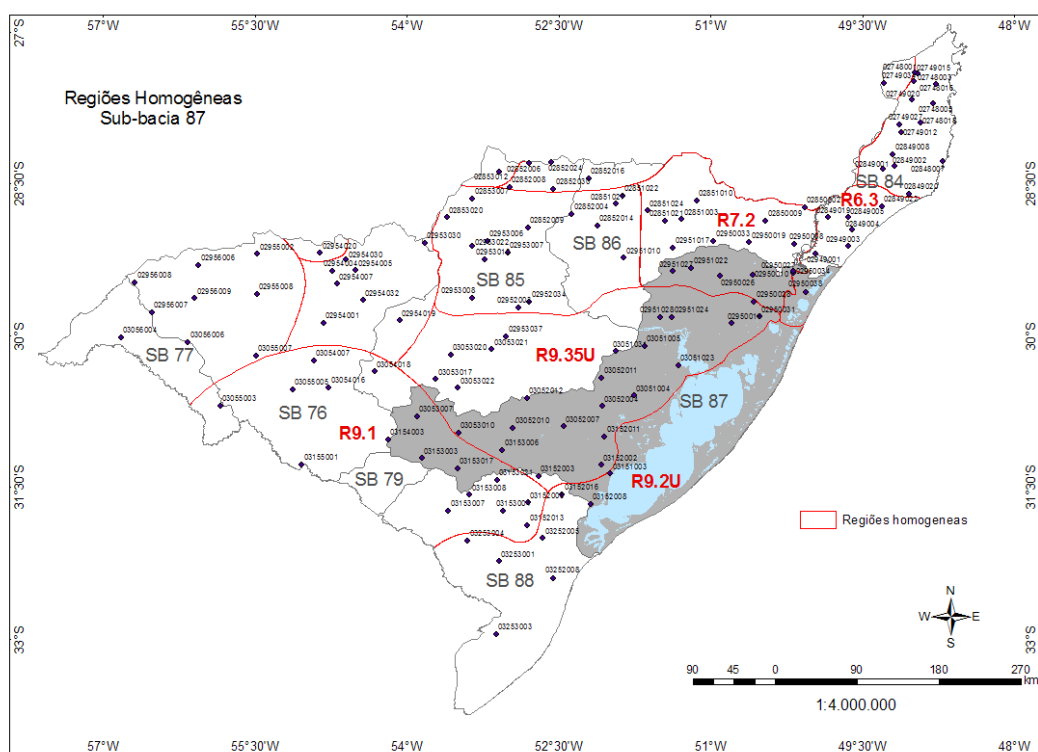


Figura 5 – Regiões homogêneas

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 6. As distribuições selecionadas foram a Generalizada Normal (GN), Pearson tipo III (PIII) e Generalizada Logística (GL). As funções densidade de probabilidade e de distribuição acumulada da Generalizada Normal (GN), Pearson tipo III (PIII) e Generalizada Logística (GL); as respectivas funções inversas e as equações para estimativa dos parâmetros das distribuições pelo método dos momentos-L são descritas em detalhes em Hoskins e Wallis (1997) ou Naghettini e Pinto (2007).

Os resultados das medidas de aderência (Z), as distribuições selecionadas e os seus parâmetros estão na tabela 5.

Tabela 5 – Distribuições selecionadas

Região Homogênea	Número estações	t2	t3	t4	H	Z	Distribuição	Posição	Escala	Forma
R6.3	8	0,1456	0,1442	0,1022	-1,26	1,39	Pearson III	1,000	0,264	0,878
R7.2	15	0,1533	0,2147	0,1939	-1,3700	0,39	Logística Generalizada	0,947	0,142	-0,215
R9.1	16	0,1753	0,1492	0,1128	-0,2500	1,20	Pearson III	1,000	0,319	0,908
R9.2U	8	0,1504	0,1554	0,1490	-0,6600	-0,39	Generalizada Normal	0,958	0,255	-0,320
R9.35U	24	0,1543	0,1598	0,1470	-1,8800	-0,38	Generalizada Normal	0,956	0,261	-0,329

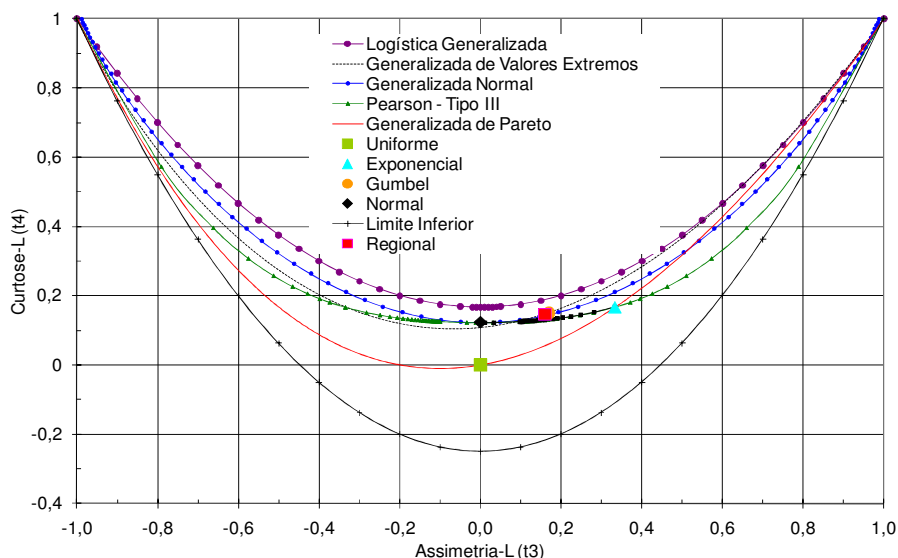


Figura 6 – Diagrama Curtose-L x Assimetria-L –Região Homogênea R9.35U

Após a determinação dos parâmetros das distribuições, foram estimados os quantis regionais adimensionais associados a vários períodos de retorno. Estes valores estão apresentados na tabela 6.

Tabela 6 - Quantis regionais adimensionalizados

Região	Tempo de Retorno (anos)							
	1,01	2	5	10	20	25	50	100
R6.3	0,557	0,962	1,204	1,353	1,49	1,531	1,657	1,777
R7.2	0,532	0,947	1,176	1,346	1,53	1,594	1,811	2,06
R9.1	0,472	0,952	1,245	1,427	1,593	1,645	1,798	1,945
R9.2U	0,539	0,958	1,204	1,362	1,51	1,556	1,699	1,839
R9.35U	0,531	0,956	1,209	1,372	1,526	1,574	1,722	1,868

Assim, a partir dos quantis regionais adimensionalizados é possível calcular os quantis associados a vários períodos de retorno em cada estação através da equação (5). A próxima etapa consistiria na análise de regressão entre os fatores de adimensionalização (média das precipitações máximas) e as características físicas da bacia (Altitude, precipitações médias anuais etc). Entretanto, não se obteve bons resultados. Dessa forma, decidiu-se pela construção de isolinhas relativas à variação espacial do fator de adimensionalização (médias das séries das precipitações diárias máximas anuais) e sua rasterização.

As isolinhas do fator de adimensionalização foram geradas com o software ArcGis, utilizando a Krigagem ordinária como interpolador principal e o IDW² (inverso do quadrado da distância) como interpolador de apoio. No IDW² 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 estimado, considerando que amostras mais próximas tendem a ser mais semelhantes. Na Krigagem o processo de interpolação também consiste em uma média ponderada entre as amostras, porém os pesos atribuídos são determinados a partir de uma análise de dependência no espaço, determinada pelo variograma amostral (Mendes e Cirilo, 2001).

Utilizaram-se dois métodos de interpolação por se observar que algumas regiões apresentavam maior aderência com um ou outro interpolador. Nos delineamentos gerados, observou-se que o IDW² 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). A Krigagem, por sua vez, apresenta a característica de suavizar em demasia os delineamentos (característica do método), excluindo pontos relevantes para o traçado, principalmente em regiões de relevo acidentado.

Para avaliação dos resultados das interpolações geradas pela Krigagem e pelo IDW² foram selecionadas as interpolações com os menores erros médios da estimativa. Tornou-se necessário proceder à correção manual das isolinhas de maneira a considerar ajustes justificados por fatores climáticas e/ou topográficos regionais.

A figura 7 ilustra o resultado final, apresentando a variação espacial do fator de adimensionalização através de um raster originado das isolinhas.

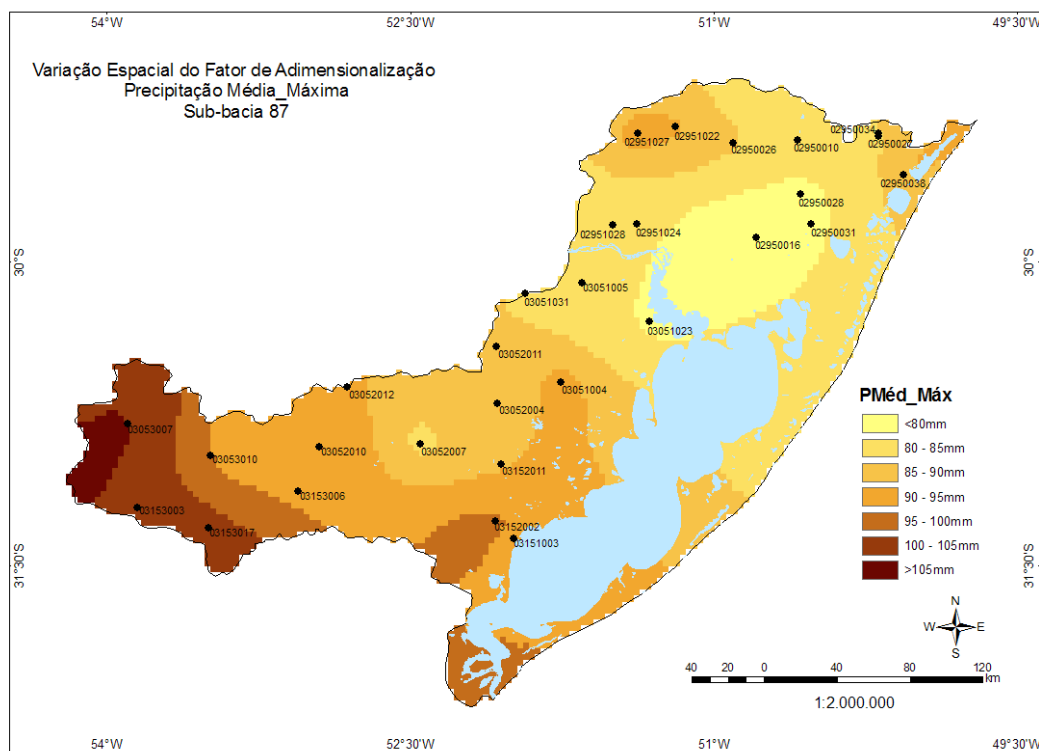


Figura 7 – Variação espacial do fator de adimensionalização das séries

Para se obter os quantis associados a vários períodos de retorno, basta, em um SIG, fazer uma álgebra de mapas multiplicando o raster do fator de adimensionalização pelo quantil adimensional de cada região homogênea. Permitindo, dessa maneira, a elaboração de mapas com a variação espacial dos quantis para os períodos de retorno apresentados na tabela 7.

A figura 8 ilustra a variação espacial do quantil associado ao tempo de retorno de 100 anos.

Tabela 7 - Quantis Calculados

Codigo	Nome	Pmed/max	1,01	2	5	10	20	25	50	100
03151003	SÃO LOURENÇO DO SUL	92,9	50,1	89,0	111,8	126,5	140,2	144,5	157,7	170,7
03153017	TORRINHAS	102,4	48,3	97,6	127,5	146,2	163,2	168,5	184,2	199,3
03152002	BOQUEIRÃO	95,7	50,8	91,5	115,7	131,3	145,9	150,6	164,7	178,7
03153003	PARAÍSO	102,4	48,3	97,5	127,5	146,2	163,2	168,4	184,2	199,2
03153006	PASSO DA CAPELA	94,0	49,9	89,8	113,6	128,9	143,4	147,9	161,8	175,5
03152011	PASSO DO MENDONÇA	88,5	47,0	84,6	107,0	121,4	135,0	139,2	152,3	165,3
03053010	PASSO DO CAÇÃO	90,4	48,0	86,4	109,3	124,0	137,9	142,3	155,7	168,9
03052010	PORTO TARUMA	94,5	50,2	90,4	114,3	129,7	144,2	148,7	162,7	176,6
03052007	PASSO DA GUARDA	83,0	44,1	79,3	100,4	113,9	126,6	130,6	142,9	155,1
03053007	LAVRAS DO SUL	108,6	51,3	103,5	135,2	155,0	173,1	178,6	195,3	211,3
03052004	DOM FELICIANO	86,1	45,8	82,3	104,1	118,2	131,4	135,5	148,3	160,9
03051004	CERRO GRANDE	91,7	48,7	87,7	110,9	125,8	139,9	144,4	157,9	171,3
03052011	QUITERIA	87,2	46,3	83,4	105,4	119,6	133,0	137,2	150,1	162,9
03051023	BARRA DO RIBEIRO	79,3	42,1	75,8	95,9	108,8	121,0	124,8	136,5	148,1
03051031	BUTIA	80,6	42,8	77,1	97,5	110,6	123,0	126,9	138,9	150,6
03051005	GUAÍBA COUNTRY CLUB	82,0	43,6	78,4	99,1	112,5	125,1	129,0	141,2	153,2
02950016	GLORINHA	75,4	40,0	72,1	91,1	103,4	115,0	118,6	129,8	140,8
02951028	SAPUCAIA DO SUL	83,1	44,2	79,5	100,5	114,0	126,8	130,8	143,1	155,3
02951024	PORTO GARIBALDI	83,7	44,5	80,0	101,2	114,9	127,7	131,8	144,2	156,4
02950031	SANTO ANTÔNIO	76,7	40,8	73,3	92,7	105,3	117,0	120,7	132,1	143,3
02950028	ROLANTE	75,7	40,2	72,4	91,5	103,9	115,5	119,1	130,3	141,4
02950038	TERRA DE AREIA	93,0	51,8	89,4	111,9	125,8	138,5	142,4	154,1	165,2
02950026	RENANIA	85,9	45,7	81,4	101,1	115,7	131,5	137,0	155,7	177,1
02950010	CAPÃO DOS COXOS	80,1	42,6	75,9	94,3	107,8	122,6	127,8	145,2	165,1
02950027	RIO DOS CARVALHOS	81,0	45,1	77,9	97,5	109,6	120,6	124,0	134,2	143,9
02950034	SERRA DO PINTO	84,7	45,0	80,2	99,6	114,0	129,6	135,0	153,4	174,5
02951027	SÃO VENDELINO	93,0	49,5	88,1	109,4	125,1	142,3	148,3	168,4	191,6
02951022	NOVA PALMIRA	91,1	48,5	86,3	107,2	122,6	139,4	145,3	165,0	187,7
03052012	SERRA DOS PEDROSAS	92,6	49,2	88,5	111,9	127,0	141,3	145,7	159,4	173,0

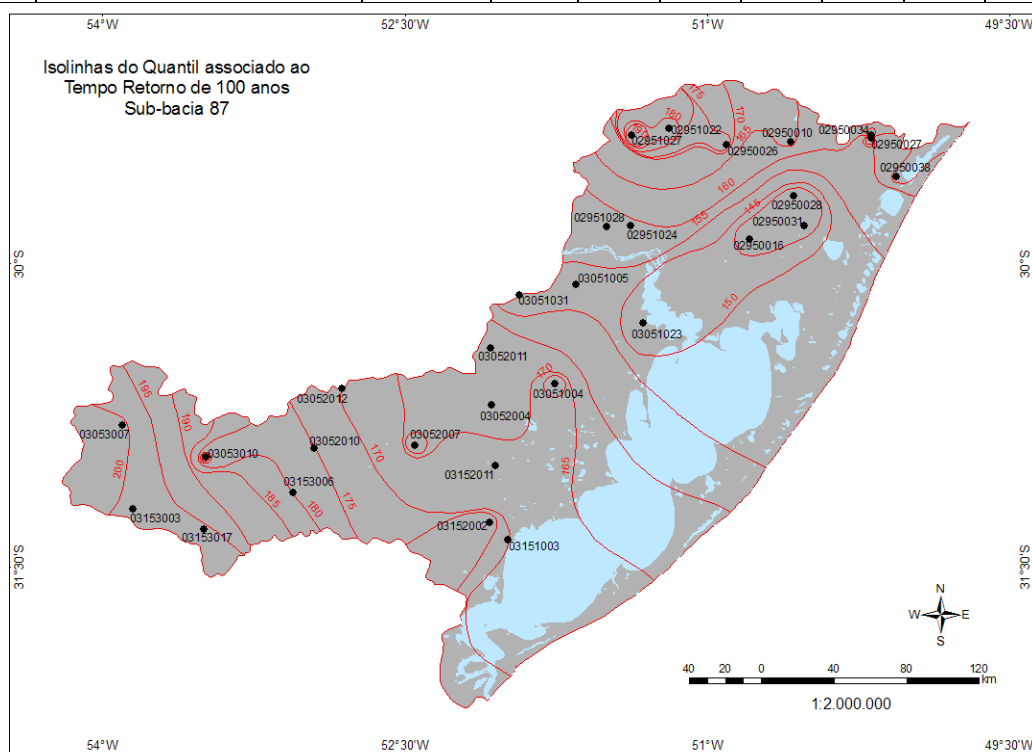


Figura 8 – Isolinhas das precipitações diárias máximas com tempo de retorno de 100 anos

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 8 apresenta os resultados das probabilidades das precipitações diárias serem superiores a 100mm e a figura 9 ilustra esta variação espacial.

Tabela 8 – Probabilidade de ocorrência de precipitações superiores a 100 mm

Código	Nome	N	Média	P_adimensional (100mm/Média)	Probabilidade $P \geq 100\text{mm}$	T(anos)
03151003	SÃO LOURENÇO DO SUL	50	92,9	1,08	33,2	3,0
03153017	TORRINHAS	29	102,4	0,98	46,9	2,1
03152002	BOQUEIRÃO	39	95,7	1,05	37,3	2,7
03153003	PARAÍSO	45	102,4	0,98	46,9	2,1
03153006	PASSO DA CAPELA	30	94,0	1,06	34,9	2,9
03152011	PASSO DO MENDONÇA	40	88,5	1,13	27,3	3,7
03053010	PASSO DO CAÇÃO	21	90,4	1,11	29,9	3,3
03052010	PORTO TARUMA	51	94,5	1,06	35,6	2,8
03052007	PASSO DA GUARDA	60	83,0	1,20	20,3	4,9
03053007	LAVRAS DO SUL	60	108,6	0,92	54,2	1,8
03052004	DOM FELICIANO	43	86,1	1,16	24,2	4,1
03051004	CERRO GRANDE	30	91,7	1,09	31,7	3,2
03052011	QUITERIA	36	87,2	1,15	25,6	3,9
03051023	BARRA DO RIBEIRO	25	79,3	1,26	16,1	6,2
03051031	BUTIA	23	80,6	1,24	17,6	5,7
03051005	GUAÍBA COUNTRY CLUB	25	82,0	1,22	19,1	5,2
02950016	GLORINHA	26	75,4	1,33	12,2	8,2
02951028	SAPUCAIA DO SUL	44	83,1	1,20	20,5	4,9
02951024	PORTO GARIBALDI	35	83,7	1,19	21,2	4,7
02950031	SANTO ANTÔNIO	34	76,7	1,30	13,5	7,4
02950028	ROLANTE	43	75,7	1,32	12,5	8,0
02950038	TERRA DE AREIA	28	93,0	1,08	33,7	3,0
02950026	RENANIA	60	85,9	1,16	21,1	4,7
02950010	CAPÃO DOS COXOS	59	80,1	1,25	14,9	6,7
02950027	RIO DOS CARVALHOS	43	81,0	1,23	17,4	5,7
02950034	SERRA DO PINTO	43	84,7	1,18	19,6	5,1
02951027	SÃO VENDELINO	30	93,0	1,08	30,4	3,3
02951022	NOVA PALMIRA	46	91,1	1,10	27,8	3,6
03052012	SERRA DOS PEDROSAS	29	92,6	1,08	32,9	3,0

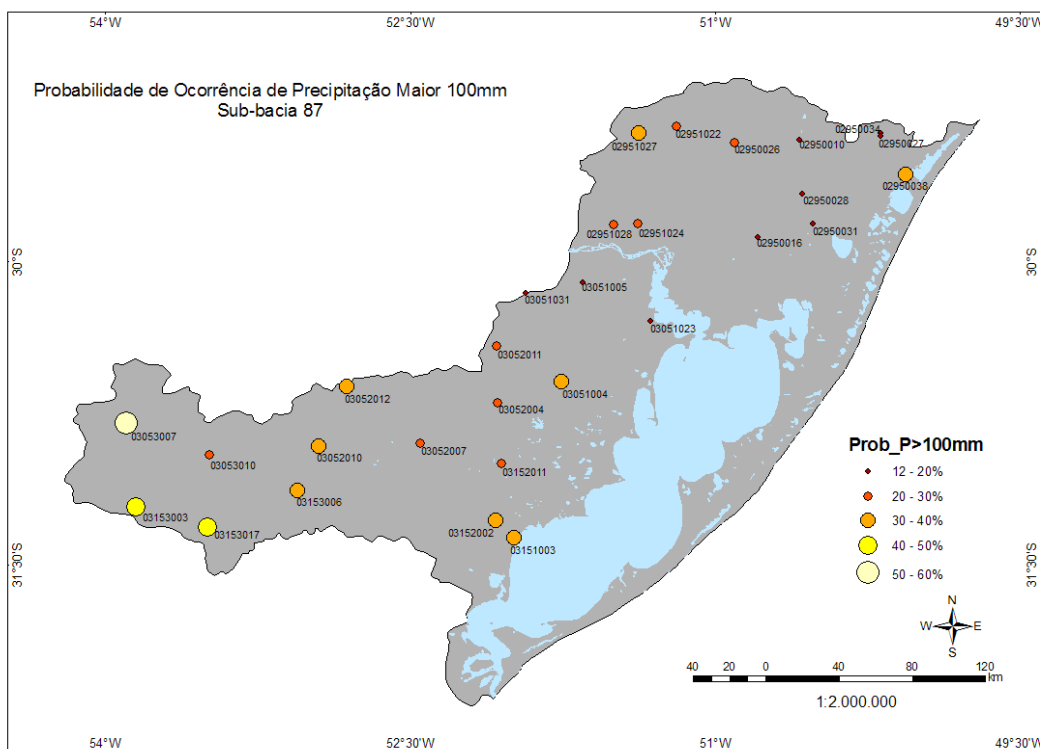


Figura 9 – Probabilidades de ocorrência de precipitações superiores a 100 mm

Conforme descrito no item 3, também foram calculados, para cada estação pluviométrica, os limites das classes para classificação das precipitações máximas diárias em Chuva fraca (CF), Chuva Leve (CL), Chuva Moderada (CM), Chuva Severa (CS) e Chuva Extrema (CE). A figura 10 apresenta um exemplo com a classificação da serie de precipitações máximas anuais da estação Boqueirão, sob o código 03152002. Cabe ressaltar que esta estação localiza-se a 13km da cidade de São Lourenço do Sul, às margens da Laguna dos Patos, assolada recentemente por uma tragédia considerada a pior enchente que já atingiu a cidade, causando prejuízos e deixando bairros inteiros cobertos de lama e centenas de pessoas desabrigadas. O registro de precipitação que ocasionou a inundação também se encontra ilustrado no gráfico da figura 10. As alturas de precipitações diárias que definem o limite de cada classe, para a estação 03152002 são os seguintes: Chuva fraca (CF): inferiores a 91,5mm; Chuva Leve (CL): entre 91,5 e 121,0mm; Chuva Moderada (CM): entre 121,0 e 139,9mm; Chuva Severa (CS): entre 139,9 e 162,1mm; e Chuva Extrema (CE): superiores a 162,1mm.

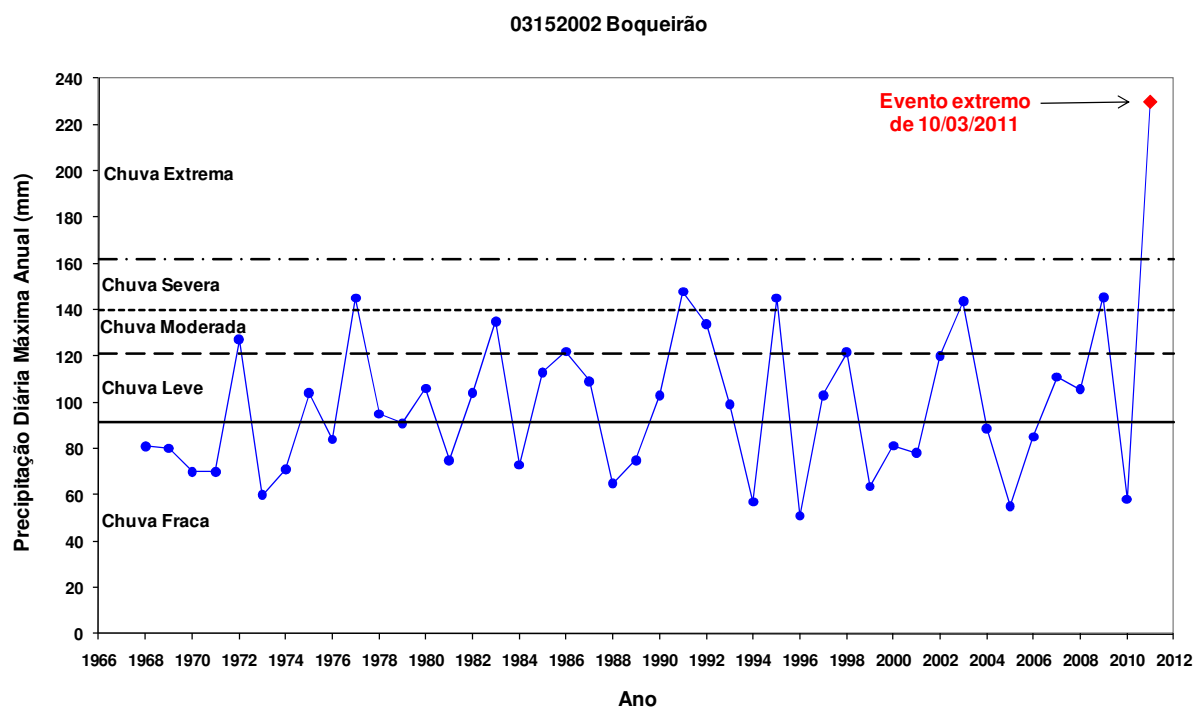


Figura 10 – Classificação da série 03152002

7- CONCLUSÕES

A região em estudo, a sub-bacia 87, foi dividida em cinco regiões homogêneas para a aplicação do método index-flood utilizando os momentos-L e as estatísticas-L proposta por Hosking e Wallis (1993 e 1995). As razões-L regionais, especificamente o L-CV (t2) e a Assimetria-L (t3), como apresentadas na tabela 5 indicam que a região sudoeste da sub-bacia (R9.1) apresenta o maior L-CV e a região noroeste (R7.2) a maior Assimetria-L. Enquanto que a região nordeste da área em estudo (R6.3) apresenta os menores valores de L-CV e Assimetria-L. Nas regiões homogêneas foram ajustadas as distribuições Generalizada Normal (GN), Pearson tipo III (PIII) e Generalizada Logística (GL) para cálculo dos quantis dimensionais. O cálculo dos quantis absolutos é obtido multiplicando-se o quantil dimensional pelo fator de adimensionalização, o qual foi espacializado, como está ilustrado na figura 7. Analisando a variação espacial do fator de adimensionalização na figura 7, observa-se que as médias das precipitações diárias máximas anuais apresentam um gradiente, com predominância de elevação das alturas de chuva, no sentido nordeste-sudoeste, além de um núcleo de valores mais baixos no extremo norte da laguna dos Patos. Essa configuração espacial é similar às isoietas de precipitações diárias máximas anuais associadas ao tempo de retorno de 100 anos, como pode ser visualizado na figura 8.

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 9 ilustra

a configuração espacial das probabilidades de ocorrência de precipitações superiores a 100 mm. Avaliando esse mapa, verifica-se que as probabilidades superiores a 30% de ocorrer precipitações diárias superiores ou iguais a 100 mm predominam na região sudoeste da sub-bacia 87. Enquanto que no extremo norte da laguna dos Patos e grande parte da região sudeste da sub-bacia, as probabilidades de ocorrerem precipitações diárias superiores a 100 mm são inferiores a 20%. A variação espacial das probabilidades de ocorrência de precipitações superiores a 100 mm apresentam grande similaridade com a configuração espacial do fator de adimensionalização, ou seja, a média das séries. Este fato ilustra a importância de se pesquisar metodologias ou variáveis explicativas para as equações de regressão, que possibilitem a representação mais adequada possível da variação espacial do fator de adimensionalização.

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 de precipitações diárias máximas anuais.

A adaptação do Standardized Precipitation Index, SPI (McKee, 1993), utilizando os resultados da análise de frequência regional, como proposto por Santos *et al.* (2011), para a determinação dos limiares de chuva para diferentes classes para a classificação das precipitações diárias se apresenta como uma boa ferramenta de comunicação sobre as alturas de chuva ocorridas uma vez que possibilita uma classificação qualitativa e probabilística simultaneamente. Assim, a informação pode atender as necessidades de divulgação da informação para diferentes públicos e, ao mesmo tempo está associada as probabilidades de ocorrência, que atende aos profissionais de Hidrologia e Meteorologia.

O uso da análise de frequência regional para a definição dos limiares das classes permite a utilização de séries com tamanhos menores do que as preconizadas para a aplicação do *Standardized Precipitation Index* (SPI), pois a análise regional de frequência representa uma alternativa que procura compensar a insuficiente caracterização temporal do comportamento de eventos extremos por uma coerente caracterização espacial da variável hidrológica em questão.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANDRIOTTI, J.L.(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.
- NAGHETTINI, M., PINTO, E. J. A. (2007) *Hidrologia Estatística*. Ed. CPRM, Belo Horizonte. Disponível em www.cprm.gov.br (Estante virtual).
- McKEE, T.B. (1993). *The relationship of drought frequency and duration to time scales*. Eighth Conference on Applied Climatology. American Meteorological Society. Boston.
- MENDES,C.A.B.; CIRILLO,J. A. (2001). *Geoprocessamento em Recursos Hídricos Princípios, Integração e Aplicação*. ABRH, Porto Alegre, 503 p.
- MISHRA, A.K., SINGH, V.P. (2010). *A review of drought concepts*. Journal of Hydrology doi:10.1016/j.jhydrol.
- SANTOS, M. S.; PINTO, E. J. A.; MARTINS, L. K. L. A. e PINTO, J. A. O. (2011). *Definição de limiares de secas e cálculo do índice de precipitação padronizada por meio de análise regional de frequências na bacia do alto São Francisco*. Artigo submetido a Revista Brasileira de Recursos Hídricos em março de 2011 – ABRH.