CHEIAS: ANÁLISE DE FREQUÊNCIAS E REGIONALIZAÇÃO DE QUANTIS

MÁRIO CICARELI PINHEIRO

TESE SUBMETIDA AO CORPO DOCENTE DA COORDENAÇÃO DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO DE ENGENHARIA DA UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO COMO PARTE DOS REQUISITOS NECESSÁRIOS PARA A OBTENÇÃO DO GRAU DE MESTRE EM CIÊNCIA (M. Sc.)

Aprovada por:

Presidente

RIO DE JANEIRO - RJ - BRASIL

NOVEMBRO DE 1982

PINHEIRO, MÁRIO CICARELI

Cheias: Análise de Freqüências e Regionalização de Quantis. Rio de Janeiro, UFRJ, COPPE, 1982.

VI, 228 f.

Tese: Mestre em Ciências (Engenharia Civil)

1. Cheias 2. Análise de Freqüências 3. Regionalização 4. Teses

I - Universidade Federal do Rio de Janeiro - COPPE

II - Título

À Nadine

AGRADECIMENTOS

Ao Prof. Pedro Guerrero, pela escolha do tema deste trabalho e pelo apoio durante o seu desenvolvimento.

Ao CEPEL, nas pessoas do Prof. Jerson Kelman e do Engenheiro Jorge Machado Damásio, pelas inúmeras críticas e sugestões ao conteúdo teórico da Tese.

Ao DNAEE, nas pessoas da Engenheira Maura Menin Teixeira de Souza e dos Engenheiros Wagner Carvalho e Waldemar Santos Guimarães pelo fornecimento dos dados para a aplicação da metodologia proposta.

À CEMIG, nas pessoas do Engenheiro Flávio Antônio Neiva, Chefe da Divisão de Estudos Energéticos de Operação do Sistema, por conceder as facilidades ao desenvolvimento computacional da Tese, e do Analista Álvaro Eustáquio de Oliveira, por otimizar a execução dos programas e armazenamento dos dados em computador.

Aos meus irmãos, Márcio e Marden, pela elaboração das figuras e tabelas contidas no texto e compilação dos dados de vazões.

Finalmente, um destaque especial a meus pais, José e Lívia, pelo apoio que sempre deram ao desenvolvimento de meus estudos.

RESUMO

Com o objetivo principal de verificar qual o modelo mais adequado para ser usado em prognósticos de vazões futuras de cheias, foram estudadas várias distribuições de probabilidades usualmente empregadas em análise de freqüências de cheias, combinadas com diferentes métodos de estimação de parâmetros.

Para avaliar o ajuste das distribuições, foram empregados os testes do Qui-Quadrado, de Kolmogorov-Smirnov, e alguns testes baseados em amostras particionadas.

Empregou-se também um modelo de múltipla regressão e a distribuição Wakeby Regional para regionalizar os quantis correspondentes a alguns períodos de recorrência, visando estabelecer uma curva de freqüências de cheias em locais onde não existem medições de descargas e melhorar as estimativas pontuais para as amostras de uma região.

O estudo foi aplicado para vários postos fluviométricos das regiões Sudeste e Sul do Brasil, tendo sido analisadas as seguintes variáveis de valores máximos anuais: pico diário, média diária e os volumes correspondentes às durações de 3-dias, 7-dias e 15-dias.

ABSTRACT

The main purpose within this work is to selecting a method that best estimate future flood flow frequencies. By the way, many probability distributions, usually applied in flood frequency analysis, combined with differents parameters estimation methods have been considered.

In order to evaluate the goodness of fit of the functions to the data, the Chi-Square, Kolmogorov-Smirnov and some split-record testing have been used.

A multiple-regression model and the Wakeby distribution have been also used to regionalize the quantiles for some return periods, to establish a flood frequency curve at sites where no streamflow observations have been taken and to improve the individual site estimates.

The variables used were the annual maximum of daily peak, daily mean discharge, and the 3-day, 7-day, and 15-day volumes.The methodology was applied to some streamflow stations in the Southeastern and Southern regions of Brazil.

ÍNDICE

CAPÍTULO I - INTRODUÇÃO ..... 1.

1.1 - Aspectos Gerais ..... 1.
1.2 - A Análise de Freqüências de Cheias ..... 3.
1.3 - Definição do Estudo e Objetivos ..... 7.

CAPÍTULO II - MÉTODOS DE ANÁLISE DE FREQÜÊNCIAS DE CHEIAS 11.

2.1 - Análise Pontual de Freqüências de Cheias .. 11.
2.2 - Análise Regional de Freqüências de Cheias . 47.
2.3 - Análise de Freqüências de Cheias no Brasil. 53.

CAPÍTULO III - METODOLOGIA PROPOSTA ..... 55.

3.1 - Algumas Características das Amostras de Vazões de Cheias ..... 55.
3.2 - Seleção de uma Distribuição de Probabilidades ..... 60.
3.3 - As Distribuições de Probabilidades ..... 60.
3.4 - Estimação dos Parâmetros das Distribuições. 67.
3.5 - Critérios de Avaliação dos Modelos ..... 76.
3.6 - Regionalização ..... 93.

CAPÍTULO IV - APLICAÇÕES DA METODOLOGIA ..... 100.

4.1 - Informações Gerais ..... 100.
4.2 - Seleção e Análise Preliminar dos Dados .... 100.
4.3 - As Distribuições de Probabilidades ..... 116.
4.4 - Os Resultados dos Critérios de Avaliação .. 122.

4.5 - Regionalização ..... 130.

CAPÍTULO V - CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES ..... 206.

BIBLIOGRAFIA ..... 212.

ANEXOS ..... 224.

CAPÍTULO I - INTRODUÇÃO

1.1 - ASPECTOS GERAIS

Desde tempos remotos, as civilizações que ocupam as margens dos rios vêem lutando contra as águas que transbordam de seus leitos naturais, provocando inundações nas planícies adjacentes. Estes fenômenos excepcionais de transbordamento, que têm caráter recorrente, em geral são designados como cheias, enchentes ou inundações. As cheias ocorrem ao longo dos cursos d'água ou talvegues de uma bacia hidrográfica, sendo as suas magnitudes e formas dependentes das características geomorfológicas e climatológicas da bacia. O principal evento causador das cheias são as chuvas, ou então o degelo combinado com chuvas, fenômeno este inexistente no Brasil.

Em todo o mundo, os prejuízos causados pelas cheias são incalculáveis. Os danos atingem a agricultura e a pecuária; as águas invadem as cidades, destruindo casas, pontes e outros bens materiais, causando às vezes, até perdas de vidas humanas. A força das águas pode acelerar os processos de erosão e carreamento de material sólido nos cursos d'água, afetando a navegação ou assoreando os reservatórios.

Com o objetivo de mitigar os prejuízos causados pelas cheias, tem-se procurado fazer o seu controle através da definição de possíveis medidas estruturais e não-estruturais. Porém, em geral, as medidas requerem o estabelecimento de uma cheia de projeto, que pode ou não ter ocorrido no período de registro de dados. Por essa razão, os hidrólogos têm realizado diversos estudos sobre a previsão e o prognóstico

de descargas de cheias. A previsão está ligada diretamente ao acompanhamento do fenômeno em tempo real, onde modelos apropriados de simulação ou propagação de ondas de cheias podem fornecer estimativas de níveis d'água que serão atingidos a jusante, com alguma antecedência. Assim sendo, a previsão pode estar relacionada com esquemas de evacuamento de pessoas, rebanhos e proteção de bens materiais localizados nas margens dos rios, assim como também com a operação de um reservatório ou uma cascata de reservatórios.

Por outro lado, o prognóstico de cheias, partindo-se do estabelecimento de uma cheia de projeto, relaciona-se com a definição das medidas para o controle das inundações, como por exemplo a alocação de volumes de espera em reservatórios, ou o dimensionamento de obras hidráulicas, tais como redes de drenagem urbana, vãos de pontes, diques e vertedouros de barragens.

A definição da cheia de projeto pode ser feita empregando-se fórmulas empíricas, métodos hidrometeorológicos ou métodos probabilísticos de análise de freqüências. Na categoria das fórmulas empíricas, a mais conhecida é a do método racional (Kuichling, 1889), sendo muito empregada em projetos de drenagem urbana e no dimensionamento de bueiros. A fórmula racional relaciona a vazão de cheia com um coeficiente de escoamento superficial, a intensidade de precipitação para uma dada probabilidade e a área de drenagem da bacia hidrográfica. Comentando sobre a fórmula racional, Linsley, Kohler & Paulhus (1958) observaram que o seu emprego deveria ser feito com extremo cuidado, visto que a mesma não considera adequadamente todos os fenômenos envolvidos no processo de escoamento. Em

um estudo que apresenta os métodos para avaliação da ocorrência de cheias, Benson (1962 a) enumera várias outras fórmulas empíricas.

Os métodos hidrometeorológicos empregam o conceito da Precipitação Máxima Provável - PMP - (Hershfield, 1961), a qual pode ser transformada através de modelos conceituais chuva-vazão em Vazão Máxima Provável - VMP - (Tung & Teixeira, 1979). Criticando as desvantagens do emprego da PMP, Wallis (1980) mencionou a subjetividade da sua determinação, além do curto período de observações dos registros meteorológicos sobre os quais se baseia o citado método.

O método de análise de freqüências de cheias (Chow, 1954; Moran, 1957; Santos Jr., 1967) - o qual será objeto de estudo neste trabalho - consiste em associar a magnitude das vazões de cheias com probabilidades ou períodos de recorrência, fornecendo índices que podem ser empregados em estudos econômicos de custo-benefício e também permitindo a adoção de níveis de risco nos projetos e na operação de obras hidráulicas.

1.2 - A ANÁLISE DE FREQUÊNCIAS DE CHEIAS

Na análise de freqüências de cheias, considera se que as vazões de cheias têm um comportamento estritamente aleatório, concentrando-se os estudos para definir uma distribuição de probabilidades que melhor modele a ocorrência dessas vazões. Utiliza-se como dado básico registros históricos de descargas, de onde são retiradas as amostras das máximas ocorrências anuais de vazões. Quando o histórico de descargas é relativamente longo, a análise de freqüências das vazões de

cheias pode ser feita por meio de interpolações na curva de distribuição das freqüências amostrais, a qual associa probabilidades acumuladas a cada ponto da amostra ordenada, de acordo com posições de plotagem em papéis de probabilidade. No entanto, muitas vezes se requer a determinação de vazões com períodos de recorrência superior ao tamanho da amostra, havendo necessidade de se fazer extrapolações na curva de freqüências amostrais, fato este que depende muito da subjetividade individual. Para contornar o problema, as vazões de cheias podem ser consideradas como amostras de uma variável aleatória contínua geradas por uma distribuição de probabilidades cujos parâmetros são estimados a partir da amostra disponível. Assim, as extrapolações podem ser feitas sem subjetividade e com maior rigor matemático.

Devido ao aspecto apresentado pelos histogramas de vazões de cheias, tem-se considerado que as amostras vêm de um universo cuja função de distribuição de probabilidades é assimétrica positiva. Dentro deste ponto de vista, diversas distribuições assimétricas foram incorporadas ao estudo de freqüências de cheias, sem que no entanto se tenha chegado a um consenso sobre a distribuição verdadeira (Kite, 1977).

A aplicação de diferentes distribuições de probabilidades para uma mesma amostra pode conduzir a resultados bem distintos, principalmente em se tratando de estimar vazões de cheias com altos períodos de recorrência. Por essa razão, visando obter uma padronização metodológica nos Estados Unidos, o Comitê de Hidrologia do U.S. Water Resources Council (1967) recomendou o uso da distribuição Log Pearson Tipo III. Também com o mesmo objetivo, o Natural Environment Research

Council (1975) recomendou o emprego de uma família de distribuições de Valores Extremos, de acordo com os estudos feitos na Inglaterra.

No Brasil, o problema referente ao amortecimento de ondas de cheias em reservatórios, através da alocação de um espaço vazio denominado volume de espera, vem sendo estudado considerando que os volumes de cheias são distribuídos segundo a distribuição Log Pearson Tipo III (Barreto, Ming , Correia & Dantas, 1979). Porém, não foi feito ainda nenhum estudo englobando amostras de vazões de cheias de diversas bacias hidrográficas brasileiras em conjunto. Apenas estudos isolados ou projetos específicos para pequenas regiões têm sido realizados, sem se chegar a resultados conclusivos a respeito da distribuição mais adequada (Pettená & Taukumo, 1976).

Deve-se salientar que nesse tipo de tratamento em que uma distribuição de probabilidades é usada para modelar a freqüência das vazões de cheias, as seguintes hipóteses básicas são assumidas (Matalas & Wallis, 1973): (1) os dados observados são independentemente distribuídos no tempo, (2) a distribuição de probabilidades escolhida é a verdadeira distribuição do universo, (3) as estimativas dos valores dos parâmetros da distribuição são confiáveis, e (4) o conjunto de dados não apresenta erros amostrais. Entre as dificuldades encontradas em análise de freqüências de cheias, pode-se mencionar a da pouca disponibilidade de dados, inconveniente este que também afeta os outros métodos de prognósticos de cheias. Mesmo quando existe uma amostra para ser analisada, ainda persistem dois problemas: (1) quanto ao curto período de observação, raramente superior a 50 anos, e (2) quanto à qualidade '

dos dados, isto é, confiabilidades do observador e da seção de medição de descargas.

Além disso, com raras excessões, a maioria das bacias hidrográficas brasileiras possui uma densidade de postos hidrométricos muito baixa. E ainda existem problemas tais como qualidade de seções medidoras de descargas, freqüência de observações e baixo grau de instrução dos encarregados dos postos. Apesar desses problemas, é tarefa do hidrólogo extrair o máximo de informação dos registros disponíveis para lhe possibilitar a definição da cheia de projeto. Assim sendo, o presente estudo tenta justamente contribuir nessa tarefa.

Existem no Brasil cerca de uma centena de entidades que operam postos hidrométricos. Com o objetivo de centralizar as informações coletadas, o Departamento Nacional de Águas e Energia Elétrica (DNAEE) criou um banco de dados onde o usuário tem fácil acesso às observações provenientes de todos os pontos do país (Departamento Nacional de Águas e Energia Elétrica, 1976). Eliminou-se desta maneira um outro problema, representado pela diversidade de órgãos e entidades que armazenavam dados hidrométricos segundo seus próprios critérios.

A análise de freqüências de cheias é feita normalmente para locais onde há observações sistemáticas de vazões de tal forma que possa ser extraída uma amostra de eventos extremos. Outras vezes, há necessidade de se fazer prognóstico de cheias em seções de rios nas quais não existem informações de histórico de dados, devido à ausência de postos fluviométricos. Ou então, deseja-se aumentar a confiabilidade

do estudo evitando-se os problemas inerentes aos erros amostrais que podem estar contidos em uma só amostra. Nestes casos tem-se usado métodos de regionalização, com a combinação de informações de postos situados em uma região hidrologicamente homogênea, que pode ser definida como uma região que apresenta as mesmas características geográficas, geomorfológicas e de cobertura vegetal, e que deva produzir respostas semelhantes para um mesmo padrão de precipitações. Com os objetivos de transferir informações hidrológicas e de aumentar a confiabilidade de amostras isoladas, este estudo também tenta contribuir no contexto da regionalização.

1.3 - DEFINIÇÃO DO ESTUDO E OBJETIVOS

Diversas metodologias têm sido propostas para a análise de freqüências de cheias. Desde o primitivo método gráfico, bastante simples, até os dias atuais, muitas distribuições de probabilidades assimétricas vêm sendo recomendadas para ajustar vazões de cheias. Como conseqüência, os resultados obtidos também são os mais variados possíveis, sendo que até o momento nenhuma distribuição foi aceita como a perfeitamente adequada.

Procurando evitar a grande divergência que há entre resultados obtidos por métodos diferentes, tem-se buscado uma uniformização metodológica recomendando-se uma distribuição padronizada. A recomendação parte sempre de estudos que foram feitos para um determinado local ou região e a sua transferência não deve ser feita antes que sejam comparadas as condições hidrológicas do caso de aplicação com aquelas reinantes naqueles locais de estudo. Como exemplo, Beard (1974)

mostrou a adequabilidade da recomendação do uso da distribuição Log Pearson Tipo III para ajustar amostras de vazões de cheias nos Estados Unidos, após analisar dados de todo o país.

Nos estudos de análise de freqüências de cheias feitos no Brasil, em geral são adotadas as distribuições de probabilidades recomendadas em pesquisas feitas no exterior, em países onde há maior abundância de postos fluviométricos com longos períodos de observações. Considerando este fator,o estudo aqui apresentado teve como objetivo principal investigar diferentes distribuições empregadas em análise de freqüências de eventos extremos máximos, combinadas com os métodos mais usuais de estimação de parâmetros,e verificar aquela distribuição de probabilidades que, em média, melhor se ajusta às amostras de vazões de cheias em algumas regiões brasileiras. Para atingir tal objetivo, serão aplicados testes de verificação de ajuste específicos para o caso. Através do emprego de testes de aderência convencionais, será pesquisada também a distribuição do universo das vazões de cheias.

Utilizando-se os quantis estimados pelas distribuições que apresentarem os melhores ajustes, será feito um estudo de regionalização, relacionando-os com a respectiva área de drenagem do posto fluviométrico correspondente.Pode-se assim estabelecer a curva de freqüências para a seção de um rio na qual não existe registro de dados, bastando-se conhecer apenas a área da bacia hidrográfica contribuinte.

Como alternativa de regionalização, será empregada também a distribuição Wakeby Regional, recentemente introduzida por Landwehr, Matalas & Wallis (1981) em estudos de regionalização, generalizando-a para locais onde não existem

medições de descargas.

Como a maioria dos estudos sobre análise de freqüências de cheias considera como variável apenas o pico máximo instantâneo ocorrido no ano hidrológico, procurou-se aplicar a metodologia também para volumes de cheias. Foram empregados 5 (cinco) tipos de variáveis, a saber: pico máximo diário anual, máxima anual de vazão média diária, e os volumes correspondentes às máximas médias móveis anuais de 3-dias,7-dias e 15-dias.

No Capítulo II deste trabalho é feita uma apresentação dos métodos de análise de freqüências de cheias, mostrando a sua evolução nos últimos anos e os esforços que foram feitos como o objetivo de estabelecer uma metodologia padrão. É apresentada também a necessidade de se desenvolverem estudos relativos ao comportamento das vazões máximas nos rios brasileiros.

No Capítulo III é proposta uma metodologia que possa dar subsídios à escolha de uma distribuição de probabilidades que em média seja mais adequada para ajustar as amostras de vazões de cheias estudadas. Apresenta-se um novo critério de verificação de ajuste, que foi denominado teste das Verossimilhanças. Apresenta-se também um critério de regionalização e transferência de informações hidrológicas, enfatizando, para esse propósito, o emprego da distribuição Wakeby Regional.

No Capítulo IV a metodologia proposta é aplicada para 311 amostras de vazões de cheias obtidas de registros fluviométricos das regiões Sul e Sudeste do Brasil.Procura-se empregar o maior número possível de amostras para melhor ava-

liar o desempenho dos modelos,visto que resultados obtidos para poucas amostras são mais suscetíveis às variações e erros' amostrais.

Finalmente, o Capítulo V apresenta as conclusões e recomendações do estudo, dando ênfase à extensão da metodologia para outras regiões brasileiras.

CAPÍTULO II - MÉTODOS DE ANÁLISE DE FREQUÊNCIAS DE CHEIAS

2.1 - ANÁLISE PONTUAL DE FREQUÊNCIAS DE CHEIAS

A análise pontual de freqüências de cheias consiste em estabelecer uma relação entre magnitude de vazões de cheias e as respectivas probabilidades de ocorrências, aplicando-se apenas para locais onde existem medições de descargas. Tal exigência prende-se ao fato de a análise pontual requerer inicialmente uma amostra de dados observados.

O método mais empregado na análise pontual de freqüências de cheias é o da análise estatística, o qual será comentado a seguir.

2.1.1 - O método da análise estatística

A premissa básica desse método é que as vazões de cheias constituem amostras extraídas de uma função de probabilidades que define o universo dessas vazões.Como essa função é desconhecida, têm sido empregados vários modelos probabilísticos na tentativa de melhor estimá-la.

A seleção das amostras para processar os estudos de análise de freqüências de cheias pode ser feita de duas formas: (1) selecionando o evento máximo ocorrido no ano hidrológico, quer seja ele pico ou volume; ou (2) analisando todos os eventos máximos situados acima de um valor de referência, constituindo as chamadas séries de duração parcial. A favor dessa segunda alternativa, pode-se dizer que maior quantidade de informação é obtida dos históricos de vazões, enquanto que as séries anuais consideram apenas um valor, acarretando em amostras de pequeno tamanho. Langbein (1949) apresentou

uma relação entre os períodos de recorrência de vazões estimadas através de séries de duração parcial e de séries anuais e observou que,embora o maior número de pontos amostrais listados nas séries de duração parcial sejam comumente considerados como uma vantagem,estes pontos concentram-se mais em torno dos baixos valores,e que os pontos com valores mais elevados apresentam períodos de recorrência quase idênticos para os dois tipos de séries. Partindo da geração de séries de vazões diárias, Yevjevich & Taesombut (1979) concluiram que,sob determinadas condições particulares, tais como um número médio suficientemente elevado de picos parciais por ano, altos períodos de recorrência e amostras de pequenos tamanhos,as séries de duração parcial podem conter mais informações sobre as vazões de cheias que as séries anuais. Entretanto, devido à complexidade das séries sintéticas de vazões diárias, pode ser difícil precisar em que condições as séries de duração parcial poderão conter mais informações sobre as vazões de cheias do que as séries anuais. Uma objeção contra o uso das séries de duração parcial é que as vazões de cheias listadas não constituem eventos independentes e que picos de cheias consecutivos podem ser na realidade apenas uma cheia,visto que os prejuízos são causados pelo pico mais elevado e os outros picos a ele associados teriam apenas efeito secundário sobre os danos (Langbein, 1949). A favor das séries anuais,pode-se também argumentar que elas não dependem de um nível de referência tal como as séries de duração parcial. Em todas as discussões subseqüentes neste trabalho, serão consideradas apenas as séries anuais.

As séries anuais de vazões de cheias em geral

são pesquisadas para o ano hidrológico, que se inicia no final do período de estiagem. Já a escolha do tipo de variável vai depender do caso a ser estudado. Quando se deseja avaliar os prejuízos causados pela descarga instantânea máxima anual, Beard (1962) mostrou que devem ser consideradas as amostras de pico máximo anual. Por outro lado, quando se deseja estabelecer regras de operação ou dimensionar reservatórios para controle de cheias, devem ser empregadas amostras de volumes máximos, expressos como médias móveis para uma dada duração. Comumente, picos e volumes de cheias recebem o mesmo tratamento estatístico, e existem programas, tais como o Regional Frequency Computation desenvolvido pelo U.S. Corps of Engineers (1970), que processam a análise de freqüências de cheias sem fazer distinção para o tipo de variável. Em um estudo de análise de freqüências de cheias efetuado para algumas bacias do Sudoeste dos Estados Unidos, Renard, Drissel & Osborn (1970) mostraram que as vazões de pico e os volumes de cheias para um mesmo ano são altamente correlacionados e que ambas as variáveis poderiam ser analisadas pela mesma distribuição de probabilidades.

As amostras de pico instantâneo de cheias somente podem ser retiradas de registros contínuos de descargas,em postos fluviométricos equipados com linígrafo. No entanto, em uma grande maioria de postos, as descargas são medidas discretamente por meio de apenas duas leituras diárias de níveis d' água, evidentemente perdendo muita informação a respeito dos picos de vazões. Para resolver o problema, Langbein (1944) estabeleceu uma relação entre o pico instantâneo de vazão e a máxima descarga média diária, em termos do quociente entre a vazão média do dia antecedente e a vazão do dia de máxima o-

corrência e do quociente entre a vazão média diária do dia conseqüente e a vazão do dia de máxima ocorrência. Um gráfico de plotagem desses quocientes pode ser encontrado em Linsley et alii (1958) ou em Gray (1970).

A análise de freqüências de cheias pode ser feita gráfica e/ou analiticamente. Dalrymple (1960) e Beard (1962) descrevem minuciosamente todos os passos que devem ser seguidos quando se aplica o método gráfico. O conceito básico deste método consiste em plotar a freqüência estimada de cada evento da amostra versus a sua magnitude, usando um papel de probabilidades adequado. Em primeiro lugar, os pontos amostrais são ordenados de acordo com a magnitude sendo-lhes associadas freqüências de acordo com a posição de plotagem. As posições de plotagem devem satisfazer algumas premissas, as quais foram enumeradas por Gumbel (1958) como:

a) A posição de plotagem deve ser tal que todos os pontos da amostra possam ser plotados.

b) As posições de plotagem devem situar-se entre as freqüências amostrais de ordem (m-1)/n e m/n e deve ser independente da fórmula funcional da distribuição considerada (m é o número de ordem de um particular evento de uma amostra contendo n eventos. Para o maior dos n eventos, m = 1).

c) O período de recorrência de um evento maior ou igual ao evento máximo da amostra deve ser aproximadamente n, o número de observações.

d) As observações devem estar igualmente espaçadas na escala de freqüências, ou seja, a diferença entre as posições de plotagem do (m + 1) - ésimo e do m-ésimo

eventos deve ser função apenas de n e ser independente de m.

e) A posição de plotagem deve ter um significado intuitivo e deve ser analiticamente simples.

Existem várias fórmulas para calcular as posições de plotagem, sendo algumas delas apresentadas por Langbein (1960) e Chow (1964). A fórmula mais empregada é aquela que considera a posição de plotagem como sendo a freqüência média do m-ésimo evento em uma amostra de n elementos (Gumbel, 1958), sendo dada por:

$$p = \frac{m}{n + 1} \qquad (2.1)$$

Observa-se que a Equação (2.1) satisfaz as cinco condições de Gumbel e que a posição de plotagem do maior evento da amostra tem como valor 1/n+1. De certa forma, a Equação (2.1) representa a probabilidade de o evento de ordem m ser excedido, e a sua inversa representa o período de recorrência, T, do evento de ordem m. Portanto:

$$T = \frac{n + 1}{m} \qquad (2.2)$$

Uma vez associada uma posição de plotagem a cada evento de uma amostra, a etapa seguinte do método gráfico consiste em plotar os eventos em um papel de probabilidades. Uma regra prática para a construção de papéis de probabilidades pode ser encontrada em Benjamin & Cornell (1970). As escalas vertical e horizontal de um papel de probabilidades são graduadas de uma forma tal que a curva de freqüências seja plotada segundo uma linha reta; no eixo das ordenadas são marcadas as magnitudes dos eventos, e no eixo das abscissas as

respectivas posições de plotagem, ou períodos de recorrência. Após os eventos estarem plotados no papel de probabilidades, procura-se ajustar uma linha reta passando por entre os pontos.

Comentando sobre o método gráfico, Kite (1977) ressalta algumas de suas vantagens, tais como simplicidade e representação visual, além de que o método elimina a necessidade de se fazer hipóteses sobre a função que gerou os dados. No entanto, o método é altamente subjetivo, podendo-se prever que haja tantos resultados diferentes quanto for o número de pessoas envolvidas na análise.

O método analítico elimina as desvantagens do método gráfico, visto que ele se baseia no ajuste matemático de uma distribuição de probabilidades à amostra disponível. Como não se conhece a distribuição de probabilidades do universo das vazões de cheias, uma grande variedade de distribuições assimétricas têm sido empregadas. As distribuições de probabilidades são caracterizadas pelos seus parâmetros, os quais são estimados a partir da amostra. Segundo Henriques (1979), o método analítico de análise de freqüências de cheias comporta duas incertezas básicas: (1) uma referente à escolha da distribuição de probabilidades, e (2) outra referente à confiabilidade da amostra disponível, de onde são estimados os parâmetros da distribuição. Esses dois aspectos serão considerados nas seções seguintes.

Devido aos objetivos deste estudo, cuja aplicação será feita para um grande número de amostras, será empregado apenas o método analítico. A manipulação de uma grande quantidade de dados dificulta a análise gráfica de cada amos-

tra individual, favorecendo assim o emprego de um método mais automatizado e sem caráter de subjetividade.

2.1.2 - A escolha da distribuição de probabilidades

Do ponto de vista estatístico, Yevjevich (1972) classifica as distribuições de probabilidades como teóricas, semi-teóricas e empíricas. A distribuição será teórica se for derivada dos axiomas da teoria de probabilidades. Caso haja indicações de que uma variável aleatória seja distribuída segundo um modelo teórico, mas que os seus parâmetros tenham que ser estimados a partir de uma amostra, a distribuição no caso será semi-teórica. Se uma distribuição de probabilidades for simplesmente ajustada a uma curva de freqüências empírica, sem nenhuma outra justificativa para a sua escolha, ela será classificada como empírica.

A classe de distribuições semi-teóricas mais empregada em análise de freqüências de cheias é aquela baseada na teoria de valores extremos, que foi desenvolvida primeiramente por Fréchet (1927) e por Fisher & Tippett (1928). O seu desenvolvimento encontra-se nos principais compêndios de estatística, podendo sua aplicação em análise de freqüências ser encontrada em Gumbel (1958) ou no relatório do Natural Environment Research Council (1975).

Para explicar de maneira simplificada os fundamentos da teoria dos valores extremos, considera-se a variável X como sendo o máximo entre n variáveis aleatórias $Y_1, Y_2, \ldots, Y_n$, cada uma com função de distribuição acumulada (fd) $F_Y(y)$. Assim, a fd de X será:

$$F_X(x) = P(X \leq x) = P(\text{todos os n } Y_i \leq x)$$

Se os Y_i são independentes e identicamente distribuídos, tem-se:

$$\begin{aligned} F_X(x) &= P(Y_1 \leq x)\ \ P(Y_2 \leq x) \ldots\ldots P(Y_n \leq x) \\ &= F_{Y_1}(x)\ \ F_{Y_2}(x) \ldots\ldots F_{Y_n}(x) \\ &= F_Y(x)\ \ F_Y(x) \ldots\ldots F_Y(x) \end{aligned}$$

Portanto, a fd de X finalmente será:

$$F_X(x) = \left[F_Y(x)\right]^n \qquad (2.3)$$

Quando n cresce infinitamente, $F_X(x)$ aproxima-se assintoticamente de três casos específicos conhecidos como distribuições de Valores Extremos dos Tipos I, II e III, tendo sido estudadas por Gumbel (1958). A distribuição limite depende do comportamento da cauda direita da distribuição dos Y_i. A distribuição de Valores Extremos do Tipo I, também conhecida como distribuição Gumbel, assume que Y_i segue uma distribuição do tipo exponencial, isto é:

$$F_Y(y) = 1 - e^{-\lambda y} \qquad (2.4)$$

Assim a fd de X, dada pela Equação (2.3), pode ser escrita da seguinte forma:

$$F_X(x) = \left[1 - e^{-\lambda y}\right]^n \qquad (2.5)$$

A forma assintótica de $F_X(x)$, para n infinitamente grande, transforma-se finalmente na fd da distribuição Gumbel, que é dada por:

$$F_X(x) = \exp\left[-e^{-\alpha(x - u)}\right] \qquad (2.6)$$

onde u e α são respectivamente parâmetros de locação e de dispersão. Benjamin & Cornell (1970) apresentam em um apêndice uma derivação simplificada da fd da distribuição Gumbel a partir da equação geral (2.5). Um desenvolvimento mais rigoroso da teoria dos valores extremos pode ser encontrado em Gumbel (1958).

Os três tipos de distribuições de valores extremos podem estar englobados em uma única distribuição, chamada distribuição de Valores Extremos Generalizada (Natural Environment Research Council, 1975). A sua fd é dada pela expressão:

$$F_X(x) = e^{-\left[1 - \frac{k}{\alpha}(x - u)\right]^{1/k}} \qquad (2.7)$$

sendo cada tipo determinado pelo valor que o parâmetro k possa assumir, implicando em três situações, a saber:

a) Para $k < 0$, tem-se a distribuição de Valores Extremos Tipo II, ou distribuição de Frêchet, e o parâmetro de locação u passa a ser o limite inferior da distribuição, tornando-a apropriada para a análise de freqüências de cheias.

b) Para $k > 0$, tem-se a distribuição de Valores Extremos Tipo III, e o parâmetro de locação u passa a ser o limite superior da distribuição.

c) No limite entre os dois casos (a) e (b), quando o valor de k tende para zero, tem-se a distribuição de Valores Extremos Tipo I, ou distribuição Gumbel, com fd dada pela Equação (2.6).

A aplicação da teoria dos valores extremos em a-

nálise de freqüências de cheias vem sofrendo inúmeras críticas. De acordo com Moran (1957),a forma assintótica da distribuição Gumbel é atingida muito lentamente, e quando aplicada ao evento extremo de uma amostra pertencente a um universo distribuído normalmente, é necessário que o tamanho da amostra seja no mínimo de 10^{12}. Quando se aplica a distribuição Gumbel na análise de freqüências de eventos extremos anuais, deve-se lembrar que as vazões diárias anuais não representam uma amostra de 365 valores independentes, visto que elas possuem uma alta correlação serial.

Devido ao fato de não haver uma perfeita concordância entre o modelo teórico e as aplicações práticas da teoria dos valores extremos em análise de freqüências de cheias, têm sido empregados modelos empíricos para tal finalidade.Desde que grande parte da teoria de probabilidade e estatística foi desenvolvida baseando-se na distribuição Normal, torna-se vantajoso normalizar a distribuição assimétrica característica das vazões de cheias, através de uma transformação adequada (Sangal & Biswas,1970).A transformação mais empregada é a logarítmica, dando origem às distribuições Log Normal com 2 ou 3 parâmetros. Diz-se que a variável aleatória X segue uma distribuição Log Normal 2 Parâmetros se a variável $Y = \ell nX$ for normalmente distribuída. Da mesma forma, a variável aleatória X segue uma distribuição Log Normal 3 Parâmetros se a variável $Y = \ell n (X - a)$ tiver uma distribuição Normal. Embora a distribuição Log Normal seja considerada um modelo empírico, Chow (1954) forneceu algumas justificativas teóricas para o seu emprego em hidrologia. Como a distribuição Log Normal descreve o comportamento probabilístico do produto de variáveis

aleatórias, pode-se considerar que a ocorrência de cheias, assim como outros fenômenos hidrológicos, é o resultado final da multiplicação de vários fatores causativos.

Uma outra classe de distribuições empíricas empregadas em análise de freqüências de cheias deriva da distribuição Gama, cuja função densidade de probabilidade (fdp) é dada por:

$$f_X(x) = \frac{1}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-x}, \quad x \geq 0 \qquad (2.8)$$

onde α é um parâmetro de forma e $\Gamma(\cdot)$ é a função gama. Se a variável aleatória X da Equação (2.8) for substituída por X/β, sendo β um parâmetro de escala, tem-se a distribuição Gama 2 Parâmetros. Uma outra transformação da variável que pode ser efetuada na Equação (2.8) é a substituição de X por $(X - \gamma) / \beta$, sendo γ um parâmetro de locação. Obtém-se nesse caso a distribuição Gama 3 Parâmetros, ou distribuição Pearson Tipo III, a qual tem sido muito aplicada em análise de freqüências de cheias (Moran, 1957; Santos Jr., 1967 e 1970; Cicioni, Giuliano & Spaziani, 1973). Um terceiro tipo de modelo derivado da distribuição Gama decorre da transformação logarítmica: se $Y = \ell n\, X$ segue uma distribuição Gama 3 Parâmetros (ou Pearson Tipo III), então a variável X é distribuída segundo uma Log Pearson Tipo III. Em um estudo considerando 28 amostras de picos de cheias, Bobée & Robitaille (1977) concluiram que a distribuição Pearson Tipo III ajusta-se mais adequadamente às vazões de cheias do que a distribuição Log Pearson Tipo III. No entanto, muitas vezes essa última torna-se preferida, devido à grande flexibilidade apresentada pela sua função densidade de probabilidade (Bobée, 1975). Conforme será

visto mais adiante, a distribuição Log Pearson Tipo III tem causado muitas discussões e polêmicas (vide por exemplo Matalas, Slack & Wallis, 1975; Landwehr, Matalas & Wallis, 1978; ou Wallis, 1980) pelo fato de ela ter sido recomendada como metodologia padrão para análise de freqüências de cheias em todos os órgãos federais dos Estados Unidos (U.S. Water Resources Council, 1967, 1976, 1977).

Recentemente, Houghton (1978 a) introduziu a distribuição Wakeby em análise de freqüências de cheias, a qual apareceu com uma série de vantagens, dentre elas o fato de poder ser facilmente expressa na forma inversa $x = x(F_X)$. Além do mais, a distribuição Wakeby podia abstrair-se da cauda esquerda para obter informações a respeito da cauda direita da distribuição. Essa última propriedade parecia ser bastante atrativa para a análise de freqüências de cheias, visto que pequenos valores amostrais (cauda esquerda) não necessariamente acrescentam alguma informação no processo de estimar os quantis com altos períodos de recorrência (cauda direita). Uma outra propriedade importante da distribuição Wakeby é que ela pode explicar a condições de separação do coeficiente de assimetria, condição esta que será explicada logo adiante.

2.1.3 - Características das amostras de vazões de cheias

Após a escolha de uma distribuição de probabilidades para modelar a freqüência das vazões de cheias, procede-se em seguida à estimação dos seus parâmetros. Nesta fase, as características apresentadas pelos dados disponíveis são de extrema importância, visto que os métodos de estimação de parâmetros são calcados em procedimentos que utilizam a informa

ção contida nas amostras.

A seguir, serão descritas duas importantes características das amostras de vazões de cheias:

a) "Outliers"

Algumas amostras de vazões de cheias podem apresentar pontos atípicos chamados " outliers ", que foram definidos por Beard (1977) como aqueles eventos que têm uma magnitude tal que não parecem que foram gerados pela mesma função que originou os outros eventos da amostra. Existem os "outliers" de cauda direita (ou altos "outliers") e os "outliers" de cauda esquerda (ou baixos "outliers").Não há uma maneira precisa de identificar um "outlier" em uma amostra de vazão de cheias, dependendo muito de um julgamento' subjetivo.Por um processo expedito,pode-se plotar os pontos amostrais em um papel de probabilidades e qualificar de "outliers" os pontos que estão fora da tendência do restante da amostra.Beard (1974) tentou definir objetivamente os "outliers" como aqueles eventos extremos cuja razão como o evento extremo na mesma (positiva ou negativa) direção é maior que a razão entre esse evento extremo mais próximo e o oitavo evento mais extremo.

De uma forma mais explícita, assim Beard (1974) definiu os "outliers":

- Seja uma amostra de vazões de cheias,de tamanho n, ordenada crescentemente:

$$x_{(1)}, x_{(2)}, \cdots, x_{(n)} \quad , \quad x_{(1)} \geq x_{(2)} \geq \cdots \geq x_{(n)}$$

- O ponto amostral $x_{(1)}$ será considerado um alto' "outlier" se:

$$\frac{x_{(1)}}{x_{(2)}} \geq \frac{x_{(2)}}{x_{(8)}} \qquad (2.9)$$

- O ponto amostral $x_{(n)}$ será considerado um baixo "outlier" se:

$$\frac{x_{(n)}}{x_{(n-1)}} \leq \frac{x_{(n-1)}}{x_{(n-7)}} \qquad (2.10)$$

Uma vez identificado um "outlier", os estudos subsequentes podem seguir três linhas de ação (Beard, 1974):

a) Considerar o "outlier" pertencente à amostra.

b) Retirar o "outlier" da amostra.

c) Dar um tratamento especial ao "outlier".

Depois de considerar os três casos em um estudo feito para amostras de vazões de cheias nos Estados Unidos, Beard (1974) concluiu que até se desenvolverem critérios mais rigorosos a respeito da discriminação de "outliers", a opção pela alternativa (a) parece ser a mais lógica e justificável. Um tipo de tratamento especial de "outliers" foi apresentado por Kirby (1974 b), que consiste em usar uma função que pondere as estimativas feitas com e sem "outliers".A sensibilidade que alguns modelos probabilísticos possuem em presença de uma amostra que contém um "outli

er" foi estudada por Reich (1973), concluindo que a distribuição Gumbel é muito menos influenciada por esses pontos extremos do que a distribuição Log Pearson Tipo III.

Neste trabalho, os "outliers", segundo a definição das Equações (2.9) e (2.10), serão apenas identificados, não sendo-lhes dado nenhum tratamento especial. Portanto, será adotada a alternativa (a) proposta por Beard (1974).

b) O efeito de separação

Uma amostra de vazões de cheias, por estar constituída de vários pontos, é difícil de ser analizada à primeira vista. O tratamento de uma amostra torna-se mais fácil se a mesma for reduzida através de certos índices que lhe indiquem medidas de tendência central, dispersão e assimetria (Benjamin & Cornell, 1970). O coeficiente de assimetria é um desses índices, servindo para indicar o quão assimétrica é a distribuição de freqüências da amostra. Pela sua importância no processo de estimação de parâmetros de algumas distribuições de probabilidades, as propriedades amostrais do coeficiente de assimetria têm sido bastante estudadas. Sabe-se que o coeficiente de assimetria é calculado em função do momento amostral de terceira ordem centrado em relação à média, e por essa razão apresenta uma grande variabilidade.

Com o objetivo de estudar as propriedades do coeficiente de assimetria para pequenas amostras geradas pelas distribuições Normal, Gumbel, Log Normal, Pearson

Tipo III, Weibull e Pareto, foram realizados experimentos de Monte Carlo por Wallis, Matalas & Slack (1974). A experiência consistiu em gerar 100.000 amostras de tamanhos n = 10 até n = 90, com incrementos de 10 em 10, convencionalmente representado como n = 10 (10) 90, e considerando valores de coeficientes de assimetria no intervalo $\left[0,0 \; ; \; 15,0.\right]$. Como conclusão mais importante, foi constatado que nenhuma das 100.000 amostras de tamanho 10, por exemplo, geradas pela distribuição Log Normal com coeficiente de assimetria populacional igual a 5,0, resultaram em coeficientes de assimetria superiores a 2,67. Esse fato foi confirmado por Kirby (1974 a) ao mostrar que o coeficiente de assimetria possui limites superiores e inferiores que são função apenas do tamanho da amostra, independendo da distribuição populacional. Segundo Kirby (1974 a), o limite superior algébrico para o coeficiente de assimetria calculado de uma amostra de tamanho n, vale $(n-2) / (n-1)^{1/2}$. Para n = 10, o valor do limite superior algébrico é 2,67, o que confirma os resultados experimentais obtidos por Wallis et alii (1974).

Com o objetivo de estudar as propriedades das estimativas do coeficiente de assimetria calculadas a partir de amostras de vazões de cheias, Matalas et alii (1975) realizaram um importante experimento, comparando aquelas estimativas com as estimativas do coeficiente de assimetria obtidas de amostras geradas de algumas distribuições de probabilidades teóricas.

sendo essas distribuições as mesmas do estudo de Wallis et alii (1974).

Baseando-se em 1351 amostras de vazões de cheias obtidas de postos fluviométricos distribuídos em 14 regiões dos Estados Unidos, as estimativas do coeficiente de assimetria, g, foram calculados para seqüências não superpostas de tamanho n = 10 (10) 70. Para cada região, a média, $\tilde{\mu}(g)$, e o desvio-padrão, $\tilde{\sigma}(g)$, das estimativas do coeficiente de assimetria foram computadas. Essas estatísticas foram comparadas com a média, $\tilde{\mu}(G)$, e o desvio-padrão, $\tilde{\sigma}(G)$, das estimativas do coeficiente de assimetria, G, calculadas a partir de 100.000 amostras de tamanho n, n = 10 (10) 90. Essas amostras foram geradas por um experimento de Monte Carlo com as distribuições Normal, Uniforme Gumbel, Pareto, Log Normal, Pearson Tipo III e Weibull.

Os pares de pontos $\left[\tilde{\mu}(g)\ ,\ \tilde{\sigma}(g)\right]$ e $\left[\tilde{\mu}(G)\ ,\ \tilde{\sigma}(G)\right]$ foram plotados para n = 10, 20 e 30, tendo mostrado que, enquanto os pontos $\left[\tilde{\mu}(G)\ ,\ \tilde{\sigma}(G)\right]$ se situavam em uma estreita faixa, os pontos $\left[\tilde{\mu}(g)\ ,\ \tilde{\sigma}(g)\right]$ localizavam-se acima desta faixa para todas as 14 regiões. Para melhor entendimento da experiência, os resultados para n = 10 estão apresentados na Figura II.1.

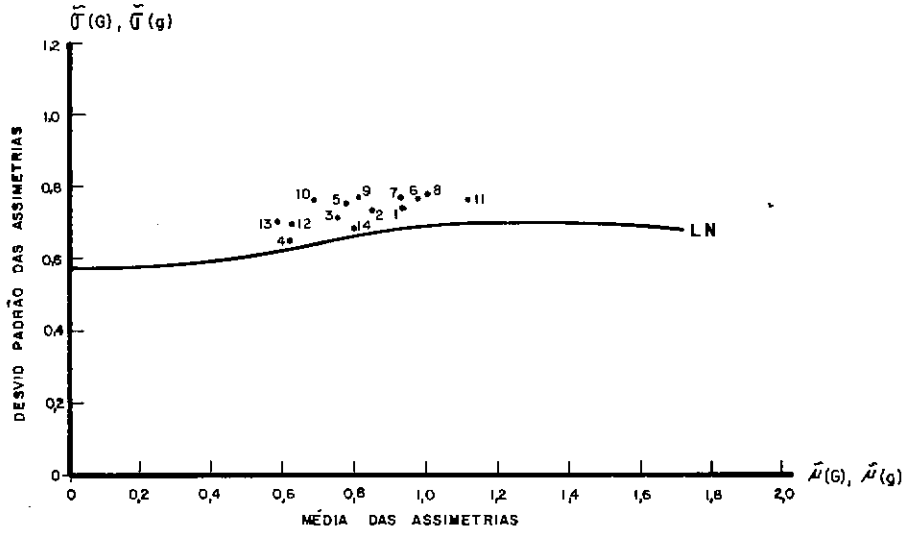


FIGURA II.1 - MÉDIA VERSUS DESVIO-PADRÃO PARA AS ASSIMETRIAS DAS 14 REGIOES DOS EUA, PARA n=10.

Analisando-se a Figura II.1, nota-se que para uma dada região, ao se fazer $\tilde{\mu}(G) = \tilde{\mu}(g)$, tem-se $\tilde{\sigma}(g) > \tilde{\sigma}(G)$. Essa propriedade foi chamada de efeito de separação. Portanto, ao se igualar o coeficiente de assimetria da distribuição teórica à média aritmética dos coeficientes de assimetria de uma região, comete-se um erro superior ao esperado, não sendo assim recomendada tal prática.

Pensando talvez que o efeito de separação se devesse ao fato de que nenhuma das distribuições estudadas fosse a verdadeira distribuição do universo das vazões de cheias, embora sem implicar necessariamente que nenhuma delas pudesse ser uma boa aproximação desse universo, foram feitas algumas indagações na tentativa de explicar a condições de separação. Mata

las et alii (1975) mostraram que nem o pequeno tamanho das amostras e nem a auto correlação existente entre os pontos de uma amostra poderiam explicar o efeito de separação.Todavia, através de simulações por processo de Monte Carlo, Wallis, Matalas & Slack (1977) provaram que a não estacionariedade ou uma mistura espacial e temporal de valores de coeficientes de assimetria entre regiões poderiam explicar o efeito separação.

Como a experiência que detectou o efeito de separação foi realizada apenas no espaço real, Landwehr et alii (1978) repetiram-na no espaço logarítmico, concluindo que também a distribuição Log Pearson Tipo III não era capaz de explicar a separação.

O experimento do efeito de separação será aplicado neste estudo, na tentativa de identificar a existência dessa propriedade para as amostras analisadas, muito embora seja reconhecido que o conjunto de 311 amostras seja bastante inferior ao número empregado no estudo original de Matalas et alii (1975).

A análise de outras características das amostras de vazões de cheias será proposta no Capítulo III, seção 3.1.

2.1.4 - Estimação dos parâmetros das distribuições

Uma distribuição de probabilidades fica perfeitamente determinada pelos seus parâmetros. Assim, uma vez que seja selecionada uma distribuição de probabilidades para ajustar as amostras de vazões de cheias, deve-se logo proceder à

estimação de seus parâmetros, cujos valores são inferidos a partir das amostras disponíveis.

Os parâmetros são estimados por estatísticas' chamadas estimadores, que são variáveis aleatórias as quais podem assumir valores particulares para uma dada amostra,constituindo-se em uma estimativa. Para se obter uma inferência confiável dos parâmetros de uma distribuição, os estimadores empregados devem satisfazer, sempre que possível, as propriedades de um bom estimador, dentre elas as de não-tendenciosidade, eficiência e suficiência (Costa Neto, 1978).

Existem vários métodos de estimação de parâmetros, sendo os principais o método dos momentos e o método da máxima verossimilhança. Mood, Graybill & Boes (1974) apresentam outros métodos, tais como o método dos mínimos quadrados, o método de Bayes, o método do mínimo qui-quadrado e o método da distância mínima.

Por ser de fácil aplicação, o método dos momentos tem sido o mais empregado. Esse método consiste em igualar os momentos da distribuição de probabilidades selecionada com os momentos amostrais e resolver um sistema de tantas equações quantos forem os parâmetros a serem estimados. Em geral, se uma distribuição possuir 3 parâmetros, são usados no processo de estimação a média, a variância (ou o desvio-padrão) e o coeficiente de assimetria amostrais. Para uma distribuição de 2 parâmetros, são utilizadas a média e a variância amostrais.

Embora o método dos momentos seja bem simples ser aplicado, nem sempre ele leva a estimadores que satisfazem as propriedades desejáveis de um bom estimador. Deve-se

considerar também que à medida em que são utilizados momentos amostrais de ordens mais elevadas, aumentam-se consideravelmente os erros inerentes à variabilidade amostral. Tal fato verifica-se principalmente com o coeficiente de assimetria.

Uma das distribuições mais empregadas em análise de freqüências de cheias é a distribuição Log Pearson Tipo III, utilizando como método de estimação de parâmetros o método dos momentos no espaço logarítmico, tendo sido inclusive' recomendada pelo U.S. Water Resources Council (1967) como metodologia padrão a ser adotada nos Estados Unidos. Já que a distribuição Log Pearson Tipo III possui 3 parâmetros, o método dos momentos para estimação de seus parâmetros emprega o coeficiente de assimetria da amostra no espaço logarítmico. Com o objetivo de suplantar a variabilidade das estimativas pontuais dessa estatística, Hardison (1974) propôs a sua generalização através de mapas de isolinhas de iguais coeficientes de assimetria. A recomendação para uso dos mapas de coeficiente de assimetria generalizado foi posteriormente incorporado pelo U.S.Water Resources Council (1976). No entanto, o uso de tais mapas foi considerado contraproducente por Landwehr et alii (1978) que mostraram a dificuldade de se obter informações sobre o valor do coeficiente de assimetria no espaço real a partir do conhecimento de seu valor no espaço logarítmico,e vice-versa.Através de experimentos de Monte Carlo , foi mostrado por Wallis et alii (1974) que as estimativas pontuais do coeficiente de assimetria são altamente tendenciosas, para pequenas amostras, apresentando assim alguns fatores para eliminar tal discrepância.Também Bobée & Robitaille (1975) propuseram fórmulas para ajustar a média das estimativas de

maneira tal que melhorasse a estimação das assimetrias populacionais.

Na estimação dos parâmetros da distribuição Log Normal 3 Parâmetros pelo método dos momentos, Sangal & Biswas (1970) sugeriram um critério que utilizava apenas a mediana, a média e o desvio-padrão da amostra no espaço real, evitando assim o uso do coeficiente de assimetria. No entanto, Burges, Lettenmaier & Bates (1975) concluiram que o método de estimação empregando o coeficiente de assimetria, com fator de correção para retirar a sua tendenciosidade, era superior ao método da mediana, sendo que esse último era melhor apenas para valores de assimetria menores que 0,5.

No caso da distribuição Log Pearson Tipo III, Bobée (1975) apresentou um método para a estimação de seus parâmetros que consistia em preservar os momentos da amostra no espaço real ao invés de empregar os momentos dos logarítmos dos dados, tendo-se revelado superior na determinação de quantis com altos períodos de recorrência.

A estimativa dos parâmetros pelo método da máxima verossimilhança é feita de tal forma que se maximize a probabilidade de ocorrência da amostra disponível. Do ponto de vista estatístico, o método da máxima verossimilhança é mais eficiente que o método dos momentos. Conforme observou Larson (1973), nos casos em que os dois métodos conduzem a diferentes estimativas, em geral prefere-se as estimativas de máxima verossimilhança. Como deficiência do método, Condie (1977) lembra que os seus resultados são válidos assintoticamente, isto é, para grandes amostras, e ainda que as propriedades das estimativas de máxima verossimilhança não são bem conhecidas

para as pequenas amostras, como aquelas encontradas em hidrologia. Com muita freqüência o método da máxima verossimilhança leva à resolução de equações por métodos numéricos que podem não apresentar uma rápida convergência.

Para a distribuição Pearson Tipo III, Matalas & Wallis (1973) apresentaram um método para obter os seus estimadores de máxima verossimilhança, concluindo que nos casos onde existe uma solução para esse método, as suas estimativas são menos tendenciosas e menos variáveis que aquelas resultantes do método dos momentos. Em um estudo prático, Buckett & Oliver (1977) confirmaram a superioridade do método da máxima verossimilhança na estimação dos parâmetros da distribuição ' Pearson Tipo III.

Em um estudo comparativo entre os métodos de estimação de parâmetros das distribuições Log Normal, Stedinger (1980) sugere o método da máxima verossimilhança para a distribuição Log Normal 2 Parâmetros, porém desaconselha o seu emprego em se tratando da distribuição Log Normal 3 Parâmetros devido à dificuldade de se obter resultados confiáveis para pequenas amostras.

Embora a distribuição Wakeby tivesse aparecido primeiramente com uma série de vantagens (Houghton, 1978 a); logo surgiu um inconveniente quanto ao método de estimação de seus parâmetros. Pelo fato de possuir 5 parâmetros, o método dos momentos não se aplicava, devido a alta instabilidade dos momentos amostrais de ordem superior. Tampouco podia ser empregado o método da máxima verossimilhança, uma vez que a função densidade da distribuição Wakeby não era definida explicitamente. O problema começou a ser estudado pelo próprio

Houghton (1978 b) ao introduzir o chamado método das médias incompletas, que consistia no uso de uma combinação das médias calculadas a partir de metades sucessivas da amostra, empregando portanto apenas momentos de primeira ordem. O método das médias incompletas era de certa forma subjetivo, no sentido de que alguma hipótese inicial sobre o valor de alguns parâmetros deveria ser feita. Uma boa solução para estimar os parâmetros da distribuição Wakeby veio com Greenwood, Landwehr, Matalas & Wallis (1979) ao introduzirem o método dos ' momentos de probabilidade ponderada , que foi desenvolvido especialmente para estimar os parâmetros daquelas distribuições cuja forma inversa pudesse ser definida explicitamente, tais como as distribuições Wakeby, Gumbel e Weibull. Para uma dada função de probabilidade $F \equiv F_X(x) = P(X \leq x)$, os momentos de probabilidade ponderada são definidos como:

$$M_{\ell,j,k} \equiv E\left[X^{\ell} F_X^{j} (1 - F_X)^{k}\right] = \int_0^1 \left[x \quad (F_X)\right]^{\ell} F_X^{j} (1 - F_X)^{k} \, dF \tag{2.11}$$

onde $E[\,.\,]$ representa o operador expectância e ℓ, j e k são números reais. Baseando-se no caso em que $\ell = 1$, $j = 0$, e $k \geq 0$, Landwehr, Matalas & Wallis (1979 a e 1979 b) desenvolveram um completo algoritmo para a estimação dos parâmetros da distribuição Wakeby. Outros métodos de estimação para essa distribuição podem ser encontrados em Henriques (1979).

Os seguintes métodos de estimação de parâmetros - métodos dos momentos, da máxima verossimilhança e dos momentos de probabilidade ponderada - serão empregados para estimar os parâmetros das distribuições usadas neste estudo.

2.1.5 - Critérios de avaliação dos modelos

Após selecionar e se proceder à estimação dos parâmetros de uma distribuição de probabilidades para modelar vazões de cheias, deve-se verificar a seguir o grau de adequação do ajuste feito. Ou então dispõe-se de várias distribuições e deseja-se escolher qual a melhor que dentre elas se ajusta à amostra disponível. Para o primeiro caso, existem testes específicos, chamados testes de aderência, que fornecem índices que permitem a aceitação ou rejeição do modelo selecionado. No segundo caso, os mesmos índices dos testes de aderência podem ser utilizados para escolher a melhor distribuição. Os testes de aderência mais empregados são os testes do Qui-Quadrado e o de Kolmogorov-Smirnov,os quais,no entanto, são sujeitos a severas críticas quando aplicados na verificação de ajustes de distribuições às amostras de vazões de cheias.

Conforme foi colocado por Moran (1957), o teste do Qui-Quadrado é válido apenas assintoticamente e quando os parâmetros da distribuição são estimados por um método assintoticamente mais eficiente, como o método da máxima verossimilhança. Além do mais, ele testa a aderência principalmente nos intervalos onde há uma maior concentração de pontos,sendo que no caso de análise de freqüências de cheias o interesse é voltado para a cauda direita da distribuição, em geral a parte menos densa.

Quanto maior for o número de parâmetros de uma distribuição, melhor será o seu ajuste a uma amostra. Kite (1975) observou que um polinômio de grau elevado passaria por todos os pontos amostrais, dando um ajuste perfeito, mas por

outro lado os erros amostrais fariam com que a extrapolação da curva de freqüência fornecesse resultados completamente tendenciosos. Por essa razão, os testes de aderência sofrem algumas penalidades. Por exemplo,no teste do Qui-Quadrado para o caso em que os parâmetros da distribuição são estimados a partir da amostra, há uma perda de graus de liberdade proporcional ao número de parâmetros estimados.

O teste de Kolmogorov-Smirnov tem uma vantagem sobre o teste do Qui-Quadrado no sentido de que ele não agrupa a amostra em intervalos de classe, mas sim compara ponto a ponto todos os dados da amostra. Por outro lado, o método é exato somente para distribuições contínuas com parâmetros conhecidos. Se os parâmetros são estimados a partir da amostra, pode-se dizer apenas que o valor crítico do teste deve ser reduzido em magnitude (Benjamin & Cornell, 1970).

Outros tipos de testes também têm sido empregados, tais como o teste de Anderson - Darling (Anderson & Darling, 1952) e o teste de Cramer-von Mises (Anderson & Darling, 1954; Lewis, 1961). Em um estudo que tinha como objetivo verificar qual a distribuição de probabilidades que melhor se ajustava às amostras de vazões de cheias na Itália. Cicioni et alii (1973) empregaram as probabilidades dos resultados dos testes do Qui-Quadrado, de Kolmogorov-Smirnov, de Anderson-Darling e de Cramer-von Mises. Em um estudo semelhante para a África do Sul, Adamson (1979) empregou o número de rejeições dos quatro testes acima, para os níveis de significância de 0,10, 0,05 e 0,01. Com o objetivo de testar a normalidade de amostras de vazões de cheias no espaço logarítmico, Houghton (1978 a) utilizou o teste de Shapiro-Wilk (Shapiro & Wilk,

1965) e o teste da distância de Smirnov.

Um outro teste de verificação de ajuste foi desenvolvido por Koberg & Eggers (1973), baseado na razão (ou quociente) das verossimilhanças entre possíveis distribuições teóricas e uma distribuição escolhida para servir como referência. Para uma dada amostra, era selecionada aquela distribuição que fornecesse o maior valor para a razão de verossimilhança. Comentando sobre esse teste,Klemes (1973) questionou, dentre outros aspectos, o critério no qual se baseava a escolha da distribuição referência e também a extrema sensibilidade do teste para os pequenos valores das densidades que compõem a função de verossimilhança.

Os testes que foram mencionados acima aplicam se em geral para amostras isoladas. Para o caso em que se deseja testar a adequação do ajuste de alguma distribuição para várias amostras em conjunto, algumas adaptações devem ser feitas nos testes convencionais ou então deve-se desenvolver testes específicos. Por exemplo, Markovic (1965) adaptou o teste do Qui-Quadrado quando estudou o ajuste de algumas distribuições de probabilidades a 2506 amostras de dados de precipitação e vazão média anual nos Estados Unidos. Utilizando o conceito de teorema da transformada integral (Mood et alii , 1974), o teste elaborado por Markovic (1965) consistia em comparar, para cada distribuição, os desvios entre a freqüência acumulada das probabilidades dos resultados do teste do Qui Quadrado com a distribuição acumulada Uniforme no intervalo' (0,1). O critério adotado para a escolha da melhor distribuição baseou-se em selecionar aquela que apresentasse o menor desvio máximo entre as duas curvas de freqüências.

Ao estudar o ajuste de algumas distribuições de probabilidades a 10 amostras de vazões de cheias com longos comprimentos de histórico, Benson (1968) empregou um índice para escolha da melhor distribuição que se baseava no desvio relativo entre as estimativas de alguns quantis e os valores realmente observados nas amostras. Para cada distribuição j ajustada a cada amostra i, as comparações eram feitas entre os quantis computados $Q_{i,j}$ (T) e os valores realmente observados D_i (T) para os períodos de recorrência de T = 2, 5, 10, 20,50 e 100 anos. Os valores de D_i (T) eram obtidos através de interpolação na curva de freqüências amostrais plotada em papel de probabilidade normal. Para cada amostra i e cada distribuição j, o índice era dado por:

$$q_{i,j}\ (T) = \frac{Q_{i,j}\ (T) - D_i\ (T)}{D_i\ (T)} * 100 \qquad (2.12)$$

Bobée & Robitaille (1977) também utilizaram o índice da Equação (2.12), sendo o critério de escolha da melhor distribuição baseado nas menores médias e desvios-padrões dos $q_{i,j}$ (T) ao longo dos vários valores de T e j.

Argumentando que os testes de aderência convencionais não fornecem critérios válidos no processo de selecionar uma distribuição que melhor estime freqüências futuras, Beard (1974) aplicou uma série de testes baseados em amostras particionadas. O conceito básico dos testes fundamentava - se em fracionar cada amostra ao meio e ajustar as distribuições a uma das metades, reservando a outra metade como observação futura a qual realmente poderia ocorrer na prática. Os índices dos testes eram obtidos em função das freqüências calcula

das a partir de ajustes em uma das metades comparadas com as freqüências que ocorreram na outra metade ou então pela comparação entre as freqüências calculadas independentemente nas duas metades.

Na maioria dos casos, mesmo um conjunto de testes complexos e com fundamentos lógicos não permite que uma decisão concreta a respeito da melhor distribuição seja tomada. Deparando-se com um impasse desse tipo, Adamson (1979) empregou um critério de comparação de comportamento das caudas direitas daquelas distribuições que apresentaram resultados pouco distintos nos testes de aderência.

Nos estudos para a escolha de uma distribuição de probabilidades para modelar vazões de cheias na Inglaterra, o Natural Environment Research Council (1975) empregou inicialmente os testes do Qui-Quadrado e de Kolmogorov-Smirnov,não conseguindo obter nenhuma conclusão significativa a respeito da melhor distribuição, visto que todas as distribuições apresentaram aproximadamente o mesmo número de rejeições. Em razão disso, outros testes foram empregados. Esses testes foram constituídos por índices baseados nos desvios entre os pontos amostrais e os pontos correspondentes a determinadas posições de plotagem. De uma forma esquemática, o conceito básico desses testes pode ser visto na Figura II.2.

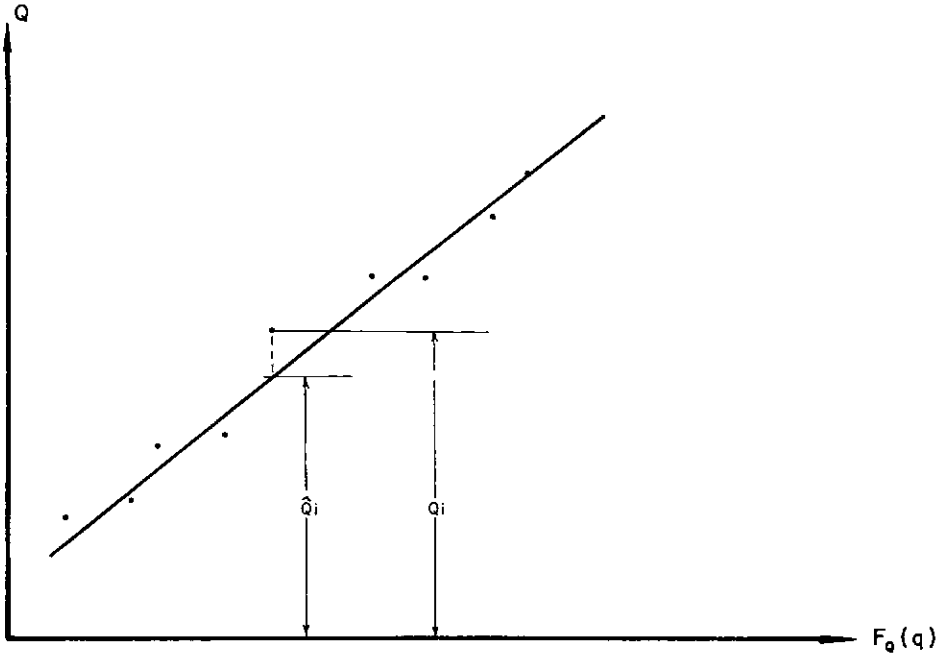


FIGURA II . 2 – CONCEITO BÁSICO DOS TESTES DE VERIFICAÇÃO DO NATURAL ENVIRONMENT RESOURCES COUNCIL

Em primeiro lugar calcula-se a variável:

$$d_i = \frac{Q_i - \hat{Q}_i}{\bar{Q}} \quad , i = 1, 2, \ldots , n \qquad (2.13)$$

onde Q_i é o i-ésimo ponto da amostra,

$\hat{Q}_i$ é o valor calculado correspondente à i-ésima posição de plotagem,

$\bar{Q}$ é a média aritmética dos Q_i's, e n é o tamanho da amostra.

Foram empregados quatro índices, a saber:

1) média absoluta dos valores de $\left\{ \frac{Q_i - E\ (Q_i)}{\bar{Q}} \right\}$

sendo que E (Q_i) correspondia a uma posição de plotagem que variava segundo a distribuição.

2) média absoluta dos valores de $\left\{\frac{Q_i - Q\left(\frac{i - 0,5}{n}\right)}{\bar{Q}}\right\}$

3) média absoluta dos valores de $\left\{\frac{Q_i - Q\left(\frac{i}{n + 1}\right)}{\bar{Q}}\right\}$

4) raiz quadrada média dos valores de $\left\{\frac{Q_i - E\,(Q_i)}{\bar{Q}}\right\}$

Os critérios de verificação adotados pelo Natural Environment Research Council (1975) não se apresentaram muito satisfatórios, pelo fato de que os resultados se mostraram sensíveis ao uso da média absoluta ou da raiz quadrada média dos valores de d_i. Foram aplicados também os critérios do Comitê de Hidrologia do U.S. Water Resources Council e reportados por Benson (1968), tendo sido mostrado que os seus resultados podem ser sensíveis à posição de plotagem empregada.

Os testes de verificação de ajuste representam assim uma etapa muito importante em análise de freqüências de cheias, pois os seus resultados é que fornecerão os índices para a escolha de uma distribuição de probabilidades adequada. Não existe, até o momento, um teste de verificação de ajustes comumente aceito no caso de análise de freqüências de cheias, levando muitos autores a desenvolverem testes específicos para cada tipo de estudo. Entretanto, apesar de suas deficiências já mencionadas, os testes do Qui-Quadrado e o de Kolmogorov - Smirnov continuam sendo os mais empregados.

Os testes aplicados neste estudo com o objetivo de avaliar o desempenho dos modelos serão os testes do Qui-Quadrado e de Kolmogorov - Smirnov e alguns testes baseados

em amostras particionadas, conforme o critério de particionamento adotado por Beard (1974).

2.1.6 - Uniformização dos modelos

A grande quantidade de distribuições de probabilidades que é empregada em análises de freqüências de cheias bem como os diversos métodos de estimação de parâmetros, fazem com que os resultados obtidos nessas análises variem de acordo com o método adotado. Desta forma,pode-se encontrar com alguma freqüência resultados de estudos que têm como objetivo estabelecer a distribuição populacional ou aquela que melhor se ajusta às amostras de vazões de cheias.

Embora o estudo de Markovic (1965) não tenha sido aplicado para amostras de vazões de cheias, os seus resultados são muito importantes. Foram ajustadas cinco distribuições de probabilidades - Normal, Log Normal 2 Parâmetros, Log Normal 3 Parâmetros, Gama 2 Parâmetros e Gama 3 Parâmetros- a 1614 amostras de precipitação anual e a 446 amostras de vazão média anual, abrangendo as regiões central e oeste dos Estados Unidos. A estimação dos parâmetros das distribuições' foi feita pelo método da máxima verossimilhança, sendo a verificação dos ajustes feita pelo teste do Qui-Quadrado. Como resultado principal, Markovic (1965) concluiu que todas as cinco distribuições eram indistinguíveis quando aplicadas a amostras individuais, muito embora para o conjunto de todas as amostras as distribuições Log Normal 2 Parâmetros e Gama 2 Parâmetros tenham-se ajustado melhor para as precipitações e as vazões médias anuais, respectivamente.

Em um estudo aplicado a cerca de 100 amostras de vazões de cheias na Itália, Cicioni et alii (1973) ajustaram as distribuições Log Normal 2 Parâmetros, Log Normal 3 Parâmetros, Gama 2 Parâmetros, Pearson Tipo III e Valores Extremos de Fisher - Tippett tendo sido a conclusão favorável à distribuição Log Normal 2 Parâmetros.

Ao aplicar as distribuições Normal, Log Normal 2 Parâmetros, Gama 2 Parâmetros e Gumbel para ajustar as vazões de cheias de alguns postos da bacia do Rio Piracicaba(bacia do Rio Tietê - Brasil), Pettená & Taukumo (1976) não chegaram a um resultado concreto a respeito da melhor distribuição, apesar da ligeira superioridade da distribuição Gama 2 Parâmetros. Já para as 50 amostras de vazões de cheias da África do Sul que foram ajustadas pelas distribuições Log Normal 2 Parâmetros, Log Normal 3 Parâmetros, Log Pearson Tipo III, Gumbel e Valores Extremos Tipo II, concluiu Adamson (1979) que as distribuições Log Normal 2 Parâmetros e Log Pearson Tipo III apresentaram os melhores ajustes.

Como se pode ver, os resultados desses estudos foram bastante variados, não permitindo que se chegasse a uma conclusão definitiva a respeito da melhor distribuição para ajustar as amostras de vazões de cheias. Reconhecendo a grande diversidade que havia entre os métodos de proceder à análise de freqüências de cheias e as conseqüências que isso poderia acarretar nos projetos que envolviam estudos de cheias, o Comitê de Hidrologia do U. S. Water Resources Council (1967) resolveu recomendar o uso de uma metodologia padrão para os Estados Unidos. Foi escolhida a distribuição Log Pearson Tipo III (admitindo a distribuição Log Normal 2 Parâmetros como ca

so particular), com ajuste pelo método dos momentos no espaço logarítmico, apesar de que outros métodos poderiam ser aplicados para casos específicos, desde que houvesse uma justificativa plausível. O estudo que resultou na recomendação da distribuição Log Pearson Tipo III foi posteriormente publicado por Benson (1968) onde foram analisadas as distribuições de probabilidades mais usualmente empregadas em análise de freqüências de cheias ajustadas a 10 amostras com longos comprimentos de histórico. Foram consideradas as distribuições Gama 2 Parâmetros, Gumbel, Log Gumbel, Log Normal 2 Parâmetros,Log Pearson Tipo III e o método de Hazen. A análise dos resultados do estudo mostrou que as três primeiras distribuições apresentaram tendências indesejáveis, enquanto que as três últimas apresentaram melhor aderência às amostras. Como não era conveniente a adotação de três metodologias distintas, o Comitê de Hidrologia deveria escolher apenas uma delas, mesmo que, conforme colocou Benson (1968), a escolha se baseasse apenas em aspectos administrativos. Assim, a decisão final foi a favor da distribuição Log Pearson Tipo III pelo fato de que ela vinha sendo amplamente utilizada pelos órgãos federais e por estar disponível em programas de computador de fácil utilização.

Posteriormente, a recomendação do Comitê de Hidrologia foi reavaliada por Beard (1974) em um amplo estudo que envolveu o ajuste de oito distribuições de probabilidades - Log Pearson Tipo III, Log Normal 2 Parâmetros, Gumbel, Log Gumbel, Gama 2 Parâmetros, Gama 3 Parâmetros, Log Pearson Tipo III com coeficiente de assimetria regional e Gumbel (método do melhor estimador linear - BLIE) - a 300 amostras de va

zões de cheias dos Estados Unidos. Foram incorporados ao estudo importantes conceitos tais como: tratamento de "outliers", tratamento de amostras com anos de vazões nulas, emprego de mapas com coeficiente de assimetria regionalizado (Hardison, 1974), ajuste para probabilidade esperada (Beard, 1960) e utilização de séries de duração parcial. Embora os resultados do estudo não tivessem sido os esperados, eles serviram para ratificar a recomendação do Comitê de Hidrologia: as distribuições que apresentaram os resultados menos tendenciosos foram a Log Pearson Tipo III (com coeficiente de assimetria regional) e a Log Normal 2 Parâmetros. Essencialmente, a distribuição Log Pearson Tipo III com coeficiente de assimetria regional poderá redundar em estimativas de quantis não tendenciosas quando o ajustamento para probabilidade esperada for empregado, concluiu Beard (1974).

Para aprimorar a sua recomendação de 1967, o Comitê de Hidrologia do U.S.Water Resources Council (1976 e 1977) incorporou em seus boletins os conceitos de coeficientes de assimetria regional, ajuste para probabilidade esperada e tratamento de amostras com anos de vazões nulas. Devido às críticas contrárias à recomendação do Comitê de Hidrologia, resultaram uma série de importantes novos estudos, tais como a descoberta da condição de separação (Matalas et alii, 1975), e a introdução da distribuição Wakeby em análise de freqüências de cheias (Houghton, 1978 a). Uma das críticas mais recentes relativa àquela recomendação foi feita por Hasan (1981), ressaltando que o Comitê de Hidrologia já deveria ter procedido a uma reavaliação de seu "Guidelines for Determining Flood Flow Frequency" tomando como base os últimos estudos referen -

tes à distribuição Log Pearson Tipo III, como por exemplo os fatores de correção no coeficiente de assimetria (Bobée & Robitaille, 1975) e o efeito de separação.

Também na Inglaterra o Natural Environment Research Council (1975) empreendeu um amplo estudo com o objetivo de recomendar um método padrão de análise de freqüências de cheias. Foram analisadas as distribuições Gumbel, Valores Extremos Generalizada (GEV), Log Normal 2 Parâmetros, Gama 2 Parâmetros, Log Gama, Pearson Tipo III e Log Pearson Tipo III . Com base nos resultados dos testes de verificação de ajuste ' que foram aplicados, recomendou-se finalmente o uso da distribuição GEV, muito embora a distribuição Log Pearson Tipo III tenha obtido melhores resultados em quatro dos seis índices ' que foram utilizados para medir o grau de afastamento entre a amostra de dados e as diversas distribuições de probabilidades.

Assim, pode-se concluir que a recomendação de uma metodologia padrão pode basear-se antes de tudo em imposições políticas e administrativas. Os resultados dos estudos que visam padronizar uma distribuição de probabilidades quase sempre resultam da análise de um grande número de amostras, sendo portanto, resultados médios. Ressalta-se, porém, que cada amostra de vazões de cheias representa um caso particular, devendo servir a metodologia padrão apenas como ponto de partida para uma análise mais aprofundada.

Esse estudo, ao analisar várias amostras de vazões de cheias do Sul e Sudeste brasileiros, não pretenderá recomendar uma metodologia padrão, mas sim verificar aquela distribuição que,em termos médios, melhor se ajuste às a-

mostras analisadas.

2.2 - ANÁLISE REGIONAL DE FREQÜÊNCIAS DE CHEIAS

2.2.1 - Generalidades

A análise pontual de freqüências de cheias, descrita no item anterior, aplica-se apenas para locais onde existem observações ou registros de descargas com longo histórico de dados. No entanto, muitas vezes ocorre a necessidade de se avaliar a freqüência de cheias em seções de um rio nas quais inexistem postos fluviométricos. Um exemplo típico pode ser citado na implantação de uma estrada, quando no dimensionamento das obras de arte requer-se de estudos de freqüências de vazões de cheias para a seção de um curso d'água que drena uma área onde seguramente nunca se mediu descargas. Em outros casos, mesmo que exista um histórico de vazões, o regime natural do rio pode ter sido afetado por um reservatório de regularização, impossibilitando também a aplicação dos métodos de análise de freqüências anteriormente descritos.

Em casos como esses, podem ser empregados critérios de regionalização, que se baseiam na transferência de informações dentro de uma região hidrologicamente homogênea, a qual já foi definida anteriormente. Em se tratando de vazões de cheias, tenta-se determinar uma curva de freqüências regional que seja função de parâmetros que possam ser facilmente obtidos para qualquer seção de um curso d'água.

Em um estudo pioneiro, Benson (1960) investigou as possíveis variações nas curvas de freqüências obtidas de pequenas amostras, sendo essas amostras retiradas de uma dis

tribuição de probabilidades com parâmetros conhecidos. Foram gerados 1.000 números seguindo uma distribuição Gumbel, os quais foram divididos em 100 amostras de tamanho 10, 40 amostras de tamanho 25, 20 amostras de tamanho 50 e 10 amostras de tamanho 100, consecutivamente e sem reposição. Para cada conjunto de amostras, foram ajustadas distribuições Gumbel , comparando-se os resultados com a curva base. Como conclusões principais, Benson (1960) mostrou que a variação amostral das curvas ajustadas em relação à curva base demonstra o grande erro que se pode cometer quando se estima as características populacionais a partir de uma única amostra e também que os erros amostrais crescem diretamente com a magnitude das vazões ou com o período de recorrência. Entretanto, esses erros podem ser minimizados quando se emprega a regionalização.

Favorável à regionalização, Kite (1977) comentou que o emprego de várias amostras tende a reduzir os erros amostrais e, mesmo para o caso de se dispor de um histórico de vazões, o produto final serão estimativas mais confiáveis do que o resultado de uma análise de freqüências pontual. Uma descrição completa dos vários métodos mais usados em estudos de regionalização de variáveis hidrológicas pode ser encontrada em Riggs (1973).

2.2.2 - Método da cheia de referência (index-flood method)

É um método de regionalização muito usado pelo U.S.Geological Survey e foi desenvolvido por Dalrymple (1960). O primeiro passo do método consiste em relacionar a vazão média anual de cheia com a área de drenagem ou outros fatores geomorfológicos. Esse procedimento preliminar permite, na mai

oria dos casos, que sejam delineadas áreas geográficas com relações específicas entre área de drenagem e vazão média anual de cheia.

O segundo passo do método consiste na padronização das curvas de freqüências dos postos da região. A padronização é feita expressando-se as vazões de cheias para determinados períodos de recorrência em relação à vazão média anual de cheia (a cheia de referência).A seguir, testa-se a homogeneidade das curvas de freqüências adimensionais, podendo-se subdividir a região em sub-regiões, se for o caso. A curva de freqüências regional é traçada como um valor mediano entre as diversas curvas adimensionais.

O método da cheia de referência foi reavaliado por Benson (1962 a) e empregado por Cruff & Rantz (1965).

No Brasil, o método foi empregado por Pires (1979) em regionalização de vazões de estiagem.

Benson (1962 a) enumerou algumas deficiências do método da cheia de referência, sendo uma delas o fato de que a taxa entre as vazões de cheias, para um determinado período de recorrência, e a vazão média anual, podem diferir para bacias com mesma área de drenagem. A aplicação do método exige também que todos os postos utilizados na regionalização sejam reduzidos a um período básico, isto é, que haja concomitância entre os períodos de observações, Por essas razões,o método da cheia de referência não será empregado neste estudo.

2.2.3 - O modelo de múltipla regressão

No desenvolvimento desse modelo, em primeiro lu

gar são selecionadas várias amostras de vazões de cheias retiradas de postos fluviométricos localizados em uma região hidrologicamente homogênea.

Em seguida, são calculados os quantis correspondentes a vários períodos de recorrência, estimados a partir de uma distribuição de probabilidades. Os grupos de quantis, para um dado período de recorrência, podem ser então relacionados com vários parâmetros climatológicos e fisiográficos usando o seguinte modelo (Benson, 1962 a):

$$Q_T = a\, A^b\, B^c \ldots\ldots\ldots\ Z^{\omega} \qquad (2.14)$$

onde Q_T é a vazão de cheia, em m^3/s, correspondente ao período de recorrência de T anos.

A, B, ... , Z são características climatológicas e fisiográficas, sendo as variáveis independentes da regressão, e

a, b, c, ..., ω são os coeficientes da regressão.

As variáveis independentes podem ir sendo acrescentadas uma a uma na Equação (2.14) pela ordem de suas importâncias. A combinação final de parâmetros pode ser aquela que resulta no menor erro padrão para as estimativas da variável dependente Q_T.

O modelo da Equação (2.14) já foi empregado em várias partes do mundo (Benson, 1962 b, 1964; Thomas & Benson, 1970; Lara, 1973; Guevara, 1975; Craig & Rankl,1978; entre outros), sendo que a sua aplicação só deve ser feita para a região de origem. No Brasil, o modelo foi empregado por Guimarães (1979) para regionalizar a vazão média anual na bacia do

Rio Jequitinhonha.

Diversos parâmetros climatológicos e fisiográficos têm sido utilizados no modelo da Equação (2.14), dentre eles a área de drenagem, a declividade do canal principal, a precipitação média anual, o fator de forma da bacia, a densidade de drenagem, índices de cobertura vegetal e urbanização, fatores orográficos e porcentagem da área da bacia com armazenamento superficial.

Nas aplicações realizadas nos Estados Unidos, Benson (1962 b) indicou a área de drenagem como a variável mais importante relacionada com os picos de cheias, estando em segundo plano na ordem de importância a declividade do canal principal e a precipitação média anual.

Neste trabalho será empregado um modelo de regressão utilizando como variável independente apenas a área de drenagem, pelo fato de ser uma característica fisiográfica facilmente obtida para qualquer bacia hidrográfica e também encontrar-se disponível no banco de dados do DNAEE.

2.2.4 - Regionalização de vazões adimensionais

Um artifício que tem sido empregado para superar o curto período de observação que em geral possuem as amostras de vazões de cheias consiste na regionalização de vazões adimensionais $Q_i / \bar{Q}$, sendo $\bar{Q}$ a média das vazões (Natural Environment Research Council, 1975; Adamson, 1979). Supondo-se que uma região possua N amostras de vazões de cheias com comprimento n cada uma, as vazões adimensionais $Q_i / \bar{Q}$ podem ser agrupadas em uma única amostra de comprimento nN, bem

maior que as amostras individuais, resultando finalmente em uma curva de freqüência adimensional para a região. Os quantis retirados dessa curva adimensional devem ser multiplicados por $\bar{Q}$ para se obter as estimativas pontuais em cada posto da região.

Tal método foi aplicado no Brasil por Santos Jr. (1967), para a bacia do Rio Paraíba do Sul, e por Pettená & Taukumo (1976), para a bacia do Rio Piracicaba, no estado de São Paulo.

Uma deficiência desse método deve-se à dependência que há entre as cheias verificadas em um mesmo ano nos postos de uma bacia. Por exemplo,5 postos localizados em uma região hidrologicamente homogênea registram a mesma cheia 5 vezes ao invés de registrar 5 cheias cada ano. Por essa razão, a regionalização de vazões adimensionais não será empregada neste estudo.

2.2.5 - Regionalização da distribuição Wakeby

Embora o método dos momentos de probabilidade ponderada tenha se mostrado bastante simples e promissor para a estimação dos cinco parâmetros da distribuição Wakeby, Wallis (1980) e Landwehr, Matalas & Wallis (1980) mostraram algumas desvantagens do método quando aplicado a amostras individualizadas. Dentre elas, pode-se mencionar que (1) as estimativas de quantis para elevados períodos de recorrência tendiam a ser altamente variáveis e que (2) em alguns casos, as estimativas dos momentos de probabilidade ponderada poderiam resultar em casos de nenhuma solução no algorítmo de estimação dos parâmetros.

Para superar esse problema, Landwehr et alii (1981) apresentou uma metodologia para regionalizar a distribuição Wakeby, a qual se mostrou bastante eficiente de acordo com experimentos de Monte Carlo. Essa metodologia, a qual também foi descrita por Wallis (1980), baseia-se em ajustar uma distribuição Wakeby aos momentos de probabilidade ponderada ' regionais e padronizados em relação à média.

Neste estudo, apenas a distribuição Wakeby Regional será empregada, não sendo feito ajustes para amostras individualizadas.

2.3 - ANÁLISE DE FREQÜÊNCIA DE CHEIAS NO BRASIL

Do exposto sobre a evolução dos métodos de análise de freqüência de cheias, pode-se constatar que muitas indagações ainda terão que ser respondidas. Difícil será estabelecer uma metodologia que seja aceita universalmente à luz do estágio atual das pesquisas.

No Brasil particularmente, não se conhece o comportamento das amostras de vazões de cheias, quando analisadas em conjunto e com abrangência de extensas regiões. Sabe-se apenas que, a maioria dos rios brasileiros apresenta um comportamento bem definido no que diz respeito aos fatores' causativos das enchentes e quanto à sua distribuição temporal. Em geral, as amostras disponíveis são poucas e de curto comprimento, contribuindo para diminuir a confiabilidade dos métodos estatísticos. Algumas das dúvidas relativas à análise de freqüência de cheias tentarão ser respondidas neste trabalho. Dentre elas, pode-se questionar:

a) Existirá o efeito de separação no Brasil?

b) A distribuição Log Pearson Tipo III, recomendada nos Estados Unidos, deverá apresentar um bom ajuste às amostras brasileiras de vazões de cheias?

c) Quais serão os resultados da regionalização da distribuição Wakeby?

CAPÍTULO III - METODOLOGIA PROPOSTA

3.1 - ALGUMAS CARACTERÍSTICAS DAS AMOSTRAS DE VAZÕES DE CHEIAS

Neste estudo, as vazões de cheias são consideradas como amostras de uma variável aleatória (Meyer, 1976), usando-se as seguintes definições:

- X: variável aleatória contínua representando as vazões de cheias.
- $f_X (x; \theta_1, \theta_2, \ldots, \theta_k)$ ou $f_X (x)$: função densidade de probabilidade (fdp) da variável aleatória X, com parâmetros $(\theta_1, \theta_2, \ldots, \theta_k)$
- $F_X (x) = \text{Prob} (X \leq x)$: função de distribuição acumulada (fd) da variável aleatória X.
- $f_{X,Y} (x,y)$: fdp conjunta das varíáveis aleatórias X e Y.
- $f_{X/Y} (x/y)$: fdp condicionada da variável aleatória X, dada a variável aleatória Y.

As variáveis aleatórias X e Y são consideradas' independentes se:

$$f_{X,Y} (x,y) = f_X(x) \cdot f_Y(y) \qquad (3.1)$$

onde $f_X(x)$ e $f_Y(y)$ são as fdp das variáveis aleatórias X e Y, respectivamente. Denomina-se amostra aleatória simples de tamanho n, AAS_n, de uma variável aleatória X com fdp $f_X(x)$, à variável aleatória n-dimensional $(X_1, X_2, \ldots, X_n)$ e que satisfaça às seguintes condições:

a) $f_{X_1}(x_1) = f_{X_2}(x_2) = \ldots = f_{X_n}(x_n) = f_X(x)$ (3.2)

significando que os X_i's são identicamente distribuídos.

b) $f_{X_1,X_2,\ldots,X_n}(x_1,x_2,\ldots,x_n) = f_X(x_1).f_X(x_2) \ldots f_X(x_n)$ (3.3)

significando que os X_i's são independentes.

c) $f_{X_{j+1}/X_1,X_2,\ldots X_j}(x_{j+1}/x_1,x_2,\ldots,x_j) = f_X(x_{j+1})$ (3.4)

significando que a distribuição da variável aleatória X_{j+1} independe dos X_i's anteriores.

Se X for uma variável aleatória com fdp $f_X(x; \theta_1,\ldots,\theta_k)$ e considerando $(X_1, X_2, \ldots, X_n)AAS_n$ de X, denomina-se verossimilhança da amostra, L (·), à função:

$$L(X_1,X_2,\ldots,X_n ; \theta_1,\ldots,\theta_k) = \prod_{i=1}^{n} f_X(x_i; \theta_1,\ldots,\theta_k) \quad (3.5)$$

Como os X_i's são independentes entre si e identicamente distribuídos, L (·) representa a fdp conjunta da amostra, sendo portanto, proporcional à probabilidade de ocorrência da amostra.

Será chamada de estatística qualquer função de uma variável aleatória e que não depende de parâmetros desconhecidos (Larson, 1973), que por sua vez também será uma variável aleatória. Dada $(X_1, X_2,\ldots, X_n)$ AAS_n de X, serão consideradas as seguintes estatísticas:

a) Média, $\bar{X}$, ou o seu respectivo valor amostral, $\bar{x}$, definido por:

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i \qquad (3.6)$$

b) Desvio-padrão, S, ou o seu respectivo valor amostral, s, definido por:

$$s = \left[\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2 \right]^{1/2} \qquad (3.7)$$

c) Coeficiente de variação, C_V, ou o seu respectivo valor amostral, c_v, definido por:

$$c_v = s / \bar{x} \qquad (3.8)$$

d) Coeficiente de assimetria, G, ou o seu respectivo valor amostral, g, definido por:

$$g = \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^3 \right] / s^3 \qquad (3.9)$$

Para pequenas amostras, Yevjevich (1972) e Bobée & Robitaille (1976) apresentam algumas expressões para retirar a tendenciosidade do coeficiente de assimetria. Pelas suas características e importância no processo de estimação de parâmetros de algumas distribuições pelo método dos momentos, o coeficiente de assimetria será analisado em maiores detalhes neste estudo.

e) Coeficiente de curtosis, Λ, ou o seu respectivo valor amostral, λ, definido por:

$$\lambda = \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^4 \right] / s^4 \qquad (3.10)$$

Também para o coeficiente de curtosis, Yevjevich (1972) apresenta expressões para retirar a sua tendenciosidade, em se tratando de pequenas amostras.

As características das amostras de vazões de cheias analisadas neste estudo são os"outliers"(seção 2.1.3), o efeito de separação (seção 2.1.3) além de outras propriedades do coeficiente de assimetria (seção 3.1.2) e o comportamento das estatísticas amostrais (seção 3.1.1).

3.1.1 - Variabilidade das estatísticas amostrais

Conforme se verá mais adiante, serão empregados alguns testes de verificação de ajuste baseados no particionamento das amostras em duas partes iguais. Quando se efetua o particionamento das amostras, pode haver uma diferença significativa entre as estatísticas da amostra inteira, primeira e segunda metades. Com o objetivo de se medir essa variabilidade, escolheu-se um índice que foi denominado amplitude relativa, calculado da seguinte maneira:

- Seja uma estatística amostral qualquer, X, que pode ser a média, o desvio-padrão, o coeficiente de assimetria ou o coeficiente de curtosis.
- Sejam x_1, x_2, x_3 os valores que a estatística assume na amostra inteira, na primeira e segunda metades, respectivamente. A amplitude relativa, R, será dada por:

$$R = \frac{x_{max} - x_{min}}{\mu\ (X)} \qquad (3.11)$$

onde $x_{max} = \max\ (x_1, x_2, x_3)$

$x_{min} = \min\ (x_1, x_2, x_3)$

$\mu(X) = \frac{1}{3}\ (x_1 + x_2 + x_3)$

Espera-se que uma estatística amostral que seja estável, isto é, que não apresente uma grande variabilidade entre a amostra inteira, primeira e segunda metades, tenha em média pequenos valores para a amplitude relativa.

3.1.2 - Outras propriedades do coeficiente de assimetria

A distribuição amostral do coeficiente de assimetria, enfatizando a sua variabilidade quando se particiona as amostras, será mostrada através de histogramas de freqüências absolutas. Empregando-se um gráfico onde se pode plotar os pares de pontos (g, c_v) será também explorada a relação existente entre o coeficiente de assimetria e o coeficiente de variação amostrais, comparando-os com as respectivas relações teóricas das distribuições de dois parâmetros. Caso haja concordância entre os pares (g, c_v) e a relação teórica de alguma distribuição, pode haver indícios de que essa distribuição seja adequada para modelar a freqüência das vazões de cheias analisadas.

Visando estimar os parâmetros da distribuição Log Normal 3 Parâmetros pelo método dos momentos, nos casos em que $g < 0$, será calculado o valor do coeficiente de assimetria regionalizado através da média ponderada entre os seus valores pontuais. Para tal finalidade, será usada a expressão:

$$g_{REG} = \sum_{i=1}^{N} n_i \, g_i \Big/ \sum_{i=1}^{N} n_i \qquad (3.12)$$

onde g_{REG} é o coeficiente de assimetria regional para um conjunto de N amostras,

n_i é o tamanho das amostras, e

g_i é o coeficiente de assimetria de cada amostra individual.

3.2 - SELEÇÃO DE UMA DISTRIBUIÇÃO DE PROBABILIDADES

A escolha de uma distribuição de probabilidades adequada para modelar as vazões de cheias será baseada na análise dos resultados dos testes de verificação de ajuste.Esses testes deverão ser aplicados de uma forma tal que permita a seleção daquela distribuição de probabilidades que em média seja mais adequada para ajustar as amostras de vazões de cheias estudadas e/ou então que dê indícios da distribuição do universo dessas vazões, sendo esses dois tópicos o objetivo principal do presente estudo.

No próximo item serão apresentadas todas as distribuições de probabilidades que foram empregadas neste estudo. Em seguida, serão apresentados os métodos de estimação dos parâmetros para cada distribuição e finalmente os critérios de verificação utilizados.

3.3 - AS DISTRIBUIÇÕES DE PROBABILIDADES

Foram empregadas as seguintes distribuições de probabilidades: Normal, Log Normal 2 Parâmetros, Log Normal 3 Parâmetros, Gumbel, Gumbel Generalizada, Gama 2 Parâmetros,Gama 3 Parâmetros, Pearson Tipo III, Log Pearson Tipo III e Wakeby.

Para cada distribuição, será descrito sumariamente a razão de seu emprego em análise de freqüência de cheias. No Quadro III.1, são mostradas as fdp das distribuições,

bem como o intervalo de validade, os parâmetros, os principais momentos - média, variância e coeficiente de assimetria e como são determinados os quantis para cada período de recorrência.

A distribuição Normal foi incluída no estudo por razões de ordem histórica e para efeito de comparação, uma vez que é sabido que a distribuição de freqüências das vazões de cheias não possui a simetria imposta por esse modelo.

Com o objetivo principal de explicar o efeito de separação, foi recentemente introduzida a distribuição Wakeby nas pesquisas sobre freqüência de cheias (Houghton, 1978 a). Aqui, incluiu-se também essa distribuição, pois será empregada no estudo de regionalização de acordo com Landwehr et alii (1981).

3.3.1 - Distribuição Normal

Pode ser considerada como a distribuição de probabilidades sobre a qual mais estudos têm sido desenvolvidos. Segundo o Teorema de Limite Central, a distribuição Normal é empregada para modelar fenômenos que resultam da adição de vários fatores que atuam independentes uns dos outros, porém contribuindo igualmente para o resultado final.

3.3.2 - Distribuição Log Normal 2 Parâmetros

Se os logaritmos de uma variável aleatória, ℓnX, são normalmente distribuídos, então diz-se que a variável aleatória X segue uma distribuição Log Normal. Uma das justificativas de seu emprego para ajustar amostras de vazões de cheias é que as mesmas são variáveis hidrológicas resultantes de

DISTRIBUIÇÃO	FDP - $f_X(x)$	INTERV.	PARÂM.	MOMENTOS	QUANTIL (x_T)
NORMAL	$\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right]$	$(-\infty, \infty)$	μ σ	$\mu = \mu$ $\quad \gamma_1 = 0$ $\sigma^2 = \sigma^2$	$\mu + t\sigma$
LOG NORMAL 2 PARÂM.	$\frac{1}{x\sigma_y\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\ell nx-\mu_y}{\sigma_y}\right)^2\right]$	$[0, \infty)$	μ_y σ_y	$\mu = \exp(\mu_y + \sigma_y^2/2)$ $\sigma^2 = \mu^2(e^{\sigma_y^2} - 1)$ $\gamma_1 = c_v^3 + 3c_v$	$\exp(\mu_y + t\sigma_y)$
LOG NORMAL 3 PARÂM.	$\frac{1}{(x-a)\sigma_y\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left[\frac{\ell n(x-a)-\mu_y}{\sigma_y}\right]^2\right\}$	$[a, \infty)$	a μ_y σ_y	$\mu = a + \exp(\mu_y + \sigma_y^2/2)$ $\sigma^2 = (e^{\sigma_y^2} - 1)\exp(2\mu_y+\sigma_y^2)$ $\gamma_1 = c_{v_2}^3 + 3c_{v_2}$	$a + \exp(\mu_y + t\sigma_y)$
GUMBEL	$\alpha \exp\left\{-\alpha(x-\beta) - \exp-\left[\alpha(x-\beta)\right]\right\}$	$(-\infty, \infty)$	α β	$\mu = \beta + 0{,}5772157/\alpha$ $\sigma^2 = \pi^2/6\alpha^2$ $\gamma_1 = 1{,}14$	$\beta - \frac{1}{\alpha}\ell n(-\ell nF_X)$

QUADRO III.1 - Características das distribuições de probabilidades - função densidade, intervalo de aplicação, parâmetros, momentos e quantis. Ver simbologia no Anexo I.

DISTRIBUIÇÃO	FDP - $f_X(x)$	INTERV.	PARÂM.	MOMENTOS	QUANTIL (x_T)
GUMBEL GENERALIZADA	$\frac{1}{\alpha}\left[1 - \frac{k}{\alpha}(x-u)\right]^{\frac{1}{k}-1} \exp\left[-\left(1 - \frac{k}{\alpha}(x-u)\right)^{1/k}\right]$	$[u, \infty)$	u α k	$\mu = \Gamma(1+k)$ $\sigma^2 = \Gamma(1+2k) - \Gamma^2(1+k)$ $\gamma_1 = \mu_3 / \sigma^3$ $\mu_3 = \Gamma(1+3k) + 2\Gamma^3(1+k) - 3\Gamma(1+2k)\,\Gamma(1+k)$	$u + \frac{\alpha}{k}(1 - e^{-k y_1})$ $y_1 = -\ln(-\ln F_X)$
GAMA 2 PARÂMETROS	$\frac{1}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} \exp(-\frac{x}{\beta})$	$[0, \infty)$	α β	$\mu = \alpha\beta$ $\sigma^2 = \alpha\beta^2$ $\gamma_1 = 2c_v$	$\alpha\beta\left(1 - \frac{1}{9\alpha} + t\sqrt{\frac{1}{9\alpha}}\right)^3$
GAMA 3 PARÂMETROS	$\frac{1}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} (x-\gamma)^{\alpha-1}\left[\exp - (\frac{x-\gamma}{\beta})\right]$	$[\gamma, \infty)$	α β γ	$\mu = \gamma + \alpha\beta$ $\sigma^2 = \alpha\beta^2$ $\gamma_1 = 2 / \sqrt{\alpha}$	$\gamma + \alpha\beta\left(1 - \frac{1}{9\alpha} + t\sqrt{\frac{1}{9\alpha}}\right)^3$

QUADRO III.1 - Características das distribuições de probabilidades - função densidade, intervalo de aplicação, parâmetros, momentos e quantis. Ver simbologia no Anexo I.

DISTRIBUIÇÃO	FDP - $f_X(x)$	INTERV.	PARÂM.	MOMENTOS	QUANTIL (x_T)
PEARSON TIPO III	$\frac{1}{\alpha\Gamma(\beta)} \left(\frac{x-\gamma}{\alpha}\right)^{\beta-1} \exp\left[-\left(\frac{x-\gamma}{\alpha}\right)\right]$	$[\gamma, \infty)$	α β γ	$\mu = \gamma + \alpha\beta$ $\sigma^2 = \alpha^2\beta$ $\gamma_1 = 2/\sqrt{\beta}$	$\mu + k\sigma$ $k = t + (t^2-1)A + [(t^3-6t)A^2]/3 - (t^2-1).A^3 + tA^4 + A^5/3$ $A = \gamma_1/6$
LOG PEARSON TIPO III	$\frac{1}{\alpha x\Gamma(\beta)} \left(\frac{\ell nx - \gamma}{\alpha}\right)^{\beta-1} \exp\left[-\left(\frac{\ell nx - \gamma}{\alpha}\right)\right]$	$[\gamma, \infty)$	α β γ	$\mu_y = \gamma + \alpha\beta$ $\sigma_y^2 = \alpha^2\beta$ $\gamma_y = 2/\sqrt{\beta}$	$\exp(\mu_y + k\sigma_y)$ $k = t + (t^2-1)A + [(t^3-6t)A^2]/3 - (t^2-1).A^3 + tA^4 + A^5/3$ $A = \gamma_y/6$

QUADRO III.1 - Características das distribuições de probabilidades - função densidade, intervalo de aplicação, parâmetros, momentos e quantis. Ver simbologia no Anexo I.

vários fatores multiplicativos, de tal forma que os logaritmos desses fatores satisfazem a aditividade da distribuição Normal (Chow, 1954). A distribuição Log Normal é também conhecida como distribuição de Galton - Gibrat, pelo fato de haver sido empregada primeiramente por esses autores, através de uma anamorfose adequada (Pinto, Holtz, Martins & Gomide, 1976).

3.3.3 - Distribuição Log Normal 3 Parâmetros

Representa a distribuição Normal dos logaritmos da variável reduzida (X - a), sendo a o limite inferior da distribuição ou parâmetro de locação.

3.3.4 - Distribuição Gumbel

Obtida através do desenvolvimento da teoria dos valores extremos (seção 2.1.2), sendo também conhecida como distribuição de Valores Extremos Tipo I.

3.3.5 - Distribuição Gumbel Generalizada

É uma distribuição que engloba todos os três tipos de distribuições assintóticas de valores extremos (seção 2.1.2), sendo também conhecida como distribuição de Valores Extremos Generalizada.

3.3.6 - Distribuição Gama 2 Parâmetros

A distribuição Gama é empregada para descrever o tempo entre α ocorrências de um processo de Poisson (Benjamin & Cornell, 1970), sendo muito utilizada para ajustar amostras de vazões de cheias (Markovic, 1965; Santos Jr., 1967 e

1970).

3.3.7 - Distribuição Gama 3 Parâmetros

Representa a distribuição Gama 2 Parâmetros da variável reduzida (X - γ), sendo γ o limite inferior ou parâmetro de locação.

3.3.8 - Distribuição Pearson Tipo III

É o outro nome dado à distribuição Gama 3 Parâmetros, tendo sido incluída neste estudo por motivo de ser encontrada na literatura com diferentes formas de estimação de parâmetros e de quantis. A distribuição Pearson Tipo III foi originalmente proposta por Foster (1924) para análise de freqüências de cheias.

3.3.9 - Distribuição Log Pearson Tipo III

Se os logaritmos de uma variável aleatória, ℓnX, são distribuídos segundo uma distribuição Pearson Tipo III, então diz-se que a variável X segue uma distribuição Log Pearson Tipo III. É uma das distribuições mais empregadas em análise de freqüências de cheias, tendo sido recomendada pelo U. S. Water Resources Council (1967).

3.3.10 - Distribuição Wakeby

A variável aleatória X segue uma distribuição Wakeby (Houghton, 1978 a) se:

$$x = m + a\left[1 - (1 - F_X)^b\right] - c\left[1 - (1 - F_X)^{-d}\right],\ x \geq m \qquad (3.13)$$

onde m, a, b, c, d são parâmetros e $F_X \equiv F_X(x) = P(X \leq x)$ é a função de distribuição acumulada da variável. Como de pode notar, é uma distribuição cuja forma inversa é definida explicitamente em termos de $F_X(x)$, e a sua fdp é definida por:

$$f_X\left[x \quad (F_X)\right] = 1/\left[ab \quad (1 - F_X)^{b-1} + cd\ (1 - F_X)^{-d-1}\right] \tag{3.14}$$

Um glossário completo da distribuição Wakeby, incluindo as expressões da média, variância e coeficiente de assimetria, pode ser encontrado em Landwehr et alii (1978) ou em Henriques (1979).

Um quantil x_T, correspondente ao período de recorrência de T anos, pode ser calculado pela Equação (3.13), fazendo-se:

$$F_X = 1 - \frac{1}{T} \tag{3.15}$$

3.4 - ESTIMAÇÃO DOS PARÂMETROS DAS DISTRIBUIÇÕES DE PROBABILIDADES

Serão considerados três métodos de estimação de parâmetros, a saber: método dos momentos, método da máxima verossimilhança e método dos momentos de probabilidade ponderada (MPP). Com exceção da distribuição Wakeby, cujos parâmetros serão estimados pelo método dos MPP, todas as outras terão seus parâmetros estimados pelos métodos dos momentos e da máxima verossimilhança. Além desses dois últimos métodos, para a distribuição Gumbel empregou-se também o método dos MPP. Restringiu-se a aplicação do método dos MPP às distribuições Wakeby e Gumbel pelo fato de serem elas as únicas distribuições que são facilmente expressas na forma inversa $x = x(F_X)$,

entre todas as outras que foram empregadas.

3.4.1 - O método dos momentos

Como os momentos populacionais são expressos em função dos parâmetros a serem estimados, o método dos momentos consiste simplesmente em igualar os momentos populacionais com os momentos amostrais, explicitando-se dessa forma os valores dos parâmetros, após resolver o sistema de equações criado.

Os estimadores dos parâmetros das distribuições, empregando-se o método dos momentos, estão apresentados no Quadro III.2.

Nos casos da estimação dos parâmetros das distribuições Pearson Tipo III e Log Pearson Tipo III, serão empregados três fatores multiplicativos para retirar a tendenciosidade do coeficiente de assimetria amostral. Esses fatores, os quais foram propostos por Bobée & Robitaille (1976), são dados por:

$$\Delta_1 = \frac{\sqrt{n\ (n-1)}}{n - 2} \qquad (3.16)$$

$$\Delta_2 = \frac{\sqrt{n\ (n-1)}}{n - 2} \left(1 + \frac{8,5}{n}\right) \qquad (3.17)$$

$$\Delta_3 = 1 + \frac{6,51}{n} + \frac{20,2}{n^2} + \left(\frac{1,48}{n} + \frac{6,77}{n^2}\right) g^2 \qquad (3.18)$$

onde n é o tamanho da amostra e

g é o valor do coeficiente de assimetria amostral (ou do logaritmo dos pontos amostrais no caso da dis

tribuição Log Pearson Tipo III).

3.4.2 - O método da máxima verossimilhança

Dada (X_1, X_2, ... , X_n) AAS_n da variável aleatória X com fdp f_X (x ; $\underline{\theta}$), o método da máxima verossimilhança consiste em determinar o vetor de parâmetros

$$\underline{\theta}^* = (\theta_1^*, \theta_2^*, ... , \theta_k^*)$$

que maximize a função de verossimilhança L ($\underline{X}$; $\underline{\theta}$) dada pela Equação (3.5).

Os estimadores de máxima verossimilhança, para uma distribuição que possua k parâmetros, podem ser encontrados resolvendo-se simultaneamente o sistema de equações:

$$\left\{ \frac{\partial L (\underline{X} ; \underline{\theta})}{\partial \theta_i} = 0, \qquad i = 1, 2, ... k \right. \qquad (3.19)$$

A resolução analítica do sistema de Equações (3.19) conduz a expressões que em geral só podem ser resolvidas através de processos numéricos iterativos os quais muitas vezes apresentam dificuldades de convergência após um número máximo de iterações.

Com exceção da distribuição Wakeby, cuja fdp dada pela Equação (3.14) não tem definição explícita, os estimadores dos parâmetros das outras distribuições empregando-se o método da máxima verossimilhança estão mostrados no Quadro III.2.

DISTRIBUIÇÃO	MÉTODO DOS MOMENTOS	MÉTODO DA MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA
NORMAL	$\mu = \bar{x}$ $\sigma = s$	$\mu = \bar{x}$ $\sigma = s$
LOG NORMAL 2 PARÂMETROS	$\mu_y = \ell n\bar{x} - \sigma_y^{\,2}/2$ $\sigma_y = \left[\ell n\ (1 + c_v^{\,2})\right]^{1/2}$	$\mu_y = \frac{1}{n} \sum_i^n \ell n x_i$ $\sigma_y = \left[\frac{1}{n} \sum_i^n (\ell n x_i - \mu_y)^2 \right]^{1/2}$
LOG NORMAL 3 PARÂMETROS	$a = \bar{x} - s/Z_2\ ,\quad Z_2 = \frac{1 - w^{2/3}}{w^{1/3}}$ $w = \left[- g + (g^2 + 4)^{1/2}\right]/2$ $\mu_y = \ell n\ (s/Z_2) - \frac{1}{2} \ell n\ (1 + Z_2^{\,2})$ $\mu_y = \left[\ell n\ (1 + Z_2^{\,2})\right]^{1/2}$	$\mu_y = \frac{1}{n} \sum_i^n \ell n\ (x_i - a)$ $\sigma_y = \left\{ \frac{1}{n} \sum_i^n \left[\ell n\ (x_i - a) - \mu_y\right]^2 \right\}^{1/2}$ $\sum_i^n \frac{1}{(x_i - a)} (\mu_y - \sigma_y^{\,2}) = \sum_i^n \frac{\ell n(x_i - a)}{(x_i - a)}$

QUADRO III.2 – Características das distribuições de probabilidades – Estimação dos parâmetros.
Ver simbologia no Anexo I.

DISTRIBUIÇÃO	METODO DOS MOMENTOS	MÉTODO DA MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA
GUMBEL	$\alpha = 1{,}2825/s$ $\beta = \bar{x} - 0{,}45s$	$\beta = \frac{1}{\alpha} \ell n \left({}^{n}/_{\sum_i^n e^{-\alpha x_i}} \right)$ $\sum_i^n x_i e^{-\alpha x_i} + \frac{1}{\alpha} \sum_i^n e^{-\alpha x_i} - \bar{x} \sum_i^n e^{-\alpha x_i} = 0$
GUMBEL GENERALIZADA	$\Gamma(1 + 3k) - 3\Gamma(1 + 2k)\Gamma(1 + k) + 2\Gamma^3(1 + k) = gs^{3/2}$ $\alpha = \frac{\lvert ks \rvert}{\left[\Gamma(1 + 2k) - \Gamma^2(1 + k)\right]^{1/2}}$ $u = \bar{x} - \frac{\alpha}{k} + \frac{\alpha}{k}\Gamma(1 + k)$	$-\frac{Q}{\alpha} = 0$; $-\frac{1}{\alpha} \cdot \frac{P+Q}{k} = 0$; $-\frac{1}{k}\left(R - \frac{P+Q}{k}\right) = 0$ $P = n - \sum_i^n e^{-y_i}$ $Q = \sum_i^n e^{-y_i} + k y_i - (1 - k) \sum_i^n e^{k y_i}$ $R = n - \sum_i^n y_i + \sum_i^n y_i e^{-y_i}$ $y_i = -\frac{1}{k} \ell n \left(1 - \frac{x_i - u}{\alpha} \cdot k\right)$

QUADRO III.2 - Características das distribuições de probabilidades - Estimação dos parâmetros
Ver simbologia no Anexo I.

DISTRIBUIÇÃO	MÉTODO DOS MOMENTOS	MÉTODO DA MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA
GAMA 2 PARÂMETROS	$\alpha = (\bar{x} / s)^2$ $\beta = \bar{x} / \alpha$	$\alpha = \frac{1 + (1 + 4A/3)^{1/2}}{4A} - \Delta\alpha$ $A = \ell n\bar{x} - \frac{1}{n} \sum_{i}^{n} \ell n x_i$ $\Delta\alpha$ = TABELADO $\beta = \bar{x}/\alpha$
GAMA 3 PARÂMETROS	$\alpha = (2/g)^2$ $\beta = s / \sqrt{\alpha}$ $\gamma = \bar{x} - \alpha\beta$	$\alpha = \frac{1 + (1 + 4A/3)^{1/2}}{4A} - \Delta\alpha$ $A = \ell n (\bar{x} - \gamma) - \frac{1}{n} \sum_{i}^{n} \ell n (x_i - \gamma)$ $\Delta\alpha$ = TABELADO , $\beta = (\bar{x} - \gamma) / \alpha$ $\frac{1 + (1 + 4A/3)^{1/2}}{1 + (1 + 4A/3)^{1/2} - 4A} - \frac{1}{n} (\bar{x} - \gamma) \sum_{i}^{n}$ $\frac{1}{x_i - \gamma} = 0$

QUADRO III.2 - Características das distribuições de probabilidades - Estimação dos parâmetros
Ver simbologia no Anexo I.

DISTRIBUIÇÃO	MÉTODO DOS MOMENTOS	MÉTODO DA MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA
PEARSON TIPO III	$\beta = (2 / g)^2$ $\alpha = s / \sqrt{\beta}$ $\gamma = \bar{x} - \alpha\beta$	$-n \frac{\Gamma'(\beta)}{\Gamma(\beta)} + \sum_i^n \ell n\,(x_i - \gamma) - n\ell n\,\alpha = 0$ $\alpha = \frac{1}{n} \sum_i^n (x_i - \gamma) - n / \sum_i^n \frac{1}{x_i - \gamma}$ $\beta = 1 / \left[1 - n / \sum_i^n (x_i - \gamma) \sum_i^n \frac{1}{x_i - \gamma}\right]$
LOG PEARSON TIPO III	$\beta \doteq (2 / g_{LOG})^2$ $\alpha \doteq s_{LOG} / \sqrt{\beta}$ $\gamma = \bar{x}_{LOG} - \alpha\,\beta$	$-n \frac{\Gamma'(\beta)}{\Gamma(\beta)} - n\ell n\alpha + \sum_i^n \ell n\,(\ell n x_i - \gamma) = 0$ $\alpha = \frac{1}{n} \sum_i^n (\ell n x_i - \gamma) - n / \sum_i^n \frac{1}{\ell n x_i - \gamma}$ $\beta = 1 / \left[1 - n^2 / \sum_i^n (\ell n x_i - \gamma) \sum_i^n \frac{1}{\ell n x_i - \gamma}\right]$

QUADRO III.2 - Características das distribuições de probabilidades - Estimação dos parâmetros
Ver simbologia no Anexo I.

3.4.3 - O método dos momentos de probabilidade ponderada

O método dos momentos de probabilidade ponderada (MPP) pode ser considerado como uma variação do método dos momentos, e foi desenvolvido por Greenwood et alii (1979) para estimar os parâmetros daquelas distribuições cuja forma inversa $x = x(F_X)$ pode ser explicitamente definida . Entre as distribuições com essa propriedade encontram-se a Gumbel, Weibull, Wakeby e Lambda Generalizada.

Os MPP são definidos pela Equação (2.11), sendo que no processo de estimação de parâmetros adota-se a seguinte convenção:

$$M_{(k)} = M_{1,0,k} \quad , k = 0, 1, 2, \ldots\ldots\ldots \tag{3.20}$$

De acordo com Landwehr et alii (1979 b, 1980), existem dois tipos de estimadores para $M_{(k)}$:

a) O estimador não-tendencioso, $M^{*}_{(k)}$ dado por:

$$M^{*}_{(k)} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n-k} x_i \frac{\binom{n-i}{k}}{\binom{n-1}{k}} \quad , x_1 \leq x_2 \leq \ldots \leq x_{n-k} \tag{3.21}$$

b) O estimador tendencioso, $M^{**}_{(k)}$, dado por:

$$M^{**}_{(k)} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i \left[\frac{(n-i+0,35)}{n}\right]^{k} \quad , x_1 \leq x_2 \leq \ldots \leq x_n \tag{3.22}$$

Duas distribuições tiveram seus parâmetros estimados pelo método dos MPP: as distribuições Gumbel e Wakeby.

3.4.3.1 - Distribuição Gumbel

Os parâmetros α e β são estimados de acordo com o seguinte procedimento (Greenwood et alii, 1979; Landwehr, Matalas & Wallis, 1979 c):

a) Calcula-se os MPP não tendenciosos $M^*_{(0)}$ e $M^*_{(1)}$:

$$M^*_{(0)} = \frac{1}{n} \sum_{i}^{n} x_i = \bar{x} \qquad (3.23)$$

$$M^*_{(1)} = \frac{1}{n} \sum_{i}^{n-1} x_i \binom{n-i}{1} \Big/ \binom{n-1}{1} = \frac{1}{n} \sum_{i}^{n-1} x_i \cdot \frac{(n-i)}{(n-1)}$$

$$x_1 \leq x_2 \leq \ldots \leq x_{n-1} \qquad (3.24)$$

b) Os parâmetros α e β são estimados por:

$$\alpha = \ell n \ (2) \Big/ \left[M^*_{(0)} - 2\, M^*_{(1)}\right] \qquad (3.25)$$

$$\beta = M^*_{(0)} - 0{,}57721 \Big/ \alpha \qquad (3.26)$$

3.4.3.2 - Distribuição Wakeby

O algoritmo para estimar os parâmetros (m,a, b, c,d) da distribuição Wakeby está descrito em Landwehr et alii (1979 a, 1979 b) e emprega os estimadores tendenciosos dos MPP, $M^{**}_{(k)}$, k = 0, 1, 2, 3 , 4,

De acordo com as referências citadas, o algoritmo de estimação dos parâmetros será testado através de experimentos de Monte Carlo.Utilizando-se da geração de números aleatórios distribuídos segundo uma Wakeby com parâmetros conhe-

cidos, a eficiência do algoritmo de estimação poderá ser verificada em termos de reproduzir os parâmetros populacionais ou em estimar quantis para dados períodos de recorrência, comparando-os com os valores teóricos.

Para gerar números aleatórios distribuídos como uma Wakeby, considera-se $1 - F_X(x) = u$, onde u é distribuído uniformemente no intervalo (0,1), $u \backsim U(0,1)$. Assim (Landwehr et alii, 1978):

$$x = m + a\,(1 - u^{b}) - c\,(1 - u^{-d}) \qquad (3.27)$$

segue uma distribuição Wakeby com parâmetros (m, a, b, c, d). O algoritmo para a geração dos números $u \backsim U(0,1)$ pode ser encontrado em Naylor, Balintfy, Burdick & Chu (1966), embora acha-se também facilmente disponível em rotinas de computador (Scientific Subroutine Package, 1970).

3.5 - CRITÉRIOS DE AVALIAÇÃO DOS MODELOS

Dentro do processo de se ajustar uma distribuição de probabilidades a uma amostra, uma vez que os parâmetros são estimados, o passo seguinte consiste em se verificar a adequação do ajuste feito.

Os testes convencionais, como o do Qui-Quadrado e o de Kolmogorov-Smirnov, aplicam-se normalmente para amostras isoladas e no caso de se conhecer a verdadeira distribuição do universo. Como neste estudo não são satisfeitas essas condições, os testes do Qui-Quadrado e de Kolmogorov-Smirnov tiveram que ser convenientemente adaptados, conforme será apresentado nas seções 3.5.1 e 3.5.2. Com tais adaptações, pre

tende-se obter indícios da distribuição populacional que gerou as amostras analisadas.

Muitas vezes, o principal objetivo de um estudo de análise de freqüências de cheias é estabelecer uma metodologia que melhor estime a probabilidade de ocorrência de eventos futuros. Ao empregar-se uma distribuição de probabilidades visando atingir tal objetivo, não significa necessariamente que a distribuição que se aproxima do universo das vazões de cheias seja a mais indicada, podendo haver outra distribuição que melhor estime os eventos futuros para o conjunto de dados analisados. Procurando identificar essa distribuição, isto é, aquela que em termos médios seja a mais adequada na previsão da freqüência de eventos futuros, serão empregados dois testes específicos, baseados em amostras particionadas: o teste das Verossimilhanças e o teste dos critérios de verificação. O conceito básico desses testes consiste em reservar uma parte de cada amostra durante o processo de ajustamento das distribuições, deixando-a para ser usada como observações futuras, as quais em realidade seriam possíveis de ocorrer.

Empregou-se também um critério de verificação do comportamento da cauda direita das distribuições, através da comparação de quantis estimados para altos períodos de recorrência.

3.5.1 - O teste do Qui-Quadrado

O teste do Qui-Quadrado em si não é muito adequado para comparar o ajuste de distribuições a várias amostras de diferentes tamanhos, devido à diversidade de graus de

liberdade resultantes. Para contornar o problema, Markovic (1965) propôs um teste, o qual será descrito a seguir.

Para cada amostra e cada distribuição $f_X(x ; \underline{\theta})$, estimam-se os parâmetros $\underline{\theta} = (\theta_1, \theta_2, \ldots, \theta_k)$. Em seguida, a amostra é ordenada em ordem crescente e agrupada em ℓ intervalos de classe equiprováveis, calculando-se a estatística χ^2, que é uma variável aleatória dada por:

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^{\ell} \frac{(O_j - E_j)^2}{E_j} \qquad (3.28)$$

onde O_j e E_j são respectivamente as freqüências observadas e esperadas em cada intervalo j.

Sabe-se que a variável aleatória χ^2 segue uma distribuição Qui-Quadrado com $(\ell - k - 1)$ graus de liberdade onde k é número de parâmetros da distribuição. Para cada χ^2 calculado, x^2, estima-se p_{χ^2} (Bargman & Ghosh, 1963):

$$p_{\chi^2} = F_{\chi^2}(x^2) = P(\chi^2 < x^2) \qquad (3.29)$$

Pelo Teorema da Transformada Integral (Mood et alii, 1974), $p_{\chi}{}^2$ também é uma variável aleatória, distribuída uniformemente no intervalo (0,1). Assim:

$$p_{\chi}{}^2 \backsim U(0,1) \qquad (3.30)$$

Utilizando os conceitos acima citados, o teste proposto por Markovic (1965) consiste em se calcular $p_{\chi}{}^2$ para todas as amostras e, para cada distribuição, comparar a freqüência amostral acumulada dos p_{χ^2} com a função de distribuição acumulada Uniforme, F_U.

A Figura III.1 ilustra o conceito do teste para o caso de duas distribuições quaisquer. Será escolhida aquela distribuição que possuir o menor desvio máximo, D_{max}, entre a distribuição acumulada amostral e a distribuição acumulada Uniforme.

Uma outra adaptação do teste do Qui-Quadrado para fornecer um critério de escolha da distribuição que melhor se ajusta a um conjunto de amostras com diferentes tamanhos, foi utilizado por Markovic (1965) e Adamson (1979). O critério, o qual também será empregado neste estudo, consiste em selecionar aquela distribuição que apresentar o menor número de rejeições, dentre todas as amostras, para um determinado nível de significância.

Os níveis de significância considerados serão: $\alpha = 0,05$ e $\alpha = 0,10$.

3.5.2 - O teste de Kolmogorov-Smirnov

Semelhante ao teste do Qui-Quadrado, também o teste de Kolmogorov-Smirnov é função do tamanho da amostra. Para superar o problema de tal forma que se possa comparar amostras de tamanhos diferentes, será aqui proposto um teste como aquele desenvolvido por Markovic (1965), só que utilizando-se as probabilidades do desvio máximo do teste de Kolmogorov - Smirnov. Primeiramente se aplicará o teste para as amostras inteiras, desenvolvendo-se depois o conceito para o caso das amostras particionadas.

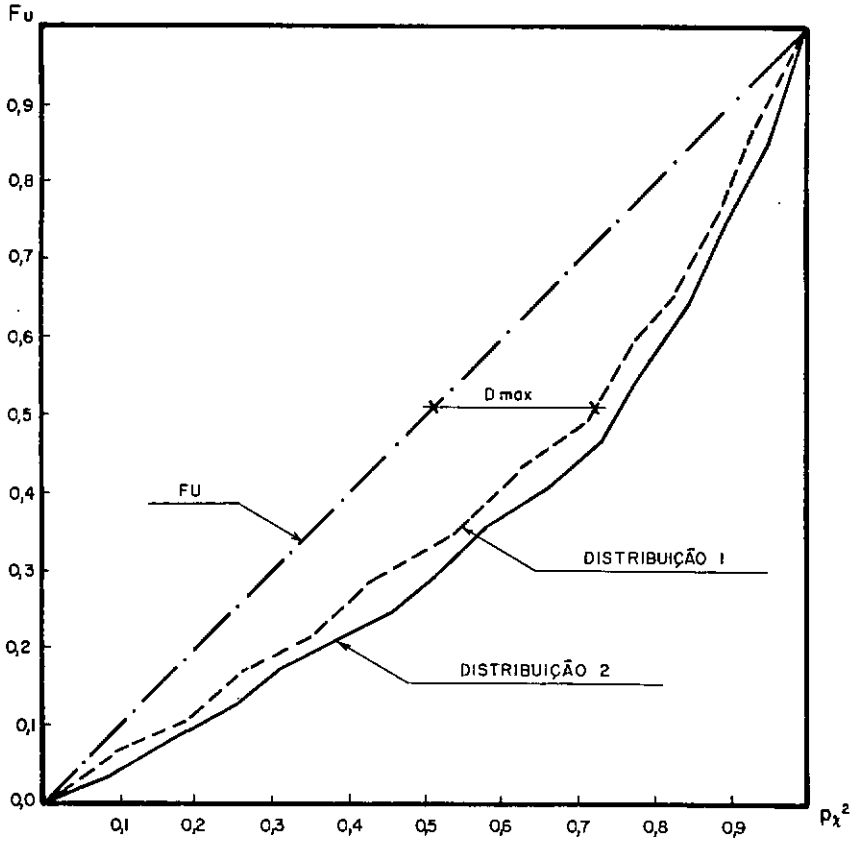


FIGURA III.1 - O TESTE DO QUI-QUADRADO PARA DUAS DISTRIBUIÇÕES QUAISQUER

a) Amostra inteira

Para cada amostra $\underline{a}$ e cada distribuição $f_X(x ; \underline{\theta})$, estimam-se os parâmetros $\underline{\theta} = (\theta_1, \theta_2, \ldots, \theta_k)$. Em seguida, a amostra é ordenada em ordem decrescente e calcula-se o valor absoluto D_i da diferença entre as freqüências acumuladas amostrais $\hat{F}_X(x_i)$ e teóricas, $F_X(x_i)$, de cada ponto $x_i \in \underline{a}$:

$$D_i = \left| \hat{F}_X(x_i) - F_X(x_i) \right| \qquad (3.31)$$

sendo $\hat{F}_X(x)$ calculada pela posição de plotagem média, dada pela Equação (2.1), também conhecida como posição de plotagem de Weibull, e que aqui será escri

ta como:

$$\hat{F}_X(x_i) = \frac{i}{n+1} \quad , i = 1, 2, \ldots, n \qquad (3.32)$$

Como valor crítico do teste, procura-se o máximo, D_2, assumido por D_i:

$$D_2 = \max_i \left| \hat{F}_X(x_i) - F_X(x_i) \right| \qquad (3.33)$$

o qual é uma variável aleatória cujo limite da função de distribuição acumulada de $\sqrt{n}\ D_2$ pode ser encontrado (Feller, 1948). Assim, para cada D_2 calculado, d_2, estima-se p_{D_2}:

$$p_{D_2} = F_{D_2}(\sqrt{n}\ d_2) = P(\sqrt{n}\ D_2 \leq \sqrt{n}\ d_2) \qquad (3.34)$$

Utilizando o mesmo conceito descrito na Figura III.1 será escolhida aquela distribuição que resultar no menor desvio máximo, Dmax, entre a distribuição acumulada amostral e a distribuição acumulada Uniforme.

b) Primeira metade

Ajusta-se a distribuição $f_X(x ; \underset{\sim}{\theta})$ para a primeira metade da amostra, $\underset{\sim}{a}_1$, ou seja, estimam-se os valores dos parâmetros $\underset{\sim}{\theta}^{(1)} = (\theta_1^{(1)}, \theta_2^{(1)}, \ldots, \theta_k^{(1)})$. Em seguida ordena-se a segunda metade da amostra, $\underset{\sim}{a}_2$, em ordem decrescente, calculando-se o valor absoluto D_i (Equação 3.31) da diferença entre as freqüências acumuladas amostrais $\hat{F}_X(x_i)$ e teóricas $F_X(x_i)$, de cada ponto $x_i \in a_2$. A freqüência acumulada $\hat{F}_X(x_i)$ é calculada pela posição de plotagem dada pela Equação (3.32), enquanto que $F_X(x_i)$ é calculada considerando

o vetor de parâmetros $\underset{\sim}{\theta}^{(1)}$.

Repetindo-se o procedimento descrito no item a, escolhe-se a melhor distribuição.

c) Segunda metade

Adota-se um procedimento idêntico ao do item b, só que a distribuição $f_X (x ; \underset{\sim}{\theta})$ é ajustada para a segunda metade da amostra, a_2, obtendo-se o vetor de parâmetros $\underset{\sim}{\theta}^{(2)} = (\theta_1^{(2)}, \theta_2^{(2)}, \ldots , \theta_k^{(2)})$. As freqüências acumuladas $\hat{F}_X (x_i)$ e $F_X (x_i)$ são calculadas para cada ponto x_i pertencente à primeira metade da amostra, $\underset{\sim}{a}_1$.

Também como no teste do Qui-Quadrado, será considerado o critério de escolha da distribuição que apresentar o menor número de rejeições, para os níveis de significância $\alpha = 0,05$ e $\alpha = 0,10$.

3.5.3 - O teste das Verossimilhanças

Proposto por Pinheiro, Damásio & Kelman (1981), esse teste baseia-se no produto das verossimilhanças das amostras particionadas.

Considere a variável aleatória X e a amostra $\underset{\sim}{a} = (X_1 , X_2 , \ldots , X_n)$ AAS_n de X. Essa amostra é dividida em duas partes iguais, usando a seqüência de observações ímpares para a primeira metade, $\underset{\sim}{a}_1$, e a seqüência de observações pares para a segunda metade, $\underset{\sim}{a}_2$, segundo critério adotado por Beard (1974).

Seja uma distribuição de probabilidades com fun

ção de densidade $f_X(x ; \underset{\sim}{\theta})$. De acordo com a Equação (3.5), a verossimilhança da amostra $\underset{\sim}{a}$ é proporcional à sua probabilidade de ocorrência. De fato:

$$\text{Prob}\left[\text{ocorrer } \underset{\sim}{a}\right] = P\ (X_1 \cap X_2 \cap \ldots \cap X_n)$$

$$= P(X_1)\ P(X_2) \ldots P(X_n) \qquad (3.35)$$

uma vez que, por definição, os pontos amostrais X_i, $i = 1, 2, \ldots, n$, são identicamente distribuídos e independentes entre si. Escrevendo a Equação (3.35) de outra forma, tem-se:

$$P(X_1 \cap X_2 \cap \ldots \cap X_n) \sim f_X(x_1 ; \underset{\sim}{\theta})\ f_X(x_2 ; \underset{\sim}{\theta}) \ldots f_X(x_n ; \underset{\sim}{\theta})$$

$$= \prod_{i=1}^{n} f_X(x_i ; \underset{\sim}{\theta}) \qquad (3.36)$$

que é a função de verossimilhança.

O <u>teste das Verossimilhanças</u> pode ser descrito da seguinte maneira:

a) Ajusta-se a distribuição $f_X(x ; \underset{\sim}{\theta})$ para a primeira metade da amostra, $\underset{\sim}{a}_1$, ou seja, estimam-se os valores dos parâmetros $\underset{\sim}{\theta}^{(1)} = (\theta_1^{(1)}, \theta_2^{(1)}, \ldots, \theta_k^{(1)})$

b) Calcula-se a verossimilhança $L_1(\underset{\sim}{a}_2 ; \underset{\sim}{\theta}^{(1)})$, utilizando-se a segunda metade da amostra, $\underset{\sim}{a}_2$, e os parâmetros estimados a partir da primeira metade, $\underset{\sim}{\theta}^{(1)}$:

$$L_1(\underset{\sim}{a}_2 ; \underset{\sim}{\theta}^{(1)}) = \prod_{i=1}^{n/2} f_X(x_i ; \theta_1^{(1)}, \ldots, \theta_k^{(1)}), x_i \in \underset{\sim}{a}_2 \qquad (3.37)$$

c) Ajusta-se a distribuição $f_X(x ; \underset{\sim}{\theta})$ para a segunda metade da amostra, $\underset{\sim}{a}$, ou seja, estimam-se os valores

dos parâmetros $\underset{\sim}{\theta}^{(2)} = (\theta_1^{(2)}, \theta_2^{(2)}, \ldots, \theta_k^{(2)})$

d) Calcula-se a verossimilhança $L_2\ (\underset{\sim}{a}_1\ ;\ \underset{\sim}{\theta}^{(2)})$, utilizando-se a primeira metade da amostra, $\underset{\sim}{a}_1$, e os parâmetros estimados a partir da segunda metade, $\underset{\sim}{\theta}^{(2)}$:

$$L_2\ (\underset{\sim}{a}_1;\ \underset{\sim}{\theta}^{(2)}) = \prod_{i=1}^{n/2} f_X\ (x_i;\theta_1^{(2)},\ldots,\theta_k^{(2)}), x_i \in \underset{\sim}{a}_1 \qquad (3.38)$$

e) Para a amostra $\underset{\sim}{a}$, o resultado parcial do teste das Verossimilhanças será dado por:

$$V = s_X \left[L_1(\underset{\sim}{a}_2\ ;\ \underset{\sim}{\theta}^{(1)})\ .\ L_2\ (\underset{\sim}{a}_1\ ;\ \underset{\sim}{\theta}^{(2)})\right]^{1/n} \qquad (3.39)$$

$$\text{onde } s_X = \left[\frac{1}{n}\ \sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2\right]^{1/2},\ x_i \in \underset{\sim}{a} \qquad (3.40)$$

é o desvio-padrão da amostra inteira, $\underset{\sim}{a}$.

Levou-se em consideração o fator s_X para eliminar o efeito de escala causado pelos diferentes graus de dispersão das amostras, que é medido pelo desvio-padrão. Extraiu-se a raiz n-ésima do produto das verossimilhanças com o objetivo de dar o mesmo peso a todas as amostras, independente de seus tamanhos. Pretende-se assim escolher uma distribuição conveniente para amostras grandes e pequenas.

Para uma dada bacia hidrográfica contendo m amostras e para cada distribuição, o resultado final do teste será dado pelas seguintes estatísticas:

a) <u>Índice médio</u>: $\mu(V) = \frac{1}{m}\ \sum_{j=1}^{m} V_j \qquad (3.41)$

b) Índice inferior: $I(V) = \mu(V) - \sigma(V)$ (3.42)

sendo $\sigma(V) = \left\{ \frac{1}{m} \sum_{j=1}^{m} \left[V_j - \mu(V) \right]^2 \right\}^{1/2}$ (3.43)

Como o teste das Verossimilhanças é baseado na probabilidade de ocorrência da outra metade que é reservada para teste, será escolhida aquela distribuição que maximizar os índices $\mu(V)$ e/ou $I(V)$, visando atingir o objetivo proposto de prognosticar eventos futuros.

3.5.4 - Experimentos de Monte Carlo: Testes do Qui-Quadrado e das Verossimilhanças

Visando avaliar os testes do Qui-Quadrado e das Verossimilhanças, serão realizados experimentos de Monte Carlo com algumas distribuições de probabilidades. Aplicando-se o teste do Qui-Quadrado a amostras de números aleatórios gerados segundo várias distribuições com parâmetros conhecidos, espera-se que as aplicações do teste sejam favoráveis às distribuições populacionais usadas na geração.

Quanto ao teste das Verossimilhanças, o qual não foi proposto para indicar a distribuição populacional, os resultados do experimento de Monte Carlo poderão mostrar o significado real dos índices $\mu(V)$ e $I(V)$.

Serão consideradas as seguintes distribuições populacionais: Normal, Log Normal 2 Parâmetros, Log Normal 3 Parâmetros, Gumbel e Log Pearson Tipo III. Sejam $u \sim U(0,1)$, números aleatórios uniformemente distribuídos no intervalo (0,1), e $n \sim N(0,1)$, números aleatórios normalmente distribuídos com média zero e desvio-padrão unitário. Os algoritmos

para geração de números aleatórios seguindo as cinco distribuições populacionais dadas acima serão descritos a seguir:

a) Distribuição Normal

Se $X \sim N(\mu, \sigma)$, distribuição Normal com parâmetros (μ, σ), então (Fiering & Jackson, 1971):

$$x_i = \mu + \eta_i \sigma \qquad (3.44)$$

b) Distribuição Log Normal 2 Parâmetros

Se $X \sim LN2(\mu_y, \sigma_y)$, distribuição Log Normal 2 Parâmetros com parâmetros (μ_y, σ_y), então (Wallis et alii, 1974):

$$x_i = \exp(\mu_y + \eta_i \sigma_y) \qquad (3.45)$$

c) Distribuição Log Normal 3 Parâmetros

Se $X \sim LN3(a, \mu_y, \sigma_y)$, distribuição Log Normal 3 Parâmetros com parâmetros (a, μ_y, σ_y), então (Wallis et alii, 1974):

$$x_i = a + \exp(\mu_y + \eta_i \sigma_y) \qquad (3.46)$$

d) Distribuição Gumbel

Se $X \sim GUMBEL(\alpha, \beta)$, distribuição Gumbel com parâmetros (α, β), então (Wallis et alii, 1974):

$$x_i = \beta - \frac{1}{\alpha} \ln(-\ln u_i) \qquad (3.47)$$

e) Distribuição Log Pearson Tipo III

Se $X \sim LP3(\alpha, \beta, \gamma)$, distribuição Log Pearson Tipo III com parâmetros (α, β, γ), então (Landwehr et alii 1978):

$$x_i = \exp\left\{\gamma + \alpha\left[-\ell n \prod_{j=1}^{[\beta]} u_j - B\,\ell n\, u_i\right]\right\} \quad (3.48)$$

onde $[\beta]$ significa o maior número inteiro menor ou igual a β, e B é definido conforme o seguinte procedimento:

(1) Faz-se $r = \beta - [\beta]$ e $s = 1 - r$

(2) Gera-se u_1 , $u_2 \sim U(0,1)$.

(3) Faz-se $\zeta = u_1^{1/r}$ e $\xi = u_2^{1/s}$

(4) Se $\zeta + \xi > 1$, volta-se para o passo (1); caso contrário, prossegue-se para o passo seguinte.

(5) Faz-se $B = \zeta / (\zeta + \xi)$

3.5.5 - Testes dos critérios de verificação

Ciente das deficiências dos testes de aderência convencionais quando aplicados para se verificar o ajuste de distribuições de probabilidades a amostras de vazões de cheias, Beard (1974) propôs uma série de critérios de verificação onde se utiliza o conceito de amostras particionadas.

Os testes consistem em um critério de exatidão, onde as freqüências calculadas em uma metade da amostra são comparadas com as freqüências que ocorreram na outra metade, e em um critério de consistência, onde as freqüências amostrais calculadas para a amostra inteira são comparadas com as freqüências computadas independentemente na primeira e segunda metades.

Será chamada de amostra reservada aquela metade da amostra que servirá de amostra teste para o ajuste feito à outra metade.

a) Critério de exatidão

Corresponde à média e ao desvio-padrão das freqüências observadas (por contagem) na amostra reservada correspondentes aos quantis computados a partir do ajuste feito à outra metade. Foram usados os quantis referentes às probabilidades de 0,50 (T= 2 anos), 0,10 (T = 10 anos), 0,04 (T = 25 anos) e 0,02 (T = 50 anos). Em outras palavras, o teste pode ser assim descrito, para uma distribuição de probabilidades qualquer:

(1) Ajusta-se a distribuição para a primeira metade e calcula-se os quantis x_2, x_{10}, x_{25} e x_{50}.

(2) Verifica-se na segunda metade a freqüência com que esses quantis são excedidos, obtendo-se XPT (1), XPT (2), XPT (3) e XPT (4), respectivamente.

(3) Repetem-se os passos (1) para a segunda metade e o (2) para a primeira metade, obtendo-se agora XPT (5), XPT (6), XPT (7) e XPT (8).

(4) Para um determinado quantil com período de recorrência de T anos, tem-se (no caso, T = 2 anos).

- média:

$$\mu(x_2) = \frac{1}{2m} \sum_{i=1}^{m} \left[XPT_i\ (1) + XPT_i\ (5) \right] \qquad (3.49)$$

- desvio-padrão:

$$\sigma(x_2) = \left\{ \frac{1}{2m} \left[\sum_{i=1}^{m} XPT_i\ (1)^2 + \sum_{i=1}^{m} XPT_i\ (5)^2 \right] - \mu^2\ (x_2) \right\}^{1/2} \qquad (3.50)$$

onde m é número total de amostras.

Para uma distribuição que apresenta um bom ajuste às m amostras, espera-se que $\mu(x_2)$ seja próximo de 0,50 (p = 0,50, p = 1/T, T = 2 anos) e que $\sigma(x_2)$ seja o menor possível.

Um outro critério que será adotado consiste em se calcular o desvio relativo, $\Delta\mu_2$ (no caso T = 2 anos):

$$\Delta\mu_2 = \frac{\mu(x_2) - E\left[\mu \quad (x_2)\right]}{E\left[\mu \ (x_2)\right]} \qquad (3.51)$$

onde $E\left[\mu \quad (x_2)\right] = 0,50$ é o valor esperado da freqüência do quantil de T = 2 anos.

Considerando também os outros períodos de recorrência, espera-se que a distribuição que apresenta um bom ajuste às m amostras terá um pequeno valor para $\Delta\mu$:

$$\Delta\mu = \Delta\mu_2 + \Delta\mu_{10} + \Delta\mu_{25} + \Delta\mu_{50} \qquad (3.52)$$

onde $\Delta\mu_{10}$, $\Delta\mu_{25}$ e $\Delta\mu_{50}$ são definidos de maneira semelhante a $\Delta\mu_2$ (Equação 3.51), para valores de T de 10, 25 e 50 anos, respectivamente.

b) Critério de consistência

Corresponde à raiz quadrada da diferença média quadrada entre as probabilidades computadas nas duas metades, referentes aos quantis extremos, x_e, máximo $x_{(1)}$, decil superior, $x_{(0,10)}$, quantil mediano, $x_{(0,50)}$, obtidos (de acordo com a posição de plotagem) a partir da amostra inteira. O quantil extremo é definido como (Beard, 1974):

$$x_e = x_{(1)} \sqrt{\frac{x_{(1)}}{x_{(0,50)}}} \qquad (3.53)$$

Explicando o teste de outra forma tem-se, para uma distribuição de probabilidades qualquer:

(1) Ordena-se a amostra inteira e obtem-se os quantis x_e, $x_{(1)}$, $x_{(0,10)}$ e $x_{(0,50)}$, de acordo com a posição de plotagem.

(2) Ajusta-se a distribuição à primeira metade da amostra e calcula-se as probabilidades correspondentes aos quantis x_e, $x_{(1)}$, $x_{(0,10)}$ e $x_{(0,50)}$, obtendo-se FREA (1), FREA (2), FREA (3) e FREA(4), respectivamente (vide Figura III.2).

(3) Repete-se o passo (2) para a segunda metade da amostra, obtendo-se agora FREB (1), FREB (2), FREB (3) e FREB (4), de acordo com a Figura III.2.

(4) Para cada um dos quantis acima, o teste consiste em se calcular:

$$CT_j = \left\{ \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} \left[FREA_i\ (j) - FREB_i\ (j) \right]^2 \right\}^{1/2},$$

$$j = 1, 2, 3, 4 \qquad (3.54)$$

onde m é o número total de amostras.

Para uma distribuição que apresenta um bom ajuste às m amostras, espera-se que CT_j ou $\sum_{j=1}^{4} CT_j$ seja o menor possível.

Beard(1974) empregou outros critérios de exatidão e consistência, os quais no entanto não levaram a resul

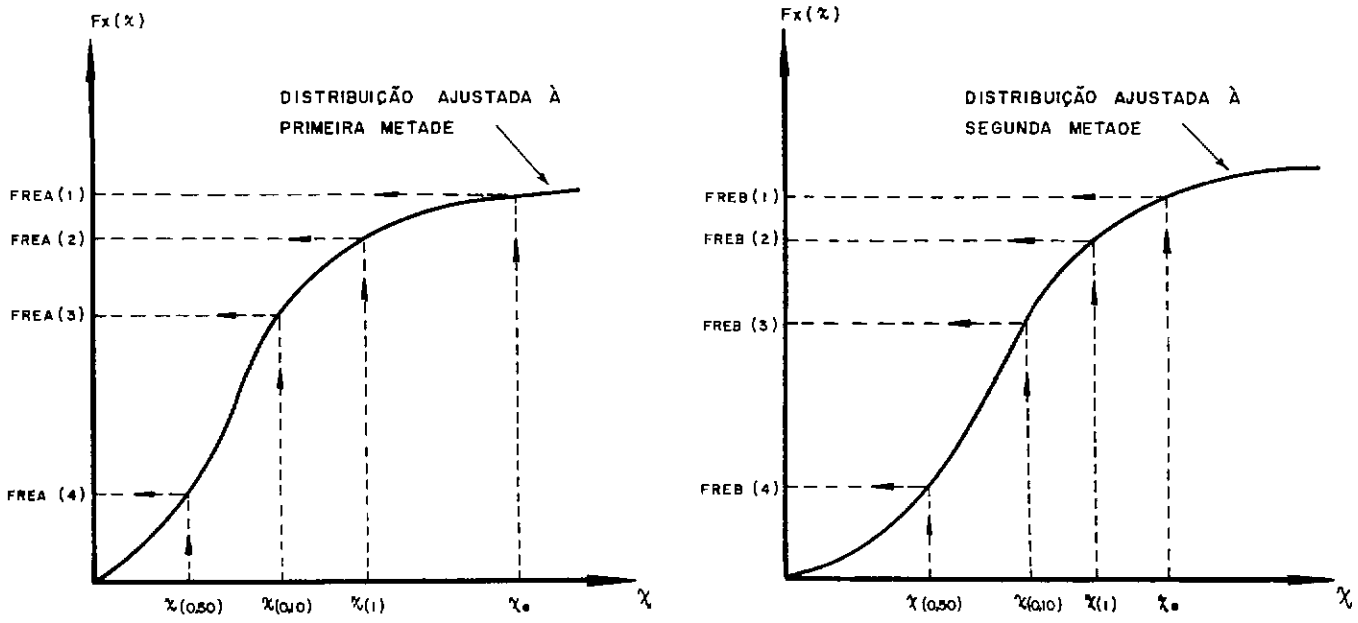


FIGURA III.2 - TESTE DOS CRITÉRIOS DE VERIFICAÇÃO

tados muito conclusivos. Por essa razão, eles não foram considerados aqui neste trabalho.

3.5.6 - Comparação de quantis

Em geral, os testes de aderência propostos verificam a adequação de um ajuste para a parte central da distribuição, onde existe maior concentração de pontos. Em análise de freqüência de cheias, o maior interesse é dirigido para a cauda direita da distribuição, onde a densidade de pontos é pequena ou quase nula, daí resultando a ineficiência dos testes convencionais (Moran, 1957). Como conseqüência, um bom resultado de um teste de aderência não significa necessariamente que a distribuição de probabilidades escolhida seja a melhor para se fazer prognósticos de vazões de cheias.

Uma forma de visualizar o comportamento da cauda direita das distribuições é através da comparação de quantis estimados para altos períodos de recorrência.Será empregado um critério de comparação de quantis de acordo com Adamson (1979), cujo conceito pode ser visto na Figura III.3. Basicamente, a comparação é feita entre as estimativas médias de cada distribuição, para os períodos de recorrência de 2,10, 25, 50, 100 e 1.000 anos, expressos como porcentagens das estimativas médias de uma distribuição escolhida como referência. A distribuição Log Normal 2 Parâmetros, com parâmetros estimados pelo método dos momentos, será usada como referência.

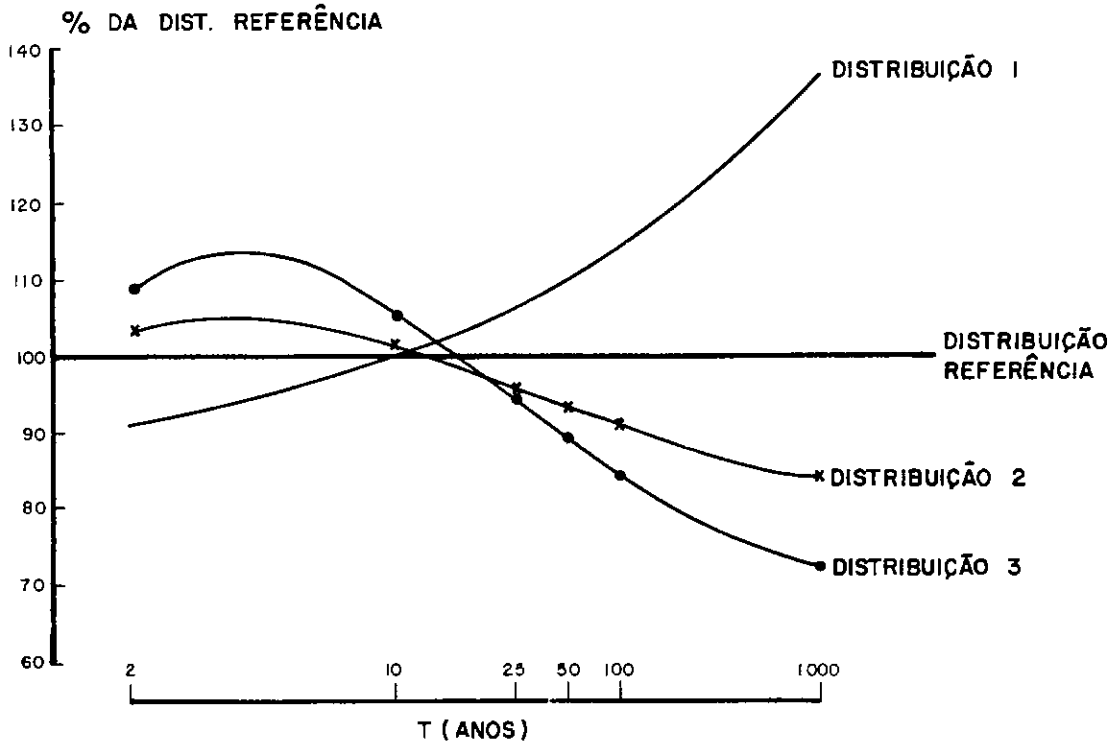


FIGURA III.3 - COMPARAÇÃO DE QUANTIS

3.6 - REGIONALIZAÇÃO

Utilizando-se os quantis estimados pelas distribuições de probabilidades que apresentaram os melhores resultados nos critérios de verificação de ajuste, será feito um estudo de regionalização empregando um modelo de múltipla regressão. Será empregada também a distribuição Wakeby Regional.

3.6.1 - O modelo de múltipla regressão

Quando se aplica o modelo de múltipla regressão, dado pela Equação (2.14), em geral se apresentam dificuldades na obtenção de algumas variáveis climatológicas e fisiográficas. Muitas dependem de uma ampla cobertura aerofotogramétrica ou de cartas topográficas muito precisas e com escala de denominador pequeno. Além do mais,o levantamento das variáveis exige o emprego de muita mão-de-obra e um tempo considerável para a obtenção dos dados.

Por ser a variável de mais fácil determinação, será empregada neste trabalho apenas a área de drenagem.Nesse caso, a aplicação do modelo se resume em relacionar os grupos de quantis Q_T, para um dado período de recorrência, com a área de drenagem, resultando em:

$$Q_T = a\, A^b \qquad (3.55)$$

onde A é a área de drenagem, em km^2, e

a, b são os coeficientes da regressão.

Serão empregados os quantis correspondentes aos períodos de recorrência de 2, 5, 10, 25, 50, 100 e 1.000 anos.

No caso de se considerar a média amostral das

vazões de cheias, $\bar{Q}$, como variável dependente, o modelo da Equação (3.55) resulta em:

$$\bar{Q} = a\, A^{b} \qquad (3.56)$$

onde $\bar{Q}$ é a média amostral das vazões de cheias, em m^3/s.

Na região de aplicação, considera-se que as vazões de cheias são explicadas principalmente pela área de drenagem, podendo-se adotar como delimitadores dessa região todos os pontos que apresentem uma boa relação $\bar{Q} = a\, A^{b}$.

Como critério de verificação dos resultados apresentados pelo modelo, será retirada uma amostra da região de aplicação, comparando-se posteriormente os quantis pontuais estimados para essa amostra com os quantis estimados pela equação regional.

3.6.2 - A distribuição Wakeby Regional

Será descrito a seguir a metodologia proposta por Landwehr et alii (1981) para regionalizar a distribuição Wakeby e que foi empregada neste trabalho.

Para uma determinada região hidrologicamente homogênea, sejam N amostras de vazões de cheias com tamanhos n_1, n_2, ... , n_N. Considera-se a matriz $\{x_{i,j}\}$, onde $x_{i,j}$ representa o i-ésimo ponto amostral da j-ésima amostra:

$$\left\{X_{i,j}\right\} = \begin{bmatrix} x_{1,1} & x_{1,2} & \cdots\cdots & x_{1,N} \\ x_{2,1} & x_{2,2} & \cdots\cdots & x_{2,N} \\ \vdots & & & \\ x_{n_1,1} & x_{n_2,2} & \cdots\cdots & x_{n_N,N} \end{bmatrix} \begin{array}{l} \downarrow \text{ COMPRIMENTOS} \\ \rightarrow \text{ AMOSTRAS} \end{array} \qquad (3.57)$$

Ordena-se em ordem crescente cada coluna da matriz $\left\{X_{i,j}\right\}$, o que equivale ordenar os pontos de cada amostra, obtendo-se a nova matriz $\left\{Y_{i,j}\right\}$

$$\left\{Y_{i,j}\right\} = \begin{bmatrix} y_{1,1} & y_{1,2} & \cdots\cdots & y_{1,N} \\ y_{2,1} & y_{2,2} & \cdots\cdots & y_{2,N} \\ \vdots & & & \\ y_{n_1,1} & y_{n_2,2} & \cdots\cdots & y_{n_N,N} \end{bmatrix} \begin{array}{l} \downarrow \text{ VALORES ORDENADOS EM ORDEM CRESCENTE} \\ \rightarrow \text{ AMOSTRAS} \end{array} \qquad (3.58)$$

Para cada amostra ordenada calcula-se os MPP $\left\{M_{k,j}\right\}$, k = 0, 1, 2, 3, 4 e j = 1, 2, ... , N, obtendo-se:

$$\left\{M_{k,j}\right\} = \begin{bmatrix} M_{0,1} & M_{0,2} & \cdots\cdots & M_{0,N} \\ M_{1,1} & M_{1,2} & \cdots\cdots & M_{1,N} \\ M_{2,1} & M_{2,2} & \cdots\cdots & M_{2,N} \\ M_{3,1} & M_{3,2} & \cdots\cdots & M_{3,N} \\ M_{4,1} & M_{4,2} & \cdots\cdots & M_{4,N} \end{bmatrix} \qquad (3.59)$$

Em seguida, divide-se cada coluna j por $M_{0,j}$, que é a média da j-ésima amostra, obtendo-se:

$$\left\{M_{k,j}/M_{0,j}\right\} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & \cdots & 1 \\ M_{1,1}/M_{0,1} & M_{1,2}/M_{0,2} & \cdots & M_{1,N}/M_{0,N} \\ M_{2,1}/M_{0,1} & M_{2,2}/M_{0,2} & \cdots & M_{2,N}/M_{0,N} \\ M_{3,1}/M_{0,1} & M_{3,2}/M_{0,2} & \cdots & M_{3,N}/M_{0,N} \\ M_{4,1}/M_{0,1} & M_{4,2}/M_{0,2} & \cdots & M_{4,N}/M_{0,N} \end{bmatrix} \qquad (3.60)$$

Calcula-se a média aritmética de cada linha da matriz $\left\{M_{k,j}/M_{0,j}\right\}$, obtendo-se dessa forma estimativas regionais $M_{(k)}$ para os MPP:

$$M_{(0)} = 1$$

$$M_{(1)} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{N} M_{1,j}/M_{0,j} \qquad (3.61)$$

$$M_{(2)} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{N} M_{2,j}/M_{0,j}$$

$$M_{(3)} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{N} M_{3,j} / M_{0,j}$$

$$M_{(4)} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{N} M_{4,j} / M_{0,j}$$

Utilizando-se os $M_{(k)}$ regionais, k = 0, 1, 2, 3, 4, ajusta-se uma distribuição Wakeby Regional de acordo com o algoritmo proposto por Landwehr et alii (1979 a,1979b), isto é, estimam-se os parâmetros (m, a, b, c, d) regionais.

Para a distribuição Wakeby Regional assim ajustada, um determinado quantil w_T será dado por:

$$w_T = m + a \left[1 - (1 - F_w)^b\right] - c \left[1 - (1 - F_w)^{-d}\right] \tag{3.62}$$

onde $F_w = F_w(w_T) = P(W \leq w_T)$

Nota-se que o quantil w_T é adimensional, visto que os $M_{(k)}$ calculados pelas Equações (3.61) foram divididos por $M_{0,j}$, que é igual à média amostral da j-ésima amostra. Como conseqüência, o correspondente quantil Q_T para uma dada amostra pertencente à região para a qual foi ajustada a distribuição Wakeby Regional será dado por:

$$Q_T = \bar{Q} \cdot w_T \tag{3.63}$$

onde $\bar{Q}$ é a média das vazões de cheias.

Como no caso do modelo de múltipla regressão, o ajuste da distribuição Wakeby Regional será verificado através de uma amostra retirada para teste. Em primeiro lugar, a

justa-se a distribuição Wakeby Regional para toda a região de aplicação incluindo a amostra teste, obtendo-se dessa forma os quantis teóricos, para essa amostra. A seguir, faz-se novo ajuste, porém retirando a amostra teste da região de aplicação, quando então os quantis estimados pela Equação (3.63), para a amostra teste, serão comparados com os quantis teóricos.

De acordo com Wallis (1980), a metodologia da distribuição Wakeby Regional será também testada por experimentos de Monte Carlo. Empregando-se a Equação (3.27), serão geradas várias amostras de números aleatórios, às quais se ajustará uma distribuição Wakeby Regional, comparando-se os quantis assim obtidos com a média dos quantis estimados para cada amostra individualizada. Espera-se que os quantis estimados pela distribuição Wakeby Regional sejam mais próximos de seus respectivos valores teóricos, o que naturalmente indicaria a sua superioridade sobre as estimativas baseadas nas amostras individualizadas.

Embora não tenha sido empregada neste trabalho, salienta-se que a metodologia de regionalização da distribuição Wakeby pode ser extendida também para a distribuição Gumbel, utilizando-se na Equação (3.59) os dois primeiros MPP e a estimação de parâmetros descrita na sub-seção 3.4.3.1.

3.6.3 - Generalização da distribuição Wakeby Regional

Conforme foi apresentada, a distribuição Wakeby Regional pode ser utilizada apenas para melhorar as estimativas pontuais dos quantis, para as amostras da região de aplicação.

Com o objetivo de estabelecer uma curva de freqüências de vazões de cheias para locais onde não existem medições de descargas, Pinheiro & Guerrero-Salazar (1981a, 1981 b) propuseram uma metodologia para generalizar a distribuição Wakeby Regional.

A metodologia consiste em se utilizar as mesmas amostras que foram empregadas na determinação da distribuição Wakeby Regional de tal forma que seja estabelecida uma relação entre as médias das vazões de cheias e as respectivas áreas de drenagem, de acordo com o modelo descrito na Equação (3.56). Desta forma, para qualquer seção de um curso d'água pertencente à região de aplicação, basta conhecer a sua área de drenagem, determinar $\bar{Q}$ pela Equação (3.56) para finalmente determinar os quantis Q_T através da Equação (3.63).

CAPÍTULO IV - APLICAÇÕES DA METODOLOGIA

4.1 - INFORMAÇÕES GERAIS

Para a aplicação da metodologia descrita no Capítulo III, foram utilizados dados de vazões de 311 postos fluviométricos das regiões Sul e Sudeste do Brasil. O trabalho desenvolveu-se basicamente em cinco etapas principais, a saber:

a) Seleção dos dados de vazões que dariam origem às amostras de vazões de cheias.
b) Análise das características amostrais dos dados incluindo o estudo do efeito de separação.
c) Aplicação da metodologia propriamente dita, através do ajuste das diversas distribuições propostas às amostras selecionadas e emprego dos critérios de verificação dos modelos.
d) Avaliação dos testes do Qui-Quadrado e das Verossimilhanças, através de experimentos de Monte Carlo.
e) Regionalização de quantis empregando um modelo de múltipla regressão e a distribuição Wakeby Regional.

Todos os cálculos envolvidos nas etapas acima foram efetuados em computadores IBM/370,em linguagem FORTRAN, empregando-se precisão expandida em todos os programas onde havia métodos iterativos.

4.2 - SELEÇÃO E ANÁLISE PRELIMINAR DOS DADOS

4.2.1 - Tipos de dados e critérios de seleção

A escolha dos dados baseou-se no Inventário das

Estações Fluviométricas (DNAEE, 1976). Entre todos os postos fluviométricos localizados nas bacias hidrográficas das regiões Sul e Sudeste do Brasil foram selecionados primeiramente aqueles que satisfizessem às seguintes condições:

a) ter período de observação superior a 25 anos,
b) ter área de drenagem superior a 100 km^2,
c) não possuir regularização significativa a montante, garantindo assim que as vazões fossem naturais, e
d) estar à disposição no banco de dados do DNAEE.

Salienta-se que não foram feitos estudos para verificar a qualidade e a consistência dos dados e também não foram selecionados postos com períodos concomitantes de observações, visto que a hipótese inicial supõe que vazões de cheias em anos consecutivos são independentes entre si. Embora o critério de seleção considerasse o histórico mínimo de 25 anos, constatou-se, após uma análise inicial, que inúmeros postos possuiam falhas no período de cheias, invalidando a análise dos extremos de vazões nesses anos.

Os postos selecionados, perfazendo um total de 311, foram inicialmente distribuídos segundo 7 grupos, a saber:

- GRUPO 1: Bacia do Rio Paranaíba, com 15 postos
- GRUPO 2: Bacia do Rio Grande, com 23 postos
- GRUPO 3: Bacia do Rio São Francisco, com 40 postos
- GRUPO 4: Bacias dos Rios Doce, Mucuri e Jequitinhonha, com 66 postos
- GRUPO 5: Bacias dos Rios Paraíba do Sul, Itabapoana e Itapemirim, com 52 postos

- GRUPO 6: Bacias dos Rios Iguaçu e Paranapanema Margem Esquerda, com 23 postos
- GRUPO 7: Bacias dos Rios Uruguai, Jacuí, Ibicuí, Ribeira do Iguape, Tubarão e Itajaí, com 92 postos.

Posteriormente, considerou-se os postos agrupados em duas regiões, para a aplicação de alguns casos de metodologia, a saber:

- Região Sudeste, englobando os Grupos 1, 2, 3, 4 e 5.
- Região Sul, englobando os Grupos 6 e 7.

Em outros casos, considerou-se todos os grupos pertencentes a uma única região.

Para cada posto, foram retiradas amostras correspondentes a cinco tipos distintos de variáveis, a saber:

a) Pico máximo diário anual, que corresponde à máxima entre todas as leituras bi-diárias das réguas linimétricas.
b) Máxima anual de vazão média diária.
c) Máximo volume anual com duração de 3 dias, ou máxima média móvel de 3 dias.
d) Máximo volume anual com duração de 7 dias, ou máxima média móvel de 7 dias.
e) Máximo volume anual com duração de 15 dias, ou máxima média móvel de 15 dias.

Para os postos localizados em bacias de região Sudeste considerou-se o ano hidrológico, de outubro a setembro, e para aqueles da região Sul, considerou-se o ano civil. Na região Sudeste do Brasil, a sazonalidade que define o ano

hidrológico é facilmente delimitada entre os meses de outubro a setembro do ano seguinte, visto que as precipitações causadoras das cheias concentram-se principalmente entre os meses de novembro a março. Para a região Sul, as precipitações podem ocorrer em qualquer época do ano e, sem perda de generalidade, o ano hidrológico pode ser considerado coincidente com o ano civil.

A distribuição geográfica dos 311 postos, de acordo com os sete grupos, pode ser visualizada na Figura IV.1. Nota-se a inexistência de postos na bacia do Rio Tietê, no Estado de São Paulo, pelo fato de os mesmos não estarem disponíveis no banco de dados do DNAEE na época da coleta dos dados, em fevereiro de 1979.

A lista dos 311 postos, bem como o respectivo código do DNAEE, área de drenagem, período de observação, comprimento do histórico e estatísticas amostrais, encontra-se nas Tabelas IV.1 a IV.7, conforme apresentadas no final deste Capítulo. Nota-se que, em geral, o comprimento do histórico é inferior ao comprimento do período de observação em razão das falhas existentes nos registros de dados. Os histogramas das Figuras IV.2 mostram a distribuição de freqüências dos comprimentos de históricos, para cada grupo, bem como o comprimento médio, $\bar{n}$.

4.2.2 - Características dos dados

As principais estatísticas amostrais, quais sejam a média, o desvio-padrão, o coeficiente de variação, o coeficiente de assimetria e o coeficiente de curtosis, aparecem

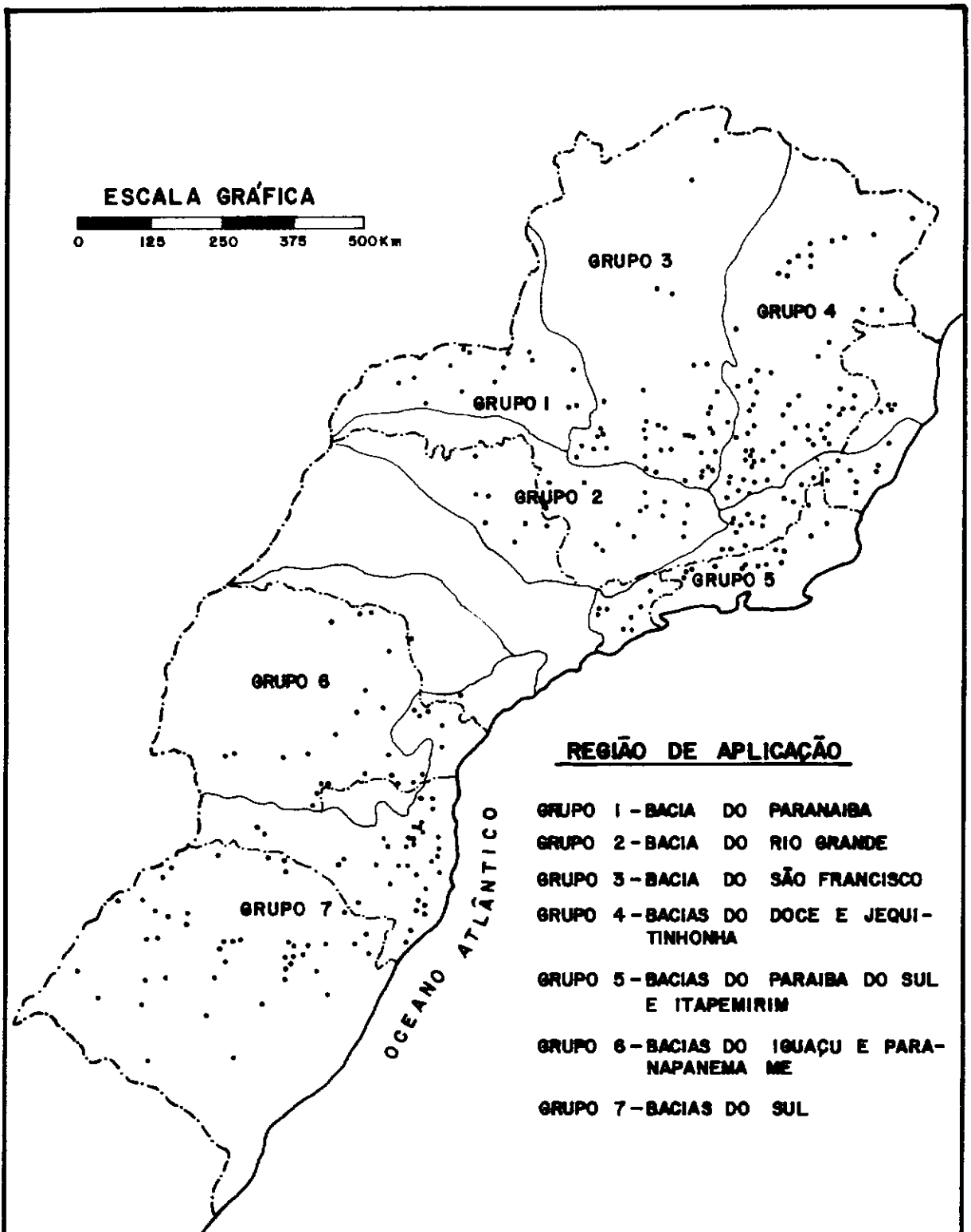


FIGURA IV.1 - DISTRIBUIÇÃO GEOGRÁFICA DOS 311 POSTOS FLUVIOMÉTRICOS

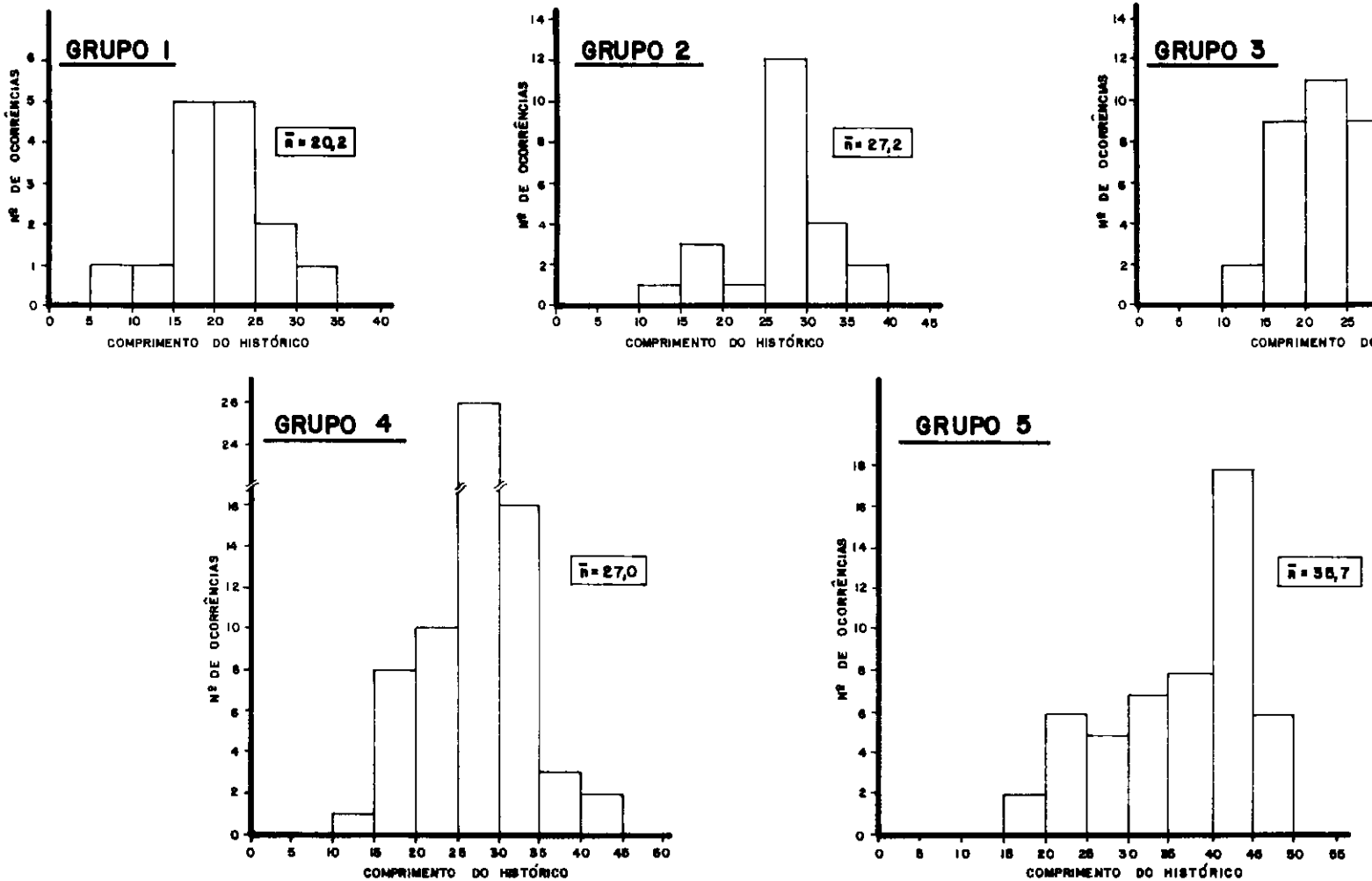
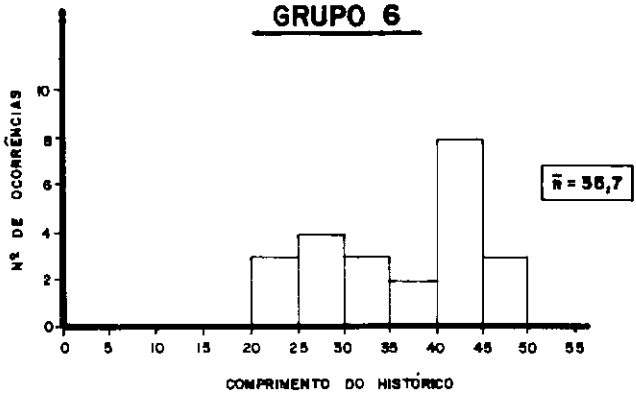


FIGURA IV. 2a - HISTOGRAMA DOS COMPRIMENTOS DE HISTÓRICOS
— REGIÃO SUDESTE —



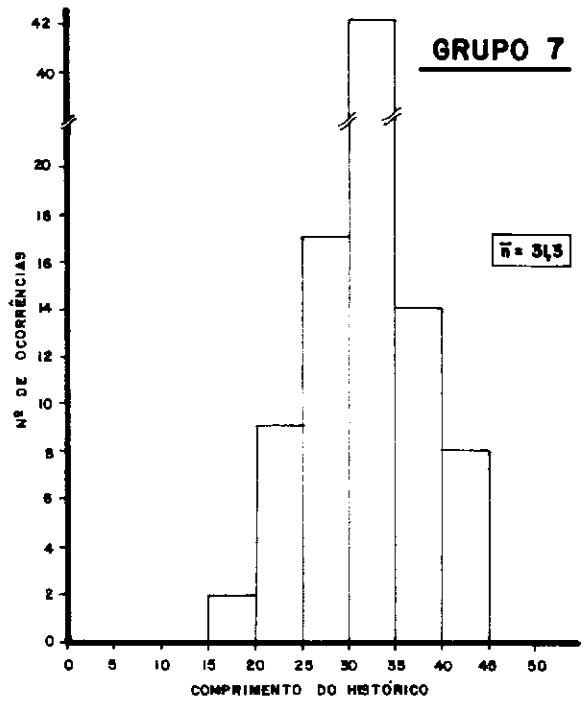


FIGURA IV. 2 b – HISTOGRAMA DOS COMPRIMENTOS DE HISTÓRICOS.

– REGIÃO SUL –

nas Tabelas IV.1 a IV.7, para a variável pico máximo anual.Os pequenos valores dos coeficientes de variação indicam que há pouca dispersão dos pontos amostrais em relação à média, retratando o comportamento perene e pouco torrencial da maioria dos cursos d'água das regiões Sul e Sudeste do Brasil.

Para a variável pico máximo anual, a relação existente entre o coeficiente de assimetria e o coeficiente de variação pode ser vista na Figura IV.3. Comparando-se a nuvem de pontos com as relações teóricas das distribuições Log Normal 2 Parâmetros ($\gamma_1 = 3C_V + C_V^3$), Gumbel ($\gamma_1 = 1{,}14$) e Gama 2 Parâmetros ($\gamma_1 = 2C_V$), a Figura IV.3 não fornece nenhum indício de que as amostras analizadas pertençam a uma população gerada pelas distribuições mencionadas.

Fornecendo um índice para medir a variabilidade das amostras quando se efetua o seu particionamento nos testes de verificação dos ajustes, a Tabela IV.8 mostra a média μ e o desvio-padrão σ das amplitudes relativas (Equações 3.11) das estatísticas amostrais, para as regiões Sudeste e Sul. Nota-se a extrema variabilidade do coeficiente de assimetria pelos fatos de ser essa estatística função do momento de terceira ordem centrado em relação à média e de poder assumir valores positivos e negativos. Conseqüentemente,as distribuições' de probabilidades que utilizam o coeficiente de assimetria no processo de estimação de seus parâmetros poderão sofrer alguma penalidade nos testes de verificação de ajuste em que empregam o conceito de amostras particionadas. A média e o desvio-padrão são estatísticas mais estáveis, conforme atestam ' os valores mais baixos de μ e σ mostrados na Tabela IV.8.

O coeficiente de curtosis, embora seja função

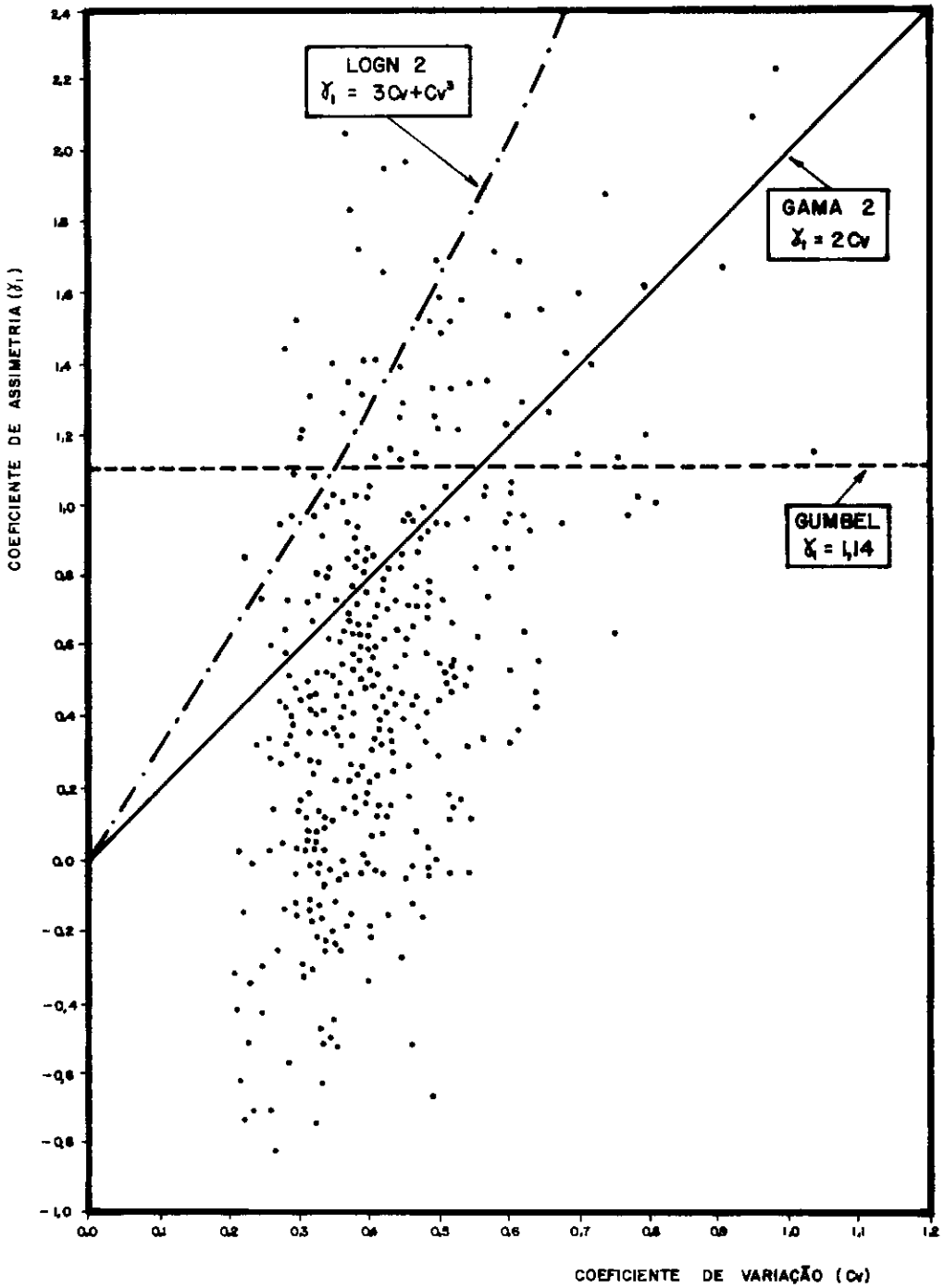


FIGURA IV.3 - RELAÇÃO ENTRE Cv E γ_1 PARA A VARIÁVEL PICO MÁXIMO ANUAL

do momento de quarta ordem centrado em relação à média, mostrou-se menos instável que o coeficiente de assimetria, em razão de apresentar apenas valores positivos.

As distribuições de freqüências dos valores dos coeficientes de assimetrias para o caso das amostras particionadas podem ser vistas nas Figuras IV.4. Mais uma vez torna-se evidente a grande variabilidade dos valores dessa estatística.

4.2.3 - "Outliers"

O número de ocorrência de "outliers", os quais são identificados usando as Equações (2.9) e (2.10), está apresentado nas Tabelas IV.9 a IV.13, para cada uma das variáveis de estudo. A identificação foi feita considerando o caso das amostras particionadas, tendo-se assim as amostras inteira, primeira e segunda metades.

Nota-se que existe um número significativo desses pontos extremos, ocorrendo em média em 15 por cento das amostras. Observa-se também que o número de ocorrências de "outliers" de cauda esquerda é ligeiramente superior ao número de ocorrências de "outliers" de cauda direita. Os postos do Grupo 7 - Região Sul - em geral apresentaram a maior porcentagem de ocorrências de "outliers".

Embora se saiba que os "outliers" possam alterar o ajuste de uma distribuição a um conjunto de dados, os mesmos serão considerados, daqui em diante, como fazendo parte das amostras, não recebendo nenhum tratamento especial.

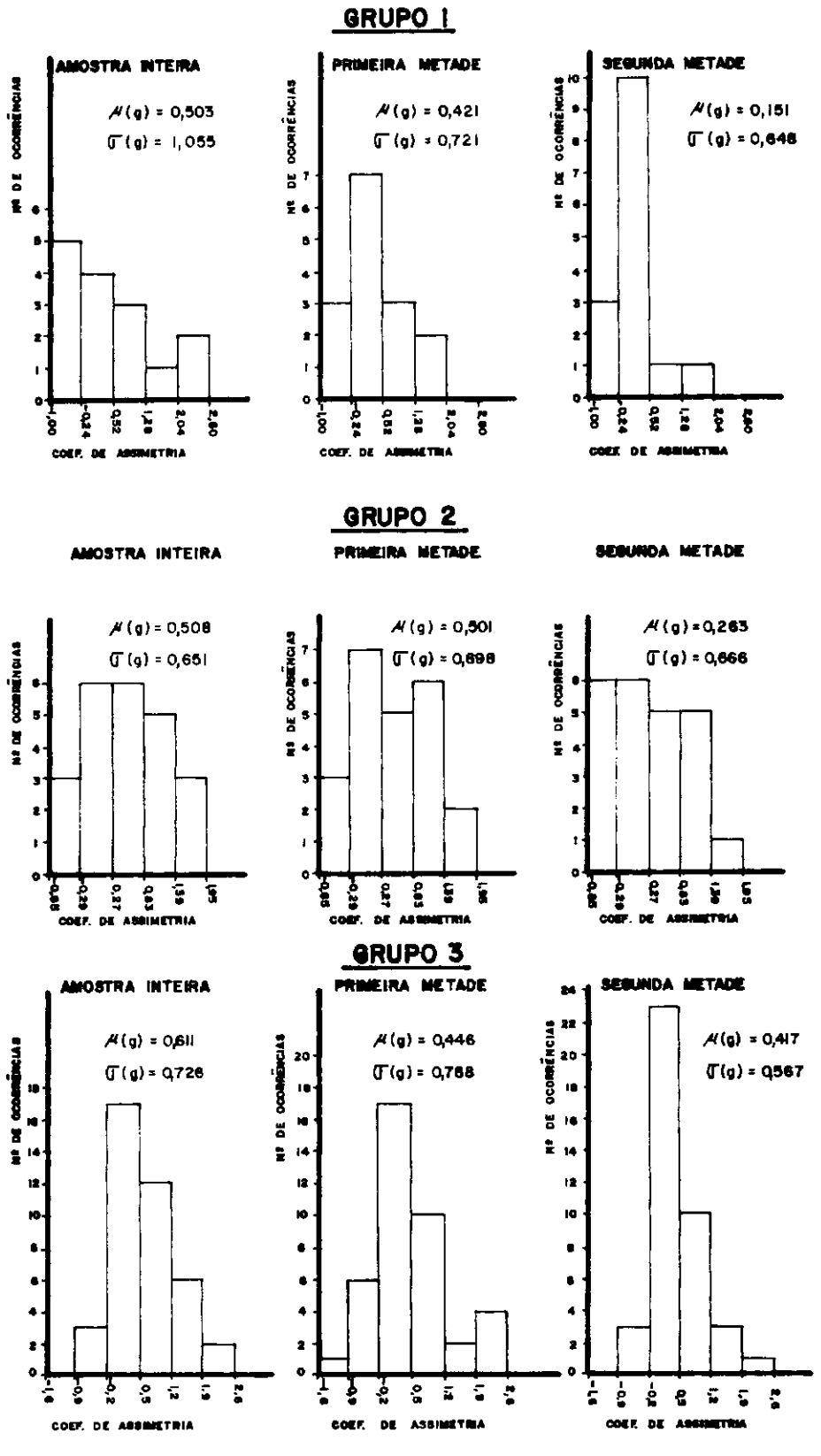
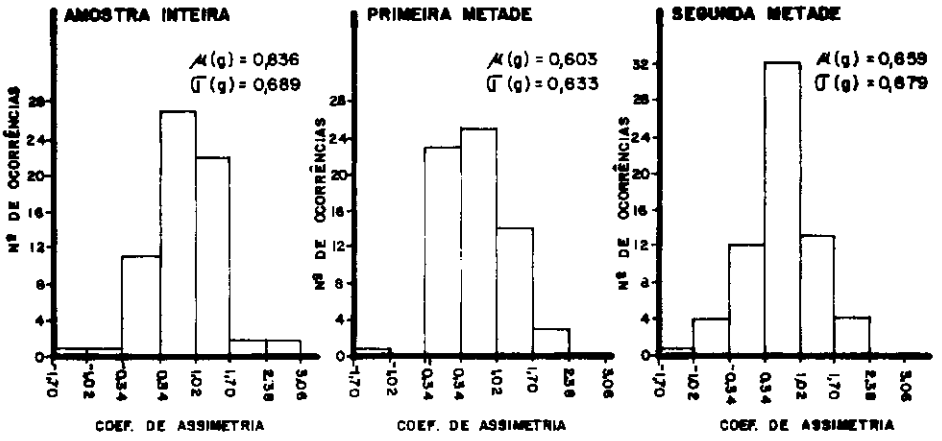


FIGURA IV-4a - HISTOGRAMAS DOS COEFICIENTES DE ASSIMETRIA PARA A VARIÁVEL PICO MÁXIMO ANUAL - REGIÃO SUDESTE -

GRUPO 4



GRUPO 5

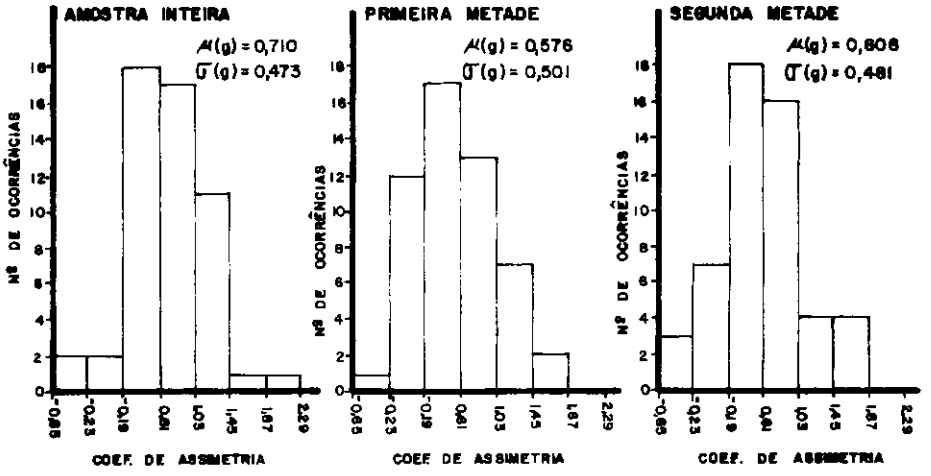


FIGURA IV.4b - HISTOGRAMAS DOS COEFICIENTES DE ASSIMETRIA PARA A VARIÁVEL PICO MÁXIMO ANUAL -REGIÃO SUDESTE-

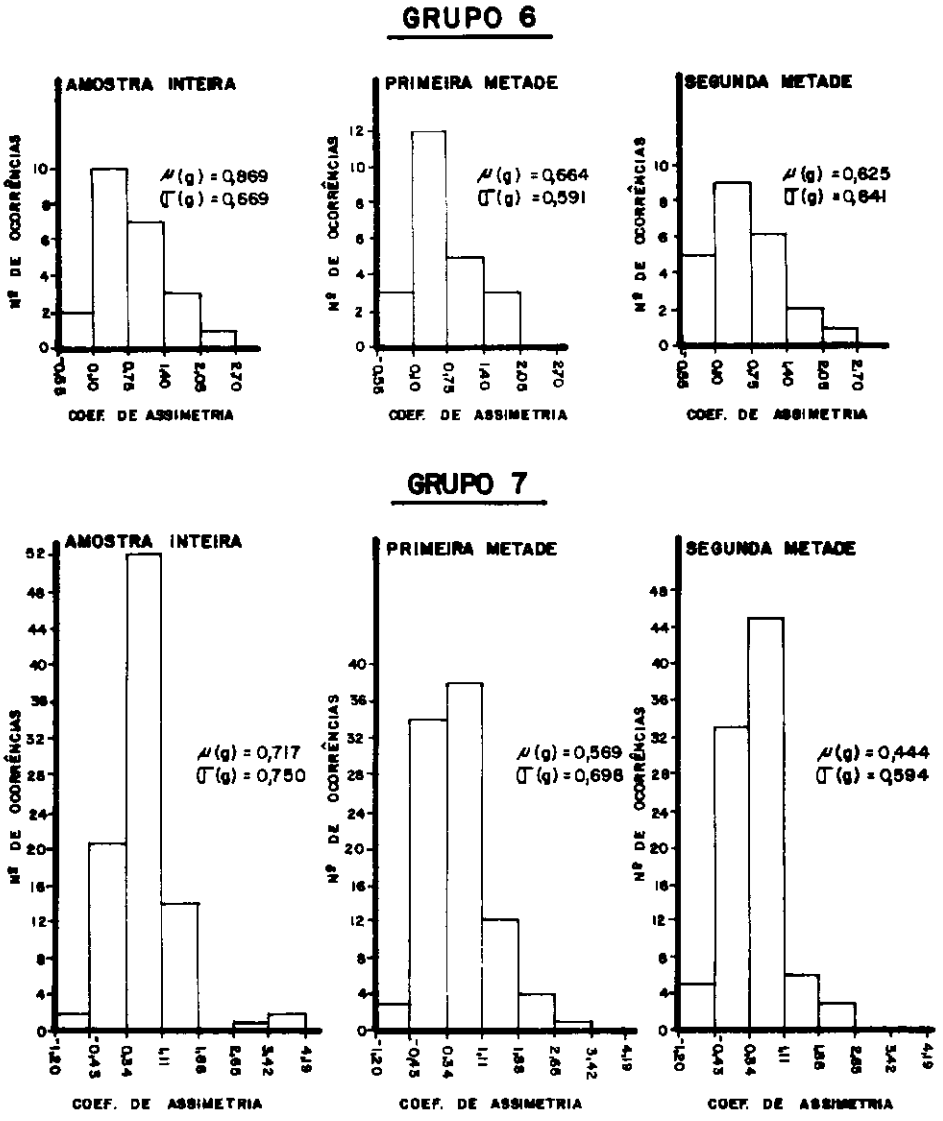


FIGURA IV.4c — HISTOGRAMA DOS COEFICIENTES DE ASSIMETRIA PARA A VARIÁVEL PICO MÁXIMO ANUAL — REGIÃO SUL —

4.2.4 - O efeito de separação

Visando adaptar a esse estudo o experimento realizado por Matalas et alii (1975), os quais investigavam as propriedades amostrais do coeficiente de assimetria, as 311 amostras distribuídas segundo os 7 grupos e as regiões Sul e Sudeste foram divididas em seqüências não superpostas de comprimentos n = 10, 20, 30, 40. O número de seqüências de comprimento n, k(n), para cada grupo ou região é dado na Tabela IV. 14.

Para cada seqüência de tamanho n, a estimativa g do coeficiente de assimetria γ_1 foi calculada pela Equação (3.9). Dados k(n) valores de g para um particular grupo ou região, a média $\tilde{\mu}(g)$ e o desvio-padrão $\tilde{\sigma}(g)$ foram calculados e os seus valores podem ser vistos nas Tabelas IV.15 a IV.19 . Observa-se que $\tilde{\mu}(g)$ varia com a região e que também o seu valor tende a aumentar com n. Essa tendência é mais notável para n = 10, 20 e 30, onde é maior o número de seqüências k(n). O aumento no valor de $\tilde{\mu}(g)$ pode ser devido ao relaxamento nos limites algébricos do coeficiente de assimetria, estabelecidos por Kirby (1974 b). Assim, fica também evidenciada a grande dependência que existe entre g e n, condicionando totalmente a análise de freqüência de cheias e as tentativas de regionalização do coeficiente de assimetria ao comprimento das amostras.

Nas Figuras IV.5 a IV.7 encontram-se plotados os pares de pontos $\left[\tilde{\mu}(g)\ ,\ \tilde{\sigma}(g)\right]$, para n = 10, 20 e 30, respectivamente, e para a variável pico máximo anual. Representou-se nas figuras apenas a distribuição dos pares $\left[\tilde{\mu}(G),\ \tilde{\sigma}(G)\right]$

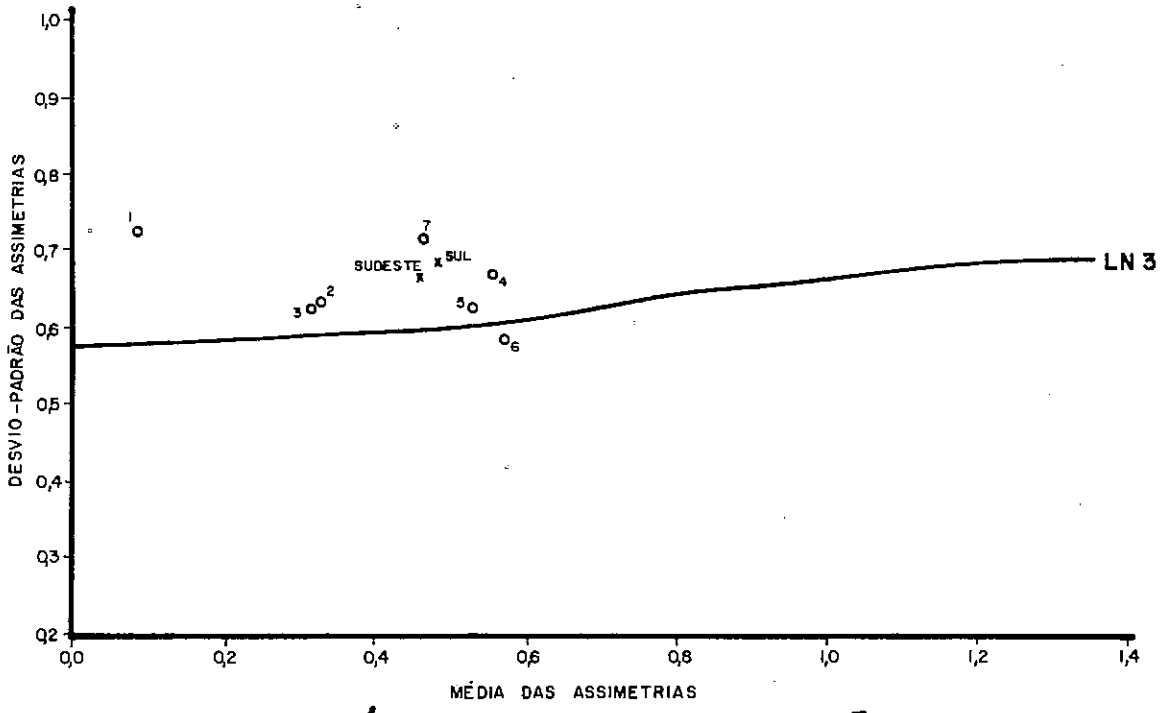


FIGURA IV. 5 - MÉDIA VERSUS DESVIO-PADRÃO DAS ASSIMETRIAS, PARA n = 10. VARIÁVEL: PICO MÁXIMO ANUAL

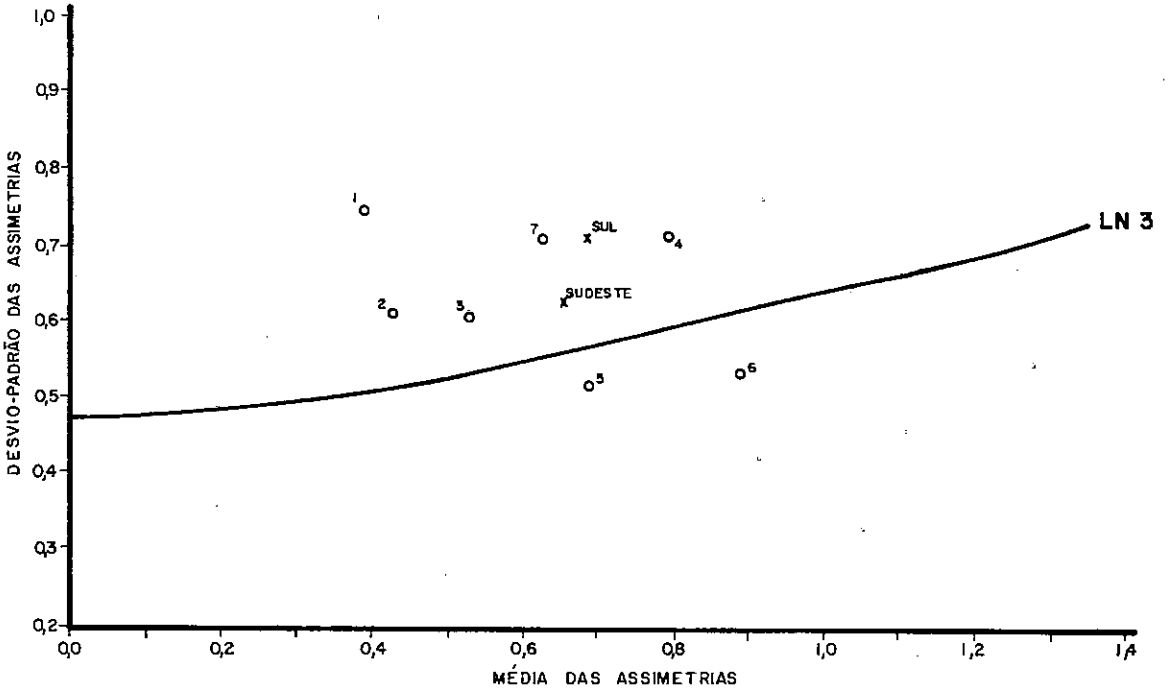


FIGURA IV. 6 - MÉDIA VERSUS DESVIO-PADRÃO DAS ASSIMETRIAS, PARA n = 20. VARIÁVEL: PICO MÁXIMO ANUAL

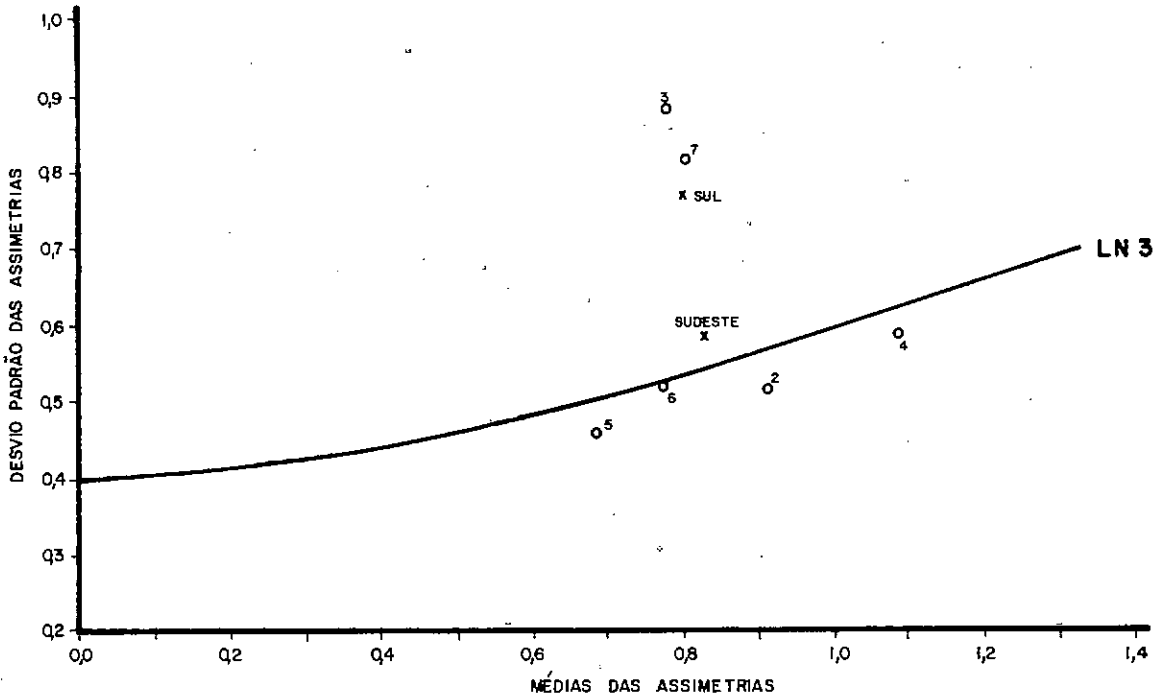


FIGURA IV.7 - MÉDIA VERSUS DESVIO-PADRÃO DAS ASSIMETRIAS, PARA n=30. VARIÁVEL: PICO MÁXIMO ANUAL

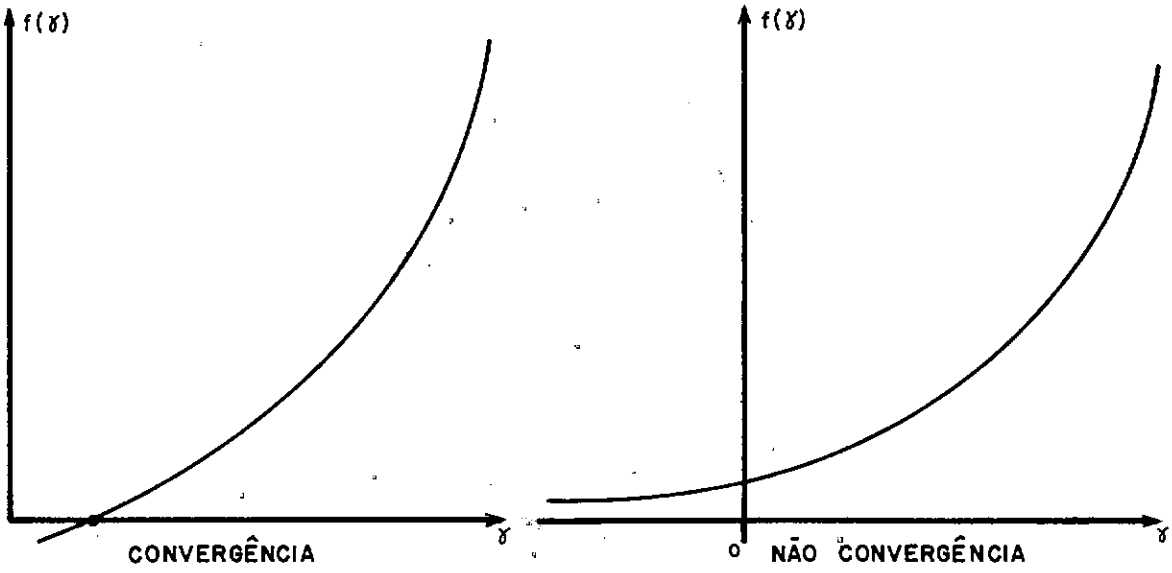


FIGURA IV.8 - MÉTODO DA MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA. CASOS DE CONVERGÊNCIA E NÃO CONVERGÊNCIA

obtidos da distribuição Log Normal 3 Parâmetros (LN3) conforme o estudo de Matalas et alii (1975),e que é o limite superior entre os pares de pontos obtidos das outras distribuições. Observando-se as figuras, pode-se constatar que o efeito de separação não se apresenta para todas as regiões brasileiras, como é o caso do Grupo 6 (para n = 10), dos Grupos 5 e 6 (para n = 20) e dos Grupos 2, 4, 5 e 6 (para n = 30). Ou seja, para as regiões acima, tem-se $\tilde{\sigma}(g) \leq \tilde{\sigma}(G)$ quando se faz $\tilde{\mu}(g) = \tilde{\mu}(G)$ adotando-se uma das distribuições de probabilidades teóricas estudadas por Matalas et alii (1975). Tal fato pode justificar o emprego de um coeficiente de assimetria regionalizado através de $\tilde{\mu}(g)$ ou então sugerir que as distribuições teóricas estudadas sejam uma boa aproximação da distribuição populacional das vazões de cheias, pelo menos em termos das propriedades estatísticas das estimativas do coeficiente de assimetria.

Para as variáveis volumes de cheias (durações de 1 - dia, 3 - dias, 7 - dias e 15 - dias), os resultados seguem o padrão das Figuras IV.5 a IV.7, conforme pode-se deduzir pelos dados constantes nas Tabelas IV.16 a IV.19, embora tenha havido um ligeiro aumento nos valores de $\tilde{\mu}(g)$.

4.3 - AS DISTRIBUIÇÕES DE PROBABILIDADES

4.3.1 - As distribuições empregadas

Os resultados da aplicação da metodologia serão apresentados em forma de tabelas, adotando-se uma convenção para cada distribuição e método de estimação de parâmetros. O Quadro IV.1 apresenta as distribuições que foram empregadas

CONVENÇÃO	DISTRIBUIÇÃO	NÚMERO DE PARÂM.	MÉTODO DE ESTIMAÇÃO
LOGN2 A	LOG NORMAL	2	MOMENTOS
LOGN2 B	LOG NORMAL	2	MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA
LOGN3 A	LOG NORMAL	3	MOMENTOS
LOGN3 B	LOG NORMAL	3	MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA
GUMBEL A	GUMBEL	2	MOMENTOS
GUMBEL B	GUMBEL	2	MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA
GUMBEL MPP	GUMBEL	2	MOMENTOS DE PROBABIL.PONDERADA
GEV A	GUMBEL GENERALIZADA	3	MOMENTOS
GEV B	GUMBEL GENERALIZADA	3	MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA
NORMAL	NORMAL	2	MOMENTOS
GAMA2 A	GAMA	2	MOMENTOS
GAMA2 B	GAMA	2	MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA
GAMA3 A	GAMA	3	MOMENTOS
GAMA3 B	GAMA	3	MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA
P3 A	PEARSON TIPO III	3	MOMENTOS
P3 B	PEARSON TIPO III	3	MOMENTOS(CORREÇÃO ASSIMETRIA) EQ. (3.16)
P3 C	PEARSON TIPO III	3	MOMENTOS(CORREÇÃO ASSIMETRIA) EQ. (3.17)
P3 D	PEARSON TIPO III	3	MOMENTOS(CORREÇÃO ASSIMETRIA) EQ. (3.18)
P3 E	PEARSON TIPO III	3	MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA
LOGP3 A	LOG PEARSON TIPO III	3	MOMENTOS
LOGP3 B	LOG PEARSON TIPO III	3	MOMENTOS(CORREÇÃO ASSIMETRIA) EQ. (3.16)
LOGP3 C	LOG PEARSON TIPO III	3	MOMENTOS(CORREÇÃO ASSIMETRIA) EQ. (3.17)
LOGP3 D	LOG PEARSON TIPO III	3	MOMENTOS(CORREÇÃO ASSIMETRIA) EQ. (3.18)
LOGP3 E	LOG PEARSON TIPO III	3	MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA
WAKEBY	WAKEBY	5	MOMENTOS DE PROB.PONDERADA

QUADRO IV.1 - AS DISTRIBUIÇÕES DE PROBABILIDADES CONVENÇÕES

nesse estudo, juntamente com as respectivas convenções, número de parâmetros e métodos de estimação de parâmetros.

4.3.2 - Problemas encontrados no ajustamento das distribuições

Devido à grande quantidade de amostras que foram empregadas e também à existência de algumas peculiaridades em cada amostra, tais como, curtos comprimentos do histórico e coeficiente de assimetria negativo, foram aparecendo algumas dificuldades no processo de estimação dos parâmetros das distribuições, as quais serão descritas a seguir.

Teoricamente, uma amostra de vazões de cheias deveria resultar em uma distribuição de freqüências com $g > 0$. Entretanto, conforme pode ser visto nos histogramas das Figuras IV.4, a ocorrência de valores de $g < 0$ é bastante freqüente, podendo mesmo ocorrer mudança de sinal em uma mesma amostra quando ela é particionada. Assim, na estimação dos parâmetros da distribuição LOGN3A, substituiu-se o valor de g por g_{REG}, nos casos em que $g < 0$. Os valores de g_{REG}, coeficiente de assimetria regionalizado pela Equação (3.12), estão apresentados na Tabela IV.20, para cada grupo e variáveis de estudo.

O maior de todos os problemas computacionais encontrados foi o ajuste das distribuições de três parâmetros pelo método da máxima verossimilhança. Para essas distribuições - LOGN3B, GEV B, P 3 E e LOGP3 E - a derivada de $L(\underset{\sim}{X};\underset{\sim}{\theta})$ em relação ao parâmetro de locação (vide o sistema de Equações 3.19) deve ser resolvida por um método numérico iterativo. Empregou-se inicialmente o método de Newton-Raphson e um método de aproximações sucessivas proposto por Matalas & Wal-

lis (1973). Para as amostras em que houve convergência, os dois métodos apresentaram resultados semelhantes, sendo que o tempo de processamento e o número de iterações do método de Newton-Raphson era ligeiramente inferior, o que implicou na sua adoção ao longo do trabalho.

Considerando γ como sendo o parâmetro de locação de uma distribuição de três parâmetros, o método de Newton-Raphson, ou qualquer outro método, consiste em determinar o valor de γ que satisfaça a Equação $\partial L(\cdot)/\partial\gamma = 0$. Sendo o limite inferior da distribuição, o parâmetro γ deve satisfazer' também a condição $\gamma \geq 0$, de tal forma a eliminar a probabilidade de ocorrência de vazões negativas. Porém,ocorreu com muita freqüência que o valor de γ crescia infinitamente para a esquerda enquanto a Equação $\partial L(\cdot)/\partial\gamma = 0$ permanecia assintótica ao eixo das abscissas, indicando que não havia solução para a equação. A Figura IV.8 mostra esquematicamente um caso de convergência e um de não-convergência. Em geral, nos casos de convergência, o número de iterações nunca era superior a ' 20 (vinte). Nos casos de não-convergência, adotou-se o seguinte critério para determinação do valor do parâmetro de locação:

a) Considera-se $(X_1, X_2, \ldots, X_n)$ AAS_n de X com fdp $f_X(x ; \theta_1, \theta_2, \theta_3)$, onde θ_3 é o parâmetros de locação.
b) Em cada passo da iteração, determina-se os valores' dos parâmetros $(\theta_1, \theta_2, \theta_3)$ e calcula-se a verossimilhança da amostra, $L_i(X_1, X_2, \ldots, X_n ; \theta_1, \theta_2, \theta_3)$
c) Caso na i-ésima iteração tenha-se $\theta_3 \leq -2x_{(n)}$ onde $x_{(n)}$ é o menor ponto amostral, interrompe-se o proces

so e procura-se o valor de θ_3 que resultou na máxima verossimilhança, adotando-o como o parâmetro de locação.

Observou-se também que se g < 0, o método da máxima verossimilhança nunca convergia para a distribuição LOGN 3 B. No caso da distribuição P3 E a convergência só era alcançada para as amostras com maiores números de pontos e para valores de g não muito próximos de zero, ratificando o que havia concluído Matalas & Wallis (1973).

Mesmo quando se empregava o método dos momentos, em muitos casos ocorriam valores negativos para o parâmetro de locação. Apesar de essa incidência significar que existam vazões com valores negativos na cauda esquerda das distribuições, não se empregou nenhum artifício no caso. Levou-se em consideração o fato de as vazões de maior interesse estarem localizadas na cauda direita da distribuição.

Os resultados da estimação dos parâmetros das distribuições, quando ajustadas às amostras, não serão apresentados, devido à grande quantidade de amostras e distribuições que foi empregada. Fêz-se apenas uma avaliação dos problemas que foram se apresentando à medida em que o trabalho ia sendo desenvolvido.

4.3.3 - Experimento de Monte Carlo p/a distribuição Wakeby

Com o objetivo de avaliar o desempenho do método dos momentos de probabilidade ponderada - MPP - em estimar os parâmetros da distribuição Wakeby, efetuou-se um experimento de Monte Carlo através da geração de números aleatórios seguindo três distribuições Wakeby, identificadas como WA-1 ,

WA-2 e WA-3. Empregou-se o algorítmo da Equação (3.27), gerando-se 2.000 números para cada distribuição. Os resultados do ajuste são apresentados na Tabela IV.21, onde se comparam os valores teóricos e as estimativas dos parâmetros (m, a, b, c, d). Pode-se observar que houve uma reprodução razoável dos parâmetros (m, a, b), havendo maior discrepância para os parâmetros (c,d). Esse resultado confirma uma conclusão de Landwehr et alii (1979a), quando mostraram que as estimativas dos parâmetros (m, a, b, c, d) eram altamente tendenciosos, embora tenham gerado uma quantidade de números aleatórios bem superior a 2.000.

Apesar da variabilidade dos parâmetros, a comparação entre os quantis teóricos e os estimados mostrou um bom desempenho, conforme mostra a Tabela IV.22. Na COLUNA 2 aparecem os quantis teóricos da WA-1 e na COLUNA 3 os quantis estimados a partir do ajuste de uma distribuição Wakeby aos 2.000 números aleatórios. Nota-se que até para o quantil de 100 anos, o desvio entre os valores estimados e teóricos é bem pequeno. A seguir, os 2.000 números WA-1 foram divididos em 40 amostras de comprimento n = 50, e nas COLUNAS 4 e 5 aparecem respectivamente a média e o desvio-padrão dos quantis estimados para as várias amostras. Observa-se também que não é grande a diferença entre a média dos quantis e os valores teóricos, embora o desvio-padrão cresça com o período de recorrência. Ressalta-se que em nenhuma das 40 amostras houve problema de combinação de parâmetros que resultasse em uma fdp inaceitável, fato que pode ocorrer no ajuste de uma distribuição Wakeby pelo método dos momentos de probabilidade ponderada.

Assim, pode-se concluir que, embora o método dos

momentos de probabilidade ponderada resulte em estimativas tendenciosas para os valores dos parâmetros da distribuição Wakeby, em média o seu desempenho pode ser considerado satisfatório em termos de reproduzir os valores dos quantis teóricos, desempenho esse que diminui com o aumento do período de recorrência.

4.4 - OS RESULTADOS DOS CRITÉRIOS DE AVALIAÇÃO DOS MODELOS

Os resultados dos critérios de avaliação dos modelos bem como os resultados dos experimentos de Monte Carlo, para os testes do Qui-Quadrado e das Verossimilhanças e as dificuldades encontradas nos testes das amostras particionadas serão mostradas a seguir.

4.4.1 - Experimentos de Monte Carlo: testes do Qui-Quadrado e das Verossimilhanças

Visando avaliar os testes do Qui-Quadrado e das Verossimilhanças, aplicou-se os mesmos a um conjunto de amostras cuja distribuição populacional fosse conhecida. Seguindo os algorítmos das Equações (3.44), (3.45), (3.46), (3.47) e (3.48), foram geradas 100 amostras distribuídas respectivamente segundo as distribuições Normal, Log Normal 2 Parâmetros, Log Normal 3 Parâmetros, Gumbel e Log Pearson Tipo III. As amostras, de comprimento n = 100 cada uma, foram geradas de forma tal a assemelhar-se com as características das vazões de cheias de alguns dos 311 postos fluviométricos empregados neste estudo. Os parâmetros empregados na geração das amostras estão apresentados no Anexo II.

Para o teste do Qui-Quadrado, a Tabela IV.23 mostra os resultados do experimento, considerando-se os critérios da diferença máxima e do número de rejeições (para o nível de significância $\alpha = 0,10$). Para o critério da diferença máxima, as probabilidades p_x^2 de cada conjunto de 100 amostras foram agrupadas em 10 intervalos de classe. Uma análise dos resultados mostra que as distribuições populacionais apresentam valores pequenos para a diferença máxima e para o número de rejeições, embora em alguns casos não apresentem os menores de todos os valores. Por exemplo, para a distribuição Normal, a menor diferença máxima coube à distribuição GEV B; para a distribuição Log Normal 2 Parâmetros, tanto as distribuições LOGN2 B e LOGP3 A apresentaram os menores valores para o número de rejeições. Pode-se observar também que pelo critério do número de rejeições, existe uma ligeira superioridade do método de estimação da máxima verossimilhança sobre o método dos momentos.

Finalmente, pode-se concluir em linhas gerais que os menores valores para a diferença máxima e o número de rejeições, considerados conjuntamente, fornecem um bom indicativo para a distribuição populacional.

A Tabela IV.24 mostra os resultados do experimento para o teste das Verossimilhanças. Considerando-se o critério do índice médio, em geral as distribuições populacionais apresentaram valores elevados para $\mu(V)$, embora a distribuição LOGP 3 tenha obtido os maiores valores. Quanto ao critério do índice inferior, as distribuições populacionais de dois parâmetros - NORMAL, GUMBEL e LOGN 2 - obtiveram os maiores valores para $I(V)$, não se passando o mesmo para as

distribuições LOGN3 e LOGP3.

Portanto, baseando-se no critério do índice médio, a distribuição LOGP3 apresentou os maiores resultados médios, indicando que ela possa ser a melhor distribuição para estimar a freqüência de eventos futuros independentemente da distribuição populacional. Por outro lado, o critério do índice inferior pode fornecer indícios da distribuição populacional.

Devido ao fator tempo e às limitações computacionais, não se aplicou o experimento de Monte Carlo para o teste de Kolmogorov-Smirnov.

4.4.2 - O teste do Qui-Quadrado

Para a aplicação do teste do Qui-Quadrado foram selecionadas apenas as amostras com comprimento de histórico superior a 25 anos, totalizando 225 amostras. Para amostras com n < 25 anos, o teste pode tornar-se inaplicável, devido ao reduzido número de graus de liberdade. Também não se empregou o conceito de amostras particionadas e considerou-se todos os postos agrupados em uma única região.

Os resultados do teste estão apresentados nas Tabelas IV.25, para cada uma das variáveis de estudo. Aparecem nas tabelas a diferença máxima entre os p_x^2 e a distribuição acumulada Uniforme e ainda o número total de rejeições para os níveis de significância $\alpha = 0,05$ e $\alpha = 0,10$. A freqüência amostral dos p_x^2 foi determinada dividindo-se os 225 pontos em 20 intervalos de classe.

Para todas as variáveis, as distribuições que a

presentaram as menores diferenças máximas foram a LOGN2, GUMBEL e GAMA 2, enquanto todas as distribuições de 3 parâmetros e também a NORMAL apresentaram desvios maiores. Quanto ao número de rejeições, as distribuições LOGN2, GAMA 2 e GUMBEL apresentaram os menores totais. Em concordância com os resultados do experimento de Monte Carlo, o teste do Qui-Quadrado pode sugerir, à primeira vista, que o universo das vazões de cheias seja distribuído segundo uma LOGN2, GUMBEL ou GAMA 2, embora seja uma conclusão não muito compatível com os resultados da Figura IV.3. O teste do Qui-Quadrado como foi aqui aplicado parece ter dado bons resultados, inclusive rejeitando a hipótese de normalidade para as amostras de vazões de cheias, o que se deduz pelos números obtidos pela NORMAL. Entretanto, invariavelmente as distribuições de 3 parâmetros não apresentaram bons resultados, talvez indicando que o teste seja sensível ao número de graus de liberdade, e, conseqüentemente, ao tamanho das amostras.

4.4.3 - O teste de Kolmogorov-Smirnov

A Tabela IV.26 mostra os resultados do teste de Kolmogorov-Smirnov, para as 311 amostras agrupadas em uma única região e para a variável pico máximo anual. Aparece na tabela a diferença máxima de cada distribuição para as amostras inteiras, segundo o conceito da Figura III.1. Aparece também o número de rejeições para $\alpha = 0,05$ e $\alpha = 0,10$, quando se emprega o conceito de amostras particionadas.

Uma análise da Tabela IV.26 não fornece resultados conclusivos, não havendo compatibilidade entre menor diferença máxima e menores números de rejeições. O critério da me

nor diferença máxima foi favorável à distribuição NORMAL, resultado pouco congruente com o formato assimétrico dos histogramas de vazões de cheias. Adotando-se o critério do menor número de rejeições, os melhores resultados foram obtidos pelas distribuições GUMBEL e GAMA 2 havendo assim uma concordância com os resultados do teste do Qui-Quadrado.

Por não ter apresentado resultados muito conclusivos, o teste de Kolmogorov-Smirnov não foi aplicado às outras variáveis.

4.4.4 - O teste das Verossimilhanças

O teste das Verossimilhanças foi aplicado para cada grupo e cada variável, sendo que posteriormente os resultados foram agrupados segundo as regiões Sudeste e Sul para facilitar a apresentação. As Tabelas IV.27 mostram os resultados individualmente para cada grupo, considerando a variável pico máximo anual. Observa-se que a distribuição LOGP3 C apresentou o maior valor de $\mu(V)$ para todos os grupos, exceto para os Grupos 1 e 6, onde o resultado favoreceu as distribuições LOGP3 A e LOGP3 D, respectivamente. Considerando o maior valor para o índice I (V), a distribuição GAMA 2 apresentou os melhores resultados, exceto para os Grupos 2 e 6, onde foram contempladas as distribuições LOGP3 C e GUMBEL, respectivamente. Salienta-se que, mesmo nos casos de exceções, as distribuições predominantes - LOGP3 C para $\mu(V)$ e GAMA 2 para I(V) - figuram em segundo lugar na lista dos melhores resultados. Para as outras variáveis, configurou-se o mesmo padrão de resultados.

Os resultados para as regiões Sudeste e Sul e para todas as variáveis podem ser vistos nas Tabelas IV.28. O maior valor $\mu(V)$ coube à distribuição LOGP3 C, enquanto o maior I(V) ficou com a distribuição GAMA 2, seguida pelas LOGN2 e LOGP3 A.

Exceto a distribuição LOGP3, as outras distribuições de 3 parâmetros - LOGN3, GEV, GAMA 3 e P3 - apresentaram baixos valores para $\mu(V)$ e IV), devido à uma penalidade imposta à variação do parâmetro de locação, conforme se verá adiante na seção 4.4.7.

Os resultados do teste das Verossimilhanças mostraram que não existe uma correspondência entre os maiores valores dos índices $\mu(V)$ e I(V). Em concordância com os resultados do experimento de Monte Carlo, a distribuição LOGP3, por apresentar os maiores valores para $\mu(V)$, é aquela que, em média, melhor modela a freqüência das vazões de cheias que possam ocorrer no futuro, nas regiões Sul e Sudeste do Brasil. O critério do maior índice inferior coloca a GAMA 2 e a LOGN2 como possíveis distribuições do universo das vazões de cheias analisadas.

4.4.5 - Testes dos critérios de verificação

Com o mesmo objetivo do teste das Verossimilhanças, os testes dos critérios de verificação foram propostos por Beard (1974) para verificar a distribuição que faça estimativas confiáveis de eventos futuros, empregando para tal finalidade o conceito de amostras particionadas. A diferença fundamental entre os dois testes é que, enquanto o teste das

Verossimilhanças considera todos os pontos da amostra, os outros evidenciam apenas a importância de alguns quantis.

Os testes dos critérios de verificação foram aplicados apenas para a variável pico máximo anual, considerando conjuntamente as 311 amostras das regiões Sul e Sudeste. A Tabela IV.29 mostra os resultados do critério de exatidão, apresentando as médias das freqüências observadas. Para obter um bom resultado, uma distribuição deve apresentar os valores dessas médias os mais próximos possíveis das probabilidades teóricas, o que equivale a um pequeno valor para $\Delta\mu$. O melhor resultado foi obtido pela distribuição LOGP3 E, embora não tenha havido um mesmo padrão de resultados para todas as distribuições LOGP3.

Os desvios-padrões das freqüências observadas são mostrados na Tabela IV.30. Embora o menor valor para o somatório dos desvios-padrões tenha sido obtido pela distribuição GUMBEL A, o resultado pode também ser considerado favorável à distribuição LOGP3 E.

Os resultados do critério de consistência são apresentados na Tabela IV.31, não sendo porém muito conclusivos. As distribuições LOGP3 e LOGN2 A apresentaram bons resultados, embora a LOGP3 E não esteja em consonância com os resultados que a mesma apresentou nos critérios de exatidão.

Dentro do objetivo de identificar a melhor distribuição para estimar a freqüência de eventos futuros, pode se concluir que tanto o teste das Verossimilhanças quanto os testes dos critérios de verificação foram favoráveis à distribuição LOGP3.

4.4.6 - Comparação de quantis

A comparação de quantis conforme apresentada na Tabela IV.32 não é um critério de verificação de ajuste com os conceitos daqueles que foram empregados anteriormente, servindo no caso apenas para visualizar o comportamento da cauda direita das distribuições. Adotou-se como referência a distribuição LOGN2 A, podendo-se concluir que as distribuições NORMAL e GAMA 2 tendem a subestimar os valores dos quantis, conforme se deduz ao analisar a Tabela IV.32. Por outro lado, a própria distribuição LOGN2 assim como a GUMBEL A, GEV Be LOG P3 E tendem a superestimar os valores dos quantis.

4.4.7 - Dificuldades encontradas

A principal dificuldade encontrada nos testes de verificação de ajuste que foram empregados diz respeito à variabilidade do parâmetro de locação, quando se aplica o conceito de amostras particionadas. Empregando-se o método dos momentos, o valor do parâmetro de locação é função do coeficiente de assimetria, cujo padrão de variabilidade já foi confirmado na Tabela IV.8. Assim sendo, em muitos casos o valor do parâmetro de locação estimado a partir de uma metade da amostra era superior a alguns pontos amostrais da outra metade, fazendo com que os mesmos tivessem probabilidade nula de ocorrência. Conseqüentemente, na aplicação do teste das Verossimilhanças, casos como esse resultavam em um valor nulo para V (vide Equação 3.39), penalizando bastante as distribuições de três parâmetros. Essa é a razão dos baixos valores de $\mu(V)$ apresentado pelas distribuições LOGN3 e P3, conforme mostram as Tabelas IV.27 e IV.28.

4.5 - REGIONALIZAÇÃO

As metodologias de regionalização descritas na seção 3.6 foram aplicadas para duas bacias hidrográficas distintas, a saber:

a) Bacia do São Francisco

Corresponde ao Grupo 3, sendo representada por 40 postos fluviométricos, abrangendo o Alto São Francisco, no trecho que vai desde as suas nascentes até a cidade de Pirapora, e os postos de Januária e Manga, localizados no Médio Superior São Francisco. A Tabela IV.3 apresenta a listagem dos 40 postos e as suas principais características. Os comprimentos de histórico variam entre 14 e 39 anos e as áreas de drenagem entre 145 e 200.789 km^2. Na Figura IV.9 pode-se visualizar a localização dos postos da bacia do São Francisco. As metodologias de regionalização foram aplicadas com o objetivo de determinar a curva de freqüências das vazões de cheias no local onde está implantada a Usina Hidrelétrica de Três Marias, que entrou em operação em 1962. A partir daquele ano, em que o Rio São Francisco tornou-se regularizado, não tem sido possível obter amostras confiáveis para estudos de freqüências de cheias. Mesmo antes da entrada da usina em operação, houve apenas um curto período de observações no local entre os anos de 1952 e 1958, que foram hidrologicamente atípicos. As metodologias também serão aplicadas para São Romão (vide Figura IV.9), visto que o histórico de vazões observadas naquela cidade apresen

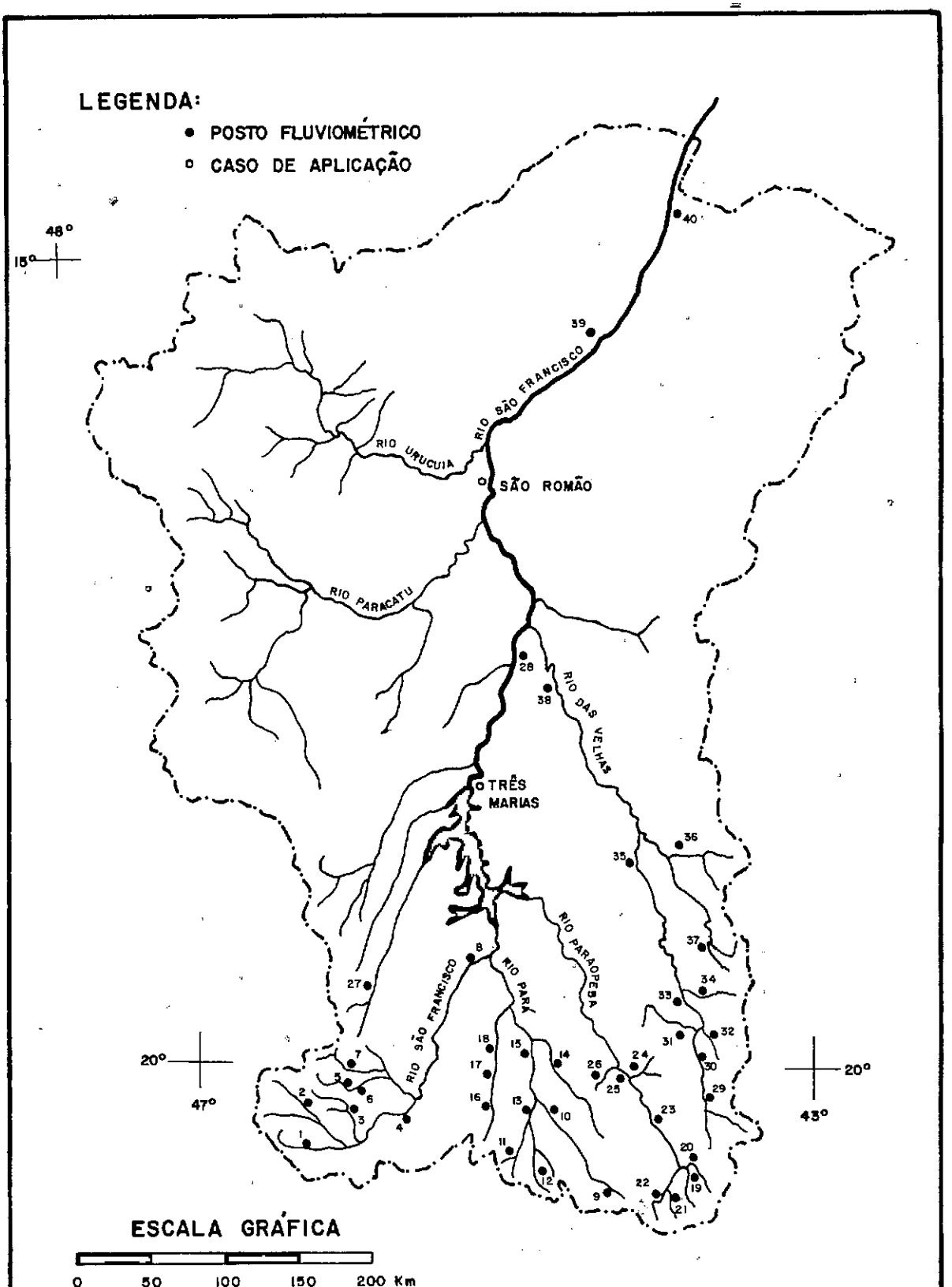


FIGURA IV.9 - ESTUDO DE REGIONALIZAÇÃO BACIAS DO ALTO E MÉDIO SUPERIOR SÃO FRANCISCO

ta problemas relativos à regularização efetuada pelo Reservatório de Três Marias.

b) Bacias do Paraíba do Sul e Itapemirim

Correspondem ao Grupo 5, sendo representadas por 52 postos fluviométricos, abrangendo as bacias dos Rios Paraíba do Sul, Itapemirim e Itabapoana. A Tabela IV. 5 apresenta a listagem dos 52 postos e as suas principais características. Os comprimentos de histórico variam entre 14 e 49 anos e as áreas de drenagem entre 100 e 13.900 km^2. Nas Figuras IV.10 pode-se visualizar a localização dos postos das bacias dos Rios Paraíba do Sul, Itapemirim e Itabapoana. As metodologias serão aplicadas para determinar as curvas de freqüências das vazões de cheias na Usina do Piau (Rio Piau) e em Astolfo Dutra (Rio Pomba).

A confiabilidade das metodologias será analisada através de uma amostra selecionada para teste, em cada bacia, comparando-se os quantis estimados pelas equações regionais e as respectivas estimativas pontuais. A variável a ser regionalizada será o pico máximo anual.

4.5.1 - A escolha da região de estudo

Embora a bacia do São Francisco esteja localizada em uma região de clima homogêneo, sujeita a padrões semelhantes de precipitação, algumas diversificações geológicas e geográficas podem ser identificadas. O mesmo ocorre na bacia do Paraíba do Sul. Entretanto, para a aplicação das metodologias de regionalização, ambas as bacias serão consideradas como pertencentes a uma região hidrologicamente homogênea.

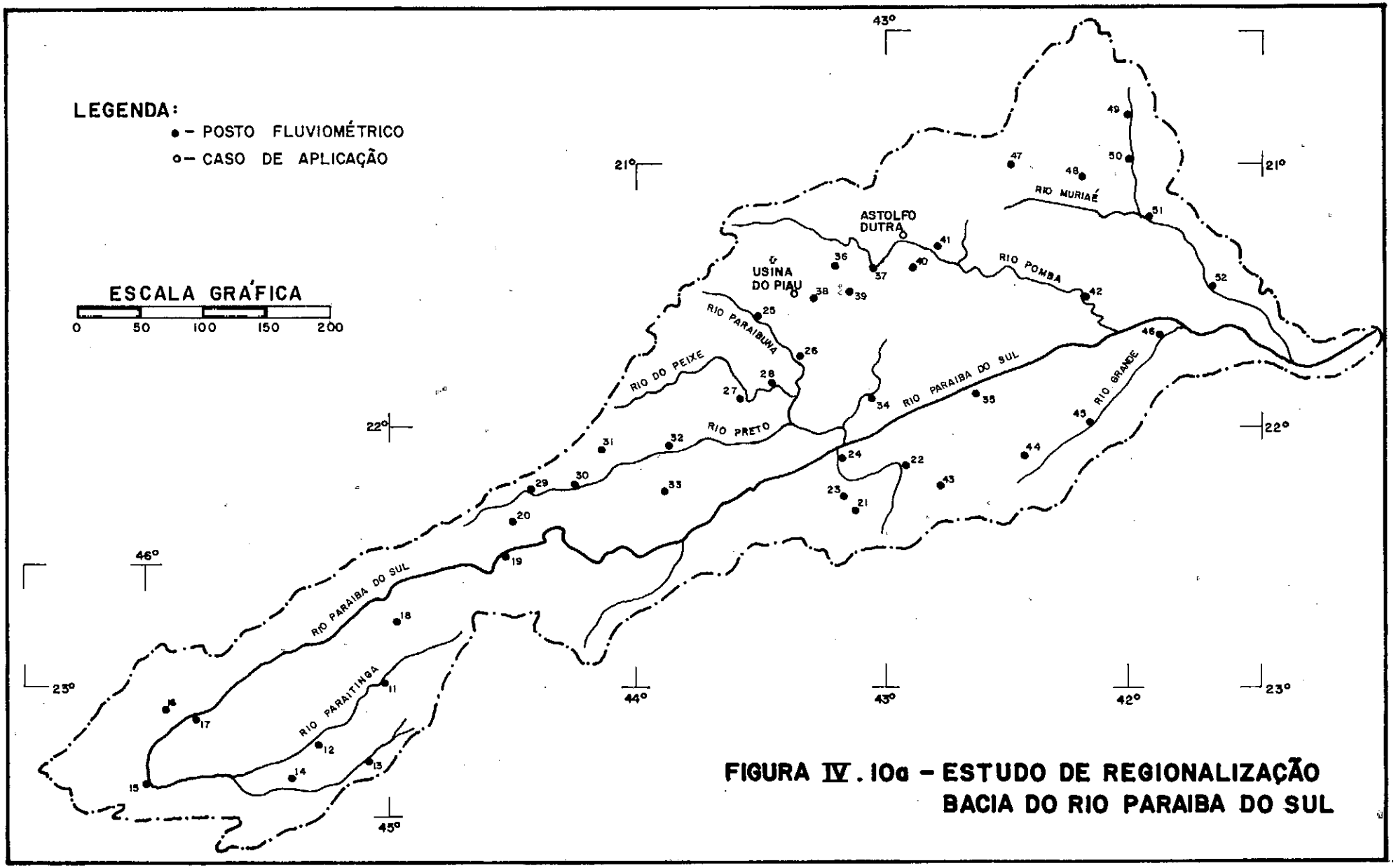


FIGURA IV.10a – ESTUDO DE REGIONALIZAÇÃO BACIA DO RIO PARAIBA DO SUL

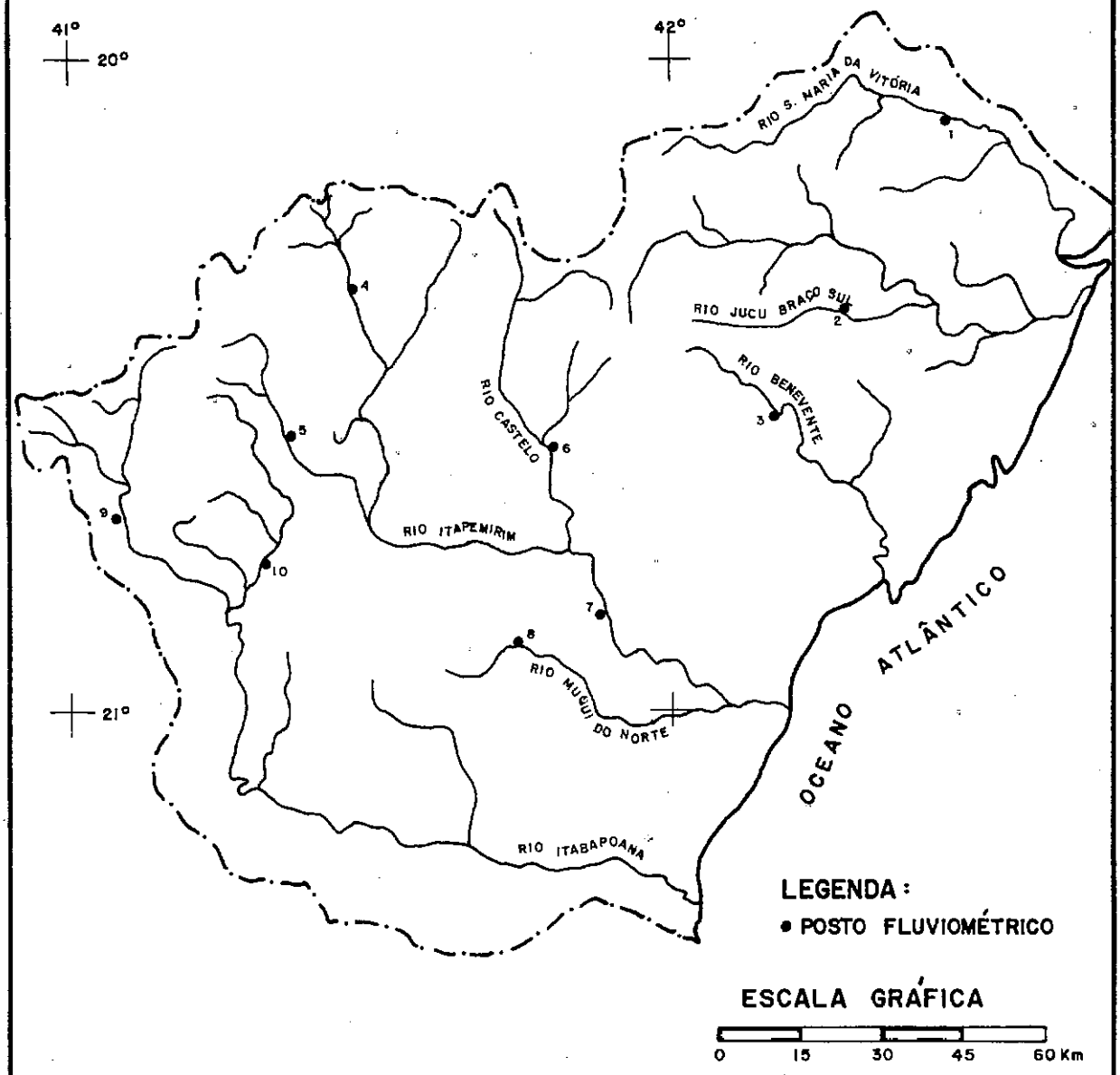


FIGURA IV. 10b - ESTUDO DE REGIONALIZAÇÃO

BACIAS DOS RIOS ITAPEMIRIM E ITABAPOANA

De todos os postos dos Grupos 3 e 5, nem todos serão utilizados na regionalização. Um posto de cada grupo será retirado para caso teste, enquanto outros serão excluídos por apresentarem inconsistência com o restante dos postos. Já que os quantis serão regionalizados em função da área de drenagem, para cada bacia será selecionado o maior número possível de postos e que definam uma aceitável relação linear entre vazão média de cheia e área de drenagem, no espaço logarítmico.

a) Bacia do São Francisco

A Figura IV.11 mostra os pares de pontos vazões médias de cheias, $\bar{Q}$, versus área de drenagem, A, em escala bi-logarítmica. Pode-se observar que os pares de pontos não definem uma relação perfeitamente linear. Para valores de $A < 5.000\ km^2$, há um aumento na dispersão entre os pontos, podendo indicar que nessa faixa outras variáveis hidrológicas expliquem a ocorrência das vazões de cheias; ou então essa dispersão pode dever-se simplesmente à escassez de pontos amostrais ou ao efeito da escala logarítmica. Para verificar a confiabilidade da metodologia, foi escolhido para caso teste o Posto 28, Rio São Francisco em Pirapora-Barreiro, pelo fato de sua área de drenagem ser da ordem de grandeza dos casos de aplicação, que correspondem ao Rio São Francisco em Três Marias e São Romão. Assim, dos 40 postos do Grupo 3, foram excluídos da região de estudos o posto 28 - caso teste - e os postos 1, 2, 3 e 37, esses últimos por apresentarem desvios significativos em relação à tendência média

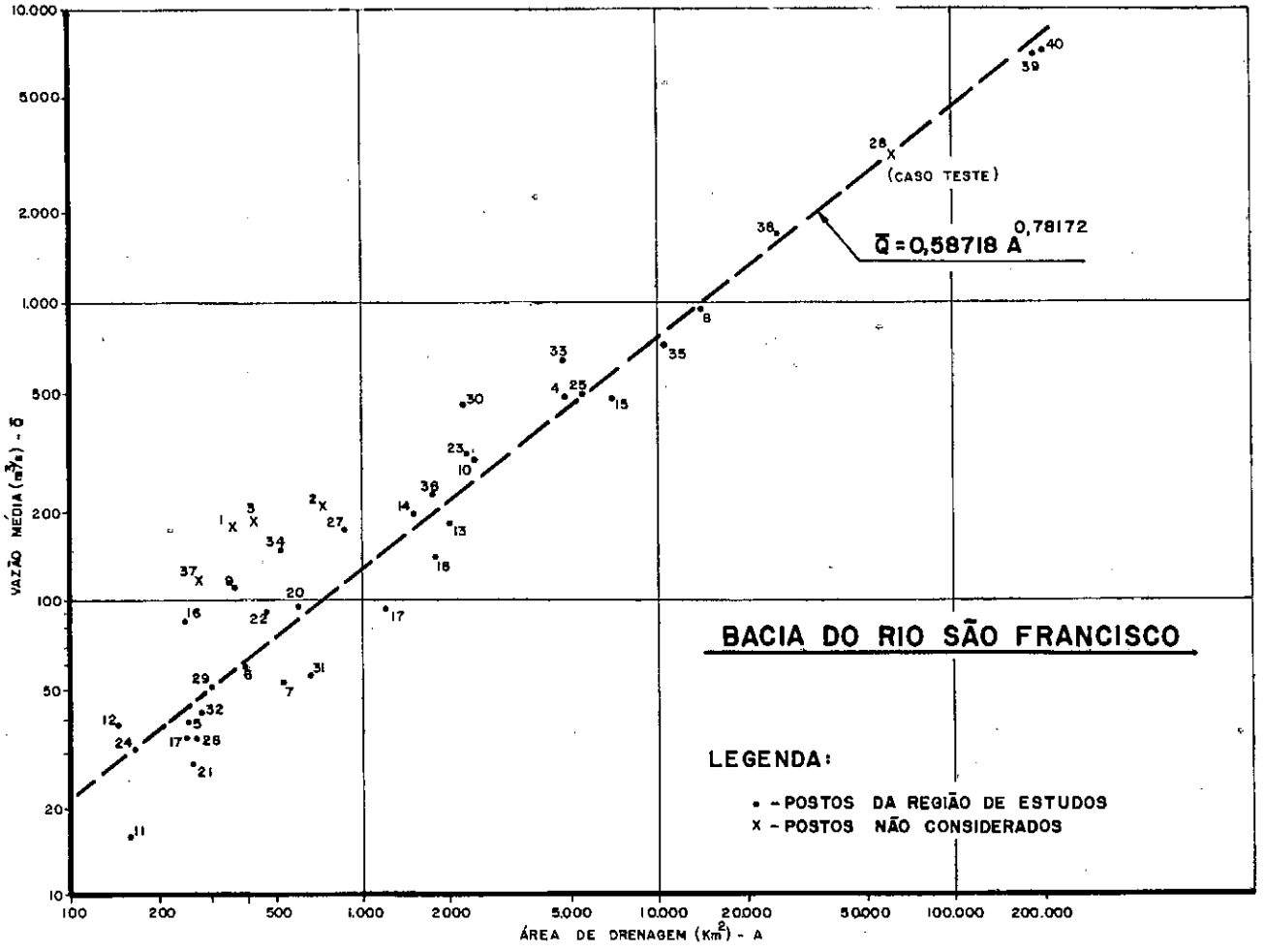


FIGURA IV.11 - BACIAS DO ALTO E MÉDIO SUPERIOR SÃO FRANCISCO
RELAÇÃO VAZÃO MÉDIA DE CHEIA (Q) x ÁREA DE DRENAGEM (A)

dos outros postos (vide Figura IV.11). Assim, a região de estudos englobou finalmente 35 postos. A relação $\bar{Q}$ x A e o resultado para o caso teste estão apresentados na Tabela IV.33. A vazão média $\bar{Q}$ real, em Pirapora, foi determinada a partir de um histórico de 17 anos de observações. Nota-se que a relação $\bar{Q}$ x A, também mostrada na Figura IV.11, subestimou ligeiramente a vazão $\bar{Q}$, em relação à estimativa pontual $\bar{Q}$ real ($\bar{Q}$ real = 3.426 m^3/s ; $\bar{Q}$ estimada = 3.269 m^3/s), apesar de ter apresentado valores aceitáveis para o coeficiente de correlação múltipla e erro padrão da estimativa (vide Tabela IV.33).

b) Bacias do Paraíba do Sul e Itapemirim

A Figura IV.12 mostra os pares de pontos $\bar{Q}$ x A, em escala bi-logarítmica. Foi escolhido para caso teste o Posto 26, Rio Paraibuna em Juiz de Fora. A região de estudo foi composta por todos os postos do Grupo 5 , exceto os postos 26 - caso teste -, 6 e 52. O Posto 6 foi excluído pelo fato de apresentar um desvio muito' significativo em relação à tendência média dos outros postos, enquanto o Posto 52 apresentou uma inconsistência no valor de $\bar{Q}$, quando comparado com o posto de montante, localizado no Rio Muriaé em Itaperuna (vide os valores de $\bar{Q}$ na Tabela IV.5). A relação $\bar{Q}$ x A e o resultado para o caso teste estão apresentados na Tabela IV.33. A vazão média $\bar{Q}$ real, em Juiz de Fora, foi determinada a partir de um histórico de 33 anos de observações. Nota-se que a relação $\bar{Q}$ x A, também mostrada na Figura IV.12, superestimou a vazão $\bar{Q}$ em relação

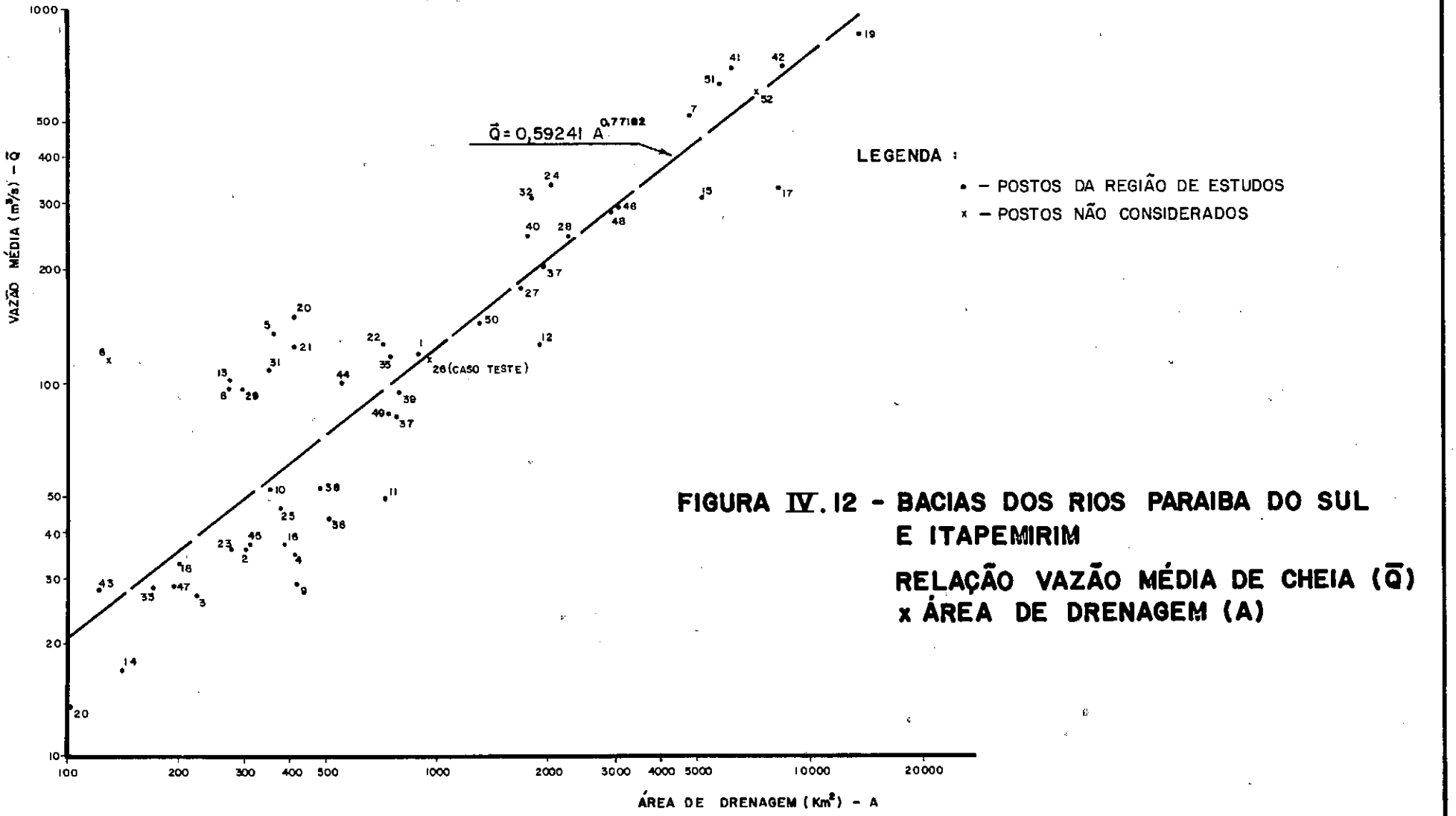


FIGURA IV.12 - BACIAS DOS RIOS PARAIBA DO SUL E ITAPEMIRIM

RELAÇÃO VAZÃO MÉDIA DE CHEIA ($\bar{Q}$) x ÁREA DE DRENAGEM (A)

à estimativa pontual $\bar{Q}$ real ($\bar{Q}$ real = 113,7 m^3/s ; $\bar{Q}$ estimada = 119,2 m^3/s). Medindo-se o desempenho da relação $\bar{Q}$ x A através do coeficiente de correlação múltipla e do erro padrão da estimativa, conclui-se que o resultado do modelo para a bacia do São Francisco foi ligeiramente superior.

4.5.2 - O modelo de múltipla regressão

Empregando-se os programas de múltipla regressão do Statistical Subroutine Package (1970), o modelo da Equação (3.55) foi aplicado para os quantis estimados por quatro diferentes distribuições de probabilidades, correspondentes aos períodos de recorrência de 2, 5 , 10, 25, 50, 100 e 1.000 anos. As distribuições de probabilidades empregadas foram aquelas que apresentaram os melhores resultados de acordo com os critérios de avaliação dos modelos a saber:

1) LOGP3 C

Distribuição Log Pearson Tipo III com parâmetros estimados pelo método dos momentos e empregando o fator de correção da Equação (3.17) para retirar a tendenciosidade do coeficiente de assimetria (Bobée & Robitaille, 1976). A LOGP3 C foi uma das distribuições de probabilidades que se mostrou mais adequada para ser usada na previsão de eventos futuros, de acordo com os critérios de amostras particionadas que foram aplicados.

2) GAMA 2 A

Distribuição Gama 2 Parâmetros empregando como estima

ção o método dos momentos, tendo obtido indícios de ser uma boa aproximação para o universo das vazões de cheias.

3) GUMBEL A

Distribuição Gumbel, com parâmetros estimados pelo método dos momentos, que apresentou um padrão de resultados semelhante ao da GAMA 2 A, sendo também uma distribuição muito empregada em análise de freqüências de cheias.

4) LOGN2 A

Distribuição Log Normal 2 Parâmetros, empregando como estimação o método dos momentos. Obteve resultados semelhantes aos da GAMA 2 A e GUMBEL A.

Os resultados para as regiões de estudo estão assim apresentados:

a) Bacia do São Francisco

Na Tabela IV.34 são mostrados os quantis pontuais estimados para os postos da região de estudos, podendo-se notar claramente, que a distribuição GUMBEL A, para Tr $\geq$ 5 anos, superestima os valores dos quantis em relação às outras distribuições. Observa-se também que, para a distribuição LOGP3 C, ocorre uma espécie de achatamento na cauda direita, evidenciado pelo pequeno aumento relativo dos quantis para os altos períodos de recorrência. Tal fato verifica-se sempre que $g_{LOG} \leq -1$, sendo g_{LOG} o coeficiente de assimetria da amostra no espaço logarítmico. Aparecem também na Ta-

bela IV.34 os quantis teóricos para o caso teste - Posto 28. Os resultados do modelo da Equação (3.55)estão apresentados na Tabela IV.36.

b) Bacias do Paraíba do Sul e Itapemirim

A Tabela IV.35 mostra as estimativas pontuais dos quantis para os postos da região de estudos, notando-se o mesmo padrão de comportamento para as distribuições GUMBEL A e LOGP3 C. Essa tabela mostra ainda os quantis teóricos para o caso teste - Posto 26 - os quais serão usados para avaliar o desempenho das metodologias de regionalização. Os resultados do modelo da Equação (3.55) estão apresentados na Tabela IV.37.

Deve-se ressaltar que o erro padrão da estimativa, o qual aparece nas Tabelas IV.33, IV.36 e IV.37, foi calculado em unidades logarítmicas.

Aparecem também nas Tabelas IV.34 e IV.35 os quantis da distribuição Wakeby Regional, embora para essa distribuição não se tinha aplicado o modelo de múltipla regressão.

4.5.3 - A distribuição Wakeby Regional

A metodologia da distribuição Wakeby Regional, discutida na seção 3.6.2, foi aplicada para as regiões de estudo considerando-se dois casos diferentes:

Caso 1

Com os casos teste (Posto 28, para a bacia do São Francisco e Posto 26, para as bacias do Paraíba do Sul e Itapemirim) incluídos nas regiões de estudos, obtendo-se

dessa forma os quantis teóricos para os dois casos.

Caso 2

Com os casos testes excluídos das regiões de estudos, obtendo-se dessa forma os quantis para os demais postos e os parâmetros da distribuição Wakeby Regional que será usada nos casos de aplicação.

a) Bacia do São Francisco

Os parâmetros e os quantis adimensionais para os casos 1 e 2 encontram-se na Tabela IV.38, e os quantis calculados para cada posto podem ser vistos na Tabela IV.34. Os quantis adimensionais são calculados pela Equação (3.62), enquanto os quantis dos postos da região de estudos são calculados pela Equação (3.63), através da multiplicação dos quantis adimensionais pela vazão média de cheia de cada posto. Comparando-se os valores dos quantis dados na Tabela IV.34, pode-se notar que os correspondentes à distribuição Wakeby Regional são bem mais elevados que aqueles estimados pelas outras distribuições.

c) Bacias do Paraíba do Sul e Itapemirim

Os parâmetros e os quantis adimensionais para os casos 1 e 2 encontram-se na Tabela IV.38, e os quantis calculados para cada posto podem ser vistos na Tabela IV.35. Para essas bacias, os quantis estimados pela distribuição Wakeby Regional apresentam-se com valores intermediários entre os quantis estimados pelas outras distribuições.

4.5.4 - Os resultados do caso teste

Para analisar a confiabilidade das metodologias, foi selecionado um posto pertencente a cada região de estudo, do qual se supunha conhecida apenas a área de drenagem.

a) Bacia do São Francisco

Para as distribuições LOGN2 A, GUMBEL A, GAMA 2 A e LOGP3 C, aplicou-se as relações constantes na Tabela IV.36 a fim de se obter os quantis estimados. Os quantis teóricos correspondem às estimativas pontuais para o Posto 28, dadas na Tabela IV.34. Os resultados estão apresentados na Tabela IV.39. No caso da distribuição Wakeby Regional, considerou-se em primeiro lugar o conhecimento de $\bar{Q}$ ($\bar{Q}$ = 3.426 m^3/s), obtendo-se as estimativas E_1 (Vide Tabela IV.39). Em seguida, aplicou-se o conceito de generalização da distribuição Wakeby Regional (vide seção 3.6.3), quando o valor de $\bar{Q}$ foi estimado a partir da relação regional $\bar{Q} = a\,A^b$ ($\bar{Q}$ = 3.269 m^3/s). Dessa forma, foram obtidas as estimativas E_2.

Analisando-se os resultados da Tabela IV.39, pode-se concluir que o modelo da distribuição Wakeby Regional apresentou bons resultados, evidenciados pelos pequenos desvios entre os quantis teóricos (T) e estimados (E_1 e E_2). Entretanto, esse critério de comparação entre quantis teóricos e estimados pode fornecer apenas um indício do desempenho da metodologia, visto que os parâmetros da distribuição Wakeby Regional praticamente não se alteram quando se acrescenta ou

se retira um posto da região de aplicação. O desempenho da distribuição Wakeby Regional poderá ser melhor avaliado através dos experimentos de Monte Carlo, conforme será visto adiante na seção 4.5.6. O modelo de múltipla regressão apresentou, em geral, pequenos desvios para valores de Tr $\leq$ 25 anos, desvios estes que aumentam para elevados valores de Tr. A distribuição GUMBEL A foi aquela qua apresentou os menores desvios relativos. Todas as distribuições superestimaram os valores dos quantis, em relação aos seus valores teóricos. No modelo de múltipla regressão, a distribuição GUMBEL A foi aquela que apresentou os menores desvios relativos, sendo que somente a distribuição LOGP3 C apresentou grandes desvios para Tr > 25 anos.

4.5.5 - Os casos de aplicação

A aplicação das metodologias de regionalização de quantis foi feita para dois locais das regiões de estudos, dos quais supunha-se apenas o conhecimento das áreas de drenagem.

a) Bacia do São Francisco

A Tabela IV.41 mostra as aplicações das metodologias para o Rio São Francisco em Três Marias e em São Romão. Os quantis correspondentes às distribuições LOGN 2 A, GUMBEL A, GAMA 2 A e LOGP3 C foram calculados pelas relações dadas na Tabela IV.36. No caso da distribuição Wakeby Regional, aplicou-se o conceito da gene

ralização: em primeiro lugar calculou-se $\bar{Q}$ através da relação $\bar{Q}$ x A da Tabela IV.33, e em seguida os quantis foram estimados pelas Equações (3.62) e (3.63) considerando-se os parâmetros do CASO 2 da Tabela IV.38. Observa-se que para $\hat{T}r \leq 25$ anos, os quantis estimados pelas cinco distribuições não apresentam diferenças significativas. Entretanto, para Tr > 25 anos, a distribuição Wakeby Regional superestima os valores dos quantis, em relação às outras distribuições. Para o caso de aplicação em Três Marias, os resultados obtidos pela distribuição Wakeby Regional parecem ser mais condizentes com as últimas cheias, visto que durante as estações chuvosas dos anos de 1979 e 1980, ocorreram picos de vazões afluentes ao reservatório da ordem de 8.500 m^3/s e 6.000 m^3/s, respectivamente. Conforme registros históricos ao longo do Vale do São Francisco, estas duas enchentes não foram as maiores ocorridas durante este século. Portanto, o período de recorrência da cheia de 1979 não deve ter sido superior a 1.000 anos, conforme indicam as outras distribuições. Na cidade de São Romão, o pico máximo de vazão ocorrido na cheia de 1979 foi cerca de 11.500 m^3/s. As distribuições GAMA 2 A e LOGP3 C são aquelas que melhor se ajustam a essa informação.

b) Bacias do Paraíba do Sul e Itapemirim

A Tabela IV.42 mostra as aplicações das metologias para o Rio Pomba em Astolfo Dutra e Rio Piau em Usina do Piau. Não existe uma diferença muito significativa entre os quantis estimados pelas cinco distribuições,

notando-se apenas que a distribuição GUMBEL A, superestima os seus valores, em relação às outras distribuições.

4.5.6 - Experimentos de Monte Carlo p/ a distribuição Wakeby Regional

Com o objetivo de verificar o desempenho da distribuição Wakeby Regional em relação às estimativas de quantis feitas através da distribuição Wakeby aplicada a amostras individualizadas (vide Tabela IV.22), foi empregado um experimento de Monte Carlo com números aleatórios.

A metodologia da distribuição Wakeby Regionalfói aplicada a 35 amostras de comprimento n = 50 extraídas dos 2.000 números aleatórios WA-1 (vide Tabela IV.21 e IV.22), e os resultados podem ser visto na Tabela IV.43. As três últimas linhas da tabela resumem os resultados do experimento , quando são comparadas as médias dos 35 quantis regionais com os respectivos valores teóricos, para cada período de recorrência. Comparando-se esses resultados com aqueles apresentados na Tabela IV.22, a qual resume os resultados das estimativas pontuais, pode-se notar que a metodologia de regionalização não implicou em diferenças significativas em termos de desvios entre a média das estimativas e os respectivos valores teóricos. Entretanto, as estimativas regionais da Tabela' IV.43 apresentaram desvios-padrões bem inferiores àqueles das estimativas pontuais, indicando assim uma menor variabilidade entre as estimativas regionais e portanto favorecendo a metodologia de regionalização.

ORDEM	CÓDIGO DNAEE	NOME DO POSTO	ÁREA DE DRENAGEM (KM^2)	PERÍODO DE OBSERVAÇÃO	Nº DE ANOS	ESTATÍST.AMOSTRAIS-PICO MÁX.DIÁRIO				
						$\bar{x}$	s	c_v	g	λ
01	60010000	RIO PARANAÍBA EM SANTANA DE PATOS	2714	1949-1975	21	219,6	61,1	0,278	-0,606	2,448
02	60110000	RIO DOURADOS EM ABADIA DOS DOURADOS	1906	1944-1975	23	331,3	172,4	0,520	1,200	3,421
03	60130000	RIO PERDIZES EM FAZENDA CACHOEIRA	125	1952-1975	21	14,8	4,7	0,317	1,426	5,513
04	60135000	RIO PERDIZES EM ESTAÇÃO DOURADOQUARA	1042	1948-1975	27	207,4	63,7	0,307	0,276	2,545
05	60150000	RIO BAGAGEM EM ESTRELA DO SUL	787	1942-1975	30	90,8	35,0	0,385	0,271	2,443
06	60210000	RIO PARANAÍBA EM PONTE VELOSO	36850	1948-1976	24	2261,4	762,9	0,337	0,294	1,977
07	60265000	RIO MISERICÓRDIA EM IBIÁ	1307	1946-1975	9	152,8	55,8	0,365	-0,586	1,637
08	60350000	RIO ARAGUARI EM PORTO MONJOLINHO	16952	1949-1975	24	1734,6	686,1	0,396	0,575	3,178
09	60400000	RIO ARAGUARI EM PONTE MELO VIANA	21790	1949-1975	16	1661,1	732,9	0,441	0,792	3,183
10	60615000	RIO POUSO ALEGRE EM FAZENDA CACHOEIRA	199	1949-1975	18	23,3	18,9	0,809	2,450	9,240
11	60680000	RIO MEIA PONTE EM PONTE MEIA PONTE	11527	1952-1976	18	546,8	179,9	0,329	-0,484	2,082
12	60835000	RIO TEJUCO EM FAZENDA PARAÍSO	1469	1949-1975	11	106,3	25,8	0,243	-0,256	2,267
13	60845000	RIO TEJUCO EM ITUIUTABA	6154	1942-1975	19	529,8	287,4	0,542	2,718	11,042
14	60850000	RIO DA PRATA EM FAZ.BURITI DO PRATA	2526	1941-1975	17	145,2	31,4	0,216	-0,542	2,514
15	60855000	RIO DA PRATA EM PONTE DO PRATA	5174	1941-1975	25	295,9	91,4	0,309	0,010	1,318

TABELA IV.1 - GRUPO 1 - BACIA DO RIO PARANAÍBA
CARACTERÍSTICAS DOS POSTOS FLUVIOMÉTRICOS

ORDEM	CÓDIGO DNAEE	NOME DO POSTO	ÁREA DE DRENAGEM (KM^2)	PERÍODO DE OBSERVAÇÃO	Nº DE ANOS	ESTATÍST.AMOSTRAIS-PICO MÁX.DIÁRIO				
						$\bar{x}$	s	c_v	g	λ
01	61012001	RIO GRANDE EM MADRE DE DEUS DE MINAS	2230	1946-1975	28	192,2	54,7	0,285	0,123	1,972
02	61060000	RIO AIURUOCA EM FAZENDA LARANJEIRAS	2087	1946-1975	29	175,9	65,0	0,370	0,278	2,075
03	61078000	RIO CAPIVARI EM ITUMIRIM	1829	1946-1975	29	243,0	113,4	0,467	0,717	2,480
04	61107000	RIO DAS MORTES EM PORTO TIRADENTES	2714	1946-1975	29	281,1	122,8	0,437	1,455	4,628
05	61135000	RIO DAS MORTES EM IBITURUNA	5586	1946-1975	28	520,2	168,0	0,323	0,778	3,303
06	61150000	RIO GRANDE EM RIBEIRÃO VERMELHO	15220	1932-1959	26	1283,8	417,7	0,325	1,142	4,348
07	61175000	RIO DO CERVO EM USINA NEPOMUCENO	968	1939-1975	34	183,2	138,6	0,757	1,657	5,739
08	61202000	RIO JACARÉ EM SANTANA DO JACARÉ	1547	1935-1975	39	218,5	68,5	0,313	0,121	1,970
09	61410000	RIO SAPUCAÍ EM CAREAÇÚ	7346	1965-1975	10	406,1	164,3	0,404	0,597	1,470
10	61510000	RIO VERDE EM TRÊS CORAÇÕES	4172	1946-1976	29	340,4	118,9	0,349	0,877	3,596
11	61550000	RIO SAPUCAÍ EM PONTALETE	16470	1930-1962	32	910,5	353,5	0,388	1,057	4,347
12	61568000	RIO MACHADO EM MACHADO	732	1934-1976	27	60,9	13,4	0,220	-0,550	3,086
13	61657000	RIO GRANDE EM SÃO JOSÉ DA BARRA	50096	1930-1962	32	3108,1	1051,3	0,338	0,851	3,419
14	61700000	RIO SANTANA EM USINA SANTANA	473	1947-1946	19	71,3	44,7	0,627	1,632	5,592
15	61730002	RIO GRANDE EM RIFAINA	62700	1937-1955	18	3662,9	1255,2	0,343	0,881	3,051
16	61770000	RIBEIRÃO PINHEIRINHO EM FAZ.CARVALHAIS	227	1937-1976	25	30,7	11,3	0,369	-0,059	2,178
17	61788000	RIO SAPUCAÍ PAULISTA EM FAZ.S.DOMINGOS	6271	1938-1976	37	280,3	96,4	0,344	0,536	3,853
18	61817000	RIO PARDO EM SÃO JOSÉ DO RIO PARDO	4101	1946-1975	28	346,0	132,8	0,384	0,129	2,765
19	61830000	RIO PARDO EM FAZENDA CORREDEIRA	8484	1937-1976	21	484,1	148,4	0,306	-0,575	2,282
20	61850000	RIO PARDO EM DESENGANO	12226	1937-1976	29	618,6	190,3	0,308	-0,467	2,382
21	61902000	RIO MOGI-GUAÇÚ EM PORTO FERREIRA	10123	1937-1976	27	526,2	192,2	0,365	-0,074	2,172
22	61912000	RIO MOGI-GUAÇÚ EM PONTE GUATAPARA	13845	1946-1976	18	487,1	197,5	0,406	0,023	1,914
23	61915000	RIO MOGI-GUAÇÚ EM PASSAGEM	17285	1931-1976	32	613,1	221,5	0,361	0,550	3,266

TABELA IV.2 - GRUPO 2 - BACIA DO RIO GRANDE

CARACTERÍSTICAS DOS POSTOS FLUVIOMÉTRICOS

ORDEM	CÓDIGO DNAEE	NOME DO POSTO	ÁREA DE DRENAGEM (KM^2)	PERÍODO DE OBSERVAÇÃO	Nº DE ANOS	ESTATÍST.AMOSTRAIS-PICO MÁX.DIÁRIO				
						$\bar{x}$	s	c_v	g	λ
01	40025000	RIO SÃO FRANCISCO EM VARGEM BONITA	350	1939-1975	14	175,9	85,0	0,483	-0,097	1,992
02	40030000	RIO SAMBURÁ EM FAZENDA DA BARCA	730	1939-1968	14	212,1	73,1	0,345	0,892	2,605
03	40043001	RIO AJUDAS EM FAZENDA CAJANGA	422	1939-1965	22	187,9	98,0	0,521	0,507	2,399
04	40050000	RIO SÃO FRANCISCO EM IGUATAMA	4846	1935-1975	33	492,7	184,0	0,373	0,675	3,041
05	40056002	RIO BAMBUÍ EM FAZENDA CAPOEIRÃO	255	1939-1965	22	39,4	7,6	0,192	-0,557	2,658
06	40056500	RIO BAMBUÍ EM PONTE CAPOEIRÃO	408	1939-1970	16	59,8	18,4	0,307	0,159	2,007
07	40060000	RIO DA PERDIÇÃO EM TAPIRAÍ	543	1939-1975	25	51,4	14,8	0,288	0,959	3,426
08	40102000	RIO SÃO FRANCISCO EM PORTO DA BARRA	14370	1939-1976	26	983,9	394,6	0,401	1,053	3,613
09	40105000	RIO PARÁ EM FAZENDA CAMPO GRANDE	361	1939-1975	15	112,0	89,9	0,803	2,519	8,877
10	40150000	RIO PARÁ EM CARMO DO CAJURÚ	2402	1936-1975	39	300,5	179,4	0,597	0,719	2,536
11	40160000	RIO GAMA EM LAMOUNIER	157	1938-1963	23	15,6	1,8	0,117	-0,082	2,021
12	40180000	RIO BOA VISTA EM CARMO DA MATA	145	1938-1972	21	38,1	14,3	0,375	0,256	2,038
13	40190002	RIO ITAPECERICA EM DIVINÓPOLIS	1980	1936-1975	24	185,4	65,3	0,352	0,273	1,624
14	40300000	RIO SÃO JOÃO EM JAGUARUNA	1545	1938-1975	34	200,2	119,9	0,599	1,761	7,313
15	40330000	RIO PARÁ EM VELHO DA TAIPA	7109	1938-1975	34	482,9	198,7	0,412	0,391	2,028
16	40350000	RIO LAMBARI EM USINA CAMARÃO	251	1938-1970	25	84,6	33,6	0,397	-0,168	1,835
17	40380000	RIO LAMBARI EM ARAÚJOS	1217	1939-1975	34	93,8	22,9	0,244	-0,703	4,134
18	40400000	RIO LAMBARI EM EST.ÁLVARO DA SILVEIRA	1803	1935-1975	27	143,8	53,0	0,369	0,512	3,112
19	40577000	RIO SOLEDADE EM PONTE JUBILEU	251	1942-1965	18	34,4	11,2	0,325	0,146	1,596
20	40580000	RIO MARANHÃO EM CONGONHAS DO CAMPO	613	1938-1972	18	96,0	57,2	0,596	1,365	4,106
21	40665000	RIO CAMAPUÃ EM USINA JOÃO RIBEIRO	259	1938-1975	30	28,4	16,1	0,565	2,353	8,061
22	40680000	RIO BRUMADO EM ENTRE RIOS DE MINAS	469	1938-1975	32	93,0	35,4	0,381	0,389	1,771
23	40720002	RIO PARAOPEBA EM MELO FRANCO	3309	1935-1965	27	316,9	82,5	0,260	1,397	5,402
24	40790000	RIO BETIM EM BETIM	167	1938-1965	24	32,7	16,5	0,505	0,582	2,739
25	40800000	RIO PARAOPEBA EM P.NOVA DO PARAOPEBA	5567	1938-1975	37	501,3	155,8	0,311	0,647	2,381

TABELA IV.3

ORDEM	CÓDIGO DNAEE	NOME DO POSTO	ÁREA DE DRENAGEM (KM^2)	PERÍODO DE OBSERVAÇÃO	Nº DE ANOS	ESTATÍST.AMOSTRAIS-PICO MÁX.DIÁRIO				
						$\bar{x}$	s	c_v	g	λ
26	40818000	RIO SERRA AZUL EM JUATUBA	272	1942-1965	18	35,1	11,7	0,334	0,817	2,838
27	40930000	RIO INDAIÁ EM BARRA DO FUNCHAL	881	1940-1975	27	177,4	100,8	0,568	1,666	6,840
28	41135000	RIO SÃO FRANCISCO EM PIRAPORA-BARREIRO	61880	1938-1975	17	3426,1	812,9	0,237	0,206	2,391
29	41160000	RIO DAS VELHAS EM GULPIARA	307	1930-1965	22	51,5	14,9	0,290	0,309	2,132
30	41230000	RIO DAS VELHAS EM SABARÁ	2230	1938-1965	23	467,8	370,3	0,792	1,056	2,543
31	41250000	RIBEIRÃO DA MATA EM VESPASIANO	676	1938-1975	20	57,0	26,9	0,472	1,376	5,211
32	41295000	RIBEIRÃO VERMELHO EM JOSÉ DE MELO	268	1940-1965	21	41,5	12,3	0,296	0,770	4,494
33	41340000	RIO DAS VELHAS EM PONTE RAUL SOARES	4780	1938-1975	33	650,8	323,0	0,496	1,306	4,506
34	41380000	RIBEIRÃO JABOTICATUBAS EM PONTE PRETA	524	1943-1975	15	156,8	61,7	0,393	-0,017	1,855
35	41650000	RIO DAS VELHAS EM PONTE DO LICÍNIO	10980	1942-1975	18	729,4	268,0	0,367	0,329	2,195
36	41700001	RIO PARAÚNA EM USINA PARAÚNA	1743	1941-1972	25	232,2	93,5	0,403	0,036	2,307
37	41720000	RIO CIPÓ EM FAZENDA CIPÓ	267	1938-1963	21	120,9	26,8	0,222	-0,005	1,654
38	41990000	RIO DAS VELHAS EM VÁRZEA DA PALMA	25940	1938-1975	19	1761,7	422,4	0,240	-0,270	2,622
39	44300000	RIO SÃO FRANCISCO EM JANUÁRIA	191700	1934-1970	27	7308,2	1417,5	0,194	-0,110	1,962
40	44500000	RIO SÃO FRANCISCO EM MANGA	200789	1932-1975	26	7535,6	1807,2	0,240	0,474	2,035

TABELA IV.3 - GRUPO 3 - BACIA DO RIO SÃO FRANCISCO
CARACTERÍSTICAS DOS POSTOS FLUVIOMÉTRICOS

ORDEM	CÓDIGO DNAEE	NOME DO POSTO	ÁREA DE DRENAGEM (KM^2)	PERÍODO DE OBSERVAÇÃO	Nº DE ANOS	ESTATÍST.AMOSTRAIS-PICO MÁX.DIÁRIO				
						$\bar{x}$	s	c_v	g	λ
01	54003000	RIO JEQUITINHONHA EM MENDANHA	1392	1945-1975	17	542,3	173,9	0,321	0,421	2,874
02	54200000	RIO JEQUITINHONHA EM CORONEL MURTA	23981	1937-1975	36	2217,3	871,1	0,393	0,668	2,959
03	54270000	RIO ARAÇUAÍ EM PORTO SANTANA	6828	1939-1968	29	750,9	353,7	0,471	0,944	3,600
04	54300000	RIO FANADO EM MINAS NOVAS	1252	1934-1975	29	151,2	89,8	0,594	0,798	2,535
05	54360000	RIO ARAÇUAÍ EM BERILO	9321	1941-1966	25	883,6	450,2	0,510	1,228	4,584
06	54390000	RIO ARAÇUAÍ EM PEGA	10099	1946-1975	26	774,3	276,1	0,357	0,717	3,272
07	54480000	RIO GRAVATA EM ALFREDO GRAÇA	1073	1944-1975	23	70,3	65,8	0,936	2,501	0,955
08	54500000	RIO ARAÇUAÍ EM ARAÇUAÍ	14621	1931-1975	44	1034,3	438,1	0,424	0,837	3,245
09	54550000	RIO JEQUITINHONHA EM ITINGA	42725	1931-1966	32	3347,9	1457,2	0,435	0,477	1,942
10	54580000	RIO JEQUITINHONHA EM ITAOBIM	45819	1937-1975	29	3961,2	2125,9	0,537	1,735	7,602
11	54710000	RIO JEQUITINHONHA EM JEQUITINHONHA	53298	1939-1975	27	4047,4	1679,5	0,415	0,102	1,596
12	54780000	RIO JEQUITINHONHA EM JACINTO	62365	1941-1975	25	4448,5	1920,9	0,432	0,214	1,720
13	55610000	RIO TODOS OS SANTOS EM FRANCISCO SÁ	1785	1944-1973	26	89,5	49,7	0,555	1,528	6,478
14	55630000	RIO MUCURI EM CARLOS CHAGAS	9607	1940-1973	27	407,7	153,5	0,376	0,233	2,112
15	56010000	RIO PIRANGA EM PONTE DO SÃO LOURENÇO	540	1938-1965	21	72,1	23,9	0,331	1,250	4,722
16	56012000	RIO GUARARÁ EM CACHOEIRA DO GUARARÁ	158	1942-1965	12	40,5	11,6	0,287	0,403	1,301
17	56028000	RIO PIRANGA EM PIRANGA	1415	1938-1973	31	188,7	120,2	0,637	1,821	6,511
18	56050000	RIO CHOPOTÓ EM ALTO RIO DOCE	333	1938-1965	17	43,2	20,4	0,474	0,082	1,800
19	56055000	RIO CHOPOTÓ EM BRAZ PIRES	1006	1938-1973	32	108,9	64,6	0,593	1,333	3,508
20	56065000	RIO TURVO EM SENADOR FIRMINO	268	1941-1973	24	25,7	7,2	0,280	0,365	2,162
21	56075000	RIO PIRANGA EM PORTO FIRME	4171	1938-1973	34	424,6	182,5	0,430	1,510	5,350

TABELA IV.4

ORDEM	CÓDIGO DNAEE	NOME DO POSTO	ÁREA DE DRENAGEM (KM²)	PERÍODO DE OBSERVAÇÃO	Nº DE ANOS	ESTATÍST.AMOSTRAIS-PICO MÁX.DIÁRIO				
						$\bar{x}$	s	c_V^b	g	λ
22	56085000	RIO TURVO SUJO EM SERIQUITÉ	301	1941-1973	25	30,0	12,0	0,401	-0,043	1,533
23	56090000	RIO TURVO LIMPO EM FAZENDA VARGINHA	331	1941-1973	28	14,5	3,6	0,247	-0,500	3,183
24	56110000	RIO PIRANGA EM PONTE NOVA	6061	1939-1973	34	579,2	290,5	0,502	1,208	3,927
25	56145000	RIB.DO CARMO EM S.CAETANO DE MARIANA	213	1930-1965	32	72,9	35,4	0,485	0,174	1,816
26	56148000	RIBEIRÃO DO CARMO EM FURQUIM	303	1934-1972	26	141,2	66,7	0,472	0,012	1,858
27	56240000	RIO GUALAXO DO SUL EM FAZ. PARAÍSO	843	1941-1973	30	215,0	111,6	0,519	1,436	5,081
28	56335000	RIO DO CARMO EM ACAIACA	1530	1940-1973	29	304,3	116,0	0,381	0,742	3,099
29	56337000	RIO GUALAXO DO NORTE EM FAZ.OCIDENTE	523	1938-1973	20	97,6	30,6	0,314	0,515	2,294
30	56415000	RIO CASCA EM RIO CASCA	2030	1930-1973	35	140,4	54,8	0,391	0,488	2,100
31	56485000	RIO MATIPÓ EM RAUL SOARES	1380	1936-1973	34	141,6	84,9	0,600	1,673	4,953
32	56500000	RIO SANTANA EM ABRE CAMPO	268	1939-1973	30	37,0	23,7	0,641	1,059	3,819
33	56520000	RIBEIRÃO VERMELHO EM VERMELHO VELHO	165	1944-1971	24	10,6	3,3	0,314	0,371	2,300
34	56565000	RIB.SACRAMENTO EM BOM JESÚS DO GALHO	307	1941-1973	29	13,8	2,5	0,182	-1,418	4,951
35	56610000	RIO PIRACICABA EM RIO PIRACICABA	1726	1925-1973	42	269,8	136,2	0,505	1,192	4,309
36	56655000	RIO SANTA BÁRBARA EM SANTA BÁRBARA	628	1931-1954	19	1274,8	687,2	0,539	0,697	3,016
37	56660000	RIO PIRACICABA EM NOVA ERA	2945	1938-1973	35	689,5	313,3	0,454	0,676	3,091
38	56670000	RIO DO PEIXE EM FAZENDA OLARIA	527	1941-1965	15	236,6	100,3	0,424	-0,218	2,622
39	56700000	RIO PIRACICABA EM CORONEL FABRICIANO	6090	1938-1973	28	500,3	160,9	0,322	0,394	2,352
40	56720000	RIO DOCE EM CACHOEIRA ESCURA	24200	1939-1973	25	1593,3	640,8	0,402	0,740	2,511
41	56750000	RIO STO.ANTONIO EM C.DO MATO DENTRO	623	1945-1973	27	126,1	81,9	0,649	1,593	4,851
42	56765000	RIO DO PEIXE EM DOM JOAQUIM	1110	1945-1973	26	173,2	63,8	0,368	1,237	4,627
43	56775000	RIO SANTO ANTONIO EM FERROS	3920	1940-1973	27	1132,6	643,1	0,568	1,106	3,124
44	56782000	RIB.DO GIRAU EM STA.MARIA DO ITABIRA	255	1943-1973	28	48,3	40,4	0,837	1,674	4,594

TABELA IV.4

ORDEM	CÓDIGO DNAEE	NOME DO POSTO	ÁREA DE DRENAGEM (KM²)	PERÍODO DE OBSERVAÇÃO	Nº DE ANOS	ESTATÍST.AMOSTRAIS-PICO MÁX.DIÁRIO				
						$\bar{x}$	s	c_v	g	λ
45	56800000	RIO GUANHÃES EM SENHORA DO PORTO	1405	1945-1973	24	191,7	83,0	0,433	0,706	2,263
46	56845000	RIO CORRENTE GRANDE EM FAZ. CORRENTE	1210	1952-1973	16	48,8	13,7	0,280	0,762	2,713
47	56892000	RIO SUAÇUÍ GRANDE EM VILA MATIAS	9550	1938-1972	31	419,8	178,5	0,425	0,714	2,605
48	56900000	RIO ITAMBACURÍ EM CAMPANÁRIO	732	1940-1973	28	40,2	12,8	0,319	0,172	2,713
49	56925000	RIO CARATINGA EM CARATINGA	160	1938-1965	27	23,1	12,6	0,545	1,140	3,400
50	56940000	RIO CUIETÉ EM BARRA DO CUIETÉ	3230	1938-1973	19	171,3	80,2	0,468	0,803	2,266
51	56948000	RIO DOCE EM RESPLENDOR	61610	1938-1972	30	2565,0	664,8	0,259	0,442	2,437
52	56960000	RIO MANHUAÇÚ EM MANHUAÇÚ	621	1936-1973	33	107,7	52,8	0,490	0,898	3,375
53	56967000	RIO MANHUAÇÚ EM SANTANA MANHUAÇÚ	1521	1941-1965	23	284,1	207,6	0,731	0,980	2,403
54	56974000	RIO MANHUAÇÚ EM CACHOEIRA DA NEBLINA	2092	1938-1965	27	260,7	152,7	0,586	1,522	5,090
55	56982000	RIO MANHUAÇÚ EM PARAÍSO DE IPANEMA	3408	1938-1965	26	399,9	184,2	0,461	0,841	2,612
56	56983000	RIO JOSÉ PEDRO EM DORES DE MANHUMIRIM	363	1938-1973	23	27,3	3,2	0,119	0,742	2,765
57	56986000	RIB.SÃO DOMINGOS EM FAZ.BOA ESPERANÇA	313	1939-1965	22	66,8	26,2	0,393	0,488	2,439
58	56988500	RIO JOSÉ PEDRO EM IPANEMA	1300	1938-1972	34	178,4	79,9	0,448	1,170	3,759
59	56989000	RIO SÃO MANUEL EM MUTUM	1187	1938-1966	26	108,1	70,5	0,652	1,583	4,412
60	56989500	RIO JOSÉ PEDRO EM ASSARAÍ	3460	1938-1972	34	323,6	203,6	0,629	2,893	13,250
61	56990000	RIO MANHUAÇÚ EM S.SEBASTIÃO DA ENCRUZ.	8800	1938-1972	31	553,5	253,4	0,458	1,219	4,576
62	56992000	RIO GUANDÚ EM BAIXO GUANDÚ	2162	1938-1972	32	218,8	120,5	0,551	1,034	3,455
63	56993600	RIO SANTA JOANA EM SANTA JOANA	1100	1939-1968	20	29,6	11,7	0,394	-0,210	1,806
64	56994000	RIO SANTA MARIA EM SANTA MARIA	774	1941-1965	18	54,3	26,2	0,483	1,433	4,007
65	56944500	RIO DOCE EM COLATINA	76616	1938-1973	28	3952,4	1114,7	0,282	0,296	2,632
66	56995000	RIO PANCAS EM CACHOEIRA DO OITO	748	1944-1966	19	107,4	76,6	0,714	1,574	4,290

TABELA IV.4 - GRUPO 4 - BACIAS DOS RIOS JEQUITINHONHA, DOCE E MUCURI
CARACTERÍSTICAS DOS POSTOS FLUVIOMÉTRICOS

ORDEM	CÓDIGO DNAEE	NOME DO POSTO	ÁREA DE DRENAGEM (KM²)	PERÍODO DE OBSERVAÇÃO	Nº DE ANOS	ESTATÍST.AMOSTRAIS-PICO MÁX.DIÁRIO				
						$\bar{x}$	s	c_v	g	λ
01	57130000	RIO STA.MARIA DA VITÓRIA EM STA.LEOP.	885	1949-1975	24	119,5	61,0	0,510	0,387	2,219
02	57190000	RIO JUCU BRAÇO SUL EM MAR.FLORIANO	302	1949-1975	19	35,6	13,6	0,382	1,067	4,525
03	57250000	RIO BENEVENTE EM MATILDE	226	1949-1975	24	26,7	11,9	0,444	1,314	5,277
04	57360000	RIO PARDO EM IUNA	417	1952-1975	20	34,9	11,2	0,321	0,560	3,038
05	57420000	RIO BRAÇO NORTE DIREITO EM IBITIRAMA	362	1952-1975	20	133,0	49,3	0,371	0,218	2,019
06	57490000	RIO CASTELO EM CASTELO	129	1937-1975	35	114,4	43,9	0,384	0,426	2,865
07	57560000	RIO ITAPEMIRIM EM CACH.DO ITAPEMIRIM	4890	1937-1975	33	513,4	183,7	0,358	0,317	2,297
08	57630000	RIO MUQUI DO NORTE EM ATÍLIO VIVACQUA	276	1935-1975	15	97,7	107,9	1,105	2,179	6,844
09	57700000	RIO SÃO JOÃO EM CAIANA	418	1937-1975	36	29,0	8,0	0,277	0,434	2,482
10	57740000	RIO VEADO EM GUACUÍ	354	1937-1975	33	52,3	16,6	0,318	0,966	3,809
11	58030000	RIO PARAITINGA EM ESTRADA DO CUNHA	736	1934-1976	42	48,6	20,2	0,417	1,625	5,492
12	58040200	RIO PARAITINGA EM S.LUIZ DO PARAITINGA	1956	1930-1976	46	125,1	45,1	0,360	0,763	3,442
13	58060000	RIO PARAIBUNA EM PONTE ALTA I	276	1933-1976	43	101,0	59,9	0,593	1,361	4,466
14	58075000	RIO DO PEIXE EM NATIVIDADE DA SERRA 2	141	1939-1974	34	16,6	6,8	0,408	1,079	4,443
15	58105000	RIO PARAÍBA DO SUL EM GUARAREMA	5201	1932-1976	44	305,0	131,6	0,431	0,391	2,185
16	58142000	RIO BUQUIRA EM BUQUIRINHA	390	1932-1972	40	37,1	9,3	0,251	0,554	2,883
17	58152000	RIO PARAÍBA DO SUL EM CAÇAPAVA	8342	1933-1976	43	324,2	79,3	0,245	-0,328	2,005
18	58220000	RIO BOCAINA EM FAZENDA STA. CLARA	201	1935-1976	39	33,0	16,9	0,470	1,120	3,361
19	58250000	RIO PARAÍBA DO SUL EM RESENDE	13877	1930-1976	45	849,6	293,9	0,346	0,258	2,063
20	58256000	RIO JACUTINGA EM PEDRA SELADA	100	1947-1976	14	13,7	8,2	0,599	0,958	2,887

TABELA IV.5

ORDEM	CÓDIGO DNAEE	NOME DO POSTO	ÁREA DE DRENAGEM (KM^2)	PERÍODO DE OBSERVAÇÃO	Nº DE ANOS	ESTATÍST.AMOSTRAIS-PICO MÁX.DIÁRIO				
						$\tilde{\bar{x}}$	s	c_v	g	λ
21	58405000	RIO PIABANHA EM PEDRO DO RIO	412	1930-1976	46	121,7	48,1	0,395	0,910	4,375
22	58420000	RIO PRETO EM FAZENDA SOBRADINHO	720	1935-1976	40	126,1	31,6	0,250	0,066	2,537
23	58434000	RIO FAGUNDES EM FAGUNDES	277	1936-1976	40	36,2	16,2	0,448	0,615	2,665
24	58440000	RIO PIABANHA EM MOURA BRASIL	2052	1930-1976	46	331,1	113,8	0,344	0,814	3,472
25	58470000	RIO PARAIBUNA EM CHAPÉU D'UVAS	380	1949-1976	27	46,5	13,2	0,285	0,261	2,052
26	58480000	RIO PARAIBUNA EM JUIZ DE FORA	965	1935-1976	34	113,7	51,4	0,452	1,153	3,853
27	58512000	RIO DO PEIXE EM TORREÕES	1696	1935-1976	41	178,1	66,3	0,372	0,610	2,490
28	58516000	RIO DO PEIXE EM FAZENDA SÃO JOSÉ	2296	1935-1975	38	241,3	84,2	0,349	0,729	3,664
29	58530000	RIO PRETO EM PONTE DO SOUZA	299	1936-1976	40	97,4	33,8	0,347	0,928	3,824
30	58535000	RIO PRETO EM ZELINDA	412	1926-1976	49	148,6	57,3	0,385	0,532	2,131
31	58542000	RIO BANANAL EM STA.RITA DO JACUTINGA	354	1935-1976	41	108,4	59,3	0,547	1,347	4,110
32	58550000	RIO PRETO EM PARAPUENA	1807	1932-1972	39	306,9	92,0	0,300	0,692	2,452
33	58560000	RIO DAS FLORES EM VALENÇA	173	1948-1976	28	28,3	11,6	0,409	0,490	2,684
34	58610000	RIO CÁGADO EM ESTEVÃO PINTO	782	1935-1976	26	82,8	31,6	0,381	0,323	2,453
35	58648001	RIO PAQUEQUER EM PAQUEQUER	756	1931-1976	45	117,5	80,6	0,687	1,317	3,634
36	58725000	RIO FORMOSO EM FAZENDA FERRAZ	512	1930-1963	22	43,7	13,4	0,306	0,660	2,591
37	58730001	RIO POMBA EM GUARANI	1987	1935-1976	41	201,2	89,4	0,445	1,281	4,644
38	58750000	RIO PIAU EM PIAU	488	1935-1976	24	53,1	17,0	0,320	0,346	2,281
39	58755000	RIO NOVO EM RIO NOVO	794	1943-1976	32	94,6	34,0	0,360	0,756	2,420
40	58765001	RIO NOVO EM USINA MAURÍCIO	1889	1935-1976	41	241,5	122,0	0,505	0,559	1,982

TABELA IV.5

ORDEM	CÓDIGO DNAEE	NOME DO POSTO	ÁREA DE DRENAGEM (KM^2)	PERÍODO DE OBSERVAÇÃO	Nº DE ANOS	ESTATÍST.AMOSTRAIS-PICO MÁX.DIÁRIO				
						$\bar{x}$	s	c_v	g	λ
41	58770000	RIO POMBA EM CATAGUAZES	6244	1934-1976	42	690,0	277,3	0,402	0,625	2,569
42	58790000	RIO POMBA EM STO.ANTONIO DE PÁDUA	8592	1935-1976	40	696,2	212,3	0,305	0,192	1,969
43	58820000	RIO GRANDE EM FAZENDA MENDES	122	1947-1976	28	28,1	5,8	0,208	-0,521	3,439
44	58827000	RIO GRANDE EM BOM JARDIM	556	1934-1976	42	100,1	42,2	0,422	0,472	3,079
45	58857000	RIO NEGRO EM ALDEIA RV	310	1936-1976	39	37,2	15,1	0,407	1,001	4,255
46	58874000	RIO DOIS RIOS EM DOIS RIOS	3116	1931-1976	44	286,3	106,5	0,372	0,446	2,681
47	58912001	RIO SEM PEIXE EM USINA CEL.DOMICIANO	195	1936-1972	35	28,3	9,4	0,333	0,835	2,519
48	58920000	RIO MURIAÉ EM PATROCÍNIO DO MURIAÉ	2990	1943-1976	32	278,9	97,5	0,349	0,799	3,375
49	58930000	RIO CARANGOLA EM CARANGOLA	742	1935-1976	41	82,8	34,2	0,413	0,683	2,453
50	58934000	RIO CARANGOLA EM PORCIUNCULA	1318	1941-1976	35	143,4	56,3	0,392	1,050	3,928
51	58940000	RIO MURIAÉ EM ITAPERUNA	5829	1932-1976	43	620,5	264,2	0,426	0,828	3,816
52	58960001	RIO MURIAÉ EM CARDOSO MOREIRA RN	7283	1943-1976	33	590,8	175,4	0,297	0,155	2,257

TABELA IV.5 - GRUPO 5 - BACIAS DOS RIOS PARAÍBA DO SUL, ITABAPOANA E ITAPEMIRIM
CARACTERÍSTICAS DOS POSTOS FLUVIOMÉTRICOS

ORDEM	CÓDIGO DNAEE	NOME DO POSTO	ÁREA DE DRENAGEM (KM^2)	PERÍODO DE OBSERVAÇÃO	Nº DE ANOS	ESTATÍST. AMOSTRAIS-PICO MÁX. DIÁRIO				
						$\bar{x}$	s	c_v	g	λ
01	64248000	RIO ITARARÉ EM SALTO DO ITARARÉ	4997	1931-1970	39	378,9	177,9	0,469	0,515	2,103
02	64360000	RIO DAS CINZAS EM TOMAZINA	2015	1930-1975	35	273,7	153,2	0,560	1,135	4,021
03	64370000	RIO DAS CINZAS EM ANDIRA	5622	1931-1975	42	646,9	350,2	0,541	0,221	1,591
04	64390000	RIO LARANJINHA EM PORTO S.TEREZINHA	3445	1931-1975	42	447,9	236,4	0,528	0,479	2,069
05	64460000	RIO CAPIVARI EM BOM JARDIM	722	1941-1969	24	122,7	104,4	0,851	1,595	4,652
06	64465000	RIO TIBAJI EM TIBAJI	8948	1931-1975	40	688,9	402,2	0,584	1,499	5,265
07	64475000	RIO IAPÓ EM CASTRO	1193	1930-1955	24	126,7	108,2	0,854	2,739	11,562
08	64507000	RIO TIBAJI EM JATAIZINHO	21955	1931-1975	43	1890,0	969,3	0,513	0,909	2,724
09	64620000	RIO DOS PATOS EM RIO DOS PATOS	1086	1930-1975	43	191,0	67,2	0,352	0,379	3,018
10	65035000	RIO IGUAÇÚ EM PORTO AMAZONAS	3662	1935-1976	40	316,3	140,7	0,445	0,517	2,358
11	65060000	RIO IGUAÇÚ EM SÃO MATEUS DO SUL	6065	1930-1976	44	412,7	237,2	0,575	1,347	4,264
12	65085000	RIO NEGRO EM BATEIAS DE BAIXO	490	1941-1967	24	56,8	19,7	0,347	0,298	1,742
13	65100000	RIO NEGRO EM RIO NEGRO	3379	1930-1976	43	278,3	86,9	0,312	0,497	2,500
14	65135000	RIO DA VÁRZEA EM VÁRZEA DOS LIMAS	602	1939-1976	35	51,1	15,1	0,295	-0,283	2,226
15	65155000	RIO DA VÁRZEA EM SÃO BENTO	2012	1930-1976	45	111,9	47,1	0,421	1,145	3,938
16	65310000	RIO IGUAÇÚ EM UNIÃO DA VITÓRIA	24211	1930-1976	45	1410,2	484,2	0,343	0,701	3,054
17	65365000	RIO ESPINGARDA EM PORTO VITÓRIA	165	1945-1976	30	45,3	16,2	0,358	0,553	2,459
18	65370000	RIO JANGADA EM JANGADA	1055	1945-1976	29	226,5	96,3	0,425	1,028	3,770
19	65415000	RIO PALMITAL EM FAZENDA MARACANÃ	323	1945-1976	30	68,7	29,8	0,434	0,592	2,263
20	65810000	RIO JORDÃO EM GUARAPUAVA	731	1936-1967	29	137,0	55,9	0,408	0,700	3,053
21	65825000	RIO JORDÃO EM SANTA CLARA	3913	1949-1976	26	701,2	394,0	0,562	1,171	3,674
22	65890000	RIO CAMPO NOVO EM CAMPO NOVO	142	1940-1968	26	76,5	74,2	0,971	1,941	6,267
23	65895002	RIO IGUAÇÚ EM SALTO OSÓRIO	45824	1940-1976	33	4767,3	1894,7	0,397	0,772	3,487

TABELA IV.6 - GRUPO 6 - BACIAS DOS RIOS IGUAÇÚ E PARANAPANEMA ME
CARACTERÍSTICAS DOS POSTOS FLUVIOMÉTRICOS

ORDEM	CÓDIGO DNAEE	NOME DO POSTO	ÁREA DE DRENAGEM (KM^2)	PERÍODO DE OBSERVAÇÃO	Nº DE ANOS	ESTATÍST.AMOSTRAIS-PICO MÁX.DIÁRIO				
						$\bar{x}$	s	c_v	g	λ
01	70500000	RIO PELOTINHAS EM COXILHA RICA	497	1944-1975	24	309,1	107,5	0,348	-0,241	1,873
02	70700000	RIO PELOTAS EM PASSO SOCORRO	9009	1940-1976	31	1960,0	926,9	0,473	0,923	3,837
03	71300000	RIO CANOAS EM RIO BONITO	1990	1942-1975	33	210,2	68,6	0,326	0,441	2,615
04	71350000	RIO CANOAS EM ENCRUZILHADA	2980	1951-1976	24	322,8	125,0	0,387	0,912	2,504
05	71498000	RIO MAROMBAS EM PASSO MAROMBAS	3800	1940-1975	35	582,4	248,3	0,426	0,812	3,656
06	71550000	RIO CANOAS EM PASSO CARU	10180	1951-1975	25	1370,7	590,0	0,443	0,624	2,758
07	72680000	RIO LIGEIRO EM PASSO COLOMBELLI	3718	1939-1975	36	987,3	353,0	0,358	0,062	3,028
08	72980000	RIO DO PEIXE EM RIO URUGUAI	5239	1940-1975	35	1570,3	805,1	0,513	0,370	2,460
09	73010000	RIO URUGUAI EM MARCELINO RAMOS	41267	1939-1976	35	7489,1	4094,5	0,547	1,709	7,922
10	73180000	RIO JACUTINGA EM ENGENHO VELHO	938	1951-1975	24	414,6	172,9	0,417	0,345	2,281
11	73200000	RIO URUGUAI EM ITÁ	43901	1950-1976	26	8607,2	3701,4	0,430	1,243	4,973
12	73300000	RIO IRANI EM BONITO	630	1951-1975	24	226,1	67,3	0,298	0,188	2,319
13	73550000	RIO URUGUAI EM PASSO CAXAMBÚ	52832	1940-1975	34	9567,9	5512,1	0,576	1,631	7,439
14	73700000	RIO CHAPECOZINHO EM CHAPECOZINHO	1372	1941-1971	22	280,6	125,0	0,445	-0,065	1,647
15	74100000	RIO URUGUAI EM IRAÍ	62199	1941-1976	33	11822,0	6129,4	0,518	1,056	4,867
16	74270000	RIO DA VÁRZEA EM PASSO RIO DA VÁRZEA	5356	1940-1975	33	1925,3	866,1	0,450	-0,240	1,926
17	74600000	RIO BURICA EM CASCATA BURICA	2265	1941-1975	34	584,8	179,4	0,307	0,161	2,388
18	74700000	RIO SANTA ROSA EM TUCUNDUVA	1139	1941-1975	32	240,0	123,6	0,515	0,452	2,523
19	74880000	RIO COMANDAÍ EM PASSO SÃO JOÃO	816	1941-1975	34	209,3	83,4	0,398	1,423	5,659
20	75155000	RIO IJUÍ EM PASSO FAXINAL	2741	1941-1975	34	267,2	150,6	0,410	1,468	6,451

TABELA IV.7

ORDEM	CÓDIGO DNAEE	NOME DO POSTO	ÁREA DE DRENAGEM (KM^2)	PERÍODO DE OBSERVAÇÃO	Nº DE ANOS	ESTATÍST.AMOSTRAIS-PICO MÁX.DIÁRIO				
						$\bar{x}$	s	c_v	g	λ
21	75200000	RIO CONCEIÇÃO EM CONCEIÇÃO	805	1942-1976	33	176,3	48,1	0,273	-0,708	2,951
22	75230000	RIO IJUÍ EM SANTO ANGELO	5414	1941-1975	34	806,8	311,0	0,385	1,363	7,098
23	75300000	RIO IJUÍ EM PASSO VIOLA	8883	1941-1976	25	1398,5	563,2	0,403	1,045	4,574
24	75400000	RIO PIRATINIM EM PASSO DO DIAS	936	1941-1975	31	601,7	283,4	0,471	0,261	2,265
25	75430000	RIO INHACAPETUM PASSO MAJOR ZEFERINO	890	1942-1975	33	371,6	155,9	0,419	1,040	3,659
26	75500000	RIO PIRATINIM EM PASSO DO SARMENTO	5281	1941-1975	34	1078,8	554,8	0,514	1,014	3,140
27	76100000	RIO TOROPI EM VILA CLARA	2810	1941-1975	33	419,2	86,1	0,205	0,211	5,325
28	76250000	RIO SANTA MARIA EM DOM PEDRITO	2101	1941-1975	18	148,4	44,1	0,297	0,428	3,766
29	76380000	RIO CACEQUI EM CACEQUI	1831	1941-1975	34	246,4	105,3	0,427	0,526	2,347
30	76440000	RIO JAGUARI EM JAGUARI	2244	1941-1975	32	890,2	412,0	0,463	0,908	3,823
31	76750000	RIO IBIRAPUITÃ EM ALEGRETE	5945	1941-1975	34	693,5	167,6	0,242	-0,156	1,825
32	76800000	RIO IBICUI EM PASSO MARIANO PINTO	42014	1942-1975	24	3322,7	1410,7	0,425	0,366	1,794
33	81125000	RIO TURVO EM TURVO	537	1945-1976	30	55,0	52,6	0,957	4,067	20,555
34	81135000	RIO RIBEIRA DO IGUAPE EM B.CEDRO AZUL	4731	1930-1976	45	504,4	258,3	0,512	0,605	2,528
35	81140000	RIO PONTA GROSSA EM CERRO AZUL	349	1930-1967	36	40,4	23,7	0,587	1,780	6,460
36	81200000	RIO RIBEIRA EM CAPELA DA RIBEIRA	7252	1936-1976	39	687,6	335,7	0,488	0,683	3,319
37	81300000	RIO CAPIVARI EM PRAIA GRANDE	1058	1930-1969	38	110,8	38,4	0,347	1,792	8,912
38	81350000	RIO RIBEIRA DO IGUAPE EM IPORANGA	12150	1941-1974	30	1327,0	670,0	0,505	0,404	1,707
39	82170000	RIO NHUNDIAQUARA EM MORRETES	208	1938-1975	37	169,8	52,8	0,311	0,498	3,238
40	82320000	RIO NOVO EM CORUPÁ	146	1945-1975	30	106,9	85,3	0,797	3,506	16,750

TABELA IV.7

ORDEM	CÓDIGO DNAEE	NOME DO POSTO	ÁREA DE DRENAGEM (KM²)	PERÍODO DE OBSERVAÇÃO	Nº DE ANOS	ESTATÍST.AMOSTRAIS-PICO MÁX.DIÁRIO				
						$\bar{x}$	s	c_v	g	λ
41	82350000	RIO ITAPOCU EM JARAGUÁ DO SUL	853	1939-1975	35	463,9	289,3	0,624	1,696	5,721
42	82370000	RIO JARAGUÁ EM RIO JARAGUÁ	391	1944-1975	31	119,7	43,4	0,362	0,466	2,338
43	83050000	RIO ITAJAÍ DO OESTE EM TAIÓ	1575	1934-1975	42	393,3	139,8	0,355	0,455	2,612
44	83060000	RIO DAS POMBAS EM POUSO REDONDO	130	1934-1966	32	48,4	21,2	0,439	0,617	3,613
45	83100000	RIO ITAJAÍ DO SUL EM BARRACÃO	455	1934-1975	40	207,5	132,3	0,638	0,865	3,047
46	83120000	RIO ITAJAÍ DO SUL EM JARARACA	720	1930-1955	22	245,4	98,7	0,402	0,588	2,086
47	83250000	RIO ITAJAÍ DO SUL EM ITUPORANGA	1774	1934-1975	41	460,1	283,9	0,617	0,515	2,138
48	83300002	RIO ITAJAÍ-AÇÚ EM RIO DO SUL	5100	1940-1975	36	771,7	303,6	0,393	0,212	2,193
49	83440000	RIO HERCÍLIO EM IBIRAMA	3400	1934-1975	41	711,3	309,4	0,435	0,592	2,432
50	83480000	RIO NEISE CENTRAL EM NEISE CENTRAL	196	1942-1966	24	79,0	41,3	0,522	0,539	2,070
51	83500002	RIO ITAJAÍ-AÇÚ EM APIUNA	9460	1934-1975	42	1453,6	645,8	0,444	0,538	2,436
52	83640000	RIO DOS CEDROS EM ARROZEIRA	455	1934-1966	32	162,9	53,9	0,331	-0,127	1,689
53	83660000	RIO BENEDITO EM BENEDITO NOVO	683	1934-1975	41	183,2	67,1	0,366	0,519	2,273
54	83680000	RIO BENEDITO EM TIMBÓ	1342	1934-1975	41	409,9	160,1	0,391	0,423	2,515
55	83690000	RIO ITAJAÍ-AÇÚ EM INDAIAL	11176	1934-1975	41	1619,9	634,3	0,392	0,834	4,046
56	83900000	RIO ITAJAÍ-MIRIM EM BRUSQUE	1229	1934-1975	36	189,6	62,9	0,332	0,769	3,318
57	84020000	RIO GARCIA EM GARCIA DE SÃO JOSÉ	376	1941-1967	25	187,2	102,9	0,549	0,936	2,670
58	84071000	RIO TIJUCAS EM MAJOR	1099	1945-1975	31	214,5	94,9	0,422	1,489	5,578
59	84095000	RIO ALTO BRAÇO EM NOVA TRENTO	598	1944-1975	31	104,8	32,8	0,313	0,192	3,516
60	84100000	RIO CUBATÃO EM POÇO FUNDO	400	1950-1975	23	177,1	68,9	0,389	0,141	1,653

TABELA IV.7

ORDEM	CÓDIGO DNAEE	NOME DO POSTO	ÁREA DE DRENAGEM (KM^2)	PERÍODO DE OBSERVAÇÃO	Nº DE ANOS	ESTATÍST.AMOSTRAIS-PICO MÁX.DIÁRIO				
						$\bar{x}$	s	c_v	g	λ
61	84250000	RIO TUBARÃO EM ORLEÃES II	598	1950-1975	25	318,5	150,5	0,472	0,801	2,699
62	84520000	RIO BRAÇO DO NORTE EM DIV.ANITÁPOLIS	374	1944-1975	31	185,3	137,4	0,742	1,311	3,507
63	84551000	RIO PEQUENO EM RIO PEQUENO	379	1942-1975	33	189,4	159,3	0,841	3,396	16,105
64	84560002	RIO BRAÇO DO NORTE EM SÃO LUDGERO II	1699	1946-1975	29	508,7	243,0	0,478	0,610	2,193
65	84580000	RIO TUBARÃO EM RIO DO POUSO	2735	1939-1975	36	747,9	336,8	0,450	0,521	1,758
66	84600000	RIO CAPIVARI EM ARMAZÉM CAPIVARI	773	1942-1975	33	115,7	37,7	0,326	0,434	3,492
67	84820000	RIO MÃE LUZIA EM PORQUILHINHA	523	1942-1975	24	284,7	106,0	0,372	-0,488	2,246
68	84950000	RIO ITOUPAVA EM TAQUARUÇÚ	898	1942-1975	33	529,1	194,4	0,367	1,167	5,747
69	85080000	RIO JACUÍ EM ESPUMOSO	2989	1941-1970	27	637,1	349,1	0,548	0,422	2,427
70	85140000	RIO JACUÍ EM PASSO BELA VISTA	4468	1940-1970	30	828,7	376,5	0,454	0,190	2,116
71	85200000	RIO JACUÍ-MIRIM EM PASSO DO LAGOÃO	1555	1941-1970	26	230,8	88,3	0,383	-0,004	2,190
72	85240000	RIO INGAÍ EM PASSO DO INGAÍ	1025	1940-1970	20	161,0	107,7	0,669	0,897	2,346
73	85380000	RIO JACUIZINHO EM PASSO ESTRELA	1876	1952-1976	19	694,4	283,6	0,407	-0,196	1,493
74	85400000	RIO JACUÍ EM DONA FRANCISCA	13975	1939-1976	36	1939,3	607,1	0,313	0,138	4,564
75	85630000	ARROIO SÃO SEPÉ EM PASSO SÃO SEPÉ	729	1942-1975	32	152,5	43,2	0,283	0,958	4,198
76	85900000	RIO JACUÍ EM RIO PARDO	36104	1940-1976	26	3687,3	1555,3	0,422	0,473	1,988
77	86100000	RIO DAS ANTAS EM PASSO DO GABRIEL	1725	1940-1976	32	1529,2	1149,5	0,752	1,452	4,507
78	86120000	RIO TAINHAS EM TAINHAS	222	1946-1971	24	60,5	20,4	0,336	0,053	1,960
79	86160000	RIO TAINHAS EM PASSO TAINHAS	1112	1940-1976	32	498,4	267,0	0,536	0,447	2,218
80	86250000	RIO DAS ANTAS EM PASSO SÃO BERNARDO	6493	1940-1971	22	1232,4	470,1	0,381	0,465	2,185

TABELA IV.7

ORDEM	CÓDIGO DNAEE	NOME DO POSTO	ÁREA DE DRENAGEM (KM^2)	PERÍODO DE OBSERVAÇÃO	Nº DE ANOS	ESTATÍST.AMOSTRAIS-PICO MÁX.DIÁRIO				
						$\bar{x}$	s	c_v	g	λ
81	86440000	RIO DA PRATA EM PASSO DO PRATA	3605	1939-1975	34	1543,1	1109,3	0,719	1,033	3,000
82	86460000	RIO DAS ANTAS EM MONTE CLARO	7966	1925-1970	35	4420,4	2434,7	0,551	0,973	2,958
83	86500000	RIO CARREIRO EM PASSO CARREIRO	1763	1939-1975	36	921,1	547,7	0,595	1,197	4,001
84	86510000	RIO TAQUARI EM MUCUM	16149	1940-1975	31	3894,5	1433,6	0,368	0,066	2,206
85	86560000	RIO GUAPORÉ EM LINHA COLOMBO	1996	1939-1975	34	688,5	345,8	0,502	0,798	2,823
86	86580000	RIO GUAPORÉ EM SANTA LÚCIA	2410	1940-1973	32	1515,5	982,6	0,648	0,817	2,978
87	86700000	ARROIO JACARÉ EM PONTE JACARÉ	416	1943-1975	28	287,5	184,4	0,642	0,491	2,013
88	86720000	RIO TAQUARI EM ENCANTADO	19195	1941-1970	23	7276,6	3972,7	0,546	0,665	2,064
89	86870000	RIO TAQUARI EM LAJEADO	23272	1939-1975	36	5610,9	2191,3	0,391	0,340	2,452
90	87160000	RIO CAÍ EM NOVA PALMIRA	2005	1942-1974	32	522,2	212,8	0,408	-0,210	1,984
91	87380000	RIO DOS SINOS EM CAMPO BOM	2875	1939-1976	28	279,9	84,4	0,302	0,946	3,676
92	87730001	RIO CAMAQUÃ EM PASSO DO MARINHEIRO	9382	1943-1970	15	1594,8	705,8	0,443	0,606	2,131

TABELA IV.7 - GRUPO 7 - BACIAS DA REGIÃO SUL
CARACTERÍSTICAS DOS POSTOS FLUVIOMÉTRICOS

	REGIÃO SUDESTE (196 POSTOS)									
	PICO		MÁX. 1-DIA		MÁX. 3-DIAS		MÁX. 7-DIAS		MÁX. 15-DIAS	
	μ	σ	μ	σ	μ	σ	μ	σ	μ	σ
MÉDIA	0,127	0,104	0,150	0,173	0,136	0,157	0,129	0,153	0,125	0,150
DESVIO-PADRÃO	0,261	0,215	0,309	0,285	0,286	0,246	0,277	0,230	0,287	0,244
COEF. ASSIMETRIA	2,203	9,911	1,693	4,551	2,538	6,762	4,438	24,676	3,317	10,632
COEF. CURTOSIS	0,459	0,316	0,508	0,347	0,495	0,298	0,479	0,292	0,481	0,305

	REGIÃO SUL (115 POSTOS)									
	PICO		MÁX. 1-DIA		MÁX. 3-DIAS		MÁX. 7-DIAS		MÁX. 15-DIAS	
	μ	σ	μ	σ	μ	σ	μ	σ	μ	σ
MÉDIA	0,147	0,118	0,140	0,121	0,133	0,110	0,132	0,099	0,126	0,094
DESVIO-PADRÃO	0,277	0,226	0,256	0,222	0,254	0,211	0,281	0,210	0,281	0,217
COEF. ASSIMETRIA	2,037	3,311	3,234	9,155	1,437	1,434	1,395	1,500	1,822	2,774
COEF. CURTOSIS	0,520	0,354	0,524	0,347	0,525	0,311	0,532	0,319	0,510	0,276

TABELA IV.8 - REGULARIDADE DAS ESTATÍSTICAS AMOSTRAIS - AMPLITUDES RELATIVAS (R)

μ ≡ MÉDIA DAS AMPLITUDES ; σ ≡ DESVIO - PADRÃO DAS AMPLITUDES

GRUPO	NÚMERO DE AMOSTRAS	CAUDA DIREITA			CAUDA ESQUERDA		
		AI	A1	A2	AI	A1	A2
1	15	4	2	2	5	0	2
2	23	1	8	1	0	4	0
3	40	5	7	1	13	6	5
4	66	11	4	8	13	7	10
5	52	4	5	5	9	10	8
6	23	1	0	2	6	3	5
7	92	22	11	7	19	10	15
TOTAIS	311	48	36	26	65	40	45

TABELA IV.9 - OCORRÊNCIAS DE "OUTLIERS"
VARIÁVEL: PICO MÁXIMO ANUAL

GRUPO	NÚMERO DE AMOSTRAS	CAUDA DIREITA			CAUDA ESQUERDA		
		AI	A1	A2	AI	A1	A2
1	15	4	0	2	5	2	3
2	23	6	8	3	0	3	1
3	40	5	6	5	11	3	7
4	66	8	4	3	12	9	7
5	52	7	5	5	8	10	5
6	23	1	2	4	5	3	4
7	92	16	14	11	19	13	12
TOTAIS	311	47	39	33	60	43	39

TABELA IV.10 - OCORRÊNCIAS DE "OUTLIERS"
VARIÁVEL: MÁXIMA 1-DIA

AI - AMOSTRA INTEIRA
A1 - PRIMEIRA METADE
A2 - SEGUNDA METADE

GRUPO	NÚMERO DE AMOSTRAS	CAUDA DIREITA			CAUDA ESQUERDA		
		AI	A1	A2	AI	A1	A2
1	15	0	3	4	5	4	6
2	23	6	6	3	2	7	1
3	40	4	6	5	12	10	9
4	66	9	2	6	10	9	8
5	52	7	6	10	11	11	9
6	23	2	2	5	6	5	7
7	92	26	10	12	11	9	16
TOTAIS	311	54	35	45	57	55	56

TABELA IV.11 - OCORRÊNCIAS DE "OUTLIERS"
VARIÁVEL: MÁXIMA 3-DIAS

GRUPO	NÚMERO DE AMOSTRAS	CAUDA DIREITA			CAUDA ESQUERDA		
		AI	A1	A2	AI	A1	A2
1	15	0	1	1	6	1	3
2	23	6	5	5	4	6	2
3	40	2	3	0	12	5	4
4	66	7	3	4	7	6	6
5	52	7	8	7	7	9	8
6	23	3	1	2	5	6	7
7	92	21	8	9	13	11	18
TOTAIS	311	46	29	28	54	44	48

TABELA IV.12 - OCORRÊNCIAS DE "OUTLIERS"
VARIÁVEL: MÁXIMA 7-DIAS

AI - AMOSTRA INTEIRA
A1 - PRIMEIRA METADE
A2 - SEGUNDA METADE

GRUPO	NÚMERO DE AMOSTRAS	CAUDA DIREITA			CAUDA ESQUERDA		
		AI	A1	A2	AI	A1	A2
1	15	0	2	1	4	1	3
2	23	3	5	6	3	6	2
3	40	3	3	3	10	4	7
4	66	11	3	6	6	6	6
5	52	5	6	7	8	9	11
6	23	1	0	1	6	4	3
7	92	15	8	9	15	12	16
TOTAIS	311	38	27	33	52	42	48

TABELA IV.13 - OCORRÊNCIAS DE "OUTLIERS"
VARIÁVEL: MÁXIMA 15-DIAS

AI - AMOSTRA INTEIRA
A1 - PRIMEIRA METADE
A2 - SEGUNDA METADE

GRUPO	n			
	10	20	30	40
1	24	8	1	0
2	48	19	6	0
3	80	30	9	0
4	146	58	21	2
5	165	74	39	24
6	73	27	16	11
7	254	98	64	9
SUDESTE	463	189	76	26
SUL	327	125	80	20

TABELA IV.14 - EFEITO DE SEPARAÇÃO - DISTRIBUIÇÃO DE K (n), NÚMERO DE SEQUÊNCIAS DE COMPRIMENTO n.

GRUPO	MÉDIA E DESVIO-PADRÃO	n			
		10	20	30	40
1	$\tilde{\mu}$(g)	0,091	0,392	0,285	-
	$\tilde{\sigma}$(g)	0,734	0,751	-	-
2	$\tilde{\mu}$(g)	0,330	0,425	0,914	-
	$\tilde{\sigma}$(g)	0,638	0,612	0,513	-
3	$\tilde{\mu}$(g)	0,329	0,522	0,779	-
	$\tilde{\sigma}$(g)	0,635	0,601	0,877	-
4	$\tilde{\mu}$(g)	0,555	0,791	1,098	0,972
	$\tilde{\sigma}$(g)	0,675	0,716	0,589	0,195
5	$\tilde{\mu}$(g)	0,537	0,683	0,680	0,703
	$\tilde{\sigma}$(g)	0,630	0,516	0,460	0,452
6	$\tilde{\mu}$(g)	0,571	0,888	0,772	0,876
	$\tilde{\sigma}$(g)	0,590	0,741	0,516	0,508
7	$\tilde{\mu}$(g)	0,459	0,616	0,806	0,669
	$\tilde{\sigma}$(g)	0,719	0,709	0,824	0,197
SUDESTE	$\tilde{\mu}$(g)	0,462	0,652	0,825	0,724
	$\tilde{\sigma}$(g)	0,665	0,632	0,580	0,441
SUL	$\tilde{\mu}$(g)	0,484	0,675	0,799	0,783
	$\tilde{\sigma}$(g)	0,695	0,713	0,770	0,404

TABELA IV.15 - EFEITO DE SEPARAÇÃO
DISTRIBUIÇÃO DE $\tilde{\mu}$ (g) e $\tilde{\sigma}$ (g)
VARIÁVEL: PICO MÁXIMO ANUAL

GRUPO	MÉDIA E DESVIO-PADRÃO	n			
		10	20	30	40
1	$\tilde{\mu}$ (g)	0,406	0,827	0,654	-
	$\tilde{\sigma}$ (g)	0,758	0,818	-	-
2	$\tilde{\mu}$ (g)	0,455	1,040	0,946	-
	$\tilde{\sigma}$ (g)	0,829	1,191	0,611	-
3	$\tilde{\mu}$ (g)	0,457	0,750	0,578	-
	$\tilde{\sigma}$ (g)	0,692	0,791	0,655	-
4	$\tilde{\mu}$ (g)	0,618	0,840	1,183	0,966
	$\tilde{\sigma}$ (g)	0,680	0,763	0,499	0,310
5	$\tilde{\mu}$ (g)	0,534	0,725	0,795	0,737
	$\tilde{\sigma}$ (g)	0,636	0,596	0,580	0,506
6	$\tilde{\mu}$ (g)	0,614	1,028	1,024	0,936
	$\tilde{\sigma}$ (g)	0,582	0,754	0,753	0,432
7	$\tilde{\mu}$ (g)	0,481	0,662	0,817	0,629
	$\tilde{\sigma}$ (g)	0,691	0,657	0,770	0,201
SUDESTE	$\tilde{\mu}$ (g)	0,533	0,801	0,890	0,755
	$\tilde{\sigma}$ (g)	0,688	0,761	0,592	0,493
SUL	$\tilde{\mu}$ (g)	0,511	0,741	0,858	0,798
	$\tilde{\sigma}$ (g)	0,670	0,693	0,766	0,374

TABELA IV.16 - EFEITO DE SEPARAÇÃO
DISTRIBUIÇÃO DE $\tilde{\mu}$(g) e $\tilde{\sigma}$(g)
VARIÁVEL: MÁXIMA 1-DIA

GRUPO	MÉDIA E DESVIO-PADRÃO	n			
		10	20	30	40
1	$\tilde{\mu}(g)$	0,382	0,656	0,121	-
	$\tilde{\sigma}(g)$	0,628	0,625	-	-
2	$\tilde{\mu}(g)$	0,399	0,735	0,931	-
	$\tilde{\sigma}(g)$	0,745	0,934	0,640	-
3	$\tilde{\mu}(g)$	0,472	0,667	0,412	-
	$\tilde{\sigma}(g)$	0,709	0,682	0,631	-
4	$\tilde{\mu}(g)$	0,591	0,762	1,112	0,989
	$\tilde{\sigma}(g)$	0,619	0,625	0,437	0,094
5	$\tilde{\mu}(g)$	0,535	0,709	0,775	0,781
	$\tilde{\sigma}(g)$	0,642	0,516	0,532	0,551
6	$\tilde{\mu}(g)$	0,606	0,979	0,958	0,906
	$\tilde{\sigma}(g)$	0,548	0,680	0,668	0,436
7	$\tilde{\mu}(g)$	0,478	0,627	0,761	0,647
	$\tilde{\sigma}(g)$	0,628	0,521	0,538	0,198
SUDESTE	$\tilde{\mu}(g)$	0,521	0,720	0,840	0,797
	$\tilde{\sigma}(g)$	0,658	0,626	0,558	0,532
SUL	$\tilde{\mu}(g)$	0,507	0,703	0,800	0,789
	$\tilde{\sigma}(g)$	0,613	0,575	0,567	0,366

TABELA IV.17 - EFEITO DE SEPARAÇÃO
DISTRIBUIÇÃO DE $\tilde{\mu}(g)$ e $\tilde{\sigma}(g)$
VARIÁVEL: MÁXIMA 3-DIAS

GRUPO	MÉDIA E DESVIO-PADRÃO	n			
		10	20	30	40
1	$\tilde{\mu}$ (g)	0,334	0,594	0,099	-
	$\tilde{\sigma}$ (g)	0,554	0,594	-	
2	$\tilde{\mu}$ (g)	0,368	0,618	0,790	-
	$\tilde{\sigma}$ (g)	0,737	0,867	0,443	-
3	$\tilde{\mu}$ (g)	0,464	0,605	0,479	-
	$\tilde{\sigma}$ (g)	0,688	0,636	0,577	-
4	$\tilde{\mu}$ (g)	0,536	0,782	1,110	1,123
	$\tilde{\sigma}$ (g)	0,622	0,584	0,503	0,241
5	$\tilde{\mu}$ (g)	0,468	0,616	0,684	0,800
	$\tilde{\sigma}$ (g)	0,596	0,581	0,685	0,756
6	$\tilde{\mu}$ (g)	0,597	0,896	0,876	0,889
	$\tilde{\sigma}$ (g)	0,600	0,564	0,469	0,344
7	$\tilde{\mu}$ (g)	0,492	0,686	0,833	0,647
	$\tilde{\sigma}$ (g)	0,620	0,579	0,565	0,215
SUDESTE	$\tilde{\mu}$ (g)	0,472	0,665	0,787	0,825
	$\tilde{\sigma}$ (g)	0,635	0,623	0,637	0,732
SUL	$\tilde{\mu}$ (g)	0,515	0,731	0,842	0,780
	$\tilde{\sigma}$ (g)	0,616	0,580	0,545	0,311

TABELA IV.18 - EFEITO DE SEPARAÇÃO
DISTRIBUIÇÃO DE $\tilde{\mu}$ (g) e $\tilde{\sigma}$ (g)
VARIÁVEL: MÁXIMA 7-DIAS

GRUPO	MÉDIA E DESVIO-PADRÃO	n			
		10	20	30	40
1	$\tilde{\mu}$(g)	0,315	0,578	-0,110	-
	$\tilde{\sigma}$(g)	0,451	0,582	-	-
2	$\tilde{\mu}$(g)	0,347	0,636	0,704	-
	$\tilde{\sigma}$(g)	0,694	0,656	0,431	-
3	$\tilde{\mu}$(g)	0,531	0,715	0,619	-
	$\tilde{\sigma}$(g)	0,687	0,631	0,323	-
4	$\tilde{\mu}$(g)	0,510	0,826	1,125	1,094
	$\tilde{\sigma}$(g)	0,615	0,593	0,625	0,511
5	$\tilde{\mu}$(g)	0,462	0,618	0,690	0,801
	$\tilde{\sigma}$(g)	0,622	0,575	0,625	0,687
6	$\tilde{\mu}$(g)	0,600	0,814	0,770	0,872
	$\tilde{\sigma}$(g)	0,614	0,444	0,316	0,267
7	$\tilde{\mu}$(g)	0,500	0,791	0,828	0,649
	$\tilde{\sigma}$(g)	0,606	0,619	0,503	0,284
SUDESTE	$\tilde{\mu}$(g)	0,470	0,698	0,803	0,824
	$\tilde{\sigma}$(g)	0,632	0,599	0,610	0,672
SUL	$\tilde{\mu}$(g)	0,522	0,796	0,816	0,772
	$\tilde{\sigma}$(g)	0,608	0,584	0,470	0,291

TABELA IV.19 - EFEITO DE SEPARAÇÃO
DISTRIBUIÇÃO DE $\tilde{\mu}$ (g) e $\tilde{\sigma}$ (g)
VARIÁVEL: MÁXIMA 15-DIAS

	PICO	MÁXIMAS 1-DIA	MÁXIMAS 3-DIAS	MÁXIMAS 7-DIAS	MÁXIMAS 15-DIAS
GRUPO 1	0,541	0,505	0,488	0,423	0,388
GRUPO 2	0,517	0,710	0,710	0,600	0,607
GRUPO 3	0,633	0,741	0,638	0,604	0,648
GRUPO 4	0,869	0,888	0,823	0,824	0,834
GRUPO 5	0,706	0,767	0,763	0,716	0,689
GRUPO 6	0,819	0,972	0,912	0,825	0,734
GRUPO 7	0,737	0,752	0,736	0,840	0,842

TABELA IV.20 - COEFICIENTE DE ASSIMETRIA REGIONAL

	WA-1		WA-2		WA-3	
PARÂMETROS	TEÓRICO	ESTIMADO	TEÓRICO	ESTIMADO	TEÓRICO	ESTIMADO
m	174,13	176,66	0,0	0,04	0,0	0,005
a	131,91	131,70	1,0	0,975	1,0	0,569
b	5,68	5,75	16,0	15,98	1,0	1,44
c	1229,71	830,79	4,0	3,21	10,0	-13,4
d	0,09	0,13	0,20	0,24	0,04	- 0,05

TABELA IV.21 - EXPERIMENTO DE MONTE CARLO PARA A WAKEBY. COMPARAÇÃO ENTRE OS PARÂMETROS TEÓRICOS E OS ESTIMADOS PELO MÉTODO DOS PWM.

	n = 2000 , m = 1		n = 50 , m = 40	
F_x	QUANTÍS TEÓRICOS-WA-1	QUANTÍS ESTIMADOS	MÉDIA DOS QUANTÍS	DESVIO-PADRÃO DOS QUANTÍS
0,500	383,5	384,1	383,1	18,4
0,800	499,9	501,2	503,2	36,4
0,900	592,7	597,5	597,2	56,1
0,950	691,4	702,9	698,8	84,8
0,960	724,6	738,9	733,6	97,1
0,980	831,9	857,5	850,2	148,6
0,990	946,2	987,4	982,5	226,5
0,999	1382,0	1512,9	1611,5	828,6

TABELA IV.22 - EXPERIMENTO DE MONTE CARLO PARA A WAKEBY. COMPARAÇÃO ENTRE QUANTÍS TEÓRICOS E ESTIMADOS PARA A WA-1.

DISTRIBUIÇÕES	CRITÉRIO DA DIFERENÇA MÁXIMA					CRITÉRIO DO NÚMERO DE REJEIÇÕES				
	NORMAL	GUMBEL	LOGN2	LOGN3	LOGP3	NORMAL	GUMBEL	LOGN2	LOGN3	LOGP3
LOGN2 A	0,420	0,100	0,050	0,090	0,060	41	14	12	12	21
LOGN2 B	0,610	0,080	0,080	0,090	0,050	74	11	10	8	10
LOGN3 A	0,270	0,150	0,170	0,080	0,130	15	19	24	18	14
LOGN3 B	0,530	0,190	0,090	0,050	0,050	68	14	12	12	13
GUMBEL A	0,440	0,190	0,210	0,050	0,070	36	21	30	17	20
GUMBEL B	0,480	0,120	0,100	0,080	0,090	58	7	21	7	7
GUMBEL MPP	0,360	0,070	0,110	0,050	0,050	45	9	24	14	15
GEV A	0,270	0,590	0,730	0,500	0,540	39	74	88	65	69
GEV B	0,050	0,480	0,770	0,510	0,520	20	63	92	66	67
NORMAL	0,110	0,460	0,780	0,630	0,670	9	54	93	73	82
GAMA2 A	0,150	0,160	0,220	0,210	0,330	15	21	31	26	33
GAMA2 B	0,280	0,080	0,130	0,120	0,240	37	10	15	17	25
GAMA3 A	0,260	0,160	0,190	0,070	0,170	16	28	28	21	24
GAMA3 B	0,200	0,110	0,180	0,130	0,120	31	20	13	10	15
P3 B	0,250	0,190	0,170	0,060	0,170	16	28	27	19	25
P3 C	0,260	0,300	0,180	0,130	0,150	29	30	28	17	23
P3 D	0,300	0,370	0,240	0,150	0,210	32	45	38	24	33
P3 E	0,470	0,110	0,180	0,120	0,120	59	19	13	10	15
LOGP3 A	0,280	0,150	0,110	0,130	0,130	43	18	10	15	14
LOGP3 B	0,800	0,280	0,090	0,120	0,100	95	27	21	15	17
LOGP3 C	0,800	0,290	0,130	0,120	0,090	95	28	21	14	17
LOGP3 D	0,800	0,280	0,130	0,110	0,080	95	27	20	14	17
LOGP3 E	0,750	0,200	0,090	0,050	0,080	90	27	20	13	13

TABELA IV. 23 - EXPERIMENTO DE MONTE CARLO PARA O TESTE DO QUI-QUADRADO.
CRITÉRIOS DA DIFERENÇA MÁXIMA E DO NÚMERO DE REJEIÇÕES (α = 0,10)
n = 100 ; m = 100

DISTRIBUIÇÕES	CRITÉRIO DO ÍNDICE MÉDIO - μ (V)					CRITÉRIO DO ÍNDICE INFERIOR - I (V)				
	NORMAL	GUMBEL	LOGN2	LOGN3	LOGP3	NORMAL	GUMBEL	LOGN2	LOGN3	LOGP3
LOGN2 A	0,178	0,252	0,278	0,261	0,264	0,131	0,234	0,256	0,246	0,249
LOGN2 B	0,195	0,256	0,280	0,262	0,265	0,159	0,240	0,258	0,247	0,249
LOGN3 A	0,225	0,234	0,265	0,255	0,250	0,195	0,163	0,221	0,224	0,195
LOGN3 B	0,212	0,219	0,247	0,250	0,219	0,189	0,126	0,162	0,201	0,118
GUMBEL A	0,203	0,256	0,270	0,259	0,263	0,178	0,239	0,256	0,243	0,247
GUMBEL B	0,209	0,259	0,275	0,263	0,266	0,158	0,243	0,259	0,249	0,248
GUMBEL MPP	0,212	0,259	0,273	0,262	0,265	0,190	0,243	0,257	0,247	0,248
GEV A	0,235	0,236	0,260	0,242	0,244	0,225	0,169	0,203	0,174	0,174
GEV B	0,153	0,225	0,267	0,245	0,246	0,040	0,154	0,214	0,181	0,180
NORMAL	0,237	0,230	0,226	0,229	0,228	0,230	0,216	0,207	0,213	0,210
GAMA2 A	0,218	0,255	0,272	0,255	0,256	0,197	0,241	0,257	0,243	0,244
GAMA2 B	0,221	0,256	0,274	0,256	0,258	0,202	0,242	0,258	0,243	0,245
GAMA3 A	0,231	0,153	0,146	0,183	0,127	0,197	0,032	0,013	0,068	0,0
GAMA3 B	0,184	0,149	0,152	0,163	0,133	0,091	0,024	0,016	0,037	0,002
P3 B	0,231	0,143	0,135	0,175	0,125	0,197	0,020	0,001	0,056	0,0
P3 C	0,230	0,074	0,087	0,127	0,086	0,196	0,0	0,0	0,0	0,0
P3 D	0,231	0,074	0,090	0,134	0,097	0,197	0,0	0,0	0,006	0,0
P3 E	0,213	0,149	0,154	0,152	0,120	0,166	0,023	0,016	0,024	0,0
LOGP3 A	0,241	0,260	0,278	0,262	0,266	0,211	0,230	0,254	0,243	0,235
LOGP3 B	0,242	0,261	0,278	0,262	0,267	0,212	0,232	0,254	0,243	0,236
LOGP3 C	0,248	0,264	0,277	0,263	0,264	0,204	0,226	0,251	0,246	0,236
LOGP3 D	0,239	0,262	0,278	0,263	0,265	0,181	0,228	0,253	0,245	0,235
LOGP3 E	0,184	0,254	0,279	0,262	0,267	0,143	0,227	0,254	0,243	0,242

TABELA IV.24 - EXPERIMENTO DE MONTE CARLO PARA O TESTE DAS VEROSSIMILHANÇAS.
CRITÉRIOS DO ÍNDICE MÉDIO - μ(V) - E DO ÍNDICE INFERIOR - I (V)
n = 100 ; m = 100

DISTRIBUIÇÃO	PICO	1-DIA	3-DIAS	7-DIAS	15-DIAS
LOGN2 A	0,169	0,186	0,205	0,214	0,126
LOGN2 B	0,136	0,140	0,146	0,159	0,099
LOGN3 A	0,376	0,358	0,339	0,359	0,303
LOGN3 B	0,309	0,319	0,292	0,300	0,276
GUMBEL A	0,194	0,203	0,199	0,231	0,155
GUMBEL B	0,145	0,153	0,132	0,173	0,101
GUMBEL MPP	0,154	0,148	0,168	0,191	0,117
GEV A	0,356	0,359	0,382	0,376	0,308
GEV B	0,299	0,284	0,346	0,319	0,270
NORMAL	0,315	0,342	0,250	0,296	0,253
GAMA2 A	0,167	0,201	0,168	0,208	0,145
GAMA2 B	0,163	0,166	0,115	0,157	0,109
GAMA3 A	0,407	0,382	0,330	0,355	0,326
GAMA3 B	0,303	0,333	0,288	0,345	0,282
P3 B	0,385	0,364	0,312	0,355	0,317
P3 C	0,342	0,329	0,311	0,382	0,311
P3 D	0,421	0,413	0,355	0,440	0,399
P3 E	0,305	0,346	0,319	0,336	0,286
LOGP3 A	0,295	0,286	0,294	0,300	0,303
LOGP3 B	0,356	0,359	0,387	0,364	0,353
LOGP3 C	0,361	0,363	0,400	0,373	0,349
LOGP3 D	0,365	0,372	0,409	0,374	0,390
LOGP3 E	0,336	0,320	0,350	0,347	0,322

TABELA IV.25a - TESTE DO QUI-QUADRADO (225 AMOSTRAS)
CRITÉRIO DA DIFERENÇA MÁXIMA

DISTRIBUIÇÃO	PICO		1-DIA		3-DIAS		7-DIAS		15-DIAS	
	$\alpha = 0.05$	$\alpha = 0.10$	$\alpha = 0.05$	$\alpha = 0.10$	$\alpha = 0.05$	$\alpha = 0.10$	$\alpha = 0.05$	$\alpha = 0.10$	$\alpha = 0.05$	$\alpha = 0.10$
LOGN2 A	30	39	35	49	19	39	14	34	16	40
LOGN2 B	31	45	30	48	19	35	19	34	16	33
LOGN3 A	46	80	58	83	50	83	39	75	35	61
LOGN3 B	41	64	38	68	39	61	35	66	36	65
GUMBEL A	39	47	42	59	26	47	24	48	22	35
GUMBEL B	29	40	31	45	25	35	21	38	19	38
GUMBEL MPP	32	39	33	53	17	41	19	30	16	31
GEV A	55	83	50	78	59	93	45	79	39	70
GEV B	38	63	34	64	45	70	36	63	32	56
NORMAL	66	94	62	83	57	77	53	80	42	68
GAMA2 A	33	50	35	52	30	48	21	42	18	38
GAMA2 B	27	39	28	43	22	38	15	37	15	31
GAMA3 A	56	84	58	86	47	77	34	69	40	62
GAMA3 B	46	71	47	82	38	70	44	71	38	67
P3 B	53	81	55	82	48	79	42	74	39	63
P3 C	49	72	79	56	41	69	42	82	47	75
P3 D	67	92	73	102	60	91	78	104	58	88
P3 E	43	70	49	74	41	70	40	70	34	66
LOGP3 A	36	55	33	59	34	57	31	54	28	60
LOGP3 B	66	92	62	91	63	89	52	82	54	81
LOGP3 C	74	94	55	96	62	90	55	85	58	85
LOGP3 D	74	96	72	98	61	89	58	91	68	91
LOGP3 E	51	77	53	75	48	73	39	70	36	64

TABELA IV.25b - TESTE DO QUI-QUADRADO (225 AMOSTRAS)
CRITÉRIO DO NÚMERO DE REJEIÇÕES

DISTRIBUIÇÕES	DIF. MÁX.	PRIMEIRA METADE		SEGUNDA METADE	
		α =0,10	α =0,05	α =0,10	α =0,05
LOGN2 A	0,520	38	27	40	20
LOGN2 B	0,576	37	27	34	15
LOGN3 A	0,558	36	28	32	19
LOGN3 B	0,547	82	67	60	40
GUMBEL A	0,497	32	19	23	11
GUMBEL B	0,544	51	35	46	31
GUMBEL MPP	0,508	37	27	33	18
GEV A	0,603	55	44	56	43
GEV B	0,719	75	67	85	70
NORMAL	0,329	43	29	36	19
GAMA2 A	0,523	33	27	31	19
GAMA2 B	0,519	36	28	33	20
GAMA3 A	0,478	101	92	81	67
GAMA3 B	0,600	99	90	100	85
P3 B	0,544	63	55	49	39
P3 C	0,449	124	115	109	101
P3 D	0,451	114	106	95	88
P3 E	0,536	120	107	120	109
LOGP3 A	0,454	69	58	59	47
LOGP3 B	0,451	78	66	69	55
LOGP3 C	0,411	124	113	107	93
LOGP3 D	0,423	113	102	96	82
LOGP3 E	0,526	79	66	68	51

TABELA IV.26 - TESTE DE KOLMOGOROV -SMIRNOV (311 AMOSTRAS)
CRITÉRIO DA DIFERENÇA MÁXIMA E DO NÚMERO DE REJEIÇÕES
VARIÁVEL: PICO MÁXIMO ANUAL.

DISTRIBUIÇÃO	GRUPO 1	GRUPO 2	GRUPO3	GRUPO 4	GRUPO 5	GRUPO 6	GRUPO 7
LOGN2 A	0,212	0,228	0,220	0,243	0,247	0,247	0,226
LOGN2 B	0,210	0,231	0,219	0,243	0,247	0,256	0,232
LOGN3 A	0,211	0,227	0,220	0,233	0,238	0,236	0,219
LOGN3 B	0,104	0,193	0,156	0,157	0,217	0,175	0,189
GUMBEL A	0,190	0,217	0,207	0,233	0,238	0,240	0,221
GUMBEL B	0,188	0,212	0,194	0,233	0,234	0,251	0,224
GUMBEL MPP	0,203	0,224	0,217	0,238	0,242	0,246	0,226
GEV A	0,174	0,211	0,200	0,215	0,219	0,200	0,189
GEV B	0,178	0,148	0,170	0,161	0,206	0,188	0,155
NORMAL	0,196	0,222	0,207	0,207	0,224	0,207	0,209
GAMA2 A	0,213	0,233	0,223	0,240	0,246	0,244	0,231
GAMA2 B	0,210	0,233	0,220	0,238	0,245	0,248	0,232
GAMA3 A	0,189	0,219	0,179	0,211	0,221	0,193	0,183
GAMA3 B	0,109	0,149	0,100	0,093	0,189	0,139	0,139
P3 B	0,189	0,196	0,175	0,201	0,217	0,183	0,183
P3 C	0,098	0,081	0,112	0,100	0,128	0,115	0,128
P3 D	0,108	0,092	0,125	0,108	0,150	0,126	0,135
P3 E	0,055	0,098	0,064	0,078	0,146	0,092	0,121
LOGP3 A	0,273	0,235	0,244	0,246	0,253	0,269	0,255
LOGP3 B	0,265	0,256	0,239	0,254	0,274	0,269	0,254
LOGP3 C	0,263	0,281	0,266	0,282	0,294	0,278	0,293
LOGP3 D	0,258	0,257	0,258	0,269	0,276	0,279	0,268
LOGP3 E	0,253	0,268	0,251	0,269	0,262	0,270	0,248

TABELA IV.27 a - O TESTE DAS VEROSSIMILHANÇAS - CRITÉRIO DO ÍNDICE MÉDIO, μ (V) - VARIÁVEL: PICO MÁXIMO ANUAL.

DISTRIBUIÇÃO	GRUPO 1	GRUPO 2	GRUPO 3	GRUPO 4	GRUPO 5	GRUPO 6	GRUPO 7
LOGN2 A	0,159	0,184	0,158	0,189	0,205	0,200	0,174
LOGN2 B	0,150	0,187	0,155	0,191	0,202	0,213	0,184
LOGN3 A	0,168	0,191	0,168	0,180	0,211	0,203	0,171
LOGN3 B	0,0	0,107	0,047	0,049	0,109	0,067	0,090
GUMBEL A	0,110	0,164	0,137	0,184	0,204	0,206	0,166
GUMBEL B	0,098	0,142	0,104	0,176	0,178	0,218	0,171
GUMBEL MPP	0,134	0,177	0,156	0,191	0,210	0,214	0,176
GEV A	0,077	0,138	0,115	0,128	0,143	0,101	0,098
GEV B	0,0	0,024	0,044	0,044	0,092	0,075	0,035
NORMAL	0,134	0,195	0,153	0,160	0,202	0,154	0,162
GAMA2 A	0,173	0,201	0,174	0,198	0,221	0,208	0,193
GAMA2 B	0,170	0,200	0,167	0,193	0,215	0,214	0,194
GAMA3 A	0,102	0,159	0,085	0,127	0,145	0,099	0,090
GAMA3 B	0,001	0,035	0,0	0,0	0,076	0,021	0,022
P3 B	0,102	0,108	0,077	0,103	0,134	0,080	0,090
P3 C	0,0	0,0	0,0	0,0	0,007	0,0	0,012
P3 D	0,0	0,0	0,016	0,0	0,034	0,011	0,021
P3 E	0,0	0,0	0,0	0,0	0,016	0,0	0,005
LOGP3 A	0,101	0,197	0,155	0,186	0,192	0,194	0,193
LOGP3 B	0,114	0,189	0,159	0,187	0,169	0,177	0,187
LOGP3 C	0,177	0,207	0,158	0,160	0,182	0,204	0,147
LOGP3 D	0,153	0,179	0,172	0,176	0,162	0,207	0,186
LOGP3 E	0,147	0,087	0,135	0,181	0,183	0,196	0,177

TABELA IV.27 b - O TESTE DAS VEROSSIMILHANÇAS - CRITÉRIO DO ÍNDICE INFERIOR, I (V) - VARIÁVEL: PICO MÁXIMO ANUAL.

DISTRIBUIÇÃO	REGIÃO SUDESTE (196 POSTOS)					REGIÃO SUL (115 POSTOS)				
	PICO	1-DIA	3-DIAS	7-DIAS	15-DIAS	PICO	1-DIA	3-DIAS	7-DIAS	15-DIAS
LOGN2 A	0,235	0,235	0,233	0,232	0,227	0,031	0,234	0,234	0,236	0,235
LOGN2 B	0,235	0,235	0,232	0,231	0,226	0,237	0,239	0,238	0,240	0,240
LOGN3 A	0,229	0,228	0,228	0,228	0,225	0,223	0,224	0,228	0,229	0,227
LOGN3 B	0,173	0,161	0,151	0,167	0,160	0,186	0,184	0,177	0,176	0,179
GUMBEL A	0,224	0,225	0,225	0,225	0,220	0,224	0,230	0,231	0,231	0,232
GUMBEL B	0,219	0,221	0,220	0,223	0,220	0,229	0,230	0,231	0,232	0,235
GUMBEL MPP	0,230	0,232	0,230	0,231	0,226	0,230	0,234	0,236	0,237	0,237
GEV A	0,209	0,216	0,213	0,208	0,209	0,191	0,197	0,200	0,196	0,201
GEV B	0,170	0,164	0,158	0,160	0,156	0,161	0,150	0,161	0,170	0,153
NORMAL	0,213	0,211	0,214	0,215	0,211	0,208	0,211	0,212	0,210	0,210
GAMA2 A	0,235	0,234	0,234	0,234	0,229	0,234	0,237	0,238	0,238	0,237
GAMA2 B	0,234	0,232	0,232	0,232	0,227	0,235	0,238	0,238	0,238	0,238
GAMA3 A	0,206	0,207	0,211	0,206	0,206	0,185	0,190	0,199	0,204	0,203
GAMA3 B	0,128	0,131	0,116	0,130	0,133	0,139	0,135	0,123	0,108	0,114
P3 B	0,198	0,195	0,192	0,196	0,189	0,183	0,181	0,185	0,197	0,184
P3 C	0,107	0,104	0,096	0,115	0,100	0,126	0,100	0,106	0,096	0,110
P3 D	0,121	0,119	0,111	0,131	0,116	0,133	0,118	0,119	0,111	0,120
P3 E	0,094	0,089	0,092	0,091	0,097	0,115	0,115	0,107	0,094	0,116
LOGP3 A	0,248	0,247	0,244	0,245	0,237	0,258	0,253	0,245	0,240	0,253
LOGP3 B	0,257	0,265	0,251	0,253	0,273	0,257	0,263	0,256	0,248	0,260
LOGP3 C	0,280	0,275	0,278	0,272	0,271	0,290	0,273	0,265	0,258	0,270
LOGP3 D	0,266	0,268	0,262	0,268	0,267	0,271	0,276	0,263	0,256	0,267
LOGP3 E	0,262	0,265	0,272	0,266	0,260	0,252	0,259	0,253	0,254	0,246

TABELA IV.28a - O TESTE DAS VEROSSIMILHANÇAS - CRITÉRIO DO ÍNDICE MÉDIO, $\mu(V)$

DISTRIBUIÇÃO	REGIÃO SUDESTE (196 POSTOS)					REGIÃO SUL (115 POSTOS)				
	PICO	1-DIA	3-DIAS	7-DIAS	15-DIAS	PICO	1-DIA	3-DIAS	7-DIAS	15-DIAS
LOGN2 A	0,182	0,185	0,187	0,189	0,180	0,179	0,184	0,194	0,193	0,196
LOGN2 B	0,181	0,183	0,184	0,185	0,176	0,189	0,190	0,199	0,197	0,202
LOGN3 A	0,184	0,178	0,187	0,189	0,183	0,176	0,173	0,194	0,190	0,187
LOGN3 B	0,063	0,050	0,038	0,064	0,056	0,086	0,077	0,076	0,076	0,083
GUMBEL A	0,168	0,172	0,175	0,179	0,168	0,173	0,183	0,189	0,188	0,191
GUMBEL B	0,149	0,149	0,155	0,165	0,162	0,179	0,177	0,183	0,176	0,191
GUMBEL MPP	0,180	0,182	0,185	0,189	0,180	0,182	0,191	0,198	0,197	0,198
GEV A	0,126	0,142	0,141	0,131	0,138	0,098	0,107	0,116	0,107	0,118
GEV B	0,049	0,049	0,044	0,050	0,050	0,042	0,028	0,050	0,063	0,042
NORMAL	0,169	0,165	0,178	0,180	0,169	0,160	0,166	0,172	0,172	0,170
GAMA2 A	0,195	0,194	0,199	0,200	0,190	0,196	0,201	0,205	0,202	0,203
GAMA2 B	0,191	0,188	0,194	0,194	0,184	0,197	0,199	0,204	0,201	0,204
GAMA3 A	0,124	0,126	0,137	0,128	0,134	0,092	0,102	0,119	0,126	0,127
GAMA3 B	0,008	0,013	0,0	0,016	0,020	0,022	0,020	0,008	0,0	0,0
P3 B	0,106	0,103	0,100	0,107	0,102	0,088	0,086	0,091	0,108	0,092
P3 C	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,010	0,0	0,0	0,0	0,0
P3 D	0,007	0,001	0,0	0,016	0,005	0,019	0,005	0,003	0,0	0,004
P3 E	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
LOGP3 A	0,170	0,180	0,183	0,182	0,137	0,192	0,185	0,190	0,194	0,191
LOGP3 B	0,168	0,117	0,142	0,182	0,0	0,184	0,170	0,189	0,195	0,158
LOGP3 C	0,171	0,158	0,154	0,168	0,135	0,155	0,168	0,198	0,184	0,174
LOGP3 D	0,170	0,113	0,167	0,172	0,156	0,190	0,151	0,192	0,191	0,176
LOGP3 E	0,155	0,127	0,127	0,160	0,146	0,180	0,186	0,183	0,167	0,189

TABELA IV.28 b - O TESTE DAS VEROSSIMILHANÇAS - CRITÉRIO DO ÍNDICE INFERIOR, I (V).

DISTRIBUIÇÃO	PROBABILIDADES TEÓRICAS				Δ_μ
	0.50	0.10	0.04	0.02	
LOGN2 A	0,515	0,125	0,056	0,029	1,130
LOGN2 B	0,514	0,118	0,054	0,029	1,008
LOGN3 A	0,488	0,123	0,063	0,038	1,729
LOGN3 B	0,535	0,113	0,043	0,024	0,475
GUMBEL A	0,495	0,079	0,029	0,015	0,745
GUMBEL B	0,510	0,147	0,080	0,052	3,090
GUMBEL MPP	0,505	0,116	0,051	0,027	0,795
GEV A	0,481	0,130	0,072	0,048	2,538
GEV B	0,503	0,132	0,066	0,043	2,126
NORMAL	0,443	0,127	0,078	0,055	3,084
GAMA2 A	0,499	0,120	0,060	0,035	1,452
GAMA2 B	0,489	0,126	0,066	0,041	1,982
GAMA3 A	0,491	0,122	0,064	0,040	1,838
GAMA3 B	0,514	0,119	0,056	0,032	1,218
P3 A	0,482	0,125	0,066	0,043	2,086
P3 B	0,486	0,125	0,064	0,042	1,978
P3 C	0,506	0,131	0,065	0,042	2,047
P3 D	0,501	0,132	0,065	0,042	2,047
P3 E	0,533	0,112	0,049	0,027	0,761
LOGP3 A	0,503	0,116	0,053	0,030	0,991
LOGP3 B	0,503	0,116	0,055	0,032	1,141
LOGP3 C	0,498	0,130	0,068	0,046	2,304
LOGP3 D	0,499	0,127	0,065	0,042	1,997
LOPG3 E	0,542	0,109	0,041	0,018	0,299

TABELA IV.29 - TESTE DOS CRITÉRIOS DE VERIFICAÇÃO (311 AMOSTRAS) CRITÉRIO DE EXATIDÃO - MÉDIA DAS FREQUÊNCIAS OBSERVADAS. VARIÁVEL: PICO MÁXIMO ANUAL.

DISTRIBUIÇÃO	PROBABILIDADES TEÓRICAS				Σσ
	0.50	0.10	0.04	0.02	
LOGN2 A	0,166	0,109	0,079	0,055	0,409
LOGN2 B	0,167	0,108	0,077	0,059	0,411
LOGN3 A	0,168	0,110	0,084	0,062	0,424
LOGN3 B	0,170	0,107	0,071	0,050	0,398
GUMBEL A	0,170	0,090	0,052	0,039	0,351
GUMBEL B	0,179	0,158	0,139	0,121	0,597
GUMBEL MPP	0,173	0,106	0,073	0,052	0,404
GEV A	0,170	0,117	0,092	0,080	0,459
GEV B	0,171	0,114	0,088	0,073	0,446
NORMAL	0,173	0,111	0,090	0,077	0,451
GAMA2 A	0,166	0,108	0,081	0,061	0,416
GAMA2 B	0,169	0,110	0,085	0,067	0,431
GAMA3 A	0,170	0,109	0,083	0,068	0,430
GAMA3 B	0,170	0,108	0,078	0,057	0,413
P3 A	0,169	0,109	0,084	0,069	0,431
P3 B	0,170	0,109	0,083	0,068	0,430
P3 C	0,172	0,113	0,087	0,071	0,443
P3 D	0,170	0,113	0,086	0,071	0,440
P3 E	0,172	0,107	0,073	0,055	0,407
LOGP3 A	0,164	0,106	0,076	0,055	0,401
LOGP3 B	0,165	0,105	0,080	0,058	0,408
LOGP3 C	0,168	0,112	0,091	0,077	0,448
LOGP3 D	0,167	0,110	0,088	0,073	0,438
LOGP3 E	0,170	0,105	0,070	0,043	0,388

TABELA IV.30 - TESTE DOS CRITÉRIOS DE VERIFICAÇÃO (311 AMOSTRAS) CRITÉRIO DE EXATIDÃO - DESVIO-PADRÃO DAS FREQÜÊNCIAS OBSERVADAS. VARIÁVEL: PICO MÁXIMO ANUAL.

DISTRIBUIÇÃO	MÉDIA DOS ÍNDICES CT				SOMA
	$\bar{x}_e$	$\bar{x}_{(1)}$	$\bar{x}_{(0,10)}$	$\bar{x}_{(0,50)}$	
LOGN2 A	0,008	0,030	0,082	0,152	0,272
LOGN2 B	0,016	0,040	0,084	0,147	0,287
LOGN3 A	0,006	0,030	0,097	0,148	0,281
LOGN3 B	0,025	0,043	0,078	0,156	0,302
GUMBEL A	0,015	0,045	0,103	0,119	0,282
GUMBEL B	0,013	0,038	0,091	0,165	0,307
GUMBEL MPP	0,008	0,032	0,095	0,145	0,280
GEV A	0,004	0,031	0,095	0,159	0,289
GEV B	0,013	0,034	0,083	0,181	0,311
NORMAL	0,004	0,028	0,121	0,140	0,293
GAMA2 A	0,231	0,096	0,091	0,143	0,561
GAMA2 B	0,234	0,105	0,096	0,148	0,583
GAMA3 A	0,557	0,406	0,288	0,170	1,421
GAMA3 B	0,316	0,148	0,092	0,157	0,713
P3 A	0,005	0,030	0,095	0,149	0,279
P3 B	0,006	0,031	0,092	0,151	0,280
P3 C	0,007	0,031	0,075	0,166	0,279
P3 D	0,007	0,031	0,072	0,170	0,280
P3 E	0,093	0,125	0,138	0,212	0,568
LOGP3 A	0,021	0,041	0,074	0,141	0,277
LOGP3 B	0,021	0,041	0,072	0,142	0,276
LOGP3 C	0,021	0,038	0,064	0,148	0,271
LOGP3 D	0,021	0,039	0,064	0,148	0,272
LOGP3 E	0,027	0,048	0,076	0,176	0,327

TABELA IV.31 - TESTE DOS CRITÉRIOS DE VERIFICAÇÃO (311 AMOSTRAS)
CRITÉRIO DE CONSISTÊNCIA. VARIÁVEL: PICO MÁXIMO ANUAL.

DISTRIBUIÇÃO	PERÍODO DE RECORRÊNCIA (ANOS)											
	REGIÃO SUDESTE						REGIÃO SUL					
	2	10	25	50	100	1000	2	10	25	50	100	1000
LOGN2 A	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
LOGN2 B	0,998	1,016	1,023	1,029	1,034	1,050	0,991	1,035	1,053	1,065	1,076	1,111
LOGN3 A	1,028	1,005	0,981	0,964	0,946	0,895	1,040	1,008	0,976	0,952	0,929	0,861
LOGN3 B	0,991	1,014	1,031	1,045	1,061	1,120	0,993	1,026	1,043	1,055	1,067	1,109
GUMBEL A	1,021	1,076	1,083	1,085	1,085	1,076	1,030	1,077	1,074	1,068	1,061	1,029
GUMBEL B	0,963	0,940	0,931	0,925	0,919	0,898	1,012	0,991	0,977	0,967	0,957	0,922
GUMBEL MPP	1,014	1,010	1,004	0,999	0,994	0,976	1,024	1,014	1,001	0,990	0,980	0,943
GEV A	1,006	0,979	0,978	0,982	0,988	1,025	1,019	0,989	0,979	0,973	0,969	0,965
GEV B	1,105	1,048	1,050	1,064	1,091	1,309	1,019	1,001	1,005	1,016	1,032	1,148
NORMAL	1,090	1,000	0,934	0,889	0,847	0,730	1,110	1,004	0,926	0,874	0,826	0,694
GAMA2 A	1,020	1,013	0,990	0,970	0,950	0,886	1,022	1,017	0,990	0,968	0,945	0,870
GAMA2 B	1,029	0,998	0,970	0,948	0,927	0,861	1,031	1,007	0,976	0,952	0,928	0,853
GAMA3 A	1,020	1,009	0,986	0,967	0,948	0,885	1,029	1,011	0,980	0,956	0,931	0,852
GAMA3 B	0,949	0,996	0,984	0,972	0,959	0,914	-	-	-	-	-	-
P3 B	1,016	1,009	0,988	0,971	0,954	0,894	1,026	1,010	0,982	0,959	0,935	0,860
P3 C	0,993	1,000	0,999	0,995	0,989	0,961	1,007	1,003	0,990	0,978	0,964	0,913
P3 D	-	0,841	0,942	0,997	0,998	1,032	0,166	0,941	0,969	0,973	0,972	0,960
P3 E	1,005	1,013	1,004	0,996	0,986	0,949	1,011	1,019	1,004	0,991	0,976	0,922
LOGP3 A	1,010	1,009	1,003	0,999	0,996	1,001	1,014	1,021	1,008	0,997	0,986	0,956
LOGP3 B	1,011	1,008	1,001	0,997	0,984	1,003	1,016	1,019	1,005	0,993	0,982	0,951
LOGP3 C	1,016	0,994	0,985	0,983	0,986	1,055	1,023	1,007	0,985	0,969	0,956	0,932
LOGP3 D	1,706	-	-	-	-	-	1,033	0,991	0,962	0,945	0,933	0,939
LOGP3 E	0,975	1,040	1,094	1,144	1,205	1,567	0,976	1,054	1,102	1,141	1,182	1,340

TABELA IV.32 - COMPARAÇÃO DE QUANTÍS - VARIÁVEL: PICO MÁXIMO ANUAL

DISTRIBUIÇÃO DE REFERÊNCIA: LOGN2 A

BACIAS DO ALTO E MÉDIO SUPERIOR SÃO FRANCISCO					
POSTOS CONSIDERADOS	TOTAL DE POSTOS	Nº MÉDIO DE ANOS	RELAÇÃO $\bar{Q} = a\ A^b$	CCM *	EP **
TODOS OS POSTOS COM EXCEÇÃO DE 1,2,3,28,37	35	25	a = 0,58718 b = 0,78172	0,973	0,352

CASO TESTE: POSTO 28 - RIO SÃO FRANCISCO EM PIRAPORA - BARREIRO		
ÁREA DE DRENAGEM	$\bar{Q}$ REAL	$\bar{Q}$ ESTIMADO
A = 61.880 km^2	3.426 m^3/s	3.269 m^3/s

BACIAS DO PARAÍBA DO SUL E ITAPEMIRIM					
POSTOS CONSIDERADOS	TOTAL DE POSTOS	Nº MÉDIO DE ANOS	RELAÇÃO $\bar{Q} = a\ A^b$	CCM *	EP **
TODOS OS POSTOS COM EXCEÇÃO DE 6,26,52	49	36	a = 0,59241 b = 0,77182	0,913	0,432

CASO TESTE: POSTO 26 - RIO PARAIBUNA EM JUIZ DE FORA		
ÁREA DE DRENAGEM	$\bar{Q}$ REAL	$\bar{Q}$ ESTIMADO
A = 965 km^2	113.7 m^3/s	119.2 m^3/s

TABELA IV.33 - RELAÇÃO $\bar{Q}_X{}^A$ E RESULTADO PARA CASO TESTE DE REGIONALIZAÇÃO.

(*) CCM = COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO MÚLTIPLA.

(**) EP = ERRO PADRÃO DA ESTIMATIVA.

POSTO	DISTRIBUIÇÃO	PERÍODO DE RECORRÊNCIA (ANOS)						
		2	5	10	25	50	100	1000
4	LOGN2 A	461,6	625,6	733,4	869,0	969,6	1069,9	1409,9
	GUMBEL A	464,5	650,3	773,3	928,7	1044,0	1158,4	1536,6
	GAMA2 A	470,2	636,8	737,8	856,7	939,9	1019,2	1264,7
	LOGP3 C	474,7	639,6	735,0	842,3	913,9	979,4	1165,7
	WA REG.	453,0	613,2	745,2	938,5	1100,3	1277,1	1989,3
5	LOGN2 A	38,7	45,4	49,4	54,0	57,3	60,3	69,8
	GUMBEL A	38,3	46,3	51,6	58,3	63,2	68,1	84,4
	GAMA2 A	38,9	45,6	49,4	53,6	56,5	59,2	67,1
	LOGP3 C	40,7	46,0	47,9	49,3	50,0	50,3	50,8
	WA REG.	36,2	49,1	59,6	75,1	88,0	102,2	159,1
6	LOGN2 A	57,1	73,5	83,9	96,7	105,9	114,9	144,6
	GUMBEL A	57,1	77,3	90,7	107,6	120,1	132,5	173,7
	GAMA2 A	57,9	74,4	84,1	95,4	103,2	110,6	133,1
	LOGP3 C	58,9	75,3	84,1	93,5	99,5	104,8	118,9
	WA REG.	54,9	74,4	90,4	113,8	133,4	154,9	241,3
7	LOGN2 A	49,8	61,5	68,7	77,3	83,4	89,3	108,2
	GUMBEL A	49,4	63,0	72,0	83,4	91,9	100,3	128,0
	GAMA2 A	50,3	61,9	68,7	76,5	81,8	86,8	101,8
	LOGP3 C	48,9	60,7	68,8	79,4	87,5	95,8	126,2
	WA REG.	47,2	63,9	77,7	97,8	114,7	133,1	207,4
8	LOGN2 A	913,2	1263,8	1498,1	1795,8	2018,8	2243,0	3012,5
	GUMBEL A	924,3	1332,3	1602,4	1943,8	2197,0	2448,4	3278,9
	GAMA2 A	932,0	1290,4	1510,0	1770,0	1952,9	2127,8	2672,7
	LOGP3 C	898,0	1250,0	1504,7	1851,3	2128,1	2421,0	3541,7
	WA REG.	904,6	1224,4	1488,0	1874,0	2197,2	2550,1	3972,2
9	LOGN2 A	87,3	158,1	215,7	300,3	371,9	450,7	772,5
	GUMBEL A	99,1	199,0	265,1	348,6	410,6	472,1	675,4
	GAMA2 A	89,6	171,9	230,2	305,4	361,7	417,9	605,9
	LOGP3 C	79,3	127,5	185,8	311,3	466,0	705,0	2987,7
	WA REG.	103,0	139,4	169,4	213,3	250,1	290,3	452,2
10	LOGN2 A	258,0	410,6	523,5	678,4	801,9	932,2	1421,0
	GUMBEL A	272,7	451,2	569,4	718,7	829,4	939,4	1302,7
	GAMA2 A	266,2	431,1	539,5	673,7	771,2	866,5	1174,7
	LOGP3 C	265,5	438,2	549,4	681,7	773,4	858,9	1106,9
	WA REG.	276,3	373,9	454,4	572,3	671,0	778,8	1213,2
11	LOGN2 A	15,5	17,1	18,0	19,0	19,7	20,3	22,2
	GUMBEL A	15,3	17,2	18,5	20,1	21,3	22,5	26,4
	GAMA2 A	15,5	17,1	18,0	18,9	19,6	20,1	21,8
	LOGP3 C	15,6	17,1	17,9	18,7	19,3	19,7	20,9
	WA REG.	14,3	19,4	23,6	29,7	34,8	40,4	62,9
12	LOGN2 A	35,6	48,4	56,7	67,2	75,0	82,8	109,2
	GUMBEL A	35,9	51,1	61,1	73,7	83,1	92,4	123,2
	GAMA2 A	36,3	49,2	57,1	66,3	72,7	78,9	97,9
	LOGP3 C	37,2	50,1	57,0	64,4	69,0	73,0	83,1
	WA REG.	35,0	47,4	57,6	72,5	85,0	98,7	153,7

TABELA IV.34

POSTO	DISTRIBUIÇÃO	PERÍODO DE RECORRÊNCIA (ANOS)						
		2	5	10	25	50	100	1000
13	LOGN2 A	174,9	233,2	271,1	318,2	353,0	387,4	503,0
	GUMBEL A	175,6	243,7	288,8	345,8	388,1	430,0	568,6
	GAMA2 A	177,9	236,8	272,3	313,8	342,8	370,3	455,1
	LOGP3 C	175,6	237,0	276,1	324,1	358,9	392,9	503,9
	WA REG.	170,5	230,8	280,4	353,2	414,1	480,6	748,7
14	LOGN2 A	171,8	273,7	349,2	452,8	535,5	622,7	950,4
	GUMBEL A	181,8	302,5	382,4	483,4	558,3	632,7	878,4
	GAMA2 A	177,2	287,5	360,0	449,7	515,0	578,8	785,2
	LOGP3 C	172,2	274,9	351,3	456,7	541,2	630,5	968,6
	WA REG.	182,9	247,6	300,9	378,9	444,3	515,6	803,2
15	LOGN2 A	446,6	623,0	741,5	892,7	1006,4	1121,0	1516,3
	GUMBEL A	452,4	652,5	785,0	952,4	1076,6	1199,9	1607,2
	GAMA2 A	456,2	636,9	748,0	879,9	972,9	1061,9	1339,7
	LOGP3 C	460,6	645,4	753,4	874,7	955,5	1029,0	1235,3
	WA REG.	694,0	939,3	1141,6	1437,7	1685,7	1956,5	3047,5
16	LOGN2 A	78,6	108,5	128,4	153,7	172,6	191,5	256,5
	GUMBEL A	79,5	114,4	137,5	166,7	188,4	209,8	280,9
	GAMA2 A	80,2	110,7	129,4	151,5	167,0	181,8	228,0
	LOGP3 C	85,6	115,0	127,6	138,1	143,2	146,7	152,0
	WA REG.	77,8	105,3	127,9	161,1	188,9	219,3	341,5
17	LOGN2 A	91,1	111,5	124,0	138,8	149,2	159,4	191,5
	GUMBEL A	90,2	113,3	128,5	147,8	162,1	176,3	223,1
	GAMA2 A	91,9	112,2	124,0	137,4	146,5	155,0	180,8
	LOGP3 C	102,6	109,1	109,3	109,8	111,4	114,4	136,4
	WA REG.	86,1	116,5	141,6	178,3	209,0	242,6	377,9
18	LOGN2 A	134,9	182,1	213,2	252,0	280,8	309,6	406,6
	GUMBEL A	135,7	190,3	226,5	272,1	306,0	339,6	450,8
	GAMA2 A	137,3	185,3	214,3	248,5	272,4	295,1	365,4
	LOGP3 C	149,9	186,9	199,4	207,6	210,6	212,1	213,0
	WA REG.	132,2	178,9	217,4	273,8	321,0	372,6	580,4
19	LOGN2 A	32,7	42,7	49,1	57,0	62,8	68,4	87,1
	GUMBEL A	32,8	44,9	52,9	63,0	70,5	78,0	102,6
	GAMA2 A	33,2	43,3	49,3	56,3	61,1	65,7	79,7
	LOGP3 C	33,1	43,6	49,9	57,3	62,4	67,3	82,2
	WA REG.	31,7	42,8	52,1	65,6	76,9	89,2	139,0
20	LOGN2 A	82,5	131,2	167,2	216,6	256,0	297,5	453,2
	GUMBEL A	87,7	149,5	190,5	242,3	280,7	318,8	444,8
	GAMA2 A	85,1	137,7	172,3	215,1	246,2	276,6	374,8
	LOGP3 C	78,1	125,5	168,0	237,2	302,3	381,3	786,1
	WA REG.	88,3	119,5	145,2	182,9	214,5	248,9	387,7
21	LOGN2 A	24,7	38,5	48,6	62,2	73,0	84,2	125,9
	GUMBEL A	26,0	42,3	53,2	66,9	77,0	87,1	120,4
	GAMA2 A	25,5	40,2	49,8	61,6	70,2	78,5	105,2
	LOGP3 C	23,0	33,4	44,0	63,2	83,3	110,0	282,8
	WA REG.	26,6	36,0	43,8	55,1	64,6	75,0	116,9

TABELA IV.34

POSTO	DISTRIBUIÇÃO	PERÍODO DE RECORRÊNCIA (ANOS)						
		2	5	10	25	50	100	1000
22	LOGN2 A	86,9	118,4	139,3	165,5	185,1	204,6	271,0
	GUMBEL A	87,6	123,4	147,2	177,2	199,4	221,5	294,5
	GAMA2 A	88,6	120,7	140,2	163,2	179,3	194,7	242,3
	LOGP3 C	86,9	120,2	142,1	169,6	189,9	210,2	278,3
	WA REG.	85,5	115,7	140,6	177,1	207,7	241,0	375,5
23	LOGN2 A	306,7	380,4	425,8	480,1	518,9	556,4	676,5
	GUMBEL A	304,4	389,4	445,6	516,6	569,3	621,7	794,6
	GAMA2 A	309,8	383,3	426,0	474,9	508,4	539,9	634,8
	LOGP3 C	296,8	368,4	422,3	498,0	560,2	627,6	899,4
	WA REG.	291,4	394,4	479,3	603,6	707,7	821,4	1279,5
24	LOGN2 A	29,4	43,2	52,9	65,6	75,3	85,3	121,0
	GUMBEL A	30,3	46,8	57,6	71,4	81,6	91,7	125,2
	GAMA2 A	30,2	44,6	53,7	64,7	72,5	80,1	104,0
	LOGP3 C	30,0	44,0	53,3	64,9	73,4	81,8	109,2
	WA REG.	30,0	40,7	49,4	62,2	73,0	84,7	131,9
25	LOGN2 A	478,7	618,0	706,4	814,6	893,1	970,2	1223,3
	GUMBEL A	477,2	632,9	736,0	866,2	962,8	1058,7	1375,7
	GAMA2 A	485,3	625,2	708,1	804,2	870,6	933,4	1125,3
	LOGP3 C	476,3	617,9	710,3	826,0	911,9	997,6	1289,0
	WA REG.	460,9	623,8	758,1	954,7	1119,4	1299,2	2023,8
26	LOGN2 A	33,3	43,8	50,6	58,9	65,0	71,0	91,0
	GUMBEL A	33,4	46,1	54,5	65,1	73,0	80,8	106,6
	GAMA2 A	33,9	44,4	50,7	58,1	63,2	68,1	82,9
	LOGP3 C	32,7	43,3	50,9	61,3	69,5	78,1	111,2
	WA REG.	32,3	43,7	53,2	66,9	78,5	91,1	141,9
27	LOGN2 A	154,3	240,7	303,9	389,5	457,2	528,1	791,0
	GUMBEL A	162,1	266,0	334,7	421,5	486,0	549,9	761,3
	GAMA2 A	159,0	251,6	311,9	386,0	439,6	491,9	660,0
	LOGP3 C	163,0	248,3	300,5	360,5	401,1	438,4	543,8
	WA REG.	160,3	217,0	263,7	332,1	389,4	451,9	703,9
28	LOGN2 A	3333,5	4059,0	4499,6	5021,9	5391,1	5746,2	6870,7
	GUMBEL A	3307,9	4194,0	4780,7	5522,0	6071,9	6617,8	8421,5
	GAMA2 A	3362,2	4083,9	4499,6	4972,8	5295,4	5597,2	6503,3
	LOGP3 C	3421,4	4113,0	4467,5	4832,6	5058,7	5254,3	5755,9
	WA REG.	3154,5	4257,0	5165,1	6492,1	7601,1	8809,8	13661,2
29	LOGN2 A	49,4	62,8	71,2	81,3	88,7	95,8	119,0
	GUMBEL A	49,2	65,0	75,4	88,6	98,4	108,1	140,1
	GAMA2 A	50,0	63,4	71,3	80,4	86,6	95,2	110,4
	LOGP3 C	50,0	63,6	71,6	80,9	87,2	93,2	111,1
	WA REG.	47,3	64,1	77,8	98,0	115,0	133,4	207,8
30	LOGN2 A	366,8	659,7	896,8	1244,2	1537,1	1859,0	3166,8
	GUMBEL A	412,4	800,7	1057,7	1382,5	1623,5	1862,6	2652,9
	GAMA2 A	376,8	716,0	955,1	1263,0	1493,4	1723,1	2489,5
	LOGP3 C	326,7	623,2	929,8	1498,5	2099,7	2902,5	8008,8
	WA REG.	430,1	582,2	707,6	891,1	1044,8	1212,6	1888,9

TABELA IV.34

POSTO	DISTRIBUIÇÃO	PERÍODO DE RECORRÊNCIA (ANOS)						
		2	5	10	25	50	100	1000
31	LOGN2 A	51,5	75,2	91,6	113,1	129,5	146,5	206,2
	GUMBEL A	53,0	81,7	100,7	124,7	142,5	160,2	218,6
	GAMA2 A	52,9	77,5	92,9	111,5	124,8	137,6	178,0
	LOGP3 C	56,3	77,3	87,4	96,9	102,1	106,2	114,3
	WA REG.	53,9	72,9	88,6	111,6	130,9	151,9	236,6
32	LOGN2 A	39,8	50,7	57,6	66,0	72,0	78,0	97,2
	GUMBEL A	39,6	52,6	61,2	72,1	80,1	88,2	114,6
	GAMA2 A	40,3	51,2	57,7	65,2	70,3	75,2	90,0
	LOGP3 C	41,3	51,5	56,7	62,1	65,4	68,2	75,1
	WA REG.	38,1	51,6	62,7	79,0	92,6	107,4	167,4
33	LOGN2 A	583,0	865,2	1063,8	1325,9	1528,5	1737,1	2485,7
	GUMBEL A	601,3	927,4	1143,3	1416,2	1618,6	1819,5	2483,3
	GAMA2 A	598,9	894,5	1082,1	1309,1	1471,4	1628,3	2125,6
	LOGP3 C	578,4	860,9	1067,5	1350,1	1576,0	1814,9	2723,4
	WA REG.	598,4	809,9	984,3	1239,6	1453,5	1686,9	2627,7
34	LOGN2 A	146,0	200,8	237,3	283,5	318,0	352,6	471,1
	GUMBEL A	148,0	216,5	261,8	319,1	361,6	403,8	543,2
	GAMA2 A	148,9	204,9	239,0	279,4	307,8	334,9	419,2
	LOGP3 C	160,1	210,2	230,6	247,0	254,6	259,7	266,4
	WA REG.	144,2	195,2	237,2	298,7	350,3	406,5	633,3
35	LOGN2 A	684,6	923,7	1080,3	1276,7	1422,2	1567,1	2056,6
	GUMBEL A	690,2	980,0	1171,9	1414,4	1594,3	1772,9	2362,9
	GAMA2 A	697,0	939,6	1086,3	1258,8	1379,3	1494,1	1849,2
	LOGP3 C	723,3	954,4	1070,2	1184,5	1251,5	1306,7	1432,4
	WA REG.	670,6	907,7	1103,1	1389,2	1628,9	1890,5	2944,8
36	LOGN2 A	215,4	298,4	354,0	424,6	477,5	530,8	713,7
	GUMBEL A	218,1	315,2	379,5	460,7	520,9	580,7	778,4
	GAMA2 A	219,8	304,8	356,8	418,5	461,9	503,4	632,8
	LOGP3 C	248,0	309,1	324,7	331,6	332,7	332,8	337,3
	WA REG.	221,0	299,1	363,6	457,9	536,8	623,1	970,5
38	LOGN2 A	1713,2	2090,2	2319,5	2591,7	2784,3	2969,6	3557,3
	GUMBEL A	1699,6	2153,1	2453,3	2832,7	3114,1	3393,4	4316,4
	GAMA2 A	1728,2	2103,4	2319,7	2566,1	2734,1	2894,4	3363,9
	LOGP3 C	1828,7	2122,1	2225,1	2298,6	2328,8	2346,4	2363,4
	WA REG.	1619,7	2192,4	2664,4	3355,6	3934,4	4566,3	7112,8
39	LOGN2 A	7174,5	8433,7	9178,4	10044,7	10647,2	11219,8	12993,6
	GUMBEL A	7093,5	8553,4	9520,0	10741,2	11647,2	12546,6	15518,2
	GAMA2 A	7216,9	8465,6	9172,7	9968,9	10506,7	11006,7	12491,2
	LOGP3 C	7319,3	8526,8	9136,8	9760,4	10145,1	10477,2	11328,7
	WA REG.	6719,2	9094,7	11052,8	13919,9	16321,0	18942,5	29506,0
40	LOGN2 A	7327,8	8941,2	9922,2	11087,0	11910,8	12703,9	15218,6
	GUMBEL A	7262,7	9131,4	10368,6	11931,9	13091,6	14242,7	18046,5
	GAMA2 A	7392,0	8997,3	9922,8	10977,1	11696,2	12369,1	14390,8
	LOGP3 C	7265,9	8915,2	9977,2	11297,0	12269,9	13237,5	16510,3
	WA REG.	6928,3	9377,7	11396,8	14353,0	16828,9	19532,0	30424,2

TABELA IV.34 - BACIAS DO ALTO E MÉDIO SUPERIOR SÃO FRANCISCO - QUANTÍS DOS POSTOS SELECIONADOS PARA A REGIONALIZAÇÃO

POSTO	DISTRIBUIÇÃO	PERÍODO DE RECORRÊNCIA (ANOS)						
		2	5	10	25	50	100	1000
1	LOGN2 A	106,5	159,6	197,2	247,1	285,9	326,0	470,6
	GUMBEL A	110,4	174,0	216,1	269,3	308,8	347,9	477,4
	GAMA2 A	109,5	165,3	200,9	244,1	275,1	305,1	400,6
	LOGP3 C	113,8	171,5	202,1	232,8	250,8	265,6	298,0
	WA REG.	112,6	157,4	189,5	229,6	258,3	285,8	368,1
2	LOGN2 A	33,3	45,4	53,4	63,5	71,0	78,6	104,1
	GUMBEL A	33,6	48,2	57,9	70,1	79,2	88,2	117,9
	GAMA2 A	33,9	46,2	53,8	62,6	68,8	74,7	93,1
	LOGP3 C	34,6	46,2	52,7	59,9	64,5	68,7	80,0
	WA REG.	32,9	46,0	55,4	67,1	75,5	83,5	107,6
3	LOGN2 A	24,4	34,9	42,0	51,3	58,3	65,5	90,5
	GUMBEL A	24,9	37,3	45,5	55,8	63,5	71,1	96,3
	GAMA2 A	25,0	35,8	42,5	50,6	56,3	61,8	79,0
	LOGP3 C	25,1	35,4	41,7	49,2	54,5	59,4	74,6
	WA REF.	24,6	34,5	41,5	50,3	56,6	62,6	80,6
4	LOGN2 A	33,2	43,2	49,6	57,5	63,2	68,8	87,4
	GUMBEL A	33,2	45,2	53,1	63,0	70,5	77,8	102,1
	GAMA2 A	33,7	43,8	49,8	56,7	61,5	66,1	80,1
	LOGP3 C	34,5	44,1	49,1	54,4	57,6	60,5	67,7
	WA REG.	32,0	44,8	53,9	65,3	73,5	81,3	104,7
5	LOGN2 A	124,7	168,7	197,5	233,7	260,6	287,4	377,9
	GUMBEL A	125,7	178,3	213,1	257,1	289,7	322,1	429,0
	GAMA2 A	127,0	171,6	198,6	230,4	252,7	273,8	339,4
	LOGP3 C	130,2	174,7	198,5	223,5	239,0	252,4	286,3
	WA REG.	122,1	170,8	205,6	249,1	280,3	310,0	399,4
7	LOGN2 A	483,4	647,4	754,3	887,7	986,1	1084,0	1413,0
	GUMBEL A	485,2	670,7	793,5	948,7	1063,8	1178,0	1555,6
	GAMA2 A	491,8	657,9	757,9	875,3	957,2	1035,1	1275,5
	LOGP3 C	502,1	667,5	756,9	851,5	911,0	963,0	1097,1
	WA REG.	471,5	659,3	793,6	961,7	1082,0	1196,8	1541,7
8	LOGN2 A	65,6	139,0	206,0	312,2	410,6	523,7	1036,0
	GUMBEL A	82,2	202,1	281,4	381,7	456,0	529,9	773,8
	GAMA2 A	63,1	158,2	233,1	335,8	415,9	498,1	784,3
	LOGP3 C	55,7	104,9	174,6	353,0	613,7	1084,5	7985,7
	WA REG.	92,9	129,9	156,4	189,5	213,2	235,8	303,8
9	LOGN2 A	27,9	35,1	39,6	45,0	48,8	52,6	64,7
	GUMBEL A	27,7	35,8	41,1	47,8	52,8	57,8	74,1
	GAMA2 A	28,3	35,4	39,6	44,4	47,8	50,9	60,3
	LOGP3 C	28,1	35,4	39,8	44,9	48,6	52,0	62,7
	WA REG.	26,6	37,2	44,8	54,3	61,1	67,6	87,0
10	LOGN2 A	49,8	64,7	74,1	85,7	94,2	102,5	129,9
	GUMBEL A	49,7	66,5	77,6	91,6	102,0	112,3	146,5
	GAMA2 A	50,5	65,5	74,3	84,6	91,7	98,5	119,1
	LOGP3 C	49,2	64,1	74,3	87,4	97,4	107,7	144,5
	WA REG.	48,0	67,1	80,8	97,9	110,2	121,8	157,0

TABELA IV.35

POSTO	DISTRIBUIÇÃO	PERÍODO DE RECORRÊNCIA (ANOS)						
		2	5	10	25	50	100	1000
11	LOGN2 A	44,8	62,8	74,9	90,3	102,0	113,8	154,5
	GUMBEL A	45,4	65,4	78,7	95,5	107,9	120,2	161,0
	GAMA2 A	45,8	64,2	75,6	89,1	98,6	107,7	136,2
	LOGP3 C	43,1	59,9	73,3	93,3	110,6	130,3	217,2
	WA REG.	44,6	62,4	75,1	90,9	102,3	113,2	145,8
12	LOGN2 A	117,7	157,9	184,1	216,9	241,1	265,2	346,1
	GUMBEL A	118,1	162,3	191,6	228,6	256,0	283,3	373,3
	GAMA2 A	119,8	160,5	185,0	213,9	234,0	253,1	312,2
	LOGP3 C	119,3	160,1	185,1	214,8	235,6	255,5	317,0
	WA REG.	114,9	160,6	193,4	234,3	263,6	291,6	375,6
13	LOGN2 A	86,9	137,9	175,6	227,2	268,3	311,6	474,0
	GUMBEL A	91,7	150,8	190,0	239,5	276,2	312,6	433,0
	GAMA2 A	89,6	144,7	180,8	225,6	258,0	289,8	392,3
	LOGP3 C	84,9	136,7	177,7	237,5	288,1	344,1	577,4
	WA REG.	96,0	134,3	161,7	195,9	220,4	243,8	314,1
14	LOGN2 A	15,3	21,3	25,4	30,5	34,3	38,2	51,6
	GUMBEL A	15,5	22,3	26,8	32,5	36,8	41,0	54,8
	GAMA2 A	15,7	21,8	25,6	30,1	33,2	36,2	45,6
	LOGP3 C	15,3	21,4	25,5	30,8	34,9	38,9	53,2
	WA REG.	15,2	21,3	25,6	31,0	34,9	38,6	49,7
15	LOGN2 A	280,1	396,5	475,6	577,3	654,3	732,3	1003,9
	GUMBEL A	284,5	414,2	500,0	608,5	689,0	768,9	1032,9
	GAMA2 A	286,5	406,3	480,6	569,1	631,7	691,8	880,2
	LOGP3 C	286,4	411,4	487,8	576,8	638,0	695,2	864,4
	WA REG.	285,3	398,9	480,2	581,8	654,7	724,1	932,8
16	LOGN2 A	36,0	44,3	49,4	55,5	59,8	64,0	77,3
	GUMBEL A	35,6	44,9	51,0	58,8	64,5	70,2	89,0
	GAMA2 A	36,3	44,6	49,4	54,9	58,6	62,2	72,7
	LOGP3 C	36,0	44,4	49,5	55,7	60,1	64,4	78,0
	WA REG.	34,1	47,6	57,3	69,5	78,2	86,5	111,4
17	LOGN2 A	314,9	385,7	428,9	480,2	516,6	551,7	663,1
	GUMBEL A	311,8	390,1	441,9	507,4	556,0	604,2	763,5
	GAMA2 A	317,8	388,2	428,9	475,4	507,0	536,7	626,0
	LOGP3 C	327,9	394,5	425,1	453,6	469,6	482,2	509,2
	WA REG.	298,0	416,7	501,6	607,8	683,9	756,5	974,4
18	LOGN2 A	32,6	47,5	57,8	71,2	81,6	92,1	129,6
	GUMBEL A	33,4	50,2	61,4	75,5	85,9	96,3	130,6
	GAMA2 A	33,4	48,9	58,6	70,3	78,6	86,6	112,0
	LOGP3 C	31,7	46,6	58,0	74,4	88,1	103,1	165,3
	WA REG.	33,1	46,2	55,7	67,5	75,9	84,0	108,1
19	LOGN2 A	802,9	1065,4	1235,4	1446,6	1601,8	1755,5	2269,5
	GUMBEL A	803,7	1092,9	1284,4	1526,3	1705,8	1884,0	2472,7
	GAMA2 A	816,1	1081,4	1240,6	1426,7	1556,3	1679,4	2058,4
	LOGP3 C	823,9	1094,0	1247,4	1417,5	1529,5	1631,1	1914,5
	WA REG.	780,1	1091,0	1313,1	1591,2	1790,4	1980,4	2550,9

TABELA IV.35

POSTO	DISTRIBUIÇÃO	PERÍODO DE RECORRÊNCIA (ANOS)						
		2	5	10	25	50	100	1000
20	LOGN2 A	12,7	20,2	25,6	33,1	39,1	45,3	68,8
	GUMBEL A	13,5	22,3	28,2	35,7	41,2	46,7	64,8
	GAMA2 A	13,1	21,1	26,4	32,9	37,6	42,2	57,0
	LOGP3 C	12,4	20,2	26,3	35,2	42,6	50,9	84,8
	WA REG.	13,6	19,1	23,0	27,8	31,3	34,6	44,6
21	LOGN2 A	113,2	156,0	184,5	220,5	247,5	274,6	367,2
	GUMBEL A	114,2	161,5	192,7	232,2	261,6	290,7	386,8
	GAMA2 A	115,5	159,2	185,8	217,4	239,5	260,7	326,6
	LOGP3 C	118,1	160,3	183,4	208,2	223,9	237,7	273,7
	WA REG.	111,8	156,3	188,2	228,0	256,6	283,8	365,5
22	LOGN2 A	122,4	150,6	167,8	188,4	203,0	217,2	262,2
	GUMBEL A	121,2	152,6	173,4	199,6	219,1	238,4	302,2
	GAMA2 A	123,5	151,6	167,9	186,5	199,2	211,1	246,9
	LOGP3 C	126,1	153,3	167,0	180,8	189,1	196,2	213,7
	WA REG.	116,0	162,2	195,2	236,6	266,2	294,4	379,2
23	LOGN2 A	33,0	47,3	57,2	69,9	79,5	89,4	123,9
	GUMBEL A	33,7	49,8	60,5	73,9	83,9	93,9	126,7
	GAMA2 A	33,8	48,6	57,8	68,9	76,7	84,3	108,0
	LOGP3 C	33,3	48,6	58,6	71,2	80,5	89,6	119,5
	WA REG.	33,3	46,6	56,1	68,0	76,5	84,6	109,0
24	LOGN2 A	313,1	414,8	480,5	562,1	622,0	681,3	879,4
	GUMBEL A	313,3	425,1	499,1	592,7	662,0	730,9	958,4
	GAMA2 A	318,3	420,9	482,5	554,4	604,5	652,0	798,3
	LOGP3 C	311,9	415,2	483,5	569,7	634,1	698,7	920,2
	WA REG.	304,1	425,2	511,8	620,2	697,8	771,9	994,2
25	LOGN2 A	44,7	56,6	64,0	72,9	79,4	85,6	106,0
	GUMBEL A	44,5	58,1	67,2	78,6	87,0	95,4	123,2
	GAMA2 A	45,3	57,1	64,1	72,1	77,6	82,8	98,5
	LOGP3 C	45,4	57,4	64,3	72,2	77,6	82,6	97,3
	WA REG.	42,7	59,7	71,9	87,1	98,0	108,4	139,7
26	LOGN2 A	103,6	149,0	180,1	220,6	251,4	282,8	393,2
	GUMBEL A	105,8	157,6	191,9	235,3	267,4	299,3	404,8
	GAMA2 A	106,1	153,1	182,4	217,5	242,4	266,4	341,9
	LOGP3 C	101,2	146,5	180,9	229,5	269,4	313,2	489,8
	WA REG.	105,9	148,2	178,4	216,4	243,7	269,8	348,4
27	LOGN2 A	167,0	226,1	264,9	313,7	349,9	386,0	508,1
	GUMBEL A	167,8	233,6	277,1	332,0	372,8	413,3	547,0
	GAMA2 A	170,1	230,1	266,4	309,2	339,2	367,7	456,0
	LOGP3 C	168,3	229,1	267,7	314,7	348,5	381,5	487,6
	WA REG.	163,6	228,8	275,4	333,7	375,4	415,3	534,9
28	LOGN2 A	227,8	303,0	351,8	412,5	457,2	501,5	649,7
	GUMBEL A	228,2	312,2	367,9	438,1	490,3	542,0	713,0
	GAMA2 A	231,6	307,6	353,4	406,8	444,1	479,5	588,5
	LOGP3 C	231,4	307,6	353,5	407,1	444,3	479,4	586,1
	WA REG.	221,6	309,8	372,9	451,9	508,4	562,4	724,4

TABELA IV.35

POSTO	DISTRIBUIÇÃO	PERÍODO DE RECORRÊNCIA (ANOS)						
		2	5	10	25	50	100	1000
29	LOGN2 A	92,0	122,2	141,8	166,2	184,1	201,8	261,1
	GUMBEL A	92,2	125,8	148,0	176,1	197,0	217,7	286,0
	GAMA2 A	93,5	124,1	142,4	163,9	178,8	193,0	236,7
	LOGP3 C	92,5	122,8	142,1	165,7	182,8	199,6	254,4
	WA REG.	89,5	125,1	150,6	182,4	205,3	227,1	292,5
30	LOGN2 A	138,7	189,7	223,4	266,0	297,8	329,6	437,9
	GUMBEL A	139,7	195,6	232,7	279,6	314,3	348,8	462,8
	GAMA2 A	141,4	193,3	224,9	262,2	288,4	313,4	390,9
	LOGP3 C	138,1	191,4	227,1	272,6	306,7	341,1	459,3
	WA REG.	136,5	190,9	229,7	278,4	313,2	346,4	446,3
31	LOGN2 A	95,1	146,2	183,2	232,9	272,0	312,7	462,3
	GUMBEL A	99,2	157,9	196,8	246,0	282,5	318,7	438,3
	GAMA2 A	97,9	152,3	187,5	230,5	261,6	291,7	388,4
	LOGP3 C	91,4	141,4	182,8	246,0	301,8	366,0	658,4
	WA REG.	99,5	139,2	167,5	203,0	228,4	252,6	325,4
32	LOGN2 A	294,0	376,3	428,2	491,4	537,2	581,9	728,1
	GUMBEL A	292,6	384,2	444,9	521,5	578,3	634,8	821,2
	GAMA2 A	297,8	380,3	429,0	485,3	524,2	560,9	672,7
	LOGP3 C	289,4	373,1	430,4	505,1	562,6	621,8	835,6
	WA REG.	281,8	394,1	474,4	574,8	646,8	715,4	921,5
33	LOGN2 A	26,9	35,3	40,7	47,3	52,2	57,0	73,0
	GUMBEL A	26,9	36,5	42,9	51,0	57,0	62,9	82,5
	GAMA2 A	27,3	35,7	40,8	46,7	50,8	54,7	66,6
	LOGP3 C	28,7	36,1	39,4	42,2	43,7	44,8	46,9
	WA REG.	26,0	36,4	43,8	53,0	59,7	66,0	85,0
34	LOGN2 A	77,4	105,5	124,1	147,5	165,0	182,4	241,7
	GUMBEL A	78,1	110,7	132,3	159,7	179,9	200,1	266,5
	GAMA2 A	78,9	107,5	124,9	145,4	159,8	173,5	216,1
	LOGP3 C	80,8	109,4	124,8	141,0	151,0	159,7	181,6
	WA REG.	76,1	106,4	128,0	155,1	174,5	193,1	248,7
35	LOGN2 A	96,8	163,4	214,8	287,5	347,1	411,1	660,9
	GUMBEL A	104,9	184,2	236,8	303,2	352,4	401,3	562,8
	GAMA2 A	100,0	174,1	224,5	287,9	334,7	380,9	532,3
	LOGP3 C	94,2	162,2	218,3	302,7	376,0	458,7	816,6
	WA REG.	107,9	150,8	181,6	220,0	247,6	273,8	352,7
36	LOGN2 A	41,8	53,7	61,3	70,5	77,2	83,7	105,2
	GUMBEL A	41,7	55,8	65,1	76,9	85,6	94,3	122,9
	GAMA2 A	42,3	54,3	61,4	69,6	75,3	80,6	97,0
	LOGP3 C	41,3	53,5	61,7	72,3	80,2	88,3	116,9
	WA REG.	40,1	56,1	67,5	81,8	92,0	101,8	131,1
37	LOGN2 A	183,8	262,8	316,8	386,7	439,8	493,8	683,0
	GUMBEL A	187,3	275,9	334,6	408,8	463,8	518,4	698,8
	GAMA2 A	188,2	269,8	320,5	381,3	424,3	465,7	595,8
	LOGP3 C	179,1	257,0	316,5	401,0	471,2	548,0	862,2
	WA REG.	184,7	258,3	311,0	376,8	424,0	468,9	604,1

TABELA IV.35

TIPO	DISTRIBUIÇÃO	PERÍODO DE RECORRÊNCIA (ANOS)						
		2	5	10	25	50	100	1000
38	LOGN2 A	50,6	65,8	75,4	87,3	96,0	104,5	132,6
	GUMBEL A	50,5	68,3	80,0	94,8	105,8	116,7	152,7
	GAMA2 A	51,3	66,6	75,6	86,2	93,5	100,4	121,5
	LOGP3 C	51,4	66,9	76,1	86,6	93,8	100,6	120,7
	WA REG.	48,8	68,2	82,1	99,4	111,9	123,8	159,4
39	LOGN2 A	89,0	119,3	139,2	163,9	182,2	200,4	261,7
	GUMBEL A	89,3	123,8	146,6	175,5	196,9	218,1	288,3
	GAMA2 A	90,5	121,3	139,9	161,7	176,9	191,3	236,0
	LOGP3 C	87,5	118,5	140,3	169,3	192,0	215,7	303,8
	WA REG.	86,8	121,4	146,2	177,1	199,3	220,4	283,9
40	LOGN2 A	215,6	322,0	397,2	496,8	574,1	653,7	940,9
	GUMBEL A	222,6	343,5	423,6	524,8	599,8	674,3	920,5
	GAMA2 A	221,6	333,3	404,4	490,7	552,5	612,2	802,3
	LOGP3 C	220,2	335,6	490,4	498,3	561,1	621,0	803,8
	WA REG.	221,8	310,2	373,7	452,4	509,0	563,0	725,2
41	LOGN2 A	640,2	886,6	1051,3	1260,7	1417,5	1575,2	2116,8
	GUMBEL A	646,9	921,2	1102,8	1332,3	1502,5	1671,5	2229,9
	GAMA2 A	653,5	905,4	1059,7	1242,6	1371,2	1494,2	1877,4
	LOGP3 C	658,2	909,9	1058,6	1228,0	1342,2	1447,6	1751,1
	WA REG.	633,6	886,1	1066,5	1292,4	1454,1	1608,4	2071,8
42	LOGN2 A	666,1	856,0	976,1	1122,6	1228,8	1332,8	1673,6
	GUMBEL A	663,4	874,2	1013,8	1190,2	1321,0	1450,9	1880,0
	GAMA2 A	675,0	865,5	978,1	1108,5	1198,5	1283,6	1543,1
	LOGP3 C	678,8	872,8	983,5	1107,3	1189,9	1265,6	1482,4
	WA REG.	639,4	894,2	1076,3	1304,3	1467,5	1623,2	2090,9
43	LOGN2 A	27,5	32,7	35,8	39,4	42,0	44,4	52,0
	GUMBEL A	27,2	33,2	37,1	42,2	45,9	49,6	61,8
	GAMA2 A	27,7	32,8	35,8	39,1	41,3	43,4	49,7
	LOGP3 C	29,4	33,0	34,0	34,6	34,7	34,8	34,8
	WA REG.	25,8	36,0	43,4	52,6	59,1	65,4	84,3
44	LOGN2 A	92,2	129,6	154,9	187,4	211,8	236,6	322,3
	GUMBEL A	93,5	135,3	163,0	197,9	223,9	249,6	344,7
	GAMA2 A	94,3	132,7	156,4	184,7	204,6	223,8	283,6
	LOGP3 C	98,5	136,3	154,9	172,9	183,0	191,1	208,2
	WA REG.	91,9	128,5	154,7	187,5	210,9	233,3	300,5
45	LOGN2 A	34,5	47,9	56,9	68,4	77,0	85,7	115,6
	GUMBEL A	34,9	49,9	59,9	72,5	81,9	91,2	121,8
	GAMA2 A	35,2	49,0	57,4	67,4	74,5	81,2	102,3
	LOGP3 C	36,2	49,2	56,1	63,4	67,8	71,7	81,3
	WA REG.	34,2	47,8	57,5	69,7	78,4	86,7	111,7
46	LOGN2 A	268,3	363,2	425,6	503,9	562,0	619,9	816,0
	GUMBEL A	269,7	374,6	444,1	531,9	597,0	661,6	875,2
	GAMA2 A	273,3	369,7	428,1	496,8	544,9	590,7	732,5
	LOGP3 C	279,9	375,5	426,5	479,9	513,0	541,6	613,5
	WA REG.	262,9	367,7	442,5	536,2	603,3	667,4	859,6

TABELA IV.35

POSTO	DISTRIBUIÇÃO	PERÍODO DE RECORRÊNCIA (ANOS)						
		2	5	10	25	50	100	1000
47	LOGN2 A	26,9	35,3	40,7	47,5	52,4	57,2	73,3
	GUMBEL A	26,9	36,4	42,6	50,6	56,5	62,3	81,6
	GAMA2 A	27,3	35,8	40,9	46,8	50,9	54,8	66,8
	LOGP3 C	26,2	34,6	40,9	49,4	56,3	63,7	92,6
	WA REG.	26,0	36,4	43,8	53,1	59,7	66,0	85,1
48	LOGN2 A	263,3	350,4	406,8	477,1	528,8	580,1	751,7
	GUMBEL A	264,0	362,7	428,0	510,6	571,9	632,7	833,6
	GAMA2 A	267,7	355,7	408,6	470,5	513,6	554,6	680,8
	LOGP3 C	264,1	352,4	409,3	479,4	530,6	581,1	747,9
	WA REG.	256,1	358,2	431,1	522,4	587,8	650,2	837,5
49	LOGN2 A	76,6	106,9	127,4	153,4	173,0	192,8	261,1
	GUMBEL A	77,5	111,4	133,9	162,3	183,3	204,2	273,3
	GAMA2 A	78,2	109,3	128,5	151,2	167,3	182,6	230,5
	LOGP3 C	75,7	107,3	129,4	158,7	181,4	204,9	290,2
	WA REG.	76,1	106,4	128,1	155,2	174,6	193,1	248,8
50	LOGN2 A	133,5	183,6	216,9	259,0	290,5	322,0	429,9
	GUMBEL A	134,8	191,3	228,7	276,0	311,0	345,8	460,9
	GAMA2 A	136,2	187,3	218,4	255,3	281,2	305,9	382,7
	LOGP3 C	132,0	182,4	217,9	265,0	301,9	340,2	481,5
	WA REG.	131,7	184,2	221,7	268,7	302,3	334,4	430,7
51	LOGN2 A	570,9	804,8	963,3	1166,7	1320,4	1475,8	2015,7
	GUMBEL A	579,3	840,2	1012,9	1231,2	1393,1	1553,8	2084,8
	GAMA2 A	583,7	824,2	972,9	1150,1	1275,2	1395,2	1771,0
	LOGP3 C	584,8	826,7	974,3	1147,0	1266,2	1378,3	1712,7
	WA REG.	569,8	796,8	959,0	1162,1	1307,6	1446,3	1863,0

TABELA IV.35 - BACIAS DO PARAÍBA DO SUL E ITAPEMIRIM
QUANTÍS DOS POSTOS SELECIONADOS PARA A REGIONALIZAÇÃO

PARÂMETROS	PERÍODO DE RECORRÊNCIA (ANOS)						
	2	5	10	25	50	100	1000
DISTRIBUIÇÃO LOGN2 A							
a	0,52405	0,77140	0,94435	1,17162	1,34670	1,52640	2,16803
b	0,78649	0,77660	0,77143	0,76591	0,76235	0,75915	0,75017
ERRO PADRÃO	0,324	0,387	0,429	0,477	0,510	0,541	0,631
COEF.COR.MULT.	0,977	0,967	0,959	0,950	0,943	0,936	0,914
DISTRIBUIÇÃO GUMBEL A							
a	0,54454	0,85145	1,05129	1,30191	1,48691	1,66998	2,27207
b	0,78367	0,77139	0,76682	0,76287	0,76075	0,75908	0,75540
ERRO PADRÃO	0,339	0,419	0,454	0,486	0,504	0,519	0,553
COEF.COR.MULT.	0,975	0,961	0,954	0,948	0,944	0,940	0,932
DISTRIBUIÇÃO GAMA2 A							
a	0,53668	0,79880	0,96336	1,16118	1,30184	1,43735	1,86475
b	0,78572	0,77500	0,77027	0,76576	0,76310	0,76086	0,75520
ERRO PADRÃO	0,327	0,400	0,440	0,480	0,505	0,527	0,583
COEF.COR.MULT.	0,977	0,965	0,957	0,949	0,944	0,939	0,926
DISTRIBUIÇÃO LOGP3 C							
a	0,53333	0,75487	0,91012	1.12263	1,29616	1,48529	2,27363
b	0,78674	0,77968	0,77449	0,76743	0,76189	0,75616	0,73583
ERRO PADRÃO	0,327	0,386	0,434	0,507	0,571	0,639	0,896
COEF.COR.MULT.	0,977	0,967	0,959	0,944	0,930	0,913	0,841

TABELA IV.36 - BACIAS DO ALTO E MÉDIO SUPERIOR SÃO FRANCISCO
RELAÇÃO $Q_T = a\ A^b$

PARÂMETROS	PERÍODO DE RECORRÊNCIA (ANOS)						
	2	5	10	25	50	100	1000
DISTRIBUIÇÃO LOGN2 A							
a	0,53140	0,79940	0,98982	1,24301	1,44000	1,64365	2,38109
b	0,77685	0,76362	0,75670	0,74932	0,74455	0,74027	0,72826
ERRO PADRÃO	0,414	0,445	0,468	0,497	0,517	0,536	0,595
COEF.COR.MULT.	0,920	0,907	0,897	0,884	0,875	0,866	0,838
DISTRIBUIÇÃO GUMBEL A							
a	0,56047	0,89679	1,11157	1,37950	1,57685	1,77195	2,41341
b	0,77110	0,75374	0,74818	0,74369	0,74136	0,73959	0,73580
ERRO PADRÃO	0,423	0,466	0,485	0,501	0,511	0,518	0,535
COEF.COR.MULT.	0,916	0,897	0,888	0,881	0,877	0,873	0,865
DISTRIBUIÇÃO GAMA2 A							
a	0,53999	0,83414	1,01933	1,24237	1,40116	1,55428	2,03788
b	0,77710	0,76061	0,75389	0,74774	0,74422	0,74131	0,73423
ERRO PADRÃO	0,414	0,454	0,477	0,502	0,517	0,531	0,565
COEF.COR.MULT.	0,920	0,903	0,893	0,882	0,875	0,869	0,852
DISTRIBUIÇÃO LOGP3 C							
a	0,51787	0,75801	0,95442	1,25544	1,52513	1,84034	3,34762
b	0,78210	0,77244	0,76217	0,74675	0,73413	0,72088	0,67346
ERRO PADRÃO	0,413	0,437	0,463	0,512	0,558	0,612	0,833
COEF.COR.MULT.	0,922	0,912	0,900	0,878	0,855	0,828	0,712

TABELA IV.37 - BACIAS DO PARAÍBA DO SUL E ITAPEMIRIM

RELAÇÃO $Q_T = a\ A^b$

BACIAS DO ALTO E MÉDIO SUPERIOR SÃO FRANCISCO							
	PARÂMETROS DA DISTRIBUIÇÃO WAKEBY REGIONAL						
	m	a	b	c	d		
CASO 1	0,338	0,371	6,305	2,414	0,124		
CASO 2	0,338	0,368	6,155	2,379	0,127		
	QUANTÍS ADIMENSIONAIS - PERÍODO DE RECORRÊNCIA (ANOS)						
	2	5	10	25	50	100	1000
CASO 1	0,9208	1,2425	1,5076	1,8949	2,2186	2,5715	3,9874
CASO 2	0,9194	1,2446	1,5125	1,9048	2,2332	2,5920	4,0376

BACIAS DO PARAÍBA DO SUL E ITAPEMIRIM						
	PARÂMETROS DA DISTRIBUIÇÃO WAKEBY REGIONAL					
	m	a	b	c	d	
CASO 1	0,330	0,297	8,636	-6,610	-0.065	
CASO 2	0,330	0,297	8,677	-6,340	-0,068	
	QUANTÍS ADIMENSIONAIS - PERÍODO DE RECORRÊNCIA (ANOS)					
	2	5	10	25	50	100	1000
CASO 1	0,9195	1,2836	1,5458	1,8749	2,1111	2,3369	3,0181
CASO 2	0,9182	1,2842	1,5459	1,8733	2,1079	2,3316	3,0034

TABELA IV.38 - RESULTADOS DA DISTRIBUIÇÃO WAKEBY REGIONAL

CASO 1: COM O CASO TESTE INCLUÍDO NA REGIÃO DE ESTUDOS.

CASO 2: COM O CASO TESTE EXCLUÍDO DA REGIÃO DE ESTUDOS.

PERÍODO DE RECORRÊNCIA	LOGN2 A		GUMBEL A		GAMA A		LOGP3 C		WAKEBY REGIONAL		
	T	E	T	E	T	E	T	E	T	E_1	E_2
2	3333,5	3075,3	3307,9	3097,6	3362,2	3122,7	3421,4	3138,4	3154,5	3150,0	3005,6
5	4059,0	4058,8	4194,0	4229,7	4083,9	4129,4	4113,0	4109,1	4257,0	4264,0	4068,5
10	4499,6	4693,3	4780,7	4965,7	4499,6	4726,9	4467,5	4678,5	5165,1	5181,9	4944,3
25	5021,9	5478,8	5522,0	5887,2	4972,8	5421,0	4832,6	5338,4	6492,1	6526,1	6226,8
50	5391,1	6054,9	6071,9	6568,4	5295,4	5901,9	5058,7	5798,2	7601,1	7651,2	7300,3
100	5746,2	6624,8	6617,8	7242,4	5597,2	6357,1	5254,3	6237,2	8809,8	8880,6	8473,4
1000	6870,7	8522,0	8421,5	9461,5	6503,3	7748,2	5755,9	7629,3	13661,2	13833,1	13198,8

TABELA IV.39 - BACIAS DO ALTO E MÉDIO SUPERIOR SÃO FRANCISCO
RESULTADOS PARA O CASO TESTE (VIDE TABELA IV.33)

T : QUANTÍS TEÓRICOS

E : QUANTÍS ESTIMADOS PELAS RELAÇÕES $Q_T = a\ A^b$

E_1 : QUANTÍS ESTIMADOS PARA $\bar{Q}$ = 3426 m^3/s (VIDE TABELA IV.33)

E_2 : QUANTÍS ESTIMADOS PARA $\bar{Q}$ = 3269 m^3/s (VIDE TABELA IV.33)

PERÍODO DE RECORRÊNCIA	LOGN2 A		GUMBEL A		GAMA2 A		LOGP3 C		WAKEBY REGIONAL		
	T	E	T	E	T	E	T	E	T	E_1	E_2
2	103,8	110,6	105,8	112,2	106,1	112,6	101,2	111,8	105,9	104,4	109,4
5	149,0	152,0	157,6	159,3	153,1	155,3	146,5	153,1	148,2	146,0	153,1
10	180,1	179,5	191,9	190,1	182,4	181,3	180,9	179,7	178,4	175,8	184,3
25	220,6	214,2	235,3	228,7	217,5	211,8	229,5	212,6	216,4	213,0	223,3
50	251,4	240,2	267,4	257,3	242,4	233,1	269,3	236,8	243,7	239,7	251,3
100	282,8	266,2	299,3	285,6	266,4	253,5	313,2	260,8	269,8	265,1	277,9
1000	393,2	355,0	404,8	379,0	341,9	316,6	489,8	342,5	348,4	341,5	358,0

TABELA IV.40 - BACIAS DO PARAÍBA DO SUL E ITAPEMIRIM
RESULTADOS PARA O CASO TESTE (VIDE TABELA IV.33)

T : QUANTÍS TEÓRICOS

E : QUANTÍS ESTIMADOS PELAS RELAÇÕES $Q_T = a\ A^b$

E_1 : QUANTÍS ESTIMADOS PARA $\bar{Q} = 113,7\ m^3/s$ (VIDE TABELA IV.33)

E_2 : QUANTÍS ESTIMADOS PARA $\bar{Q} = 119,2\ m^3/s$ (VIDE TABELA IV.33)

LOCAL	DISTRIBUIÇÃO	PERÍODO DE RECORRÊNCIA (ANOS)						
		2	5	10	25	50	100	1000
RIO SÃO FRANCISCO EM TRÊS MARIAS $A = 50560\ km^2$ $\bar{Q} = 2791,4\ m^3/s$	LOGN2 A	2623,4	3469,4	4016,0	4693,3	5190.6	5682,8	7323,5
	GUMBEL A	2644,0	3619,3	4253,0	5046,3	5632,6	6212,7	8122,3
	GAMA2 A	2664,4	3530,9	4045,7	4643,9	5058,6	5451,3	6651,7
	LOGP3 C	2677,1	3510,2	4000,8	4571,7	4971.0	5353,6	6575,4
	WAKEBY REGIONAL	2566,5	3474,1	4221,9	5317,1	6233,8	7235,4	11270,4
RIO SÃO FRANCISCO EM SÃO ROMÃO $A = 154800\ km^2$ $\bar{Q} = 6694,5\ m^3/s$	LOGN2 A	6325,2	8272,9	9520,9	11058,2	12181,3	13288,7	16954,1
	GUMBEL A	6354,7	8580,2	10031,0	11849,5	13194,8	14526,6	18913,6
	GAMA2 A	6418,4	8404,4	9578,8	10940,0	11881,5	12771,8	15485,9
	LOGP3 C	6456,5	8399,1	9517,5	10790,0	11659,9	12477,0	14979,9
	WAKEBY REGIONAL	6155,1	8331,8	10125,3	12751,8	14950,2	17352,4	27029,4

TABELA IV.41 - BACIAS DO ALTO E MÉDIO SUPERIOR SÃO FRANCISCO
APLICAÇÕES DAS METODOLOGIAS DE REGIONALIZAÇÃO
$\bar{Q}$ ESTIMADA PELA RELAÇÃO DA TABELA IV.33

LOCAL	DISTRIBUIÇÃO	PERÍODO DE RECORRÊNCIA (ANOS)						
		2	5	10	25	50	100	1000
RIO POMBA EM ASTOLFO DUTRA $A = 2689\ km^2$ $\bar{Q} = 262.8\ m^3/s$	LOGN2 A	243,5	332,4	389,7	461,7	515,1	568,4	748,9
	GUMBEL A	247,2	344,9	409,2	490,1	550,0	609,5	805,6
	GAMA2 A	249,8	338,7	392,5	455,7	499,9	541,9	671,9
	LOGP3 C	249,2	337,9	392,3	456,9	502,4	546,0	683,0
	WAKEBY REGIONAL	241,3	337,5	406,3	492,3	554,0	612,8	789,3
RIO PIÃU EM USINA DO PIÃU $A = 329\ km^2$ $\bar{Q}_{\sigma} = 51.9\ m^3/s$	LOGN2 A	48,0	66,8	79,5	95,6	107,8	120,0	162,2
	GUMBEL A	48,9	70,8	85,0	102,7	115,9	128,9	171,7
	GAMA2 A	48,8	68,5	80,5	94,7	104,7	114,2	143,7
	LOGP3 C	48,2	66,7	79,1	95,2	107,5	120,1	165,9
	WAKEBY REGIONAL	47,7	66,7	80,3	97,3	109,5	121,1	156,0

TABELA IV.42 - BACIAS DO PARAÍBA DO SUL E ITAPEMIRIM
APLICAÇÕES DAS METODOLOGIAS DE REGIONALIZAÇÃO
$\bar{Q}$ ESTIMADA PELA RELAÇÃO DA TABELA IV.33

	PERÍODO DE RECORRÊNCIA (ANOS)						
AMOSTRA	2	5	10	25	50	100	1000
1	399,8	519,6	619,0	765,4	888,7	1023,9	1574,7
2	378,2	491,6	585,6	724,1	840,7	968,7	1489,7
3	373,2	485,1	577,9	714,6	829,6	955,9	1470,0
4	382,2	496,8	591,8	731,8	849,6	978,9	1505,4
5	350,0	454,9	541,9	670,1	778,0	896,4	1378,5
6	362,7	471,4	561,7	694,5	806,3	929,0	1428,7
7	377,3	490,4	584,2	722,3	838,7	966,3	1486,0
8	422,6	549,3	654,4	809,1	939,4	1082,4	1664,5
9	377,8	491,0	585,0	723,3	839,8	967,6	1488,0
10	390,3	507,4	604,4	747,4	867,8	999,8	1537,6
11	392,3	510,0	607,5	751,2	872,2	1004,9	1545,4
12	361,5	469,8	559,8	692,1	803,6	925,9	1423,9
13	386,4	502,2	598,3	739,8	859,0	989,7	1522,0
14	407,1	529,2	630,4	779,5	905,0	1042,8	1603,6
15	386,4	502,2	598,3	739,8	859,0	989,7	1522,0
16	356,4	463,3	551,9	682,4	792,3	912,9	1403,9
17	368,8	479,4	571,2	706,2	820,0	944,7	1452,9
18	393,6	511,6	609,5	753,7	875,0	1008,2	1550,5
19	381,2	495,4	590,2	729,8	847,3	976,3	1501,4
20	425,0	552,4	658,1	813,8	944,8	1088,6	1674,1
21	395,0	513,5	611,7	756,4	878,2	1011,8	1556,0
22	410,2	533,2	635,2	785,4	911,9	1050,7	1615,8
23	380,8	495,0	589,7	729,1	846,6	975,4	1500,0
24	360,4	468,4	558,0	690,0	801,1	923,0	1419,5
25	340,8	442,9	527,7	652,4	757,5	872,8	1342,2
26	381,9	496,4	591,4	731,2	849,0	978,2	1504,3
27	399,1	518,7	618,0	764,1	887,2	1022,2	1572,0
28	340,3	442,3	527,0	651,6	756,5	871,6	1340,5
29	358,3	465,8	554,9	686,1	796,6	917,8	1411,5
30	394,0	512,1	610,1	754,4	875,9	1009,2	1552,0
31	425,9	553,6	659,5	815,5	946,8	1090,9	1677,7
32	395,6	514,1	612,5	757,3	879,3	1013,1	1558,1
33	389,8	506,7	603,6	746,4	866,6	998,4	1535,5
34	405,5	527,0	627,8	776,3	901,4	1038,5	1597,1
35	371,4	482,7	575,1	711,1	825,6	951,3	1462,9
MÉDIA	383,5	498,4	593,8	734,2	852,5	982,2	1510,5
D.PADRÃO	21,5	28,0	33,3	42,3	52,1	65,9	154,0
QUANTIS TEÓRICOS	383,5	499,9	592,7	724,6	831,9	946,2	1382,0

TABELA IV.43 - EXPERIMENTO DE MONTE CARLO PARA A DISTRIBUIÇÃO WAKEBY REGIONAL, COM 35 AMOSTRAS DE TAMANHO n = 50 EXTRAÍDAS DA WA-1.

CAPÍTULO V - CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

Com o objetivo principal de verificar qual a distribuição de probabilidades que, em média, melhor modela a freqüência das vazões de cheias que possam ocorrer no futuro, foi feito um estudo considerando as amostras obtidas de 311 postos fluviométricos das regiões Sudeste e Sul do Brasil. O estudo, além de mostrar algumas características amostrais dos dados, é também aplicado na regionalização de quantis empregando-se um modelo de múltipla regressão e a distribuição Wakeby Regional. Uma análise dos resultados obtidos permite-se chegar às seguintes conclusões:

1) Em virtude do pequeno número de amostras (311) e também considerando o curto comprimento de histórico que em geral elas apresentam, os resultados do estudo não são totalmente definitivos. Porém, devido à baixa densidade de postos fluviométricos predominante na maioria das bacias hidrográficas brasileiras, não se pode esperar um aumento significativo no número de amostras, em um futuro próximo.

2) Os pequenos valores dos coeficientes de variação das amostras atestam a pouca dispersão dos dados em relação à média, demonstrando assim que os rios não são muito torrenciais e que o clima da região estudada é bastante regular.

3) Analisando a disposição dos pares de pontos γ_1 x C_v, não existem indícios de que as amostras de vazões de cheias sejam modeladas pelas distribuições assimétri-

cas de dois parâmetros (LOGN2, GUMBEL, GAMA 2).

4) Devido à instabilidade do momento de terceira ordem , centrado em relação à média, e também ao pequeno comprimento das amostras, os valores do coeficiente de assimetria mostraram-se altamente variáveis, no caso de particionamento das amostras. Ocorreu também alguma incidência de valores negativos para o coeficiente de assimetria, impondo dessa maneira um limite superior às distribuições de três parâmetros ajustadas, tornando-as desaconselháveis em análise de freqüências de cheias, nessas circunstâncias.

5) O pequeno comprimento das amostras e os valores negativos dos coeficientes de assimetria dificultaram a convergência do método de estimação da máxima verossimilhança para as distribuições de três parâmetros, tendo-se que empregar um artifício para o caso.

6) A proporção de ocorrência de "outliers" foi da ordem de 15 por cento das amostras, tendo havido uma maior incidência de "outliers" de cauda esquerda. Os postos do Grupo 7 - região Sul - em geral apresentaram a maior porcentagem de ocorrências de "outliers", talvez devido ao regime torrencial de alguns rios da região.

7) O fenômeno do efeito de separação não está perfeitamente definido para todas as regiões brasileiras, sugerindo que em algumas delas as distribuições teóricas estudadas sejam uma boa aproximação da distribuição populacional das vazões de cheias, pelo menos em termos das propriedades estatísticas das estimativas

do coeficiente de assimetria. Pode-se constatar também que existe uma tendência de o valor do coeficiente de assimetria aumentar proporcionalmente com o comprimento das amostras, devido ao relaxamento nos limites algébricos dessa estatística.

8) Empregando-se experimentos de Monte Carlo para avaliar o desempenho do método dos momentos de probabilidade ponderada em estimar os parâmetros da distribuição Wakeby, constatou-se que existe alguma tendenciosidade nos parâmetros estimados, principalmente nos valores dos parâmetros c e d. Entretanto, medindo-se a eficiência do método dos MPP através dos desvios entre quantis estimados e teóricos, para valores de Tr $\leq$ 100 anos, os resultados mostraram um bom desempenho.

9) Os resultados do experimento de Monte Carlo para o teste do Qui-Quadrado mostraram que os critérios da diferença máxima e do número de rejeições, considerados conjuntamente, fornecem indícios da distribuição populacional das vazões de cheias. Assim sendo, as distribuições GAMA 2 e GUMBEL são as mais plausíveis de pertencerem ao universo das amostras analisadas. Os resultados do teste de Kolmogorov-Smirnov também foram favoráveis a essas duas distribuições.

10) Dentro do objetivo de identificar uma distribuição adequada para se fazer previsão de eventos extremos futuros, a distribuição Log Pearson Tipo III - particularmente a LOGP3 C - foi aquela que obteve os melhores resultados nos critérios de verificação que empre

gavam amostras particionadas.

11) Ao analisar o comportamento da cauda direita das distribuições, tomando-se como referência a distribuição LOGN2 A, pode-se notar que em termos médios as distribuições NORMAL e GAMA 2 tendem a subestimar os quantis, enquanto as distribuições GUMBEL A, GEV B e LOGP 3 E superestimam os seus valores.

12) Em geral, os resultados obtidos não se alteraram de variável para variável, podendo-se dizer que os volumes de cheias apresentam características semelhantes às máximas anuais de vazões de pico e média diária.

13) Obteve-se bons resultados para as metodologias de regionalização (modelo de múltipla regressão e distribuição Wakeby Regional), conforme se pode constatar pelos pequenos desvios relativos entre os quantis teóricos e estimados, para os casos testes. Além de ser mais simples de se aplicar, a distribuição Wakeby Regional mostrou um bom desempenho de acordo com os resultados do experimento de Monte Carlo empregado para o caso.

14) As regiões de aplicação dos modelos de regionalização, abrangendo postos com valores de áreas de drenagem de várias magnitudes, mostra que as duas metodologias podem ser aplicadas tanto para pequenas quanto para grandes bacias.

15) Para valores de Tr $\leq$ 25 anos, não existe diferença significativa entre os quantis estimados pelas duas

metodologias de regionalização, confirmando assim a pequena distinção que existe entre as distribuições de probabilidades quando se estima quantis na faixa de interpolação, isto é, para valores de Tr até da ordem de grandeza do comprimento das amostras.

16) Aplicando-se as metodologias de regionalização para as bacias do Paraíba do Sul e Itapemirim, não foram constatadas diferenças significativas entre os quantis estimados pelas cinco distribuições regionalizadas, notando-se apenas que a distribuição GUMBEL A superestima os seus valores em relação às outras distribuições. Por outro lado, no caso da bacia do São Francisco já houve maiores diferenças, tendo as distribuições GAMA 2 A e LOGP 3 C subestimado os quantis, enquanto as distribuições GUMBEL A e Wakeby Regional superestimou os seus valores.

Tendo em vista os resultados apresentados e considerando uma possível extensão desse estudo, podem ser feitas as seguintes recomendações:

1) Não pretendendo significar a uniformização dos métodos, recomenda- se a distribuição LOGP3 C em estudos de análise de freqüências de cheias para as regiões Sul e Sudeste do Brasil, em se tratando de estimar quantis com períodos de recorrências menores ou iguais ao tamanho das amostras.

2) Dispondo-se de maiores informações a respeito das características de uma amostra, principalmente no que se refere ao comportamento da cauda direita das dis -

tribuições a ela ajustadas, deve-se adotar a distribuição mais conveniente para o caso. Por exemplo, para algumas amostras, as distribuições LOGP3 e GAMA 2 tendem a apresentar curvas de freqüências acumuladas com a concavidade voltada para baixo, refletindo-se no pequeno aumento relativo nos valores dos quantis quando se eleva o período de recorrência. Nesses casos, recomenda-se adotar uma distribuição que não apresente esse tipo de comportamento.

3) Desejando-se obter melhores resultados para as estimativas dos quantis, principalmente para altos períodos de recorrência, recomenda-se o uso de uma das metodologias de regionalização. Devido à sua facilidade de aplicação, a distribuição Wakeby Regional deve ser considerada.

4) Recomenda-se a extensão da metodologia da distribuição Wakeby Regional à distribuição Gumbel, pelo fato de seus parâmetros poderem ser facilmente estimados pelo método dos momentos de probabilidade ponderada.

5) Considerando que o experimento de Monte Carlo para avaliar os testes do Qui-Quadrado e das Verossimilhanças foi desenvolvido para amostras de tamanho n = 100, recomenda-se a sua extensão para amostras de menor comprimento.

6) Finalmente, recomenda-se a aplicação das metodologias desse estudo para outras regiões brasileiras.

BIBLIOGRAFIA

ADAMSON, P.T. - "Probability Distributions of Best Fit to South African Flood Data", Water SA, Vol, 5, Nº 2, 1979.

ANDERSON, T.W. e DARLING, D.A. - "Asymptotic Theory of Certain Goodness of Fit Criteria Based on Stochastic Proces - ses", Annals of Mathematical Statistics, Vol. 23, 1952, 193-212.

ANDERSON, T.W. e DARLING, D.A. - "A Test of Goodness of Fit", Journal of American Statistical Association, Vol. 49, 1954, 765-769.

BARGMANN, R.E. e GHOSH, S.P. - "Statistical Description Programs For a Computer Language", IBM Research Report RC-1094, 1963.

BARRETO, L.A.L,, MING, L., CORREIA, F.A.B. e DANTAS, H.M.G. - "Prevenção e Controle de Cheias em um Sistema de Reservatórios em Cascata ou em Paralelo", IV Simpósio Brasileiro de Hidrologia, Brasília, 1979.

BEARD, L.R. - "Probability Estimates Based on Small Normal - Distribution Samples", Journal of Geophysical Research , Vol. 65, Nº 6, 1960, 2143-2148.

BEARD, L.R. - "Statistical Methods in Hydrology", U.S. Army' Engineer District, Corps of Engineers, Sacramento, CA , 1962.

BEARD, L.R. - "Flood Flow Frequency Techniques", Technical Report 119, Center for Research in Water Resources, The U-

niversity of Texas at Austin, 1974.

BEARD, L.R. - "Pratical Flood Frequency Estimates", Geophysical Surveys, Nº 3, 1977, 101-119.

BENJAMIN, J.R. e CORNELL, C.A. - "Probability, Statistics, and Decision for Civil Engineers", New York, Mac Graw-Hill Book Company, 1970.

BENSON, M.A. - "Characteristics of Frequency Curves Based on a Theoretical 1.000 - Year Record", in Dalrymple, T., "Manual of Hydrology: Part 3. Flood-Flow Techniques", Geological Survey Water-Supply Paper 1543-A, 1960.

BENSON, M.A. - "Evolution of Methods for Evaluating the Occurrence of Floods", Geological Survey Water-Supply Paper 1980-A, 1962a.

BENSON, M.A. - "Factors Influencing the Occurrence of Floods in a Humid Region of Diverse Terrain", Geological Survey Water-Supply Paper 1580-B, 1962b.

BENSON, M.A. - Factors Affecting the Occurrence of Floods in the Southwest", Geological Survey Water-Supply Paper 1580-D, 1964.

BENSON, M.A. - "Uniform Flood - Frequency Estimating Methods for Federal Agencies", Water Resources Research, Vol.4, Nº 5, 1968.

BOBÉE, B. - "The Log Pearson Type 3 Distribution and Its Application in Hidrology", Water Resources Research, Vol. 11, Nº 5, 1975.

BOBÉE, B. e ROBITAILLE, R. - "Correction of Bias in the Estimation of the Coefficient of Skewness", Water Resources Research, Vol. 11, Nº 6, 1975.

BOBÉE, B. e ROBITAILLE, R. - "The Use of the Pearson Type 3 and Log Pearson Type 3 Distributions Revisited", Water Resources Research, Vol. 13, Nº 2, 1977.

BUCKETT, J. e OLIVER, F.R. - "Fitting the Pearson Type 3 Distribution in Practice", Water Resources Research, Vol. 13, Nº 5, 1977.

BURGES, S.J., LETTENMAIER, D.P. e BATES, C.L. - "Properties of the Three - Parameter Log Normal Probability Distribution", Water Resources Research, Vol. 11, Nº 2, 1975.

CHOW, V.T. - "The Log - Probability Law and Its Engineering Applications", Proc. American Society of Civil Engineers, Vol. 80, paper nº 536, 1954.

CHOW, V.T. - "Handbook of Applied Hydrology", New York, Mc Graw-Hill Book Company, 1964.

CICIONI, G., GIULIANO, G. e SPAZIANI, F.M. - "Best Fitting of Probability Functions to a Set of Data For Flood Studies", Proc. 2nd International Symposium in Hydrology, Water Resources Publications, Fort Collins, Colorado, U.S.A., 1973.

CONDIE, R. - "The Log Pearson Type 3 Distribution: - The T-Year Event and Its Asymptotic Standard Error by Maximum Likelihood Theory", Water Resources Research, Vol. 13, Nº 6, 1977.

COSTA NETO, P.L.O. - "Estatística" - São Paulo, Editora Edgard Blucher,1976.

CRAIG, G.S. e RANKL, J.G. - "Analysis of Runoff from Small Drainage Basins in Wyoming", Geological Survey Water-Supply Paper 2056, 1978.

CRUGG, R.W. e RANTZ, S.E. - "A Comparion of Methods Used in Flood - Frequency Studies For Coastal Basins in California", Geological Survey Water - Supply Paper 1580-E,1965.

DALRYMPLE, T. - "Flood - Frequency Analyses", Manual of Hidrology - Part 3 - Flood - Flow Techniques, Geological Survey Water - Supply Paper 1543-A, 1960.

DEPARTAMENTO NACIONAL DE ÁGUAS E ENERGIA ELÉTRICA - "Inventário das Estações Fluviométricas", Brasília, Ministério das Minas e Energia, 1976.

FELLER, W. - "On the Kolmogorov - Smirnov Limit Theorems For Empirical Distributions", Annals of Mathematical Statistics, Nº 19, 177-189, 1948.

FIERING, M.B. e JACKSON, B.B. - "Synthetic Streamflows",Water Resources Monograph 1, American Geophysical Union, 1971.

FISHER, R.A. e TIPPETT, L.H.C. - "Limiting Forms of The Frequency Distribution of the Largest or Smallest Member of a Sample", Proc. Cambridge Phil. Society, Vol. 24, 180 - 190, 1928.

FOSTER, H.A. - "Theoretical Frequency Curves and Their Applications to Engineering Problems", Trans. American Society of Civil Engineers, Vol. 87, 1924.

FRÉCHET, M. - "Sur la Loi de Probabilité de L'Écart Maximum", Ann. de la Soc. Polonaise de Math., Vol. 6, 1927.

GRAY, D.M. - "Handbook on the Principles of Hydrology", Water Information Center, Inc., Canadá, 1970.

GREENWOOD, J.A, LANDWEHR, J.M., MATALAS, N.C. e WALLIS, J.R. - "Probability Weighted Moments: - Definition and Their Relation to Parameters of Several Distributions Expressable in Inverse Form", Water Resources Research, Vol.15, Nº 15, 1979.

GUEVARA, E. - "Indirect Determination of Maximum Flood Discharges by Means of Geomorphological Parameters in Twenty Catchments of the Peruvian Coast", IAHS, Caracas,1975.

GUIMARÃES, W.S. - "Análise Regional - Cálculo das Expressões de Regionalização para a Bacia do Rio Jequitinhonha", III Simpósio Brasileiro de Hidrologia, Brasília, 1979.

GUMBEL, E.J. - "Statistics of Extremes",Columbia University Press, New York, 1958.

HARDISON, C.H. - "Generalized Skew Coefficients of Annual Floods in the United States and Their Application" Water Resources Research, Vol. 10, Nº 4, 1974.

HASAN, M.R. - "Log Pearson Type 3 Distribution. A Generalized Evaluation",Discussion, Journal of the Hydraulics Division, ASCE, Vol. 107, Nº HY4, 1981.

HENRIQUES, A.N.F.G. - "Modeling Flood Frequency Relationships Using Lambda Distributions",Tese de Mestrado, Cornell University, 1979.

HERSHFIELD, D.M. - "Estimating the Probable Maximum Precipitation", Journal of the Hydraulics Division, ASCE, Vol.87, Nº HY5, 1961.

HOUGHTON, J.C. - "Birth of a Parent: The Wakeby Distribution for Modeling Flood Flows", Water Resources Research, Vol. 14, Nº 6, 1978a.

HOUGHTON, J.C. - "The Incomplete Means Estimation Procedure Applied to Flood Frequency Analysis", Water Resources Research, Vol. 14, Nº 6, 1978b.

KIRBY, W. - "Algebraic Boundedness of Sample Statistics", Water Resources Research, Vol. 10, Nº 2, 1974a.

KIRBY, W. - "Flood Estimation in the Presence of Outliers" Proceedings of the Symposium on Statistical Hydrology, Tucson, Arizona, 1974b.

KITE, G.W. - "Confidence Limits for Design Events", Water Resources Research, Vol. 11, Nº 1, 1975.

KITE, G.W. - "Frequency and Risk Analysis in Hydrology",Water Resources Publication, Fort Collins, Colorado, 1977.

KLEMES, V. - "Discussion" - IAHR Proceedings - International Symposium on River Mechanics - Flood Investigation, Thailand, 255-256, 1973.

KOBERG, D. e EGGERS, H. - "Some Aspects for the Selection of an Adequate Probability Distribution Function for Flood Analysis", IAHR Proceedings - International Symposium on River Mechanics - Flood Investigation, Thailand, 1973.

KUICHLING, E. - "The Relation Between the Rainfall and the Discharge of Sewers in Populous Districts", Transactions of the ASCE, 20, 1889.

LANDWEHR, J.M., MATALAS, N.C. e WALLIS, J.R. - "Some Comparisons of Flood Statistics in Real and Log Space", Water Resources Research, Vol. 14, Nº 5, 1978.

LANDWEHR, J.M., MATALAS, N.C. e WALLIS, J.R. - "Estimation of Parameters and Quantiles of Wakeby Distributions. Part I: Known Lower Bounds", Water Resources Research, Vol. 15 , Nº 6, 1979a.

LANDWEHR, J.M., MATALAS, N.C. e WALLIS, J.R. - "Estimation of Parameters and Quantiles of Wakeby Distributions. Part II: Unknown Lower Bounds", Water Resources Research, Vol. 15, Nº 6, 1979b.

LANDWEHR, J.M., MATALAS, N.C. e WALLIS, J.R. - "Probability Weighted Moments Compared With Some Traditional Techniques in Estimating Gumbel Parameters and Quantiles", Water Resources Research, Vol. 15, Nº 5, 1979c.

LANDWEHR, J.M., MATALAS, N.C. e WALLIS, J.R. - "Quantile Estimation With More or Less Flood - Like Distributions", Water Resources Research, Vol. 16, Nº 3, 1980.

LANDWEHR, J.M., MATALAS, N.C. e WALLIS, J.R. - "Multi - Site Estimation of Upper Quantiles", artigo submetido ao Water Resources Research, 1981.

LANGBEIN, W.B. - "Peak Discharges from Daily Records", U. S. Geological Survey Bulletin, pág. 145, 1944.

LANGBEIN, W.B. - "Annual Floods and the Partial Duration Flood Series", Transactions of the American Geophysical Union, Vol. 30, Nº 6, 1949.

LANGBEIN, W.B. - "Plotting Positions in Frequency Analysis" , in Dalrymple, T., "Manual of Hydrology" Part 3 Flood - Flow Techniques", Geological Survey Water - Supply Paper 1543-A, 1960.

LARA, O.G. - "Floods in Iowa, Technical Manual for Estimating Their Magnitude and Frequency", Iowa Natural Resources Council, Bulletin Nº 11, 1973.

LARSON, H.J. - "Introduction to the Theory of Statistics", John Wiley & Sons, Inc., New York, 1973.

LEWIS, P.A.W. - "Distribution of the Anderson - Darling Statistics", Annals Mathematical Statistics, 32, 1118-1123, 1961.

LINSLEY, R.K., KOHLER, M.A. e PAULHUS, J.L.H. - "Hydrology for Engineers", Mc Graw - Hill Series in Water Resources and Environmental Engineering, 1958.

MARKOVIC, R.D. - "Probability Functions of Best Fit to Distributions of Annual Precipitation and Runoff", Hydrology Paper Nº 8, Colorado State University, Colorado, USA, 1965.

MATALAS, N.C. e WALLIS, J.R. - "Eureka ! It Fits a Pearson Type 3 Distribution", Water Resources Research, Vol. 9 , Nº 2, 1973.

MATALAS, N.C., SLACK, J.R. e WALLIS, J.R. - "Regional Skew in Search of a Parent", Water Resources Research, Vol. 11, Nº 6, 1975.

MEYER, P.L. - "Probabilidade - Aplicações à Estatística", Livros Técnicos e Científicos Editora, Rio de Janeiro, 1976.

MOOD, A.M., GRAYBILL, F.A. e BOES, D.C. - "Introduction to the Theory of Statistics", Mc Graw - Hill Series in Probability and Statistics, Tokyo, 1970.

MORAN, P.A.P. - "Statistical Treatment of Flood Flows", Transactions of the American Geophysical Union, Vol. 38,Nº4, 1957.

NATURAL ENVIRONMENT RESEARCH COUNCIL - "Flood Studies Report" London, 1975.

NAYLOR, T.H., BALINTFY, J.L.,BURDICK, D.S. e CHU, K. - "Computer Simulation Techniques", New York, John Wiley & Sons, Inc., 1966.

PETTENÁ, J.L. e TAUKUMO, O.H. - "Análise de Vazões Máximas Anuais Segundo as Distribuições Normal, Log Normal, Gama' e de Valores Extremos", CNEC, 1976.

PINHEIRO, M.C., DAMAZIO, J.M. e KELMAN, J. - "Análise de Freqüência de Cheias para as Regiões Sul e Sudeste do Brasil", IV Simpósio Brasileiro de Hidrologia e Recursos Hídricos, Fotaleza, 1981.

PINHEIRO, M.C., e GUERRERO - SALAZAR, P. - "Sobre a Freqüên -

cia de Cheias. Parte I: Seleção de uma Distribuição de Probabilidades", IV Simpósio Brasileiro de Hidrologia e Recursos Hídricos, Fortaleza, 1981a.

PINHEIRO, M.C. e GUERRERO - SALAZAR, P. - "Sobre a Freqüência de Cheias. Parte II: Análise Regional", IV Simpósio Brasileiro de Hidrologia e Recursos Hídricos, Fortaleza 1981b.

PINTO, N.L.S., HOLTZ, A.C.T., MARTINS, J.A. e GOMIDE, F.L.S, - "Hidrologia Básica", Editora Edgard Blucher, São Paulo 1976.

PIRES, L.C.V. - "Metodologia para a Regionalização das Estiagens - Aplicação para os Rios do Acre e Rondônia", III Simpósio Brasileiro de Hidrologia, Brasília, 1979.

REICH, B.M. - "Log Pearson Type III and Gumbel Analyses of Floods", Proc. 2nd. International Symposium in Hydrology, Water Resources Publication, Fort Collins, Colorado, USA 1973.

RENARD, K.G., DRISSEL, J.C. e OSBORN, H.B. - "Flood Peaks From Small Southwest Range Watershed", Journal of the Hydraulics Division, ASCE, Vol. 96, Nº HY3, 1970.

RIGGS, H.C. - "Regional Analyses of Streamflow Characteristics", U.S. Geological Survey, TWRI, book 4, Chapter B3 , 1973.

SANGAL, B.P. e BISWAS, A.K. - "The 3 Parameter Log Normal Distribution and Its Applications in Hydrology", Water Resources Research, Vol. 6, Nº 2, 1970.

SANTOS JR., A. - "Estatística Matemática Aplicada ao Estudo dos Caudais de Cheia", Revista Electricidade, Nºs 46,47, 48, Lisboa, 1976.

SANTOS JR., A. - "The Statistical Treatment of Flood Flows" , Water Power, February, 1970.

SHAPIRO, S.S. e WILK, M.B. - "An Analysis of Variance Test for Normality (Complete Samples)", Biometrika, 52 (3,4), 591-611, 1965.

SCIENTIFIC SUBROUTINE PACKAGE - "Programmer's Manual - Version III", IBM System/360, 1970.

STEDINGER, J.R. - "Fitting Log Normal Distributions to Hydrologic Data", Water Resources Research, Vol. 16, Nº 3, 1980.

THOMAS, D.M. e BENSON, M.A. - "Generalization of Streamflow Characteristics From Drainage - Basin Characteristics" , Geological Survey Water - Supply Paper 1975, 1970.

TUNG, C. e TEIXEIRA, H.J. - "Estimativa da Precipitação Máxima Provável na Bacia do Rio Paraguaçu",III Simpósio Brasileiro de Hidrologia, Brasília, 1979.

U.S. CORPS OF ENGINEERS - "Regional Frequency Computation-Computation of Statistics for Regional Frequency Studies", HEC Training Document 4, Hydrologic Engineering Center, Davis, CA., 1970.

U.S. WATER RESOURCES COUNCIL - "A Uniform Technique for Determining Flood Flow Frequencies", Bulletin Nº 15, 1967.

U.S. WATER RESOURCES COUNCIL - "Guidelines for Determining Flood Flow Frequency", Bulletin Nº 17, 1976,

U.S. WATER RESOURCES COUNCIL - "Guidelines for Determining Flood Flow Frequency", Bulletin Nº 17A, Revised, 1977.

WALLIS, J.R., MATALAS, N.C. e SLACK, J.R. - "Just a Moment! ", Water Resources Research, Vol. 10, Nº 2, 1974.

WALLIS, J.R.,MATALAS, N.C. e SLACK, J.R. - "Apparent Regional Skew", Water Resources Research, Vol. 13, Nº 1, 1977.

WALLIS, J.R. - "Risk and Uncertainties in the Evaluation of Flood Events for the Design of Hydrologic Structures",Seminar on Extreme Hydrological Events: Floods and Droughts, Italy, 1980.

YEVJEVICH, V. - "Probability and Statistics in Hydrology", Water Resources Publications, Fort Collins, Colorado, USA, 1972.

YEVJEVICH, V. e TAESOMBUT, V. - "Information on Flood Peaks in Daily Flow Series", Proc. International Symposium on Risk and Reliability in Water Resources, Ontário, Canadá, 1979.

ANEXO I - SIMBOLOGIA

A seguir, são descritos os símbolos usados nos Quadros III.1 e III.2:

μ - Média da variável aleatória X

μ_y - Média da variável aleatória Y = ℓnX

σ^2 - Variância da variável aleatória X

σ^2_y - Variância da variável aleatória Y = ℓnX

γ_1 - Coeficiente de assimetria da variável aleatória X

γ_y - Coeficiente de assimetria da variável aleatória Y = ℓnX

C_V - Coeficiente de variação da variável aleatória X

C_{V_2} - Coeficiente de variação da variável aleatória (X - a)

t - Desvio da distribuição Normal Padronizada

F_X - Função de distribuição acumulada da variável aleatória X

$\bar{x}$ - Média amostral

s^2 - Variância amostral

g - Coeficiente de assimetria amostral

c_v - Coeficiente de variação amostral

$\bar{X}_{LOG}$ - Média dos logaritmos da amostra

s^2_{LOG} - Variância dos logaritmos da amostra

g_{LOG} - Coeficiente de assimetria dos logaritmos da amostra

$\Delta\alpha$ - Fator de correção do parâmetro α (ver Markovic, 1965)

$\Gamma(\beta)$ - Função Gama

$\Gamma'(\beta)/\Gamma(\beta)$ - Função Digama (ver Kite, 1977)

ANEXO II- PARÂMETROS DA GERAÇÃO DOS NÚMEROS ALEATÓRIOS

1) - Distribuição Normal

- Algoritmo de geração: Equação (3.44)
- Parâmetros: Média μ e desvio-padrão σ dados na Tabela do anexo

2) - Distribuição Log Normal 2 Parâmetros

- Algoritmo de geração: Equação (3.45)
- Parâmetros: Média μ dada na Tabela do anexo e coeficiente de variação C_v variável:

$C_v = 0,50$ - amostras 1 a 25
$C_v = 0,54$ - amostras 26 a 50
$C_v = 0,57$ - amostras 51 a 75
$C_v = 0,60$ - amostras 76 a 100

3) - Distribuição Log Normal 3 Parâmetros

- Algoritmo de geração: Equação (3.46)
- Parâmetros: $a = 72,936$
  $\mu_y = 5,733$
  $\sigma_y = 0,416$

  (para todas as 100 amostras)

4) - Distribuição Gumbel

- Algoritmo de geração: Equação (3.47)
- Parâmetros: Média μ e desvio-padrão σ dados na Tabela do anexo.

5) - Distribuição Log Pearson Tipo III

- Algoritmo de geração: Equação (3.48)
- Parâmetros: α = 0,039

β =71,994

γ 3,127

(para todas as 100 amostras)

AMOSTRA	μ	σ
1	119,5	51,0
2	36,0	12,6
3	26,7	11,9
4	57,9	19,3
5	133,0	49,3
6	114,4	43,9
7	513,4	120,2
8	97,7	42,3
9	29,0	8,0
10	52,3	16,6
11	48,6	20,2
12	125,1	45,0
13	101,0	59,9
14	16,6	6,8
15	305,0	93,6
16	37,1	9,3
17	324,2	79,3
18	36,0	16,9
19	849,6	193,9
20	121,7	48,1
21	126,1	31,6
22	36,2	16,2
23	331,1	113,8
24	46,5	13,2
25	113,7	51,4

AMOSTRA	μ	σ
26	178,1	66,3
27	241,3	84,2
28	97,4	33,8
29	148,6	57,3
30	108,4	59,3
31	306,9	92,0
32	28,3	9,4
33	82,8	31,6
34	117,5	80,6
35	43,6	13,4
36	201,2	89,4
37	53,1	17,0
38	94,6	34,0
39	241,5	122,0
40	690,0	277,3
41	696,3	212,3
42	28,1	5,8
43	100,1	42,2
44	37,2	15,1
45	286,3	86,5
46	28,3	9,4
47	278,9	97,5
48	82,8	34,2
49	143,4	56,3
50	620,5	264,2

TABELA ANEXO I - PARÂMETROS DA GERAÇÃO DOS NÚMEROS ALEATÓRIOS

AMOSTRA	μ	σ
51	192,2	54,7
52	175,9	65,0
53	243,0	113,4
54	281,1	122,8
55	520,2	168,0
56	1283,8	417,7
57	183,2	138,6
58	218,5	68,5
59	406,1	164,3
60	340,4	118,4
61	910,5	353,5
62	60,9	13,4
63	3108,1	1051,3
64	71,3	44,7
65	3662,9	1255,2
66	280,3	96,4
67	346,0	132,8
68	484,1	148,4
69	618,6	190,3
70	526,2	192,2
71	613,1	221,5
72	378,9	177,9
73	273,7	153,2
74	646,9	350,2
75	447,9	236,4

AMOSTRA	μ	σ
76	122,7	104,4
77	688,9	402,2
78	126,7	80,2
79	1890,0	969,3
80	191,0	67,2
81	316,3	140,7
82	412,7	237,2
83	56,8	19,7
84	278,3	86,9
85	111,9	47,1
86	1410,2	484,3
87	45,3	16,2
88	226,5	96,3
89	137,0	55,9
90	4767,3	1894,7
91	212,1	73,1
92	492,7	184,0
93	983,9	394,6
94	7535,6	1807,2
95	1761,7	422,4
96	120,9	26,8
97	729,4	268,0
98	156,8	61,7
99	57,0	26,9
100	3426,1	812,9

TABELA ANEXO I - PARÂMETROS DA GERAÇÃO DOS NÚMEROS ALEATÓRIOS