

PETERSON DOS SANTOS

**ANÁLISE DE FREQUÊNCIA E REGIONALIZAÇÃO DE VAZÕES MÁXIMAS
SAZONAIS NA REGIÃO SUL DO BRASIL**

CURITIBA

2012

PETERSON DOS SANTOS

**ANÁLISE DE FREQUÊNCIA E REGIONALIZAÇÃO DE VAZÕES MÁXIMAS
SAZONAIS NA REGIÃO SUL DO BRASIL**

Dissertação apresentada como requisito parcial à obtenção do grau de Mestre. Curso de Pós-Graduação em Engenharia de Recursos Hídricos e Ambiental, Setor de Tecnologia, Universidade Federal do Paraná.

Orientador: Prof. Heinz Dieter O. A. Fill

CURITIBA

2012

FICHA CATALOGRÁFICA

SANTOS, Peterson.

Análise de Frequência e Regionalização de Vazões Máximas Sazonais na Região Sul do Brasil / Peterson dos Santos – Curitiba, 2012.

xi, 142 f.

Dissertação (Mestrado) – Setor de Tecnologia, Universidade Federal do Paraná.

1. Distribuição Sazonal de vazões. 2. Análise de Frequência. 3. Cheia de Projeto. 4. Regionalização de Vazões.


TERMO DE APROVAÇÃO

PETERSON DOS SANTOS

**“Análise de Frequência e Regionalização de vazões
Máximas Sazonais na Região Sul do Brasil”**

Dissertação aprovada como requisito parcial à obtenção do grau de Mestre, pelo Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Recursos Hídricos e Ambiental do Setor de Tecnologia da Universidade Federal do Paraná, pela comissão formada pelos professores:

PRESIDENTE:



Heinz Dieter Oskar August Fill
Universidade Federal do Paraná
Orientador

MEMBROS:



Alexandre Guetter
Universidade Federal do Paraná



Eloy Kaviski
Universidade Federal do Paraná



Claudio Krüger
Universidade Positivo

Curitiba, 01 de junho de 2012

AGRADECIMENTOS

Durante o percurso da pesquisa, muitos me ajudaram, direta ou indiretamente; no entanto, seria difícil nomear todos aqui. Agradeço, em especial:

À Universidade Federal do Paraná e ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Recursos Hídricos e Ambiental pela oportunidade concedida e aos seus professores.

Ao meu orientador Heinz Dieter Fill, por todo o conhecimento transmitido, pela paciência e por ter sido antes de tudo um amigo, compreendendo os meus anseios e apoiando o meu projeto. Agradeço pela oportunidade de ter sido seu orientado.

Ao Prof. Cristovão Fernandes, por seu exemplo de devoção a este curso e pelo incentivo nos momentos em que mais dedicação parecia impossível.

À Kátia Luciane Neira Lopes, pela ajuda constante, livros emprestados e sugestões.

A Cláudio Krüger e Ruth Maia, pelo auxílio no aprendizado do ArcGIS.

Às empresas RDR, PAB e Intertechne, pelo apoio à realização deste trabalho. Em especial, a Bruno Victor Veiga pelo incentivo na tomada de decisão.

Às colegas de mestrado Luísa Sartor Guimarães e Iara Bettinardi, pelo companheirismo.

Aos amigos, por compreenderem a minha ausência e partilharem a minha vitória.

A meus pais, em especial à minha mãe Joeseli Helena, por me apoiar e não medir esforços para me oferecer todas as oportunidades de uma boa educação.

À minha esposa Tatiana Wendt, pelo apoio, incentivo e compreensão, por todos esses anos de companheirismo e amizade mútua.

A Deus por tudo.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	1
1.1	JUSTIFICATIVA	1
1.2	OBJETIVOS	3
1.3	ESTRUTURA DO TRABALHO	3
2	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	4
2.1	ANÁLISE DE FREQUÊNCIA DE CHEIAS	4
2.2	DISTRIBUIÇÕES SAZONAIS DE CHEIAS.....	8
2.3	REGIONALIZAÇÃO DE PARÂMETROS HIDROLÓGICOS.....	10
3	MATERIAIS E MÉTODOS.....	13
3.1	ÁREA DE ESTUDO E DADOS HIDROLÓGICOS	13
3.2	SAZONALIDADE DE ENCHENTES	17
3.2.1	GERAL.....	17
3.2.2	ANÁLISE DA DETECÇÃO DA SAZONALIDADE	18
3.3	ANÁLISE DE FREQUÊNCIA.....	31
3.3.1	DISTRIBUIÇÕES USUAIS PARA MÁXIMAS	31
3.3.2	ESTIMATIVA DE PARÂMETROS	38
3.3.3	CRITÉRIOS PARA SELEÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO.....	46
3.3.4	O MÉTODO DE MONTE CARLO	57
3.4	REGIONALIZAÇÃO DE PARÂMETROS	58
3.4.1	MÉTODOS DE INTERPOLAÇÃO ESPACIAL	59
3.4.2	MÉTODOS DE REGRESSÃO REGIONAL.....	65
3.5	COMPOSIÇÃO DE EVENTOS SAZONAIS	71
4	ANÁLISE DOS RESULTADOS	74
4.1	DISTRIBUIÇÃO DE PROBABILIDADES	74
4.1.1	QUALIDADE DE AJUSTE	74
4.1.2	CRITÉRIO DA ROBUSTEZ.....	78
4.2	INTERPOLAÇÃO DE CHUVAS INTENSAS	83

4.3	EQUAÇÕES DE REGRESSÃO.....	83
4.4	EXEMPLO DE APLICAÇÃO.....	84
5	CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES.....	90
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	92
	ANEXO A – ÁREA DE ESTUDO E POSTOS FLUVIOMÉTRICOS UTILIZADOS	98
	ANEXO B – DETECÇÃO DA SAZONALIDADE	105
	ANEXO C – SELEÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO.....	112
	ANEXO D – PRECIPITAÇÃO E ISOIETAS.....	123
	ANEXO E – REGRESSÃO REGIONAL.....	130

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – BACIAS E SUB-BACIAS DA REGIÃO ESTUDADA	13
TABELA 2 – ESTAÇÕES FLUVIOMÉTRICAS UTILIZADAS	15
TABELA 3 – VAZÕES MÉDIAS MENSAIS ESPECÍFICAS (l/s.km ²).....	19
TABELA 4 – MÉDIAS DAS VAZÕES MÁXIMAS.....	21
TABELA 5 – NÚMERO DE OCORRÊNCIA DE CHEIAS ANUAIS AO LONGO DOS MESES.....	23
TABELA 6 – PERCENTAGEM DE ESTAÇÕES QUE REJEITAM H ₀ - TESTE t DE STUDENT	27
TABELA 7 – PERCENTAGEM DE ESTAÇÕES QUE REJEITAM H ₀ - TESTE F DE SNEDECOR.....	28
TABELA 8 – NÚMERO DE ESTAÇÕES REJEITADAS A 90% E 95%	30
TABELA 9 – VALORES DE a PARA POSIÇÃO DE PLOTAGEM.....	50
TABELA 10 – VALORES CRÍTICOS PARA A DISTRIBUIÇÃO NORMAL.....	50
TABELA 11 – VALORES CRÍTICOS PARA A DISTRIBUIÇÃO DE GUMBEL	51
TABELA 12 – VALORES CRÍTICOS PARA A DISTRIBUIÇÃO GEV.....	51
TABELA 13 – COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO MÉDIO.....	52
TABELA 14 – PARÂMETROS DOS CENÁRIOS HIPOTÉTICOS	55
TABELA 15 – PARÂMETROS DAS SÉRIES HISTÓRICAS	56
TABELA 16 – VARIÁVEIS ‘DUMMY’ DAS SUB-REGIÕES	69
TABELA 17 – REGRESSÕES FINAIS ADOTADAS	70
TABELA 18 – ESTIMATIVA DOS MOMENTOS LINEARES.....	75
TABELA 19 – COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO MÉDIO.....	78
TABELA 20 – DESEMPENHO DOS ESTIMADORES PARA TR = 100 ANOS.....	79
TABELA 21 – DESEMPENHO DOS ESTIMADORES PARA TR = 1.000 ANOS.....	80
TABELA 22 – MÉDIA E VARIÂNCIA USADOS NA GERAÇÃO DAS SÉRIES	80
TABELA 23 – DESEMPENHO DOS ESTIMADORES PARA TR = 100 ANOS.....	81
TABELA 24 – DESEMPENHO DOS ESTIMADORES PARA TR = 1.000 ANOS.....	81
TABELA 25 – SUB-REGIÕES PARA ESTIMATIVA DE κ	82
TABELA 26 – PARÂMETROS LOCAIS x REGIONAIS.....	85
TABELA 27 – ESTIMATIVAS LOCAIS E REGIONAIS DE QUANTIS COM TR = 100 ANOS	85

TABELA 28 – ESTIMATIVAS LOCAIS E REGIONAIS DE QUANTIS COM TR = 1.000 ANOS	86
TABELA 29 – ESTIMATIVAS LOCAIS – ANÁLISE DIRETA x ANÁLISE COMPOSTA (TR = 100 ANOS).....	87
TABELA 30 – ESTIMATIVAS REGIONAIS – ANÁLISE DIRETA x ANÁLISE COMPOSTA (TR = 1.000 ANOS).....	88

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 – ÁREA DE ESTUDO	14
FIGURA 2 – VAZÃO MÁXIMA MÉDIA ESPECÍFICA x DESVIO PADRÃO ESPECÍFICO	55

LISTA DE SIGLAS

NERC - Natural Environmental Research Council

PWM - Probability Weighted Moments

RFFA - Regional Flood Frequency Analysis

USGS - US Geological Survey

WRC - Water Resources Council

RESUMO

A presente pesquisa visa desenvolver um método de análise de frequência de cheias baseado no conceito das distribuições sazonais de vazões máximas, para a região sul do Brasil. Para tanto, procura definir uma distribuição de probabilidades regional robusta e adequada a estas finalidades e propõe um método de estimativa de seus parâmetros. A distribuição proposta é a distribuição generalizada de extremos (GEV) com parâmetro de forma κ regional e a estimativa dos parâmetros de locação e escala pelo método dos momentos-L. Além disso, propõe um modelo de regionalização dos primeiros dois parâmetros (λ_1 e λ_2) através de regressões sobre características fisiográficas das bacias de drenagem.

Para alcançar estes propósitos, analisaram-se os registros de 77 estações fluviométricas nos estados do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul. A seleção da distribuição proposta (GEV) foi baseada nos critérios de qualidade do ajuste (através do teste de aderência PPCC) e da robustez avaliada por simulações Monte Carlo, usando o *Root Mean Square Error* (RMSE) dos logaritmos dos estimadores para comparação. Testaram-se quatro distribuições (Gumbel, Exponencial, GEV e lognormal).

Apresenta-se um exemplo de aplicação do método proposto juntamente com o modelo de regionalização e compara-se para os quantis de 100 e 1.000 anos de retorno (1) estimativas locais e regionais e (2) estimativas de séries anuais simples e estimativas compostas a partir de distribuições sazonais.

ABSTRACT

This thesis develops a method of flood frequency analysis based on the concept of seasonal distributions for maximum streamflows within South Brazil. For this purpose an unique robust regional probability distribution will be defined and an efficient method of parameter estimation will be proposed. The proposal distribution is the generalized extreme value distribution (GEV) with a regional shape parameter and estimation of the location and scale parameter by the method of L-moments. A regional method using regression upon physiographic drainage basin characteristics is also developed for the first two L-moments. Seventy-seven streamflow gauging stations located within the States of Paraná, Santa Catarina and Rio Grande do Sul are used in the analysis.

The selection of the proposed probability distribution (GEV) was based on both goodness of fit and robustness. The former was done by the PPCC test and the later was evaluated by Monte Carlo simulation, using log-space RMSE for comparison. Four distributions (Gumbel, Exponential, GEV and Log-normal) were tested. An example of the application of the proposed method is presented using fifteen selected sites within South Brazil. Here for flood quantiles of 100 and 1000 year return periods two main comparisons were presented: (1) local (2P) and regional (0P) estimates and (2) estimates from the analysis of annual series versus composite estimates from seasonal distributions.

1 INTRODUÇÃO

1.1 JUSTIFICATIVA

Cheias são eventos naturais ou artificiais que podem causar impactos ambientais, grandes prejuízos econômicos e até mesmo mortes. A população impactada muitas vezes exige proteção contra estes eventos e os seus efeitos. As agências governamentais respondem a estes pleitos implementando medidas de mitigação estruturais (reservatórios, diques, dragagem) e não estruturais (zoneamento, remoção, sistemas de alarme). Todas estas medidas exigem a quantificação das cheias em magnitude, volume e frequência para o adequado projeto das medidas de mitigação.

No caso particular de obras hidráulicas, mesmo quando não são destinadas ao controle de cheias, uma das informações básicas de maior relevância para o seu projeto e o dimensionamento é a cheia de projeto, definida como a vazão máxima ou a sequência de vazões extremas que a obra possa suportar sem danos significativos para si e para populações e melhoramentos a jusante (FILL, 1981).

Para a quantificação numérica da cheia de projeto duas abordagens constam da prática da engenharia: (1) a cheia máxima provável definida como uma estimativa da vazão ou outras características da cheia (nível de água, volume, duração) resultante da combinação das piores condições meteorológicas e de estado da bacia que possam ocorrer no local considerado e (2) a análise de frequência de cheias que considera as características de interesse da enchente como uma variável aleatória cujo valor é descrito por uma distribuição de probabilidades, que deve ser estimada a partir dos dados disponíveis.

Nesta dissertação apenas a segunda abordagem será considerada. Definida a distribuição de probabilidades é possível estimar a cheia de projeto para uma probabilidade de excedência prefixada, em função das características da obra. Desta forma este método admite que, embora pouco provável, ocorram vazões superiores à cheia de projeto. Assim, assume-se um risco calculado para a possível ruína da obra.

A análise de frequência de cheias é essencialmente um problema de escassez de informação. Os registros históricos são normalmente demasiadamente curtos para estimar quantis com probabilidade de excedência baixa associada às cheias de projeto. Resultam daí dois problemas fundamentais na análise de frequência de cheias: (1) escolha da família de distribuição e (2) a estimativa dos parâmetros. Quanto ao primeiro problema vale mencionar que a verdadeira distribuição de probabilidades nunca é conhecida e se fosse seria complexa demais para propósitos práticos, o que obrigaria a escolher uma família de distribuições razoavelmente corretas. No caso do segundo problema, existem métodos de reduzir o erro amostral dos estimadores dos parâmetros através da regionalização e da pesquisa de eventos históricos anteriores ao registro sistemático de observações.

Na prática da engenharia a probabilidade de excedência é usualmente expressa pelo tempo de retorno, definido como o valor esperado da variável aleatória, “intervalo entre falhas”. No caso “falha” significa a ocorrência de vazão superior à vazão de projeto. Prova-se que no caso de eventos independentes o tempo de retorno em anos corresponde ao inverso da probabilidade de excedência da vazão máxima em um ano qualquer (CHOW *et al.* 1988).

O presente trabalho procura apresentar um método consistente que permite incorporar, na análise da frequência de cheias, as variabilidades sazonais da gênese de vazões máximas. Nesse método procura-se estabelecer distribuições de probabilidades distintas para cheias ocorrendo em épocas distintas do ano (e.g. inverno / verão) que em seguida são combinadas para avaliar cheias anuais máximas de diferentes probabilidades de ocorrência. Como o evento máximo de cada ano pode pertencer a qualquer uma dessas épocas e assumindo que os eventos de cheia em diferentes épocas do ano são estatisticamente independentes, o evento “vazão máxima anual”, é descrito pela variável aleatória que é o máximo de um conjunto de variáveis aleatórias independentes. Essa teoria para avaliação da cheia máxima anual foi inicialmente proposta por Waylen e Woo (1982) e denominada “processos mistos” (*mixed processes*). Aqui será referida como método das distribuições sazonais.

A definição de distribuições de cheias de caráter sazonal ainda encontra aplicação prática no estabelecimento do cronograma de obras hidráulicas pois

permite concentrar atividades críticas (por exemplo desvio do rio) em períodos mais adequados.

Para permitir a análise sazonal das cheias em qualquer local da região sul do Brasil, no presente trabalho será proposta uma família de distribuições de probabilidades robusta para máximos sazonais e um método de regionalização para os seus parâmetros dentro da região sul do Brasil.

1.2 OBJETIVOS

O objetivo principal desta pesquisa é estabelecer o método das distribuições sazonais para a região sul do Brasil, de forma regionalizada. Resultam ainda como objetivos adicionais, necessários para o alcance do objetivo principal (1) a definição de um ano hidrológico e sua divisão em estações homogêneas na gênese de cheias, (2) a escolha de uma família de distribuições de probabilidade robusta para a aplicação do modelo e (3) a regionalização dos parâmetros desta família de distribuições na região sul do Brasil.

1.3 ESTRUTURA DO TRABALHO

Este trabalho é desenvolvido ao longo de cinco capítulos incluindo esta introdução. O capítulo 2 é dedicado à revisão bibliográfica onde são descritas sucintamente as principais referências sobre o assunto na literatura. No capítulo 3 se apresentam e se descrevem os métodos de análise utilizados nesta pesquisa para alcançar os objetivos propostos. No capítulo 4 mostram-se os resultados da aplicação dos métodos do capítulo anterior às informações utilizadas. Finalmente o capítulo 5 sumariza as principais conclusões do trabalho decorrentes dos resultados obtidos e propõe algumas sugestões para pesquisas futuras na mesma linha.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

A revisão bibliográfica foi organizada em três sub-seções que trataram dos temas de análise de frequência de cheias, distribuições sazonais e regionalização dos parâmetros da distribuição.

2.1 ANÁLISE DE FREQUÊNCIA DE CHEIAS

Cheias resultam na natureza da interação de fenômenos altamente complexos e ainda não completamente entendidos, como chuvas intensas e sua variabilidade espacial e temporal combinadas com a resposta não linear e variável da bacia de drenagem. Desta forma imagina-se que a verdadeira distribuição de probabilidades de vazões de enchente seja complexa e com parâmetros demais para ser de uso prático. Daí resulta que na prática a distribuição adotada para descrever as vazões máximas de um rio nunca é a verdadeira, mas sim uma distribuição substituta razoavelmente simples. Conforme Stedinger (1989) “o problema não é ajustar melhor a distribuição correta, mas como ao usar uma distribuição errada evitar erros excessivos”.

A análise da frequência de cheias tem sido desenvolvida e aplicada ao longo dos últimos 100 anos. O primeiro estudo relacionando vazões de cheias a uma probabilidade de excedência explícita foi publicado por Fuller (1914) sugerindo uma relação semilogarítmica.

$$q_T = \bar{q}(1 + 0,8 \log T) \quad (2.1)$$

Onde \bar{q} é a vazão máxima anual média e q_T é a vazão de cheia com período de retorno T .

Ao discutir o estudo, Horton (1914) menciona que em 1896, Raffer sugeriu o uso de métodos estatísticos para estudos de cheias. Após tentativas sem sucesso de usar uma distribuição normal, Hazen (1914) sugeriu que as vazões máximas seriam melhor descritas por uma distribuição log-normal (LN). Consistentemente Hazen (1921) desenvolveu a aplicação da distribuição log-normal para estimar

cheias, introduzindo o chamado papel log-probabilístico para tanto e apresentando fatores de frequência.

Os fatores de frequência relacionam a cheia de um dado tempo de retorno com a média e o desvio padrão das máximas anuais através da expressão:

$$q_T = \bar{q} + K_T S \quad (2.2)$$

Onde \bar{q} é a média e S o desvio padrão das máximas anuais e K_T o fator de frequência que depende da distribuição de probabilidades assumida. Desde então a distribuição log-normal tem sido largamente usada na estimativa prática de vazões de cheia.

Foster (1924) propôs a distribuição Pearson 3 (P3) para vazões de cheia e também publicou uma tabela de fatores de frequência. Mais tarde Beard (1962) introduziu a distribuição log-Pearson 3 (LP3) ajustando aos logaritmos das vazões uma distribuição P3 como um modelo padrão para estudos de cheias nos Estados Unidos da América (USA).

A partir de 1940, Gumbel (1941, 1945, 1956, 1958, 1962) aplicou às vazões de cheia a teoria das distribuições assintóticas de extremos, desenvolvido por Fisher e Tippett (1928). Nessa teoria os valores extremos de uma amostra de n variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas (iid) tendem a um dos de três tipos de distribuição quando $n \rightarrow \infty$, designados por *EVI*, *EVII*, *EVIII*. A distribuição *EVI*, também conhecida como distribuição de Gumbel, tem sido muito usada em hidrologia. Jenkinson (1955) mostrou que cada uma das três distribuições de extremos podem ser vistas como um caso particular de uma única distribuição de probabilidades, a distribuição generalizada de extremos (*GEV* da sigla em inglês) e propôs o uso da distribuição *GEV* como uma opção natural para descrever extremos de fenômenos naturais de cunho meteorológico. Assim a partir dos anos 1960 três famílias de distribuição (LN, Gumbel/*GEV*, LP3) firmaram como padrão nos estudos de vazão de cheias. A seleção final da distribuição era baseada em testes de aderência, critério de segurança, robustez e preferência pessoal.

Para fornecer uma aproximação uniforme na análise de frequência de cheias nos Estados Unidos da América, o *US Water Resources Council* lançou o *Bulletin 15* (WRC, 1967), recomendando a distribuição LP3 com o método dos momentos

(MOM) para a estimação de parâmetros como procedimento padrão, particularmente para uso de agências federais dos EUA. A Austrália e outros países seguiram os EUA na adoção da LP3 como distribuição ideal, apesar de haver uma controvérsia entre muitos hidrólogos sobre esta decisão (ver THOMAS, 1985; WALLIS, 1980, 1988; WALLIS e WOOD, 1985).

No Reino Unido, outra tentativa de definir diretrizes para métodos de frequência de vazões culminaram na publicação do *Flood Studies Report* (NERC, 1975), cuja recomendação era a utilização da distribuição GEV como mais apropriada para descrever as cheias anuais máximas nas ilhas Britânicas. Neste estudo também enfatizou o uso da regionalização para locais com poucos dados e grandes tempos de retorno.

Houghton (1978a) introduziu a distribuição Wakeby com 5 parâmetros para uso em análise de frequência de vazões. Esta distribuição tem sido utilizada para gerar séries de máximos nas simulações Monte Carlo (e.g. LANDWEHR *et al.*, 1980; DAMAZIO, 1983; KELMAN, 1987b). Wallis (1980) sugeriu seu uso no procedimento *index flood*.

Muitos desenvolvimentos recentes em análise de frequência focaram no conceito de momentos de probabilidade ponderados (*Probability Weighted Moments* – PWM), introduzidos por Greenwood *et al.* (1979) e a teoria dos momentos lineares desenvolvidos por Hosking (1986, 1990). A teoria de momentos lineares é um desenvolvimento natural da aproximação PWM. Isto proporciona uma completa e consistente cobertura de (1) caracterização da teoria das distribuições de probabilidade, (2) descrição e caracterização de amostras e observações, (3) estimação de parâmetros e quantis, e (4) testes de hipótese de distribuições de probabilidade (HOSKING, 1986).

Elesbon *et al.* (2001) apresentaram um mapa de regionalização de vazões máximas para o estado do Espírito Santo e sul da Bahia, composto de nove regiões homogêneas com curvas de vazão x período de retorno, utilizando o método dos momentos lineares, visando a estimativa de riscos de cheias em cursos d'água interiores.

Mais recentemente, Reis *et al.* (2005) fizeram uso de métodos Bayesianos através de simulação Monte Carlo via Cadeia de Markov para obtenção da distribuição de probabilidades de quantis de cheia, risco de enchentes e parâmetros

da distribuição log Pearson 3, mostrando uma alternativa atraente do ponto de vista computacional para descrever as incertezas dos parâmetros e outras variáveis de interesse.

Cordeiro e Medeiros (2003) utilizaram as distribuições de Gumbel e log-normal para um estudo de frequência clássico de cheias do rio Itajaí em Blumenau usando apenas valores acima de um limiar.

Damazio e Albuquerque (2003) apresentaram um estudo de cheias para vários aproveitamentos hidrelétricos no rio Paraíba do Sul considerando o efeito laminador de reservatórios na parte alta da bacia.

Lima e Naguetinni (2005) apresentaram uma análise bayesiana num estudo de frequência de vazões máximas no rio São Francisco e observaram que a distribuição a priori pode ser obtida a partir de estimativas regionais, cheias históricas ou conhecimento subjetivo do hidrólogo, porém sempre incorporando informação adicional na estimativa das cheias.

Após a escolha da família de distribuições resta o problema da estimativa dos parâmetros. Existem vários métodos propostos na literatura destacando-se o método dos momentos, da máxima verossimilhança e ajuste por mínimos quadrados (SPANOS, 1989). Greenwood *et al.* (1979) introduziram o conceito de momentos PWM cuja teoria foi expandida e desenvolvida para momentos-L por Hosking (1986, 1990). Os momentos PWM são definidos pela expressão: $\beta_r = E[x(F(x))^r]$.

Para definir completamente uma distribuição de probabilidades além da escolha de uma família de distribuições é necessário definir os seus parâmetros. Assim uma distribuição de probabilidades é muitas vezes descrita pelos seus momentos que concentram informações sobre locação, média, variância, dispersão e forma (assimetria e curtose) da função densidade de probabilidade. Também é bastante comum estimar os parâmetros igualando os momentos da distribuição às suas estimativas amostrais, método este conhecido como método dos momentos.

Kirby (1974) mostrou que os estimadores de momentos adimensionais são limitados e portanto tendenciosos. Problemas com estimadores de momentos foram analisados em trabalho clássico de Wallis *et al.* (1974). Além disso são sensíveis a valores atípicos (FILL, 1994) e para algumas distribuições não existem (SPANOS, 1989). Para contornar estes problemas Hosking (1986, 1990) propôs como

alternativa os chamados momentos lineares ou momentos-L (de ordem r) definidos pela expressão:

$$\lambda_r = \frac{1}{r} \sum_{k=1}^{r-1} (-1)^k \binom{r-1}{k} E(x_{r-k}; r) \quad (2.3)$$

Onde $E(x_j; r)$ é o valor esperado da j -ésima menor observação em uma amostra de tamanho r .

Wallis (1988) e Hosking (1990) mostraram que os momentos-L e particularmente as suas versões adimensionais ($L-Cv$, $L-Cs$, etc) são pouco tendenciosos e a sua distribuição é essencialmente normal mesmo em amostras de tamanho moderado.

Existe uma relação linear entre momentos-L e momentos PWM propostos anteriormente por Greenwood *et al.* (1979) de modo que os estimadores PWM e de momentos-L são equivalentes na estimativa de parâmetros.

A relação entre momentos PWM β_r e momentos-L λ_r foi derivada por Hosking (1990).

$$\lambda_{r+1} = \sum_{k=0}^{r-1} (-1)^{r-k} \binom{r}{k} \binom{r+k}{k} \beta_k \quad (2.4)$$

O que permite estimar os momentos-L a partir dos momentos PWM. Para estes últimos Landwehr (1979) derivou estimadores não tendenciosos enquanto Hosking (1985) propõe um estimador tendencioso. Entretanto Fill (1994) e também Stedinger *et al.* (1993) discutem o uso de estimadores PWM apresentando a vantagem dos estimadores não tendenciosos.

2.2 DISTRIBUIÇÕES SAZONAIS DE CHEIAS

O uso de combinações de distribuições de probabilidade sazonalmente distintas para descrever a ocorrência de vazões de cheia, remonta à década de 1960 (e.g. COHEN, 1967; SINGH, 1968). Mais tarde, Singh e Sinclair (1972)

propuseram o uso da combinação linear entre duas distribuições lognormais para descrever as vazões máximas anuais e compararam os resultados com o método tradicional de uma distribuição única do tipo log Pearson 3.

Waylen e Woo (1981, 1982) propuseram o que chamaram de processos mistos para análise de frequência de cheias, quando estas podem ser causadas por processos hidrológicos distintos, tais como derretimento de neve e chuvas intensas. Neste método a cheia máxima anual pode ser obtida considerando como variável aleatória de interesse o máximo de duas ou mais variáveis aleatórias independentes. Stedinger *et al.* (1993) ressaltou que em locais com cheias produzidas por mecanismos hidrológicos distintos, o método das misturas pode ser atrativo, porque os máximos de cheias de mesmas características físicas geralmente podem ser representadas por distribuições de probabilidade clássicas simples como Gumbel ou lognormal que não se ajustam bem no caso de fenômenos compostos, tais como, os máximos anuais.

Santos *et al.* (2008) aplicaram o método de Waylen e Woo à hidrologia do rio Iguaçu, obtendo resultados satisfatórios com sub-períodos semestrais e uma distribuição lognormal para máximos.

No Brasil, a partir do início da década de 1990, a análise de frequência de cheias para desvio de rios na construção de usinas hidrelétricas procurava definir uma distribuição de frequência sazonal para orientar o cronograma das obras. Exemplos deste método estão descritos em Sugai *et al.* (1992), em COPEL (1993a; 1993b), e em Sugai *et al.* (1999). O problema da variabilidade sazonal das vazões máximas também foi investigado no projeto básico da usina de Foz de Chapecó, no rio Uruguai (ENGEVIX, 1999; Ming, 2003).

Gibertoni *et al.* (2003) analisaram as vazões máximas na barragem de Pedra do Cavalo (BA) considerando a sazonalidade hidrológica no local.

Nestes estudos estimou-se a variabilidade da distribuição das vazões máximas ao longo do ano, ajustando-se distribuições de probabilidade distintas às vazões máximas observadas dentro de intervalos móveis de três a seis meses. Concluem os estudos sobre a existência de uma sazonalidade para as vazões máximas, entretanto, observa-se que esses estudos não levam em conta o fato da distribuição do máximo anual ser uma função das distribuições sazonais, o que pode levar a uma inconsistência nos resultados (vazões sazonais maiores que anuais).

Também não houve um cuidado em considerar na análise de frequência sazonal apenas eventos independentes, ou seja, vazões máximas pertencentes a ondas de cheia distintas.

2.3 REGIONALIZAÇÃO DE PARÂMETROS HIDROLÓGICOS

Técnicas de regionalização têm sido utilizadas com frequência em hidrologia para suprir a escassez de informações hidrológicas locais. Kaviski (1992) apresenta uma análise abrangente de métodos de regionalização. No caso de cheias a combinação de técnicas de regionalização e frequência de vazões máximas resultou na análise regional de frequência de cheias (*Regional Flood Frequency Analysis – RFFA*). Este tópico tem sido desenvolvido para proporcionar estimativas de quantis de cheias em locais não aferidos e aumentar a precisão dos estimadores em locais com poucos dados. Este tipo de análise foi encontrada na fórmula de Fuller (1914), supostamente válida para todo EUA. Cunnane (1988) forneceu um extenso exame de procedimentos de regionalização. Entre eles, um em especial é relevante nesta dissertação, a regressão regional. Esta técnica tem sido empregada para estimar o valor de algumas estatísticas de vazões máximas como média, desvio padrão e quantis como função de características fisiográficas e climáticas da bacia hidrográfica. Há muito tempo Dalrymple (1950) propôs o chamado método “*index flood*” para regionalizar estudos de cheias. Este método assume que, em uma região homogênea, os quantis normalizados (razão entre máxima anual e média das máximas anuais) obedecem a uma distribuição de probabilidades única (em média unitária e desvio padrão igual ao coeficiente de variação) para todos os locais. Dalrymple (1950) adotou no seu método a distribuição de Gumbel. Este método foi abandonado em função das conclusões de Cruff e Rantz (1965) e de Thomas e Benson (1970) de que o coeficiente de variação das vazões máximas diminui com a área de drenagem.

Nos anos 1980 o método do “*index flood*” foi resgatado através de uma série de estudos desenvolvidos por Wallis (1980, 1993), Greis e Wood (1981), Stedinger (1983), Hosking *et al.* (1985), Lettenmaier *et al.* (1987) e Lu (1991). Quando o método original do “*index flood*” foi abandonado pelo *US Geological Survey* (USGS)

houve uma mudança para métodos de regionalização baseados em regressão regional aplicadas em hidrologia originalmente por Benson (1962) e Thomas e Benson (1970), entre outros. Nestes estudos geralmente relações log-lineares têm sido usadas com o método dos mínimos quadrados ordinários (OLS). O método OLS é um procedimento clássico em regressões (minimiza a soma dos quadrados dos resíduos) e tem uma longa história na estatística desde o início do século XIX (LEGENDRE, 1805). Tasker (1980) e Stedinger e Tasker (1985, 1986a,b) mostraram que a aproximação por mínimos quadrados ordinários pode ser ineficiente por conta da hipótese implícita da homoscedasticidade residual. No caso da heteroscedasticidade residual, OLS deixa de ser ótimo e os métodos dos mínimos quadrados ponderados (WLS) e dos mínimos quadrados generalizados (GLS) permitem obter estimadores mais eficientes. Entretanto, o método GLS só é significativamente mais eficiente que o WLS quando as vazões de cheia são altamente correlacionadas (STEDINGER e TASKER, 1985).

O problema fundamental na análise de frequência é a gama insuficiente de informação que diga respeito à natureza e aos parâmetros dos processos estocásticos. O uso eficiente de toda informação avaliável é crucial para obter estimativas confiáveis de quantis de cheia. A idéia básica da regionalização é usar dados de diversos locais, ajustando estes a um modelo regional razoável. Um modelo regional é um número de equações combinando características de cheias de diversos locais com grandezas mensuráveis destes. Um exemplo, é o método da regressão regional $\theta_i = \mathbf{a}_i^T \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i$ onde θ_i é um parâmetro de interesse da cheia no local i , \mathbf{a}_i^T um vetor de características locais, e $\boldsymbol{\beta}$ um vetor de parâmetros.

Seguindo recomendação de Stedinger (1989), Fill (1994) combinou o método da regressão regional propondo o que chamou o “método da regressão dos quantis normalizados” (NQR da sigla em inglês). Este método permite usar a idéia básica do “*index flood*” mesmo para regiões heterogêneas, desde que essa heterogeneidade possa ser explicada pelas características fisiográficas dos diferentes locais. Neste caso \mathbf{a}_i^T são características fisiográficas e/ou climáticas e θ_i é o quantil de cheia normalizado (KRÜGER, 1996).

Reis *et al.* (2005a) propôs uma extensão do modelo GLS utilizando o princípio da estatística bayesiana para regionalização dos parâmetros de distribuições de

vazões de cheia. Aplicou então este método para obter estimativas regionais do parâmetro de forma da distribuição GEV na bacia do rio Illinois. No estado do Paraná estudos de regionalização bastante abrangentes foram desenvolvidos pelo Centro de Hidráulica e Hidrologia Professor Parigot de Souza (CEHPAR) conhecidos como HG-52, HG-77, HG-171 (CEHPAR, 1989, 2006) e Kaviski *et al.* (1995)

Além do método da regressão regional outros métodos de regionalização são disponíveis (Kaviski, 1992) entre os quais se destacam os chamados métodos de interpolação espacial, sendo o mais celebrado o chamado *Kriging* (Tabios III e Sallas, 1985).

Estes métodos procuram obter um atributo (e.g. precipitações) em local de coordenadas (X_0, Y_0) a partir de um conjunto de locais com o atributo medido nas coordenadas (X_i, Y_i) , $i = 1, 2, \dots, n$. Geralmente usam para tanto uma função de interpolação:

$$\hat{Z}_0 = \sum_{i=1}^n w_i z_i \quad (2.5)$$

Sendo w_i um conjunto de pesos, geralmente função da distância entre locais.

3 MATERIAIS E MÉTODOS

3.1 ÁREA DE ESTUDO E DADOS HIDROLÓGICOS

A área estudada neste trabalho localiza-se nas bacias hidrográficas da região sul do Brasil, ou seja, rios pertencentes aos estados do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, como mostrados na Figura 1. A Tabela 1 apresenta as bacias e sub-bacias estudadas.

TABELA 1 – BACIAS E SUB-BACIAS DA REGIÃO ESTUDADA

Sub-bacia	Nome Sub-bacia
Sub-bacia 64	Rios Tibagi, Ivai, Piquiri e afluentes
Sub-bacia 65	Rios Iguaçu e afluentes
Sub-bacia 70	Rio Pelotas e afluentes
Sub-bacia 71	Rio Canoas e afluentes
Sub-bacia 72	Rio Uruguai e afluentes
Sub-bacia 73	Rio Uruguai e afluentes
Sub-bacia 74	Rio Uruguai e afluentes
Sub-bacia 75	Rio Ijuí e afluentes
Sub-bacia 76	Rio Ibicuí e afluentes
Sub-bacia 83	Rio Itajaí-Açu e afluentes
Sub-bacia 85	Rio Jacuí
Sub-bacia 86	Rio Taquari e afluentes
Sub-bacia 87	Rio dos Sinos, Caí e Camaqua

Dentre as sub-bacias escolhidas, 77 estações fluviométricas foram adotadas para utilização nestes estudos. A Tabela 2 lista as 77 estações cuja localização é mostrada no Anexo A – Figura A1, A2 e A3. A latitude, longitude, altitude e período de dados estão inseridos no Anexo A – Tabela A1.

As estações fluviométricas foram selecionadas por terem seus dados disponibilizados pela ANA por meio digital, por terem sido consistidas e apresentarem mais de 30 anos de observações. Cabe salientar que apesar das estações terem tempos razoavelmente longos de observação, nem todo histórico de cheias pode ser considerado, devido a existência de falhas na série observada. Portanto, para algumas estações por terem muitas falhas ao longo do seu histórico, resultaram amostras menores que 30 anos.

FIGURA 1 – ÁREA DE ESTUDO

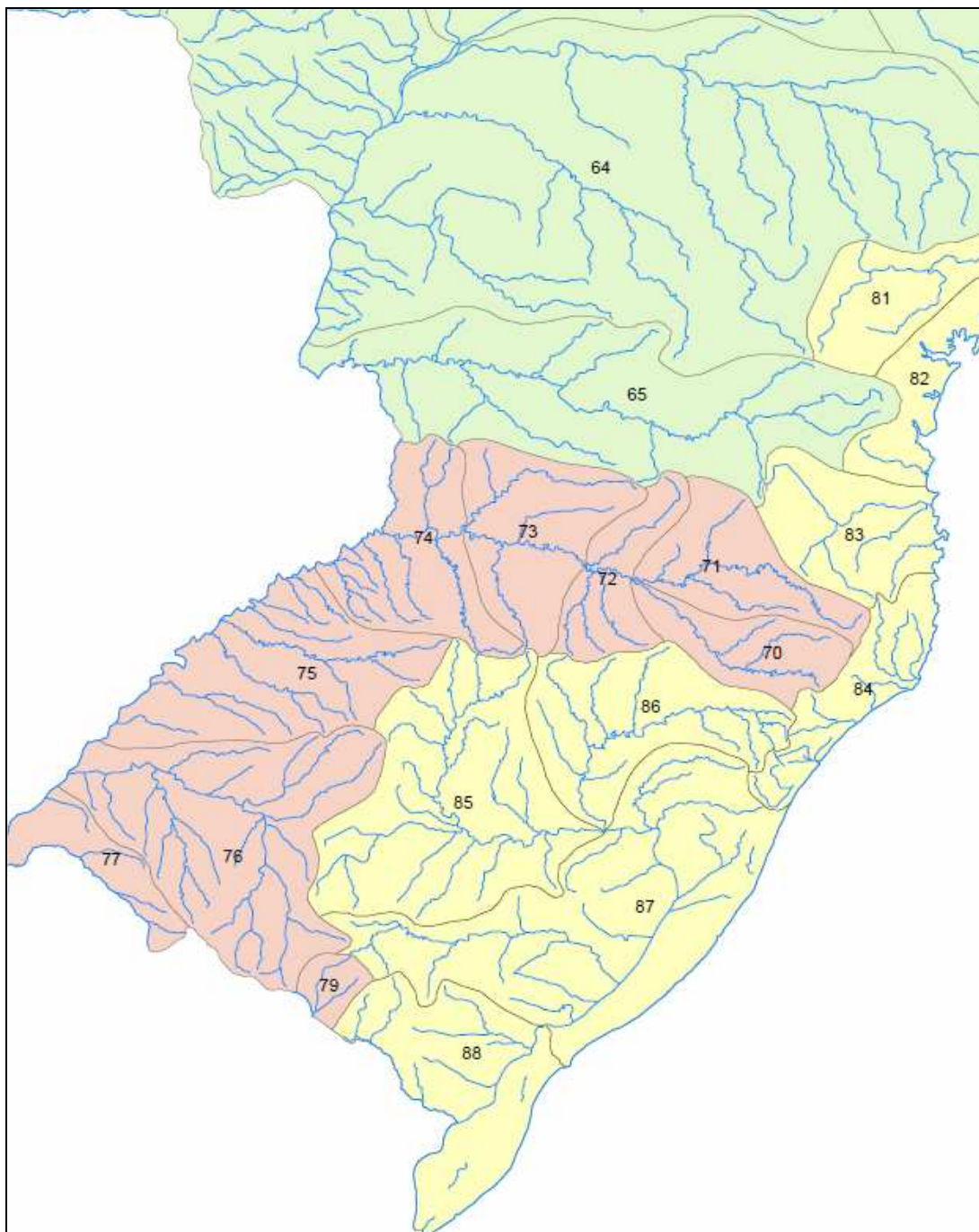


TABELA 2 – ESTAÇÕES FLUVIOMÉTRICAS UTILIZADAS

Estação	Código	Rio	Ad (km²)
PORTO SANTA TEREZINHA	64390000	LARANJINHA	3445
UVAIA	64444000	TIBAGI	4450
ENGENHEIRO ROSALDO LEITÃO	64447000	TIBAGI	5731
TIBAGI	64465000	TIBAGI	8948
JATAIZINHO ANA_CESP	64507000	TIBAGI	21915
RIO DOS PATOS	64620000	DOS PATOS	1086
TEREZA CRISTINA	64625000	IVAÍ	3572
PORTO ESPANHOL	64645000	IVAÍ	8600
UBÁ DO SUL	64655000	IVAÍ	12701
PORTO PARAÍSO DO NORTE	64685000	IVAÍ	28427
NOVO PORTO TAQUARA	64693000	IVAÍ	34432
PONTE DO GOIO - BANG	64785000	GOIO BANG OU TRICOLOR	1350
BALSA DO GOIO - ERE	64810000	GOIO-ERE	2424
BALSA DO CANTU	64775000	CANTU	2513
PORTO GUARANI	64771500	PIQUIRI	4223
PONTE DO PIQUIRI	64795000	PIQUIRI	11303
NOVO PORTO 2	64799500	PIQUIRI	12124
BALSA SANTA MARIA	64830000	PIQUIRI	20982
SÃO BENTO	65155000	DA VÁRZEA	2012
RIO NEGRO	65100000	NEGRO	3379
PORTO AMAZONAS	65035000	IGUAÇU	3662
SÃO MATEUS DO SUL	65060000	IGUAÇU	6065
UNIÃO DA VITÓRIA	65310000	IGUAÇU	24211
SALTO OSÓRIO JUSANTE	65895002	IGUAÇU	45824
SALTO CATARATAS	65993000	IGUAÇU	67317
JANGADA DO SUL - 396	65370000	JANGADA	1055
SANTA CLARA	65825000	JORDÃO	3913
SALTO CLAUDELINO	65925000	CHOPIM	1782
ÁGUAS DO VERÊ	65960000	CHOPIM	6696
PORTO SANTO ANTÔNIO	65970000	GUARANI	1024
COXILHA RICA	70500000	PELOTINHAS	490
FAZENDA MINEIRA	70300000	LAVA TUDO	1170
INVERNADA VELHA	70200000	PELOTAS	2820
PASSO SOCORRO	70700000	PELOTAS	8400
PASSO MAROMBAS	71498000	DAS MAROMBAS	3654
RIO BONITO	71300000	CANOAS	1984
PONTE ALTA DO SUL	71383000	CANOAS	4631
PASSO CARU	71550000	CANOAS	10000
RIO DAS ANTAS	72715000	DO PEIXE	801
TANGARA	72810000	DO PEIXE	2010
RIO URUGUAI	72980000	DO PEIXE	5114
PASSO DO GRANZOTTO	72430000	FORQUILHA OU INHANDUVA	1620
PASSO DO LIGEIRO	72530000	APUE OU LIGEIRO	460
PASSO SANTA TEREZA	72630000	APUE OU LIGEIRO	2800
PASSO COLOMBELLI	72680000	APUE OU LIGEIRO	3626
PONTE DO RIO TAPEJARA	72580000	TAPEJARA	1080
ABELARDO LUZ	73600000	CHAPECÓ	1850
PORTO FAE	73750000	CHAPECÓ	5528
PORTO FAE NOVO	73770000	CHAPECÓ	5880
MARCELINO RAMOS	73010000	URUGUAI	41267
PASSO CAXAMBU	73550000	URUGUAI	52671

Estação	Código	Rio	Ad (km²)
PASSO RIO DA VÂRZEA	74270000	DA VÂRZEA	5356
IRAÍ	74100000	URUGUAI	62199
PASSO FAXINAL	75155000	IJUÍ	2003
SANTO ANGELO	75230000	IJUÍ	5414
PONTE MÍSTICA	75320000	IJUÍ	9426
PASSO DO DIAS	75400000	PIRATINIM	936
PASSO SANTA MARIA	75450000	PIRATINIM	3277
PASSO DO SARMENTO	75500000	PIRATINIM	5281
CONCEIÇÃO	75200000	CONCEIÇÃO	805
ERNESTO ALVES	76460000	JAQUARIZINHO	933
JAGUARI	76440000	JAGUARÍ	2296
VILA CLARA	76100000	TOROPI	2783
PONTE IBICUI DA ARMADA	76300000	IBICUI DA ARMADA	6005
ROSÁRIO DO SUL	76310000	SANTA MARIA	12077
ALEGRETE	76750000	IBIRAPUITA	5942
MANOEL VIANA	76560000	IBICUI	29321
PASSO MARIANO PINTO	76800000	IBICUI	42498
IBIRAMA	83440000	ITAJAÍ DO NORTE OU HERCÍLIO	3314
RIO DO SUL	83300002	ITAJAÍ-AÇU	5100
RIO DO SUL - NOVO	83300200	ITAJAÍ-AÇU	5100
INDAIAL	83690000	ITAJAÍ-AÇU	11151
PASSO DAS TUNAS	85600000	VACACAÍ	6790
DONA FRANCISCA	85400000	JACUÍ	14014
RIO PARDO	85900000	JACUÍ	38753
MUÇUM	86510000	TAQUARI	15826
NOVA PALMIRA	87160000	CAÍ	2017
CAMPO BOM	87380000	DOS SINOS	2864
PASSO DO MENDONÇA	87905000	CAMAQUÃ	15543

Os dados destes postos fornecidos pela ANA e utilizados neste estudo são consistidos. Os dados considerados brutos foram ignorados, a fim de evitar vazões de qualidade questionável. Em sua maioria, estes dados são de anos recentes. Dentro da categoria “consistidos”, alguns registros são classificados como: estimados (*), duvidosos (?) ou régua seca (#). Os dados que apresentaram estas classificações em determinados períodos, foram avaliados caso a caso. Esta avaliação consistiu em compará-las com estações vizinhas, localizadas prioritariamente no mesmo rio ou sub-bacia. Essa comparação permitiu na maior parte dos casos considerar vazões classificadas como “estimadas” como sendo verdadeiras. Vazões consideradas “duvidosas”, foram ignoradas, ou preenchidas subjetivamente principalmente para períodos curtos de falha, evitando a retirada daquele ano da análise.

Algumas estações como a Porto Fae (73750000) e Porto Fae Novo (73770000) tiveram de ser agrupados para formarem uma série mais extensa de

dados. A primeira, localizada a montante contém dados de 07/1959 à 01/1978, e segunda, com histórico mais extenso contém dados de 01/1979 - 12/2005. Como estão próximas, uma transferência simples por área de drenagem, de Porto Fae para Porto Fae Novo foi utilizada para consolidação desta estação. Outras estações fluviométricas com problema semelhante é Rio do Sul (83300002) e Rio do Sul – Novo (83300200), que apesar de terem nomes diferentes, situam-se no mesmo local, com mesma área de drenagem e altitude. A primeira, com dados de 01/1941 à 01/1980 foi agrupada com a segunda, com dados de 05/1978 à 12/2004. Para esta unificação de séries, a estação Rio do Sul – Novo foi considerada a partir de 01/1980.

Diversas estações foram a princípio escolhidas para utilização no estudo, porém, após uma análise da qualidade dos dados acabaram sendo descartadas. Entre estas pode-se citar: Porto Capanema (65987000), Ponte do Capanema (65981500), Colônia Augusto Loureiro (65385000), Jacaqua (76500000), Espumoso (85080000), Botuvera (83893000), Passo do Cação (87590000).

3.2 SAZONALIDADE DE ENCHENTES

3.2.1 Geral

Embora os mecanismos da natureza que levam à ocorrência de cheias não sejam completamente entendidos e quantificáveis, existe um consenso qualitativo sobre a formação de enchentes. Diferentes causas para ocorrência de cheias podem ser percebidos tais como derretimento de neve, chuvas intensas, e acidentes em obras hidráulicas. No caso de chuvas intensas ainda é possível distinguir muitas vezes uma sazonalidade das mesmas, variando tanto a probabilidade de sua ocorrência, como magnitude ao longo das estações do ano. Há regiões em que esta sazonalidade é muito bem marcada (existência de período seco sem chuvas) e outras onde ela é menos evidente, podendo ocorrer cheias em qualquer época do ano. Porém, mesmo neste caso (que é típico da região sul do Brasil), as cheias de diferentes épocas do ano, quando ocorrem, tem geralmente características diferentes, o que sugere que devam ser descritas por distribuições de probabilidade

distintas. No caso de regiões com ocorrência de neve no inverno há de se distinguir sempre entre as cheias resultantes do derretimento de neve (e que ocorrem invariavelmente na primavera) e aquelas provocadas por chuvas intensas (ocorrência no verão).

No caso objeto desta dissertação, a região sul do Brasil, no verão as cheias ocorrem em função de chuvas intensas e de curta duração de natureza convectiva. No inverno, por outro lado, são produzidas chuvas de frente fria de duração mais longa. Isso leva ao fato, percebido subjetivamente pelas pessoas, de que para bacias pequenas ($A < 1.000 \text{ km}^2$) as maiores enchentes ocorrem no verão enquanto para bacias grandes a ocorrência de cheias grandes é no inverno. Vale a pena observar que as maiores cheias do rio Iguaçu em União da Vitória ($A = 24.200 \text{ km}^2$) ocorreram todas no inverno (cheias de 1935, 1957, 1983, 1992) enquanto que no verão as enchentes são geralmente de menor magnitude (exemplo, 1971). A isso se soma o fato de que no inverno também ocorrem as maiores estiagens do rio Iguaçu (1944, 1968). Portanto, seria lógico analisar a frequência de cheias sob um ponto de vista sazonal, atribuindo-se distribuições sazonais para obter uma função de distribuição de máximas anuais, que pode ser distinta da distribuição obtida analisando-se apenas as máximas anuais.

A detecção da sazonalidade e a comparação das distribuições sazonais serão descritas nas seções subsequentes desta dissertação.

3.2.2 Análise da detecção da Sazonalidade

A detecção da sazonalidade das vazões máximas foi efetuada em duas etapas:

- (i) Avaliação heurística da ocorrência de cheias em épocas distintas do ano, baseado na análise subjetiva da distribuição ao longo do ano de vazões médias e máximas e pela frequência da ocorrência da cheia máxima anual nos diferentes meses.
- (ii) Aplicação de testes estatísticos de igualdade de médias e de variância para várias divisões do ano em semestres que corresponderiam às estações da sazonalidade.

Sempre priorizou-se a divisão do ano em dois semestres hidrologicamente distintos (regimes de cheias distintas). A análise subjetiva da distribuição de cheias ao longo do ano corrobora essa hipótese, pois olhando a totalidade das estações uma divisão em períodos mais curtos (trimestres) fica pouco evidente.

3.2.2.1 Avaliação heurística das estações do ano hidrológico

Primeiramente, foram inspecionados visualmente os hidrogramas de vazões diárias nas diferentes estações do ano e comparados os comportamentos das vazões médias mensais e das máximas mensais de todo o histórico de dados. A Tabela 3 apresenta a média das vazões mensais específicas de todas as estações fluviométricas estudadas.

TABELA 3 – VAZÕES MÉDIAS MENSAIS ESPECÍFICAS (l/s/km²)

Estação	Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ago	Set	Out	Nov	Dez
PORTO SANTA TEREZINHA	18,2	16,9	11,9	7,9	10,3	10,2	8,5	7,0	8,9	11,6	10,9	13,1
UVAIA	21,0	20,6	17,8	14,4	18,9	23,0	24,8	18,3	22,5	31,0	22,6	20,0
ENGENHEIRO ROSALDO LEITÃO	22,4	21,4	18,2	15,2	19,8	24,1	25,5	18,7	23,1	31,7	21,5	18,6
TIBAGI	19,0	20,0	16,9	12,1	14,5	17,7	19,1	15,3	18,1	24,0	19,1	16,3
JATAIZINHO ANA_CESP	20,0	20,3	16,8	12,7	14,9	16,7	16,8	12,9	15,3	20,3	17,1	16,3
RIO DOS PATOS	20,9	22,0	18,3	14,8	19,9	21,0	21,3	16,0	23,6	27,9	22,3	17,9
TEREZA CRISTINA	22,4	21,5	17,8	13,8	21,9	22,9	23,9	16,9	27,2	30,2	20,4	18,3
PORTO ESPANHOL	26,1	24,7	17,3	14,6	24,3	24,5	26,1	17,2	25,4	34,1	22,1	21,2
UBÁ DO SUL	26,3	24,8	17,4	13,9	24,1	24,7	23,8	16,7	25,8	30,5	19,7	20,5
PORTO PARAÍSO DO NORTE	21,8	21,8	16,8	14,8	20,1	21,6	18,7	15,2	19,5	23,9	19,1	19,1
NOVO PORTO TAQUARA	23,6	24,7	18,3	16,4	21,9	19,4	17,8	14,4	19,0	23,1	18,8	21,9
PONTE DO GOIO - BANG	23,8	22,5	19,3	18,7	24,1	23,4	21,9	18,9	19,1	24,3	23,1	24,4
BALSA DO GOIO - ERE	20,4	20,1	17,6	16,4	18,9	19,2	17,9	15,2	17,6	20,7	19,7	21,0
BALSA DO CANTU	30,8	29,0	18,4	19,8	32,0	29,8	27,7	17,5	26,5	34,0	24,4	27,4
PORTO GUARANI	28,3	31,4	18,6	22,1	35,9	33,6	30,3	20,1	29,8	37,3	27,2	28,0
PONTE DO PIQUIRI	30,9	29,8	18,9	20,3	30,9	30,5	26,8	19,5	26,6	33,8	25,8	28,6
NOVO PORTO 2	30,1	30,8	21,4	23,7	40,6	35,9	28,9	21,3	30,0	37,5	29,4	27,8
BALSA SANTA MARIA	26,2	26,3	19,7	19,3	26,6	26,5	24,3	19,5	24,2	30,3	24,7	26,5
SÃO BENTO	18,7	21,1	19,2	13,8	15,0	16,1	18,0	15,7	17,3	19,6	16,5	16,5
RIO NEGRO	22,0	24,3	20,9	15,7	17,1	17,7	19,5	19,1	21,2	24,6	19,4	19,0
PORTO AMAZONAS	21,6	23,2	20,4	13,7	16,0	17,2	19,5	15,6	19,1	21,0	17,9	17,2
SÃO MATEUS DO SUL	19,2	20,9	19,1	12,5	14,8	16,2	18,1	15,1	17,7	22,5	17,7	16,6
UNIÃO DA VITÓRIA	18,2	20,6	18,8	13,9	16,2	19,5	21,7	18,2	21,6	27,3	20,5	17,4
SALTO OSÓRIO JUSANTE	17,4	20,6	19,8	15,8	18,5	22,5	21,6	20,0	24,8	29,3	22,9	16,3
SALTO CATARATAS	20,0	22,2	20,1	18,5	23,7	27,2	28,0	23,2	25,1	33,4	26,3	20,5
JANGADA DO SUL - 396	20,4	25,5	20,6	17,0	23,3	26,8	26,7	23,2	28,9	36,1	26,8	19,6

Estação	Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ago	Set	Out	Nov	Dez
SANTA CLARA	25,6	26,5	22,0	21,2	30,3	32,9	33,6	23,7	31,6	40,9	31,8	25,4
SALTO CLAUDELINO	24,9	28,2	20,2	22,5	33,3	36,3	33,9	30,3	35,6	46,4	32,9	25,2
ÁGUAS DO VERÊ	22,4	24,2	18,9	20,8	32,9	36,8	31,4	29,3	34,7	47,0	34,6	24,9
PORTO SANTO ANTÔNIO	26,1	32,8	17,8	26,0	41,8	35,1	27,5	21,1	36,2	47,8	31,0	23,5
COXILHA RICA	25,8	26,9	18,6	21,7	31,9	33,8	50,4	52,9	65,6	53,5	32,9	20,4
FAZENDA MINEIRA	21,4	24,4	16,0	17,0	21,8	24,3	33,0	34,7	37,2	34,5	21,6	17,7
INVERNADA VELHA	23,6	32,8	23,5	18,1	23,7	25,6	37,4	34,5	37,9	34,5	23,4	23,3
PASSO SOCORRO	16,3	21,4	16,1	16,6	22,4	24,8	32,9	32,8	35,8	32,4	19,8	15,7
PASSO MAROMBAS	17,4	22,5	19,1	14,9	18,9	21,9	25,1	25,9	30,7	33,7	23,9	17,3
RIO BONITO	26,7	31,8	24,9	19,3	21,7	20,5	27,0	31,3	36,6	36,1	25,6	22,5
PONTE ALTA DO SUL	21,9	27,0	22,2	16,3	19,7	22,2	24,6	26,7	37,2	37,8	26,7	20,0
PASSO CARU	19,7	25,6	20,4	16,2	20,4	23,6	30,8	30,8	37,1	40,0	27,3	18,5
RIO DAS ANTAS	20,6	26,6	19,9	18,0	29,4	30,6	34,1	26,2	31,2	47,6	31,7	20,2
TANGARA	19,2	26,4	19,0	16,2	27,9	26,4	26,8	24,8	28,7	41,6	30,9	18,8
RIO URUGUAI	15,8	23,6	16,5	15,3	21,6	23,9	27,1	28,5	33,1	35,8	23,1	15,4
PASSO DO GRANZOTTO	15,9	16,8	12,9	14,2	23,8	28,2	35,5	36,2	42,3	40,1	25,0	19,0
PASSO DO LIGEIRO	18,9	17,0	14,7	20,8	29,6	32,6	43,3	46,4	50,3	47,8	30,1	25,8
PASSO SANTA TEREZA	16,3	17,2	13,5	16,1	23,1	27,1	33,2	34,8	39,3	38,5	24,8	20,9
PASSO COLOMBELLI	16,4	18,3	13,9	17,9	27,3	32,4	36,4	33,9	39,5	42,3	24,0	19,9
PONTE DO RIO TAPEJARA	15,4	15,3	14,5	16,5	24,8	28,1	36,1	46,5	52,8	39,1	27,7	24,3
ABELARDO LUZ	24,5	26,6	23,4	24,2	35,9	40,5	40,5	36,0	43,0	51,1	36,5	26,5
PORTO FAE	20,5	24,3	18,4	18,7	26,5	29,1	30,7	27,0	34,4	45,6	33,2	22,2
MARCELINO RAMOS	14,8	19,5	15,0	14,6	19,5	22,5	27,7	29,7	32,5	31,4	21,2	15,4
PASSO CAXAMBU	15,0	18,8	14,6	15,1	21,8	25,0	29,5	29,5	33,4	33,6	22,2	15,6
PASSO RIO DA VÁRZEA	16,2	17,5	12,9	18,8	31,4	37,6	40,9	36,8	43,5	47,4	28,2	20,3
IRAÍ	15,8	20,2	15,9	16,1	22,7	25,5	27,3	29,4	34,5	38,1	25,6	16,6
PASSO FAXINAL	19,6	17,1	13,4	17,4	23,7	30,2	31,4	31,3	36,3	39,2	28,3	24,6
SANTO ANGELO	18,6	16,7	13,3	17,7	23,9	30,6	31,7	30,0	35,1	38,9	29,4	23,6
PONTE MÍSTICA	18,9	16,8	14,6	21,3	26,5	33,9	34,7	35,7	39,0	42,0	34,5	26,1
PASSO DO DIAS	16,9	14,4	15,0	25,7	31,9	40,3	38,6	32,9	40,2	42,2	29,6	21,5
PASSO SANTA MARIA	14,7	16,1	16,9	22,4	28,3	35,4	35,4	33,3	37,6	40,8	31,8	19,9
PASSO DO SARMENTO	13,2	12,4	13,3	21,0	26,4	32,7	29,4	28,2	30,5	35,8	24,4	17,1
CONCEIÇÃO	19,0	17,3	14,8	19,7	24,6	32,4	32,4	31,5	36,2	38,9	29,3	23,9
ERNESTO ALVES	13,8	18,8	20,6	30,9	31,2	40,1	40,3	32,8	39,9	40,4	31,0	19,0
JAGUARI	10,8	14,2	15,5	23,0	27,3	35,7	38,5	31,7	35,8	38,9	26,4	16,8
VILA CLARA	8,9	12,4	13,6	19,2	22,6	30,7	33,6	28,7	30,7	33,3	19,8	12,9
PONTE IBICUI DA ARMADA	5,7	12,1	11,7	18,9	20,7	24,5	25,5	23,3	20,5	20,4	16,1	8,8
ROSÁRIO DO SUL	8,4	14,2	12,0	24,5	24,3	27,0	31,4	27,5	22,8	23,4	17,6	11,0
ALEGRETE	10,6	14,6	13,9	25,3	25,8	27,8	26,3	21,2	23,8	30,3	17,1	11,9
MANOEL VIANA	10,4	14,3	13,7	23,9	27,1	31,3	32,5	29,2	27,1	30,4	24,9	13,4
PASSO MARIANO PINTO	10,7	14,0	13,9	24,4	24,3	26,4	28,5	27,3	29,1	31,7	24,7	14,4
IBIRAMA	14,9	18,3	14,4	10,7	15,0	16,2	18,3	19,5	22,2	25,7	16,4	15,0
RIO DO SUL	20,0	25,9	19,6	14,6	16,5	18,7	20,4	24,4	29,0	30,3	21,3	18,6
INDAIAL	19,6	24,7	19,5	13,9	15,8	17,1	19,0	20,3	25,3	28,7	19,6	16,6
PASSO DAS TUNAS	5,7	7,4	7,8	13,4	16,0	23,7	30,1	25,1	26,5	26,7	14,4	8,5
DONA FRANCISCA	15,8	15,7	14,6	18,2	25,0	29,1	31,9	30,9	34,5	34,4	25,0	19,5
RIO PARDO	10,6	12,2	11,4	15,1	21,6	29,0	33,6	33,4	32,2	31,6	21,1	13,5
MUÇUM	13,0	17,1	12,5	14,4	19,6	26,0	32,7	34,3	36,7	34,3	19,7	15,4
NOVA PALMIRA	10,5	14,6	10,0	10,5	11,8	25,0	27,7	30,8	35,9	27,5	16,1	13,9
CAMPO BOM	14,0	19,9	16,6	18,3	20,0	30,1	34,6	33,9	32,6	29,9	19,7	15,9
PASSO DO MENDONÇA	9,1	11,7	10,6	16,5	17,5	27,7	34,8	31,7	30,1	27,3	17,0	12,3

Legenda:

Negrito

Maior e menor vazão média mensal

Pela Tabela 3 nota-se uma tendência das maiores médias mensais ficarem entre julho e outubro. Em alguns casos a máxima média mensal situa-se entre dezembro e fevereiro mas mesmo nestes casos ocorre um máximo relativo em outubro.

A Tabela 4 apresenta as médias das vazões máximas diárias específicas em cada um dos meses do ano, com destaque aos máximos e mínimos valores dentro do ano.

TABELA 4 – MÉDIAS DAS VAZÕES MÁXIMAS ESPECÍFICAS (l/s/km²)

Estação	Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ago	Set	Out	Nov	Dez
PORTO SANTA TEREZINHA	61	53	33	25	37	34	28	24	32	39	35	39
UVAIA	32	26	25	23	34	33	36	28	32	42	30	28
ENGENHEIRO ROSALDO LEITÃO	34	27	23	22	32	35	39	28	34	43	28	27
TIBAGI	35	31	26	19	29	32	31	23	34	38	31	26
JATAIZINHO ANA_CESP	49	39	31	26	37	36	33	23	35	43	35	33
RIO DOS PATOS	64	57	53	46	69	71	75	54	78	85	62	53
TEREZA CRISTINA	74	64	60	44	107	93	103	65	113	114	62	65
PORTO ESPANHOL	78	58	42	41	96	77	90	55	92	104	52	57
UBÁ DO SUL	131	113	84	80	144	122	108	83	116	132	95	117
PORTO PARAÍSO DO NORTE	39	27	19	17	43	36	39	28	43	41	20	24
NOVO PORTO TAQUARA	43	37	29	26	46	48	41	34	45	49	34	34
PONTE DO GOIO - BANG	37	34	27	31	49	38	35	28	33	45	36	40
BALSA DO GOIO - ERE	34	33	28	29	38	33	29	24	32	37	32	36
BALSA DO CANTU	140	93	57	83	154	129	110	73	133	139	79	100
PORTO GUARANI	117	90	58	89	150	124	125	78	115	138	84	91
PONTE DO PIQUIRI	106	75	46	63	117	102	89	72	96	115	69	82
NOVO PORTO 2	102	75	55	75	176	116	91	61	103	124	68	76
BALSA SANTA MARIA	66	54	36	43	73	64	59	50	63	73	50	57
SÃO BENTO	30	30	28	20	25	29	29	26	28	30	25	26
RIO NEGRO	39	42	35	29	35	39	39	39	41	47	35	35
PORTO AMAZONAS	40	39	34	22	34	33	39	29	39	40	32	30
SÃO MATEUS DO SUL	30	28	26	18	29	25	27	23	27	34	27	23
UNIÃO DA VITÓRIA	28	28	26	21	27	30	30	28	32	39	28	26
SALTO OSÓRIO JUSANTE	30	37	31	30	45	49	44	39	48	60	38	32
SALTO CATARATAS	39	40	36	38	67	61	60	48	55	77	50	40
JANGADA DO SUL - 396	59	67	59	56	93	104	93	77	95	116	70	62
SANTA CLARA	59	52	46	53	87	80	86	52	76	91	60	56
SALTO CLAUDELINO	61	67	49	67	105	113	107	94	112	139	82	74
ÁGUAS DO VERÊ	56	56	48	61	106	107	91	80	97	126	74	62
PORTO SANTO ANTÔNIO	166	137	81	177	242	187	170	130	207	308	160	128
COXILHA RICA	148	114	83	121	195	157	282	318	329	288	155	108
FAZENDA MINEIRA	93	97	60	92	150	120	179	202	199	183	98	83
INVERNADA VELHA	83	134	97	88	166	157	217	207	206	208	104	112
PASSO SOCORRO	52	68	56	74	110	106	136	125	139	135	75	58
PASSO MAROMBAS	40	53	47	39	61	64	74	81	85	92	56	44
RIO BONITO	51	59	48	44	49	49	59	66	71	67	48	45

Estação	Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ago	Set	Out	Nov	Dez
PONTE ALTA DO SUL	36	46	37	33	41	45	50	51	65	62	45	37
PASSO CARU	39	52	40	36	56	59	78	87	88	93	54	37
RIO DAS ANTAS	60	74	70	65	145	134	128	97	125	193	102	68
TANGARA	65	77	69	73	161	119	143	107	134	176	107	74
RIO URUGUAI	48	71	55	60	107	91	118	122	131	152	73	55
PASSO DO GRANZOTTO	48	48	41	54	98	94	112	110	130	120	68	61
PASSO DO LIGEIRO	66	62	60	101	150	129	168	184	214	171	99	106
PASSO SANTA TEREZA	57	53	44	68	105	105	124	127	145	128	77	69
PASSO COLOMBELLI	63	54	45	75	144	124	144	140	147	158	78	67
PONTE DO RIO TAPEJARA	46	50	48	71	112	118	137	197	219	138	82	82
ABELARDO LUZ	60	53	61	66	123	127	125	109	133	159	83	72
PORTO FAE	56	61	49	58	92	93	86	87	115	140	77	58
MARCELINO RAMOS	34	47	37	49	71	69	87	107	101	97	53	43
PASSO CAXAMBU	35	43	33	44	74	72	88	91	97	95	54	38
PASSO RIO DA VÁRZEA	58	63	45	90	169	149	174	144	177	181	96	68
IRAÍ	35	44	32	48	66	73	74	90	94	99	60	40
PASSO FAXINAL	53	41	35	58	78	92	91	86	102	108	66	70
SANTO ANGELO	43	39	33	50	76	82	79	74	88	95	64	57
PONTE MÍSTICA	42	38	39	58	61	84	82	87	91	91	73	60
PASSO DO DIAS	87	70	83	173	207	235	230	181	210	245	151	108
PASSO SANTA MARIA	50	51	66	86	110	130	125	116	134	137	107	70
PASSO DO SARMENTO	39	35	43	66	82	98	78	82	87	96	64	52
CONCEIÇÃO	57	42	40	70	88	98	100	98	109	115	83	71
ERNESTO ALVES	80	118	154	211	233	279	215	200	244	257	163	122
JAGUARI	46	68	88	108	153	169	160	142	160	192	113	89
VILA CLARA	37	51	68	82	110	130	134	123	124	145	79	56
PONTE IBICUI DA ARMADA	15	28	27	50	48	52	52	56	47	49	43	23
ROSÁRIO DO SUL	22	35	28	81	62	59	67	68	57	58	47	40
ALEGRETE	36	41	46	65	69	70	63	58	69	84	49	34
MANOEL VIANA	20	24	26	29	30	29	26	23	20	18	17	17
PASSO MARIANO PINTO	20	29	27	44	45	49	47	45	52	59	45	27
IBIRAMA	45	52	47	38	69	65	70	73	82	90	51	53
RIO DO SUL	50	60	49	42	50	55	63	73	76	81	52	48
INDAIAL	53	59	49	39	56	57	58	69	76	87	51	48
PASSO DAS TUNAS	15	18	17	29	33	45	62	52	52	60	33	19
DONA FRANCISCA	37	35	35	57	76	84	91	82	93	96	58	47
RIO PARDO	20	21	20	26	38	50	55	55	56	56	38	25
MUÇUM	45	61	48	59	94	118	142	139	139	146	68	59
NOVA PALMIRA	35	53	38	46	54	126	121	136	136	121	55	69
CAMPO BOM	29	42	38	40	42	68	74	68	68	61	40	36
PASSO DO MENDONÇA	26	32	30	46	58	82	94	81	80	78	47	35

Legenda:

Negrito

Maior e menor média das máximas mensais

A análise da Tabela 4 corrobora as conclusões já comentadas em relação a Tabela 3, ou seja, que na maioria das estações a maior média das máximas diárias ocorre no inverno, No caso das médias das máximas diárias esse maior valor ocorre quase sempre entre maio e outubro. Apenas em duas estações (Santa Terezinha e

Jataizinho) o maior valor situa-se em janeiro, mas mesmo aí também há um máximo relativo em outubro.

Observa-se ainda em muitas estações a ocorrência de um pico secundário no verão ou outono (novembro a abril). Neste período também ocorre via de regra o menor valor do ano. A exceção neste aspecto também recai nas estações Santa Terezinha e Jataizinho, além de Balsa do Goio-Erê. As estações Santa Terezinha e Jataizinho situam-se no extremo norte da região sul o que talvez possa explicar o seu comportamento atípico.

Outra avaliação foi feita levando em consideração o número de ocorrência das cheias máximas anuais em cada mês. A Tabela 5 mostra o número de cheias máximas anuais ocorridas em cada um dos meses do ano.

TABELA 5 – NÚMERO DE OCORRÊNCIA DE CHEIAS ANUAIS AO LONGO DOS MESES

Estação	Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ago	Set	Out	Nov	Dez	Inv ¹	Ver ²
P. SANTA TEREZINHA	14	14	2	1	3	3	0	1	2	7	6	5	16	42
UVAIA	3	1	0	1	6	4	4	1	5	5	4	2	25	11
ENG.R. LEITÃO	3	1	0	1	4	1	3	0	1	5	2	2	14	9
TIBAGI	7	7	3	1	5	6	6	2	7	8	10	3	34	31
JATAIZINHO	11	4	4	2	9	5	4	1	6	9	6	5	34	32
RIO DOS PATOS	4	2	4	3	8	9	7	2	7	15	8	4	48	25
TEREZA CRISTINA	2	1	3	1	6	4	3	3	9	4	4	2	29	13
PORTO ESPANHOL	5	0	2	1	8	5	4	2	7	7	1	3	33	12
UBÁ DO SUL	4	0	1	0	5	4	3	2	5	4	0	2	23	7
P. PAR. DO NORTE	5	1	2	1	6	5	3	4	8	7	2	3	33	14
N. PORTO TAQUARA	5	0	0	0	6	2	2	0	5	3	0	1	18	6
P. DO GOIO - BANG	5	1	0	4	9	1	1	1	1	5	3	3	18	16
BALSA DO GOIO - ERE	4	3	3	1	5	2	1	0	5	5	4	2	18	17
BALSA DO CANTU	5	2	0	2	7	3	3	1	4	5	1	2	23	12
PORTO GUARANI	2	1	0	3	6	3	4	1	1	2	3	1	17	10
PONTE DO PIQUIRI	5	0	0	1	5	5	2	3	4	3	1	1	22	8
NOVO PORTO 2	3	1	0	2	6	3	1	0	3	1	1	1	14	8
BALSA SANTA MARIA	4	1	1	2	6	4	3	3	2	4	2	2	22	12
SÃO BENTO	9	6	9	2	5	3	7	8	6	7	6	5	36	37
RIO NEGRO	4	6	4	3	6	4	8	8	8	10	7	3	44	27
PORTO AMAZONAS	11	9	3	1	7	8	5	3	7	6	6	4	36	34
SÃO MATEUS DO SUL	8	7	5	1	5	3	5	5	6	9	10	5	33	36
UNIÃO DA VITÓRIA	5	3	5	1	5	5	9	6	8	14	5	5	47	24
S. OSÓRIO JUSANTE	0	1	2	2	3	3	2	1	5	11	2	1	25	8
SALTO CATARATAS	1	1	2	4	6	9	6	2	3	17	3	5	43	16
JANGADA DO SUL	3	3	2	1	9	6	4	3	7	11	1	5	40	15
SANTA CLARA	3	2	1	1	9	6	6	3	5	13	2	5	42	14
SALTO CLAUDELINO	0	0	1	2	4	3	4	2	5	7	2	1	25	6
ÁGUAS DO VERÊ	2	0	2	3	7	4	6	3	4	8	5	2	32	14
P. SANTO ANTÔNIO	2	1	0	4	2	4	1	2	1	3	0	0	13	7
COXILHA RICA	3	1	1	0	4	1	5	10	10	8	1	0	38	6
FAZENDA MINEIRA	1	2	1	2	6	4	6	10	8	8	3	1	42	10

Estação	Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ago	Set	Out	Nov	Dez	Inv ¹	Ver ²
INVERNADA VELHA	0	1	1	0	5	3	5	4	6	5	3	3	28	8
PASSO SOCORRO	0	1	1	2	5	9	6	10	10	6	6	2	46	12
PASSO MAROMBAS	1	2	2	2	4	6	6	11	10	12	4	3	49	14
RIO BONITO	3	4	4	1	3	0	6	10	11	7	4	3	37	19
PONTE ALTA DO SUL	1	3	1	1	3	2	3	7	8	7	5	2	30	13
PASSO CARU	1	2	1	2	4	5	4	7	8	10	3	3	38	12
RIO DAS ANTAS	0	0	0	1	2	1	1	2	3	6	1	2	15	4
TANGARA	0	2	0	2	4	1	3	3	4	3	1	3	18	8
RIO URUGUAI	1	2	1	2	6	6	3	9	7	12	2	2	43	10
PASSO DO GRANZOTTO	0	0	0	3	3	5	5	8	9	8	4	2	38	9
PASSO DO LIGEIRO	0	0	0	1	5	2	4	9	9	3	2	3	32	6
P. SANTA TEREZA	0	0	0	3	5	4	7	6	7	6	4	3	35	10
PASSO COLOMBELLI	1	0	1	4	7	5	9	11	10	10	4	1	52	11
P. DO RIO TAPEJARA	0	0	0	2	3	3	2	7	7	3	3	2	25	7
ABELARDO LUZ	0	0	1	1	6	7	3	3	4	11	3	5	34	10
PORTO FAE	0	1	1	2	2	2	2	4	3	8	3	1	21	8
MARCELINO RAMOS	1	1	1	2	4	3	4	9	11	10	2	3	41	10
PASSO CAXAMBU	1	1	1	0	6	3	5	7	12	9	5	3	42	11
P. RIO DA VÁRZEA	2	1	0	3	8	3	8	5	11	11	6	3	46	15
IRAÍ	0	1	0	3	4	4	3	6	9	7	5	2	33	11
PASSO FAXINAL	2	1	1	1	4	7	5	4	12	9	5	5	41	15
SANTO ANGELO	4	0	1	1	5	7	6	4	9	12	4	4	43	14
PONTE MÍSTICA	2	1	2	1	1	6	4	2	7	8	3	3	28	12
PASSO DO DIAS	1	1	1	3	5	6	4	2	6	7	7	5	30	18
PASSO SANTA MARIA	0	0	2	2	4	5	6	1	8	5	4	1	29	9
P. DO SARMENTO	0	0	2	3	7	9	4	3	8	11	8	4	42	17
CONCEIÇÃO	2	0	1	1	6	8	7	1	8	11	6	4	41	14
ERNESTO ALVES	1	1	3	4	5	6	3	4	4	5	4	1	27	14
JAGUARI	0	0	3	4	5	7	5	3	9	7	4	2	36	13
VILA CLARA	1	1	3	4	5	9	8	3	8	9	4	2	42	15
P. IBICUI DA ARMADA	0	3	2	4	2	0	3	4	2	4	1	1	15	11
ROSÁRIO DO SUL	0	3	2	8	3	0	4	5	3	4	2	2	19	17
ALEGRETE	1	3	1	8	8	6	3	6	5	9	1	3	37	17
MANOEL VIANA	0	0	0	3	4	2	3	4	5	6	4	2	24	9
P. MARIANO PINTO	0	1	0	5	3	4	4	5	5	8	3	3	29	12
IBIRAMA	2	5	1	5	7	5	9	7	9	15	5	3	52	21
RIO DO SUL	1	5	2	2	1	2	7	8	5	10	7	1	33	18
INDAIAL	1	8	3	4	6	3	4	10	11	11	4	5	45	25
PASSO DAS TUNAS	0	1	0	4	2	1	11	4	7	16	4	2	41	11
DONA FRANCISCA	0	2	1	1	4	6	9	4	13	16	5	2	52	11
RIO PARDO	2	1	0	1	3	4	8	8	7	15	3	3	45	10
MUÇUM	1	1	1	1	2	8	8	10	10	6	2	1	44	7
NOVA PALMIRA	1	2	1	1	2	7	8	5	11	4	2	3	37	10
CAMPO BOM	1	1	1	1	6	5	10	9	6	5	3	2	41	9
PASSO DO MENDONÇA	0	1	0	1	3	4	7	6	7	7	1	2	34	5
TOTAL	182	153	118	166	384	335	369	361	514	619	283	206	2582	1108

Legenda:

1) Maio à outubro.

Negrito Maior e menor ocorrência de cheias anuais

2) Novembro à abril

A Tabela 5 mostra que na maioria das estações há uma frequência bem maior das cheias máximas anuais nos meses de inverno (maio à outubro). Apenas Santa Terezinha confirma novamente a exceção à regra. Essas conclusões corroboram a convicção entre os hidrólogos estudiosos da região sul que embora as cheias possam ocorrer em qualquer época do ano elas são mais freqüentes no inverno, particularmente as grandes enchentes.

Todos os resultados apresentados nas Tabelas 3 à 5 sugerem para análise da sazonalidade a adoção das estações de “inverno”, de maio a outubro e de “verão”, de novembro à abril. Essa divisão, adotada preliminarmente, foi analisada com maior rigor pela aplicação de testes estatísticos. Esta divisão sazonal do ano tem como consequência a definição de um ano hidrológico de maio a abril do ano seguinte. Também pela análise das Tabelas 3 à 5 pode-se concluir que uma divisão do ano em mais de duas estações parece pouco viável, conclusão já obtida por Santos *et al.* (2008) para o caso do rio Iguaçu.

3.2.2.2 Testes estatísticos

A hipótese da existência de distribuições distintas para os máximos em diferentes épocas do ano hidrológico foi ainda investigada por meio de testes estatísticos, para confirmar ou não as conclusões da análise heurística. Um teste estatístico consiste em um procedimento para decidir a partir de uma amostra entre duas hipóteses contraditórias sobre alguma característica de uma ou mais distribuições de probabilidades.

Entre as duas hipóteses uma, denominada hipótese nula, é inicialmente favorecida e é rejeitada apenas em função de uma evidência forte dada pela amostra quando então se aceita a hipótese alternativa. O procedimento formal do teste é especificado por (1) uma estatística de teste que é função da amostra e (2) uma região de rejeição que é o conjunto de valores da estatística de teste para os quais a hipótese nula é rejeitada.

Dado a incerteza inerente à amostra, em qualquer teste estatístico é possível ocorrer dois tipos de erro: o erro tipo I que é rejeitar a hipótese nula quando ela é verdadeira e o erro tipo II que é aceitar a hipótese nula quando ela é falsa. A

probabilidade do erro tipo I pode ser especificada *a priori* ao escolher a região de rejeição e é única, mas a probabilidade do erro tipo II depende da natureza do teste e é diferente para cada valor do parâmetro analisado consistente com a hipótese alternativa. O complemento da probabilidade do erro tipo II $1 - \Pr(e_{II})$, é denominado poder do teste.

No presente trabalho, a hipótese nula é sempre a igualdade dos parâmetros das distribuições de máximas em diferentes estações do ano hidrológico. A seguir serão descritos os vários testes estatísticos usados para testar esta hipótese e, se possível, rejeitá-la.

- Teste *t* de Student

O teste *t* para duas amostras (Devore, 1991) é utilizado na verificação da diferença entre a média populacional de duas distribuições de probabilidade normais. A hipótese nula é $H_0 : \mu_1 - \mu_2 = \Delta_0$ sendo $\Delta_0 = 0$. Ao rejeitar H_0 pode-se então afirmar que a média das vazões máximas semestrais seja distinta. O teste foi aplicado a diferentes partições do ano em semestres considerando sempre os logaritmos das vazões. Isto se justifica por ser a distribuição log-normal uma hipótese bastante razoável para vazões máximas. Este teste assume que valores das variâncias das duas populações analisadas normais σ_1^2 e σ_2^2 sejam idênticas e iguais a σ^2 . A estatística de teste *t* é calculada como:

$$t = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\Delta_0)}{\sqrt{\frac{S_x^2}{n} + \frac{S_y^2}{m}}} \quad (3.1)$$

Onde \bar{X} e \bar{Y} são as médias amostrais dos logaritmos das vazões máximas em cada semestre, n e m os tamanhos das amostras e S_x^2 e S_y^2 , as respectivas variâncias amostrais.

A região de rejeição corresponde a $|t| > t_{\alpha/2}(n-2)$ sendo $t_{\alpha/2}(n-2)$ o valor da distribuição t de Student, para um nível de significância $\alpha/2$ com $n-2$ graus de liberdade, dado em tabelas.

A Tabela 6 mostra, para diferentes divisões do ano em semestres com regime de cheias homogêneo, a proporção do número de estações onde a igualdade de medias foi rejeitada e aceita.

TABELA 6 – PERCENTAGEM DE ESTAÇÕES QUE REJEITAM H0 - TESTE t DE STUDENT

Condição	Jan/Jun	Fev/Jul	Mar/Ago	Abr/Set	Mai/ Out	Jun/Nov
	Jul/Dez	Ago/Jan	Set/Fev	Out/Mar	Nov/Abr	Dez/Mai
Rejeita H0	52%	29%	4%	35%	78%	66%
Não rejeita H0	48%	71%	96%	65%	22%	34%

Observa-se que a melhor divisão do ano corresponde a opção Maio/Outubro e Novembro/Abril onde a hipótese nula foi rejeitada em 78% dos casos (60 entre 70 estações) o que confirma a avaliação heurística prévia. O Anexo B – Tabela B1 mostra os resultados completos com a aplicação do teste em cada uma das estações analisadas.

- Teste F de Snedecor

Para contribuir com os resultados obtidos pelo teste de Student, o teste F de Snedecor foi utilizado para verificar se há diferenças entre as variâncias das máximas semestrais das diversas estações. Como este teste também é válido para populações com distribuição normal, foi utilizado o logaritmo natural dos dados. Adotou-se um nível de confiança de $100\%(1-\alpha)$, sendo $\alpha=5\%$, com $n-1$ graus de liberdade. A hipótese nula corresponde a igualdade entre a variância populacional dos dois semestres.

O teste F de Snedecor (DEVORE, 1991) é utilizado na verificação da igualdade entre variâncias de duas populações normais sendo a hipótese nula $H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2$. Este teste permite verificar formalmente a hipótese básica do teste t (igualdade de variâncias) e também identificar mudanças na variância da distribuição sazonal de vazões máximas. A estatística de teste é calculada como:

$$F = \frac{S_x^2}{S_y^2} \quad (3.2)$$

Onde S_x^2 e S_y^2 são as variâncias amostrais dos logaritmos das vazões máximas semestrais. A região de rejeição é dada por $F > F_{\alpha}(m-1, n-1)$ sendo $F_{\alpha}(m-1, n-1)$ o valor de F , para um nível de confiança α com $m-1$ e $n-1$ graus de liberdade dado em tabelas, e sendo, m e n os tamanhos das amostras..

Este teste, assim como o de Student, também permite identificar que o ano hidrológico com divisão Maio/Outubro e Novembro/Abril apresenta a maior proporção de rejeição da hipótese nula (81% ou 62 entre 77 estações). Isto constitui um indício forte de que, para esta divisão, as distribuições sazonais de máximas tenham variâncias distintas, como mostrado na TABELA 7.

TABELA 7 – PERCENTAGEM DE ESTAÇÕES QUE REJEITAM H0 - TESTE F DE SNEDECOR

Condição	Jan/Jun	Fev/Jul	Mar/Ago	Abr/Set	Mai/ Out	Jun/Nov
	Jul/Dez	Ago/Jan	Set/Fev	Out/Mar	Nov/Abr	Dez/Mai
Rejeita H0	47%	12%	5%	42%	81%	53%
Não rejeita H0	53%	88%	95%	58%	19%	47%

Entretanto, ao detectar uma desigualdade das variâncias entre as duas séries isso pode comprometer o resultado do teste t de Student que assume variâncias iguais. Para dirimir esta dúvida, foi ainda aplicado o teste de Wilcoxon que aparentemente não depende desta hipótese. Os resultados completos da aplicação do teste F para cada posto são mostrados no Anexo B – Tabela B2.

- Teste de Wilcoxon

O teste estatístico não paramétrico de Wilcoxon (Devore, 1991) é utilizado na avaliação da homogeneidade de duas amostras, ou seja, se todos os elementos de duas amostras podem ser considerados oriundos da uma única população. Por exemplo, duas populações de enchentes diferenciadas pelo seu mecanismo de formação deveriam ser consideradas distintas e neste caso o teste deveria rejeitar a

hipótese nula de distribuições idênticas. Este teste é recomendado por Loucks *et al.* (1981) para a análise da homogeneidade de séries hidrológicas e independe da distribuição subjacente da variável aleatória analisada.

O procedimento de teste consiste em classificar em ordem crescente a amostra completa de tamanho $m + n$ e atribuir a cada observação o seu valor de ordem (*rank*). Calcula-se W igual a soma das ordens (*rank*) das observações pertencentes a uma das amostras. Quando m e n , número de elementos das duas amostras, são maiores que 9, a distribuição de W essencialmente normal, com média μ_w e variância σ_w^2 dadas sob a validade da hipótese nula por:

$$\mu_w = \frac{m(m+n+1)}{2} \quad (3.3)$$

$$\sigma_w^2 = \frac{mn(m+n+1)}{12} \quad (3.4)$$

A partir daí pode-se calcular a estatística de teste:

$$Z = \frac{W - \mu_w}{\sqrt{\sigma_w^2}} \quad (3.5)$$

E a região de rejeição será $|Z| > Z_\alpha$ sendo Z_α o quantil da distribuição normal padrão $[Z_\alpha = \Phi^{-1}(1-\alpha)]$, onde Φ^{-1} é o inverso da função distribuição acumulada normal padrão.

Desta forma, o teste estatístico de Wilcoxon (DEVORE, 1991) também foi aplicado para as diferentes divisões do ano hidrológico. Este teste é bastante apropriado para o caso, pois trata-se de um teste não paramétrico independente da distribuição subjacente das variáveis aleatórias analisadas. Foram calculados os valores-p (probabilidade de erro tipo I rejeitar a hipótese nula) para cada estação, para diferentes divisões do ano hidrológico.

A Tabela 8 apresenta um resumo dos resultados do teste Wilcoxon listando o número de postos com valor-p superior a 0,10 e 0,05 respectivamente. Os

resultados detalhados para todas estações constam no Anexo B - Tabela B3. Este número corresponde à quantidade de estações onde a hipótese nula não seria rejeitada com significância de 90% e 95% respectivamente.

TABELA 8 – NÚMERO DE ESTAÇÕES REJEITADAS A 90% E 95%

Estações	Jan/Jun	Fev/Jul	Mar/Ago	Abr/Set	Mai/Out	Jun/Nov
	Jul/Dez	Ago/Jan	Set/Fev	Out/Mar	Nov/Abr	Dez/Mai
Nº de casos: $p > 10\%$	27 (35%)	43 (56%)	64 (83%)	28 (36%)	9 (12%)	22 (29%)
Nº de casos: $p > 0,05\%$	34 (44%)	51 (66%)	70 (91%)	40 (52%)	11 (14%)	24 (31%)

Observa-se a mesma tendência dos testes t de Student e F de Snedecor com uma divisão preferencial nos semestres Maio/Outubro (inverno) e Novembro/Abril (verão) e um ano hidrológico de maio a abril ano subsequente.

Ao se estabelecer uma região de rejeição para probabilidades do erro tipo I menor que 10%, verifica-se que, no caso da divisão do ano hidrológico em um semestre de maio a outubro (inverno) e outro de novembro a abril (verão) que em apenas 9 casos (11,7%) não foi possível rejeitar a hipótese nula. Todas as outras alternativas de divisão do ano hidrológico apresentam números de não rejeição bastante superiores. Para estabelecer a divisão do ano hidrológico em semestres, a análise foi primordialmente baseada nos resultados do teste de Wilcoxon, que por ser não paramétrico não é sensível à distribuição subjacente dos máximos sazonais e portanto, preferível ao teste t de Student neste caso. Optou-se pela divisão semestral do ano hidrológico de maio a outubro e novembro a abril. Ao adotar esta divisão, denominou-se o semestre maio-outubro de “inverno” e novembro-abril de “verão”. Este período definido como ano hidrológico já havia sido verificado em estudos anteriores, porém considerando apenas estações da sub-bacia do rio Iguaçu no estado do Paraná (SANTOS *et al.*, 2008). Com exceção de algumas estações que apresentaram uma probabilidade de erro Tipo I maior que 10% ao rejeitar a hipótese nula, no conjunto de todas as estações pode-se considerar que isso se deve ao acaso. Se for fixado um nível de rejeição individual de 10%, a probabilidade de que k entre m estações apresentem um valor da estatística de teste dentro do intervalo de aceitação da hipótese nula pode ser estimada usando a distribuição binomial como proposto por Fill (1994).

Considere um teste para um conjunto de m locais simultaneamente (teste composto) e cuja estatística de teste K seja o número de locais que se situam fora de um intervalo de confiança individual com significância $1-p$. Neste caso K será uma variável aleatória binomialmente distribuída com taxa de sucesso p (“sucesso” neste caso significa estar fora do intervalo de confiança). Valores críticos da estatística de teste k_{crit} podem então ser calculados através da expressão:

$$\Pr[K \geq k_{crit}] = \sum_{j=k_{crit}}^m \binom{m}{j} (p)^j (1-p)^{m-j} = \alpha_{teste} \quad (3.6)$$

Onde α_{teste} é probabilidade de erro tipo I.

Para intervalos de confiança de $1-p = 0,9$, $m = 77$ e $k_{crit} = 12$, a probabilidade de erro tipo I será $\alpha_{teste} = 8,04\%$. Pela Tabela B.3 do Anexo B, pode-se ver que apenas nove estações situam-se fora do intervalo de confiança $1-p = 0,9$ e portanto $K \leq k_{crit}$ e considerando que a sazonalidade, se existente deva valer para todos os postos da bacia, a hipótese nula de não sazonalidade pode ser rejeitada para esse critério (teste composto).

3.3 ANÁLISE DE FREQUÊNCIA

3.3.1 Distribuições usuais para máximas

Como mencionado na introdução, uma maneira para quantificar uma cheia de projeto é a análise de frequência de cheias.

A análise de frequência de cheias considera uma característica quantitativa de cheias (vazão máxima, volume, nível máximo, duração) como sendo uma variável aleatória. Atribui a esta variável aleatória uma distribuição de probabilidades para quantificar essa característica da cheia em função de uma probabilidade de excedência. Neste trabalho, essa variável aleatória será a vazão máxima sazonal.

Para especificar completamente a distribuição de probabilidades associada, dois problemas devem ser resolvidos: (1) especificar a família de distribuição a ser

adotada (modelo probabilístico) e (2) estimar os parâmetros da distribuição (modelo amostral) (SPANOS, 1989). No primeiro problema, deve-se ter em conta que a verdadeira distribuição de probabilidades no caso de cheia não é conhecida. O problema se resume em adotar uma distribuição razoável e simples que embora não seja a verdadeira conduz a resultados satisfatórios (distribuição robusta). O mesmo se aplica ao método da estimativa dos parâmetros que também deve ser robusto, ou seja, apresentar erros amostrais pequenos, mesmo para amostras de tamanho moderado. Para o modelo probabilístico, analisaram-se quatro famílias de distribuição clássicas para análise de frequência de cheias que são Gumbel, GEV, exponencial e lognormal. Para a estimativa dos parâmetros, adotou-se o método dos momentos lineares que provou-se um método robusto e adequado a amostras de tamanho moderado (HOSKING e WALLIS, 1997).

3.3.1.1 Distribuição de Gumbel

A distribuição de extremos Tipo I (EVI), também conhecida como distribuição de Gumbel, é uma variação da distribuição de valores extremos generalizada (GEV), distinguindo-se apenas pelo seu parâmetro de forma $\kappa = 0$. A distribuição de Gumbel é uma das distribuições mais utilizadas na análise de frequência de variáveis hidrológicas extremas. A função de probabilidades acumuladas da distribuição é dada por:

$$F_X(x) = \exp\left[-\left(\exp\left(-\frac{x-\xi}{\alpha}\right)\right)\right] \quad (3.7)$$

E sua média e variância são:

$$E(X) = \xi + 0,5772\alpha \quad (3.8)$$

$$Var(X) = \sigma_X^2 = \frac{\pi^2\alpha^2}{6} = 1,6449\alpha^2 \quad (3.9)$$

Nas expressões acima ξ e α são os parâmetros de locação e escala respectivamente. O coeficiente de assimetria que define a forma da distribuição é fixo e vale $g(X) = 1,1396$. Os estimadores de α e ξ pelo método dos momentos lineares são:

$$\hat{\alpha} = \frac{\hat{\lambda}_2}{\ln(2)} = 1,443\hat{\lambda}_2 \quad (3.10)$$

$$\hat{\xi} = \hat{\lambda}_1 - 0,8327\hat{\lambda}_2 \quad (3.11)$$

Sendo $\hat{\lambda}_1$ e $\hat{\lambda}_2$ o primeiro e segundo momento-linear. O coeficiente de assimetria-L τ_3 também fixo vale 0,1699.

A função de distribuição inversa, ou função de quantis é expressa por:

$$x_p = \xi + \alpha[-\ln(-\ln(p))] = \xi + \alpha \left[-\ln(-\ln(1 - \frac{1}{T})) \right] \quad (3.12)$$

Onde p é probabilidade anual de não superação, que fica melhor representado por $1 - 1/T$, sendo T o tempo de retorno em anos.

Os estimadores pelo método dos momentos lineares tem se mostrado mais robustos, quando as observações são extraídas de uma série não muito extensa de observação, demonstrando mais eficiência nos quantis estimados do que pelo método do dos momentos clássicos ou mesmo pelo método da máxima verossimilhança.

3.3.1.2 Distribuição de Valores Extremos Generalizada (GEV)

A distribuição generalizada de valores extremos (GEV) foi proposta por Jenkinson (1955) como uma síntese de três distribuições de valores extremos derivadas por Fisher e Tippet (1928). A função de distribuição acumulada (FDA) da distribuição GEV é dada por:

$$F_X(x) = \exp\left[-\left(1 - \kappa \frac{x - \xi}{\alpha}\right)^{1/\kappa}\right] \quad \kappa \neq 0 \quad (3.13)$$

No caso de $\kappa \rightarrow 0$ a expressão (3.13) se reduz a distribuição de Gumbel, expressão (3.7). Na expressão (3.13) ξ , α e κ são os parâmetros de locação, escala e forma respectivamente. O comportamento da distribuição GEV depende do parâmetro de forma κ . Quando $\kappa = 0$, a distribuição corresponde a distribuição de Gumbel (EV I), como demonstrada anteriormente. Para valores de $\kappa < 0$ correspondem à distribuição EV II com limite inferior igual à $\xi + \alpha/\kappa$, $\kappa > 0$ corresponde à distribuição EV III, com limite superior $\xi + \alpha/\kappa$.

Os momentos convencionais da distribuição GEV são (Stedinger et. al., 1993):

$$E(X) = \xi - [1 + \Gamma(1 + \kappa)]\alpha / \kappa \quad (3.14)$$

$$Var(X) = [\Gamma(1 + 2\kappa) - \Gamma^2(1 + \kappa)]\alpha^2 / \kappa^2 \quad (3.15)$$

$$g(X) = \frac{\kappa}{|\kappa|} \frac{[\Gamma(1 + 3\kappa) - 3\Gamma(1 + 2\kappa)\Gamma(1 + \kappa) + 2\Gamma^2(1 + \kappa)]}{\Gamma(1 + 2\kappa) - \Gamma^2(1 + \kappa)^{3/2}} \quad (3.16)$$

Os momentos-L são dados por expressões mais simples (Hosking, 1980):

$$\lambda_1 = \xi + [1 + \Gamma(1 + \kappa)]\alpha / \kappa \quad (3.17)$$

$$\lambda_2 = (1 - 2^{-\kappa})\Gamma(1 + \kappa)\alpha / \kappa \quad (3.18)$$

$$\tau_3 = \frac{2(1 - 3^{-\kappa})}{1 - 2^{-\kappa}} - 3 \quad (3.19)$$

Nas expressões (3.13) à (3.18), $\Gamma(z)$ é a função gama definida por:

$$\Gamma(z) = \int_0^{\infty} e^{-t} t^{z-1} dt \quad (3.20)$$

Invertendo-se a expressão (3.13) obtêm-se a função de distribuição inversa para x_p p-ésimo quantil:

$$x_p = \xi + \frac{\alpha}{\kappa} [1 - (-\ln p)^\kappa] \quad , \text{ para } \kappa \neq 0 \quad (3.21)$$

Combinando as equações (3.17), (3.18), e (3.21) o quantil pode ser expressado como uma função dos dois primeiros momentos-L e do parâmetro de forma:

$$x_p = \lambda_1 + \frac{\lambda_2}{1 - 2^{-\kappa}} \left[1 - \frac{(-\ln(p))^\kappa}{\Gamma(1 + \kappa)} \right] \quad , \text{ para } \kappa \neq 0 \quad (3.22)$$

Para obtenção do quantil, além dos momentos lineares λ_1 e λ_2 é necessário substituir na equação (2.22) o parâmetro de forma κ , para cujo estimador Hosking *et al.* (1985a) propõe:

$$\hat{\kappa} = 7,859c + 2,9554c^2 \quad (3.23)$$

Com:

$$c = \frac{2\lambda_2}{\lambda_3 + 3\lambda_2} - \frac{\ln(2)}{\ln(3)} = \frac{2}{\tau_3 + 3} - 0,6309 \quad (3.24)$$

Comparações de quantis de cheias baseadas na distribuição GEV e estimadores-L com outros métodos de frequência de cheia, particularmente com o procedimento Bulletin 17B (USWRC, 1981), tem sido feitas. Esta comparações geralmente tem resultado em favor da aproximação por GEV (Wallis e Wood, 1985; Hosking *et al.* 1985b; Potter e Lettenmaier, 1990).

3.3.1.3 Distribuição Exponencial

A distribuição exponencial é caracterizada pela função densidade de probabilidade ou pela sua função de distribuição acumulada, descritas abaixo:

$$f_X(x) = \beta e^{-\beta(x-\xi)} \quad (3.25)$$

$$F_X(x) = 1 - e^{-\beta(x-\xi)} \quad (3.26)$$

Sendo ξ e β parâmetros de localização e escala da distribuição. A média e variância são dados por:

$$E(x) = \xi + 1/\beta \quad (3.27)$$

$$Var(x) = 1/\beta^2 \quad (3.28)$$

A assimetria é fixa e vale $g(x) = 2$.

Os momentos lineares são dados por::

$$\lambda_1 = \xi + 1/\beta \quad (3.29)$$

$$\lambda_2 = 1/2\beta \quad (3.30)$$

Invertendo-se a equação (3.25), obtém-se o valor do quantil x_p :

$$x_p = \xi - \frac{1}{\beta} \ln[1 - F(x)] = \xi - \frac{1}{\beta} \ln\left[\frac{1}{T_r}\right] \quad (3.31)$$

Usando-se as equações (3.29) e (3.30), obtém-se:

$$x_p = \lambda_1 - 2\lambda_2[1 + \ln(1 - p)] \quad (3.32)$$

3.3.1.4 Distribuição Log-normal de 2 parâmetros

Muitos processos hidrológicos são positivamente assimétricos e portanto não são normalmente distribuídos entretanto, em muitos casos para variáveis aleatórias estritamente positivas, seu logaritmo é bem descrito através de uma distribuição normal. Isto é particularmente verdadeiro se a variável hidrológica resultar da combinação de alguns processos aleatórios multiplicativos. A função densidade de probabilidade da distribuição lognormal é igual a:

$$f_X(x) = \frac{1}{\sigma_Y \sqrt{2\pi x}} \exp\left[-\frac{(\ln x - \mu_Y)^2}{2\sigma_Y^2}\right] \quad (3.33)$$

A média e variância são:

$$E(X) = \exp(\mu_Y + \sigma_Y^2 / 2) \quad (3.34)$$

$$\text{Var}(X) = \exp(2\mu_Y + \sigma_Y) [\exp(\sigma_Y^2) - 1] \quad (3.35)$$

Sendo μ_Y e σ_Y , respectivamente a média e o desvio padrão dos logaritmos de X . E o coeficiente de assimetria vale $g(X) = 3CV + CV^3$ sendo coeficiente de variância de X .

Os momentos-L são dados pelas expressões:

$$\lambda_1 = \exp(\mu_Y + \sigma_Y^2 / 2) \quad (3.36)$$

$$\lambda_2 = 2 \exp(\mu_Y + \sigma_Y^2 / 2) \left[\Phi\left(\frac{\sigma_Y}{\sqrt{2}} - \frac{1}{2}\right) \right] \quad (3.37)$$

Sendo $\Phi(z)$ a função da distribuição acumulada normal padrão. Os valores dos quantis para um dado tempo de retorno são obtidos através de:

$$x_T = \exp(\mu_Y + z\sigma_Y) \quad (3.38)$$

Às vezes quando a variável aleatória X apresenta um limite inferior $\xi > 0$ os logaritmos $X - \xi$ são distribuídos normalmente. Neste caso a distribuição que descreve a variável X é denominada lognormal de 3 parâmetros $LN3$ e resulta uma função densidade de probabilidade:

$$f_X(x) = \frac{1}{(x - \xi)\sigma_y \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(\ln(x - \xi) - \mu_y)^2}{2\sigma_y^2}\right] \quad (3.39)$$

Neste caso, μ_y e σ_y^2 são a média e a variância de $\ln(X - \xi)$. A média e a variância são dados por:

$$E(X) = \exp(\mu_y + \sigma_y^2 / 2) \quad (3.40)$$

$$Var(X) = \exp(2\mu_y + \sigma_y^2)[\exp(\sigma_y^2) - 1] \quad (3.41)$$

E o coeficiente de assimetria resulta:

$$g(X) = 3\sqrt{\exp(\sigma_y^2) - 1} + [\exp(\sigma_y^2) - 1]^{3/2} \quad (3.42)$$

3.3.2 Estimativa de Parâmetros

Para a definição completa da distribuição, além da escolha da família, os seus parâmetros devem ser estimados a partir da amostra. Apresentam-se na literatura vários métodos para essa estimativa. Dentre estes métodos, destacam-se: o método dos momentos, o método da máxima verossimilhança, o método dos momentos-L, o método dos mínimos quadrados, o método da máxima entropia e o método dos

momentos mistos. Destes, somente os três primeiros, por serem os mais utilizados foram considerados.

3.3.2.1 Método dos Momentos

O método dos momentos (MOM) é o método de estimação mais simples, porém, os estimadores em geral são menos eficientes e muito sensíveis a valores atípicos (*outliers*). Particularmente para o parâmetro de forma, a tendenciosidade e a variância amostrais são consideráveis (LOUCKS *et al.*, 1981). No entanto, em alguns casos particulares podem ser equivalentes aos estimadores de outros métodos.

O método dos momentos consiste em igualar os momentos amostrais aos populacionais. Considerando que o momento de ordem r da distribuição em relação à origem é dado por:

$$\mu_r(\theta_j) = E[x^r] = \int_{-\infty}^{+\infty} x^r f_X(x, \theta_j) dx \quad j = 1, 2, \dots, k \quad (3.43)$$

Sendo θ_j o conjunto de parâmetros a estimar. O momento de ordem r da amostra em relação à origem é dado por:

$$m_r = \frac{\sum_{i=1}^n x_i^r}{N} \quad (3.44)$$

Assim, o método dos momentos consiste na resolução de k equações do tipo:

$$\mu_r(\theta_j) = m_r \quad j = 1, 2, \dots, k \quad (3.45)$$

Entretanto, pode-se provar que esta expressão conduz a estimativas tendenciosas dos momentos de ordem superior à primeira, havendo a necessidade de multiplicar o segundo membro por um fator apropriado. Usualmente, toma-se em lugar dos

momentos m_r , os chamados momentos centrados sempre que r é maior que 1. O momento centrado de ordem $r \geq 2$ é definido como:

$$\mu_r'(\theta_j) = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu)^r f_X(x, \theta_j) dx \quad (3.46)$$

Sendo $\mu = E(X)$ a média de X .

As estimativas amostrais são dadas por:

$$m_r' = K_{n,r} \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^r}{N} \quad (3.47)$$

Sendo \bar{x} a média dos valores observados e $K_{n,r}$ o fator de correção da tendenciosidade. No caso de r igual a 1, utiliza-se o momento em relação à origem, neste caso chamado de valor esperado ou média. O momento centrado de segunda ordem, denominado de variância, representa o grau de dispersão da variável aleatória em torno de sua média. Com a mesma finalidade, usa-se a raiz quadrada desse momento, denominado desvio padrão, com a vantagem de ter a mesma dimensão que a variável aleatória. Para variáveis aleatórias estritamente positivas, a razão entre desvio padrão e a média, chamado de coeficiente de variação, é bastante utilizado. O momento de terceira ordem, sob forma adimensional, chamado coeficiente de assimetria, mede o grau de assimetria da distribuição. Já o momento de quarta ordem adimensional, denominado de coeficiente de curtose, representa o maior ou menor grau de achatamento da distribuição, influenciando a forma da cauda da mesma, e portanto afetando a probabilidade de valores extremos.

As expressões de uso corrente para definição destes momentos, respectivamente para o coeficiente assimetria e coeficiente de curtose são:

$$g = \frac{N \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^3}{(N-1)(N-2)s^3} \quad (3.48)$$

$$k = \frac{N^2 \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^4}{(N-1)(N-2)(N-3)s^4} \quad (3.49)$$

3.3.2.2 Método da Máxima Verossimilhança

Seja $f_X(x, \theta)$ o modelo probabilístico assumido. Neste caso, considerando-se uma amostra constituída de variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas, a função densidade conjunta da amostra, denominada função de verossimilhança será dada por:

$$f_X(x_1, x_2, \dots, x_n, \theta) = \prod_{i=1}^n f_X(x_i, \theta_j) = L(\theta/x) \quad (3.50)$$

Onde x_i são os valores observados de amostra e $L(\theta/x)$ é uma função do vetor de parâmetros θ .

O método da máxima verossimilhança para estimar os parâmetros de $f(x, \theta)$ consiste em maximizar $L(\theta/x)$, o que equivale a adotar valores para os parâmetros que tornem os valores observados da amostra os mais prováveis. Por razões práticas, em lugar de maximizar $L(\theta/x)$ costuma-se maximizar o logaritmo desta função, o que é equivalente:

$$L(\theta/x) = \sum \ln[f_X(x_i, \theta)] \quad (3.51)$$

A pesquisa dos máximos desta função muitas vezes pode ser realizada usando técnicas clássicas do cálculo diferencial, mas existe a possibilidade em certas circunstâncias, de haver soluções localizadas nos extremos ou mesmo que a função $\ln L$ não seja diferenciável. Também deve-se atender à necessidade do máximo ser um máximo global e não apenas relativo.

Seja, por exemplo, a distribuição exponencial com dois parâmetros $f_X(x) = \beta e^{-\beta(x-\xi)}$, com $x \geq \xi$. A função log verossimilhança resulta:

$$\ln L(\theta/x) = n \ln \beta - \beta \sum (x_i - \xi) = n \ln \beta + n\beta\xi - \beta \sum x \quad (3.52)$$

Derivando esta função, resulta o sistema de equações:

$$\frac{d \ln L}{d \xi} = n\beta = 0 \quad (3.53)$$

$$\frac{d \ln L}{d \xi} = \frac{n}{\beta} + n\xi - \sum x = 0$$

Estas equações evidentemente não tem solução, porém o máximo pode ser obtido considerando que o maior valor possível de ξ será o menor de X para que todos os valores da amostra sejam viáveis. Assim, $\xi = x_{\min}$ e $1/\beta = \bar{x} - \xi$.

Os estimadores de máxima verossimilhança gozam de grande popularidade devido principalmente às suas propriedades assintóticas altamente desejáveis. Essas propriedades são a sua consistência e invariância, mesmo para amostras finitas e a sua não tendenciosidade e mínima variância assintóticas, além de serem assintoticamente normalmente distribuídos. Entretanto, essas propriedades, por serem assintóticas só valem para amostras grandes, de modo que para amostras pequenas ou moderadas ou ainda, quando o modelo probabilístico não é o verdadeiro (neste caso esta se maximizando a função errada), outros estimadores e em particular os resultantes do método dos momentos lineares podem ser mais robustos, como foi mostrado por Hosking (1985, 1987).

3.3.2.3 Método dos Momentos Lineares

Dentro de uma família de distribuições, uma distribuição de probabilidade particular pode ser descrita por seus momentos. Os momentos de uma distribuição trazem informações sobre a localização, escala e forma da função densidade de probabilidade (FDP). Momentos de ordem maior que dois, descrevem a forma da função FDP, e são usualmente expressos na forma adimensional, obtida dividindo o respectivo momento central pela variância elevada a uma potência adequada. Para

variáveis aleatórias estritamente positivas, o coeficiente de variação $Cv = \sqrt{\text{Variância}}/\text{Média}$ é freqüentemente empregado, ao invés da variância, para caracterizar a escala da distribuição. Evidentemente, o número de momentos de interesse é igual ao número de parâmetros da família de distribuição. O método dos momentos clássicos, descrito na seção 2.2.3.1 para descrever uma distribuição ou estimar seus parâmetros, apresenta certos inconvenientes:

- (i) Para várias distribuições (e.g. Cauchy), ou para certos valores dos seus parâmetros (e.g. GEV com $\kappa < 0$), alguns de seus momentos não existem.
- (ii) Os estimadores dos momentos são limitados, embora os valores populacionais não o sejam (Kirby, 1974), o que resulta no caso de amostras pequenas, em tendenciosidade e distribuições amostrais não normais (WALLIS et. al., 1974).
- (iii) Os estimadores MOM por serem potências das observações são muito sensíveis a valores atípicos (“*outliers*”).
- (iv) Estimadores do método dos momentos são freqüentemente menos eficientes que os obtidos por outros métodos de estimação.

Neste contexto, o método dos momentos lineares (momento-L), proposto por Hosking (1986, 1990), foi uma alternativa ao tradicional método dos momentos. São como indicado pelo nome, combinações lineares das observações e freqüentemente têm melhores propriedades estatísticas. O r -ésimo momento-L é definido como:

$$\lambda_r = \frac{1}{r} \sum_{k=0}^{r-1} (-1)^k \binom{r-1}{k} E(X_{r-k:r}) \quad (3.54)$$

Onde $X_{j:r}$ é a j -ésima menor observação em uma amostra de tamanho r (j -ésima estatística de ordem).

Particularmente, resulta:

$$\lambda_1 = E(X_{1,1})$$

$$\lambda_2 = \frac{1}{2} (EX_{2,2} - EX_{1,2}) \quad (3.55)$$

$$\lambda_3 = \frac{1}{3}[EX_{3,3} - 2EX_{2,3} + EX_{1,3}]$$

Assim como para momentos convencionais, muitas vezes é conveniente empregar a forma adimensional de momentos-L. As razões de momentos-L podem ser definidas como:

$$\begin{aligned}\tau_2 &= \frac{\lambda_2}{\lambda_1} \text{ Coeficiente de variação-L} \\ \tau_3 &= \frac{\lambda_3}{\lambda_2} \text{ Coeficiente de assimetria-L} \\ \tau_4 &= \frac{\lambda_4}{\lambda_2} \text{ Coeficiente de curtose-L}\end{aligned}\tag{3.56}$$

Ao contrário do caso dos momentos convencionais, as razões dos momentos-L populacionais são limitadas com $|\tau_r| \leq 1$. Hosking (1990) considerou a limitação das razões dos momentos-L uma vantagem por causa da tendência de reduzir a tendenciosidade de seus estimadores.

Os momentos-L podem também ser descritos como funções de momentos de probabilidade ponderada PWM (*probability-weighted moments*), proposto inicialmente por Greenwood *et al.* (1979) e que podem ser definidos como:

$$\beta_r = E\{X[F_X(x)]^r\}\tag{3.57}$$

Onde $F_X(x)$ é a função acumulada de probabilidade para X. Uma relação entre momentos-L e PWM's pode ser derivada substituindo na equação (3.54) as expectativas da estatística de ordem, resultando:

$$\begin{aligned}\lambda_1 &= \beta_0 \\ \lambda_2 &= 2\beta_1 - \beta_0 \\ \lambda_3 &= 6\beta_2 - 6\beta_1 + \beta_0\end{aligned}\tag{3.58}$$

$$\lambda_{r+1} = \sum_{k=0}^r (-1)^{r-k} \binom{r}{k} \binom{r+k}{k} \beta_k$$

Estas relações permitem obter estimadores de momentos-L usando estimadores PWM. Estimadores não tendenciosos para PWM's foram derivados por Landwehr et. al. (1980) usando o fato que $r\beta_{r-1} = EQ_{r,r}$:

$$\hat{\beta}_r = \left[n \binom{n-1}{r} \right]^{-1} \sum_{i=r+1}^n \binom{i-1}{r} q_{i:n} \quad (3.59)$$

Os estimadores não tendenciosos dos primeiros momentos PWM resultam:

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_0 &= \frac{1}{n} \sum x_{(i)} \\ \hat{\beta}_1 &= \frac{1}{n((n-1))} \sum (i-1)x_{(i)} \\ \hat{\beta}_2 &= \frac{1}{n((n-1)(n-2))} \sum (i-1)(i-2)x_{(i)} \end{aligned} \quad (3.60)$$

Sendo $x_{(i)}$ o i -ésimo valor ordenado das n observações $[x_{(1)} \leq x_{(2)} \leq \dots \leq x_{(n)}]$.

Outra maneira de estimar PWM's é usar a equação (3.57) substituindo a expectativa pela média aritmética e $F_x(x)$ por uma posição de plotagem apropriada. Hosking et. al. (1985a) recomendaram:

$$\tilde{\beta}_r = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{1-0,35}{n} \right)^r q_{i:n} \quad (3.61)$$

Hosking (1986) apresentou uma extensa pesquisa de propriedades estatísticas de estimadores PWM e momentos-L para muitas distribuições. De maneira geral, estes estudos mostraram que o desempenho dos estimadores por momento-L é tão bom quanto os obtidos por máxima verossimilhança em grandes e médias amostras, e em amostras pequenas o seu desempenho foi ainda melhor. Para muitas

distribuições e em particular para a GEV, ao contrário dos estimadores de máxima verossimilhança, os estimadores por momento-L são simples e fáceis de calcular.

Fill (1994) discute comparativamente os estimadores dados pelas expressões 3.59 e 3.61 e conclui pela vantagem de se usar sempre estimadores não tendenciosos. Hosking (1986) também notou que estimadores PWM por posição de plotagem, não são invariantes sob mudanças de localização, mas apesar disto não aconselhou contra sua utilização. Além disso, Stedinger *et al.* (1993) recomendam a utilização de estimadores não tendenciosos no cálculo de diagramas de momentos-L (para validação de qualidade de ajuste ou em conexão com procedimentos de regionalização).

Foram calculados para as estações analisadas neste trabalho para a série de máximos anuais e para as cheias sazonais de inverno e verão as estimativas dos 3 primeiros momentos-L usando as equações 3.58 e 3.60.

3.3.3 Critérios para seleção da distribuição

3.3.3.1 Geral

Tendo em vista que a verdadeira distribuição de probabilidades das vazões máximas de um rio é desconhecida, ou é de tal forma complexa que a sua aplicação prática não é viável, a questão se resume em adotar uma família de distribuição substituta razoavelmente simples e com poucos parâmetros (geralmente ≤ 3) para obter estimativas dos quantis de cheia no local de interesse tentando minimizar os erros. Este procedimento coloca dois problemas básicos na análise de frequência de cheias (1) a escolha de uma família de distribuições adequada ao problema e (2) a estimativa dos seus parâmetros para obter uma distribuição particular que possa descrever as probabilidades associadas a cada valor da cheia. Para o primeiro problema, a escolha da família de distribuição, Kelman (1987a) sugere as seguintes alternativas:

- i) teoremas gerais da estatística (teoria de extremos);
- ii) qualidade de ajuste (testes de aderência);
- iii) legislação e recomendações de órgãos colegiados;

iv) critério de robustez.

A primeira alternativa baseia-se em resultados assintóticos obtidos por Fisher e Tippett (1928) e aplicados a vazões máximas por Gumbel (1945, 1958). Entretanto devido ao fato das vazões diárias de um dado ano serem fortemente correlacionadas entre si a convergência do máximo para as distribuições de extremos é demasiadamente lenta para os máximos de amostras de até 300 elementos, como demonstrou Kelman (1987b) em um estudo, usando o método de Monte Carlo. Assim, as distribuições assintóticas de extremos não podem ser utilizadas *a priori* baseando-se apenas no contexto teórico. Porém, podem ser e são de fato utilizadas em função de outros critérios de escolha.

A adoção do segundo critério (qualidade de ajuste da amostra) tem sido utilizada por muito tempo pelos hidrólogos engajados na análise de frequência de cheias (FILL, 1981).

Este procedimento compara os quantis da distribuição candidata, obtidos pelos valores da função de distribuição acumulada inversa para as posições de plotagem dos valores observados com os próprios valores observados. A partir desta comparação, calcula-se uma estatística de teste cujo nível de significância (probabilidade de não ser superada) constitui um índice da qualidade de ajuste. Vários testes de aderência são de uso corrente, entre os quais pode-se citar os testes de Smirnov-Kolmogorov (LOUCKS *et al.*, 1988), qui-quadrado, função de verossimilhança (DEVORE, 1991) e do coeficiente de correlação (PPCC) (FILLIBEN, 1975), este último usado nesta dissertação.

Em geral, o critério de qualidade do ajuste privilegia as distribuições com maior número de parâmetros, o que pode induzir a erros devido à variância amostral dos parâmetros. Essa variância pode ser bastante grande, principalmente para os momentos de ordem mais alta. Assim, recomenda-se usar famílias de distribuições com no máximo três parâmetros, adotando-se, no caso de amostras com $n < 100$ sempre que possível, para o terceiro momento, estimativas regionais (FILL, 1994; KRÜGER, 1996). Além disso, Fill (1981) aponta para o fato de que frequentemente uma distribuição que se ajusta bem aos dados de um local não o faz para outro.

O terceiro critério tem a sua motivação no desejo de usar a mesma família de distribuições para todo um país ou macroregião, evitando julgamentos e preferências pessoais. Um exemplo é a recomendação do *Water Resources Council*, sugerindo

caso não haja evidências fortes em contrário, a distribuição log-Pearson 3 para o estudo de cheias nos Estados Unidos da América. Entretanto, essa recomendação foi questionada por Wallis (1980) e gerou uma considerável polêmica entre hidrólogos, como já foi comentado anteriormente nesta dissertação. Vale a pena ainda comentar que a decisão em favor da distribuição log-Pearson 3 buscou-se essencialmente em resultados do critério de qualidade de ajuste, que também pode induzir a erros, como já foi comentado.

Finalmente, o quarto critério, ou seja, o conceito de robustez, goza de grande apelo prático por conduzir a resultados supostamente mais precisos. Kuczera (1982) define um modelo robusto como aquele capaz de estimar eventos extremos, independentemente da verdadeira distribuição de probabilidades, sem erros consideráveis.

Vários estudos, a maioria baseados no método de Monte Carlo, tentaram definir uma distribuição robusta para estimar quantis de cheias com tempos de retorno elevados. Damazio (1983) concluiu pela distribuição exponencial para vários cenários. Fernandes (1990) verificou que, para estimativas de cheias em 1.000 e 10.000 anos de retorno, mostravam-se mais robustas a distribuição de Gumbel para o caso de assimetrias inferiores à 1,5 e a distribuição exponencial para assimetrias superiores à 1,5, critério recomendado pela ELETROBRÁS para estudos de usinas hidrelétricas.

Fill (1994) concluiu que a distribuição GEV com um ou dois parâmetros regionais mostrou-se bastante robusta. Nesta dissertação, para a escolha da distribuição recomendada para o sul do Brasil, dois critérios foram verificados, o da robustez e o da qualidade do ajuste.

3.3.3.2 Seleção por qualidade de ajuste

Para selecionar a distribuição mais apropriada pelo critério da qualidade de ajuste utilizou-se o teste de aderência pelo coeficiente de correlação da posição de plotagem (PPCC da sigla em inglês) proposto por Filliben (1975). Este teste, segundo Stedinger *et al.* (1993), é um teste mais poderoso do que os testes clássicos de Kolmogorov-Smirnov ou do qui-quadrado.

Inicialmente, ele foi introduzido como um teste de verificação da hipótese nula de normalidade. Posteriormente, o teste de Filliben foi adaptado e generalizado por Vogel (1985), para contemplar como hipótese nula diversas outras distribuições. O teste usa como estatística de teste o coeficiente de correlação r entre as observações ordenadas $x_{(i)}$ e os quantis ajustados $w_i = F_X^{-1}(1 - q_i)$ por posições de plotagem q_i . Valores de r próximos de 1,0 sugerem que as observações podem ser bem representadas pela distribuição ajustada $F_X(x)$. Essencialmente, o coeficiente r mede a linearidade da posição de plotagem, proporcionando uma avaliação quantitativa do ajuste. A estatística do teste é expressa por:

$$r = \frac{\sum_{i=1}^N (x_{(i)} - \bar{x})(w_i - \bar{w})}{\sqrt{\sum_{i=1}^N (x_{(i)} - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^N (w_i - \bar{w})^2}} \quad (3.62)$$

Onde \bar{x} e \bar{w} são a média das observações e dos quantis ajustados respectivamente. Portanto, a hipótese nula $H_0: r = 1$, a qual deve ser testada contra a hipótese alternativa $H_1: r < 1$, tratando-se de um teste unilateral. Nesse caso, a região de rejeição de H_0 , a um nível de significância α , é formada pelos valores de r inferiores ao valor crítico r_{crit} , dado pela distribuição de probabilidades da estatística de teste. Assim, se $r < r_{crit}$, a hipótese nula deve ser rejeitada em favor de H_1 .

Na construção da estatística de teste, expressa pela equação (3.62), é implícita a especificação de $F_X(x)$, na forma de $w_i = F_X^{-1}(1 - q_i)$. As probabilidades empíricas q_i , correspondentes às ordens de classificação i , são denominadas posições de plotagem e variam em conformidade à especificação de $F_X(x)$. Em geral, cada uma das diferentes fórmulas para a posição de plotagem q_i procura obter quantis não tendenciosos, em relação à distribuição de probabilidade $F_X(x)$. A maioria das posições de plotagem podem ser expressas pela expressão:

$$q_i = \frac{i - a}{N + 1 - 2a} \quad (3.63)$$

Onde o valor de a varia conforme a especificação de $F_X(x)$. A TABELA 9 apresenta um sumário dos diferentes valores para a , e suas recomendações de uso.

TABELA 9 – VALORES DE a PARA POSIÇÃO DE PLOTAGEM

Nome	a	Motivação
Weibull	0	Probabilidades de superação não tendenciosas para todas as distribuições.
Blom	0,375	Quantis não tendenciosos para distribuição normal.
Cunnane	0,40	Quantis aproximadamente não tendenciosos para muitas distribuições.
Gringorten	0,44	Otimizada para a distribuição de Gumbel.

Uma vez que os quantis w_i variam conforme $F_X(x)$, é evidente que a distribuição de probabilidades da estatística do teste também irá variar, de acordo com a especificação da distribuição $F_X(x)$, sob a hipótese nula. A TABELA 10 apresenta valores críticos $r_{crit,a}$ para $F_X(x)$ especificada pela distribuição Normal, com as posições de plotagem calculadas pelo critério de Blom.

TABELA 10 – VALORES CRÍTICOS PARA A DISTRIBUIÇÃO NORMAL

N	$a = 0,1$	$a = 0,05$	$a = 0,01$
10	0,9347	0,9180	0,8804
15	0,9506	0,9383	0,9110
20	0,9600	0,9503	0,9290
30	0,9707	0,9639	0,9490
40	0,9767	0,9715	0,9597
50	0,9807	0,9764	0,9664
60	0,9835	0,9799	0,9710
75	0,9865	0,9835	0,9757
100	0,9893	0,9870	0,9812

Fonte: Naghettini *et al.* (2007)

A Tabela 11 apresenta valores críticos $r_{crit,a}$ para $F_X(x)$ especificada pela distribuição de Gumbel, com as posições de plotagem calculadas pela fórmula de Gringorten.

TABELA 11 – VALORES CRÍTICOS PARA A DISTRIBUIÇÃO DE GUMBEL

N	a = 0,1	a = 0,05	a = 0,01
10	0,9260	0,9084	0,8630
20	0,9517	0,9390	0,9060
30	0,9622	0,9526	0,9191
40	0,9689	0,9594	0,9286
50	0,9729	0,9646	0,9389
60	0,9760	0,9685	0,9467
70	0,9787	0,9720	0,9506
80	0,9804	0,9747	0,9525
100	0,9831	0,9779	0,9596

Fonte: Naghettini *et al.* (2007)

A Tabela 12 apresenta valores críticos $r_{crit,a}$ para $F_X(x)$ especificada para distribuição GEV, com as posições de plotagem calculadas pela fórmula de Cunnane. $\kappa = -0,3$

TABELA 12 – VALORES CRÍTICOS PARA A DISTRIBUIÇÃO GEV

a	N	$\kappa = -0,3$	$\kappa = -0,2$	$\kappa = -0,1$	$\kappa = 0$	$\kappa = 0,1$	$\kappa = 0,2$
0,01	5	0,777	0,791	0,805	0,817	0,823	0,825
0,01	10	0,836	0,845	0,856	0,866	0,876	0,882
0,01	20	0,839	0,855	0,878	0,903	0,923	0,932
0,01	30	0,834	0,858	0,89	0,92	0,942	0,953
0,01	50	0,825	0,859	0,902	0,939	0,961	0,97
0,01	100	0,815	0,866	0,92	0,959	0,978	0,985
0,05	5	0,853	0,863	0,869	0,874	0,877	0,88
0,05	10	0,881	0,89	0,9	0,909	0,916	0,92
0,05	20	0,898	0,912	0,926	0,938	0,948	0,953
0,05	30	0,903	0,92	0,937	0,952	0,961	0,967
0,05	50	0,908	0,929	0,95	0,965	0,974	0,979
0,05	100	0,914	0,94	0,963	0,978	0,985	0,989
0,1	5	0,888	0,892	0,896	0,899	0,901	0,903
0,1	10	0,904	0,912	0,92	0,927	0,932	0,936
0,1	20	0,92	0,932	0,943	0,952	0,958	0,962
0,1	30	0,928	0,941	0,953	0,962	0,969	0,973
0,1	50	0,935	0,95	0,963	0,973	0,979	0,982
0,1	100	0,944	0,961	0,974	0,983	0,988	0,991

Fonte: Naghettini *et al.* (2007)

Foram então calculadas as estatísticas de teste r para as 4 distribuições analisadas e para cheias sazonais (inverno/verão) e anuais. A média do coeficiente de correlação para todas as estações são mostrados na Tabela 13.

TABELA 13 – COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO MÉDIO

Distribuição	Anual	Inverno	Verão	Média	r_{crit}
Gumbel	0,971	0,9714	0,983	0,9751	0,963
Exponencial	0,949	0,950	0,971	0,9566	-
GEV	0,970	0,9709	0,982	0,9744	0,951 – 0,961
Lognormal 2P	0,973	0,9707	0,980	0,9748	0,975

Observa-se que o melhor ajuste ocorre para as distribuições de Gumbel e GEV onde a relação r_{calc} / r_{crit} é mais alta. As tabelas completas com os resultados do teste PPCC para cada uma das 77 estações analisadas constam no Anexo C – Tabela C1.

3.3.3.3 Seleção por Robustez

Assumiu-se como distribuições supostamente verdadeiras denominadas “distribuições mãe” (*parent distribution*) um conjunto de distribuições log-normais definidos pela média e variância inspiradas nos parâmetros das 77 estações fluviométricas utilizadas neste trabalho. Gerou-se então uma série sintética de 1600 valores que representariam uma sequência de máximos anuais para cada cenário. Esta sequência foi particionada em um conjunto de 40 amostras com 10, 20 e 40 anos e para cada amostra foram obtidos os estimadores dos quantis com 100 e 1.000 anos de retorno para um conjunto de distribuições candidatas descritas na seção 3.3.1 desta dissertação. Como o foco do trabalho são as grandes cheias, foram adotadas para comparação cheias com tempo de retorno de 100 e 1.000 anos. A cheia de 100 anos representa os eventos de cheia dimensionados usualmente para desvios de rio em hidrelétricas e cheias de projeto para obras de arte em estradas. A cheia de 1.000 anos foi utilizada por ser geralmente adotada como cheia de projeto para dimensionamento de vertedouros de pequenas centrais hidrelétricas e para barragens de concreto.

Então foram comparados os estimadores amostrais obtidos através das várias distribuições candidatas com os valores supostamente verdadeiros da “distribuição mãe”. Esta comparação foi feita pelo critério da robustez avaliando a qualidade dos estimadores amostrais pela raiz do erro médio quadrático (RMSE) aplicado aos logaritmos dos quantis. Também foi avaliada a tendenciosidade (BIAS) daqueles estimadores.

O uso de RMSE no espaço logarítmico apresenta várias vantagens sobre o uso da mesma métrica no espaço real como aponta Fill (1994) e que são discutidos sucintamente a seguir.

Tendência (BIAS) e erro médio quadrático (MSE) são critérios estatísticos convenientes para avaliar estimadores de parâmetros ou quantis. Frequentemente, a raiz quadrada do MSE, denominada por raiz do erro médio quadrático (*Root Mean Square Error, RMSE*) é utilizada, por ter a mesma unidade de medida que a quantidade a ser estimada, e é mais facilmente interpretada como um erro. No caso de simulações de Monte Carlo, BIAS e RMSE de um estimador de quantil em um local i são dados por:

$$BIAS(\hat{q}_p^i) = \sum_{j=1}^{NREP} \frac{(\hat{q}_{p,j}^i - q_p^i)}{NREP} \quad (3.64)$$

$$RMSE(\hat{q}_p^i) = \sqrt{\sum_{j=1}^{NREP} \frac{(\hat{q}_{p,j}^i - q_p^i)^2}{NREP}}$$

Onde $NREP$ é o número das amostras e $\hat{q}_{p,j}^i$ e q_p^i é a estimativa amostral do quantil 100 p% no local i para a amostra j e q_p^i , é o seu valor supostamente verdadeiro.

BIAS e RMSE têm sido usados como métricas para quantificar o desempenho de um estimador e para comparar diferentes procedimentos de estimação em muitas aplicações hidrológicas (Wallis *et al.*, 1974; Wallis, 1980; Hoshi *et al.*, 1984; Lu, 1991). Nesta dissertação, ao invés de utilizar o espaço-real para o RMSE de (3.64), foi utilizado o RMSE no espaço-logarítmico como métrica para a avaliação da qualidade do estimador. O uso do RMSE no espaço-logarítmico foi sugerido por Stedinger e Cohn (1986) e é definido como:

$$RMSE(\ln \hat{q}_p^i) = \sqrt{\sum_{j=1}^{NREP} \frac{(\ln \hat{q}_{p,j}^i - \ln q_{p,j}^i)^2}{NREP}} \quad (3.65)$$

A expressão (3.65) é equivalente a:

$$RMSE(\ln \hat{q}_p^i) = \sqrt{\sum_{j=1}^{NREP} \frac{\ln(\hat{q}_{p,j}^i / q_{p,j}^i)^2}{NREP}} \quad (3.66)$$

Esta métrica tem sido chamada de RMSE relativo e foi empregada por Stedinger (1980), Wallis e Wood (1985), Lettenmaier *et al.* (1987). A equação (3.66) descreve um erro mensurado pelo RMSE como uma fração do valor de q_p a ser estimado. Como resultado, ele é adimensional e pode ser significativamente interpretado. O uso do RMSE no espaço-logarítmico para comparar os quantis estimados tem a vantagem de atribuir peso maior aos erros de subdimensionamento e peso menor aos erros de superdimensionamento. O RMSE no espaço-real tem pesos simétricos. A assimetria do RMSE no espaço-logarítmico deve representar melhor os custos e danos em projetos de engenharia civis, onde uma falha da estrutura devido a um erro de subdimensionamento pode ter um impacto negativo muito maior do que os investimentos adicionais resultantes de erros de superdimensionamento.

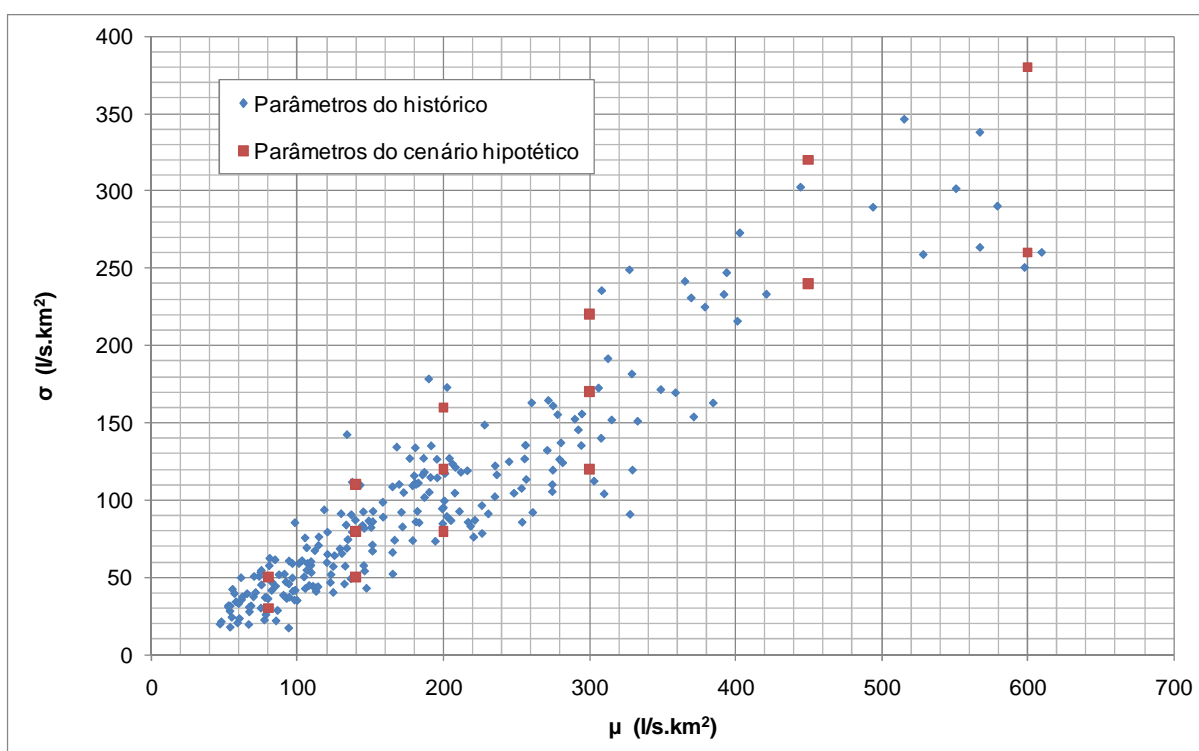
Para avaliação da distribuição mais apropriada para a região de estudo, foram adotadas duas formas de avaliar os parâmetros da “distribuição mãe” utilizados para geração da série sintética. A primeira consiste na criação de cenários hipotéticos inspirados na distribuição dos parâmetros obtidos das séries históricas dos postos utilizados no estudo. A segunda consiste em utilizar diretamente os dados históricos das estações selecionadas distribuídas na região de estudo aproximadamente de maneira geograficamente uniforme.

Como citado anteriormente, para a geração das séries sintéticas pela distribuição log-normal são necessários dois parâmetros: a média e o desvio padrão. Nesta dissertação, sem perda de generalidade, adotaram-se estes parâmetros para vazões específicas, a fim de manter a mesma ordem de grandeza para todos os

cenários avaliados, reduzindo assim a dispersão entre estações fluviométricas de área de drenagem distintas.

Para a criação dos cenários hipotéticos, descritos nesta seção, foram utilizados dados da média e desvio padrão das vazões específicas das máximas anuais. Com base nestes dados, foram arbitrados cenários com parâmetros semelhantes aos encontrados no histórico de vazões das estações selecionadas no histórico. Os parâmetros correspondentes ao registro histórico das estações são apresentados na Figura 2.

FIGURA 2 – VAZÃO MÁXIMA MÉDIA ESPECÍFICA x DESVIO PADRÃO ESPECÍFICO



A partir da análise da Figura 2 foram selecionados 15 cenários cujos, parâmetros são mostrados na Tabela 14.

TABELA 14 – PARÂMETROS DOS CENÁRIOS HIPOTÉTICOS

Cenário	μ (l/s.km ²)	σ (l/s.km ²)
1	80	30
2	80	50
3	140	50
4	140	80
5	140	110
6	200	80

Cenário	μ (l/s/km ²)	σ (l/s/km ²)
7	200	120
8	200	160
9	300	120
10	300	170
11	300	220
12	450	240
13	450	320
14	600	260
15	600	380

Para obter estimadores amostrais dos quantis de 100 e 1.000 anos de retorno, foram considerados três tamanhos de amostras, com 10, 20 e 40 anos de vazões máximas respectivamente.

Também foram avaliadas as distribuições usando diretamente os parâmetros calculados do histórico de algumas estações selecionadas na região de estudo. A Tabela 15 apresenta estas estações com seus respectivos parâmetros.

TABELA 15 – PARÂMETROS DAS SÉRIES HISTÓRICAS

Posto	Anual		Inverno		Verão	
	μ (l.s/km ²)	σ (l.s/km ²)	μ (l.s/km ²)	σ (l.s/km ²)	μ (l.s/km ²)	σ (l.s/km ²)
PORTO SANTA TEREZINHA	134	69	81	62	114	70
TIBAGI	78	37	62	35	58	34
RIO DOS PATOS	183	85	159	89	129	68
PORTO ESPANHOL	211	92	200	95	120	65
BALSA DO CANTU	330	119	279	126	235	122
PORTO AMAZONAS	87	51	70	50	62	37
UNIÃO DA VITÓRIA	67	30	60	33	47	19
ÁGUAS DO VERÊ	226	96	208	104	134	74
FAZENDA MINEIRA	392	233	365	241	206	123
RIO BONITO	113	41	105	42	86	28
PASSO COLOMBELLI	329	181	313	191	158	98
MARCELINO RAMOS	196	114	187	118	94	60
PASSO CAXAMBU	190	105	181	111	91	52
IRAÍ	166	74	150	82	103	61
PASSO DO SARMENTO	201	99	187	101	114	76
JAGUARI	385	162	359	169	228	148
PASSO MARIANO PINTO	104	50	94	45	75	53
IBIRAMA	208	121	180	115	118	93
DONA FRANCISCA	191	114	181	110	98	85
MUÇUM	294	135	280	137	137	111
CAMPO BOM	132	45	123	52	80	36

Os resultados da distribuição de probabilidades, tanto pela qualidade de ajuste como pelo critério da robustez, são apresentados na seção 4.1 desta dissertação.

3.3.4 O método de Monte Carlo

Análise de frequência é um problema de informação. Se há um longo período de dados de cheias, chuvas e estiagens, então a distribuição de frequência para um local pode ser determinada a partir de observações. Este período ainda deve ser estacionário, no sentido que as mudanças ao longo do tempo por fatores antrópicos ou processos naturais não alteram as relações de interesse. Na maioria das situações, a extensão dos dados válidos é insuficiente para definir precisamente o risco de grandes cheias, tempestades ou estiagens. Isso força os hidrólogos a usarem o conhecimento dos processos envolvidos e técnicas apropriadas para desenvolver uma melhor estimativa de risco. Estas técnicas são geralmente baseadas em amostras, de 10 a 100 observações, para estimar eventos com probabilidades de excedência de 1% ou menos. Em alguns casos, eles são usados para estimar uma tempestade com tempo de retorno de 1000 anos, e até mesmo cheias para projetos de vertedouros com uma chance 1 em 10.000 anos.

3.3.4.1 Geração de séries sintéticas de cheias

Nesta dissertação, o método de Monte Carlo foi utilizado para comparar o desempenho dos estimadores de quantis de cheias. Um modelo de geração de vazões é necessário para gerar amostras de vazões que são usadas para calcular o desempenho do estimador do quantil. Este modelo deve ter dois componentes: (1) uma “distribuição-mãe” adotada como verdadeira, descrevendo a ocorrência de vazões de cheia com valores de parâmetros locais especificados, (2) um modelo definindo parâmetros locais supostamente verdadeiros baseados nas características da região e definição de distribuições candidatas.

Para a “distribuição mãe”, foi utilizada a distribuição log-normal, cujo uso tem sido muito difundido para descrever a ocorrência de vazões de cheia. Assumiu-se

ainda que cheias em estações ou anos consecutivos sejam independentes. Para a geração da série sintética foi utilizada a equação abaixo:

$$x = z\sigma_y + \mu_y \quad (3.67)$$

Sendo z o número aleatório $N(0,1)$ (com média igual a 0 e desvio padrão igual a 1), μ_y a média dos logaritmos das vazões e σ_y o desvio dos logaritmos das vazões. μ_y e σ_y estão relacionados com μ_x e σ_x (média e desvio padrão das vazões) pelas equações:

$$\sigma_y^2 = \ln(1 + CV_x^2) \quad (3.68)$$

$$\mu_y = \ln \frac{\mu_x}{\sqrt{1 + CV_x^2}} \quad (3.69)$$

Para comparar estimadores e valores verdadeiros de quantis representativos é necessário adotar tempos de retorno representativos. Nesta dissertação, como já citado anteriormente, foram adotados quantis com tempo de retorno de 100 e 1000 anos.

3.4 REGIONALIZAÇÃO DE PARÂMETROS

Frequentemente, no local de interesse não existem medições de vazões ou então a extensão de registros é demasiadamente curta para garantir estimadores minimamente confiáveis. Neste caso, a regionalização permite transferir informação hidrológica espacialmente para obter estimativas mais precisas de vazões máximas no local de interesse.

Dentre várias abordagens, duas para esta transferência são possíveis: (1) transferir diretamente os quantis de cheia estimados em outros locais e (2) definir uma família de distribuições de probabilidades regional única para vazões máximas e transferir os parâmetros (ou momentos) desta distribuição. Nesta dissertação será

utilizada a segunda abordagem adotando-se a distribuição GEV como padrão regional. Essa distribuição mostrou-se a melhor entre várias alternativas tanto sob o critério de qualidade de ajuste como também pelo critério da robustez (ver seção 4.1) Para efetuar na prática a transferência espacial de informação várias técnicas, existem sendo as mais importantes a interpolação espacial (isolinhas, métodos geoestatísticos) e a regressão regional.

3.4.1 Métodos de interpolação espacial

O traçado de isoietas a partir de um número limitado de postos para definir uma distribuição espacial contínua de características de chuvas (precipitação anual média, precipitação máximas de dada duração, etc.) constitui-se talvez no mais antigo método de regionalização. Entretanto, envolve um certo grau de subjetividade ao buscar linhas contínuas e suaves sem singularidades inexplicáveis e temperadas pela experiência pessoal do hidrólogo.

Evidentemente, este procedimento pode ser estendido a outras grandezas hidrológicas, tais como evapotranspiração, temperatura, vazão específica média e outras. Para tornar o procedimento o menos subjetivo e passível de repetição, métodos objetivos de interpolação espacial foram desenvolvidos, entre os quais cumpre destacar (1) interpolação por inverso da distância (ou quadrado da distância), (2) ajuste de superfícies por splines, (3) método multiquadrático e (4) *Kriging* (TABIOS III e SALLAS, 1985).

Nesta dissertação, foi usado o método de *Kriging* para interpolação da média da chuva máxima anual, que foi usada como variável explicativa na regressão regional dos parâmetros.

Para definição das precipitações médias da chuva máxima nos locais de interesse, 122 postos pluviométricos foram selecionados na região de estudo. O Anexo D – Tabela D1 apresenta todas 77 estações pluviométricas utilizadas com suas respectivas precipitações médias da chuva máxima anual, desvios padrão e períodos de observação.

Utilizando o software Surfer 8.0, desenvolvido pela Golden Software Inc., especializado em calcular e plotar superfícies interpoladas, foi possível definir as

isoietas para a média das precipitações máximas diárias anuais, no Anexo D – Figura D3. Com base nestas isoietas, foi possível obter a média da precipitação máxima anual no centro de cada bacia das estações fluviométricas utilizadas. O Anexo D – Tabela D2 apresenta as precipitações encontradas para as bacias das estações fluviométricas estudadas.

3.4.1.1 Kriging

Para desenvolvimento das isoietas, foi utilizado o método de Kriging (TABIOS e SALAS III, 1985).

Kriging é um método geoestatístico de interpolação, o qual envolve uma investigação interativa do comportamento espacial do fenômeno a ser analisado antes de selecionar o melhor método para gerar a superfície interpoladora. Kriging se baseia na teoria das variáveis regionalizadas e assume que a variação espacial do fenômeno representado pelos valores observados é estatisticamente homogêneo ao longo da superfície. Isto é, o mesmo padrão de variação pode ser observado em todos os locais da superfície.

Como qualquer método de interpolação espacial, kriging utiliza uma estimativa de pesos a serem aplicados a cada um dos pontos com dados observados, para obter a variável de interesse em um dado local. Usualmente os pesos são calculados de forma a somar a unidade:

$$\hat{z}_0 = \sum_{i=1}^n w_i z_i \quad (3.70)$$

$$\sum w_i = 1$$

onde:

\hat{z}_0 é o valor estimado do atributo z em qualquer ponto com coordenadas (x_0, y_0) ;

w_i é o peso do ponto amostral i ;

z_i é o valor do atributo z observado no ponto i com coordenadas (x_i, y_i) ;

n é o número de pontos amostrais, $i = 1, 2, 3, \dots, n$.

Os pesos são calculados através da resolução de um sistema de $(n+1)$ equações lineares simultâneas.

Em forma matricial, as equações que calculam os pesos têm a seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} \mathbf{C} & \mathbf{1} \\ \mathbf{1} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{w} \\ \mu \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{d} \\ 1 \end{bmatrix} \quad (3.71)$$

onde:

\mathbf{C} é a matriz de covariâncias (correlações) entre os pontos amostrais ($n \times n$);

\mathbf{d} é o vetor de covariâncias entre os pontos amostrais e o ponto da estimativa ($n \times 1$);

\mathbf{w} é o vetor de pesos w_i ($n \times 1$);

μ é um multiplicador de Lagrange, para impor a condição 1 ($\sum w_i = 1$).

Considerando em (3.71) $\mathbf{C}^* = \begin{bmatrix} \mathbf{C} & \mathbf{1} \\ \mathbf{1} & 0 \end{bmatrix}$, $\mathbf{w}^* = \begin{bmatrix} \mathbf{w} \\ \mu \end{bmatrix}$ e $\mathbf{d}^* = \begin{bmatrix} \mathbf{d} \\ 1 \end{bmatrix}$ a equação matricial pode

resolvida pré-multiplicando ambos os lados da matriz $\mathbf{C}^* = \begin{bmatrix} \mathbf{C} & \mathbf{1} \\ \mathbf{1} & 0 \end{bmatrix}$.

$$(\mathbf{C}^*)^{-1} \cdot \mathbf{C}^* \cdot \mathbf{w}^* = (\mathbf{C}^*)^{-1} \cdot \mathbf{d}^*$$

ou (3.72)

$$\mathbf{w}^* = (\mathbf{C}^*)^{-1} \cdot \mathbf{d}^*$$

A variação espacial da matriz \mathbf{C} é quantificada pelo chamado semi-variograma, que pode ser estimado a partir das variâncias amostrais. O valor da semi-variância amostral da grandeza Z (precipitação, por exemplo) para um conjunto de n pontos (estações pluviométricas) separados por uma distância h é:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^n [z(x_i) - z(x_i + h)]^2 \quad (3.73)$$

Para o valor da distância h_{ij} entre os pontos i e j normalmente é utilizada a distância euclidiana:

$$h_{ij} = \sqrt{(x_i - x_j)^2 + (y_i - y_j)^2} \quad (3.74)$$

A relação entre a semi-variância $\gamma(h)$ e a distância h é o variograma. Uma etapa importante da técnica de *Kriging* é o ajuste de uma função matemática ao variograma amostral. A função matemática a ser utilizada é a que melhor se adaptar ao comportamento do variograma da variável analisada. Alguns *softwares* de interpolação espacial utilizam um tipo de variograma pré-definido (em geral, linear), não permitindo o processo interativo de análise do comportamento espacial da grandeza em estudo.

Kitanidis (1993) propõe cinco modelos para o variograma:

(i) Gaussiano: apresenta comportamento parabólico na origem o que significa que a variável regionalizada é suficientemente suave para ser diferenciável:

$$\gamma(h) = \sigma^2 \left[1 - \exp\left(-\frac{h^2}{L^2}\right) \right] \quad (3.75)$$

(ii) Exponencial: modelo versátil, de de simples análise e muito aplicado em estudos hidrológicos:

$$\gamma(h) = \sigma^2 \left[1 - \exp\left(-\frac{h}{l}\right) \right] \quad (3.76)$$

(iii) Esférico: ideal para quando a variável regionalizada não é suficientemente suave, ou seja, não é diferenciável:

$$\gamma(h) = \begin{cases} \left(1 - \frac{3h}{2\alpha} + \frac{h^3}{2\alpha^3} \right) \sigma^2 & \text{para } 0 \leq h \leq \alpha \\ 0 & \text{para } h \geq \alpha \end{cases} \quad (3.77)$$

(iv) Efeito Furo: a função covariância não decai ao mesmo passo que a distância. Ideal para pseudo-periodicidades:

$$\gamma(h) = \sigma^2 \left[1 - \left(1 - \frac{h}{L} \right) \exp\left(-\frac{h}{L} \right) \right] \quad (3.78)$$

(v) Efeito “nugget”: representa a microvariabilidade bem como a medição do erro aleatório:

$$\gamma(h) = C_0 [1 - \delta(h)] = \begin{cases} C_0 & h > 0 \\ 0 & h = 0 \end{cases} \quad (3.79)$$

Uma vez definida a função do semivariograma $\gamma = \gamma(h)$ pode ser estabelecida a equação do *Kriging* cuja seleção permite obter os pesos da indução.

Nota-se que, no método de *Kriging*, mais informações, além de dados puramente geométricos, são necessários. Esta informação adicional é o conhecimento do padrão de variação espacial do processo analisado. No caso da precipitação, embora seja possível a aplicação de *Kriging* a apenas um evento pluvial, registros de vários eventos permitem o desenvolvimento de modelos de variogramas mais robustos e mais adaptados à realidade. A maior vantagem do método é que as propriedades estatísticas (espaciais) da amostra são levadas em conta, além da simples consideração da distância entre os pontos. Isto é feito através da análise da correlação espacial entre os dados. Por este motivo, a técnica de *Kriging* é considerada por vários autores como um dos métodos de interpolação mais eficientes (TABIOS III e SALLAS, 1985).

3.4.1.2 Método de Thiessen

Outro método que é muito utilizado em hidrologia para obtenção das precipitações médias sobre áreas, é o método de Thiessen (Chow, 1988). Este método também é conhecido como interpolação através de polígonos Voronoi, células de Dirichlet ou mapeamento proximal. A idéia básica do método é a de que a melhor estimativa em áreas parciais (áreas de influência) é o próprio valor

observado no ponto mais próximo, compondo-se a média ponderada pelas áreas parciais:

Este método leva em consideração a distribuição irregular dos pontos na área considerada, atribuindo pesos diferentes para cada ponto de observação, de acordo com as "áreas de influência" de cada posto, definidas geometricamente por linhas perpendiculares às retas que unem os vários pontos. A principal desvantagem do método é a extrema simplificação. Convém notar que não há variação espacial da variável em estudo dentro da área de influência (dentro do polígono de Thiessen).

3.4.1.3 Interpolação pelo inverso da distância

Outro método popular de interpolação espacial devido à simplicidade de sua aplicação é o método do inverso da distância (ou também do inverso do quadrado da distância). Este método define os pesos da função de interpolação como proporcionais ao inverso da distância entre cada posto com atributo medido e o local com atributo a estimar. Resultam as equações:

$$\hat{z}_0 = \sum w_i z_i$$

$$w_i = \frac{a}{h_{i0}^n} \quad (3.80)$$

$$\sum w_i = 1$$

Sendo $n = 1, 2$ ou 3 (mais comum)

$$\sum w_i = a \sum \frac{1}{h_{i0}^n} = 1 \Rightarrow a = \frac{1}{\sum \frac{1}{h_{i0}^n}} \quad (3.81)$$

e a função de interpolação resulta:

$$\hat{z}_0 = \frac{\sum_{i=1}^n z_i / h_{i0}^n}{\sum_{i=1}^n 1 / h_{i0}^n} \quad (3.82)$$

3.4.2 Métodos de regressão regional

3.4.2.1 Premissas básicas

Seguindo uma prática hidrológica estabelecida (BENSON, 1962 a e b; THOMAS e BENSON, 1970) adotou-se um modelo log-linear para a regressão regional. O modelo de regressão desta pesquisa foi desenvolvido, seguindo basicamente o procedimento adotado por Fill (1992) para um estudo de regionalização no estado do Paraná.

Houve entretanto, em relação a este trabalho, várias complementações como a consideração de vazões máximas sazonais, o uso de momentos-L e a extensão para toda a região sul. O modelo clássico de regressão linear múltipla é constituído basicamente pelas seguintes premissas (JOHNSTON, 1984).

$$(i) \quad \mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (3.83)$$

Com:

\mathbf{y} um vetor ($m \times 1$) de variáveis dependentes (por exemplo \hat{q} em m locais);

\mathbf{X} uma matriz ($m \times k$) de $k-1$ variáveis explicativas nos m locais (com a primeira coluna igual a 1 e as demais colunas com os valores);

$\boldsymbol{\beta}$ um vetor ($k \times 1$) de parâmetros;

$\boldsymbol{\varepsilon}$ um vetor ($m \times 1$) de erros.

$$(ii) \quad E(\boldsymbol{\varepsilon}) = 0$$

$$(iii) \quad E(\boldsymbol{\varepsilon} \boldsymbol{\varepsilon}^T) = \sigma^2 \mathbf{I}$$

Com σ^2 um escalar e I a matriz identidade $m \times m$ e o sobrescrito T designando a transposta.

(iv) X é uma matriz de posto k ;

(v) O vetor ϵ tem distribuição normal multivariada.

A igualdade e independência da distribuição dos erros (premissa “iv”) é geralmente designada como homoscedasticidade residual. A premissa “v” (distribuição normal dos erros) é necessária apenas para que os testes usuais de inferência estatística sejam plenamente válidos.

No caso de regionalização hidrológica, assume-se normalmente uma transformação logarítmica, tanto na variável independente como nas variáveis explicativas, de modo que a matriz X contém os logaritmos das características fisiográficas e y é o logaritmo da variável hidrológica de interesse ou seja, no caso deste trabalho, os momentos-L da distribuição.

3.4.2.2 O método dos mínimos quadrados

Para que a regressão possa ser utilizada na regionalização dos momentos-L da distribuição regional (GEV) é necessário estimar o vetor de parâmetros β e a variância dos erros σ^2 . Para estimar o vetor de parâmetros impõe-se como condição que a soma dos quadrados dos resíduos seja mínima. Os resíduos e são o equivalente dos erros quando os parâmetros β_i são substituídos pelos seus estimadores.

$$e = y - X\hat{\beta} \quad (3.84)$$

Então

$$\sum e_i^2 = e^T e = (y - X\hat{\beta})^T (y - X\hat{\beta}) = \min \quad (3.85)$$

ou

$$e^T e = y^T y - 2y^T X\hat{\beta} + \hat{\beta}^T X^T X\hat{\beta} = \min \quad (3.86)$$

Derivando a expressão 3.86 em relação a β e igualando a zero resulta:

$$2\mathbf{X}^T\mathbf{X}\hat{\beta} - 2\mathbf{X}^T\mathbf{y} = 0 \quad (3.87)$$

$$\hat{\beta} = (\mathbf{X}^T\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{y} \quad (3.88)$$

O estimador dado por 3.88 é conhecido como estimador de mínimos quadrados ordinários e o teorema de Gauss-Markov mostra que é o estimador linear não tendencioso e de mínima variância (BLUE na sigla em inglês) para erros homoscedásticos. Um estimador não tendencioso da variância dos resíduos é dado por Johnston (1984):

$$s^2 = \hat{\sigma}^2 = \frac{\mathbf{e}^T\mathbf{e}}{n-k} \quad (3.89)$$

No caso de erros heteroscedásticos, isto é $E(\boldsymbol{\varepsilon}\boldsymbol{\varepsilon}^T) = \Sigma \neq \sigma^2 I$, o estimador BLUE do vetor de parâmetros resulta:

$$\hat{\beta} = (\mathbf{X}^T\Sigma^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^T\Sigma^{-1}\mathbf{y} \quad (3.90)$$

Entretanto na presente pesquisa será adotado o método OLS pela sua simplicidade e disponibilidade de softwares computacionais.

3.4.2.3 Inferência estatística

No caso do método OLS, o valor esperado e a variância amostral do vetor de parâmetros são dados por:

$$\begin{aligned} E(\hat{\beta}) &= \beta \\ \text{Var}(\hat{\beta}) &= (\mathbf{X}^T\mathbf{X})^{-1}\sigma^2 \end{aligned} \quad (3.91)$$

Estas expressões, juntamente com a hipótese da distribuição normal dos resíduos, permite testar a hipótese nula $H_0: \beta_i = 0$ e que significa que a variável explicativa dependente X_i não influi nos valores da variável dependente.

O teste utiliza a estatística de teste T com distribuição t de Student dado por:

$$T = \frac{\hat{\beta}_i}{s\sqrt{x_{ii}}} \quad (3.92)$$

Sendo x_{ii} o i-ésimo elemento da diagonal principal da matriz $(\mathbf{X}^T\mathbf{X})^{-1}$.

O “software” usado para efetuar as regressões (opção “regression” do Excel®) lista para cada coeficiente o chamado valor-p que representa a probabilidade do erro tipo I ou seja, a probabilidade da hipótese nula ser verdadeira ao rejeitá-la. Portanto valores pequenos de p sugerem a rejeição da hipótese nula $\beta_i = 0$ ou seja que a variável explicativa x_i correspondente é significativa. Este teste foi aplicado a todas as variáveis explicativas inicialmente propostas (veja seção 3.4.2.4) e as variáveis com valor-p superior a 0,12 foram descartadas. Outro teste útil na análise dos resultados da regressão e o teste F aplicado à totalidade da regressão e cuja estatística de teste é dado por:

$$F = \frac{\mathbf{b}_2(\mathbf{X}^T_2\mathbf{A}\mathbf{X}_2)\mathbf{b}_2/(k-1)}{e'e/(n-k)} \quad (3.93)$$

Comparando o valor de F com valores críticos (quantis de $p=0,05$ e $0,01$) da distribuição F com $k-1$ e $m-k$ graus de liberdade pode-se testar a hipótese nula. Estes valores críticos são tabelados e pode-se aceitar ($F > F_{crit}$) ou rejeitar ($F \leq F_{crit}$) a validade da regressão como um todo. Assim como o valor-p de cada coeficiente o software utilizado lista o valor de F dado pela equação (3.87). Todas as regressões adotadas como resultado final foram significativas ao menos no nível de 95%.

Foram ainda testados por tentativa e erro várias alternativas para as variáveis explicativas e adotando a regressão que conduziu ao maior valor possível de F .

3.4.2.4 Variáveis explicativas e independentes

Inspirado nos trabalhos de Fill (1992) escolheu-se inicialmente para variáveis explicativas as seguintes características das bacias de drenagem dos postos analisados.

- (i) logaritmo da área de drenagem;
- (ii) logaritmo da declividade do talvegue;
- (iii) logaritmo do fator de forma da bacia;
- (iv) logaritmo da média das precipitações máximas diárias anuais
- (v) três variáveis “dummy” X_5 , X_6 , X_7 para caracterizar sub-regiões supostamente homogêneas dentro da área analisada.

As variáveis “dummy” foram definidas da seguinte forma:

TABELA 16 – VARIÁVEIS ‘DUMMY’ DAS SUB-REGIÕES

Sub-região	Variáveis “dummy”		
	X_5	X_6	X_7
64	0	0	0
65	1	0	0
70, 71, 72, 73, 74, 75	0	1	0
83, 85, 86, 87	0	0	1

Para variáveis dependentes y foram considerados os logaritmos dos momentos-L, λ_1 , λ_2 e o parâmetro de κ da distribuição GEV estimado pelo seguinte procedimento (Stedinger, 1993).

$$c = \frac{2\lambda_2}{\lambda_3 + 3\lambda_2} - \frac{\ln(2)}{\ln(3)} = \frac{2}{3 + \sigma_3} - 0,6309 \quad (3.94)$$

$$\kappa = 7,8590 + 2,9554c^2$$

Cada uma dessas variáveis dependentes foi avaliada sazonalmente para verão e inverno e também as máximas anuais. Entretanto, para o parâmetro de forma κ , as regressões resultaram em geral não significativas o que levou a uma regionalização diferenciada deste parâmetro. Seguindo o procedimento adotado por Fill (1994) dividiu-se para efeito de estudo em 5 sub-regiões e estimou-se o momento σ_3 em cada sub-região pela média ponderada pelo período de observação dos postos

dentro da sub-região. Resultaram assim 6 regressões distintas (para as 3 versões das 2 variáveis dependentes).

As sub-regiões adotadas correspondem às principais bacias hidrográficas da região e são listadas na Tabela 17.

TABELA 17 – SUB-REGIÕES USADAS PARA ESTIMATIVA DE κ

Sub-região	Sub-bacias	Observação
1	64	Tibagi, Ivaí e Piquiri
2	65	Iguaçu
3	70-74	Uruguai (trecho nacional)
4	75-76	Uruguai (trecho internacional)
5	83-87	Bacias litorâneas

As Tabelas E1, E2 e E3 do Anexo E listam para todos os postos analisados os valores numéricos das variáveis dependentes e das variáveis explicativas para cada uma das três versões (verão, inverno, anual).

Em cada uma das regressões, foi analisada a significância de cada coeficiente e da regressão completa pelos testes já mencionados. Também foi avaliado o coeficiente de determinação R^2 que é relacionado com a estatística F pela relação:

$$F = \frac{R^2 / k - 1}{(1 - R^2) / m - k} \quad (3.95)$$

Ainda houve tentativas, contudo sem sucesso, de usar o coeficiente de variação τ_2 em vez de λ_2 . Essas regressões sempre resultam piores que as usando λ_2 . Após esse “peneiramento” das regressões foram adotadas como finais as variáveis explicativas listadas como significativas na Tabela 18.

TABELA 18 – REGRESSÕES FINAIS ADOTADAS

Período	Y	ln (A)	ln (P)	ln (D)	ln (Kf)	X5	X6	X7
Anual	ln (λ_1)	S	S	S	S	S	N	N
	ln (λ_2)	S	S	S	S	S	N	N
Inverno	ln (λ_1)	S	S	S	S	S	N	N
	ln (λ_2)	S	S	S	S	N	N	N
Verão	ln (λ_1)	S	S	S	S	S	N	N
	ln (λ_2)	S	S	S	S	N	N	N

S – Significativo / N – Não significativo

Os resultados sucintos são apresentados na seção 4.3 Nesta seção é também apresentada uma comparação de valores locais do momento-L com valores estimados pelas regressões (previsão) e a estimativa da variância dos resíduos. Vale a pena frisar que o valor obtido localmente não representa necessariamente o verdadeiro valor mas uma estimativa afetada pelo erro amostral, e portanto o valor obtido pela regressão pode ser mais próximo da realidade que o valor calculado localmente, pois engloba uma quantidade maior de informação. As saídas completas para as regressões finais com todos os resultados constam no Anexo E – Tabelas E4 a E9 desta dissertação.

A normalidade dos resíduos, que é uma hipótese fundamental para a validade dos resultados quantitativos dos testes estatísticos, também é verificada pelo “software” utilizado e os seus resultados também constam na seção Anexo E – Tabelas E4 à E9.

3.5 COMPOSIÇÃO DE EVENTOS SAZONAIS

Um problema comum em hidrologia e que constitui a questão fundamental analisada neste trabalho, é que uma série de máximas anuais pode resultar de processos hidrológicos distintos. Assim, as precipitações intensas que podem originar as enchentes podem corresponder a diferentes tipos de tempestades (e.g. chuvas convectivas de verão, chuvas frontais de inverno). Desta forma, as cheias podem ter a sua gênese associada a distintos tipos de chuvas, ou ainda, derretimento de neve em climas frios.

Estes tipos diferentes de cheias devem, portanto, estar associados a diferentes distribuições de probabilidades, como se supõe nesta dissertação para cheias ocorrendo no verão ou no inverno. O máximo anual neste contexto pode ser visto como o maior valor entre um evento de verão e outro de inverno, de modo que

$$Q_m = \max(Q_v, Q_l) \quad (3.96)$$

Sendo Q_m o máximo anual

Q_v o máximo de verão

Q_I o máximo de inverno

Por outro lado, se as máximas sazonais puderem ser consideradas eventos independentes, a função de distribuição de probabilidades acumulada (FDA) do máximo entre duas variáveis aleatórias corresponde ao produto das FDA de cada uma delas

$$F_{Q_m}(x) = \Pr(Q_m < x) = \Pr[(Q_I \leq x)e(Q_V \leq x)] = F_{Q_I}(x).F_{Q_V}(x) \quad (3.97)$$

Portanto, o tempo de retorno associado ao quantil q_T será

$$T = \frac{1}{1 - F_{Q_I}(q_T).F_{Q_V}(q_T)} \quad (3.98)$$

Isto porque Q_m será menor que x apenas se ambas Q_V e Q_I foram menores que x . Se houver mais de duas estações distintas sob o ponto de vista da gênese de cheias no ano, a FDA do seu máximo será o produto das FDA sazonais.

Uma questão importante é quando o uso de máximas anuais compostas se apresenta vantajoso em relação à abordagem de modelar diretamente as máximas anuais.

A abordagem sazonal será sempre mais atraente se máximas anuais podem ocorrer em estações distintas, embora as probabilidades de suas magnitudes sejam distintas. É o caso da região sul do Brasil, onde as cheias podem ocorrer em qualquer época do ano, embora as maiores cheias têm sempre ocorrido no inverno (característica bem marcante do rio Iguaçu). Se por outro lado há uma época seca (onde nunca ocorre o máximo anual) e outra chuvosa (onde sempre ocorre o máximo anual) como é o caso da região sudeste do Brasil, é mais conveniente modelar diretamente os máximos anuais. Pode também ocorrer que as diferenças entre máximas anuais e os respectivos eventos compostos sejam pequenas, o que aí não justifica a abordagem mais complexa e trabalhosa do modelo das cheias sazonais.

Isso, no entanto não invalida a necessidade de avaliação de cheias sazonais para, por exemplo, definir épocas mais apropriadas para atividades críticas na construção de obras hidráulicas.

Neste trabalho são comparadas as estimativas de quantis de 100 e 1000 anos de retorno usando (1) ajuste direto de uma distribuições de probabilidades (GEV) aos máximos anuais e (2) ajuste de distribuição de probabilidades aos máximos sazonais e a composição destas conforme a equação 3.93. Os resultados são mostrados na seção 4.5.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

4.1 DISTRIBUIÇÃO DE PROBABILIDADES

Como já foi discutido na seção 3.3 dois critérios foram utilizados para selecionar uma distribuição de probabilidades regional para cheias sazonais de verão e inverno e também para cheias anuais:

- (i) critério de qualidade de ajuste mediante um teste de aderência aplicado para cada estação fluviométrica analisada.
- (ii) Critério de robustez gerando séries de vazões de cheia sintéticas e verificando a qualidade de estimadores amostrais através do RMSE no espaço logarítmico. Para aplicação deste critério usaram-se para geração das séries sintéticas (1) 15 cenários arbitrários de parâmetros inspirados em valores típicos da região e (2) cenários correspondentes aos valores históricos dos parâmetros de 21 postos selecionados.

4.1.1 Qualidade de ajuste

Para verificar a qualidade do ajuste de várias distribuições candidatas aos valores observados foi utilizado o teste PPCC, descrito na seção 3.3.3.

Para a estimativa dos parâmetros a partir da série histórica de vazões observadas são propostos na literatura vários métodos já discutidos na seção 3.3.2 e que são o método da máxima verossimilhança, o método dos momentos e o método dos momentos lineares.

Adotou-se, por razões expostas na seção 3.3.3, o método dos momentos lineares proposto por Hosking (1990), semelhante ao método dos momentos tradicionais, porém usando combinações lineares dos valores observados ordenados. A vantagem do uso dos momentos lineares sobre outros métodos foi discutida por vários autores (STEDINGER *et al.*, 1993; FILL, 1994; KRÜGER, 1996; HOSKING e WALLIS, 1997).

Como foi comentado, para o parâmetro de forma κ utilizou-se o mesmo critério usado por Fill (1994) através da média ponderada dos coeficientes de assimetria linear ($\hat{\tau}_3$) das 77 estações analisadas. Com o valor regional de τ_3 estimou-se κ seguindo o procedimento proposto por Hosking (1985):

$$\hat{\tau}_3 = \frac{n_1 \tau_3^1 + n_2 \tau_3^2 + \dots + n_n \tau_3^n}{n_1 + n_2 + \dots + n_n}$$

$$c = \frac{2}{\hat{\tau}_3 + 3} - 0,6309 \quad (4.1)$$

$$\hat{\kappa} = 7,859c + 2,9554c^2$$

Os demais parâmetros foram estimados localmente utilizando-se sempre o método dos momentos lineares como proposto por Hosking *et al.* (1985). A vantagem do uso de estimadores regionais para distribuições de 3 parâmetros foi discutido por Lu (1991) e Fill (1994).

Para as distribuições Gumbel, exponencial e lognormal, os parâmetros foram estimados localmente pelo método dos momentos lineares, usando as expressões publicadas por Stedinger *et al.* (1993) e estimadores PWM não tendenciosos cujas vantagens são discutidas por Fill (1994).

As estimativas dos momentos lineares obtidos são mostradas na Tabela 19.

TABELA 19 – ESTIMATIVA DOS MOMENTOS LINEARES

Estações	Inverno			Verão			Anual		
	λ_1	λ_2	τ_3	λ_1	λ_2	τ_3	λ_1	λ_2	τ_3
PORTO SANTA TEREZINHA	278	119	0,19	394	136	0,19	460	134	0,11
UVAIA	310	94	0,14	238	67	0,24	345	94	0,10
ENGENHEIRO ROSALDO LEITÃO	431	146	0,21	301	97	0,24	486	146	0,12
TIBAGI	550	174	0,17	517	161	0,28	701	187	0,13
JATAIZINHO ANA_CESP	1612	598	0,24	1645	587	0,36	2210	702	0,24
RIO DOS PATOS	172	50	0,14	140	39	0,22	199	47	0,24
TEREZA CRISTINA	845	237	0,07	520	167	0,10	905	218	0,04
PORTO ESPANHOL	1720	462	0,11	1035	304	0,23	1813	452	0,09
UBÁ DO SUL	2604	628	0,07	1591	441	0,24	2775	604	0,05

Estações	Inverno			Verão			Anual		
	λ_1	λ_2	τ_3	λ_1	λ_2	τ_3	λ_1	λ_2	τ_3
PORTO PARAÍSO DO NORTE	3138	313	1,19	2564	252	1,48	3534	312	0,84
NOVO PORTO TAQUARA	2932	422	-0,18	2656	444	-0,01	3229	331	-0,18
PONTE DO GOIO - BANG	92	24	0,09	79	16	-0,02	106	20	-0,02
BALSA DO GOIO - ERE	133	33	0,09	130	23	0,13	161	25	0,15
BALSA DO CANTU	702	175	0,19	591	172	0,16	828	169	0,15
PORTO GUARANI	1280	272	-0,12	993	249	-0,01	1384	222	-0,07
PONTE DO PIQUIRI	2607	595	0,08	2046	544	0,10	2870	556	0,10
NOVO PORTO 2	3414	882	-0,01	2452	611	0,01	3759	730	0,02
BALSA SANTA MARIA	2863	578	0,07	2359	521	0,07	3088	502	0,16
SÃO BENTO	111	40	0,31	96	23	0,19	131	37	0,30
RIO NEGRO	278	77	0,11	226	52	0,12	312	66	0,14
PORTO AMAZONAS	257	90	0,31	227	65	0,34	319	93	0,31
SÃO MATEUS DO SUL	344	124	0,31	318	92	0,31	432	129	0,27
UNIÃO DA VITÓRIS	1441	405	0,21	1133	257	0,22	1616	377	0,25
SALTO OSÓRIO JUSANTE	4213	1208	0,08	2750	605	0,10	4504	1048	0,12
SALTO CATARATAS	8729	3038	0,26	5549	1709	0,21	9392	2854	0,26
JANGADA DO SUL - 396	215	63	0,22	131	32	0,22	228	56	0,30
SANTA CLARA	692	212	0,37	418	111	0,29	729	214	0,42
SALTO CLAUDELINO	455	128	0,09	270	87	0,29	490	121	0,14
ÁGUAS DO VERÊ	1391	388	0,15	900	268	0,22	1515	354	0,21
PORTO SANTO ANTÔNIO	541	155	-0,06	413	156	0,27	613	151	-0,05
COXILHA RICA	278	74	0,09	160	65	0,25	299	73	0,02
FAZENDA MINEIRA	428	155	0,26	241	79	0,20	459	151	0,21
INVERNADA VELHA	1254	452	0,31	734	244	0,27	1394	443	0,26
PASSO SOCORRO	2152	628	0,21	1249	396	0,18	2277	619	0,17
PASSO MAROMBAS	603	194	0,29	352	101	0,17	631	185	0,30
RIO BONITO	209	47	0,19	171	31	0,13	223	45	0,14
PONTE ALTA DO SUL	423	99	0,13	346	78	0,11	462	93	0,05
PASSO CARU	1898	789	0,39	964	323	0,21	2023	749	0,38
RIO DAS ANTAS	232	64	0,17	137	42	0,22	247	57	0,21
TANGARA	615	193	0,11	366	105	0,16	669	166	0,18
RIO URUGUAI	1423	433	0,17	703	221	0,18	1495	400	0,19
PASSO DO GRANZOTTO	351	78	0,13	215	51	0,10	367	70	0,17
PASSO DO LIGEIRO	174	54	0,23	97	30	0,21	185	51	0,22
PASSO SANTA TEREZA	695	165	0,06	424	104	0,15	731	142	0,12
PASSO COLOMBELLI	1134	361	0,27	574	193	0,19	1193	337	0,28
PONTE DO RIO TAPEJARA	377	108	-0,01	193	65	0,24	401	97	-0,01
ABELARDO LUZ	503	163	0,21	253	87	0,32	545	155	0,19
PORTO FAE (consistido)	1171	310	0,06	783	263	0,29	1302	284	0,15
MARCELINO RAMOS	7709	2562	0,27	3882	1317	0,24	8075	2472	0,26
PASSO CAXAMBU	9507	3119	0,22	4787	1549	0,13	10015	2922	0,23
PASSO RIO DA VÁRZEA	2110	729	0,18	1025	399	0,22	2256	687	0,16
IRAÍ	9348	2858	0,15	6402	2028	0,21	10351	2569	0,15

Estações	Inverno			Verão			Anual		
	λ_1	λ_2	τ_3	λ_1	λ_2	τ_3	λ_1	λ_2	τ_3
PASSO FAXINAL	372	107	0,32	241	84	0,22	402	111	0,35
SANTO ANGELO	909	281	0,38	574	198	0,19	978	284	0,41
PONTE MÍSTICA	1425	375	0,11	1029	311	0,07	1555	347	0,08
PASSO DO DIAS	483	172	0,22	289	116	0,21	531	167	0,22
PASSO SANTA MARIA	901	296	0,17	599	188	0,24	1033	283	0,14
PASSO DO SARMENTO	987	300	0,17	605	215	0,20	1059	293	0,18
CONCEIÇÃO	160	38	0,05	116	39	0,05	178	34	0,01
ERNESTO ALVES	514	139	0,20	345	118	0,19	541	131	0,25
JAGUARI	824	223	0,05	524	191	0,10	884	213	0,05
VILA CLARA	714	178	0,04	472	177	0,05	764	166	0,02
PONTE IBICUI DA ARMADA	656	180	0,02	483	195	0,18	735	158	0,02
ROSÁRIO DO SUL	1750	598	0,19	1616	878	0,40	2360	813	0,26
ALEGRETE	867	184	-0,10	664	227	0,10	981	174	-0,15
MANOEL VIANA	3116	912	0,08	2476	961	0,29	3517	981	0,15
PASSO MARIANO PINTO	3994	1097	0,08	3175	1211	0,28	4434	1191	0,15
IBIRAMA	596	191	0,26	392	145	0,32	690	198	0,32
RIO DO SUL (completa)	664	184	0,14	493	117	0,16	741	161	0,14
INDAIAL	1688	498	0,22	1217	377	0,17	1916	488	0,19
PASSO DAS TUNAS	732	174	-0,08	415	183	0,26	773	171	-0,05
DONA FRANCISCA	2537	783	0,18	1374	573	0,34	2677	812	0,21
RIO PARDO	3651	803	0,05	2082	684	0,17	3791	764	0,05
MUÇUM	4439	1166	0,18	2174	939	0,29	4658	1163	0,18
NOVA PALMIRA	494	144	-0,01	288	125	0,19	554	126	-0,03
CAMPO BOM	352	85	0,06	228	58	0,11	378	75	0,05
PASSO DO MENDONÇA	2780	659	0,11	1633	645	0,25	3021	660	0,05

Para selecionar a família de distribuições a ser adotada aplicou-se o teste PPCC descrito na seção 3.3.3.

O valor do coeficiente de correlação (estatística de teste) foi calculado para cada posto e é listado no Anexo C – Tabela C1 para todas as combinações de distribuições e período do ano.

A Tabela 20 mostra o valor médio da estatística de teste e o valor crítico desta para o nível de 5% das 77 estações.

estimadores para amostras de 10, 20 e 40 anos e no segundo apenas para amostras de 40 anos. A “distribuição-mãe” (*parent distribution*) usada para gerar as séries sintéticas foi a log-normal e as distribuições usadas para os estimadores foram Gumbel, exponencial, GEV e a própria log-normal. Os parâmetros amostrais destas foram estimados pelo método dos momentos-L. O desempenho dos estimadores foi avaliado pelo RMSE dos logaritmos das vazões, embora a tendenciosidade (BIAS) foi avaliada diretamente para vazões. A vantagem do uso do espaço log para o RMSE já foi descrito na seção 3.5.4.

Uma medida da precisão de um estimador que combina tendenciosidade e variância é o erro médio quadrático:

$$MSE(\hat{\Theta}) = E[(\hat{\Theta} - \Theta)^2] = [BIAS\hat{\Theta}]^2 + Var\hat{\Theta} \quad (4.2)$$

Estimadores com MSE mínimo são ditos eficientes (Stedinger *et al.*, 1993). Sendo o RMSE a raiz quadrada do MSE ele também constitui uma medida agregada de tendenciosidade e variância e portanto foi adotado como principal indicador da robustez dos estimadores.

No caso da análise para os cenários hipotéticos, as Tabelas C2, C3 e C4 do Anexo C mostram para quantis de 100 e 1.000 anos de retorno para as 4 distribuições analisadas, e para amostras com 10, 20 e 40 anos a média do RMSE para os 15 cenários e também o número de cenários onde cada distribuição conduziu ao menor valor de RMSE. Os parâmetros μ e σ usados para a geração das vazões nos 15 cenários constam da Tabela 14 na seção 3.3.4.

TABELA 21 – DESEMPENHO DOS ESTIMADORES PARA TR = 100 ANOS

Distribuição	RMSE			Nº Cenários com RMSE = Mín		
	n=10	n=20	n=40	n=10	n=20	n=40
Gumbel	0,19	0,16	0,12	3	4	2
Exponencial	0,26	0,19	0,16	0	0	0
GEV	0,18	0,26	0,11	12	11	13
Lognormal 2P	0,26	0,20	0,17	0	0	0

TABELA 22 – DESEMPENHO DOS ESTIMADORES PARA TR = 1.000 ANOS

Distribuição	RMSE			Nº Cenários com RMSE = Mín		
	n=10	n=20	n=40	n=10	n=20	n=40
Gumbel	0,18	0,12	0,08	2	2	4
Exponencial	0,26	0,20	0,016	1	0	0
GEV	0,18	0,11	0,07	12	13	11
Lognormal 2P	0,36	0,26	0,22	0	0	0

Observa-se claramente pelas Tabelas 21 e 22 a superioridade da distribuição GEV sobre as demais. Vale a pena frisar que a distribuição log-normal, embora seja a mesma que a usada para “distribuição-mãe”, mostrou o pior desempenho.

Os resultados completos desta análise de robustez para cada cenário incluindo os resultados para a tendenciosidade (BIAS) constam no Anexo 3 – Tabelas 6, 7 e 8.

Para o caso das séries geradas a partir dos parâmetros estimados pelo registro histórico dos 21 postos selecionados a Tabela 23 mostra os respectivos valores de μ e σ usadas para geração das séries.

TABELA 23 – MÉDIA E VARIÂNCIA USADOS NA GERAÇÃO DAS SÉRIES

Estações	Anual (m ³ /s)		Inverno (m ³ /s)		Verão (m ³ /s)	
	μ	σ	μ	σ	μ	σ
PORTO SANTA TEREZINHA	460	236,2	278	213,7	394	242,3
TIBAGI	701	329,5	550	315,3	517	303,2
RIO DOS PATOS	199	92,4	172	96,3	140	74,1
PORTO ESPANHOL	1813	794,0	1720	815,0	1035	555,2
BALSA DO CANTU	828	299,3	702	316,7	591	306,1
PORTO AMAZONAS	319	188,4	257	184,1	227	135,8
UNIÃO DA VITÓRIA	1616	736,6	1441	790,9	1133	471,9
ÁGUAS DO VERÊ	1515	643,6	1391	697,7	900	496,6
FAZENDA MINEIRA	459	272,3	428	282,2	241	144,0
RIO BONITO	223	80,6	209	84,3	171	56,1
PASSO COLOMBELLI	1193	657,3	1134	693,2	574	356,4
MARCELINO RAMOS	8075	4706,0	7709	4857,1	3882	2488,8
PASSO CAXAMBU	10015	5515,3	9507	5830,1	4787	2728,8
IRAÍ	10351	4584,7	9348	5096,8	6402	3763,8
PASSO DO SARMENTO	1059	523,6	987	535,4	605	400,5
JAGUARI	884	373,1	824	388,3	524	340,4
PASSO MARIANO PINTO	4434	2125,9	3994	1931,5	3175	2251,2
IBIRAMA	690	400,4	596	382,6	392	309,5
DONA FRANCISCA	2677	1602,7	2537	1539,8	1374	1191,8

Estações	Anual (m ³ /s)		Inverno (m ³ /s)		Verão (m ³ /s)	
	μ	σ	μ	σ	μ	σ
MUÇUM	4658	2136,2	4439	2164,6	2174	1761,4
CAMPO BOM	378	130,1	352	147,6	228	102,7
PORTO SANTA TEREZINHA	460	236,2	278	213,7	394	242,3
TIBAGI	701	329,5	550	315,3	517	303,2
RIO DOS PATOS	199	92,4	172	96,3	140	74,1
PORTO ESPANHOL	1813	794,0	1720	815,0	1035	555,2
BALSA DO CANTU	828	299,3	702	316,7	591	306,1

A Tabela 24 e Tabela 25 mostram o desempenho dos estimadores considerando sempre amostras de 40 anos. Neste caso a análise foi feita separadamente para cheias sazonais e anuais. Os resultados completos incluindo avaliação do BIAS constam da Tabela C5.

TABELA 24 – DESEMPENHO DOS ESTIMADORES PARA TR = 100 ANOS

Distribuição	RMSE			Nº Cenários com RMSE = Mín		
	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão
Gumbel	0,14	0,17	0,19	5	4	14
Exponencial	0,20	0,25	0,26	4	3	3
GEV	0,14	0,17	0,20	12	14	4
Lognormal 2P	0,19	0,26	0,30	0	0	0

TABELA 25 – DESEMPENHO DOS ESTIMADORES PARA TR = 1.000 ANOS

Distribuição	RMSE			Nº Cenários com RMSE = Mín		
	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão
Gumbel	0,17	0,19	0,22	5	4	11
Exponencial	0,22	0,24	0,25	7	7	4
GEV	0,17	0,19	0,21	9	10	6
Lognormal 2P	0,24	0,34	0,39	0	0	0

Neste caso, também houve, como se vê a partir das Tabelas 21 e 22 um predomínio da distribuição GEV nas cheias de inverno e anuais, porém nas cheias de verão a distribuição de Gumbel se mostrou mais robusta.

Entretanto, considerando que a distribuição de Gumbel é um caso particular da GEV e também em função do conjunto das duas análises efetuadas, adotou-se a distribuição GEV como sendo a distribuição regional que conduz aos estimadores

mais precisos. Os resultados completos são mostrados no Anexo 3 - Tabela 6, 7, 8 e 9 incluindo uma análise da tendenciosidade.

Considerando os resultados de Fill (1994) e Lu (1991), e o fato da maioria dos postos ter registros entre 20 e 70 anos utilizou-se para estimar vazões de cheia na região sul uma distribuição designada por aqueles autores como 2P.

Fill (1994) classifica no contexto da regionalização as distribuições para vazões máximas com três parâmetros como GEV em 4 classes dependendo do número de parâmetros estimados regionalmente em 0P, 1P, 2P, 3P onde o número indica quantos parâmetros são estimados a partir dos registros locais (assim 3P indica um estimador puramente local, 2P um estimador onde apenas o parâmetro de forma é regionalizado, 1P onde dois parâmetros, forma e escala são regionais).

Usou-se nas estimativas de quantis a partir de dados observados os parâmetros λ_1 e λ_2 obtidos localmente e o parâmetro κ estimado regionalmente a partir da média ponderada dos valores em 5 sub-regiões definidas em função das bacias hidrográficas da região sul conforme a Tabela 26.

TABELA 26 – SUB-REGIÕES PARA ESTIMATIVA DE κ

Sub-região	Bacias	Valor regional de κ		
		Anual	Inverno	Verão
1	64	-0,10	-0,17	-0,29
2	65	-0,11	-0,08	-0,09
3	70, 71, 72, 73, 74	-0,04	-0,05	-0,04
4	75, 76	0,00	0,02	-0,01
5	83, 85, 86, 87	-0,08	-0,07	-0,08

Nas estimativas regionais dos quantis para os exemplos de aplicação (ver seção 4.4) os valores de λ_1 e λ_2 foram obtidos pelas equações de regressão (ver seção 4.3) e κ foi obtido da Tabela 26.

Este procedimento, como já foi descrito na seção (3.4.2), foi adotado pelo efeito de que as regressões para o parâmetro de forma κ não conduziram a resultados satisfatórios. Os indicadores de ajuste das regressões resultaram quase sempre na rejeição da significância dos coeficientes e ainda o coeficiente de determinação R^2 assim como a estatística de teste F, resultaram muito baixos.

4.2 INTERPOLAÇÃO DE CHUVAS INTENSAS

Uma variável explicativa utilizada nas regressões de λ_1 e λ_2 foi a média da precipitação máxima anual. Para obtenção das mesmas para cada bacia dos postos fluviométricos avaliados, fez-se necessário interpolar as chuvas das estações utilizadas nos estudos para encontrar a precipitação média diária das máximas anuais na região central das bacias. Para tanto, foram utilizadas 124 estações pluviométricas da região estudada, cujas médias, desvio padrão e período de dados encontram-se no Anexo D – Tabela D1.

Para interpolação das precipitações, como descrito no item 3.4.1, foi considerado o método de interpolação geoestatística de *Kriging*. O resultado dessa interpolação, as isoietas para toda a região, encontra-se no Anexo D – Figura D3.

Com base nestas isoietas, pode-se encontrar as precipitações médias das máximas anuais. Estes resultados encontram-se no Anexo 4 – Tabela 11.

4.3 EQUAÇÕES DE REGRESSÃO

Para os parâmetros λ_1 e λ_2 as regressões resultaram satisfatórias com valor-p da hipótese $H_0 : \beta_i = 0$ inferiores a 0,12 para todas as variáveis explicativas. Algumas variáveis explicativas da categoria “*dummy*” tiveram que ser excluídas, onde os testes de significância resultaram em valores elevados. Para as variáveis explicativas, como já discutido na seção 3.4.2.1, foram considerados os logaritmos das áreas de drenagem, declividade, fator de forma e média da precipitação máxima anual, além de 3 variáveis “*dummy*” (X5, X6, X7) para definir sub-regiões conforme a Tabela 16.

Neste caso, foram usadas as mesmas sub-regiões usadas para regionalizar o parâmetro κ , apenas agregando toda a bacia do rio Uruguai (bacia 7) em uma única sub-região.

Foram ainda feitas tentativas para estimar regressões para o coeficiente de variação-L (τ_2), mas estes resultaram em um ajuste pior que para o momento-L λ_2 .

Como já mencionado anteriormente (ver seção 2.3), foi utilizado nesta dissertação o modelo OLS para estimar os parâmetros das regressões regionais. É

verdade que no caso de resíduos heteroscedásticos, o que ocorre por exemplo no caso de períodos de observações curtos e variáveis, o método WLS conduz a estimadores mais eficientes, porém, julgou-se, como no presente caso onde os períodos de observação são relativamente longos, desnecessário este refinamento.

As equações de regressão recomendadas para λ_1 e λ_2 para cheias sazonais e anuais são apresentadas na Tabela 27:

TABELA 27 – EQUAÇÕES DE REGRESSÃO RECOMENDADAS

(i) Cheias anuais:
$\ln(\lambda_1) = 0,8462 \ln(A) + 0,2478 \ln(D) - 0,2257 \ln(Kf) + 1,5860 \ln(P) + 0,2791(X5) - 8,2313$
$\ln(\lambda_2) = 0,8537 \ln(A) + 0,2125 \ln(D) - 0,1802 \ln(Kf) + 1,0867 \ln(P) + 0,4243(X5) - 7,4211$
(ii) Cheias de inverno:
$\ln(\lambda_1) = 0,8569 \ln(A) + 0,2774 \ln(D) - 0,2270 \ln(Kf) + 1,6743 \ln(P) + 0,3136(X5) - 8,8661$
$\ln(\lambda_2) = 0,8143 \ln(A) + 0,2698 \ln(D) - 0,2293 \ln(Kf) + 1,6431 \ln(P) - 9,4687$
(iii) Cheias de verão:
$\ln(\lambda_1) = 0,8219 \ln(A) + 0,1551 \ln(D) - 0,2009 \ln(Kf) + 1,5623 \ln(P) + 0,1675(X5) - 8,2383$
$\ln(\lambda_2) = 0,8066 \ln(A) + 0,1592 \ln(D) - 0,1597 \ln(Kf) + 2,5264 \ln(P) - 13,4772$

4.4 EXEMPLO DE APLICAÇÃO

Um exemplo da aplicação do modelo, usando parâmetros (λ_1 e λ_2) locais ou regionais (obtidos por regressão) foi realizado para 15 estações selecionadas e distribuídas nas diferentes sub-regiões.

Como critério da seleção adotou-se selecionar em cada sub-região 3 estações com áreas de drenagem pequena ($< 5.000 \text{ km}^2$), média ($5.000 - 25.000 \text{ km}^2$) e alta ($>25.000 \text{ km}^2$). Na sub-região 4 foram selecionadas apenas 2 estações e na sub-região 3 foram consideradas 4 estações.

As estações selecionadas com os respectivos parâmetros constam da Tabela 28.

TABELA 28 – PARÂMETROS LOCAIS x REGIONAIS

Sub-Região	Posto	Área de drenagem	Parâmetros Locais		Parâmetros Regionais		
			λ_1	λ_2	λ_1	λ_2	κ
1	PORTO GUARANI	4223	1384	222	1109	290	-0,104
	TIBAGI	8948	701	187	876	282	-0,104
	PORTO PARAÍSO DO NORTE	28427	3534	648	3298	293	-0,104
2	SANTA CLARA	3913	729	214	781	332	-0,109
	UNIÃO DA VITÓRIA	24211	1616	377	1916	279	-0,109
	SALTO OSÓRIO JUSANTE	45824	4504	1048	4327	283	-0,109
3	INVERNADA VELHA	2820	1394	443	729	308	-0,041
	PASSO COLOMBELLI	3626	1193	337	933	397	-0,041
	PASSO CARU	10000	2023	749	1779	292	-0,041
	MARCELINO RAMOS	41267	8075	2472	6029	359	-0,041
4	PONTE MÍSTICA	9426	1555	347	2199	328	0,001
	MANOEL VIANA	29321	3517	981	4861	434	0,001
5	IBIRAMA	3314	690	198	554	290	-0,084
	INDAIAL	11151	1916	488	1257	349	-0,084
	RIO PARDO	38753	3791	764	4753	345	-0,084

Para estas estações calcularam-se estimativas locais (2P) e regionais (0P) para os quantis de cheias que são listados nas Tabela 29 e Tabela 30 para 100 e 1000 anos de retorno respectivamente.

TABELA 29 – ESTIMATIVAS LOCAIS E REGIONAIS DE QUANTIS COM TR = 100 ANOS (m³/s)

Posto	Quantis locais (m ³ /s)			Quantis regionais (m ³ /s)			Diferença (%)		
	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão
TIBAJI	1961	1843	1940	2781	2617	2064	42%	42%	6%
P. PARAÍSO DO NORTE	7914	8480	7949	5276	4836	3666	-33%	-43%	-54%
PORTO GUARANI	2882	3298	3196	3069	2898	2188	7%	-12%	-32%
UNIÃO DA VITÓRIA	4184	4083	2843	3814	3265	2427	-9%	-20%	-15%
S. OSÓRIO JUSANTE	11636	12094	6778	6255	5426	3987	-46%	-55%	-41%
SANTA CLARA	2187	2072	1157	3044	2627	1773	39%	27%	53%
INVERNADA VELHA	4124	4086	2229	2630	2180	1383	-36%	-47%	-38%
PASSO CARU	6643	6846	2937	3578	3038	1957	-46%	-56%	-33%
PASSO COLOMBELLI	3270	3396	1756	3380	2818	1755	3%	-17%	0%
MARCELINO RAMOS	23318	23778	11940	8245	7346	4506	-65%	-69%	-62%

Posto	Quantis locais (m ³ /s)			Quantis regionais (m ³ /s)			Diferença (%)		
	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão
PONTE MÍSTICA	3569	3542	2852	4100	3449	2295	15%	-3%	-20%
MANOEL VIANA	9202	8256	8109	7375	6441	4152	-20%	-22%	-49%
IBIRAMA	1988	1822	1336	2457	2142	1451	24%	18%	9%
RIO PARDO	8007	8794	6521	7016	6232	4339	-12%	-29%	-33%
INDAIAL	5122	4880	3666	3548	3127	2074	31%	36%	-43%

TABELA 30 – ESTIMATIVAS LOCAIS E REGIONAIS DE QUANTIS COM TR = 1.000 ANOS

Posto	Quantis locais (m ³ /s)			Quantis regionais (m ³ /s)			Diferença (%)		
	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão
TIBAJI	2978	3119	4006	4319	4453	4202	45%	43%	5%
P. PARAÍSO DO NORTE	11448	13759	15774	6872	6736	5871	-40%	-51%	-63%
PORTO GUARANI	4090	5293	6396	4651	4777	4372	14%	-10%	-32%
UNIÃO DA VITÓRIA	6291	6055	4181	5371	4469	3284	-15%	-26%	-21%
S. OSÓRIO JUSANTE	17487	17976	9931	7836	6647	4855	-55%	-63%	-51%
SANTA CLARA	3383	3102	1735	4901	4062	2782	45%	31%	60%
INVERNADA VELHA	5922	6023	3196	3882	3214	2017	-34%	-47%	-37%
PASSO CARU	9686	10231	4212	4763	4015	2559	-51%	-61%	-39%
PASSO COLOMBELLI	4638	4944	2520	4992	4148	2556	8%	-16%	1%
MARCELINO RAMOS	33357	34769	17149	9704	8549	5236	-71%	-75%	-69%
PONTE MÍSTICA	4720	4676	3922	5186	4219	2875	10%	-10%	-27%
MANOEL VIANA	12452	11012	11412	8812	7462	4905	-29%	-32%	-57%
IBIRAMA	2970	2700	2033	3897	3325	2270	31%	23%	12%
RIO PARDO	12043	12480	9799	8730	7632	5295	-28%	-39%	-46%
INDAIAL	7548	7166	5475	5283	4555	3048	-31%	-36%	-44%

Verifica-se pela Tabela 29 e Tabela 30 que as diferenças entre estimadores locais (i.e. λ_1 e λ_2 local e κ regional) e estimadores regionais (λ_1 e λ_2 obtidos por regressão) são, em média 28,5% para séries anuais, 33% para cheias de inverno e 32,5% para cheias de verão no caso de TR = 100 anos. Para TR = 1000 anos estes valores são 33,7%, 37,5% e 37,6% respectivamente. Essa magnitude de erro é razoável para estimadores de eventos tão raros, pois se comparam em ordem de grandeza aos intervalos de confiança dos estimadores de cheias. Também observa-

se que o número de locais com erros superiores à 50% é, no caso de TR = 100 anos de 1,2,3 para valores anuais, de inverno e verão respectivamente. Para TR = 1.000 anos essas ocorrências são 3, 3 e 4 respectivamente. Observa-se ainda que nas diferenças (regional – local) predominam valores negativos para todos os casos o que indica a existência de uma tendenciosidade nos estimadores regionais. Os postos com os maiores erros e quantis subestimados pelo modelo regional são Salto Osório, Marcelino Ramos, Porto Paraíso do Norte e Passo Caru, todas estações com áreas de drenagem relativamente grandes. Este fato sugere que o modelo de regionalização se adapte melhor a bacias menores e portanto mais homogêneas. Exceção a esta regra são os postos de União da Vitória e Indaial, onde se obteve uma conformidade razoável dentre valores regionais e locais. Nestes locais a extensão do período de observação é particularmente grande.

Determinaram-se ainda para estimadores locais (2P) e regionais (0P) as cheias anuais resultantes (1) da análise direta de máximas anuais e (2) da composição das cheias sazonais como explicado na seção 3.5. As Tabelas 31 e 32 mostram para as estações do exemplo de aplicação os quantis referentes aos máximos anuais obtidos (1) pela análise direta das séries anuais e pela composição das distribuições sazonais pelo método exposto na seção 3.5.

TABELA 31 – ESTIMATIVAS REGIONAIS – ANÁLISE DIRETA x ANÁLISE COMPOSTA

Postos	Área Dren.	TR = 100 anos			TR = 1000 anos		
		Valores Compostos	Análise direta anual	Diferença	Valores Compostos	Análise direta anual	Diferença
TIBAGI	8948	2327	1961	-18,6%	4591	2978	-54,2%
P. PARAÍSO DO NORTE	28427	9763	7914	-23,4%	15854	11448	-38,5%
PORTO GUARANI	4223	3793	2882	-31,6%	6145	4090	-50,3%
UNIÃO DA VITÓRIA	24211	4122	4184	1,5%	5502	6291	12,5%
S. OSÓRIO JUSANTE	45824	12045	11636	-3,5%	16797	17487	3,9%
SANTA CLARA	3913	2078	2187	5,0%	2896	3383	14,4%
INVERNADA VELHA	2820	4075	4124	1,2%	5536	5922	6,5%
PASSO CARU	10000	6808	6643	-2,5%	9197	9686	5,0%
PASSO COLOMBELLI	3626	3387	3270	-3,6%	4606	4638	0,7%
MARCELINO RAMOS	41267	23535	23318	-0,9%	23679	33357	29,0%
PONTE MÍSTICA	9426	3629	3569	-1,7%	4557	4720	3,5%

Postos	Área Dren.	TR = 100 anos			TR = 1000 anos		
		Valores Compostos	Análise direta anual	Diferença	Valores Compostos	Análise direta anual	Diferença
MANOEL VIANA	29321	9015	9202	2,0%	11416	12452	8,3%
IBIRAMA	3314	1864	1988	6,2%	2657	2970	10,5%
INDAIAL	11151	4998	5122	2,4%	6943	7548	8,0%
RIO PARDO	38753	8942	8804	-1,6%	11650	12599	7,5%

TABELA 32 – ESTIMATIVAS LOCAIS – ANÁLISE DIRETA x ANÁLISE COMPOSTA

Postos	Ad	TR = 100 anos			TR = 1000 anos		
		Valores Compostos	Análise direta anual	Diferença	Valores Compostos	Análise direta anual	Diferença
TIBAGI	8948	2828	2781	-1,7%	4585	4319	-6,2%
P. PARAÍSO DO NORTE	28427	4984	5276	5,5%	6654	6872	3,2%
PORTO GUARANI	4223	3084	3069	-0,5%	4910	4651	-5,6%
UNIÃO DA VITÓRIA	24211	3274	3814	14,1%	4327	5371	19,4%
S. OSÓRIO JUSANTE	45824	5415	6255	13,4%	6322	7836	19,3%
SANTA CLARA	3913	2688	3044	11,7%	3695	4901	24,6%
INVERNADA VELHA	2820	2168	2630	17,6%	2956	3882	23,8%
PASSO CARU	10000	3014	3578	15,8%	3765	4763	21,0%
PASSO COLOMBELLI	3626	2795	3380	17,3%	3789	4992	24,1%
MARCELINO RAMOS	41267	7316	8245	11,3%	8318	9704	14,3%
PONTE MÍSTICA	9426	3457	4100	15,7%	4067	5186	21,6%
MANOEL VIANA	29321	6475	7375	12,2%	7354	8812	16,5%
IBIRAMA	3314	2180	2457	11,2%	3189	3897	18,2%
INDAIAL	11151	3141	3548	11,5%	4280	5283	19,0%
RIO PARDO	38753	6228	7016	11,2%	7465	8730	14,5%

Observa-se nas Tabelas 31 e 32 que na maioria das estações os valores obtidos através de uma distribuição de máximas anuais são maiores que os obtidos pela composição das distribuições sazonais. As diferenças são normalmente menores para estimadores obtidos por regressão dos parâmetros do que para estimadores locais. Para os resultados obtidos por regressão (estimadores regionais puros) as diferenças são inferiores a 18% para $Tr = 100$ anos e inferiores a 25% para $Tr = 100$ anos e $Tr = 1000$ anos.

No caso do uso de estimadores locais para λ_1 e λ_2 estes limites são de 32% e 55% respectivamente para TR = 1000 anos. A comparação das Tabelas 30 e 31 não indica postos particularmente piores no conjunto havendo menos variação nos valores individuais da diferença entre quantis anuais diretos e compostos do que nas diferenças entre os resultados das Tabelas 29 e 30.

5 CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

A questão clássica na análise de frequência de cheias é como obter os estimadores dos quantis de cheias mais confiáveis e robustos. Acredita-se que esta dissertação possa contribuir, no caso particular da região sul do Brasil, para esta questão, abordando a análise de frequência de cheias por um enfoque sazonal e regionalizado.

Deve-se ter em vista que, ao estimar quantis com recorrências acima de 100 anos (isto é, uma probabilidade igual a 0,01 em um ano) usando amostras (registros históricos) com 50 ou menos elementos, os erros não sejam muito pequenos.

As principais conclusões desta dissertação dizem respeito a vários aspectos distintos da análise efetuada e que podem ser agrupados em quatro tópicos:

- (i) Comprovação da existência de um regime de enchente diferenciado entre cheias de verão e inverno, descrito por distribuições de probabilidades distintas.
- (ii) Definição de uma distribuição robusta para cheias, sejam estas sazonais ou anuais.
- (iii) Viabilidade de um modelo para regionalizar os parâmetros das distribuições de probabilidade de cheias sazonais e anuais.
- (iv) Comparação do uso de quantis de máximas anuais obtidos da comparação de eventos sazonais em relação ao uso de quantis obtidos diretamente da análise tradicional de séries de máximas anuais.
- (v) Utilização de métodos de estatística multivariada ao problema analisado.

Com relação ao tópico (i) fica clara a existência de um regime distinto de cheias para o semestre de verão (novembro a abril) e o semestre de inverno (maio a outubro).

A existência destes regimes distintos, além da percepção heurística, pode ser comprovado por testes estatísticos que poderiam rejeitar significativamente ($\alpha = 8\%$) a hipótese nula de igualdade estocástica dos máximos sazonais.

Para o tópico (ii) foi possível definir, no caso de vazões de cheia sazonais ou anuais uma família de distribuições robusta e adequada às características da região sul do Brasil. A família de distribuições proposta foi a distribuição de extremos generalizada (GEV) com parâmetro de forma regionalizado por sub-bacias dentro da

região sul. Esta conclusão corrobora os resultados de várias pesquisas publicadas e discutidas na revisão bibliográfica desta dissertação.

O tópico (iii) decorre da necessidade prática de se definir cheias de projeto em muitos locais onde as observações são escassas ou inexistentes. Isto se aplica particularmente ao caso do projeto de pequenas centrais hidrelétricas (PCH) atualmente em franca expansão. Embora os erros associados à regionalização de parâmetros sejam consideráveis (ver Tabela 27), este procedimento constitui-se em uma ferramenta importante na estimativa de quantis de cheias naqueles locais. Acredita-se que o aprofundamento de pesquisas nesta direção possa reduzir no futuro estes erros.

Finalmente, o tópico (iv) mostra claramente a vantagem de se usar a composição de distribuições sazonais na estimativa de cheias de projeto em lugar do método tradicional da análise direta das séries de máximas anuais. Verifica-se que em muitos casos, a cheia máxima anual direta se apresenta inferior ao valor sazonal, o que seria uma impossibilidade lógica (ver Tabelas 30 e 31).

Para trabalhos futuros, nesta mesma linha de pesquisa, convém sugerir as seguintes recomendações:

- (i) Inclusão da distribuição log-Pearson III nas análises de qualidade de ajuste e robustez. Neste caso, também recomenda-se o uso de assimetria regional.
- (ii) Aprofundamento do modelo de regionalização com a introdução de outras variáveis explicativas e uso de técnicas de regressão WLS ou GLS para levar em conta a variabilidade na qualidade dos estimadores dos parâmetros usados na regressão.
- (iii) Extensão do modelo das distribuições sazonais para análise de frequência de cheias para outras regiões, incluindo países com gênese de cheias ligada a outros fenômenos, como por exemplo degelo e furacões.
- (iv) Extensão do modelo das distribuições sazonais para outros fenômenos de origem meteorológica, tais como vendavais.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BEARD, R. (1962). **Statistical Method in Hydrology**, Civil Works Investigation Project CW-151, US Army Corps of Engineers, Sacramento, California, 1962.

BENSON, M. A. **Evolution of Methods for Evaluating the Occurrence of Floods**. USGS Water Supply Paper 1580-A, US Govt. Printing Office, Washington DC, 1962b.

CEHPAR (Centro de Hidráulica e Hidrologia Professor Parigot de Souza), (1989). **Aproveitamentos Hidrelétricos de Pequeno Porte**. Projeto HG-52, Anexo, Curitiba, Brasil.

CEHPAR (Centro de Hidráulica e Hidrologia Professor Parigot de Souza), (2006). **Comparação das curvas de permanência obtidas pelo método de desagregação de vazões diárias com as obtidas pelo modelo de regionalização HG-171**. In: I Simpósio de Recursos Hídricos do Sul-Sudeste, 2006, Curitiba. I SRHSS, 2006.

CHOW, V. T.; MAIDMENT, D. R.; MAYS, L. R. (1988). **Applied Hydrology**, McGraw Hill, New York, pp. 381.

COHEN, A.C. (1967). **Estimation in Mixtures of Two Normal Distributions**, Technometrics. v. 9, n. 1, pp.15-28.

COMPANHIA PARANAENSE DE ENERGIA (1978). **Usina hidrelétrica de Salto Caxias: Estudo de Viabilidade - Paraná**. COPEL, Curitiba, PR.

COMPANHIA PARANAENSE DE ENERGIA (1993a). **Usina hidrelétrica de Salto Caxias: rio Iguaçu - Paraná**. COPEL, 5v. Curitiba, PR.

COMPANHIA PARANAENSE DE ENERGIA (1993b). **Estudos hidrológicos para o projeto básico - UHE Salto Caxias**. COPEL. Curitiba, PR.

CORDERO, A.; MEDEIROS, P. A. (2003). **Estudo estatístico das vazões máximas para o rio Itajaí-Açu em Blumenau**. XV Simpósio Brasileiro de Hidrologia e Recursos Hídricos, Curitiba, PR, ABRH.

CRUFF, R. W.; RANTZ, S. E. (1965). **A comparison of methods used in floods frequency studies for coastal basin in California**, USGS Water Supply Paper 1580-E, US Govt. Printing Office, Washington DC.

DALRYMPLE, T. (1960). **Flood Frequency Analysis**, USGS Water Supply Paper 1543-A, pp. 11-51, US Govt. Printing Office, Washington, DC.

DAMAZIO, J. M. (1983). **Estimação robusta de vazões milenares**. Rio de Janeiro, CEPEL.

DAMAZIO, J. M.; ALBUQUERQUE, F. C. C. (2003). **Estudos de freqüências de cheias na bacia Paraíba do Sul pra revisão de inventário hidroelétrico**. XV Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos, ABRH, Curitiba, PR.

DEVORE, J.L. (1991). *Probability and Statistics for Engineering and the Sciences*, 3rd ed., Brooks/Cole. Pacific Grove, Califórnia. 224p.

ELESBON, A. A. A.; ROCHA, F. A. S.; MENDONÇA, A. S. F. (2001). **Regionalização de vazões máximas utilizando momentos-L**. XIV Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos, ABRH, Aracaju, SE.

ENGEVIX (1999). *Estudo de viabilidade da usina hidrelétrica de Foz do Chapecó*, Florianópolis, SC.

FERNANDES, C.V.S. (1990). **Avaliação da robustez de algumas distribuições de extremos aplicadas à series de observações fluviométricas e pluviométricas**. Dissertação de Mestrado, UFPR, Curitiba, PR. 299 p.

FILL, H.D. (1981). **Determinação de Cheias de Projeto**. In: IV Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos, ABRH, Fortaleza, CE. Anais 4, pp 439-451.

FILL, H.D. (1992). **Regionalization of flood parameter by linear regression**. Trabalho apresentado como requisito da disciplina Econometrics II. Cornell University, Ithaca.

FILL, H.D. (1994). **Improving flood quantile estimates using regional information**. Ph-D Dissertation, Cornell University, Ithaca, New York, 256p.

FILLIBEN, J.J. (1975). **The Probability Plot Correlation Test for Normality**. *Tecnometrics*, vol. 17, no. 1, pp. 111-117.

FOSTER, H. A. (1924). **Theoretical Frequency Curves and their Application to Engineering Problems**, *Trans. Am. Soc. Civil Engrs.*, 87, pp 142-173.

GIBERTONI, R. F. C. ; KAVISKI, E. ; MÜLLER, I. I. ; CUNHA, L. M. ; DARU, R. L. (2003). **Estudo de Cheias na Barragem de Pedra do Cavallo**. In: XV Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos, 2003, Curitiba.

GREENWOOD, J. A.; LANDWEHR, J. M.; MATALAS, N. C.; WALLIS, J. R. **Probability Weighted Moments: Definition and relation to parameter of several distributions expressible in inverse form**, *Water Resouces Res.* , 15 (6), pp. 1049-1054, 1979.

GUMBEL, E. J. (1941). **The Return Period of Flood Flow**, *Ann. Math. Statist.*, 12(2) pp. 163-190.

GUMBEL, E. J. (1945). **Floods Estimated by Probability Methods**, *Eng. News-Rec.*, 134(24) pp. 97-101, 1945.

GUMBEL, E. J. (1956). **Methodes Graphiques pour l'Analyse des Debit de Crue** (Graphical methods of flood discharge analysis), La Houille Blanche, n. 5 (nov) pp 709-716.

GUMBEL, E. J. (1958). **Statistics of Extremes**, Columbia University Press, New York.

GUMBEL, E. J. (1962). **Statistical Theory of Extreme Values**, In: Contribution to Order Statistics, ed. por A. E. Sarhan e B. G. Greenberg, John Wiley & Sons, New York.

HAZEN, A. (1914). **Discussion of flood flows by W. E. Fuller**, Trans. Am. Soc. Civil Engrs., 77, pp. 626-632.

HAZEN, A. (1921). **Discussion of probable variations in Yearly Runoff by L. S. Hall**, Trans. Am. Soc. Civil Engrs., 84, pp. 214-224.

HOSHI, K., STEDINGER, J. R.; BURGESS, S. (1984). **Estimation of Log-normal Quantiles: Monte Carlo Results and First-order Aproximations**, Journal of Hydrology 71, pp. 1-30.

HOSKING, J. R. M.; WALLIS, J.R.; WOOD, E.F. (1985). **Estimation of the Generalized Extreme Value Distribution by the Method of Probability Weighted Moments**. Technometrics, vol. 27, no. 3, pp. 351-261.

HOSKING, J. R. M., (1986). **The theory of Probability Weighted Moments**. Research Report RC (12210, IBM Research Division, Yorkton Heights, New York.

HOSKING, J.R.M.; WALLIS, J.R. (1987). **Parameter and Quantile Estimation of the Generalized Pareto Distribution**, Technometrics, vol 29, no 3, pp. 339-349.

HOSKING, J.R.M. (1990). **L-moments: analysis and estimation as distributions using linear combination of order statistics**. Journal Royal Statistics Society, v.52, n.1, pp.105-124.

HOSKING, J.R.M.; WALLIS, J.R. (1997). **Regional Frequency Analysis**. Cambridge University Press, Cambridge, UK. 224p.

HOUGHTON, J. C., (1978a). **Birth of a Parent: The wakeby Distribution for Modeling Flood Flows**, Water Resources Research, 14(6), pp. 1105-1109.

JENKINSON, A. F., (1955). **The frequency distribution of the annual maximun (or minimum) values of Meteorological elements**, J. Royal Meteorological Soc. 81, pp. 158-171.

KAVISKI, E. (1992). **Métodos de regionalização de eventos e parâmetros hidrológicos**. Dissertação de Mestrado, UFPR, Curitiba.

KAVISKI, E.; KRUGER, Claudio M. (1995). **Regionalização de vazões em pequenas bacias hidrográficas do Estado do Paraná: relatório n. 02; métodos de regionalização**. HG - 77.

KELMAN, J. (1987a). **Controle de cheias e aproveitamentos hidrelétricos**. ABRH, Rio de Janeiro, pp. 175.

KELMAN, J. (1987b). **Statistical approach to floods**. In: Macnell, J. B., Umphrey G. I. (Ed.). *Stochastic Hydrology*, pp. 193 – 225, D. Reidel,.

KITANIDIS, P. K. (1993). **Geoestatics**, in *Handbook of Hydrology*, chapter 20, editor chief D.J. Maidement, McGraw Hill, New York. pp 20.1-20.37.

KIRBY, W., (1974). **Algebraic Boudness of Sample Statistics**, *Water Resouces Research*, 10 (2), pp. 220-222.

KRÜGER, C. M. (1996). **Estimador de quantis de cheias baseado em assimetria regional**. Dissertação de Mestrado, UFPR, Curitiba.

KRÜGER, C. M. (2000). **Geoprocessamento**. Notas de Aula. Universidade Positivo.

KUCZERA, G. (1992). **Robust flood frequency models**. *Water Resources Research*, vol. 18, n.2, pp. 315-325.

LANDWEHR, J.M.; MATALAS, N.C.; WALLIS, J.R. (1980). **Probability Weighted Moments Compared with some tradicional techniques in estimating Gumbel parameters and quantiles**. *Water Resources Research*, 15(5), pp. 1055-1064.

LANDWEHR, J.M.; MATALAS, N.C.; WALLIS, J.R. (1980). **Quantile Estimation with More or Less Floodlike Distributions**. *Water Resources Research*, 16(3), pp. 547-555.

LEGENDRE, A. M. (1805). **Nouvelles Méthodes pour la Determination des Orbites des Comètes**. Courcier, Paris.

LETTENMAIER, D. P.; WALLIS, J. R.; WOOD, E. F. (1987). **Effect of Regional Heterogeneity on Flood Frequency Estimation**, *Water Resouces Res.* 23(2), pp313-323.

LIMA, F. A.; NAGHETTINI, M. **Análise bayesiana de frequência de vazões máximas anuais: aplicação à bacia do Rio São Francisco em São Francisco**. XVI Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos, ABRH, João Pessoa, PB.

LOUCKS, D. P., STEDINGER, J. R., **Water Resources Systems, Planning and Analysis**, Prentice Hall, Englewood Cliffs, 1981.

LU, L.H. (1991). **Statistical methods for regional flood frequency investigations**. Ph-D Dissertation, Cornell University, Ithaca, New York. 236p.

MING, L. (2003). Comunicação pessoal.

NERC (Natural Environmental Research Council), (1975). **Flood Studies Report**, vol. I, Natural Environmental Research Council, London,

REIS, D. S.; STEDINGER, J; MARTINS, E. S., ALVES, C. A. **Análise de frequência de cheias com uso de informações históricas e respectivas incertezas**. XVI Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos, ABRH, João Pessoa, PB.

SANTOS, P., FILL, H. D, OLIVEIRA, F. B. (2008). **Avaliação de cheias considerando distribuições sazonais**. Revista Brasileira de Recursos Hídricos. , v.13, p.5 - 13, 2008.

SINGH, K.P. (1968). **Hydrologic distributions resulting from mixed populations and their computer simulation**. Publication N°81, International Association of Scientific Hydrology, pp.671-681.

SINGH, K.P.; SINCLAIR, R.A. (1972). **Two distribution method for flood frequency analysis**. Journal of the Hydraulics Division Am. Soc. Civ. Eng., v.98, pp.29-44.

SPANOS, A. (1989). **Statistical formulations of econometrics modelling**. Cambridge University Press, New York.

STEDINGER, J.R. (1980). **Fitting Log-normal Distribution to Hydrologic Data**, Water Resour. Res., 16(3), pp. 481-490.

STEDINGER, J.R. (1989). **Using Historical and Regional Information in flood frequency analysis**, Proc. Pacific International Seminar on Water Resources Systems, Tomanu, Japan.

STEDINGER, J.R.; VOGEL, R.M.; GEORGIU E.F. (1993). **Frequency analysis of extreme events**, in Handbook of Hydrology, chapter 18, editor chief D.J. Maidement, McGraw Hill, New York. pp 18.1-18.66.

SUGAI, M.R.v.B. *et al.* (1992), **Estudos hidrológicos para o projeto básico da derivação do rio Jordão**, COPEL (VHID). Curitiba, PR.

SUGAI, M.R.v.B. *et al.* (1999). Projeto HG-123 – **Viabilidade técnica-econômica e ambiental das usinas hidrelétricas Fundão e Santa Clara**. COPEL (VHID), Curitiba, PR.

TABIOS III, G. Q., SALAS, J. D. A. (1985). **Comparative Analysis of Techniques for Spatial Interpolation of Precipitation**". Water Resources Bulletin. 21 (3).

THOMAS, G. D.; BANSON, M. A. (1970). **Generalization of Streamflow Characteristics from Drainage-basin characteristics**, USGS Water Supply Paper 1975, US Govt. Printing Office, Washington, DC.

THOMAS, Jr. W. O., (1985). **A uniform technique for flood frequency analysis**, J. of Water Resources Plann. Management, ASCE, 111 (3), pp. 321-337.

US Water Resources Council. (1981). **Guidelines for Determining Flood Flow Frequency**, Bulletin 17B, US Govt. Printing Office, Washington, 1981.

VOGEL, R.M. (1983). **The Probability Plot Correlation Coefficient Test for Normal, Lognormal, and Gumbel Distributional Hypotheses**. Water Resource. Res., vol. 22, no. 4, pp. 587-590.

WALLIS, J. R.; MATALAS, N. C.; SLACK, J. R, (1974). **Just a Moment!**, Water Resour. Res., 10 (2), pp. 211-221.

WALLIS, J. R. (1980). **Risk and Uncertainties in the Evaluation of Flood Events for the Design of Hydraulic Structures** in: Piene e Siccita, editors: E. Guggino, G. Rossi e Todini pp. 3-36, Fondazione Politecnica del Mediterraneo, Catania, Italia.

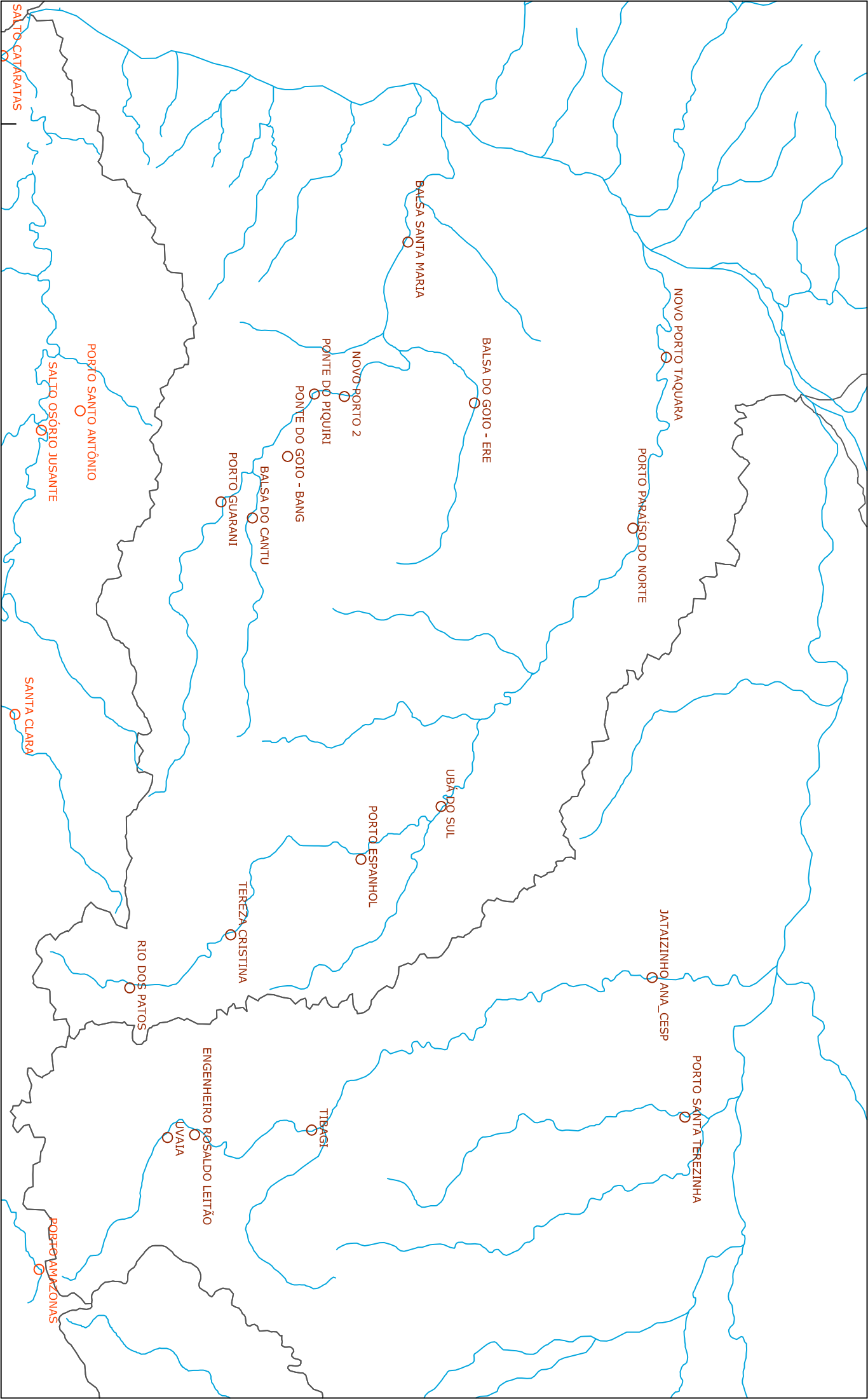
WALLIS, J. R; WOOD, E. F. (1985). **Relative Accuracy of Log Pearson 3 Procedures**, J. of Hydraulic Engineering, 111(7), pp. 1043-1056.

WALLIS, J. R; (1988). **Catastrophes, computing and Containment: Living in our Restless Habitat**, Speculation in Science and Technology, 11(4), pp. 295-315.

WAYLEN, P. & WOO, M.K. (1981). **Regionalization and prediction of annual floods in the Fraser River catchments, British Columbia**. Water Resources Bulletin, v.17, n. 4, pp.655-661.

WAYLEN, P. & WOO, M.K. (1982). **Prediction of annual floods generated by mixed processes**. Water Resources Research, v.18, n. 4, pp.1283-1286.

**ANEXO A – ÁREA DE ESTUDO E POSTOS FLUVIOMÉTRICOS
UTILIZADOS**



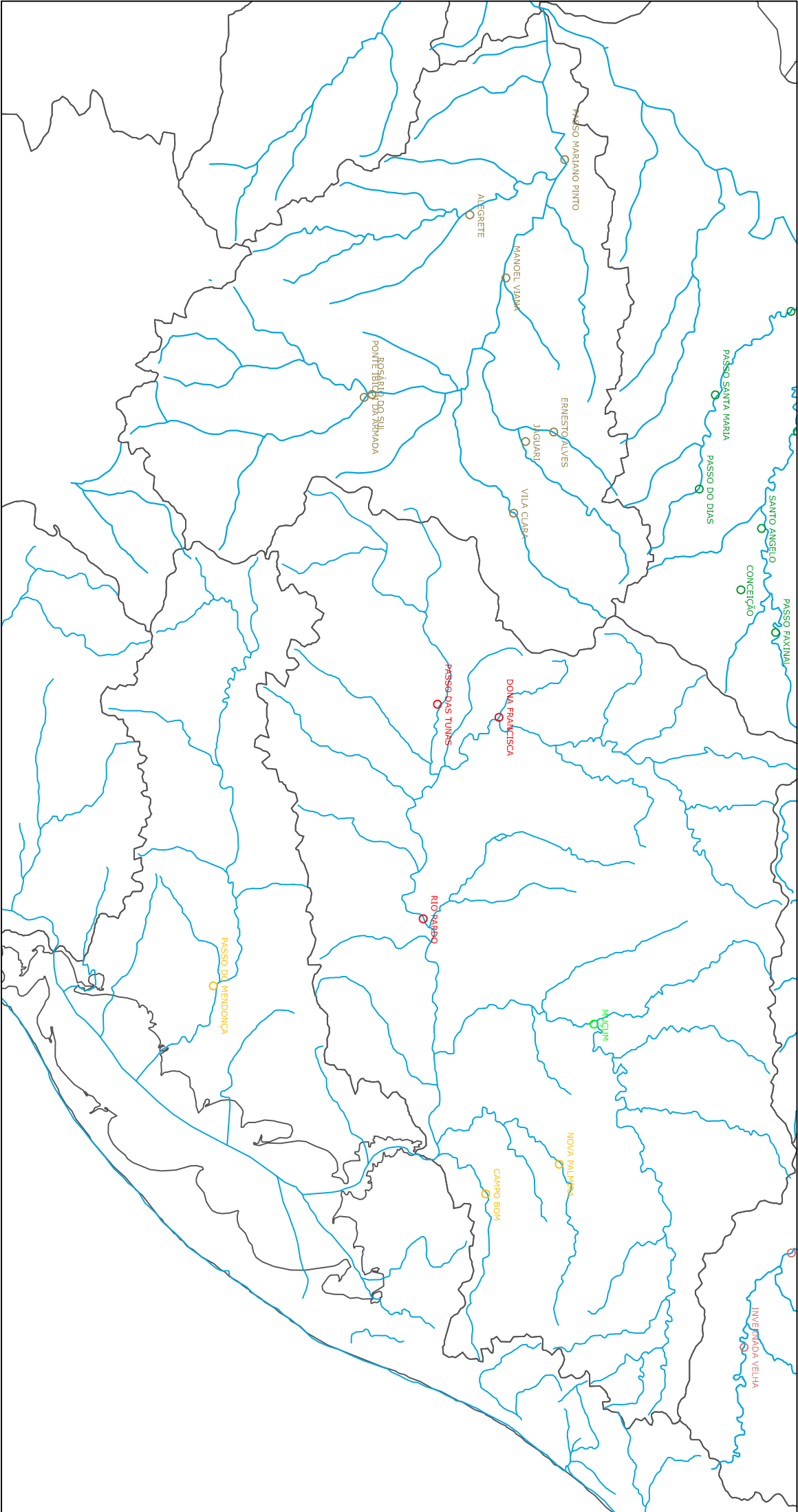


TABELA A1 - ESTAÇÕES FLUVIOMÉTRICAS UTILIZADAS

CÓDIGO	ESTAÇÃO	RIO	SUB-BACIA	ÁREA DE DRENAGEM	LATITUDE	LONGITUDE	PERÍODO DE DADOS
64390000	PORTO SANTA TEREZINHA	LARANJINHA	64	3.445	-23° 07' 21'	-50° 27' 01'	06/1931 - 10/2002
64444000	UVAIA	TIBAJI	64	4.450	-25° 04' 33'	-50° 23' 20'	01/1974 - 10/2010
64447000	ENGENHEIRO ROSALDO LEITÃO	TIBAJI	64	5.731	-24° 57' 55'	-50° 23' 37'	12/1975 - 08/2002
64465000	TIBAGI	TIBAJI	64	8.948	-24° 31' 36'	-50° 24' 40'	11/1931 - 10/2002
64507000	JATAZINHO ANA_CESP	TIBAJI	64	21.915	-23° 15' 05'	-50° 58' 55'	11/1931 - 10/1999
64620000	RIO DOS PATOS	DOS PATOS	64	1.086	-25° 12' 30'	-50° 56' 37'	05/1930 - 12/2003
64625000	TEREZA CRISTINA	IVAÍ	64	3.572	-24° 49' 48'	-51° 08' 32'	08/1956 - 09/2002
64645000	PORTO ESPANHOL	IVAÍ	64	8.600	-24° 20' 31'	-51° 25' 28'	08/1965 - 11/2010
64655000	UBÁ DO SUL	IVAÍ	64	12.701	-24° 02' 30'	-51° 37' 22'	01/1971 - 12/2003
64685000	PORTO PARAÍSO DO NORTE	IVAÍ	64	28.427	-23° 19' 23'	-52° 39' 52'	03/1953 - 11/2002
64693000	NOVO PORTO TAQUARA	IVAÍ	64	34.432	-23° 11' 53'	-53° 18' 15'	07/1974 - 12/2003
64785000	PONTE DO GOIO - BANG	GOIO BANG OU TRICOLOR	64	1.350	-24° 37' 00'	-52° 55' 59'	07/1967 - 06/2005
64810000	BALSA DO GOIO - ERE	GOIO-ERE	64	2.424	-23° 55' 00'	-53° 07' 59'	05/1963 - 12/2004
64775000	BALSA DO CANTU	CANTU	64	2.513	-24° 44' 55'	-52° 42' 10'	07/1967 - 06/2005
64771500	PORTO GUARANI	PIQUIRI	64	4.223	-24° 51' 58'	-52° 45' 46'	07/1976 - 02/2005
64795000	PONTE DO PIQUIRI	PIQUIRI	64	11.303	-24° 31' 00'	-53° 10' 00'	04/1970 - 12/2003
64799500	NOVO PORTO 2	PIQUIRI	64	12.124	-24° 24' 15'	-53° 09' 27'	01/1978 - 12/2003
64830000	BALSA SANTA MARIA	PIQUIRI	64	20.982	-24° 09' 58'	-53° 44' 09'	09/1969 - 12/2003
65155000	SÃO BENTO	DA VÁRZEA	65	2.012	-25° 56' 44'	-49° 47' 29'	05/1930 - 06/2005
65100000	RIO NEGRO	NEGRO	65	3.379	-26° 06' 35'	-49° 48' 04'	05/1930 - 07/2005
65035000	PORTO AMAZONAS	IGUAÇU	65	3.662	-25° 32' 53'	-49° 53' 22'	08/1935 - 12/2005
65060000	SÃO MATEUS DO SUL	IGUAÇU	65	6.065	-25° 52' 33'	-50° 23' 23'	05/1930 - 06/2005
65310000	UNIÃO DA VITÓRIA	IGUAÇU	65	24.211	-26° 13' 41'	-51° 04' 49'	05/1930 - 12/2005
65895002	SALTO OSÓRIO JUSANTE	IGUAÇU	65	45.824	-25° 32' 21'	-53° 01' 52'	11/1940 - 06/1996
65993000	SALTO CATARATAS	IGUAÇU	65	67.317	-25° 40' 59'	-54° 25' 59'	04/1942 - 07/2005
65370000	JANGADA DO SUL - 396	JANGADA	65	1.055	-26° 23' 13'	-51° 16' 19'	11/1945 - 07/2005
65825000	SANTA CLARA	JORDÃO	65	3.913	-25° 38' 17'	-51° 58' 02'	08/1949 - 12/2005

CÓDIGO	ESTAÇÃO	RIO	SUB-BACIA	ÁREA DE DRENAGEM	LATITUDE	LONGITUDE	PERÍODO DE DADOS
65925000	SALTO CLAUDELINO	CHOPIM	65	1.782	-26° 16' 41'	-52° 17' 44'	03/1965 - 12/2003
65960000	ÁGUAS DO VERÊ	CHOPIM	65	6.696	-25° 46' 26'	-52° 55' 58'	07/1956 - 12/2005
65970000	PORTO SANTO ANTÔNIO	GUARANI	65	1.024	-25° 23' 38'	-53° 06' 14'	08/1978 - 12/2003
70500000	COXILHA RICA	PELOTINHAS	70	490	-28° 09' 41'	-50° 26' 34'	10/1944 - 12/2005
70300000	FAZENDA MINEIRA	LAVA TUDO	70	1.170	-28° 05' 24'	-50° 03' 40'	03/1942 - 12/2005
70200000	INVERNADA VELHA	PELOTAS	70	2.820	-28° 26' 22'	-50° 18' 07'	06/1964 - 12/2005
70700000	PASSO SOCORRO	PELOTAS	70	8.400	-28° 12' 39'	-50° 45' 31'	02/1940 - 06/2005
71498000	PASSO MAROMBAS	DAS MAROMBAS	71	3.654	-27° 20' 02'	-50° 45' 14'	01/1940 - 12/2005
71300000	RIO BONITO	CANOAS	71	1.984	-27° 42' 08'	-49° 50' 24'	03/1942 - 12/2005
71383000	PONTE ALTA DO SUL	CANOAS	71	4.631	-27° 29' 09'	-50° 23' 30'	11/1956 - 12/2005
71550000	PASSO CARU	CANOAS	71	10.000	-27° 32' 16'	-50° 51' 08'	01/1951 - 12/2005
72715000	RIO DAS ANTAS	DO PEIXE	72	801	-26° 53' 45'	-51° 04' 32'	04/1976 - 12/2005
72810000	TANGARA	DO PEIXE	72	2.010	-27° 05' 17'	-51° 15' 29'	03/1976 - 12/2005
72980000	RIO URUGUAI	DO PEIXE	72	5.114	-27° 26' 46'	-51° 51' 40'	02/1940 - 04/2000
72430000	PASSO DO GRANZOTTO	FORQUILHA OU INHANDUVA	72	1.620	-27° 52' 43'	-51° 45' 17'	05/1957 - 12/2005
72530000	PASSO DO LIGEIRO	APUE OU LIGEIRO	72	460	-28° 03' 44'	-51° 54' 53'	05/1957 - 12/2000
72630000	PASSO SANTA TEREZA	APUE OU LIGEIRO	72	2.800	-27° 42' 24'	-51° 53' 07'	10/1957 - 12/2005
72680000	PASSO COLOMBELLI	APUE OU LIGEIRO	72	3.626	-27° 33' 43'	-51° 51' 28'	10/1939 - 12/2006
72580000	PONTE DO RIO TAPEJARA	TAPEJARA	72	1.080	-27° 55' 37'	-52° 05' 30'	05/1957 - 12/1989
73600000	ABELARDO LUZ	CHAPECÓ	73	1.850	-26° 33' 37'	-52° 19' 35'	04/1953 - 12/2005
73750000	PORTO FAE	CHAPECÓ	73	5.528	-26° 48' 00'	-52° 41' 00'	07/1959 - 01/1978
73770000	PORTO FAE NOVO	CHAPECÓ	73	5.880	-26° 49' 5'	-52° 44' 5'	01/1979 - 12/2005
73010000	MARCELINO RAMOS	URUGUAI	73	41.267	-27° 27' 40'	-51° 54' 16'	10/1939 - 12/1999
73550000	PASSO CAXAMBU	URUGUAI	73	52.671	-27° 10' 16'	-52° 52' 03'	05/1940 - 12/2005
74270000	PASSO RIO DA VÁRZEA	DA VÁRZEA	74	5.356	-27° 16' 43'	-53° 19' 13'	05/1940 - 12/2006
74100000	IRAÍ	URUGUAI	74	62.199	-27° 10' 25'	-53° 13' 45'	07/1941 - 12/2005
75155000	PASSO FAXINAL	IJUÍ	75	2.003	-28° 17' 13'	-53° 45' 51'	11/1941 - 12/2005

CÓDIGO	ESTAÇÃO	RIO	SUB-BACIA	ÁREA DE DRENAGEM	LATITUDE	LONGITUDE	PERÍODO DE DADOS
75230000	SANTO ANGELO	IJUÍ	75	5.414	-28° 21' 19'	-54° 16' 06'	11/1941 - 12/2005
75320000	PONTE MÍSTICA	IJUÍ	75	9.426	-28° 10' 53'	-54° 44' 18'	09/1958 - 12/2005
75400000	PASSO DO DIAS	PIRATINIM	75	936	-28° 39' 25'	-54° 27' 32'	11/1941 - 12/2006
75450000	PASSO SANTA MARIA	PIRATINIM	75	3.277	-28° 34' 45'	-54° 54' 54'	12/1956 - 12/2005
75500000	PASSO DO SARMENTO	PIRATINIM	75	5.281	-28° 12' 43'	-55° 19' 11'	11/1941 - 12/2005
75200000	CONCEIÇÃO	CONCEIÇÃO	75	805	-28° 27' 18'	-53° 58' 15'	06/1942 - 12/2005
76460000	ERNESTO ALVES	JAGUARIZINHO	76	933	-29° 21' 45'	-54° 44' 07'	09/1958 - 12/2005
76440000	JAGUARI	JAGUARÍ	76	2.296	-29° 29' 56'	-54° 41' 21'	11/1941 - 12/2005
76100000	VILA CLARA	TOROPI	76	2.783	-29° 33' 22'	-54° 20' 32'	11/1941 - 12/2005
76300000	PONTE IBICUI DA ARMADA	IBICUI DA ARMADA	76	6.005	-30° 16' 51'	-54° 54' 11'	05/1967 - 12/2005
76310000	ROSÁRIO DO SUL	SANTA MARIA	76	12.077	-30° 14' 34'	-54° 55' 01'	06/1967 - 12/2005
76750000	ALEGRETE	IBIRAPUITA	76	5.942	-29° 46' 07'	-55° 47' 14'	10/1940 - 12/2005
76560000	MANOEL VIANA	IBICUI	76	29.321	-29° 35' 39'	-55° 28' 53'	06/1967 - 12/2005
76800000	PASSO MARIANO PINTO	IBICUI	76	42.498	-29° 18' 33'	-56° 03' 17'	01/1944 - 12/2005
83440000	IBIRAMA	ITAJAÍ DO NORTE OU HERCÍLIO	83	3.314	-27° 03' 14'	-49° 31' 00'	12/1928 - 12/2004
83300002	RIO DO SUL	ITAJAÍ-AÇU	83	5.100	-27° 13' 00'	-49° 37' 00'	01/1941 - 01/1980
83300200	RIO DO SUL - NOVO	ITAJAÍ-AÇU	83	5.100	-27° 12' 43'	-49° 37' 54'	05/1978 - 12/2004
83690000	INDAIAL	ITAJAÍ-AÇU	83	11.151	-26° 53' 28'	-49° 14' 06'	01/1929 - 12/2004
83900000	BRUSQUE	ITAJAÍ-MIRIM	83	1.240	-27° 06' 02'	-48° 55' 04'	06/1929 - 12/2006
85600000	PASSO DAS TUNAS	VACACAÍ	85	6.790	-29° 55' 33'	-53° 25' 00'	02/1940 - 12/2006
85400000	DONA FRANCISCA	JACUÍ	85	14.014	-29° 37' 39'	-53° 21' 12'	12/1939 - 12/2006
85900000	RIO PARDO	JACUÍ	85	38.753	-29° 59' 41'	-52° 22' 38'	12/1939 - 12/2006
86510000	MUÇUM	TAQUARI	86	15.826	-29° 10' 01'	-51° 52' 02'	01/1940 - 12/2006
87160000	NOVA PALMIRA	CAÍ	87	2.017	-29° 20' 08'	-51° 11' 18'	10/1942 - 12/2005
87380000	CAMPO BOM	DOS SINOS	87	2.864	-29° 41' 31'	-51° 02' 42'	01/1939 - 12/2005
87905000	PASSO DO MENDONÇA	CAMAQUÃ	87	15.543	-31° 00' 43'	-52° 03' 09'	01/1943 - 09/1950

TABELA B1 - TESTE t DE STUDENT PARA REJEIÇÃO DA H0: $\mu_1 = \mu_2$

Estações	Jan/Jun	Jul/Dez	Fev/Jul	Ago/Jan	Mar/Ago	Set/Fev	Abr/Set	Out/Mar	Mai/ Out	Nov/Abr	Jun/Nov	Dez/Mai
	t crit	t	t crit	t	t crit	t	t crit	t	t crit	t	t crit	t
PORTO SANTA TEREZINHA	2,002	1,300	2,003	1,247	2,003	4,162	2,003	4,070	2,003	3,232	2,003	2,453
	Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
UVAIA	2,035	0,656	2,032	0,038	2,032	0,655	2,032	0,567	2,032	1,681	2,032	0,820
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
ENGENHEIRO ROSALDO LEITÃO	2,074	0,373	2,080	0,821	2,080	0,148	2,080	0,826	2,080	1,828	2,080	0,350
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
TIBAGI	1,998	0,735	1,998	0,287	1,998	1,933	1,998	1,388	1,998	0,224	1,998	0,030
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
JATAIZINHO ANA_CESP	1,998	1,196	1,998	0,696	1,998	2,189	1,998	1,926	1,998	0,554	1,998	0,895
	Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
RIO DOS PATOS	1,994	0,074	1,994	0,191	1,994	0,691	1,994	0,252	1,994	1,668	1,994	1,434
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
TEREZA CRISTINA	2,024	0,461	2,024	0,609	2,024	0,000	2,026	0,910	2,024	3,534	2,023	0,740
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Não rejeita	
PORTO ESPANHOL	2,018	0,227	2,018	0,071	2,018	0,429	2,018	1,055	2,018	4,468	2,018	1,181
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Não rejeita	
UBÁ DO SUL	2,045	0,741	2,052	1,017	2,048	0,017	2,048	1,224	2,048	3,945	2,048	0,648
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Não rejeita	
PORTO PARAÍSO DO NORTE	2,014	0,632	2,014	0,093	2,015	0,910	2,014	0,369	2,014	2,034	2,014	0,193
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Não rejeita	
NOVO PORTO TAQUARA	2,074	1,069	2,080	0,660	2,080	0,672	2,080	0,108	2,080	1,152	2,080	2,073
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
PONTE DO GOIO - BANG	2,037	0,440	2,037	0,155	2,037	0,823	2,037	0,335	2,037	0,857	2,040	0,864
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
BALSA DO GOIO - ERE	2,035	0,254	2,037	0,726	2,037	1,885	2,037	1,452	2,037	0,321	2,035	1,528
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
BALSA DO CANTU	2,035	0,411	2,035	0,003	2,035	0,799	2,035	0,066	2,035	1,685	2,035	0,001
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
PORTO GUARANI	2,060	0,763	2,064	1,514	2,064	0,870	2,064	1,554	2,064	1,956	2,064	0,105
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
PONTE DO PIQUIRI	2,045	0,665	2,048	0,384	2,048	0,036	2,048	0,769	2,045	2,323	2,048	0,257
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Não rejeita	
NOVO PORTO 2	2,093	2,164	2,086	1,302	2,086	0,352	2,086	1,287	2,093	2,083	2,093	1,553
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
BALSA SANTA MARIA	2,037	0,116	2,040	0,348	2,040	0,049	2,040	0,893	2,040	2,056	2,040	0,645
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Não rejeita	
SÃO BENTO	1,994	0,134	1,994	0,177	1,994	0,374	1,994	0,898	1,994	0,412	1,993	0,042
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
RIO NEGRO	1,995	1,850	1,995	0,933	1,995	0,638	1,995	0,339	1,995	1,903	1,994	2,100
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita	
PORTO AMAZONAS	1,995	0,656	1,995	0,261	1,995	0,921	1,995	1,052	1,995	0,460	1,996	0,135
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
SÃO MATEUS DO SUL	1,996	0,092	1,996	0,802	1,995	2,013	1,995	2,176	1,996	0,069	1,995	0,036
	Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
UNIÃO DA VITÓRIA	1,994	1,710	1,995	1,035	1,995	1,407	1,995	0,895	1,995	2,222	1,995	2,345
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
SALTO OSÓRIO JUSANTE	2,037	2,215	2,037	1,278	2,037	0,927	2,037	0,137	2,037	2,553	2,037	2,148
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
SALTO CATARATAS	2,002	1,342	2,002	0,042	2,002	0,055	2,002	0,820	2,002	3,437	2,002	2,042
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
JANGADA DO SUL - 396	2,004	1,517	2,004	0,342	2,004	0,031	2,004	1,921	2,004	4,529	2,005	2,490
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
SANTA CLARA	2,005	0,251	2,006	1,121	2,006	1,381	2,006	2,229	2,006	4,743	2,006	1,543
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Não rejeita	
SALTO CLAUDELINO	2,048	1,270	2,052	0,647	2,052	0,107	2,052	1,892	2,048	3,548	2,048	2,223
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
ÁGUAS DO VERÊ	2,015	1,555	2,017	0,755	2,017	0,103	2,017	1,756	2,017	3,703	2,017	2,479
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
PORTO SANTO ANTÔNIO	2,093	0,938	2,101	0,890	2,101	0,675	2,101	1,574	2,110	1,497	2,110	0,284
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
COXILHA RICA	2,014	3,646	2,017	3,487	2,018	1,082	2,018	1,752	2,018	4,680	2,018	3,631
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
FAZENDA MINEIRA	2,007	3,677	2,010	1,941	2,010	0,545	2,010	1,775	2,010	4,139	2,010	3,198
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
INVERNADA VELHA	2,032	2,720	2,035	1,147	2,035	0,072	2,035	1,442	2,035	3,421	2,037	2,270
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
PASSO SOCORRO	2,002	3,293	2,002	1,505	2,002	0,064	2,002	3,431	2,002	5,364	2,002	4,391
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
PASSO MAROMBAS	1,999	3,149	2,000	1,882	2,000	0,599	2,000	1,688	1,999	4,646	1,999	4,051
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
RIO BONITO	2,003	2,845	2,004	2,386	2,003	0,785	2,003	0,526	2,003	2,564	2,003	2,403
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
PONTE ALTA DO SUL	2,018	2,721	2,020	2,170	2,020	1,430	2,020	0,644	2,020	2,170	2,020	2,238
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
PASSO CARU	2,009	3,545	2,010	2,049	2,010	0,964	2,010	1,186	2,010	4,038	2,010	4,561
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	

Estações	Jan/Jun	Jul/Dez	Fev/Jul	Ago/Jan	Mar/Ago	Set/Fev	Abr/Set	Out/Mar	Mai/ Out	Nov/Abr	Jun/Nov	Dez/Mai
	t crit	t	t crit	t	t crit	t	t crit	t	t crit	t	t crit	t
RIO DAS ANTAS	2,086	1,704	2,101	0,988	2,120	0,470	2,120	0,565	2,110	2,853	2,110	1,117
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Não rejeita	
TANGARA	2,064	1,943	2,069	0,135	2,069	0,504	2,064	0,468	2,064	2,456	2,064	1,527
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Não rejeita	
RIO URUGUAI	2,008	3,154	2,007	2,146	2,007	0,498	2,007	2,210	2,008	5,745	2,008	4,148
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
PASSO DO GRANZOTTO	2,014	4,065	2,015	2,015	2,015	0,086	2,015	3,326	2,015	5,583	2,014	4,380
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
PASSO DO LIGEIRO	2,028	3,497	2,028	2,155	2,030	0,253	2,032	2,560	2,030	4,315	2,028	3,538
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
PASSO SANTA TEREZA	2,017	4,014	2,018	2,440	2,018	0,512	2,018	2,640	2,018	5,086	2,020	3,455
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
PASSO COLOMBELLI	2,000	3,597	2,001	2,160	2,001	0,231	2,000	2,638	2,000	6,186	2,000	4,141
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
PONTE DO RIO TAPEJARA	2,042	4,033	2,045	2,594	2,045	0,546	2,045	2,586	2,045	4,379	2,042	4,125
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
ABELARDO LUZ	2,017	2,848	2,020	1,588	2,020	0,445	2,020	1,567	2,017	5,218	2,017	3,361
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
PORTO FAE (consistido)	2,060	2,592	2,060	1,962	2,069	0,512	2,064	0,117	2,060	2,685	2,056	2,629
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
MARCELINO RAMOS	2,011	3,590	2,011	2,229	2,011	0,195	2,012	2,992	2,012	5,306	2,010	3,910
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
PASSO CAXAMBU	2,007	3,301	2,008	2,287	2,008	0,568	2,007	2,187	2,007	5,345	2,005	4,347
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
PASSO RIO DA VÁRZEA	2,000	3,125	2,002	1,854	2,002	0,421	2,002	2,314	2,002	5,654	2,001	4,077
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
IRAÍ	2,020	3,495	2,021	2,435	2,023	1,023	2,026	1,146	2,023	2,806	2,018	3,593
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
PASSO FAXINAL	2,003	3,116	2,004	2,344	2,005	1,126	2,005	1,280	2,004	4,409	2,003	3,510
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
SANTO ANGELO	2,002	2,766	2,003	2,289	2,003	0,690	2,003	1,184	2,003	4,354	2,003	3,644
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
PONTE MÍSTICA	2,023	2,793	2,024	2,271	2,028	1,111	2,028	1,037	2,028	2,783	2,028	3,150
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
PASSO DO DIAS	2,010	2,009	2,011	0,897	2,011	0,282	2,011	2,379	2,011	3,566	2,012	3,181
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
PASSO SANTA MARIA	2,023	2,576	2,024	1,368	2,023	0,648	2,023	1,465	2,028	2,590	2,026	3,508
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
PASSO DO SARMENTO	2,001	2,062	2,002	1,251	2,003	0,274	2,004	2,347	2,003	4,384	2,003	4,279
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
CONCEIÇÃO	2,006	3,249	2,008	2,475	2,006	0,853	2,006	1,128	2,006	3,493	2,006	3,612
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
ERNESTO ALVES	2,021	0,663	2,023	0,508	2,021	1,556	2,023	3,343	2,023	3,151	2,023	2,344
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
JAGUARI	2,009	2,104	2,011	0,464	2,011	1,380	2,012	3,373	2,011	3,838	2,011	3,964
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
VILA CLARA	2,002	3,044	2,003	1,398	2,003	0,988	2,004	2,339	2,004	4,104	2,004	4,337
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
PONTE IBICUI DA ARMADA	2,056	1,865	2,056	0,403	2,056	0,652	2,060	2,507	2,069	2,120	2,060	2,492
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
ROSÁRIO DO SUL	2,032	1,268	2,032	0,095	2,032	0,896	2,032	2,802	2,035	1,864	2,032	1,611
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
ALEGRETE	2,006	1,045	2,007	0,449	2,006	0,588	2,007	2,233	2,007	3,273	2,007	1,856
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Não rejeita	
MANOEL VIANA	2,042	1,328	2,045	0,492	2,045	0,391	2,045	1,938	2,042	1,931	2,040	1,857
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
PASSO MARIANO PINTO	2,020	1,792	2,023	1,123	2,023	0,317	2,023	1,130	2,023	2,352	2,023	2,218
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
IBIRAMA	1,993	3,090	1,994	2,028	1,994	0,762	1,994	1,419	1,994	4,362	1,994	3,638
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
RIO DO SUL	2,009	2,987	2,011	2,015	2,012	1,316	2,010	0,026	2,010	2,490	2,009	3,035
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
INDAIAL	1,995	3,426	1,995	2,865	1,995	1,658	1,995	0,662	1,995	3,702	1,995	3,252
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
PASSO DAS TUNAS	2,008	4,452	2,010	2,490	2,009	0,147	2,010	1,989	2,010	4,435	2,011	4,795
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
DONA FRANCISCA	1,999	3,374	2,000	1,097	2,000	0,521	2,000	3,425	2,000	5,861	2,000	5,561
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
RIO PARDO	2,005	4,487	2,007	2,526	2,006	0,001	2,006	3,317	2,006	6,161	2,006	5,660
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
MUÇUM	2,011	4,101	2,013	2,247	2,014	0,319	2,012	3,532	2,011	6,220	2,011	5,402
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
NOVA PALMIRA	2,017	3,098	2,017	1,312	2,017	0,015	2,018	2,960	2,018	3,986	2,017	3,949
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
CAMPO BOM	2,009	2,937	2,010	0,767	2,010	1,387	2,009	3,702	2,010	4,552	2,010	3,942
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
PASSO DO MENDONÇA	2,026	3,173	2,032	0,658	2,030	1,450	2,032	3,481	2,030	4,890	2,030	4,096
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	

TABELA B2 - TESTE F DE SNEDECOR PARA REJEIÇÃO DA H0

Estações	Jan/Jun	Jul/Dez	Fev/Jul	Ago/Jan	Mar/Ago	Set/Fev	Abr/Set	Out/Mar	Mai/ Out	Nov/Abr	Jun/Nov	Dez/Mai
	F crit	F	F crit	F	F crit	F	F crit	F	F crit	F	F crit	F
PORTO SANTA TEREZINHA	2,002	1,189	2,003	1,822	2,003	3,898	2,003	3,465	2,003	2,716	2,003	2,303
	Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
UVAIA	2,035	0,564	2,032	0,193	2,032	0,474	2,032	0,648	2,032	2,088	2,032	1,012
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Não rejeita	
ENGENHEIRO ROSALDO LEITÃO	2,074	0,249	2,080	0,566	2,080	0,156	2,080	0,825	2,080	1,979	2,080	0,662
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
TIBAGI	1,998	0,452	1,998	0,740	1,998	2,148	1,998	1,315	1,998	0,617	1,998	0,237
	Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
JATAIZINHO ANA_CESP	1,998	0,724	1,998	1,291	1,998	2,057	1,998	1,321	1,998	0,165	1,998	0,660
	Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
RIO DOS PATOS	1,994	0,077	1,994	0,407	1,994	0,249	1,994	1,041	1,994	2,245	1,994	0,926
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Não rejeita	
TEREZA CRISTINA	2,024	0,452	2,024	0,891	2,024	0,703	2,026	2,200	2,024	4,058	2,023	0,364
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Não rejeita	
PORTO ESPANHOL	2,018	0,146	2,018	0,171	2,018	0,045	2,018	1,754	2,018	4,602	2,018	0,773
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Não rejeita	
UBÁ DO SUL	2,045	0,652	2,052	0,632	2,048	0,094	2,048	1,532	2,048	4,067	2,048	0,658
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Não rejeita	
PORTO PARAÍSO DO NORTE	2,014	0,580	2,014	0,330	2,015	0,650	2,014	0,575	2,014	2,375	2,014	0,566
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Não rejeita	
NOVO PORTO TAQUARA	2,074	1,321	2,080	0,362	2,080	0,521	2,080	0,144	2,080	1,239	2,080	2,048
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
PONTE DO GOIO - BANG	2,037	0,624	2,037	0,224	2,037	0,720	2,037	0,210	2,037	1,447	2,040	0,805
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
BALSA DO GOIO - ERE	2,035	0,231	2,037	0,789	2,037	1,619	2,037	1,078	2,037	0,218	2,035	1,342
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
BALSA DO CANTU	2,035	0,856	2,035	0,000	2,035	0,347	2,035	0,668	2,035	1,489	2,035	0,384
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
PORTO GUARANI	2,060	1,237	2,064	1,464	2,064	1,265	2,064	1,967	2,064	2,292	2,064	0,292
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Não rejeita	
PONTE DO PIQUIRI	2,045	1,300	2,048	0,303	2,048	0,274	2,048	1,083	2,045	2,213	2,048	0,550
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Não rejeita	
NOVO PORTO 2	2,093	2,230	2,086	1,368	2,086	0,774	2,086	1,690	2,093	2,384	2,093	1,518
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Não rejeita	
BALSA SANTA MARIA	2,037	0,425	2,040	0,391	2,040	0,400	2,040	1,210	2,040	2,118	2,040	0,567
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Não rejeita	
SÃO BENTO	1,994	0,092	1,994	0,672	1,994	0,622	1,994	0,555	1,994	1,398	1,993	0,660
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
RIO NEGRO	1,995	1,703	1,995	0,348	1,995	0,132	1,995	0,635	1,995	2,599	1,994	2,123
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
PORTO AMAZONAS	1,995	0,472	1,995	0,411	1,995	0,350	1,995	0,031	1,995	1,075	1,996	0,121
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
SÃO MATEUS DO SUL	1,996	0,100	1,996	0,962	1,995	1,461	1,995	1,498	1,996	0,718	1,995	0,217
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
UNIÃO DA VITÓRIA	1,994	1,446	1,995	0,496	1,995	0,742	1,995	0,177	1,995	2,824	1,995	2,377
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
SALTO OSÓRIO JUSANTE	2,037	2,210	2,037	1,172	2,037	0,603	2,037	0,624	2,037	3,573	2,037	1,532
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Não rejeita	
SALTO CATARATAS	2,002	0,909	2,002	0,474	2,002	0,678	2,002	1,556	2,002	3,586	2,002	1,587
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Não rejeita	
JANGADA DO SUL - 396	2,004	1,273	2,004	0,284	2,004	0,841	2,004	2,228	2,004	4,331	2,005	2,178
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
SANTA CLARA	2,005	0,096	2,006	1,486	2,006	1,708	2,006	2,463	2,006	3,724	2,006	0,828
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Não rejeita	
SALTO CLAUDELINO	2,048	0,982	2,052	0,287	2,052	0,550	2,052	2,458	2,048	3,636	2,048	1,835
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Não rejeita	
ÁGUAS DO VERÊ	2,015	1,032	2,017	0,268	2,017	0,651	2,017	2,129	2,017	3,846	2,017	1,833
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Não rejeita	
PORTO SANTO ANTÔNIO	2,093	0,451	2,101	0,330	2,101	0,485	2,101	1,072	2,110	1,459	2,110	0,244
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
COXILHA RICA	2,014	3,164	2,017	3,052	2,018	0,767	2,018	1,568	2,018	4,402	2,018	3,019
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
FAZENDA MINEIRA	2,007	3,200	2,010	1,189	2,010	0,004	2,010	2,167	2,010	4,201	2,010	2,696
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
INVERNADA VELHA	2,032	2,011	2,035	0,189	2,035	0,811	2,035	1,373	2,035	3,178	2,037	1,710
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Não rejeita	
PASSO SOCORRO	2,002	3,013	2,002	0,994	2,002	0,557	2,002	3,142	2,002	5,194	2,002	3,606
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
PASSO MAROMBAS	1,999	3,166	2,000	1,400	2,000	0,464	2,000	2,085	1,999	4,614	1,999	3,921
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
RIO BONITO	2,003	3,232	2,004	2,506	2,003	0,286	2,003	0,952	2,003	2,831	2,003	2,577
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
PONTE ALTA DO SUL	2,018	2,623	2,020	2,000	2,020	0,934	2,020	0,798	2,020	2,279	2,020	2,163
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
PASSO CARU	2,009	2,869	2,010	1,057	2,010	0,756	2,010	1,855	2,010	3,560	2,010	3,647
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	

Estações	Jan/Jun	Jul/Dez	Fev/Jul	Ago/Jan	Mar/Ago	Set/Fev	Abr/Set	Out/Mar	Mai/ Out	Nov/Abr	Jun/Nov	Dez/Mai
	t crit	t	t crit	t	t crit	t	t crit	t	t crit	t	t crit	t
RIO DAS ANTAS	2,086	1,485	2,101	1,017	2,120	0,415	2,120	0,258	2,110	2,919	2,110	1,222
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Não rejeita	
TANGARA	2,064	1,663	2,069	0,285	2,069	0,524	2,064	1,369	2,064	3,238	2,064	1,273
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Não rejeita	
RIO URUGUAI	2,008	3,771	2,007	2,025	2,007	0,373	2,007	2,381	2,008	5,890	2,008	4,271
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
PASSO DO GRANZOTTO	2,014	3,471	2,015	1,476	2,015	0,679	2,015	3,304	2,015	5,573	2,014	3,983
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
PASSO DO LIGEIRO	2,028	2,444	2,028	1,009	2,030	0,980	2,032	2,845	2,030	4,014	2,028	2,552
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
PASSO SANTA TEREZA	2,017	3,795	2,018	2,392	2,018	0,063	2,018	2,786	2,018	5,202	2,020	3,417
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
PASSO COLOMBELLI	2,000	2,856	2,001	1,460	2,001	0,849	2,000	2,451	2,000	5,652	2,000	3,172
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
PONTE DO RIO TAPEJARA	2,042	3,715	2,045	2,326	2,045	0,057	2,045	2,850	2,045	4,669	2,042	4,148
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
ABELARDO LUZ	2,017	2,085	2,020	0,893	2,020	0,282	2,020	1,893	2,017	4,835	2,017	2,576
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
PORTO FAE (consistido)	2,060	2,356	2,060	1,754	2,069	0,337	2,064	0,310	2,060	2,718	2,056	2,512
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
MARCELINO RAMOS	2,011	3,548	2,011	1,924	2,011	1,104	2,012	3,191	2,012	4,909	2,010	3,769
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
PASSO CAXAMBU	2,007	2,788	2,008	1,550	2,008	0,575	2,007	2,802	2,007	5,389	2,005	3,858
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
PASSO RIO DA VÁRZEA	2,000	2,872	2,002	1,285	2,002	0,209	2,002	2,620	2,002	5,580	2,001	3,523
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
IRAÍ	2,020	3,213	2,021	1,906	2,023	0,330	2,026	1,315	2,023	2,977	2,018	3,116
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
PASSO FAXINAL	2,003	2,135	2,004	1,235	2,005	0,324	2,005	1,659	2,004	3,503	2,003	2,098
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
SANTO ANGELO	2,002	1,241	2,003	0,641	2,003	0,172	2,003	1,451	2,003	3,123	2,003	1,677
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Não rejeita	
PONTE MÍSTICA	2,023	2,861	2,024	2,106	2,028	0,975	2,028	1,116	2,028	2,848	2,028	3,345
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
PASSO DO DIAS	2,010	1,453	2,011	0,186	2,011	0,757	2,011	2,384	2,011	3,505	2,012	2,508
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
PASSO SANTA MARIA	2,023	2,082	2,024	0,715	2,023	0,474	2,023	1,205	2,028	2,919	2,026	3,368
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
PASSO DO SARMENTO	2,001	1,229	2,002	0,803	2,003	0,415	2,004	2,144	2,003	4,354	2,003	4,000
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
CONCEIÇÃO	2,006	3,070	2,008	2,223	2,006	0,905	2,006	1,281	2,006	3,439	2,006	3,116
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
ERNESTO ALVES	2,021	0,304	2,023	1,159	2,021	1,594	2,023	2,742	2,023	3,066	2,023	1,460
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Não rejeita	
JAGUARI	2,009	1,149	2,011	0,268	2,011	1,196	2,012	3,236	2,011	4,115	2,011	3,789
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
VILA CLARA	2,002	2,090	2,003	0,484	2,003	1,368	2,004	2,300	2,004	4,174	2,004	3,858
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
PONTE IBICUI DA ARMADA	2,056	0,736	2,056	0,778	2,056	1,728	2,060	2,514	2,069	1,853	2,060	1,514
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
ROSÁRIO DO SUL	2,032	0,126	2,032	0,880	2,032	1,446	2,032	2,394	2,035	0,389	2,032	0,023
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
ALEGRETE	2,006	0,379	2,007	0,818	2,006	0,780	2,007	1,940	2,007	2,915	2,007	1,079
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Não rejeita	
MANOEL VIANA	2,042	0,798	2,045	0,328	2,045	0,352	2,045	1,472	2,042	1,511	2,040	1,023
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
PASSO MARIANO PINTO	2,020	1,236	2,023	0,713	2,023	0,154	2,023	0,982	2,023	1,768	2,023	1,478
	Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita	
IBIRAMA	1,993	2,588	1,994	1,414	1,994	0,146	1,994	1,539	1,994	3,546	1,994	2,526
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
RIO DO SUL (completa)	2,009	3,202	2,011	2,241	2,012	1,026	2,010	0,485	2,010	3,119	2,009	3,435
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
INDAIAL	1,995	3,336	1,995	2,624	1,995	1,146	1,995	0,714	1,995	3,408	1,995	2,809
	Rejeita		Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita	
PASSO DAS TUNAS	2,008	4,032	2,010	1,283	2,009	0,308	2,010	2,065	2,010	5,009	2,011	4,805
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
DONA FRANCISCA	1,999	2,182	2,000	0,176	2,000	0,785	2,000	3,080	2,000	4,740	2,000	3,849
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
RIO PARDO	2,005	3,929	2,007	1,803	2,006	0,130	2,006	3,184	2,006	6,220	2,006	5,043
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
MUÇUM	2,011	3,354	2,013	1,785	2,014	0,329	2,012	2,852	2,011	5,739	2,011	4,905
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
NOVA PALMIRA	2,017	2,923	2,017	0,876	2,017	0,028	2,018	3,038	2,018	4,085	2,017	4,209
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
CAMPO BOM	2,009	2,539	2,010	0,283	2,010	2,073	2,009	3,972	2,010	4,904	2,010	4,193
	Rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	
PASSO DO MENDONÇA	2,026	2,623	2,032	0,310	2,030	2,010	2,032	3,882	2,030	4,268	2,030	3,452
	Rejeita		Não rejeita		Não rejeita		Rejeita		Rejeita		Rejeita	

TABELA B3 - TESTE DE WILCOXON – PROBABILIDADE DO ERRO TIPO I PARA REJEIÇÃO DE H0

Estações	Jan/Jun Jul/Dez	Fev/Jul Ago/Jan	Mar/Ago Set/Fev	Abr/Set Out/Mar	Mai/ Out Nov/Abr	Jun/Nov Dez/Mai
PORTO SANTA TEREZINHA	16,03%	7,02%	0,01%	0,03%	0,40%	1,40%
UVAIA	25,72%	46,86%	32,62%	26,23%	2,28%	17,35%
ENGENHEIRO ROSALDO LEITÃO	42,23%	32,62%	49,56%	29,90%	4,23%	23,09%
TIBAGI	44,12%	31,96%	1,66%	10,52%	18,44%	21,84%
JATAIZINHO ANA_CESP	14,04%	22,77%	2,78%	8,97%	48,64%	29,48%
RIO DOS PATOS	80,31%	73,33%	53,86%	65,49%	27,03%	18,65%
TEREZA CRISTINA	42,94%	36,27%	45,59%	4,81%	0,02%	16,17%
PORTO ESPANHOL	30,10%	49,17%	47,50%	4,28%	0,00%	11,07%
UBÁ DO SUL	33,64%	31,76%	49,12%	6,30%	0,01%	23,21%
PORTO PARAÍSO DO NORTE	37,11%	31,15%	29,37%	21,58%	0,70%	24,57%
NOVO PORTO TAQUARA	7,45%	43,02%	37,09%	25,85%	10,33%	3,76%
PONTE DO GOIO - BANG	18,04%	39,60%	21,09%	41,50%	13,62%	16,97%
BALSA DO GOIO - ERE	46,49%	14,44%	2,31%	8,67%	43,18%	11,09%
BALSA DO CANTU	18,92%	46,02%	42,78%	19,56%	7,18%	35,13%
PORTO GUARANI	11,13%	11,71%	15,06%	3,57%	1,81%	32,36%
PONTE DO PIQUIRI	13,61%	43,83%	38,94%	15,56%	1,65%	36,97%
NOVO PORTO 2	2,21%	9,84%	26,31%	7,61%	2,28%	6,40%
BALSA SANTA MARIA	40,31%	45,41%	32,22%	12,69%	2,07%	38,16%
SÃO BENTO	44,32%	46,10%	27,40%	20,33%	38,16%	43,90%
RIO NEGRO	2,30%	24,91%	31,00%	43,92%	1,13%	1,49%
PORTO AMAZONAS	28,68%	39,81%	13,74%	18,68%	24,85%	47,79%
SÃO MATEUS DO SUL	22,87%	19,31%	2,03%	2,30%	45,09%	29,25%
UNIÃO DA VITÓRIA	3,50%	17,14%	9,28%	27,23%	0,25%	0,91%
SALTO OSÓRIO JUSANTE	1,18%	8,48%	13,88%	45,85%	0,06%	0,59%
SALTO CATARATAS	6,49%	35,82%	38,46%	21,02%	0,04%	1,70%
JANGADA DO SUL - 396	10,89%	33,64%	46,73%	1,94%	0,00%	0,82%
SANTA CLARA	17,07%	34,88%	17,55%	1,85%	0,00%	2,24%
SALTO CLAUDELINO	9,79%	27,73%	34,87%	2,16%	0,03%	1,35%
ÁGUAS DO VERÊ	6,84%	27,52%	43,91%	4,66%	0,01%	1,41%
PORTO SANTO ANTÔNIO	31,19%	28,04%	19,71%	9,94%	7,42%	41,33%
COXILHA RICA	0,07%	0,31%	24,16%	2,80%	0,00%	0,09%
FAZENDA MINEIRA	0,01%	1,98%	28,47%	6,19%	0,02%	0,11%
INVERNADA VELHA	0,90%	17,52%	44,63%	10,76%	0,14%	3,29%
PASSO SOCORRO	0,03%	5,99%	38,74%	0,07%	0,00%	0,00%
PASSO MAROMBAS	0,07%	1,51%	18,27%	5,18%	0,00%	0,00%
RIO BONITO	0,17%	0,76%	22,30%	25,20%	1,00%	1,04%
PONTE ALTA DO SUL	0,50%	3,76%	11,33%	32,98%	2,12%	2,03%
PASSO CARU	0,06%	1,67%	11,81%	15,53%	0,01%	0,00%
RIO DAS ANTAS	9,63%	17,19%	41,24%	27,92%	0,38%	17,51%
TANGARA	7,03%	47,29%	46,14%	12,07%	0,18%	10,01%
RIO URUGUAI	0,03%	1,42%	36,77%	0,79%	0,00%	0,00%
PASSO DO GRANZOTTO	0,01%	2,50%	39,23%	0,08%	0,00%	0,00%
PASSO DO LIGEIRO	0,05%	0,92%	42,71%	0,64%	0,01%	0,03%
PASSO SANTA TEREZA	0,01%	1,28%	40,76%	0,78%	0,00%	0,04%
PASSO COLOMBELLI	0,01%	1,32%	36,48%	0,36%	0,00%	0,00%
PONTE DO RIO TAPEJARA	0,02%	0,79%	35,45%	1,40%	0,01%	0,01%

Estações	Jan/Jun Jul/Dez	Fev/Jul Ago/Jan	Mar/Ago Set/Fev	Abr/Set Out/Mar	Mai/ Out Nov/Abr	Jun/Nov Dez/Mai
ABELARDO LUZ	0,42%	5,46%	31,74%	6,93%	0,00%	0,05%
PORTO FAE (consistido)	1,02%	3,53%	23,94%	41,67%	0,25%	0,91%
MARCELINO RAMOS	0,02%	0,88%	43,43%	0,13%	0,00%	0,01%
PASSO CAXAMBU	0,03%	0,88%	24,55%	0,79%	0,00%	0,00%
PASSO RIO DA VÁRZEA	0,07%	3,25%	32,68%	0,94%	0,00%	0,01%
IRAÍ	0,03%	1,82%	20,72%	8,39%	0,22%	0,01%
PASSO FAXINAL	0,09%	0,75%	24,43%	3,68%	0,00%	0,03%
SANTO ANGELO	0,18%	0,44%	20,61%	8,94%	0,00%	0,02%
PONTE MÍSTICA	0,19%	0,75%	10,44%	15,31%	0,48%	0,10%
PASSO DO DIAS	3,75%	12,13%	45,20%	2,32%	0,03%	0,10%
PASSO SANTA MARIA	1,35%	6,60%	22,35%	6,95%	0,38%	0,02%
PASSO DO SARMENTO	2,99%	8,75%	49,56%	1,70%	0,00%	0,00%
CONCEIÇÃO	0,05%	0,40%	9,37%	18,65%	0,11%	0,08%
ERNESTO ALVES	43,60%	15,83%	5,32%	0,04%	0,02%	0,42%
JAGUARI	3,85%	34,08%	10,80%	0,11%	0,01%	0,01%
VILA CLARA	1,10%	18,70%	13,47%	2,96%	0,01%	0,01%
PONTE IBICUI DA ARMADA	11,58%	32,02%	5,33%	0,68%	2,68%	4,93%
ROSÁRIO DO SUL	14,75%	37,20%	4,56%	0,32%	4,48%	12,30%
ALEGRETE	34,33%	26,34%	28,40%	3,59%	0,16%	13,17%
MANOEL VIANA	14,14%	36,24%	29,88%	3,21%	3,39%	5,81%
PASSO MARIANO PINTO	6,76%	19,42%	44,65%	14,21%	1,57%	2,77%
IBIRAMA	0,17%	3,22%	19,52%	6,35%	0,00%	0,02%
RIO DO SUL (completa)	0,08%	1,66%	11,77%	41,65%	0,26%	0,10%
INDAIAL	0,07%	0,31%	3,32%	29,37%	0,03%	0,12%
PASSO DAS TUNAS	0,00%	5,09%	40,87%	1,57%	0,00%	0,00%
DONA FRANCISCA	0,05%	13,09%	35,72%	0,08%	0,00%	0,00%
RIO PARDO	0,00%	1,66%	46,07%	0,08%	0,00%	0,00%
MUÇUM	0,02%	1,87%	34,29%	0,03%	0,00%	0,00%
NOVA PALMIRA	0,13%	12,43%	48,87%	0,18%	0,01%	0,01%
CAMPO BOM	0,62%	32,33%	7,70%	0,03%	0,00%	0,01%
PASSO DO MENDONÇA	0,30%	49,78%	5,98%	0,05%	0,00%	0,04%
Nº de casos: p>10%	27	43	64	28	9	22

ANEXO C – SELEÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO

TABELA C1 - COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO r - TESTE PPCC

Estação	Gumbel			Exponencial			GEV			Lognormal 2P		
	A	I	V	A	I	V	A	I	V	A	I	V
PORTO SANTA TEREZINHA	0,98	0,99	0,99	0,95	0,97	0,97	0,99	0,99	0,99	0,97	0,95	0,98
UVAIA	0,99	0,99	0,99	0,95	0,97	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,99
ENGENHEIRO ROSALDO LEITÃO	0,98	0,99	0,98	0,95	0,97	0,99	0,99	0,99	0,99	0,97	0,98	0,99
TIBAGI	0,99	0,99	0,99	0,95	0,97	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,99
JATAIZINHO ANA_CESP	0,99	0,99	0,97	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,97	0,99	0,98	0,99
RIO DOS PATOS	0,98	0,98	0,99	0,98	0,96	0,99	0,98	0,98	0,99	0,98	0,98	0,99
TEREZA CRISTINA	0,98	0,98	0,97	0,93	0,94	0,93	0,98	0,98	0,97	0,97	0,97	0,95
PORTO ESPANHOL	0,98	0,99	0,99	0,94	0,95	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,99
UBÁ DO SUL	0,98	0,99	0,99	0,94	0,95	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,99
PORTO PARAÍSO DO NORTE	0,95	0,97	0,98	0,88	0,91	0,95	0,96	0,98	0,98	0,96	0,97	0,98
NOVO PORTO TAQUARA	0,90	0,91	0,96	0,81	0,82	0,90	0,90	0,91	0,95	0,94	0,93	0,97
PONTE DO GOIO - BANG	0,97	0,98	0,96	0,91	0,94	0,90	0,97	0,98	0,95	0,97	0,97	0,96
BALSA DO GOIO - ERE	0,98	0,99	0,99	0,96	0,96	0,97	0,98	0,99	0,99	0,98	0,98	0,99
BALSA DO CANTU	0,98	0,98	0,99	0,95	0,96	0,97	0,98	0,98	0,99	0,98	0,98	0,99
PORTO GUARANI	0,94	0,93	0,97	0,87	0,85	0,91	0,95	0,94	0,96	0,96	0,93	0,96
PONTE DO PIQUIRI	0,97	0,98	0,99	0,93	0,94	0,96	0,97	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98
NOVO PORTO 2	0,94	0,94	0,98	0,88	0,88	0,94	0,94	0,95	0,97	0,94	0,93	0,97
BALSA SANTA MARIA	0,99	0,99	0,97	0,97	0,95	0,92	0,99	0,99	0,96	0,99	0,99	0,97
SÃO BENTO	0,93	0,94	0,98	0,96	0,97	0,98	0,93	0,93	0,99	0,95	0,97	0,99
RIO NEGRO	0,99	0,99	0,99	0,97	0,96	0,97	0,98	0,99	0,99	0,98	0,98	0,99
PORTO AMAZONAS	0,97	0,96	0,95	0,99	0,98	0,98	0,96	0,96	0,96	0,98	0,99	0,97
SÃO MATEUS DO SUL	0,98	0,98	0,97	0,98	0,99	0,99	0,98	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99
UNIÃO DA VITÓRIA	0,98	0,98	0,99	0,99	0,98	0,98	0,98	0,98	0,99	0,98	0,99	0,99
SALTO OSÓRIO JUSANTE	0,99	0,99	0,98	0,96	0,95	0,94	0,99	0,99	0,97	0,99	0,98	0,98
SALTO CATARATAS	0,95	0,96	0,99	0,97	0,97	0,98	0,95	0,96	0,99	0,97	0,98	0,99
JANGADA DO SUL - 396	0,91	0,93	0,99	0,93	0,94	0,98	0,90	0,92	0,99	0,92	0,94	0,99
SANTA CLARA	0,90	0,89	0,95	0,95	0,93	0,97	0,90	0,89	0,96	0,93	0,93	0,96
SALTO CLAUDELINO	0,99	0,99	0,98	0,97	0,96	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,99
ÁGUAS DO VERÊ	0,99	1,00	0,99	0,98	0,97	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	0,99	1,00
PORTO SANTO ANTÔNIO	0,95	0,95	0,98	0,89	0,88	0,98	0,96	0,95	0,98	0,94	0,92	0,98
COXILHA RICA	0,97	0,98	0,99	0,92	0,94	0,99	0,97	0,99	0,99	0,96	0,97	0,98
FAZENDA MINEIRA	0,99	0,99	0,99	0,98	0,99	0,98	0,99	0,99	1,00	0,99	0,98	0,99
INVERNADA VELHA	0,98	0,97	0,98	0,98	0,98	0,99	0,98	0,97	0,99	0,99	0,98	0,99
PASSO SOCORRO	0,99	0,99	1,00	0,97	0,98	0,98	0,99	0,99	1,00	0,99	0,99	0,99
PASSO MAROMBAS	0,96	0,96	0,99	0,98	0,98	0,96	0,96	0,96	0,99	0,98	0,98	0,98
RIO BONITO	1,00	1,00	0,99	0,97	0,98	0,96	1,00	1,00	0,98	1,00	1,00	0,99
PONTE ALTA DO SUL	0,97	0,97	0,99	0,91	0,94	0,95	0,97	0,97	0,98	0,97	0,97	0,99
PASSO CARU	0,90	0,91	1,00	0,94	0,95	0,99	0,89	0,90	1,00	0,94	0,96	0,99
RIO DAS ANTAS	0,95	0,96	0,99	0,95	0,96	0,98	0,95	0,96	0,99	0,95	0,96	0,99
TANGARA	0,99	0,99	0,99	0,98	0,96	0,97	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,99
RIO URUGUAI	0,99	1,00	0,99	0,98	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
PASSO DO GRANZOTTO	0,99	0,99	0,99	0,97	0,96	0,96	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
PASSO DO LIGEIRO	0,97	0,97	1,00	0,97	0,98	0,99	0,97	0,97	1,00	0,98	0,98	1,00
PASSO SANTA TEREZA	0,99	0,98	0,99	0,96	0,95	0,97	0,99	0,98	0,99	0,99	0,98	0,99
PASSO COLOMBELLI	0,98	0,98	1,00	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	1,00	0,99	0,99	0,99
PONTE DO RIO TAPEJARA	0,95	0,95	0,99	0,89	0,89	0,99	0,96	0,95	0,99	0,94	0,92	0,99
ABELARDO LUZ	0,99	0,99	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,99	0,99	0,99
PORTO FAE	0,99	0,99	0,98	0,97	0,95	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,99
MARCELINO RAMOS	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99
PASSO CAXAMBU	0,98	0,99	0,99	0,98	0,98	0,96	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99	0,97
PASSO RIO DA VÁRZEA	0,99	0,99	0,99	0,97	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98
IRÁÍ	0,99	0,99	0,99	0,97	0,97	0,99	0,99	0,99	1,00	0,99	0,98	1,00
PASSO FAXINAL	0,95	0,93	0,99	0,97	0,96	0,99	0,94	0,93	0,99	0,96	0,95	0,99
SANTO ANGELO	0,84	0,83	0,98	0,88	0,87	0,98	0,84	0,83	0,98	0,87	0,87	0,98

Estação	Gumbel			Exponencial			GEV			Lognormal 2P		
	A	I	V	A	I	V	A	I	V	A	I	V
PONTE MÍSTICA	0,99	0,99	0,98	0,95	0,96	0,94	0,99	0,99	0,98	0,98	0,99	0,97
PASSO DO DIAS	0,99	0,99	0,98	0,99	0,99	0,98	0,99	0,99	0,98	0,99	0,99	0,98
PASSO SANTA MARIA	0,97	0,96	0,98	0,93	0,93	0,98	0,97	0,96	0,98	0,96	0,94	0,98
PASSO DO SARMENTO	0,99	0,99	0,99	0,97	0,97	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,99
CONCEIÇÃO	0,98	0,99	0,97	0,93	0,95	0,92	0,98	0,99	0,96	0,98	0,98	0,93
ERNESTO ALVES	0,94	0,95	0,99	0,95	0,95	0,97	0,94	0,95	0,99	0,95	0,96	0,98
JAGUARI	0,98	0,98	0,99	0,92	0,93	0,96	0,98	0,98	0,99	0,97	0,96	0,97
VILA CLARA	0,97	0,98	0,96	0,92	0,93	0,91	0,98	0,98	0,96	0,97	0,97	0,91
PONTE IBICUI DA ARMADA	0,98	0,98	0,98	0,94	0,94	0,97	0,98	0,98	0,98	0,98	0,97	0,96
ROSÁRIO DO SUL	0,98	0,98	0,96	0,99	0,98	0,99	0,98	0,98	0,97	0,99	0,98	0,97
ALEGRETE	0,92	0,91	0,98	0,84	0,83	0,94	0,92	0,92	0,98	0,93	0,91	0,95
MANOEL VIANA	0,98	0,99	0,98	0,96	0,95	0,98	0,98	0,99	0,98	0,98	0,97	0,98
PASSO MARIANO PINTO	0,99	0,98	0,99	0,97	0,95	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,99
IBIRAMA	0,97	0,97	0,94	0,99	0,98	0,97	0,97	0,97	0,95	0,99	0,99	0,98
RIO DO SUL	0,99	0,99	0,99	0,97	0,97	0,97	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
INDAIAL	0,98	0,98	0,99	0,98	0,98	0,98	0,98	0,97	0,99	0,98	0,99	0,99
PASSO DAS TUNAS	0,94	0,93	0,98	0,87	0,85	0,98	0,94	0,93	0,98	0,94	0,92	0,96
DONA FRANCISCA	0,97	0,96	0,96	0,97	0,95	0,98	0,96	0,95	0,97	0,98	0,96	0,99
RIO PARDO	0,97	0,98	0,99	0,93	0,94	0,96	0,97	0,98	0,98	0,97	0,97	0,97
MUÇUM	0,99	0,99	0,98	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98
NOVA PALMIRA	0,97	0,97	0,99	0,91	0,91	0,97	0,97	0,97	0,99	0,96	0,94	0,95
CAMPO BOM	0,97	0,97	0,99	0,92	0,92	0,95	0,97	0,97	0,98	0,97	0,96	0,98
PASSO DO MENDONÇA	0,96	0,97	0,99	0,92	0,93	0,99	0,97	0,97	0,99	0,96	0,97	0,98

A - Anual / I - Inverno / V - Verão

TABELA C2 - CENÁRIO HIPOTÉTICO: 10 anos de dados

RMSE Relativo - Tr de 100 anos

CENÁRIOS	σ_y	<i>Gumbel</i>			<i>Exponencial</i>			<i>GEV</i>			<i>Lognormal</i>		
		Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão
1	0,36	0,187	0,187	0,187	0,251	0,251	0,251	0,180	0,178	0,198	0,196	0,196	0,196
2	0,57	0,184	0,184	0,184	0,270	0,270	0,270	0,178	0,181	0,202	0,280	0,280	0,280
3	0,35	0,179	0,179	0,179	0,252	0,252	0,252	0,177	0,179	0,199	0,189	0,189	0,189
4	0,53	0,184	0,184	0,184	0,272	0,272	0,272	0,183	0,181	0,198	0,262	0,262	0,262
5	0,69	0,195	0,195	0,195	0,267	0,267	0,267	0,197	0,194	0,214	0,330	0,330	0,330
6	0,39	0,184	0,184	0,184	0,250	0,250	0,250	0,178	0,175	0,201	0,205	0,205	0,205
7	0,55	0,187	0,187	0,187	0,274	0,274	0,274	0,180	0,178	0,206	0,268	0,268	0,268
8	0,70	0,194	0,194	0,194	0,265	0,265	0,265	0,197	0,194	0,213	0,331	0,331	0,331
9	0,39	0,184	0,184	0,184	0,250	0,250	0,250	0,178	0,175	0,201	0,205	0,205	0,205
10	0,53	0,185	0,185	0,185	0,273	0,273	0,273	0,184	0,181	0,199	0,261	0,261	0,261
11	0,66	0,189	0,189	0,189	0,267	0,267	0,267	0,183	0,180	0,218	0,323	0,323	0,323
12	0,50	0,178	0,178	0,178	0,266	0,266	0,266	0,172	0,174	0,204	0,253	0,253	0,253
13	0,64	0,184	0,184	0,184	0,270	0,270	0,270	0,184	0,181	0,212	0,320	0,320	0,320
14	0,41	0,181	0,181	0,181	0,259	0,259	0,259	0,174	0,172	0,211	0,223	0,223	0,223
15	0,58	0,184	0,184	0,184	0,269	0,269	0,269	0,183	0,181	0,207	0,289	0,289	0,289
MÉDIA		0,19	0,19	0,19	0,26	0,26	0,26	0,18	0,18	0,21	0,26	0,26	0,26
Nº OCORRÊNCIAS		3	0	15	0	0	0	12	15	0	0	0	0

RMSE Relativo - Tr de 1000 anos

CENÁRIOS	σ_y	<i>Gumbel</i>			<i>Exponencial</i>			<i>GEV</i>			<i>Lognormal</i>		
		Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão
1	0,36	0,194	0,194	0,194	0,304	0,304	0,304	0,185	0,179	0,239	0,250	0,250	0,250
2	0,57	0,158	0,158	0,158	0,242	0,242	0,242	0,155	0,150	0,184	0,421	0,421	0,421
3	0,35	0,197	0,197	0,197	0,307	0,307	0,307	0,188	0,183	0,239	0,241	0,241	0,241
4	0,53	0,154	0,154	0,154	0,258	0,258	0,258	0,147	0,150	0,190	0,356	0,356	0,356
5	0,69	0,211	0,211	0,211	0,204	0,204	0,204	0,242	0,236	0,194	0,469	0,469	0,469
6	0,39	0,186	0,186	0,186	0,292	0,292	0,292	0,173	0,172	0,232	0,263	0,263	0,263
7	0,55	0,158	0,158	0,158	0,249	0,249	0,249	0,153	0,148	0,195	0,387	0,387	0,387
8	0,70	0,209	0,209	0,209	0,215	0,215	0,215	0,241	0,235	0,206	0,471	0,471	0,471
9	0,39	0,186	0,186	0,186	0,292	0,292	0,292	0,173	0,172	0,232	0,263	0,263	0,263
10	0,53	0,156	0,156	0,156	0,261	0,261	0,261	0,149	0,144	0,193	0,355	0,355	0,355
11	0,66	0,169	0,169	0,169	0,225	0,225	0,225	0,204	0,198	0,195	0,462	0,462	0,462
12	0,50	0,152	0,152	0,152	0,268	0,268	0,268	0,150	0,145	0,204	0,343	0,343	0,343
13	0,64	0,173	0,173	0,173	0,235	0,235	0,235	0,161	0,202	0,202	0,441	0,441	0,441
14	0,41	0,174	0,174	0,174	0,285	0,285	0,285	0,165	0,165	0,230	0,279	0,279	0,279
15	0,58	0,155	0,155	0,155	0,237	0,237	0,237	0,152	0,147	0,180	0,423	0,423	0,423
MÉDIA		0,18	0,18	0,18	0,26	0,26	0,26	0,18	0,18	0,21	0,36	0,36	0,36
Nº OCORRÊNCIAS		2	3	13	1	1	0	12	11	2	0	0	0

LEGENDA:

Menor RMSE ou BIAS da estação

TABELA C2 - CENÁRIO HIPOTÉTICO: 10 anos de dados

BIAS - Tr de 100 anos

CENÁRIOS	σ_y	Gumbel			Exponencial			GEV			Lognormal		
		Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão
1	0,36	2,2	2,2	2,2	11,2	11,2	11,2	1,7	1,5	4,6	1,1	1,1	1,1
2	0,57	-13,4	-13,4	-13,4	10,1	10,1	10,1	-14,5	-15,0	-7,0	-1,8	-1,8	-1,8
3	0,35	4,3	4,3	4,3	18,6	18,6	18,6	3,6	3,3	8,2	1,8	1,8	1,8
4	0,53	-13,8	-13,8	-13,8	21,1	21,1	21,1	-15,6	-16,2	-4,3	-0,6	-0,6	-0,6
5	0,69	-66,3	-66,3	-66,3	-4,6	-4,6	-4,6	-69,4	-70,6	-49,5	-18,0	-18,0	-18,0
6	0,39	4,1	4,1	4,1	29,6	29,6	29,6	2,8	2,3	11,0	2,7	2,7	2,7
7	0,55	-26,6	-26,6	-26,6	27,9	27,9	27,9	-29,4	-30,4	-11,8	-2,5	-2,5	-2,5
8	0,70	-101,7	-101,7	-101,7	-10,8	-10,8	-10,8	-106,3	-108,1	-77,0	-28,5	-28,5	-28,5
9	0,39	6,1	6,1	6,1	44,4	44,4	44,4	4,2	3,5	16,6	4,1	4,1	4,1
10	0,53	-28,0	-28,0	-28,0	45,6	45,6	45,6	-31,7	-33,1	-8,0	-0,9	-0,9	-0,9
11	0,66	-106,9	-106,9	-106,9	10,3	10,3	10,3	-112,8	-115,1	-75,0	-25,2	-25,2	-25,2
12	0,50	-26,9	-26,9	-26,9	71,8	71,8	71,8	-31,9	-33,7	0,0	1,9	1,9	1,9
13	0,64	-140,3	-140,3	-140,3	26,2	26,2	26,2	-148,7	-151,9	-94,9	-30,7	-30,7	-30,7
14	0,41	4,7	4,7	4,7	93,8	93,8	93,8	0,2	-1,5	29,0	8,1	8,1	8,1
15	0,58	-107,4	-107,4	-107,4	73,0	73,0	73,0	-116,5	-119,9	-58,3	-15,2	-15,2	-15,2
MÉDIA		-41	-41	-41	31	31	31	-44	-46	-21	-7	-7	-7
Nº OCORRÊNCIAS		0	0	11	0	0	0	11	13	0	4	2	4

BIAS - Tr de 1000 anos

CENÁRIOS	σ_y	Gumbel			Exponencial			GEV			Lognormal		
		Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão
1	0,36	2,6	2,6	2,6	19,8	19,8	19,8	2,4	2,4	2,4	1,1	1,1	1,1
2	0,57	-46,6	-46,6	-46,6	-1,8	-1,8	-1,8	-0,6	-0,6	-0,6	-1,8	-1,8	-1,8
3	0,35	6,3	6,3	6,3	33,7	33,7	33,7	3,8	3,8	3,8	1,8	1,8	1,8
4	0,53	-51,1	-51,1	-51,1	15,5	15,5	15,5	2,9	2,9	2,9	-0,6	-0,6	-0,6
5	0,69	-223,4	-223,4	-223,4	-105,7	-105,7	-105,7	-31,3	-31,3	-31,3	-18,0	-18,0	-18,0
6	0,39	2,2	2,2	2,2	50,8	50,8	50,8	6,5	6,5	6,5	2,7	2,7	2,7
7	0,55	-94,8	-94,8	-94,8	9,2	9,2	9,2	1,6	1,6	1,6	-2,5	-2,5	-2,5
8	0,70	-342,9	-342,9	-342,9	-169,4	-169,4	-169,4	-51,0	-51,0	-51,0	-28,5	-28,5	-28,5
9	0,39	3,3	3,3	3,3	76,2	76,2	76,2	9,8	9,8	9,8	4,1	4,1	4,1
10	0,53	-104,4	-104,4	-104,4	36,0	36,0	36,0	6,7	6,7	6,7	-0,9	-0,9	-0,9
11	0,66	-360,5	-360,5	-360,5	-136,9	-136,9	-136,9	-37,9	-37,9	-37,9	-25,2	-25,2	-25,2
12	0,50	-108,9	-108,9	-108,9	79,4	79,4	79,4	14,1	14,1	14,1	1,9	1,9	1,9
13	0,64	-474,2	-474,2	-474,2	-156,6	-156,6	-156,6	-42,1	-42,1	-42,1	-30,7	-30,7	-30,7
14	0,41	-17,9	-17,9	-17,9	152,1	152,1	152,1	21,4	21,4	21,4	8,1	8,1	8,1
15	0,58	-372,7	-372,7	-372,7	-28,6	-28,6	-28,6	-7,7	-7,7	-7,7	-15,2	-15,2	-15,2
MÉDIA		-146	-146	-146	-8	-8	-8	-7	-7	-7	-7	-7	-7
Nº OCORRÊNCIAS		13	13	13	0	0	0	0	0	0	2	2	2

LEGENDA:

Menor RMSE ou BIAS da estação

TABELA C3 - CENÁRIO HIPOTÉTICO: 20 anos de dados

RMSE Relativo - Tr de 100 anos

CENÁRIOS	σ_y	<i>Gumbel</i>			<i>Exponencial</i>			<i>GEV</i>			<i>Lognormal</i>		
		Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão
1	0,36	0,117	0,117	0,117	0,185	0,185	0,185	0,120	0,118	0,133	0,139	0,139	0,139
2	0,57	0,192	0,192	0,192	0,192	0,192	0,192	0,184	0,182	0,173	0,223	0,223	0,223
3	0,35	0,114	0,114	0,114	0,187	0,187	0,187	0,108	0,111	0,128	0,133	0,133	0,133
4	0,53	0,170	0,170	0,170	0,185	0,185	0,185	0,163	0,171	0,157	0,209	0,209	0,209
5	0,69	0,187	0,187	0,187	0,207	0,207	0,207	0,179	0,194	0,226	0,270	0,270	0,270
6	0,39	0,123	0,123	0,123	0,181	0,181	0,181	0,121	0,122	0,135	0,151	0,151	0,151
7	0,55	0,179	0,179	0,179	0,184	0,184	0,184	0,186	0,183	0,155	0,217	0,217	0,217
8	0,70	0,187	0,187	0,187	0,212	0,212	0,212	0,197	0,194	0,226	0,272	0,272	0,272
9	0,39	0,123	0,123	0,123	0,181	0,181	0,181	0,121	0,122	0,135	0,151	0,151	0,151
10	0,53	0,170	0,170	0,170	0,186	0,186	0,186	0,163	0,160	0,158	0,208	0,208	0,208
11	0,66	0,187	0,187	0,187	0,199	0,199	0,199	0,180	0,177	0,211	0,253	0,253	0,253
12	0,50	0,147	0,147	0,147	0,191	0,191	0,191	0,148	0,146	0,156	0,194	0,194	0,194
13	0,64	0,188	0,188	0,188	0,201	0,201	0,201	0,180	0,178	0,212	0,248	0,248	0,248
14	0,41	0,127	0,127	0,127	0,183	0,183	0,183	0,125	0,127	0,134	0,162	0,162	0,162
15	0,58	0,192	0,192	0,192	0,196	0,196	0,196	0,184	0,181	0,181	0,225	0,225	0,225
MÉDIA		0,16	0,16	0,16	0,19	0,19	0,19	0,16	0,16	0,17	0,20	0,20	0,20
Nº OCORRÊNCIAS		4	6	10	0	0	0	11	9	5	0	0	0

RMSE Relativo - Tr de 1000 anos

CENÁRIOS	σ_y	<i>Gumbel</i>			<i>Exponencial</i>			<i>GEV</i>			<i>Lognormal</i>		
		Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão
1	0,36	0,128	0,128	0,128	0,232	0,232	0,232	0,122	0,118	0,158	0,173	0,173	0,173
2	0,57	0,123	0,123	0,123	0,190	0,190	0,190	0,107	0,102	0,179	0,295	0,295	0,295
3	0,35	0,124	0,124	0,124	0,239	0,239	0,239	0,127	0,122	0,162	0,164	0,164	0,164
4	0,53	0,121	0,121	0,121	0,178	0,178	0,178	0,117	0,111	0,167	0,269	0,269	0,269
5	0,69	0,109	0,109	0,109	0,211	0,211	0,211	0,092	0,086	0,150	0,336	0,336	0,336
6	0,39	0,123	0,123	0,123	0,218	0,218	0,218	0,123	0,122	0,156	0,188	0,188	0,188
7	0,55	0,120	0,120	0,120	0,173	0,173	0,173	0,105	0,111	0,190	0,279	0,279	0,279
8	0,70	0,105	0,105	0,105	0,205	0,205	0,205	0,089	0,083	0,146	0,349	0,349	0,349
9	0,39	0,123	0,123	0,123	0,218	0,218	0,218	0,123	0,122	0,156	0,188	0,188	0,188
10	0,53	0,123	0,123	0,123	0,180	0,180	0,180	0,119	0,113	0,160	0,267	0,267	0,267
11	0,66	0,102	0,102	0,102	0,215	0,215	0,215	0,087	0,100	0,150	0,325	0,325	0,325
12	0,50	0,138	0,138	0,138	0,178	0,178	0,178	0,123	0,117	0,154	0,255	0,255	0,255
13	0,64	0,108	0,108	0,108	0,209	0,209	0,209	0,093	0,087	0,158	0,319	0,319	0,319
14	0,41	0,125	0,125	0,125	0,202	0,202	0,202	0,128	0,129	0,151	0,208	0,208	0,208
15	0,58	0,120	0,120	0,120	0,186	0,186	0,186	0,104	0,099	0,175	0,297	0,297	0,297
MÉDIA		0,12	0,12	0,12	0,20	0,20	0,20	0,11	0,11	0,16	0,26	0,26	0,26
Nº OCORRÊNCIAS		2	1	15	0	0	0	13	14	0	0	0	0

LEGENDA:

Menor RMSE ou BIAS da estação

TABELA C3 - CENÁRIO HIPOTÉTICO: 20 anos de dados

BIAS - Tr de 100 anos

CENÁRIOS	σ_y	Gumbel			Exponencial			GEV			Lognormal		
		Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão
1	0,36	1,5	1,5	1,5	10,5	10,5	10,5	1,1	0,9	4,0	1,1	1,1	1,1
2	0,57	-15,2	-15,2	-15,2	8,0	8,0	8,0	-16,4	-16,8	-8,9	0,9	0,9	0,9
3	0,35	3,3	3,3	3,3	17,5	17,5	17,5	2,6	2,3	7,2	1,8	1,8	1,8
4	0,53	-16,6	-16,6	-16,6	17,9	17,9	17,9	-18,3	-18,9	-7,2	2,4	2,4	2,4
5	0,69	-71,4	-71,4	-71,4	-10,4	-10,4	-10,4	-74,5	-75,6	-54,8	-5,2	-5,2	-5,2
6	0,39	2,3	2,3	2,3	27,5	27,5	27,5	1,0	0,5	9,1	3,2	3,2	3,2
7	0,55	-30,9	-30,9	-30,9	22,9	22,9	22,9	-33,7	-34,7	-16,3	2,9	2,9	2,9
8	0,70	-109,2	-109,2	-109,2	-19,4	-19,4	-19,4	-113,7	-115,4	-84,7	-8,8	-8,8	-8,8
9	0,39	3,4	3,4	3,4	41,2	41,2	41,2	1,5	0,8	13,7	4,7	4,7	4,7
10	0,53	-33,8	-33,8	-33,8	38,9	38,9	38,9	-37,5	-38,8	-14,0	5,3	5,3	5,3
11	0,66	-116,5	-116,5	-116,5	-0,7	-0,7	-0,7	-122,3	-124,5	-85,0	-4,5	-4,5	-4,5
12	0,50	-34,5	-34,5	-34,5	63,0	63,0	63,0	-39,5	-41,3	-8,0	8,6	8,6	8,6
13	0,64	-153,8	-153,8	-153,8	10,6	10,6	10,6	-162,1	-165,2	-109,0	-3,5	-3,5	-3,5
14	0,41	-1,9	-1,9	-1,9	86,3	86,3	86,3	-6,3	-8,0	22,1	10,5	10,5	10,5
15	0,58	-121,9	-121,9	-121,9	56,3	56,3	56,3	-130,8	-134,2	-73,3	6,1	6,1	6,1
MÉDIA		-46	-46	-46	25	25	25	-50	-51	-27	2	2	2
Nº OCORRÊNCIAS		0	0	13	0	0	0	14	14	0	1	1	2

BIAS - Tr de 1000 anos

CENÁRIOS	σ_y	Gumbel			Exponencial			GEV			Lognormal		
		Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão
1	0,36	1,8	1,8	1,8	18,8	18,8	18,8	2,3	2,3	2,3	1,1	1,1	1,1
2	0,57	-49,1	-49,1	-49,1	-4,9	-4,9	-4,9	3,8	3,8	3,8	0,9	0,9	0,9
3	0,35	5,0	5,0	5,0	32,1	32,1	32,1	3,7	3,7	3,7	1,8	1,8	1,8
4	0,53	-54,8	-54,8	-54,8	10,9	10,9	10,9	7,3	7,3	7,3	2,4	2,4	2,4
5	0,69	-230,3	-230,3	-230,3	-114,0	-114,0	-114,0	-5,3	-5,3	-5,3	-5,2	-5,2	-5,2
6	0,39	-0,3	-0,3	-0,3	47,8	47,8	47,8	6,7	6,7	6,7	3,2	3,2	3,2
7	0,55	-100,7	-100,7	-100,7	2,0	2,0	2,0	10,2	10,2	10,2	2,9	2,9	2,9
8	0,70	-353,0	-353,0	-353,0	-181,6	-181,6	-181,6	-10,5	-10,5	-10,5	-8,8	-8,8	-8,8
9	0,39	-0,5	-0,5	-0,5	71,7	71,7	71,7	10,0	10,0	10,0	4,7	4,7	4,7
10	0,53	-112,3	-112,3	-112,3	26,5	26,5	26,5	15,7	15,7	15,7	5,3	5,3	5,3
11	0,66	-373,5	-373,5	-373,5	-152,7	-152,7	-152,7	1,6	1,6	1,6	-4,5	-4,5	-4,5
12	0,50	-119,4	-119,4	-119,4	66,7	66,7	66,7	23,0	23,0	23,0	8,6	8,6	8,6
13	0,64	-492,6	-492,6	-492,6	-178,9	-178,9	-178,9	8,4	8,4	8,4	-3,5	-3,5	-3,5
14	0,41	-26,8	-26,8	-26,8	141,3	141,3	141,3	23,3	23,3	23,3	10,5	10,5	10,5
15	0,58	-392,4	-392,4	-392,4	-52,5	-52,5	-52,5	27,8	27,8	27,8	6,1	6,1	6,1
MÉDIA		-153	-153	-153	-18	-18	-18	9	9	9	2	2	2
Nº OCORRÊNCIAS		13	13	13	0	0	0	0	0	0	2	2	2

LEGENDA:

Menor RMSE ou BIAS da estação

TABELA C4 - CENÁRIO HIPOTÉTICO: 40 anos de dados

RMSE Relativo - Tr de 100 anos

CENÁRIOS	σ_y	<i>Gumbel</i>			<i>Exponencial</i>			<i>GEV</i>			<i>Lognormal</i>		
		Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão
1	0,36	0,100	0,100	0,100	0,161	0,161	0,161	0,094	0,092	0,106	0,119	0,119	0,119
2	0,57	0,117	0,117	0,117	0,158	0,158	0,158	0,111	0,108	0,134	0,186	0,186	0,186
3	0,35	0,095	0,095	0,095	0,164	0,164	0,164	0,094	0,095	0,109	0,113	0,113	0,113
4	0,53	0,116	0,116	0,116	0,155	0,155	0,155	0,110	0,108	0,119	0,174	0,174	0,174
5	0,69	0,132	0,132	0,132	0,162	0,162	0,162	0,124	0,122	0,130	0,237	0,237	0,237
6	0,39	0,099	0,099	0,099	0,161	0,161	0,161	0,093	0,094	0,110	0,127	0,127	0,127
7	0,55	0,112	0,112	0,112	0,159	0,159	0,159	0,114	0,112	0,138	0,180	0,180	0,180
8	0,70	0,130	0,130	0,130	0,166	0,166	0,166	0,123	0,120	0,152	0,248	0,248	0,248
9	0,39	0,099	0,099	0,099	0,161	0,161	0,161	0,093	0,094	0,110	0,127	0,127	0,127
10	0,53	0,117	0,117	0,117	0,156	0,156	0,156	0,111	0,109	0,120	0,172	0,172	0,172
11	0,66	0,138	0,138	0,138	0,154	0,154	0,154	0,131	0,128	0,136	0,220	0,220	0,220
12	0,50	0,115	0,115	0,115	0,154	0,154	0,154	0,116	0,114	0,117	0,164	0,164	0,164
13	0,64	0,141	0,141	0,141	0,154	0,154	0,154	0,134	0,131	0,130	0,216	0,216	0,216
14	0,41	0,099	0,099	0,099	0,158	0,158	0,158	0,097	0,095	0,117	0,136	0,136	0,136
15	0,58	0,116	0,116	0,116	0,160	0,160	0,160	0,110	0,116	0,133	0,188	0,188	0,188
MÉDIA		0,12	0,12	0,12	0,16	0,16	0,16	0,11	0,11	0,12	0,17	0,17	0,17
Nº OCORRÊNCIAS		2	1	12	0	0	0	13	14	3	0	0	0

RMSE Relativo - Tr de 1000 anos

CENÁRIOS	σ_y	<i>Gumbel</i>			<i>Exponencial</i>			<i>GEV</i>			<i>Lognormal</i>		
		Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão
1	0,36	0,102	0,102	0,102	0,205	0,205	0,205	0,096	0,095	0,137	0,147	0,147	0,147
2	0,57	0,075	0,075	0,075	0,134	0,134	0,134	0,077	0,072	0,122	0,233	0,233	0,233
3	0,35	0,106	0,106	0,106	0,215	0,215	0,215	0,099	0,098	0,141	0,140	0,140	0,140
4	0,53	0,102	0,102	0,102	0,146	0,146	0,146	0,087	0,082	0,120	0,217	0,217	0,217
5	0,69	0,036	0,036	0,036	0,151	0,151	0,151	0,018	0,011	0,095	0,288	0,288	0,288
6	0,39	0,099	0,099	0,099	0,190	0,190	0,190	0,091	0,093	0,130	0,157	0,157	0,157
7	0,55	0,087	0,087	0,087	0,138	0,138	0,138	0,073	0,068	0,114	0,226	0,226	0,226
8	0,70	0,028	0,028	0,028	0,144	0,144	0,144	0,010	0,003	0,089	0,291	0,291	0,291
9	0,39	0,099	0,099	0,099	0,190	0,190	0,190	0,091	0,093	0,130	0,157	0,157	0,157
10	0,53	0,105	0,105	0,105	0,149	0,149	0,149	0,090	0,084	0,122	0,216	0,216	0,216
11	0,66	0,065	0,065	0,065	0,135	0,135	0,135	0,047	0,040	0,099	0,277	0,277	0,277
12	0,50	0,107	0,107	0,107	0,148	0,148	0,148	0,108	0,103	0,114	0,205	0,205	0,205
13	0,64	0,077	0,077	0,077	0,146	0,146	0,146	0,059	0,052	0,109	0,271	0,271	0,271
14	0,41	0,098	0,098	0,098	0,178	0,178	0,178	0,100	0,102	0,120	0,169	0,169	0,169
15	0,58	0,071	0,071	0,071	0,135	0,135	0,135	0,073	0,068	0,118	0,236	0,236	0,236
MÉDIA		0,08	0,08	0,08	0,16	0,16	0,16	0,07	0,07	0,12	0,22	0,22	0,22
Nº OCORRÊNCIAS		4	1	15	0	0	0	11	14	0	0	0	0

LEGENDA:

Menor RMSE ou BIAS da estação

TABELA C4 - CENÁRIO HIPOTÉTICO: 40 anos de dados

BIAS - Tr de 100 anos

CENÁRIOS	σ_y	Gumbel			Exponencial			GEV			Lognormal		
		Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão
1	0,36	0,8	0,8	0,8	9,5	9,5	9,5	0,3	0,2	3,2	0,5	0,5	0,5
2	0,57	-17,3	-17,3	-17,3	5,4	5,4	5,4	-18,4	-18,9	-11,1	-0,1	-0,1	-0,1
3	0,35	2,1	2,1	2,1	16,0	16,0	16,0	1,4	1,1	5,9	0,9	0,9	0,9
4	0,53	-19,6	-19,6	-19,6	14,2	14,2	14,2	-21,3	-21,9	-10,4	0,7	0,7	0,7
5	0,69	-77,1	-77,1	-77,1	-17,4	-17,4	-17,4	-80,1	-81,2	-60,8	-5,8	-5,8	-5,8
6	0,39	0,1	0,1	0,1	24,9	24,9	24,9	-1,1	-1,6	6,9	1,5	1,5	1,5
7	0,55	-35,7	-35,7	-35,7	17,1	17,1	17,1	-38,4	-39,4	-21,3	0,4	0,4	0,4
8	0,70	-117,7	-117,7	-117,7	-29,7	-29,7	-29,7	-122,1	-123,8	-93,7	-9,4	-9,4	-9,4
9	0,39	0,2	0,2	0,2	37,3	37,3	37,3	-1,7	-2,4	10,3	2,2	2,2	2,2
10	0,53	-40,2	-40,2	-40,2	31,1	31,1	31,1	-43,8	-45,1	-20,7	1,5	1,5	1,5
11	0,66	-127,2	-127,2	-127,2	-13,8	-13,8	-13,8	-132,9	-135,0	-96,3	-7,0	-7,0	-7,0
12	0,50	-43,0	-43,0	-43,0	52,6	52,6	52,6	-47,8	-49,7	-17,0	3,1	3,1	3,1
13	0,64	-168,9	-168,9	-168,9	-7,8	-7,8	-7,8	-177,0	-180,1	-125,0	-7,7	-7,7	-7,7
14	0,41	-9,4	-9,4	-9,4	77,1	77,1	77,1	-13,7	-15,3	14,2	4,8	4,8	4,8
15	0,58	-137,8	-137,8	-137,8	36,8	36,8	36,8	-146,6	-149,9	-90,2	-1,2	-1,2	-1,2
MÉDIA		-52,7	-52,7	-52,7	16,9	16,9	16,9	-56,2	-57,5	-33,7	-1,0	-1,0	-1,0
Nº OCORRÊNCIAS		0,0	0,0	13,0	0,0	0,0	0,0	14,0	14,0	0,0	1,0	1,0	2,0

BIAS - Tr de 1000 anos

CENÁRIOS	CV	Gumbel			Exponencial			GEV			Lognormal		
		Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão
1	0,36	0,6	0,6	0,6	17,3	17,3	17,3	1,1	1,1	1,1	0,5	0,5	0,5
2	0,57	-52,3	-52,3	-52,3	-8,9	-8,9	-8,9	0,9	0,9	0,9	-0,1	-0,1	-0,1
3	0,35	3,1	3,1	3,1	29,7	29,7	29,7	1,8	1,8	1,8	0,9	0,9	0,9
4	0,53	-59,4	-59,4	-59,4	5,0	5,0	5,0	2,7	2,7	2,7	0,7	0,7	0,7
5	0,69	-238,9	-238,9	-238,9	-125,1	-125,1	-125,1	-9,4	-9,4	-9,4	-5,8	-5,8	-5,8
6	0,39	-3,6	-3,6	-3,6	43,6	43,6	43,6	3,2	3,2	3,2	1,5	1,5	1,5
7	0,55	-108,0	-108,0	-108,0	-7,3	-7,3	-7,3	3,2	3,2	3,2	0,4	0,4	0,4
8	0,70	-365,9	-365,9	-365,9	-198,0	-198,0	-198,0	-16,0	-16,0	-16,0	-9,4	-9,4	-9,4
9	0,39	-5,4	-5,4	-5,4	65,4	65,4	65,4	4,8	4,8	4,8	2,2	2,2	2,2
10	0,53	-122,1	-122,1	-122,1	13,9	13,9	13,9	5,8	5,8	5,8	1,5	1,5	1,5
11	0,66	-389,7	-389,7	-389,7	-173,4	-173,4	-173,4	-8,9	-8,9	-8,9	-7,0	-7,0	-7,0
12	0,50	-132,4	-132,4	-132,4	50,1	50,1	50,1	9,4	9,4	9,4	3,1	3,1	3,1
13	0,64	-515,5	-515,5	-515,5	-208,2	-208,2	-208,2	-7,9	-7,9	-7,9	-7,7	-7,7	-7,7
14	0,41	-38,3	-38,3	-38,3	126,5	126,5	126,5	10,9	10,9	10,9	4,8	4,8	4,8
15	0,58	-416,7	-416,7	-416,7	-83,6	-83,6	-83,6	5,9	5,9	5,9	-1,2	-1,2	-1,2
MÉDIA		-163,0	-163,0	-163,0	-30,2	-30,2	-30,2	0,5	0,5	0,5	-1,0	-1,0	-1,0
Nº OCORRÊNCIAS		13	13	13	0	0	0	0	0	0	2	2	2

LEGENDA:

Menor RMSE ou BIAS da estação

TABELA C5 - CENÁRIO HISTÓRICO

RMSE Relativo - Tr de 100 anos

CENÁRIOS	ln (σ)			Gumbel			Exponencial			GEV			Lognormal		
				Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão
PORTO SANTA TEREZINHA	0,59	1,05	0,71	0,172	0,383	0,185	0,288	0,522	0,294	0,167	0,373	0,210	0,286	0,700	0,344
TIBAGI	0,53	0,68	0,56	0,148	0,199	0,147	0,259	0,319	0,149	0,144	0,192	0,133	0,228	0,357	0,171
RIO DOS PATOS	0,44	0,65	0,51	0,109	0,169	0,126	0,145	0,277	0,156	0,112	0,164	0,119	0,130	0,302	0,157
PORTO ESPANHOL	0,51	0,55	0,52	0,171	0,170	0,125	0,291	0,289	0,161	0,165	0,163	0,121	0,248	0,266	0,161
BALSA DO CANTU	0,38	0,48	0,57	0,118	0,119	0,145	0,223	0,215	0,249	0,114	0,115	0,169	0,137	0,171	0,239
PORTO AMAZONAS	0,50	0,65	0,49	0,206	0,222	0,234	0,123	0,153	0,133	0,213	0,231	0,200	0,183	0,201	0,205
UNIÃO DA VITÓRIA	0,41	0,56	0,40	0,123	0,130	0,094	0,111	0,178	0,152	0,127	0,132	0,098	0,133	0,183	0,115
ÁGUAS DO VERÊ	0,42	0,57	0,55	0,097	0,163	0,129	0,167	0,278	0,172	0,097	0,157	0,127	0,123	0,268	0,176
FAZENDO MINEIRA	0,62	0,68	0,66	0,143	0,157	0,159	0,216	0,207	0,255	0,142	0,158	0,179	0,238	0,252	0,286
RIO BONITO	0,36	0,40	0,35	0,096	0,094	0,112	0,190	0,170	0,215	0,093	0,093	0,138	0,111	0,117	0,117
PASSO COLOMBELI	0,51	0,58	0,72	0,151	0,157	0,189	0,127	0,151	0,299	0,156	0,163	0,215	0,154	0,180	0,355
MARCELINO RAMOS	0,57	0,63	0,69	0,141	0,152	0,159	0,164	0,180	0,235	0,144	0,155	0,171	0,181	0,213	0,283
PASSO CAXAMBU	0,55	0,65	0,70	0,130	0,150	0,221	0,170	0,225	0,347	0,132	0,150	0,254	0,175	0,259	0,391
IRAÍ	0,47	0,62	0,63	0,118	0,166	0,147	0,215	0,277	0,230	0,115	0,161	0,161	0,167	0,289	0,253
PASSO DO SARMENTO	0,54	0,61	0,82	0,139	0,159	0,241	0,243	0,267	0,363	0,136	0,154	0,272	0,222	0,275	0,460
JAGUARI	0,56	0,62	0,97	0,256	0,256	0,430	0,389	0,390	0,578	0,249	0,246	0,472	0,361	0,392	0,732
PASSO MARIANO PINTO	0,50	0,55	0,88	0,119	0,155	0,265	0,209	0,268	0,390	0,117	0,149	0,298	0,178	0,246	0,509
IBIRAMA	0,50	0,62	0,71	0,193	0,168	0,257	0,120	0,156	0,172	0,200	0,175	0,225	0,174	0,194	0,222
DONA FRANCISCA	0,59	0,61	0,83	0,149	0,148	0,242	0,160	0,172	0,196	0,153	0,152	0,218	0,185	0,199	0,275
MUCUM	0,46	0,52	0,95	0,105	0,127	0,254	0,173	0,221	0,361	0,105	0,123	0,279	0,140	0,196	0,506
CAMPO BOM	0,37	0,47	0,54	0,123	0,144	0,185	0,230	0,257	0,308	0,118	0,137	0,218	0,136	0,199	0,276
MÉDIA				0,14	0,17	0,19	0,20	0,25	0,26	0,14	0,17	0,20	0,19	0,26	0,30
Nº OCORRÊNCIAS				5	4	14	4	3	3	12	14	4	0	0	0

RMSE Relativo - Tr de 1000 anos

CENÁRIOS	ln (σ)			Gumbel			Exponencial			GEV			Lognormal		
				Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão
PORTO SANTA TEREZINHA	0,59	1,05	0,71	0,152	0,289	0,168	0,293	0,433	0,259	0,147	0,278	0,189	0,376	0,925	0,451
TIBAGI	0,53	0,68	0,56	0,137	0,169	0,220	0,279	0,301	0,139	0,132	0,164	0,160	0,297	0,473	0,214
RIO DOS PATOS	0,44	0,65	0,51	0,136	0,154	0,170	0,154	0,264	0,149	0,146	0,154	0,129	0,162	0,400	0,196
PORTO ESPANHOL	0,51	0,55	0,52	0,166	0,156	0,169	0,328	0,310	0,152	0,155	0,145	0,130	0,326	0,349	0,202
BALSA DO CANTU	0,38	0,48	0,57	0,130	0,117	0,136	0,283	0,237	0,248	0,120	0,116	0,169	0,174	0,218	0,310
PORTO AMAZONAS	0,50	0,65	0,49	0,309	0,364	0,345	0,155	0,202	0,181	0,324	0,385	0,266	0,233	0,254	0,264
UNIÃO DA VITÓRIA	0,41	0,56	0,40	0,162	0,168	0,106	0,119	0,166	0,178	0,174	0,182	0,112	0,167	0,233	0,142
ÁGUAS DO VERÊ	0,42	0,57	0,55	0,106	0,147	0,172	0,193	0,286	0,158	0,110	0,140	0,135	0,153	0,351	0,221
FAZENDO MINEIRA	0,62	0,68	0,66	0,171	0,219	0,162	0,190	0,173	0,226	0,180	0,236	0,166	0,305	0,323	0,373
RIO BONITO	0,36	0,40	0,35	0,105	0,100	0,133	0,244	0,204	0,287	0,098	0,102	0,199	0,138	0,144	0,148
PASSO COLOMBELI	0,51	0,58	0,72	0,221	0,240	0,172	0,126	0,143	0,263	0,235	0,259	0,192	0,192	0,226	0,467
MARCELINO RAMOS	0,57	0,63	0,69	0,202	0,222	0,192	0,148	0,157	0,197	0,214	0,240	0,165	0,228	0,270	0,367
PASSO CAXAMBU	0,55	0,65	0,70	0,174	0,180	0,184	0,157	0,194	0,331	0,185	0,193	0,241	0,220	0,335	0,517
IRAÍ	0,47	0,62	0,63	0,116	0,149	0,164	0,241	0,268	0,205	0,114	0,147	0,154	0,213	0,378	0,327
PASSO DO SARMENTO	0,54	0,61	0,82	0,131	0,146	0,198	0,250	0,258	0,314	0,130	0,145	0,235	0,287	0,359	0,610
JAGUARI	0,56	0,62	0,97	0,263	0,244	0,356	0,444	0,423	0,538	0,249	0,225	0,435	0,482	0,523	0,978
PASSO MARIANO PINTO	0,50	0,55	0,88	0,122	0,142	0,213	0,219	0,283	0,323	0,124	0,134	0,247	0,226	0,321	0,669
IBIRAMA	0,50	0,62	0,71	0,289	0,262	0,430	0,143	0,151	0,256	0,304	0,281	0,346	0,220	0,245	0,280
DONA FRANCISCA	0,59	0,61	0,83	0,220	0,214	0,422	0,146	0,153	0,257	0,233	0,232	0,340	0,234	0,253	0,350
MUCUM	0,46	0,52	0,95	0,118	0,126	0,244	0,187	0,230	0,274	0,124	0,128	0,234	0,175	0,253	0,660
CAMPO BOM	0,37	0,47	0,54	0,141	0,142	0,177	0,298	0,298	0,342	0,130	0,130	0,247	0,173	0,257	0,364
MÉDIA				0,17	0,19	0,22	0,22	0,24	0,25	0,17	0,19	0,21	0,24	0,34	0,39
Nº OCORRÊNCIAS				5	4	11	7	7	4	9	10	6	0	0	0

LEGENDA:

 Menor RMSE ou BIAS da estação

TABELA C5 - CENÁRIO HISTÓRICO

BIAS - Tr de 100 anos

CENÁRIOS	ln (σ)			Gumbel			Exponencial			GEV			Lognormal		
				Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão
PORTO SANTA TEREZINHA	0,59	1,05	0,71	43,5	108,8	37,5	107,7	182,2	102,9	40,3	103,7	55,3	96,6	279,2	118,5
TIBAGI	0,53	0,68	0,56	19,3	26,0	-11,0	52,5	60,4	14,7	17,6	23,6	-4,0	38,4	65,9	6,9
RIO DOS PATOS	0,44	0,65	0,51	-14,0	45,0	-12,9	51,4	128,6	40,1	-17,3	39,2	1,6	3,9	130,5	15,4
PORTO ESPANHOL	0,51	0,55	0,52	70,9	66,2	-9,9	158,3	155,5	40,2	66,5	60,0	3,8	116,6	126,0	18,1
BALSA DO CANTU	0,38	0,48	0,57	58,1	36,6	48,2	160,6	143,6	156,0	53,0	29,2	77,6	63,6	78,0	127,1
PORTO AMAZONAS	0,50	0,65	0,49	-41,0	-36,3	-35,3	-6,3	-0,2	-11,2	-42,8	-38,9	-28,7	-23,9	1,4	-24,4
UNIÃO DA VITÓRIA	0,41	0,56	0,40	-11,8	-2,6	-0,7	9,9	24,0	14,2	-12,9	-4,5	3,4	-8,9	15,7	0,8
ÁGUAS DO VERÊ	0,42	0,57	0,55	4,3	61,5	-8,3	79,9	158,2	50,3	0,4	54,8	7,7	17,0	134,7	30,0
FAZENDO MINEIRA	0,62	0,68	0,66	25,1	-9,3	40,4	219,9	187,1	149,8	15,2	-23,0	70,2	206,8	213,2	156,7
RIO BONITO	0,36	0,40	0,35	11,5	3,8	14,1	44,6	37,4	38,3	9,8	1,5	20,7	10,8	7,1	12,1
PASSO COLOMBELI	0,51	0,58	0,72	-81,9	-69,4	54,9	50,6	75,7	148,1	-88,6	-79,5	80,3	-15,5	45,6	175,0
MARCELINO RAMOS	0,57	0,63	0,69	-24,8	-21,2	9,2	64,4	72,6	61,7	-29,4	-27,7	23,5	41,7	68,7	71,1
PASSO CAXAMBU	0,55	0,65	0,70	-13,4	13,9	47,1	69,6	108,8	99,2	-17,6	7,3	61,3	40,8	113,5	110,3
IRAÍ	0,47	0,62	0,63	22,4	43,1	11,5	84,9	118,5	63,9	19,3	37,8	25,8	44,6	112,9	62,0
PASSO DO SARMENTO	0,54	0,61	0,82	38,8	47,6	68,3	126,2	139,6	146,4	34,4	41,2	89,6	93,8	129,1	195,4
JAGUARI	0,56	0,62	0,97	232,0	226,2	347,2	409,1	408,9	542,6	223,1	213,5	400,4	356,5	394,5	759,2
PASSO MARIANO PINTO	0,50	0,55	0,88	10,7	25,4	53,9	52,5	66,9	109,4	8,5	22,5	69,0	30,7	52,5	154,6
IBIRAMA	0,50	0,62	0,71	-87,9	-46,0	-80,0	-4,8	43,0	-13,3	-92,1	-52,1	-61,8	-46,8	36,4	4,3
DONA FRANCISCA	0,59	0,61	0,83	-32,2	-23,2	-49,8	57,5	64,7	14,7	-36,7	-29,3	-32,2	39,7	53,7	57,1
MUCUM	0,46	0,52	0,95	3,9	37,0	78,7	111,4	155,0	187,6	-1,5	28,9	108,4	37,6	102,9	302,1
CAMPO BOM	0,37	0,47	0,54	25,6	30,3	30,6	65,0	76,6	65,4	23,6	27,1	40,1	25,6	46,9	52,2
MÉDIA				12	27	30	94	115	96	8	21	48	56	105	114
Nº OCORRÊNCIAS				0	0	20	0	0	0	21	21	0	0	0	1

BIAS - Tr de 1000 anos

CENÁRIOS	ln (σ)			Gumbel			Exponencial			GEV			Lognormal		
				Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão	Anual	Inverno	Verão
PORTO SANTA TEREZINHA	0,59	1,05	0,71	35,2	85,5	1,8	157,6	225,5	126,5	199,9	733,8	263,8	96,6	279,2	118,5
TIBAGI	0,53	0,68	0,56	17,6	16,7	-40,3	81,0	82,3	8,6	76,2	144,6	14,8	38,4	65,9	6,9
RIO DOS PATOS	0,44	0,65	0,51	-47,1	15,1	-54,3	77,6	174,5	46,8	10,3	285,1	32,5	3,9	130,5	15,4
PORTO ESPANHOL	0,51	0,55	0,52	87,2	69,2	-49,4	254,1	239,6	46,0	227,7	253,3	36,4	116,6	126,0	18,1
BALSA DO CANTU	0,38	0,48	0,57	86,8	22,2	16,0	282,3	226,3	221,6	114,5	151,0	259,1	63,6	78,0	127,1
PORTO AMAZONAS	0,50	0,65	0,49	-99,3	-113,8	-81,3	-33,1	-44,9	-35,3	-46,8	5,5	-47,9	-23,9	1,4	-24,4
UNIÃO DA VITÓRIA	0,41	0,56	0,40	-26,6	-22,7	-4,4	14,8	28,1	24,2	-16,0	33,6	1,7	-8,9	15,7	0,8
ÁGUAS DO VERÊ	0,42	0,57	0,55	-12,0	50,0	-55,9	132,3	234,6	56,0	32,1	276,3	61,9	17,0	134,7	30,0
FAZENDO MINEIRA	0,62	0,68	0,66	-128,2	-239,9	-28,1	243,5	134,9	180,5	440,4	471,0	340,5	206,8	213,2	156,7
RIO BONITO	0,36	0,40	0,35	16,9	0,2	23,7	80,1	64,2	69,8	19,4	13,3	21,6	10,8	7,1	12,1
PASSO COLOMBELI	0,51	0,58	0,72	-230,1	-255,2	4,1	22,5	21,6	181,9	-26,2	100,8	394,7	-15,5	45,6	175,0
MARCELINO RAMOS	0,57	0,63	0,69	-116,0	-131,6	-39,1	54,2	47,3	60,9	89,3	150,7	159,6	41,7	68,7	71,1
PASSO CAXAMBU	0,55	0,65	0,70	-81,0	-65,6	38,7	77,4	115,5	138,0	85,6	249,5	242,5	40,8	113,5	110,3
IRAÍ	0,47	0,62	0,63	16,3	19,9	-24,8	135,5	163,7	75,0	85,5	238,3	133,7	44,6	112,9	62,0
PASSO DO SARMENTO	0,54	0,61	0,82	19,6	16,7	31,6	186,3	192,2	180,6	188,5	270,9	464,3	93,8	129,1	195,4
JAGUARI	0,56	0,62	0,97	325,0	289,9	391,8	662,8	638,4	764,6	708,4	816,3	1903,7	356,5	394,5	759,2
PASSO MARIANO PINTO	0,50	0,55	0,88	-1,4	22,2	22,7	78,5	101,3	128,6	60,2	105,4	375,1	30,7	52,5	154,6
IBIRAMA	0,50	0,62	0,71	-216,4	-173,0	-256,2	-57,9	-3,3	-129,0	-90,0	84,6	17,2	-46,8	36,4	4,3
DONA FRANCISCA	0,59	0,61	0,83	-133,8	-119,7	-219,7	37,3	48,0	-96,7	89,0	119,6	145,9	39,7	53,7	57,1
MUCUM	0,46	0,52	0,95	-33,2	5,1	-40,6	172,0	230,1	167,1	73,2	207,2	771,4	37,6	102,9	302,1
CAMPO BOM	0,37	0,47	0,54	40,3	37,2	37,3	115,6	125,6	103,8	45,4	89,1	103,6	25,6	46,9	52,2
MÉDIA				-23	-22	-16	132	145	110	113	229	271	56	105	114
Nº OCORRÊNCIAS				18	21	20	0	0	0	0	0	0	3	0	1

LEGENDA:

Menor RMSE ou BIAS da estação

ANEXO D – PRECIPITAÇÃO E ISOIETAS

TABELA D1 - ESTAÇÕES PLUVIOMÉTRICAS UTILIZADAS

CÓDIGO	ESTAÇÃO PLUVIOMÉTRICA	MÉDIA	DESVIO PADRÃO	SUB-BACIA	PERÍODO DE DADOS BRUTOS E CONSISTIDOS	
02350001	PORTO SANTA TEREZINHA	83,2	21,9	64	02350001 (Consistido, 10/1945 - 12/1998)	02350001 (Bruto, 10/1945 - 12/1998)
02550016	UVAIA	78,4	19,7	64	02550016 (Bruto, 01/1974 - 06/2011)	
02450056	ENGENHEIRO ROSALDO LEITÃO	76,7	16,6	64	02450056 (Consistido, 12/1975 - 12/1998)	02450056 (Bruto, 09/1975 - 06/2011)
02450002	TIBAJI	78,7	15,4	64	02450002 (Consistido, 04/1938 - 12/1998)	02450002 (Bruto, 04/1938 - 06/2011)
02350000	JATAIZINHO	79,1	22,8	64	02350000 (Consistido, 01/1938 - 12/1998)	02350000 (Bruto, 01/1938 - 12/1999)
02550000	RIO DOS PATOS	82,1	24,7	64	02550000 (Consistido, 05/1937 - 12/1998)	02550000 (Bruto, 03/1937 - 06/2011)
02451003	TEREZA CRISTINA	84,5	17,9	64	02451003 (Consistido, 08/1956 - 12/1998)	02451003 (Bruto, 08/1956 - 05/2011)
02451017	PORTO ESPANHOL	85,9	24,9	64	02451017 (Bruto, 08/1965 - 06/2011)	
02451002	UBÁ DO SUL	90,4	18,1	64	02451002 (Consistido, 04/1967 - 12/1998)	02451002 (Bruto, 04/1967 - 06/2011)
02352000	PORTO PARAÍSO DO NORTE	84,1	25,1	64	02352000 (Consistido, 03/1953 - 12/1998)	02352000 (Bruto, 03/1953 - 06/2011)
02353044	NOVO PORTO TAQUARA	84,5	24,3	64	02353044 (Consistido, 07/1974 - 12/1998)	02353044 (Bruto, 07/1974 - 06/2011)
02452001	PONTE DO GOIO - BANG	93,1	22,1	64	02452001 (Consistido, 07/1967 - 12/1998)	02452001 (Bruto, 07/1967 - 06/2011)
02353002	BALSA DO GOIO - ERE	98,1	24,2	64	02353002 (Consistido, 03/1962 - 12/1998)	02353002 (Bruto, 03/1962 - 06/2011)
02452000	BALSA DO CANTU	105,8	56,2	64	02452000 (Consistido, 07/1967 - 12/1998)	02452000 (Bruto, 07/1967 - 06/2011)
02452055	PORTO GUARANI	110,3	36,9	64	02452055 (Consistido, 06/1990 - 12/1998)	
02453001	PONTE DO PIQUIRI	90,7	27,1	64	02453001 (Consistido, 04/1970 - 12/1998)	02453001 (Bruto, 04/1970 - 06/2011)
02453043	NOVO PORTO 2	93,2	21,4	64	02453043 (Consistido, 01/1978 - 12/1998)	02453043 (Bruto, 01/1978 - 06/2011)
02453000	BALSA SANTA MARIA	96,3	28,8	64	02453000 (Consistido, 01/1972 - 12/1998)	02453000 (Bruto, 12/1971 - 06/2011)
02251038	ALVORADA DO SUL	80,8	22,6	64	02251038 (Bruto, 01/1975 - 12/2011)	
02251027	BELA VISTA DO PARAÍSO	88,0	22,4	64	02251027 (Bruto, 10/1971 - 12/2007)	
02349014	FATURA	84,4	37,0	64	02349014 (Bruto, 01/1939 - 12/2000)	
02251018	IEPE	83,9	24,6	64	02251018 (Bruto, 01/1944 - 09/2004)	
02350041	AMORINHA	84,2	27,4	64	02350041 (Bruto, 11/1975 - 12/2011)	
02349054	MEDONHO	77,6	22,3	64	02349054 (Bruto, 09/1971 - 01/2000)	
02251033	ALTO ALEGRE	85,0	21,8	64	02251033 (Bruto, 01/1975 - 12/2011)	
02351045	GUAIAPO	82,6	20,2	64	02351045 (Bruto, 12/1975 - 12/2011)	
02453026	OURO VERDE DO OESTE	112,7	31,8	64	02453026 (Bruto, 07/1975 - 12/2011)	
02350037	TERRA NOVA	94,7	33,5	64	02350037 (Bruto, 08/1975 - 11/2011)	
02252015	DIAMANTE DO NORTE	84,1	30,0	64	02252015 (Bruto, 08/1975 - 12/2011)	
02549000	SÃO BENTO	78,9	22,6	65	02549000 (Bruto, 04/1938 - 03/2011)	
02649006	RIO NEGRO	68,1	15,5	65	02649006 (Consistido, 01/1982 - 12/2000)	02649006 (Bruto, 12/1922 - 06/2011)
02549001	PORTO AMAZONAS	77,9	17,0	65	02549001 (Consistido, 01/1982 - 12/1997)	02549001 (Bruto, 09/1939 - 06/2011)
02550001	SÃO MATEUS DO SUL	78,3	24,9	65	02550001 (Consistido, 01/1982 - 12/1997)	02550001 (Bruto, 02/1938 - 06/2011)
02651000	UNIÃO DA VITÓRIA - 396	81,5	21,9	65	02651000 (Consistido, 01/1982 - 12/2000)	02651000 (Bruto, 02/1938 - 06/2011)
02552033	SÃO LUIZ DO OESTE	106,9	35,6	65	02552033 (Bruto, 01/1976 - 06/2011)	
02554002	SALTO CATARATAS	102,2	29,8	65	02554002 (Consistido, 01/1982 - 12/1997)	02554002 (Bruto, 01/1949 - 06/2011)
02651003	JANGADA DO SUL - 396	85,8	20,9	65	02651003 (Consistido, 01/1982 - 12/1997)	02651003 (Bruto, 11/1945 - 06/2011)
02551004	SANTA CLARA	92,3	30,4	65	02551004 (Consistido, 01/1982 - 12/1997)	02551004 (Bruto, 08/1949 - 08/2009)
02652015	SALTO CLAUDELINO	108,7	30,9	65	02652015 (Consistido, 01/1982 - 12/1997)	02652015 (Bruto, 03/1965 - 06/2011)
02552001	ÁGUAS DO VERÊ - 396	101,3	25,0	65	02552001 (Consistido, 07/1956 - 12/1998)	02552001 (Bruto, 07/1956 - 06/2011)
02553056	PORTO SANTO ANTÔNIO - 396	98,7	24,2	65	02553056 (Bruto, 06/1990 - 06/2011)	

CÓDIGO	ESTAÇÃO PLUVIOMÉTRICA	MÉDIA	DESVIO PADRÃO	SUB-BACIA	PERÍODO DE DADOS BRUTOS E CONSISTIDOS	
02551020	FAXINAL DOS RIBEIROS	99,9	34,6	65	02551020 (Bruto, 08/1975 - 02/2008)	
02549061	QUITANDINHA	75,5	19,9	65	02549061 (Bruto, 02/1975 - 12/2011)	
02650016	BURITI (TIMBÓ GRANDE)	87,1	19,6	65	02650016 (Consistido, 01/1982 - 12/2000)	
02653016	SÃO SEBASTIÃO DA BELA VISTA	112,9	32,1	65	02653016 (Bruto, 01/1976 - 12/2011)	
02850004	COXILHA RICA	89,8	35,9	70	02850004 (Consistido, 06/1958 - 12/2006)	02850004 (Bruto, 06/1958 - 11/2011)
02849003	SÃO JOAQUIM	77,3	29,5	70	02849003 (Consistido, 01/1942 - 12/1975)	02849003 (Bruto, 03/1942 - 12/1975)
02850006	INVERNADA VELHA	83,7	29,7	70	02850006 (Consistido, 01/1964 - 12/2006)	02850006 (Bruto, 02/1964 - 08/2010)
02850008	PASSO SOCORRO	94,8	28,4	70	02850008 (Consistido, 06/1943 - 12/2005)	02850008 (Bruto, 06/1943 - 09/2005)
02750009	PASSO MAROMBAS	77,1	21,3	71	02750009 (Consistido, 06/1958 - 12/2005)	02750009 (Bruto, 06/1958 - 11/2011)
02749009	RIO BONITO	78,9	27,4	71	02749009 (Consistido, 09/1959 - 12/2005)	02749009 (Bruto, 09/1959 - 09/2011)
02750011	PONTE ALTA DO SUL	81,1	21,3	71	02750011 (Consistido, 06/1957 - 12/2005)	02750011 (Bruto, 06/1957 - 08/2010)
02750008	PASSO CARU	83,2	22,7	71	02750008 (Consistido, 05/1959 - 12/2005)	02750008 (Bruto, 05/1959 - 11/2011)
02750010	PONTE ALTA DO NORTE	73,7	15,4	71	02750010 (Consistido, 10/1959 - 12/2005)	02750010 (Bruto, 10/1959 - 01/2012)
02651002	CAÇADOR	72,0	16,2	72	02651002 (Consistido, 04/1943 - 11/1976)	
02751004	JOAÇABA	85,3	23,9	72	02751004 (Consistido, 04/1943 - 12/2005)	02751004 (Bruto, 04/1943 - 12/2011)
02751010	URUGUAI (RVPS)	98,0	77,8	72	02751010 (Bruto, 01/1938 - 12/1978)	
02751007	SANANDUVA	98,1	26,5	72	02751007 (Consistido, 07/1957 - 12/2005)	02751007 (Bruto, 07/1957 - 12/2011)
02852046	TAPEJARA	99,3	29,6	72	02852046 (Consistido, 09/1976 - 12/2005)	02852046 (Bruto, 09/1976 - 12/2011)
02751006	PAIM FILHO	90,5	26,2	72	02751006 (Consistido, 10/1957 - 12/2005)	02751006 (Bruto, 10/1957 - 12/2011)
02752007	ERECHIM	95,0	18,6	72	02752007 (Consistido, 07/1957 - 12/1976)	
02752014	CHARRUA	93,5	19,2	72	02752014 (Bruto, 01/1963 - 12/1981)	
02751017	CLEMENTE ARGOLO	100,9	25,0	72	02751017 (Consistido, 05/1976 - 12/2005)	02751017 (Bruto, 05/1976 - 01/2012)
02652000	ABELARDO LUZ	89,6	32,7	73	02652000 (Consistido, 10/1957 - 12/2006)	
02652034	PORTO FAE	304,3	81,8	73	02652034 (Consistido, 01/1979 - 12/2006)	
02652034	PORTO FAE NOVO	304,3	81,8	73	02652034 (Consistido, 01/1979 - 12/2006)	
02751005	MARCELINO RAMOS	95,4	24,0	73	02751005 (Bruto, 01/1935 - 12/1992)	
02752004	CHAPECÓ - AGROPECUÁRIA	90,5	18,3	73	02752004 (Consistido, 07/1957 - 12/1975)	02752004 (Bruto, 07/1957 - 12/1975)
02852020	PASSO FUNDO	88,2	19,2	73	02852020 (Bruto, 08/1912 - 12/1998)	
02651040	PONTE SERRADA	91,7	24,9	73	02651040 (Consistido, 09/1976 - 12/2006)	
02753014	LIBERATO SALZANO	105,3	29,9	74	02753014 (Consistido, 05/1976 - 12/2006)	02753014 (Bruto, 05/1976 - 12/2011)
02753003	IRAÍ	101,5	21,9	74	02753003 (Bruto, 01/1939 - 12/1998)	
02753016	MIRAGUAI	121,2	31,4	74	02753016 (Consistido, 09/1976 - 12/2006)	02753016 (Bruto, 09/1976 - 01/2012)
02753007	SANTO AUGUSTO	98,5	20,9	74	02753007 (Bruto, 01/1948 - 12/1981)	
02853010	PASSO FAXINAL	101,7	28,1	75	02853010 (Consistido, 10/1957 - 12/2004)	02853010 (Bruto, 10/1957 - 11/2011)
02854007	SANTO ANGELO	95,4	28,6	75	02854007 (Bruto, 11/1914 - 02/1988)	
02854015	PONTE MÍSTICA	116,9	29,2	75	02854015 (Bruto, 03/2001 - 07/2009)	
02854012	COIMBRA	104,0	34,4	75	02854012 (Consistido, 09/1976 - 12/2004)	02854012 (Bruto, 09/1976 - 12/2011)
02854005	PASSO MAJOR ZEFERINO	99,1	26,4	75	02854005 (Consistido, 10/1957 - 12/2004)	02854005 (Bruto, 10/1957 - 12/2011)
02855002	PASSO DO SARMENTO	110,5	31,5	75	02855002 (Consistido, 10/1957 - 12/2004)	02855002 (Bruto, 10/1957 - 11/2011)
02853003	CONCEIÇÃO	101,1	31,4	75	02853003 (Consistido, 08/1959 - 12/2004)	02853003 (Bruto, 08/1959 - 11/2011)
02856003	SÃO BORJA	86,9	23,2	75	02856003 (Bruto, 01/1939 - 12/1966)	
02754004	USINA SANTA ROSA	104,1	27,8	75	02754004 (Bruto, 01/1950 - 12/1981)	
02954004	ERNESTO ALVES	108,8	31,1	76	02954004 (Consistido, 07/1959 - 12/2005)	02954004 (Bruto, 07/1959 - 11/2011)

CÓDIGO	ESTAÇÃO PLUVIOMÉTRICA	MÉDIA	DESVIO PADRÃO	SUB-BACIA	PERÍODO DE DADOS BRUTOS E CONSISTIDOS	
02954007	JAGUARI	113,0	35,2	76	02954007 (Consistido, 10/1957 - 12/2005)	02954007 (Bruto, 10/1957 - 10/2011)
02954019	QUEVEDOS	99,3	33,5	76	02954019 (Consistido, 05/1976 - 12/2005)	02954019 (Bruto, 05/1976 - 12/2011)
03055005	SANTA RITA	105,5	36,2	76	03055005 (Consistido, 01/1976 - 12/2005)	03055005 (Bruto, 01/1976 - 09/2011)
03054007	ROSÁRIO DO SUL	113,0	35,8	76	03054007 (Consistido, 01/1987 - 12/2005)	03054007 (Bruto, 04/1943 - 11/2011)
02955001	ALEGRETE	108,2	26,9	76	02955001 (Bruto, 06/1927 - 12/1989)	02955013 (Consistido, 01/1986 - 12/2005)
02955008	MANOEL VIANA	101,5	30,4	76	02955008 (Consistido, 07/1976 - 12/2005)	02955008 (Bruto, 07/1976 - 11/2011)
02956006	PASSO MARIANO PINTO	114,4	36,3	76	02956006 (Consistido, 10/1969 - 12/2005)	02956006 (Bruto, 10/1969 - 11/2011)
03155001	TRÊS VENDAS	100,6	27,1	76	03155001 (Consistido, 01/1976 - 12/2005)	03155001 (Bruto, 01/1976 - 01/2012)
03056007	CATY	106,9	31,8	76	03056007 (Consistido, 01/1983 - 12/2005)	03056007 (Bruto, 01/1983 - 12/2011)
03057002	BARRA DO QUARAÍ	97,4	26,4	76	03057002 (Consistido, 07/1976 - 12/2005)	03057002 (Bruto, 07/1976 - 01/2012)
02956008	JOÃO ARREGUI	117,4	31,2	76	02956008 (Consistido, 01/1976 - 12/2005)	02956008 (Bruto, 01/1976 - 01/2012)
02749001	IBIRAMA	71,6	18,2	83	02749001 (Consistido, 01/1934 - 12/2006)	02749001 (Bruto, 01/1934 - 07/2011)
02749008	RIO DO SUL	63,5	26,7	83	02749008 (Bruto, 01/1941 - 12/1980)	02749024 (Bruto, 01/1944 - 12/1990)
02749039	RIO DO SUL - NOVO	74,9	20,1	83	02749039 (Consistido, 01/1978 - 12/2006)	02749039 (Bruto, 01/1978 - 09/2011)
02649005	INDAIAL	75,7	20,1	83	02649005 (Consistido, 01/1941 - 12/2006)	02649005 (Bruto, 01/1941 - 07/2011)
02748000	BRUSQUE	81,9	26,9	83	02748000 (Consistido, 01/1941 - 12/2006)	02748000 (Bruto, 01/1941 - 07/2011)
02650022	IRACEMA	88,7	21,8	83	02650022 (Consistido, 01/1983 - 12/2006)	02650022 (Bruto, 01/1983 - 09/2011)
02648019	PIÇARRAS	95,8	30,1	83	02648019 (Consistido, 01/1976 - 12/2006)	02648019 (Bruto, 01/1976 - 09/2009)
02749020	RANCHO QUEIMADO	110,5	35,7	83	02749020 (Consistido, 04/1976 - 12/2006)	02749020 (Bruto, 04/1976 - 12/2011)
02849006	FORQUILHINHA	82,4	24,6	84	02849006 (Consistido, 11/1945 - 12/2006)	02849006 (Bruto, 11/1945 - 11/2011)
02848001	LAGUNA	77,7	27,5	84	02848001 (Bruto, 01/1948 - 12/1989)	
03053005	FORMIGUEIRO	90,8	28,9	85	03053005 (Bruto, 01/1951 - 12/1978)	
02953008	DONA FRANCISCA	101,8	28,0	85	02953008 (Consistido, 01/1943 - 12/2006)	02953008 (Bruto, 04/1943 - 11/2011)
02952010	RIO PARDO	89,7	36,8	85	02952010 (Consistido, 01/1943 - 12/1977)	02952010 (Bruto, 01/1943 - 12/1977)
02853008	PASSO DO LAGOÃO	95,9	26,1	85	02853008 (Bruto, 11/1941 - 12/1978)	
03053017	PASSO DOS FREIRES	97,7	25,0	85	03053017 (Consistido, 01/1981 - 12/2006)	03053017 (Bruto, 01/1981 - 01/2012)
02953017	SANTA MARIA	113,7	32,3	85	02953017 (Bruto, 01/1939 - 12/1998)	
02951070	MUÇUM	95,9	20,3	86	02951070 (Consistido, 01/1987 - 12/2006)	02951070 (Bruto, 01/1987 - 11/2011)
02851024	PRATA	89,6	32,4	86	02851024 (Consistido, 01/1944 - 12/2006)	02851024 (Bruto, 01/1944 - 01/2012)
02952001	BARROS CASSAL	101,3	35,0	86	02952001 (Consistido, 01/1986 - 12/2006)	02952001 (Bruto, 01/1986 - 01/2012)
02950007	CAMBARÁ DO SUL	78,1	21,5	86	02950007 (Bruto, 01/1944 - 12/1978)	
02951022	NOVA PALMIRA	85,9	24,1	87	02951022 (Consistido, 01/1943 - 12/2006)	02951022 (Bruto, 01/1943 - 11/2011)
02950037	TAQUARA	80,6	20,1	87	02950037 (Bruto, 12/1950 - 12/1978)	
03152011	PASSO DO MENDONÇA	88,3	30,1	87	03152011 (Consistido, 01/1944 - 12/2006)	03152011 (Bruto, 01/1944 - 11/2011)
03051023	BARRA DO RIBEIRO	77,5	24,6	87	03051023 (Consistido, 03/1976 - 12/2006)	03051023 (Bruto, 03/1976 - 01/2012)
03153017	TORRINHAS	105,8	33,8	87	03153017 (Consistido, 09/1976 - 12/2006)	03153017 (Bruto, 09/1976 - 01/2012)
03151004	SANTA AMÉLIA	75,7	11,2	88	03151004 (Bruto, 09/1992 - 01/2012)	
03252003	ESTÂNCIA DO CURTUME	78,1	31,6	88	03252003 (Consistido, 01/1964 - 12/1976)	03252003 (Bruto, 01/1964 - 12/1976)
03151004	TAVARES	74,7	13,6	88	03151004 (Consistido, 09/1992 - 12/2006)	03151004 (Bruto, 09/1992 - 01/2012)

TABELA D2 - PRECIPITAÇÕES NAS BACIAS ESTUDADAS

ESTAÇÃO FLUVIOMÉTRICA	MÉDIA	DESVIO PADRÃO
PORTO SANTA TEREZINHA	85,0	27,0
UVAIA	78,0	20,0
ENGENHEIRO ROSALDO LEITÃO	78,0	20,0
TIBAGI	78,0	18,0
JATAZINHO ANA_CESP	85,0	24,0
RIO DOS PATOS	84,0	26,0
TEREZA CRISTINA	84,0	24,0
PORTO ESPANHOL	86,0	22,0
UBÁ DO SUL	87,0	23,0
PORTO PARAÍSO DO NORTE	88,0	21,0
NOVO PORTO TAQUARA	88,0	21,0
PONTE DO GOIO - BANG	93,0	21,0
BALSA DO GOIO - ERE	93,0	22,0
BALSA DO CANTU	96,0	25,0
PORTO GUARANI	99,0	30,0
PONTE DO PIQUIRI	98,0	28,0
NOVO PORTO 2	98,0	28,0
BALSA SANTA MARIA	96,0	27,0
SÃO BENTO	76,0	20,0
RIO NEGRO	75,0	19,0
PORTO AMAZONAS	78,0	19,0
SÃO MATEUS DO SUL	78,0	20,0
UNIÃO DA VITÓRIA	80,0	22,0
SALTO OSÓRIO JUSANTE	85,0	25,0
SALTO CATARATAS	97,0	30,0
JANGADA DO SUL - 396	85,0	21,0
SANTA CLARA	94,0	30,0
SALTO CLAUDELINO	96,0	29,0
ÁGUAS DO VERÊ	104,0	31,0
PORTO SANTO ANTÔNIO	103,0	29,0
COXILHA RICA	85,0	32,5
FAZENDA MINEIRA	80,0	30,0
INVERNADA VELHA	80,0	27,5
PASSO SOCORRO	86,0	30,5
PASSO MAROMBAS	77,0	18,0
RIO BONITO	82,0	30,0
PONTE ALTA DO SUL	81,0	27,0
PASSO CARU	79,0	22,0
RIO DAS ANTAS	75,0	17,5
TANGARA	76,0	18,0
RIO URUGUAI	82,0	21,0
PASSO DO GRANZOTTO	97,0	27,0
PASSO DO LIGEIRO	98,5	29,0
PASSO SANTA TEREZA	96,0	23,0
PASSO COLOMBELLI	94,0	22,0
PONTE DO RIO TAPEJARA	95,0	24,0
ABELARDO LUZ	92,0	27,0

ESTAÇÃO FLUVIOMÉTRICA	MÉDIA	DESVIO PADRÃO
PORTO FAE	91,0	27,0
MARCELINO RAMOS	86,0	26,0
PASSO CAXAMBU	90,0	25,0
PASSO RIO DA VÁRZEA	101,0	26,0
IRAÍ	90,0	25,0
PASSO FAXINAL	100,0	26,0
SANTO ANGELO	99,0	28,0
PONTE MÍSTICA	100,0	31,0
PASSO DO DIAS	102,0	33,0
PASSO SANTA MARIA	102,0	30,0
PASSO DO SARMENTO	105,0	28,0
CONCEIÇÃO	99,0	31,0
ERNESTO ALVES	106,0	31,0
JAGUARI	104,0	33,0
VILA CLARA	102,0	33,0
PONTE IBICUI DA ARMADA	105,0	33,0
ROSÁRIO DO SUL	105,0	33,0
ALEGRETE	107,0	32,0
MANOEL VIANA	108,0	34,0
PASSO MARIANO PINTO	107,0	32,0
IBIRAMA	79,0	18,0
RIO DO SUL	76,0	25,0
INDAIAL	76,0	19,0
PASSO DAS TUNAS	104,0	30,0
DONA FRANCISCA	98,0	28,0
RIO PARDO	98,0	30,0
MUÇUM	91,0	28,0
NOVA PALMIRA	83,0	23,0
CAMPO BOM	80,0	20,0
PASSO DO MENDONÇA	95,0	32,0

TABELA E1 - VARIÁVEIS E DEPENDENTES E EXPLICATIVAS (ANUAL)

Estação Fluviométrica	Variáveis dependentes			Variáveis explicativas				
				Área de Drenagem	Precipitação	Declividade	Fator de Forma	Dummy
	ln (λ_1)	ln (λ_2)	κ	ln (A)	ln (P)	ln (D)	ln (Kf)	X5
PORTO SANTA TEREZINHA	6,1	4,9	0,09	8,1	4,4	0,89	-2,83	0
UVAIA	5,8	4,5	0,11	8,4	4,4	0,87	-0,58	0
ENGENHEIRO ROSALDO LEITÃO	6,2	5,0	0,08	8,7	4,4	0,65	-0,85	0
TIBAGI	6,6	5,2	0,06	9,1	4,4	0,22	-1,52	0
JATAIZINHO ANA_CESP	7,7	6,6	-0,10	10,0	4,4	0,38	-2,24	0
RIO DOS PATOS	5,3	3,9	-0,10	7,0	4,4	0,90	-1,33	0
TEREZA CRISTINA	6,8	5,4	0,21	8,2	4,4	1,04	-1,70	0
PORTO ESPANHOL	7,5	6,1	0,13	9,1	4,5	0,47	-2,14	0
UBÁ DO SUL	7,9	6,4	0,20	9,4	4,5	0,30	-2,24	0
PORTO PARAÍSO DO NORTE	8,2	6,5	0,35	10,3	4,5	0,08	-2,36	0
NOVO PORTO TAQUARA	8,1	5,8	0,63	10,4	4,5	-0,08	-2,52	0
PONTE DO GOIO - BANG	4,7	3,0	0,32	7,2	4,5	1,41	-2,09	0
BALSA DO GOIO - ERE	5,1	3,2	0,03	7,8	4,5	1,30	-1,24	0
BALSA DO CANTU	6,7	5,1	0,04	7,8	4,6	1,38	-2,28	0
PORTO GUARANI	7,2	5,4	0,42	8,3	4,6	0,98	-2,87	0
PONTE DO PIQUIRI	8,0	6,3	0,11	9,3	4,6	0,72	-2,53	0
NOVO PORTO 2	8,2	6,6	0,25	9,4	4,6	0,71	-2,54	0
BALSA SANTA MARIA	8,0	6,2	0,01	10,0	4,6	0,49	-2,47	0
SÃO BENTO	4,9	3,6	-0,19	7,6	4,3	0,66	-1,76	0
RIO NEGRO	5,7	4,2	0,04	8,1	4,3	-0,22	-1,69	0
PORTO AMAZONAS	5,8	4,5	-0,21	8,2	4,4	0,10	-1,52	0
SÃO MATEUS DO SUL	6,1	4,9	-0,15	8,7	4,4	-0,26	-2,17	0
UNIÃO DA VITÓRIA	7,4	5,9	-0,12	10,1	4,4	-0,39	-1,74	0
SALTO OSÓRIO JUSANTE	8,4	7,0	0,09	10,7	4,4	-0,27	-2,41	0
SALTO CATARATAS	9,1	8,0	-0,14	11,1	4,6	-0,28	-2,73	0
JANGADA DO SUL - 396	5,4	4,0	-0,19	7,0	4,4	1,79	-1,30	0
SANTA CLARA	6,6	5,4	-0,36	8,3	4,5	1,31	-1,61	0
SALTO CLAUDELINO	6,2	4,8	0,05	7,5	4,6	1,21	-2,36	0
ÁGUAS DO VERÊ	7,3	5,9	-0,06	8,8	4,6	1,64	-1,49	0
PORTO SANTO ANTÔNIO	6,4	5,0	0,37	6,9	4,6	-0,94	-1,82	0
COXILHA RICA	5,7	4,3	0,25	6,2	4,4	1,72	-1,79	1
FAZENDA MINEIRA	6,1	5,0	-0,06	7,1	4,4	1,72	-1,44	1
INVERNADA VELHA	7,2	6,1	-0,14	7,9	4,4	1,30	-2,43	1
PASSO SOCORRO	7,7	6,4	-0,01	9,0	4,5	1,25	-2,03	1
PASSO MAROMBAS	6,4	5,2	-0,19	8,2	4,3	0,77	-1,28	1
RIO BONITO	5,4	3,8	0,05	7,6	4,4	1,15	-2,14	1
PONTE ALTA DO SUL	6,1	4,5	0,20	8,4	4,4	0,48	-2,86	1
PASSO CARU	7,6	6,6	-0,31	9,2	4,4	0,40	-2,71	1
RIO DAS ANTAS	5,5	4,0	-0,06	6,7	4,3	1,74	-1,50	1
TANGARA	6,5	5,1	-0,02	7,6	4,3	1,64	-1,73	1
RIO URUGUAI	7,3	6,0	-0,03	8,5	4,4	1,21	-2,28	1
PASSO DO GRANZOTTO	5,9	4,3	-0,01	7,4	4,6	0,87	-1,40	1
PASSO DO LIGEIRO	5,2	3,9	-0,08	6,1	4,6	2,23	-1,14	1
PASSO SANTA TEREZA	6,6	5,0	0,09	7,9	4,6	1,79	-0,89	1
PASSO COLOMBELLI	7,1	5,8	-0,17	8,2	4,5	1,47	-1,26	1
PONTE DO RIO TAPEJARA	6,0	4,6	0,30	7,0	4,6	1,91	-1,36	1
ABELARDO LUZ	6,3	5,0	-0,03	7,5	4,5	1,07	-2,77	1
PORTO FAE	7,2	5,6	0,03	8,7	4,5	1,18	-2,57	1
MARCELINO RAMOS	9,0	7,8	-0,14	10,6	4,5	0,47	-2,13	1
PASSO CAXAMBU	9,2	8,0	-0,09	10,9	4,5	0,30	-2,48	1
PASSO RIO DA VÁRZEA	7,7	6,5	0,02	8,6	4,6	0,28	-2,94	1
IRAÍ	9,2	7,9	0,03	11,0	4,5	0,23	-2,51	1
PASSO FAXINAL	6,0	4,7	-0,26	7,6	4,6	1,37	-1,36	1
SANTO ANGELO	6,9	5,6	-0,34	8,6	4,6	0,45	-2,19	1
PONTE MÍSTICA	7,3	5,9	0,14	9,2	4,6	0,09	-2,56	1
PASSO DO DIAS	6,3	5,1	-0,07	6,8	4,6	1,31	-0,73	1
PASSO SANTA MARIA	6,9	5,6	0,05	8,1	4,6	0,47	-1,91	1

Estação Fluviométrica	Variáveis dependentes			Variáveis explicativas				
				Área de Drenagem	Precipitação	Declividade	Fator de Forma	Dummy
	$\ln(\lambda_1)$	$\ln(\lambda_2)$	κ	$\ln(A)$	$\ln(P)$	$\ln(D)$	$\ln(Kf)$	X5
PASSO DO SARMENTO	7,0	5,7	-0,01	8,6	4,7	0,01	-2,65	1
CONCEIÇÃO	5,2	3,5	0,26	6,7	4,6	1,46	-1,54	1
ERNESTO ALVES	6,3	4,9	-0,12	6,8	4,7	-0,15	-1,46	1
JAGUARI	6,8	5,4	0,21	7,7	4,6	0,87	-2,34	1
VILA CLARA	6,6	5,1	0,25	7,9	4,6	1,22	-1,51	1
PONTE IBICUI DA ARMADA	6,6	5,1	0,26	8,7	4,7	-0,20	-1,52	1
ROSÁRIO DO SUL	7,8	6,7	-0,14	9,4	4,7	-0,39	-0,88	1
ALEGRETE	6,9	5,2	0,56	8,7	4,7	0,00	-1,56	1
MANOEL VIANA	8,2	6,9	0,03	10,3	4,7	0,21	-1,15	1
PASSO MARIANO PINTO	8,4	7,1	0,03	10,7	4,7	-0,03	-1,36	1
IBIRAMA	6,5	5,3	-0,22	8,1	4,4	1,35	-1,88	0
RIO DO SUL	6,6	5,1	0,05	8,5	4,3	1,80	-0,54	0
INDAIAL	7,6	6,2	-0,03	9,3	4,3	1,62	-0,93	0
PASSO DAS TUNAS	6,7	5,1	0,38	8,8	4,6	0,31	-1,94	0
DONA FRANCISCA	7,9	6,7	-0,06	9,5	4,6	0,74	-1,87	0
RIO PARDO	8,2	6,6	0,20	10,6	4,6	0,30	-1,82	0
MUÇUM	8,4	7,1	-0,01	9,7	4,5	1,16	-2,08	0
NOVA PALMIRA	6,3	4,8	0,33	7,6	4,4	2,09	-1,81	0
CAMPO BOM	5,9	4,3	0,20	8,0	4,4	1,08	-1,38	0
PASSO DO MENDONÇA	8,0	6,5	0,19	9,7	4,6	0,03	-1,88	0

TABELA E2- VARIÁVEIS E DEPENDENTES E EXPLICATIVAS (INVERNO)

Estação Fluviométrica	Variáveis dependentes			Variáveis explicativas				
				Área de Drenagem	Precipitação	Declividade	Fator de Forma	Dummy
	ln (λ_1)	ln (λ_2)	κ	ln (A)	ln (P)	ln (D)	ln (Kf)	X5
PORTO SANTA TEREZINHA	5,6	4,8	-0,03	8,1	4,4	0,89	-2,83	0
UVAIA	5,7	4,5	0,04	8,4	4,4	0,87	-0,58	0
ENGENHEIRO ROSALDO LEITÃO	6,1	5,0	-0,06	8,7	4,4	0,65	-0,85	0
TIBAGI	6,3	5,2	0,00	9,1	4,4	0,22	-1,52	0
JATAIZINHO ANA_CESP	7,4	6,4	-0,11	10,0	4,4	0,38	-2,24	0
RIO DOS PATOS	5,1	3,9	0,05	7,0	4,4	0,90	-1,33	0
TEREZA CRISTINA	6,7	5,5	0,16	8,2	4,4	1,04	-1,70	0
PORTO ESPANHOL	7,4	6,1	0,10	9,1	4,5	0,47	-2,14	0
UBÁ DO SUL	7,9	6,4	0,16	9,4	4,5	0,30	-2,24	0
PORTO PARAÍSO DO NORTE	8,1	6,6	0,27	10,3	4,5	0,08	-2,36	0
NOVO PORTO TAQUARA	8,0	6,0	0,64	10,4	4,5	-0,08	-2,52	0
PONTE DO GOIO - BANG	4,5	3,2	0,13	7,2	4,5	1,41	-2,09	0
BALSA DO GOIO - ERE	4,9	3,5	0,13	7,8	4,5	1,30	-1,24	0
BALSA DO CANTU	6,6	5,2	-0,04	7,8	4,6	1,38	-2,28	0
PORTO GUARANI	7,2	5,6	0,51	8,3	4,6	0,98	-2,87	0
PONTE DO PIQUIRI	7,9	6,4	0,14	9,3	4,6	0,72	-2,53	0
NOVO PORTO 2	8,1	6,8	0,30	9,4	4,6	0,71	-2,54	0
BALSA SANTA MARIA	8,0	6,4	0,16	10,0	4,6	0,49	-2,47	0
SÃO BENTO	4,7	3,7	-0,21	7,6	4,3	0,66	-1,76	0
RIO NEGRO	5,6	4,3	0,10	8,1	4,3	-0,22	-1,69	0
PORTO AMAZONAS	5,5	4,5	-0,21	8,2	4,4	0,10	-1,52	0
SÃO MATEUS DO SUL	5,8	4,8	-0,20	8,7	4,4	-0,26	-2,17	0
UNIÃO DA VITÓRIA	7,3	6,0	-0,07	10,1	4,4	-0,39	-1,74	0
SALTO OSÓRIO JUSANTE	8,3	7,1	0,15	10,7	4,4	-0,27	-2,41	0
SALTO CATARATAS	9,1	8,0	-0,14	11,1	4,6	-0,28	-2,73	0
JANGADA DO SUL - 396	5,4	4,1	-0,08	7,0	4,4	1,79	-1,30	0
SANTA CLARA	6,5	5,4	-0,30	8,3	4,5	1,31	-1,61	0
SALTO CLAUDELINO	6,1	4,9	0,13	7,5	4,6	1,21	-2,36	0
ÁGUAS DO VERÊ	7,2	6,0	0,03	8,8	4,6	1,64	-1,49	0
PORTO SANTO ANTÔNIO	6,3	5,0	0,40	6,9	4,6	-0,94	-1,82	0
COXILHA RICA	5,6	4,3	0,13	6,2	4,4	1,72	-1,79	1
FAZENDA MINEIRA	6,1	5,0	-0,13	7,1	4,4	1,72	-1,44	1
INVERNADA VELHA	7,1	6,1	-0,21	7,9	4,4	1,30	-2,43	1
PASSO SOCORRO	7,7	6,4	-0,06	9,0	4,5	1,25	-2,03	1
PASSO MAROMBAS	6,4	5,3	-0,17	8,2	4,3	0,77	-1,28	1
RIO BONITO	5,3	3,8	-0,04	7,6	4,4	1,15	-2,14	1
PONTE ALTA DO SUL	6,0	4,6	0,06	8,4	4,4	0,48	-2,86	1
PASSO CARU	7,5	6,7	-0,31	9,2	4,4	0,40	-2,71	1
RIO DAS ANTAS	5,4	4,2	0,00	6,7	4,3	1,74	-1,50	1
TANGARA	6,4	5,3	0,10	7,6	4,3	1,64	-1,73	1
RIO URUGUAI	7,3	6,1	0,01	8,5	4,4	1,21	-2,28	1
PASSO DO GRANZOTTO	5,9	4,4	0,06	7,4	4,6	0,87	-1,40	1
PASSO DO LIGEIRO	5,2	4,0	-0,09	6,1	4,6	2,23	-1,14	1
PASSO SANTA TEREZA	6,5	5,1	0,17	7,9	4,6	1,79	-0,89	1
PASSO COLOMBELLI	7,0	5,9	-0,15	8,2	4,5	1,47	-1,26	1
PONTE DO RIO TAPEJARA	5,9	4,7	0,31	7,0	4,6	1,91	-1,36	1
ABELARDO LUZ	6,2	5,1	-0,07	7,5	4,5	1,07	-2,77	1
PORTO FAE	7,1	5,7	0,18	8,7	4,5	1,18	-2,57	1
MARCELINO RAMOS	9,0	7,8	-0,15	10,6	4,5	0,47	-2,13	1
PASSO CAXAMBU	9,2	8,0	-0,08	10,9	4,5	0,30	-2,48	1
PASSO RIO DA VÁRZEA	7,7	6,6	-0,01	8,6	4,6	0,28	-2,94	1
IRAÍ	9,1	8,0	0,03	11,0	4,5	0,23	-2,51	1
PASSO FAXINAL	5,9	4,7	-0,22	7,6	4,6	1,37	-1,36	1
SANTO ANGELO	6,8	5,6	-0,30	8,6	4,6	0,45	-2,19	1
PONTE MÍSTICA	7,3	5,9	0,10	9,2	4,6	0,09	-2,56	1
PASSO DO DIAS	6,2	5,1	-0,07	6,8	4,6	1,31	-0,73	1
PASSO SANTA MARIA	6,8	5,7	-0,01	8,1	4,6	0,47	-1,91	1

Estação Fluviométrica	Variáveis dependentes			Variáveis explicativas				
				Área de Drenagem	Precipitação	Declividade	Fator de Forma	Dummy
	$\ln(\lambda_1)$	$\ln(\lambda_2)$	κ	$\ln(A)$	$\ln(P)$	$\ln(D)$	$\ln(Kf)$	X5
PASSO DO SARMENTO	6,9	5,7	0,00	8,6	4,7	0,01	-2,65	1
CONCEIÇÃO	5,1	3,6	0,19	6,7	4,6	1,46	-1,54	1
ERNESTO ALVES	6,2	4,9	-0,04	6,8	4,7	-0,15	-1,46	1
JAGUARI	6,7	5,4	0,19	7,7	4,6	0,87	-2,34	1
VILA CLARA	6,6	5,2	0,22	7,9	4,6	1,22	-1,51	1
PONTE IBICUI DA ARMADA	6,5	5,2	0,24	8,7	4,7	-0,20	-1,52	1
ROSÁRIO DO SUL	7,5	6,4	-0,03	9,4	4,7	-0,39	-0,88	1
ALEGRETE	6,8	5,2	0,47	8,7	4,7	0,00	-1,56	1
MANOEL VIANA	8,0	6,8	0,15	10,3	4,7	0,21	-1,15	1
PASSO MARIANO PINTO	8,3	7,0	0,15	10,7	4,7	-0,03	-1,36	1
IBIRAMA	6,4	5,3	-0,14	8,1	4,4	1,35	-1,88	0
RIO DO SUL	6,5	5,2	0,05	8,5	4,3	1,80	-0,54	0
INDAIAL	7,4	6,2	-0,07	9,3	4,3	1,62	-0,93	0
PASSO DAS TUNAS	6,6	5,2	0,43	8,8	4,6	0,31	-1,94	0
DONA FRANCISCA	7,8	6,7	-0,02	9,5	4,6	0,74	-1,87	0
RIO PARDO	8,2	6,7	0,20	10,6	4,6	0,30	-1,82	0
MUÇUM	8,4	7,1	-0,01	9,7	4,5	1,16	-2,08	0
NOVA PALMIRA	6,2	5,0	0,30	7,6	4,4	2,09	-1,81	0
CAMPO BOM	5,9	4,4	0,18	8,0	4,4	1,08	-1,38	0
PASSO DO MENDONÇA	7,9	6,5	0,09	9,7	4,6	0,03	-1,88	0

TABELA E3 - VARIÁVEIS E DEPENDENTES E EXPLICATIVAS (VERÃO)

Estação Fluviométrica	Variáveis dependentes			Variáveis explicativas				
				Área de Drenagem	Precipitação	Declividade	Fator de Forma	Dummy
	ln (λ_1)	ln (λ_2)	κ	ln (A)	ln (P)	ln (D)	ln (Kf)	X5
PORTO SANTA TEREZINHA	6,0	4,9	-0,03	8,1	4,4	0,89	-2,83	0
UVAIA	5,5	4,2	-0,11	8,4	4,4	0,87	-0,58	0
ENGENHEIRO ROSALDO LEITÃO	5,7	4,6	-0,11	8,7	4,4	0,65	-0,85	0
TIBAGI	6,2	5,1	-0,16	9,1	4,4	0,22	-1,52	0
JATAIZINHO ANA_CESP	7,4	6,4	-0,27	10,0	4,4	0,38	-2,24	0
RIO DOS PATOS	4,9	3,7	-0,08	7,0	4,4	0,90	-1,33	0
TEREZA CRISTINA	6,3	5,1	0,11	8,2	4,4	1,04	-1,70	0
PORTO ESPANHOL	6,9	5,7	-0,09	9,1	4,5	0,47	-2,14	0
UBÁ DO SUL	7,4	6,1	-0,10	9,4	4,5	0,30	-2,24	0
PORTO PARAÍSO DO NORTE	7,8	6,4	0,03	10,3	4,5	0,08	-2,36	0
NOVO PORTO TAQUARA	7,9	6,1	0,30	10,4	4,5	-0,08	-2,52	0
PONTE DO GOIO - BANG	4,4	2,8	0,33	7,2	4,5	1,41	-2,09	0
BALSA DO GOIO - ERE	4,9	3,2	0,07	7,8	4,5	1,30	-1,24	0
BALSA DO CANTU	6,4	5,1	0,02	7,8	4,6	1,38	-2,28	0
PORTO GUARANI	6,9	5,5	0,30	8,3	4,6	0,98	-2,87	0
PONTE DO PIQUIRI	7,6	6,3	0,11	9,3	4,6	0,72	-2,53	0
NOVO PORTO 2	7,8	6,4	0,26	9,4	4,6	0,71	-2,54	0
BALSA SANTA MARIA	7,8	6,3	0,17	10,0	4,6	0,49	-2,47	0
SÃO BENTO	4,6	3,1	-0,03	7,6	4,3	0,66	-1,76	0
RIO NEGRO	5,4	3,9	0,07	8,1	4,3	-0,22	-1,69	0
PORTO AMAZONAS	5,4	4,2	-0,24	8,2	4,4	0,10	-1,52	0
SÃO MATEUS DO SUL	5,8	4,5	-0,20	8,7	4,4	-0,26	-2,17	0
UNIÃO DA VITÓRIA	7,0	5,5	-0,08	10,1	4,4	-0,39	-1,74	0
SALTO OSÓRIO JUSANTE	7,9	6,4	0,11	10,7	4,4	-0,27	-2,41	0
SALTO CATARATAS	8,6	7,4	-0,06	11,1	4,6	-0,28	-2,73	0
JANGADA DO SUL - 396	4,9	3,5	-0,08	7,0	4,4	1,79	-1,30	0
SANTA CLARA	6,0	4,7	-0,18	8,3	4,5	1,31	-1,61	0
SALTO CLAUDELINO	5,6	4,5	-0,18	7,5	4,6	1,21	-2,36	0
ÁGUAS DO VERÊ	6,8	5,6	-0,08	8,8	4,6	1,64	-1,49	0
PORTO SANTO ANTÔNIO	6,0	5,1	-0,15	6,9	4,6	-0,94	-1,82	0
COXILHA RICA	5,1	4,2	-0,12	6,2	4,4	1,72	-1,79	1
FAZENDA MINEIRA	5,5	4,4	-0,05	7,1	4,4	1,72	-1,44	1
INVERNADA VELHA	6,6	5,5	-0,14	7,9	4,4	1,30	-2,43	1
PASSO SOCORRO	7,1	6,0	-0,02	9,0	4,5	1,25	-2,03	1
PASSO MAROMBAS	5,9	4,6	0,00	8,2	4,3	0,77	-1,28	1
RIO BONITO	5,1	3,4	0,06	7,6	4,4	1,15	-2,14	1
PONTE ALTA DO SUL	5,8	4,4	0,09	8,4	4,4	0,48	-2,86	1
PASSO CARU	6,9	5,8	-0,07	9,2	4,4	0,40	-2,71	1
RIO DAS ANTAS	4,9	3,7	-0,07	6,7	4,3	1,74	-1,50	1
TANGARA	5,9	4,7	0,02	7,6	4,3	1,64	-1,73	1
RIO URUGUAI	6,6	5,4	-0,01	8,5	4,4	1,21	-2,28	1
PASSO DO GRANZOTTO	5,4	3,9	0,11	7,4	4,6	0,87	-1,40	1
PASSO DO LIGEIRO	4,6	3,4	-0,06	6,1	4,6	2,23	-1,14	1
PASSO SANTA TEREZA	6,0	4,6	0,04	7,9	4,6	1,79	-0,89	1
PASSO COLOMBELLI	6,4	5,3	-0,03	8,2	4,5	1,47	-1,26	1
PONTE DO RIO TAPEJARA	5,3	4,2	-0,10	7,0	4,6	1,91	-1,36	1
ABELARDO LUZ	5,5	4,5	-0,22	7,5	4,5	1,07	-2,77	1
PORTO FAE	6,7	5,6	-0,18	8,7	4,5	1,18	-2,57	1
MARCELINO RAMOS	8,3	7,2	-0,10	10,6	4,5	0,47	-2,13	1
PASSO CAXAMBU	8,5	7,3	0,07	10,9	4,5	0,30	-2,48	1
PASSO RIO DA VÁRZEA	6,9	6,0	-0,07	8,6	4,6	0,28	-2,94	1
IRAÍ	8,8	7,6	-0,06	11,0	4,5	0,23	-2,51	1
PASSO FAXINAL	5,5	4,4	-0,08	7,6	4,6	1,37	-1,36	1
SANTO ANGELO	6,4	5,3	-0,02	8,6	4,6	0,45	-2,19	1
PONTE MÍSTICA	6,9	5,7	0,16	9,2	4,6	0,09	-2,56	1
PASSO DO DIAS	5,7	4,8	-0,06	6,8	4,6	1,31	-0,73	1
PASSO SANTA MARIA	6,4	5,2	-0,10	8,1	4,6	0,47	-1,91	1

Estação Fluviométrica	Variáveis dependentes			Variáveis explicativas				
				Área de Drenagem	Precipitação	Declividade	Fator de Forma	Dummy
	$\ln(\lambda_1)$	$\ln(\lambda_2)$	κ	$\ln(A)$	$\ln(P)$	$\ln(D)$	$\ln(Kf)$	X5
PASSO DO SARMENTO	6,4	5,4	-0,04	8,6	4,7	0,01	-2,65	1
CONCEIÇÃO	4,8	3,7	0,20	6,7	4,6	1,46	-1,54	1
ERNESTO ALVES	5,8	4,8	-0,03	6,8	4,7	-0,15	-1,46	1
JAGUARI	6,3	5,3	0,11	7,7	4,6	0,87	-2,34	1
VILA CLARA	6,2	5,2	0,20	7,9	4,6	1,22	-1,51	1
PONTE IBICUI DA ARMADA	6,2	5,3	-0,02	8,7	4,7	-0,20	-1,52	1
ROSÁRIO DO SUL	7,4	6,8	-0,34	9,4	4,7	-0,39	-0,88	1
ALEGRETE	6,5	5,4	0,11	8,7	4,7	0,00	-1,56	1
MANOEL VIANA	7,8	6,9	-0,18	10,3	4,7	0,21	-1,15	1
PASSO MARIANO PINTO	8,1	7,1	-0,17	10,7	4,7	-0,03	-1,36	1
IBIRAMA	6,0	5,0	-0,22	8,1	4,4	1,35	-1,88	0
RIO DO SUL	6,2	4,8	0,02	8,5	4,3	1,80	-0,54	0
INDAIAL	7,1	5,9	0,01	9,3	4,3	1,62	-0,93	0
PASSO DAS TUNAS	6,0	5,2	-0,13	8,8	4,6	0,31	-1,94	0
DONA FRANCISCA	7,2	6,4	-0,25	9,5	4,6	0,74	-1,87	0
RIO PARDO	7,6	6,5	0,01	10,6	4,6	0,30	-1,82	0
MUÇUM	7,7	6,8	-0,18	9,7	4,5	1,16	-2,08	0
NOVA PALMIRA	5,7	4,8	-0,03	7,6	4,4	2,09	-1,81	0
CAMPO BOM	5,4	4,1	0,09	8,0	4,4	1,08	-1,38	0
PASSO DO MENDONÇA	7,4	6,5	-0,12	9,7	4,6	0,03	-1,88	0

TABELA E4 - RESULTADO DAS REGRESSÕES - ANUAL

RESUMO DOS RESULTADOS - ln (λ 1)

<i>Estatística de regressão</i>	
R múltiplo	0,924
R-Quadrado	0,853
R-quadrado ajustado	0,843
Erro padrão	0,428
Observações	77

ANOVA

	<i>gl</i>	<i>SQ</i>	<i>MQ</i>	<i>F</i>	<i>F de significação</i>
Regressão	5	75,43010	15,086020	82,5121772	3,51158E-28
Resíduo	71	12,98120	0,182834		
Total	76	88,41130			

	<i>Coefficientes</i>	<i>Erro padrão</i>	<i>Stat t</i>	<i>valor-P</i>	<i>95% inferiores</i>	<i>95% superiores</i>	<i>Inferior 95.0%</i>	<i>Superior 95.0%</i>
Interseção	-8,231274	2,202393	-3,737423	0,000373	-12,622721	-3,839827	-12,622721	-3,839827
Variável X 1 - [ln (A)]	0,846227	0,051388	16,467535	0,000000	0,743763	0,948690	0,743763	0,948690
Variável X 2 - [ln (D)]	0,247768	0,088155	2,810599	0,006386	0,071992	0,423543	0,071992	0,423543
Variável X 3 - [ln (Kf)]	-0,225752	0,088347	-2,555288	0,012754	-0,401910	-0,049593	-0,401910	-0,049593
Variável X 4 - [ln (P)]	1,585998	0,476533	3,328203	0,001388	0,635819	2,536178	0,635819	2,536178
Variável X 5 - [X5]	0,279139	0,104634	2,667780	0,009452	0,070506	0,487773	0,070506	0,487773

RESULTADOS DE RESÍDUOS

<i>Observação</i>	<i>Y previsto</i>	<i>Resíduos</i>	<i>Resíduos padrão</i>	<i>Observação</i>	<i>Y previsto</i>	<i>Resíduos</i>	<i>Resíduos padrão</i>
1	6,564129	-0,432228	-1,045834	40	6,149791	0,356510	0,862624
2	6,133165	-0,288237	-0,697427	41	7,078012	0,231894	0,561099
3	6,354148	-0,167224	-0,404621	42	6,088151	-0,183501	-0,444004
4	6,774868	-0,222228	-0,537710	43	5,325304	-0,106702	-0,258181
5	7,873061	-0,172354	-0,417034	44	6,646544	-0,052037	-0,125910
6	5,236069	0,057431	0,138963	45	6,838154	0,246222	0,595766
7	6,359746	0,448548	1,085322	46	5,961128	0,033397	0,080808
8	7,099700	0,403185	0,975558	47	6,475076	-0,173679	-0,420238
9	7,428257	0,500269	1,210468	48	7,418669	-0,246911	-0,597433
10	8,101078	0,068988	0,166924	49	8,704295	0,292228	0,707084
11	8,259361	-0,179433	-0,434162	50	9,018852	0,192989	0,466962
12	5,877843	-1,218296	-2,947829	51	7,366465	0,354965	0,858884
13	6,154164	-1,072778	-2,595729	52	9,148751	0,096069	0,232451
14	6,490376	0,228707	0,553386	53	6,431938	-0,434701	-1,051816
15	7,011240	0,221799	0,536671	54	7,215179	-0,329722	-0,797805
16	7,687968	0,274110	0,663246	55	7,695952	-0,346416	-0,838200
17	7,746925	0,484945	1,173388	56	5,662246	0,613009	1,483256
18	8,108130	-0,072704	-0,175916	57	6,780162	0,160111	0,387410
19	5,635988	-0,758117	-1,834364	58	7,283956	-0,318908	-0,771640
20	5,818233	-0,073921	-0,178862	59	5,708494	-0,529063	-1,280137
21	5,990764	-0,224547	-0,543322	60	5,524399	0,768650	1,859851
22	6,474067	-0,406514	-0,983614	61	6,704801	0,079113	0,191425
23	7,558199	-0,170568	-0,412712	62	6,737446	-0,099085	-0,239749
24	8,372563	0,040132	0,097104	63	7,084845	-0,485301	-1,174249
25	8,979571	0,168032	0,406575	64	7,484657	0,281809	0,681873
26	5,441803	-0,011873	-0,028728	65	7,163726	-0,274776	-0,664857
27	6,660771	-0,069073	-0,167130	66	8,488981	-0,323653	-0,783121
28	6,175592	0,018541	0,044863	67	8,777054	-0,379941	-0,919318
29	7,330005	-0,006819	-0,016500	68	6,316742	0,219553	0,531237
30	5,165032	1,252646	3,030942	69	6,429469	0,178240	0,431276
31	5,164955	0,535138	1,294838	70	7,136708	0,421544	1,019981
32	5,726761	0,401948	0,972566	71	7,114950	-0,464037	-1,122799
33	6,591997	0,648038	1,568013	72	7,726328	0,166261	0,402289
34	7,527456	0,203122	0,491479	73	8,466428	-0,226024	-0,546895
35	6,357382	0,089542	0,216659	74	7,861318	0,585114	1,415760
36	6,231607	-0,822288	-1,989636	75	6,143481	0,172986	0,418562
37	6,925890	-0,791080	-1,914123	76	6,031968	-0,097022	-0,234756
38	7,483692	0,128664	0,311320	77	7,590284	0,422970	1,023431
39	5,323848	0,184346	0,446050				

TABELA E5 - RESULTADO DAS REGRESSÕES - ANUAL

RESUMO DOS RESULTADOS - ln (λ 2)

<i>Estatística de regressão</i>	
R múltiplo	0,892
R-Quadrado	0,796
R-quadrado ajustado	0,781
Erro padrão	0,521
Observações	77

ANOVA

	<i>gl</i>	<i>SQ</i>	<i>MQ</i>	<i>F</i>	<i>F de significação</i>
Regressão	5	74,97340	14,994680	55,24819065	4,04634E-23
Resíduo	71	19,26981	0,271406		
Total	76	94,24321			

	<i>Coefficientes</i>	<i>Erro padrão</i>	<i>Stat t</i>	<i>valor-P</i>	<i>95% inferiores</i>	<i>95% superiores</i>	<i>Inferior 95.0%</i>	<i>Superior 95.0%</i>
Interseção	-7,421112	2,683342	-2,765623	0,007236	-12,771544	-2,070679	-12,771544	-2,070679
Variável X 1 - [ln (A)]	0,853741	0,062609	13,635998	0,000000	0,728902	0,978581	0,728902	0,978581
Variável X 2 - [ln (D)]	0,212542	0,107406	1,978872	0,051710	-0,001619	0,426703	-0,001619	0,426703
Variável X 3 - [ln (Kf)]	-0,180210	0,107640	-1,674199	0,098492	-0,394838	0,034417	-0,394838	0,034417
Variável X 4 - [ln (P)]	1,086689	0,580596	1,871677	0,065371	-0,070987	2,244364	-0,070987	2,244364
Variável X 5 - [X5]	0,424294	0,127483	3,328240	0,001388	0,170100	0,678488	0,170100	0,678488

RESULTADOS DE RESÍDUOS

<i>Observação</i>	<i>Y previsto</i>	<i>Resíduos</i>	<i>Resíduos padrão</i>	<i>Observação</i>	<i>Y previsto</i>	<i>Resíduos</i>	<i>Resíduos padrão</i>
1	5,057389	-0,157353	-0,312495	40	4,863300	0,248326	0,493163
2	4,774193	-0,229624	-0,456021	41	5,750730	0,241050	0,478713
3	4,992449	-0,008247	-0,016378	42	4,720472	-0,466732	-0,926905
4	5,401267	-0,172637	-0,342849	43	3,904483	0,026176	0,051984
5	6,424628	0,128978	0,256144	44	5,279169	-0,320135	-0,635772
6	3,793898	0,063080	0,125273	45	5,477296	0,342193	0,679578
7	4,905107	0,481488	0,956210	46	4,565920	0,005594	0,011109
8	5,639784	0,474800	0,942928	47	5,065423	-0,023596	-0,046861
9	5,966893	0,437392	0,868639	48	6,028354	-0,381110	-0,756864
10	6,642327	-0,168029	-0,333698	49	7,401687	0,411005	0,816236
11	6,800510	-0,998714	-1,983395	50	7,685490	0,294695	0,585249
12	4,334211	-1,358782	-2,698471	51	5,938167	0,593728	1,179114
13	4,657415	-1,428907	-2,837736	52	7,817765	0,033368	0,066267
14	4,927788	0,204614	0,406352	53	5,034658	-0,328039	-0,651469
15	5,424633	-0,023752	-0,047170	54	5,825336	-0,177991	-0,353482
16	6,138278	0,182514	0,362463	55	6,300926	-0,450430	-0,894530
17	6,197758	0,395156	0,784760	56	4,280204	0,836333	1,660914
18	6,584212	-0,364790	-0,724455	57	5,383603	0,262743	0,521794
19	4,237421	-0,617406	-1,226137	58	5,858804	-0,179387	-0,356254
20	4,464666	-0,276989	-0,550086	59	4,297894	-0,782903	-1,554805
21	4,614421	-0,082864	-0,164564	60	4,141210	0,730920	1,451570
22	5,084841	-0,224656	-0,446155	61	5,262362	0,100719	0,200022
23	6,190535	-0,257563	-0,511508	62	5,331415	-0,221540	-0,439967
24	6,945133	0,009232	0,018335	63	5,719683	-0,655338	-1,301468
25	7,474509	0,481851	0,956931	64	6,160562	0,540168	1,072745
26	3,963932	0,065486	0,130053	65	5,780246	-0,623000	-1,237245
27	5,145409	0,221385	0,439659	66	7,124137	-0,235686	-0,468061
28	4,612754	0,184726	0,366856	67	7,418309	-0,336039	-0,667357
29	5,762106	0,107536	0,213561	68	4,872923	0,413908	0,822000
30	3,662987	1,351074	2,683163	69	5,053443	0,025396	0,050434
31	3,806675	0,486391	0,965947	70	5,754787	0,436041	0,865954
32	4,421072	0,597277	1,186162	71	5,573310	-0,430524	-0,854998
33	5,262467	0,830279	1,648892	72	6,207543	0,491868	0,976824
34	6,189979	0,237641	0,471943	73	6,973137	-0,335118	-0,665527
35	5,120277	0,100449	0,199486	74	6,356438	0,702589	1,395306
36	4,905489	-1,097692	-2,179959	75	4,648276	0,189024	0,375393
37	5,603068	-1,066084	-2,117189	76	4,613350	-0,291896	-0,579691
38	6,188863	0,430090	0,854137	77	6,112508	0,379714	0,754092
39	4,043843	-0,003442	-0,006835				

TABELA E6 - RESULTADO DAS REGRESSÕES - INVERNO

RESUMO DOS RESULTADOS - ln (λ_1)

Estatística de regressão	
R múltiplo	0,917
R-Quadrado	0,841
R-quadrado ajustado	0,830
Erro padrão	0,451
Observações	77

ANOVA

	gl	SQ	MQ	F	F de significação
Regressão	5	76,26487	15,252973	75,1175442	5,79137E-27
Resíduo	71	14,41689	0,203055		
Total	76	90,68175			

	Coefficientes	Erro padrão	Stat t	valor-P	95% inferiores	95% superiores	Inferior 95.0%	Superior 95.0%
Interseção	-8,866079	2,320989	-3,819957	0,000283	-13,493999	-4,238158	-13,493999	-4,238158
Variável X 1 - [ln (A)]	0,856959	0,054155	15,824281	0,000000	0,748978	0,964941	0,748978	0,964941
Variável X 2 - [ln (D)]	0,277454	0,092902	2,986531	0,003870	0,092213	0,462695	0,092213	0,462695
Variável X 3 - [ln (Kf)]	-0,226999	0,093104	-2,438122	0,017269	-0,412644	-0,041355	-0,412644	-0,041355
Variável X 4 - [ln (P)]	1,674335	0,502193	3,334043	0,001363	0,672989	2,675680	0,672989	2,675680
Variável X 5 - [X5]	0,313635	0,110268	2,844300	0,005811	0,093767	0,533503	0,093767	0,533503

RESULTADOS DE RESÍDUOS

Observação	Y previsto	Resíduos	Resíduos padrão	Observação	Y previsto	Resíduos	Resíduos padrão
1	6,438990	-0,809762	-1,859209	40	6,064541	0,357757	0,821408
2	5,999955	-0,263268	-0,604461	41	6,997417	0,262760	0,603297
3	6,217481	-0,152261	-0,349590	42	5,998758	-0,137229	-0,315078
4	6,630875	-0,320079	-0,734900	43	5,263858	-0,102398	-0,235106
5	7,752158	-0,367181	-0,843047	44	6,588762	-0,044719	-0,102675
6	5,096198	0,052386	0,120278	45	6,772342	0,260951	0,599142
7	6,237160	0,501881	1,152316	46	5,896420	0,035363	0,081193
8	6,972317	0,477508	1,096356	47	6,390034	-0,169979	-0,390271
9	7,301006	0,563772	1,294418	48	7,348113	-0,282902	-0,649543
10	7,977200	0,074101	0,170135	49	8,628285	0,321846	0,738957
11	8,133055	-0,149763	-0,343856	50	8,944628	0,215198	0,494094
12	5,765287	-1,245546	-2,859769	51	7,278063	0,376585	0,864638
13	6,043432	-1,154477	-2,650673	52	9,074230	0,068685	0,157700
14	6,386653	0,167525	0,384636	53	6,362340	-0,444484	-1,020533
15	6,904596	0,250230	0,574527	54	7,129076	-0,316845	-0,727474
16	7,582824	0,283131	0,650068	55	7,606655	-0,344470	-0,790901
17	7,642377	0,493305	1,132625	56	5,583653	0,595863	1,368099
18	8,000860	-0,041246	-0,094700	57	6,691684	0,112113	0,257412
19	5,487247	-0,774169	-1,777489	58	7,190392	-0,295844	-0,679257
20	5,647617	-0,021446	-0,049240	59	5,631260	-0,553034	-1,269764
21	5,833783	-0,285875	-0,656368	60	5,406861	0,836064	1,919600
22	6,312635	-0,473093	-1,086220	61	6,626437	0,087976	0,201993
23	7,409499	-0,136201	-0,312717	62	6,668913	-0,097711	-0,224344
24	8,240279	0,105693	0,242670	63	6,985058	-0,498349	-1,144206
25	8,863407	0,211003	0,484462	64	7,385925	0,081690	0,187561
26	5,328947	0,042661	0,097951	65	7,071298	-0,306580	-0,703906
27	6,556886	-0,017536	-0,040263	66	8,420343	-0,376018	-0,863335
28	6,063272	0,058006	0,133182	67	8,704598	-0,412019	-0,945994
29	7,250439	-0,012884	-0,029582	68	6,197213	0,192823	0,442721
30	4,988532	1,305762	2,998025	69	6,323064	0,175883	0,403826
31	5,076873	0,551271	1,265716	70	7,033870	0,397630	0,912956
32	5,642101	0,415945	0,955007	71	6,996652	-0,400390	-0,919293
33	6,505768	0,628372	1,442739	72	7,623326	0,215430	0,494627
34	7,457235	0,216740	0,497634	73	8,361229	-0,158443	-0,363785
35	6,253157	0,148501	0,340958	74	7,765747	0,632334	1,451837
36	6,139014	-0,798670	-1,833742	75	6,045060	0,157480	0,361573
37	6,822256	-0,775213	-1,779887	76	5,903343	-0,040660	-0,093354
38	7,383577	0,164968	0,378766	77	7,464596	0,465736	1,069328
39	5,230215	0,217814	0,500101				

TABELA E7 - RESULTADO DAS REGRESSÕES - INVERNO

RESUMO DOS RESULTADOS - ln (λ_2)

Estatística de regressão	
R múltiplo	0,882
R-Quadrado	0,778
R-quadrado ajustado	0,766
Erro padrão	0,529
Observações	77

ANOVA

	gl	SQ	MQ	F	F de significação
Regressão	4	70,75316	17,688290	63,24882709	7,92792E-23
Resíduo	72	20,13566	0,279662	0	0
Total	76	90,88882	0	0	0

	Coeficientes	Erro padrão	Stat t	valor-P	95% inferiores	95% superiores	Inferior 95.0%	Superior 95.0%
Interseção	-9,468759	2,644795	-3,580148	0,000620	-14,741063	-4,196456	-14,741063	-4,196456
Variável X 1 - [ln (A)]	0,814328	0,062672	12,993588	0,000000	0,689395	0,939262	0,689395	0,939262
Variável X 2 - [ln (D)]	0,269845	0,108756	2,481201	0,015430	0,053044	0,486646	0,053044	0,486646
Variável X 3 - [ln (Kf)]	-0,229325	0,109168	-2,100658	0,039173	-0,446948	-0,011702	-0,446948	-0,011702
Variável X 4 - [ln (P)]	1,643159	0,562681	2,920234	0,004667	0,521476	2,764843	0,521476	2,764843

RESULTADOS DE RESÍDUOS

Observação	Y previsto	Resíduos	Resíduos padrão	Observação	Y previsto	Resíduos	Resíduos padrão
1	5,350426	-0,570868	-1,109072	40	4,680504	0,584447	1,135453
2	4,898034	-0,356177	-0,691974	41	5,575750	0,494674	0,961044
3	5,107074	-0,125641	-0,244094	42	4,621433	-0,268646	-0,521920
4	5,506356	-0,345878	-0,671965	43	3,928752	0,051126	0,099327
5	6,587167	-0,193726	-0,376368	44	5,180241	-0,076643	-0,148900
6	4,053599	-0,139500	-0,271017	45	5,356743	0,531466	1,032522
7	5,143613	0,326247	0,633826	46	4,529010	0,152524	0,296320
8	5,845928	0,289006	0,561475	47	5,010376	0,085839	0,166767
9	6,159212	0,282907	0,549626	48	5,918190	-0,182869	-0,355274
10	6,802625	-0,222717	-0,432689	49	7,121365	0,727310	1,413003
11	6,951872	-0,906642	-1,761407	50	7,428071	0,617276	1,199232
12	4,708140	-1,517664	-2,948488	51	5,856516	0,735348	1,428621
13	4,960242	-1,478955	-2,873286	52	7,551198	0,406703	0,790135
14	5,302703	-0,135145	-0,262557	53	4,971121	-0,296858	-0,576731
15	5,801984	-0,195520	-0,379852	54	5,704695	-0,066484	-0,129164
16	6,439765	-0,050828	-0,098748	55	6,161868	-0,233953	-0,454519
17	6,496380	0,285644	0,554944	56	4,223243	0,924870	1,796821
18	6,833697	-0,474224	-0,921314	57	5,286934	0,402459	0,781890
19	4,424319	-0,726343	-1,411126	58	5,769641	-0,065835	-0,127903
20	4,569533	-0,228527	-0,443978	59	4,278911	-0,640710	-1,244760
21	4,748227	-0,248944	-0,483643	60	4,058161	0,877496	1,704783
22	5,209803	-0,387673	-0,753164	61	5,234258	0,173155	0,336402
23	6,246864	-0,242906	-0,471914	62	5,264517	-0,083606	-0,162429
24	7,049234	0,047752	0,092773	63	5,557775	-0,363468	-0,706138
25	7,652617	0,366213	0,711472	64	5,928816	0,465191	0,903763
26	4,280381	-0,137612	-0,267349	65	5,642505	-0,426774	-0,829128
27	5,453710	-0,098891	-0,192124	66	6,920620	-0,105270	-0,204516
28	4,995444	-0,142528	-0,276901	67	7,191709	-0,191587	-0,372211
29	6,118423	-0,157103	-0,305217	68	5,106891	0,147726	0,286998
30	3,957229	1,088683	2,115073	69	5,208952	0,005418	0,010527
31	3,749043	0,552844	1,074055	70	5,888698	0,322550	0,626645
32	4,278294	0,763270	1,482867	71	5,875208	-0,715211	-1,389498
33	5,109891	1,002887	1,948389	72	6,469397	0,194317	0,377516
34	6,012060	0,430314	0,836007	73	7,167162	-0,478650	-0,929913
35	4,848840	0,417839	0,811769	74	6,606235	0,454752	0,883483
36	4,757817	-0,918051	-1,783571	75	4,968517	0,002168	0,004213
37	5,412098	-0,818232	-1,589646	76	4,819725	-0,371571	-0,721881
38	5,941628	0,729172	1,416621	77	6,312634	0,178743	0,347259
39	3,884535	0,270091	0,524727				

TABELA E8 - RESULTADO DAS REGRESSÕES - VERÃO

RESUMO DOS RESULTADOS - ln (λ 1)

<i>Estatística de regressão</i>	
R múltiplo	0,941
R-Quadrado	0,886
R-quadrado ajustado	0,878
Erro padrão	0,370
Observações	77

ANOVA

	<i>gl</i>	<i>SQ</i>	<i>MQ</i>	<i>F</i>	<i>F de significação</i>
Regressão	5	75,32960	15,065921	110,0345773	5,10603E-32
Resíduo	71	9,72131	0,136920	0	0
Total	76	85,05091	0	0	0

	<i>Coefficientes</i>	<i>Erro padrão</i>	<i>Stat t</i>	<i>valor-P</i>	<i>95% inferiores</i>	<i>95% superiores</i>	<i>Inferior 95.0%</i>	<i>Superior 95.0%</i>
Interseção	-8,238373	1,905898	-4,322567	0,000049	-12,038626	-4,438119	-12,038626	-4,438119
Variável X 1 - [ln (A)]	0,821889	0,044470	18,482052	0,000000	0,733219	0,910559	0,733219	0,910559
Variável X 2 - [ln (D)]	0,155145	0,076287	2,033704	0,045720	0,003033	0,307257	0,003033	0,307257
Variável X 3 - [ln (Kf)]	-0,200892	0,076453	-2,627647	0,010528	-0,353336	-0,048449	-0,353336	-0,048449
Variável X 4 - [ln (P)]	1,562375	0,412380	3,788677	0,000314	0,740112	2,384638	0,740112	2,384638
Variável X 5 - [X5]	0,167499	0,090547	1,849847	0,068497	-0,013048	0,348045	-0,013048	0,348045

RESULTADOS DE RESÍDUOS

<i>Observação</i>	<i>Y previsto</i>	<i>Resíduos</i>	<i>Resíduos padrão</i>	<i>Observação</i>	<i>Y previsto</i>	<i>Resíduos</i>	<i>Resíduos padrão</i>
1	6,10164	-0,12607	-0,35249	40	5,54867	0,35370	0,98897
2	5,72370	-0,25037	-0,70004	41	6,47854	0,07640	0,21363
3	5,95210	-0,24441	-0,68339	42	5,56636	-0,19714	-0,55122
4	6,38566	-0,13759	-0,38470	43	4,71417	-0,13476	-0,37681
5	7,42659	-0,02138	-0,05979	44	6,03930	0,00936	0,02617
6	4,83731	0,10467	0,29265	45	6,24515	0,10795	0,30183
7	5,91031	0,34328	0,95984	46	5,35420	-0,09122	-0,25506
8	6,66993	0,27255	0,76206	47	5,89886	-0,36551	-1,02197
9	7,00235	0,36948	1,03307	48	6,80927	-0,14556	-0,40700
10	7,67243	0,17694	0,49472	49	8,12477	0,13929	0,38947
11	7,83677	0,04787	0,13384	50	8,44000	0,03360	0,09395
12	5,40566	-1,03175	-2,88482	51	6,83049	0,10240	0,28632
13	5,69934	-0,83079	-2,32292	52	8,57171	0,19268	0,53873
14	6,00025	0,38214	1,06849	53	5,85877	-0,37314	-1,04331
15	6,53043	0,37015	1,03494	54	6,68282	-0,32946	-0,92119
16	7,21595	0,40782	1,14028	55	7,17344	-0,23753	-0,66415
17	7,27360	0,53112	1,48504	56	5,12840	0,53669	1,50060
18	7,64444	0,12161	0,34002	57	6,26405	0,13051	0,36490
19	5,23634	-0,67245	-1,88019	58	6,77975	-0,37507	-1,04870
20	5,48982	-0,06939	-0,19402	59	5,14453	-0,38904	-1,08778
21	5,63387	-0,20758	-0,58042	60	5,10644	0,73688	2,06034
22	6,12218	-0,36146	-1,01067	61	6,14972	0,11119	0,31090
23	7,19449	-0,16217	-0,45343	62	6,16594	-0,00947	-0,02647
24	7,96481	-0,04553	-0,12731	63	6,62502	-0,44463	-1,24320
25	8,55157	0,06977	0,19508	64	7,04134	0,34628	0,96822
26	4,96224	-0,08547	-0,23896	65	6,68469	-0,18625	-0,52077
27	6,18406	-0,14936	-0,41763	66	7,96133	-0,14677	-0,41037
28	5,70748	-0,10809	-0,30222	67	8,25779	-0,19470	-0,54440
29	6,81034	-0,00822	-0,02298	68	5,83769	0,13275	0,37117
30	4,92108	1,10163	3,08022	69	5,93191	0,26912	0,75246
31	4,58681	0,49089	1,37256	70	6,62685	0,47695	1,33357
32	5,13781	0,34763	0,97199	71	6,70675	-0,67743	-1,89412
33	5,99528	0,60350	1,68740	72	7,26344	-0,03772	-0,10547
34	6,91732	0,21249	0,59413	73	8,02079	-0,37966	-1,06154
35	5,83370	0,03020	0,08444	74	7,35341	0,33075	0,92479
36	5,66381	-0,52248	-1,46088	75	5,60800	0,05518	0,15429
37	6,38207	-0,53514	-1,49627	76	5,59375	-0,16366	-0,45760
38	6,93283	-0,06208	-0,17358	77	7,19116	0,20679	0,57819
39	4,74186	0,17832	0,49858				

TABELA E9 - RESULTADO DAS REGRESSÕES - VERÃO

RESUMO DOS RESULTADOS - ln (λ)

Estatística de regressão	
R múltiplo	0,903
R-Quadrado	0,816
R-quadrado ajustado	0,806
Erro padrão	0,490
Observações	77

ANOVA

	gl	SQ	MQ	F	F de significação
Regressão	4	76,69407	19,173519	79,99158698	9,76572E-26
Resíduo	72	17,25798	0,239694		
Total	76	93,95206			

	Coefficientes	Erro padrão	Stat t	valor-P	95% inferiores	95% superiores	Inferior 95.0%	Superior 95.0%
Interseção	-13,477220	2,448523	-5,504225	0,000001	-18,358261	-8,596179	-18,358261	-8,596179
Variável X 1 - [ln (A)]	0,806636	0,058021	13,902575	0,000000	0,690974	0,922298	0,690974	0,922298
Variável X 2 - [ln (D)]	0,159211	0,100685	1,581278	0,118198	-0,041501	0,359923	-0,041501	0,359923
Variável X 3 - [ln (Kf)]	-0,159676	0,101067	-1,579908	0,118511	-0,361149	0,041797	-0,361149	0,041797
Variável X 4 - [ln (P)]	2,526402	0,520924	4,849849	0,000007	1,487959	3,564844	1,487959	3,564844

RESULTADOS DE RESÍDUOS

Observação	Y previsto	Resíduos	Resíduos padrão	Observação	Y previsto	Resíduos	Resíduos padrão
1	4,908550	0,001392	0,002921	40	4,136611	0,521451	1,094271
2	4,536503	-0,328257	-0,688852	41	5,101104	0,298897	0,627240
3	4,748969	-0,171361	-0,359604	42	4,403227	-0,464810	-0,975410
4	5,146254	-0,065740	-0,137957	43	3,601392	-0,204608	-0,429373
5	6,227435	0,147546	0,309627	44	4,882749	-0,235800	-0,494830
6	3,712045	-0,048755	-0,102312	45	5,047584	0,216272	0,453850
7	4,752402	0,367827	0,771889	46	4,183037	-0,010408	-0,021841
8	5,500775	0,214622	0,450388	47	4,627010	-0,162984	-0,342023
9	5,833355	0,256148	0,537531	48	5,517927	0,052369	0,109896
10	6,496426	-0,084711	-0,177768	49	6,764603	0,418756	0,878765
11	6,650789	-0,555953	-1,166675	50	7,104583	0,240471	0,504633
12	4,346097	-1,582922	-3,321783	51	5,622347	0,366218	0,768514
13	4,665180	-1,512098	-3,173158	52	7,232206	0,382538	0,802762
14	4,953720	0,195415	0,410080	53	4,725301	-0,292382	-0,613569
15	5,479821	0,037978	0,079698	54	5,486849	-0,200932	-0,421659
16	6,153276	0,145606	0,305556	55	5,962073	-0,221894	-0,465647
17	6,209656	0,205971	0,432233	56	4,051361	0,703399	1,476093
18	6,553935	-0,298504	-0,626416	57	5,116222	0,121974	0,255964
19	3,986528	-0,841962	-1,766868	58	5,619975	-0,251635	-0,528060
20	4,218853	-0,270093	-0,566794	59	4,008278	-0,350766	-0,736087
21	4,407574	-0,231964	-0,486780	60	4,030570	0,741724	1,556518
22	4,860171	-0,336026	-0,705155	61	5,009853	0,243833	0,511686
23	5,952677	-0,405097	-0,850102	62	5,040016	0,137527	0,288602
24	6,744773	-0,340330	-0,714188	63	5,509219	-0,236033	-0,495318
25	7,439682	0,003991	0,008375	64	5,940456	0,837135	1,756740
26	3,853937	-0,382301	-0,802264	65	5,586214	-0,159100	-0,333874
27	5,138015	-0,429371	-0,901041	66	6,865383	0,002555	0,005361
28	4,662245	-0,196169	-0,411663	67	7,137225	-0,038253	-0,080274
29	5,859879	-0,268629	-0,563721	68	4,615297	0,364666	0,765257
30	3,965494	1,087438	2,282004	69	4,723011	0,041065	0,086175
31	3,302234	0,876193	1,838703	70	5,388913	0,544333	1,142290
32	3,795636	0,578415	1,213813	71	5,731980	-0,520573	-1,092429
33	4,597307	0,901713	1,892256	72	6,224790	0,126180	0,264791
34	5,588544	0,393930	0,826668	73	6,966980	-0,439280	-0,921836
35	4,440213	0,174012	0,365166	74	6,234772	0,609542	1,279132
36	4,306296	-0,877481	-1,841406	75	4,446825	0,379087	0,795518
37	4,967305	-0,609111	-1,278228	76	4,405500	-0,342732	-0,719228
38	5,488185	0,288102	0,604585	77	6,117820	0,351182	0,736960
39	3,340769	0,391554	0,821681				