

CRISTOVÃO VICENTE SCAPULATEMPO FERNANDES

Avaliação da Robustez de Algumas Distribuições
de Extremos Aplicadas a Séries de Observações
Fluviométricas e Pluviométricas

Dissertação apresentada ao Curso de Pós-
Graduação em Engenharia Hidráulica do
Setor de Tecnologia da Universidade Fe-
deral do Paraná, como requisito parcial à
obtenção do grau de Mestre.

CURITIBA
1990

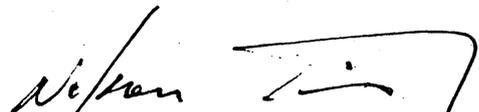
AVALIAÇÃO DA ROBUSTEZ DE ALGUMAS DISTRIBUIÇÕES DE EXTREMOS
APLICADAS A SERIES DE OBSERVAÇÕES FLUVIOMETRICAS E
PLUVIOMÉTRICAS

por

CRISTOVÃO VICENTE SCAPULATEMPO FERNANDES

Dissertação aprovada como requisito parcial para a
obtenção do título de Mestre no Curso de Pós-Graduação
em Engenharia Hidráulica pela comissão formada pelos
professores:

ORIENTADOR:



PROF. NELSON L. DE S. PINTO

CO-ORIENTADOR:

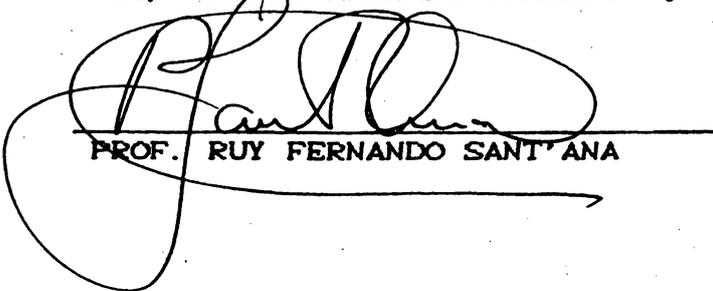


PROF. HEINZ DIETER O. A. FILL

MEMBROS:



PROF. JORGE MACHADO DAMAZIO



PROF. RUY FERNANDO SANT'ANA

CURITIBA, 17 DE AGOSTO DE 1990

Aos meus pais

Maria Amélia e Jary Fernandes

e

Maria Ester e Orlando Strobel

À minha irmã Dora

À razão da minha vida, Márcia

O curso de pós-graduação em engenharia Hidráulica representou uma imprescindível experiência de vida. As pessoas que contribuíram de forma intensa para o meu amadurecimento agradeço, em especial:

Prof. Heinz D.O.A. Fill, pela orientação, paciência, incentivo e vida acadêmica.

Prof. Nelson L. de S. Pinto pela orientação desta dissertação.

Prof. Eloy Kaviski pelo incentivo e por ter participado de forma intensa na orientação computacional desta dissertação.

Prof. Ralph Groszewicz pelo exemplo de dedicação à atividade acadêmica.

Aos amigos do curso de pós-graduação em Engenharia Hidráulica, pelo apoio.

Maria de Lourdes Cardoso pelo incansável trabalho na obtenção e organização das referências bibliográficas.

Martha Sugai, Eurides de Oliveira e Marcos Puppi, pelas orientações iniciais na coleta dos dados.

À Laís Quintas pelo carinho, pelo incentivo e por todo o apoio. À Nanci Veriane, Valentine e Luís Guilherme pelo exemplo de vida.

Gustavo, Juliana e Christian Strobel pela oportunidade de colaborar com a visão de mundo jovem.

Aos milhões de contribuintes brasileiros que permitiram toda minha formação superior gratuita.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS.....	
LISTA DE FIGURAS.....	
RESUMO.....	
1. INTRODUÇÃO.....	1
2. ANÁLISE DE FREQUENCIA DE CHEIAS.....	11
2.1 A questão dos dados - máximos anuais ou séries parciais.....	14
2.2 A escolha da distribuição de probabilidades.....	17
2.2.1 Índice de ajuste.....	19
2.2.2 Teoria dos extremos.....	22
2.2.3 Amostras particionadas.....	28
2.2.4 Práticas de outros países.....	29
2.2.5 Critérios de robustez.....	31
3. MÉTODOS ESTATÍSTICOS UTILIZADOS	37
3.1 Homogeneidade das séries temporais.....	38
3.1.1 Teste da independência em série... ..	39
3.1.2 Teste "t" de Student.....	40
3.1.3 Teste de Bartlett.....	40
3.1.4 Teste de Mann-Kendall.....	42
3.2 Geração de séries sintéticas.....	43
3.2.1 Séries sintéticas de vazões máximas anuais.....	45
3.3 Funções de distribuição de probabilidade utilizada na estimativa amostral de x_T	49
3.3.1 Método dos momentos.....	50
3.3.2 Método da máxima verossimilhança..	53
3.3.3 Método dos mínimos quadrados.....	55
3.3.4 Método da máxima entropia.....	55
3.3.5 Método dos Pesos Probabilísticos..	57
3.4 Aplicação dos métodos de ajuste para cada uma das distribuições testadas....	59

3.4.1	Distribuição log-normal a três parâmetros.....	59
3.4.2	Distribuição Pearson tipo III.....	60
3.4.3	Distribuição log-Pearson tipo III.	61
3.4.4	Distribuição log-normal a dois parâmetros.....	63
3.4.5	Distribuição de Gumbel.....	64
3.4.6	Distribuição Exponencial.....	69
4.	EXPERIMENTOS COMPUTACIONAIS.....	73
4.1	Variação amostral dos parâmetros estatísticos.....	74
4.2	Análise da robustez das funções de distribuição de probabilidades.....	76
4.3	Análise da influência dos métodos de estimativa de parâmetros.....	87
4.4	Testes adicionais.....	97
5.	ANÁLISE DA ROBUSTEZ PARA VAZÕES E PRECIPITAÇÕES OBSERVADAS.....	103
5.1	Seleção das estações utilizadas.....	103
5.2	Avaliação da robustez das distribuições de probabilidades.....	106
5.3	Avaliação da robustez de métodos de estimativa de parâmetros.....	113
5.4	Estudos complementares.....	119
6.	CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES.....	136
7.	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	142
ANEXO 1 - ANÁLISE DA ROBUSTEZ DE FUNÇÕES DE DISTRIBUIÇÃO DE PROBABILIDADES.....		149
ANEXO 2 - SÉRIES DE MÁXIMOS ANUAIS DOS POSTOS FLUVIOMÉTRICOS E PLUVIOMÉTRICOS.....		204

LISTA DE TABELAS

2.1	Típicos valores do erro médio absoluto.....	35
3.1	Valores críticos do teste de Mann-Kendall....	43
5.1	Relação das estações fluviométricas.....	104
5.2	Relação das estações pluviométricas.....	105
5.3	Verificação da independência das séries de observações fluviométricas.....	107
5.4	Verificação da independência das séries de observações pluviométricas.....	108
5.5	Verificação da homogeneidade das séries de observações fluviométricas.....	109
5.6	Verificação da homogeneidade das séries de observações pluviométricas.....	110
5.7	Avaliação da robustez de ajustes de extremos aplicados às observações fluviométricas.....	112
5.8	Avaliação da robustez de ajustes de extremos aplicados às observações pluviométricas.....	112
5.9	Análise das vazões estimadas no entorno do valor teórico.....	114
5.10	Análise das precipitações estimadas no en- torno do valor teórico.....	114
5.11	Influência de métodos de estimação de parâ- metros. Dados fluviométricos.....	115
5.12	Influência de métodos de estimação de parâ- metros. Dados pluviométricos.....	115
5.13	Análise dos valores estimados estarem no en- torno do valor teórico. Dados fluviométricos.	116
5.14	Análise dos valores estimados estarem no en- torno do valor teórico. Dados pluviométricos.	117
5.15	Influência de métodos de estimação de parâ- metros. Dados fluviométricos.....	120
5.16	Influência de métodos de estimação de parâ- metros. Dados pluviométricos.....	120
5.17	Classificação dos postos fluviométricos e pluviométricos de acordo com o coeficiente de assimetria.....	122

5.18	Avaliação da robustez de ajustes de extremos aplicados às observações fluviométricas e pluviométricas com assimetria maior que 1,2....	123
5.19	Avaliação da robustez de ajustes de extremos aplicados às observações fluviométricas e pluviométricas com assimetria menor que 1,2....	123
5.20	Influência de métodos de estimação de parâmetros. Dados fluviométricos e pluviométricos com coeficientes de assimetria maiores que 1,2.....	124
5.21	Influência de métodos de estimação de parâmetros. Dados fluviométricos e pluviométricos com coeficientes de assimetria menores que 1,2.....	124
5.22	Diferença entre estimativas de 10.000 anos de recorrência para as distribuições Gumbel e exponencial com método de estimação de parâmetros de máxima verossimilhança.....	126
5.23	Discretização por classes dos coeficientes de assimetria dos postos pluviométricos e fluviométricos.....	128
5.24	Avaliação da robustez. Cenário log-normal a três parâmetros.....	130
5.25	Avaliação da robustez. Cenário Pearson tipo III.....	130
5.26	Avaliação da robustez. Cenário log-Pearson tipo III.....	130
5.27	Avaliação da robustez. Cenário log-normal a três parâmetros. Séries sintéticas com coeficientes de assimetria maiores que 1,2.....	131
5.28	Avaliação da robustez. Cenário Pearson tipo III. Séries sintéticas com coeficientes de assimetria maiores que 1,2.....	131
5.29	Avaliação da robustez. Cenário log-Pearson tipo III. Séries sintéticas com coeficientes de assimetria maiores que 1,2.....	131
5.30	Avaliação da robustez. Cenário log-normal a três parâmetros. Séries sintéticas com coefi-	

	cientes de assimetria menores que 1,2.....	132
5.31	Avaliação da robustez. Cenário Pearson tipo III. Séries sintéticas com coeficientes de assimetria menores que 1,2.....	132
5.32	Avaliação da robustez. Cenário log-Pearson tipo III. Séries sintéticas com coeficientes de assimetria menores que 1,2.....	132
5.33	Avaliação da robustez. Cenário log-normal a três parâmetros. Séries sintéticas homogêneas	134
5.34	Avaliação da robustez. Cenário Pearson tipo III. Séries sintéticas homogêneas.....	134
5.35	Avaliação da robustez. Cenário log-Pearson tipo III. Séries sintéticas homogêneas.....	134
5.36	Avaliação da robustez. Cenário log-normal a três parâmetros. Séries sintéticas homogêneas com coeficientes de assimetria maiores que 1,2.....	135
5.37	Avaliação da robustez. Cenário Pearson tipo III. Séries sintéticas homogêneas com coeficientes de assimetria maiores que 1,2.....	135
5.38	Avaliação da robustez. Cenário log-Pearson tipo III. Séries sintéticas homogêneas com coeficientes de assimetria maiores que 1,2.....	135

LISTA DE FIGURAS -

2.1 Distribuição de probabilidades de $Y = \max(Q_1, Q_2, \dots, Q_m)$. "Q" normalmente distribuído..	27
2.2 Distribuição de probabilidades de $Y = \max(Q_1, Q_2, \dots, Q_m)$. "Q" log-normalmente distribuído.....	27
4.1 Variação amostral dos parâmetros estatísticos	76
4.2 Variação amostral dos parâmetros estatísticos. Cenário log-Pearson tipo III.....	77
4.3 Avaliação da robustez. Característica populacional com desvio padrão igual a 0,4, tamanho das subamostras igual a 30 e tempo de recorrência igual a 10.000 anos.....	83
4.4 Avaliação da robustez. Análise para tempo de recorrência igual a 10.000 anos e tamanho das subamostras igual a 30.....	84
4.5 Avaliação da robustez. Característica populacional com desvio padrão igual a 0,4, tamanho das subamostras igual a 50 e tempo de recorrência igual a 10.000 anos.....	83
4.6 Avaliação da robustez. Análise para tempo de recorrência igual a 10.000 anos e tamanho das subamostras igual a 50.....	84
4.7 Influência de métodos de estimativa de parâmetros. Cenário log-normal a três parâmetros, coeficiente de variação populacional igual a 0,4, tamanho das subamostras igual a 30 e tempo de recorrência igual a 10.000 anos.....	89
4.8 Influência de métodos de estimativa de parâmetros. Cenário Pearson tipo III coeficiente de variação populacional igual a 0,4, tamanho das subamostras igual a 30 e tempo de recorrência igual a 10.000 anos.....	90
4.9 Influência de métodos de estimativa de parâmetros. Cenário log-Pearson tipo III, coeficiente de variação populacional igual a 0,4, tamanho das subamostras igual a 30 e tempo de	

recorrência igual a 10.000 anos.....	91
4.10 Influência de métodos de estimativa de parâ- metros. Cenário log-Pearson tipo III, coefici- ente de variação populacional igual a 0,8, ta- manho das subamostras igual a 30 e tempo de recorrência igual a 10.000 anos.....	92
4.11 Influência de métodos de estimativa de parâ- metros. Cenário log-normal a três parâmetros, coeficiente de variação populacional igual a 0,4, tamanho das subamostras igual a 50 e tem- po de recorrência igual a 10.000 anos.....	93
4.12 Influência de métodos de estimativa de parâ- metros. Cenário Pearson tipo III coeficiente de variação populacional igual a 0,4, tamanho das subamostras igual a 50 e tempo de re corrência igual a 10.000 anos	94
4.13 Influência de métodos de estimativa de parâ- metros. Cenário log-Pearson tipo III, coefici- ente de variação populacional igual a 0,4, ta- manho das subamostras igual a 50 e tempo de recorrência igual a 10.000 anos.....	95
4.14 Influência de métodos de estimativa de parâ- metros. Cenário log-Pearson tipo III, coefici- ente de variação populacional igual a 0,8, ta- manho das subamostras igual a 50 e tempo de recorrência igual a 10.000 anos.....	96
4.15 Testes adicionais. Cenário log-normal a três parâmetros, coeficiente de variação popula- cional igual a 0,4 e tempo de recorrência igual a 10.000 anos.....	99
4.16 Testes adicionais. Cenário Pearson tipo III coeficiente de variação populacional igual a 0,4 e tempo de recorrência igual a 10.000 anos.....	100
4.17 Testes adicionais. Cenário log-Pearson tipo III coeficiente de variação populacional igual a 0,4 e tempo de recorrência igual a 10.000 anos.....	101

RESUMO

No contexto da análise de frequência de cheias, investigou-se a robustez de ajustes de extremos aplicados tanto a séries de observações de 14 estações fluviométricas e 15 pluviométricas, da região Sul-Sudeste do Brasil, quanto a diferentes amostras obtidas através de geração de séries sintéticas, esta última etapa, denominada de experimentos computacionais.

Em ambas as abordagens, principalmente para estimativas de 1.000 e 10.000 anos de recorrência, os modelos de dois parâmetros mostraram-se mais robustos que os de três parâmetros, com destaque para a distribuição de Gumbel.

Cabe destacar que, na etapa de experimentos computacionais, para um coeficiente de assimetria populacional superior a 1,5, a distribuição exponencial foi a mais robusta, enquanto que, para assimetrias inferiores, a de Gumbel mostrou-se a mais vantajosa.

Para as distribuições mais robustas, Gumbel e exponencial, investigou-se a influência de métodos de estimativa de parâmetros no índice de verificação da robustez, entre eles os métodos, dos momentos, da máxima verossimilhança, da máxima entropia, dos mínimos quadrados e dos pesos probabilísticos. Os resultados indicaram a distribuição de Gumbel com estimativa dos parâmetros dos momentos e máxima verossimilhança como os mais robustos, para as estimativas de 100, 1.000 e 10.000 anos de recorrência. Observou-se, também, na etapa de experimentos computacionais que, para coeficientes de assimetria populacionais inferiores a 1,5, a distribuição de Gumbel com estimativa dos parâmetros pelo método dos momentos destacou-se como a mais robusta. Para assimetrias superiores a 1,5 a distribuição exponencial com ajuste pelo método da máxima verossimilhança mostrou-se a mais indicada.

1. INTRODUÇÃO

O estudo de cheias, em hidrologia, sempre despertou a atenção dos pesquisadores ao longo dos anos, motivados com as perspectivas do conhecimento do fenômeno hidrológico em si, a fim de colaborar com a atenuação das consequências catastróficas das enchentes.

Esta dissertação se insere no contexto das pesquisas para a definição da cheia de projeto, utilizando-se da noção de robustez aplicada à análise de frequência de cheias.

Para o projeto de estruturas hidráulicas, como por exemplo vertedouros e ensecadeiras, bem como para a previsão e controle de enchentes, faz-se necessário o conhecimento das probabilidades de ocorrência de vazões superiores a certos valores pré-fixados ou, em outras palavras, a função de distribuição acumulada da variável aleatória "vazão".

Aceitando-se implícita ou explicitamente uma certa probabilidade de dano, seja na própria obra hidráulica seja em benfeitorias existentes no vale do rio, pode-se então associar a essa probabilidade, uma vazão máxima, conhecida em hidrologia como vazão de projeto ou cheia de projeto. Quando há uma preocupação em explicitar a probabilidade de se igualar ou superar a cheia de projeto, evidentemente essa probabilidade deve ficar relacionada ao montante de prejuízos

causados pela falha da obra hidráulica.

No tocante a usinas hidrelétricas, o rompimento de barragens, segundo ANJOS e ALMEIDA (1981), tem sido atribuído, em 30% dos casos, ao subdimensionamento da capacidade do vertedouro. Além dos prejuízos diretos correspondentes ao empreendimento e a terceiros, observa-se também a paralisação das atividades econômicas na área do acidente, com um impacto significativo.

Portanto, a determinação da vazão de projeto de um certo local, sem dúvida, se constitui em uma das principais aplicações da Hidrologia voltada para o aproveitamento dos recursos hídricos.

No cálculo da cheia de projeto, faz-se uso de dois métodos comumente empregados:

(i) análise dos registros de vazão do passado, conhecido como método direto.

(ii) análise de chuvas e sua posterior transformação em vazões, ou método indireto.

Conforme classificação do *Committee on Design Flood* da *International Commission on Large Dams* (1990), o método direto para a definição da vazão de projeto, aplica-se através de três maneiras distintas:

(i) Método Histórico

(ii) Fórmulas Empíricas

(iii) Análise de Frequência de Cheias

O método histórico consiste em se determinar as vazões de cheias através de informações de eventos historicamente conhecidos ao longo de um período muito longo, em geral no decorrer de vários séculos. Utilizam-se neste caso,

informações sobre enchentes excepcionais (níveis de água) registradas em documentos ou materializadas por meio de marcas em pontes ou edifícios ribeirinhos.

A utilização deste método pode contribuir de forma significativa para a estimativa da enchente de projeto, pois, além de poder complementar as informações hidrológicas sistemáticas recentes para um aplicação da análise de frequência de cheias, mais geral e abrangente, se constitui em uma forma de avaliar a adequação dos resultados obtidos por outros métodos.

Uma outra maneira de se avaliar a magnitude de enchentes ocorridas em tempos remotos, quando os registros históricos não existem, consiste na determinação de níveis máximos através do nivelamento de sedimentos depositados em locais do remanso da cheia e a análise, através do Carbono 14, para o estabelecimento da data de ocorrência do evento. Essa metodologia é conhecida na literatura por *paleoflood hydrology*, (KOCHEL e BAKER, 1982).

O emprego de fórmulas empíricas para a determinação da cheia de projeto foi de uso bastante comum na primeira metade do século. Essas fórmulas foram estabelecidas, para a definição da vazão de projeto em função de características morfológicas da bacia como área de drenagem, declividade, forma da bacia, cobertura vegetal e em alguns casos considerando, também, fatores climáticos, como a precipitação.

Um exemplo, citado por KELMAN (1987, a), é a fórmula de Creager definida a partir da análise de 1.000 vazões máximas instantâneas de magnitudes excepcionais observadas em rios,

na sua maioria, norte-americanos, relacionando-as com as respectivas áreas de drenagem:

$$Q = 1,30 C \left(\frac{A}{2,59} \right)^{0,936A^{-0,048}} \quad (1)$$

onde Q = descarga em m^3/s ,

A = Área de drenagem, em km^2 ,

C = coeficiente que depende das características fisiográficas da região, tendo como limite superior, um valor igual a 100.

O valor de "C" recomendado pelos autores está associado a uma curva envoltória aos dados de vazões máximas, utilizadas na pesquisa. Entretanto, tal equação tem recebido críticas em função de não terem sido considerados alguns eventos, como por exemplo, informações de tempestades ocorridas na Carolina do Norte, Texas e Filipinas. Além disso já foram observados eventos acima da curva envoltória sugerida. No guia de cálculo para cheias de projeto de vertedores, editado pela ELETROBRÁS (1987), destaca-se que a proposição de "C" igual a 100 não se justifica como o limite superior para cheias.

Uma outra fórmula empírica destacada no estudo da Eletrobrás, é a de Rodier e Francou, resultante do ajuste de 41 eventos observados em diversos rios do mundo até 1982. Indicam uma expressão, onde se explicita a vazão máxima (Q) em m^3/s em função da área de drenagem (A) em km^2 e de um coeficiente (K), como :

$$Q = \left(\frac{A}{10^6} \right)^{1-K/10} \cdot 10^6 \quad (2)$$

Para os 41 dados analisados o valor de "K" foi superior a 5. Alguns poucos tiveram "K" maior que 6, com ênfase a um evento ocorrido em Óbidos, rio Amazonas, em 1953, resultando em um valor de "K" igual a 6,76. Convém ressaltar que a equação (2), para "K" igual a 6, fornece valores mais conservadores que a equação (1), para "C" igual a 100.

Atualmente, as fórmulas empíricas praticamente deixaram de ser adotadas, a não ser para comparação com outros métodos ou para se obter valores de referência. DAMÁZIO et alii (1983,a), fizeram um levantamento das metodologias utilizadas para a definição da cheia de projeto de um grande número de aproveitamentos hidrelétricos brasileiros e constataram que a utilização de fórmulas empíricas como método principal ficou restrita à época anterior a 1970.

A análise de frequência de cheias, por sua vez, consiste em se estimar a probabilidade das vazões igualarem ou ultrapassarem uma determinada magnitude através do ajuste de uma função de distribuição de probabilidades à série de vazões observadas. De acordo com DAMÁZIO et alii (1983,a) este método foi o que "mais influenciou a seleção da cheia de projeto. A frequência de utilização nos projetos brasileiros ficou na faixa de 50% dos casos analisados".

Entretanto, os estudos para a definição da vazão de projeto, também, podem ser realizados utilizando-se do método indireto, principalmente quando as séries de vazões observadas possuem um registro histórico pouco extenso e, portanto, os ajustes de distribuições de probabilidades ficam sujeitos a consideráveis erros amostrais. Na utilização deste

método, SUGAI (1989) ressalta que, a par do problema de transformação chuva-vazão, a análise centra-se na determinação da chuva de projeto causadora da cheia.

Destacam-se três métodos para a definição da chuva de projeto:

(i) Análise de Frequência de Precipitações

(ii) Fórmulas Empíricas

(iii) Precipitação Máxima Provável

A análise de frequência de precipitações, da mesma forma que no caso de vazões, consiste no ajuste de funções de distribuição de probabilidades à série de precipitações com o objetivo de estabelecer valores extremos associados a uma determinada probabilidade de serem iguais ou superados.

As fórmulas empíricas tiveram seu uso difundido para o caso de chuvas de curta duração exprimindo uma relação entre frequência, duração e intensidade geralmente do tipo:

$$i = a T^m (t+b)^n \quad (3)$$

onde: i = intensidade da precipitação ou altura de chuva;

t = duração do evento;

T = tempo de recorrência;

a, b, m, n = parâmetros do local;

Estas fórmulas empíricas, frequentemente regionalizadas, são empregadas para avaliação da chuva de projeto em obras de pequeno porte, como por exemplo no dimensionamento de galerias de águas pluviais e bueiros.

O cálculo da "PMP", precipitação máxima provável, definida pela *World Meteorological Organization* (1973), como "a máxima precipitação de uma dada duração meteorologicamente

possível de ocorrer em uma particular bacia, numa certa época do ano, sem levar em conta tendências climáticas de longo prazo", pode ser determinada por várias metodologias, sendo clássico o chamado método hidrometeorológico, que utilizando-se de informações pluviométricas e meteorológicas, obtém a chuva de projeto maximizando a umidade atmosférica e a distribuição espacial das isoietas de precipitações extremas observadas no passado. Com base nas características da bacia hidrográfica, utiliza-se um modelo de transformação chuva-vazão para quantificar a cheia de projeto.

O cálculo da PMP, segundo DAMAZIO et alii (1983,a), foi empregado em 28% da totalidade de estudos hidrológicos de projetos hidrelétricos brasileiros. Sugai (1989), comenta que "muitas organizações vinculadas à segurança de barragens recomendam explicitamente esse método para o caso de grandes obras".

Dentro do escopo deste trabalho, a análise de frequência de cheias assume uma posição de destaque em relação às demais, sendo analisada sob o aspecto da robustez das distribuições de probabilidade de eventos extremos. O conceito de robustez, como será visto adiante, está vinculado à capacidade de um modelo probabilístico em conduzir, a partir da amostra considerada, a resultados sem grandes erros de estimativa, independentemente desse modelo reproduzir a distribuição de probabilidades populacional.

As causas físicas que determinam a magnitude das vazões de um rio, são um conjunto de fatores relacionados ao ciclo hidrológico, como a distribuição espacial e temporal das precipitações, as características fisiográficas e

morfológicas da bacia hidrográfica, a umidade do solo, o volume de água armazenado nos reservatórios superficiais, subsuperficiais e subterrâneos e a evapotranspiração.

HENRIQUES (1981) argumenta que o monitoramento do enorme volume de informações necessárias para caracterizar, em cada instante, o estado da bacia hidrográfica e a distribuição espacial da intensidade da chuva, além das informações necessárias à estimativa de evapotranspiração, representam um custo muito elevado.

Este fato, tem incentivado os hidrólogos a aplicarem conceitos estatísticos às informações da série histórica, tratando grandezas hidrológicas, como por exemplo precipitação e vazão, como variáveis aleatórias. O caso de vazões máximas ou chuvas intensas, permite um tratamento estatístico que constitui a chamada análise de frequência de cheias ou precipitações.

Em hidrologia, define-se tempo de recorrência (T) como sendo o intervalo de tempo médio em anos, em que um determinado evento será igualado ou superado considerando-se um período muito longo, de modo que prevaleça a Lei dos Grandes Números.

Isto posto, KELMAN (1987,a) formula a principal questão, da análise de frequência de cheias, como sendo a de definir o valor de uma vazão " x ", cuja probabilidade de ocorrência é muito pequena, ou seja: estabelecer o valor de " x_T " tal que a probabilidade $P\{X \geq x_T\} = 1/T$, onde " T " é o período de retorno ou tempo de recorrência pré-especificado.

A análise de frequência de cheias consiste basicamente em se ajustar um modelo probabilístico ao conjunto

x_1, x_2, \dots, x_n , que representa um processo estocástico gerado por um mecanismo físico, cujas características não são consideradas nesta análise.

No entanto, estimar vazões com elevado tempo de retorno, associando às informações existentes um modelo probabilístico que represente o processo físico, é uma tarefa que apresenta um elevado nível de incertezas.

Estas incertezas se devem ao fato que, normalmente o tamanho da amostra é muito inferior a "T", de modo que o valor de " x_T " será "o resultado da extrapolação da função acumulada de frequências", como argumenta KELMAN (1987,a). Esta extrapolação traz, implicitamente, a incerteza em se saber a real distribuição de probabilidades da população e os parâmetros correspondentes, impossibilitando definir o valor exato de " x_T ".

Existe ainda, mesmo no caso do período de observações ser da ordem de grandeza de "T", a incerteza sobre as reais probabilidades de ocorrência das maiores cheias do passado, que podem constituir eventos atípicos ("outliers").

Diversas técnicas e metodologias, no entanto, foram desenvolvidas com o intuito de facilitar a escolha da função de distribuição de probabilidades, entre elas o conceito de robustez, que originou a pesquisa descrita nesta dissertação.

Segundo KUCZERA (1982), "um modelo robusto é aquele capaz de estimar eventos extremos, qualquer que seja a função de distribuição de probabilidades da população, sempre sem erros de estimativa consideráveis". De acordo com tal definição, esta pesquisa se propõe a identificar distribuições robustas com base em índices que reflitam o

grau de dispersão e a tendência das estimativas de extremos estabelecidas a partir de amostras distintas de uma mesma população. Analisam-se tanto populações hipotéticas, quando as diferentes amostras são obtidas através da geração de séries sintéticas, como também informações de estações pluvio e fluviométricas, situadas nas regiões Sul e Sudeste do Brasil, com períodos de observações muito extensos, onde a análise se faz com subamostras do registro disponível.

Para as distribuições mais robustas são investigadas a influência de diferentes métodos de estimativa de parâmetros. Os métodos pesquisados são o dos momentos, o da máxima verossimilhança, o dos mínimos quadrados, o dos pesos probabilísticos e o da máxima entropia.

2. ANÁLISE DE FREQUÊNCIA DE CHEIAS

A análise de frequência de cheias tem sido pesquisada por muitos autores. SANTOS JR. (1970) comenta a evolução histórica das pesquisas realizadas, dando ênfase ao trabalho desenvolvido por Allen Hazen, em 1914, que lançou o papel probabilístico como sistemática no estudo de cheias. A partir da representação gráfica, com as vazões associadas à probabilidades de ocorrência, iniciaram-se os estudos visando o tratamento estatístico das vazões de cheias.

MORAN (1957), recomendou um procedimento em que se estima a vazão de cheia correspondente a uma dada frequência por meio da matemática estatística. Moran destaca dois aspectos, que até os dias atuais tem motivado discussões: a incerteza com relação à forma matemática da distribuição, ou seja, erro na escolha da distribuição de probabilidades, e a incerteza devido aos erros na estimativa dos parâmetros da distribuição escolhida. Comenta, também, sobre a necessidade da utilização de algumas medidas de adequação de ajuste às distribuições utilizadas, sugerindo o teste qui-quadrado (χ^2) com $N-1-K$ graus de liberdade, onde "N" é o número de intervalos de classes e "K" o número de parâmetros estimados a partir da amostra. Apesar de tal sugestão, não aplicou o teste em suas pesquisas.

SANTOS JR. (1970) comenta o trabalho de Moran como a referência básica ao estudo de vazões de enchentes, por sua característica tipicamente objetiva, contrapondo-se aos trabalhos utilizados até então.

GUMBEL (1958) trouxe sua colaboração ao estudo de cheias ao compilar os principais trabalhos sobre a teoria dos valores extremos. Com base na distribuição de valores extremos, isto é dos máximos valores de amostras finitas de uma população com distribuição de probabilidades específica, demonstra-se que estes extremos convergem assintoticamente para distribuições próprias, que em certas circunstâncias independem da distribuição inicial. Tal procedimento se contrapunha aos métodos empíricos, então largamente utilizados, e às estimativas estatísticas da época, que supunham o comportamento gaussiano dos valores extremos ou então dos seus logaritmos.

Naquele trabalho, Gumbel mostra que a distribuição de probabilidades dos valores extremos pode ser representada por três distribuições assintóticas, sendo que a primeira destas, denominada distribuição de extremos tipo I ou distribuição de Gumbel, sob certas condições, respondia à questão levantada por Moran, a respeito da verdadeira distribuição da população, sempre desconhecida.

O grande mérito da teoria dos valores extremos está na tentativa de deduzir, matematicamente, a verdadeira distribuição dos valores extremos, muito embora as hipóteses assumidas para tal nem sempre tenham sido satisfeitas em sua totalidade.

BENSON (1968) pesquisou a necessidade em se

estabelecer um critério homogêneo para o estudo de frequência de cheias. Foram estudados alguns métodos estatísticos aplicados a um grupo de estações fluviométricas com registros longos. Muito embora argumentasse sobre as incertezas relativas à aplicação do método e à necessidade da continuidade das pesquisas naquela direção, recomendou a distribuição log-Pearson tipo III como método básico no estudo de frequência de cheias.

TODOROVIC e ZELENHASIC (1970), de acordo com a teoria dos valores extremos, considerando o número de picos de cheias e suas magnitudes como eventos independentes e igualmente distribuídos, definiram um modelo estocástico para descrever o máximo valor dentro de uma sequência aleatória de valores que excedem um dado nível de truncamento " x_0 ", em um intervalo de tempo $[0, t]$.

Com base no modelo definido, estudaram a distribuição de probabilidades dos valores que excedem o nível de truncamento " x_0 " e avaliaram o risco assumido em se estabelecer a vazão de projeto a partir do modelo proposto. Concluíram que o modelo, aplicado aos registros de 72 anos de uma estação fluviométrica de um rio na Pennsylvania, apresentou bons resultados.

TODOROVIC e ROUSSELE (1971) abordaram o problema com base no trabalho anterior, considerando entretanto que os valores que excediam o nível base de truncamento " x_0 " não eram identicamente distribuídos. A partir desta hipótese, determinaram a função de distribuição acumulada dos máximos valores em um subintervalo de tempo arbitrário do intervalo $[0, t]$. O modelo foi aplicado a um posto fluviométrico de West

Virginia, com resultados satisfatórios.

Muito embora tais pesquisas destacassem o aspecto matemático dedutivo da teoria dos valores extremos, a sua aplicação era dificultada pelo fato das hipóteses básicas destes estudos nem sempre se ajustarem à realidade das variáveis hidrológicas. A evolução na estimativa prática de vazões ou precipitações de projeto direcionou-se para a utilização de modelos probabilísticos com base em critérios de adequação de ajuste aos valores observados extremos. Com esta ênfase uma série de distribuições foram se tornando clássicas no estudo de cheias. Podem ser encontradas em qualquer compêndio de Hidrologia Aplicada, destacando-se, por exemplo, as pesquisas de MATALAS e WALLIS (1973), BOBEÉ (1975) e BOBEÉ e ROBITAILLE (1977) que investigaram as distribuições de Pearson e log-Pearson tipo III, respectivamente, e suas aplicações em hidrologia.

2.1 A Questão dos Dados - Máximos Anuais ou Séries Parciais

Na análise de frequência de cheias, o objetivo principal resume-se, no estabelecimento de uma relação funcional biunívoca entre a magnitude de um evento e a sua probabilidade de ocorrência, a partir de uma amostra de dados, representada pela série de eventos observados no passado ou um subconjunto desta. Tal probabilidade é, em geral, medida pelo tempo de recorrência (T).

Uma primeira questão a ser discutida, está relacionada com a amostra que será usada para o estabelecimento desta função.

No caso da análise de frequência de vazões ou precipitações utiliza-se como amostra, em lugar de toda a série histórica de vazões (ou chuvas), apenas um subconjunto constituído por máximos relativos da série, denominados "picos" ou "máximos". Dependendo da forma de se escolher estes picos, a amostra é denominada "série parcial" ou "série anual".

As séries anuais são seqüências constituídas simplesmente pelos máximos valores de vazão ou chuva, em cada ano. Neste caso, a relação entre o tempo de recorrência e a função de distribuição acumulada $F_X(x)$, resulta:

$$P[X > x_T] = \frac{1}{T} = 1 - F_X(x) \quad (4)$$

As séries parciais, são constituídas pela coleção de picos (máximos relativos) que excedam um certo nível de truncamento, independentemente do ano em que tenham ocorrido. Neste caso o tempo de recorrência resulta da convolução da probabilidade de excedência com a probabilidade do número de eventos no ano hidrológico (FILL e MINE, 1989):

$$\frac{1}{T} = \sum_{i=1}^n (P[N=i]) (1 - (P[X \leq x_T])^i) \quad (5)$$

onde: N - número de eventos em um ano qualquer;

n - número máximo de eventos em um ano.

Os defensores da utilização de séries parciais, argumentam que este modelo extrai da série observada uma quantidade de informações maior, o que permitiria uma definição mais precisa da função de distribuição dos picos de cheias ou tempestades. Porém a consideração de tal metodologia exige o estabelecimento de uma segunda

distribuição de probabilidades, que é o número de cheias em um ano qualquer. Além disso, ao usar várias cheias de uma mesma estação chuvosa, corre-se o risco dos eventos não serem mais independentes, o que impediria o emprego da expressão (5). Um outro aspecto, diz respeito às cheias não poderem ser consideradas identicamente distribuídas devido à sazonalidade.

No caso de séries anuais a análise matemática é bastante simplificada e a possibilidade de haver uma dependência entre eventos consecutivos, pelo menos no caso das enchentes causadas por precipitações intensas, pode ser desconsiderada para todos os efeitos práticos.

A questão de qual das duas abordagens conduz a resultados melhores, devido às incertezas da exata natureza do processo estocástico, só pode ser esclarecida através da análise empírica dos resultados.

MOREIRA et alii (1983), procuraram comparar valores estimados de vazões com tempo de retorno elevado, obtidos a partir de séries anuais e parciais, utilizando modelos matemáticos geradores de vazões diárias, permitindo o estabelecimento de cenários fundamentais à comparação da precisão entre os dois métodos.

Foram comparados valores de " x_T ", com "T" anos de recorrência, a partir de subamostras obtidas dos registros sintéticos anuais e parciais, com diversos tamanhos. As diferenças entre os valores de " x_T ", estimadas com séries parciais e séries anuais, permitiram definir o método preferencial para cada tamanho de subamostra e para cada tempo de recorrência. Entretanto, não foi possível

estabelecer uma clara vantagem de um método em relação a outro de uma forma geral, tendo variado intensamente os resultados para as diferentes subamostras e tempos de recorrência.

Considerando essa conclusão, utilizou-se nesta dissertação, apenas a análise de frequência de cheias pelo método das séries de máximos anuais.

2.2 A Escolha da Distribuição de Probabilidades

A vazão " x_T ", com " T " anos de recorrência, definida como o valor cuja probabilidade de ocorrer ou ser ultrapassada em um ano qualquer é de $1/T$, pode ser obtida mediante o ajuste de uma distribuição de probabilidades à série de eventos observados no passado.

No entanto, em relação a esse ajuste, surgem algumas questões conceituais que espelham a dificuldade da análise de frequência de cheias, e que foram assim explicitadas por KELMAN (1987, a):

(a) "Qual a verdadeira distribuição de probabilidades a partir da qual foi "sorteada" a amostra (série histórica) de eventos aleatórios."

(b) "Qual a distribuição de probabilidades que implica em menor erro de estimativa de x_T ."

(c) "Qual a magnitude deste erro."

(d) "Qual a probabilidade de haver um subdimensionamento de x_T , ou seja, da estimativa de x_T ser inferior ao verdadeiro valor do evento."

Além destas questões que enfatizam a dificuldade da

escolha da distribuição de probabilidades, já visualizadas por MORAN (1957), existe ainda a seguinte questão adicional:

(e) Qual o melhor método de estimar os parâmetros da distribuição escolhida.

Em resposta a estes itens, que caracterizam a essência das dificuldades da análise de frequência de cheias, evidencia-se a necessidade de modelos que conduzam a erros de estimativa pequenos. Neste contexto, "modelo" significa o conjunto de diretrizes para a escolha da distribuição de probabilidades e para a estimativa adequada de seus parâmetros.

Destaca-se que a adoção de modelos com um número menor de parâmetros a serem estimados é preferível, em virtude da variação amostral dos momentos ser crescente com a ordem do momento a ser estimado (ELETROBRÁS, 1987).

Dada a dificuldade ou até mesmo a impossibilidade em se adotar o modelo perfeito, ou seja, a distribuição de probabilidades verdadeira com os respectivos parâmetros populacionais, aliada ao reconhecimento da inexistência de uma lei universal de chuvas ou vazões máximas, a prática hidrológica tem se orientado para uma análise do tipo "caso a caso". Aceita-se em princípio, um conjunto de distribuições de probabilidade que satisfazem algumas condições básicas, quais sejam, apresentem limite inferior não negativo, assimetria positiva e continuidade, e seleciona-se entre elas aquela que melhor se ajusta a algum critério objetivo. KELMAN (1987,a) lista os seguintes critérios para seleção da função de distribuição de probabilidades:

a) índice de ajuste;

- b) teoria dos extremos;
- c) amostras particionadas;
- d) práticas de outros países;
- e) critérios de robustez;

2.2.1 Índice de Ajuste

O método mais empregado à seleção da distribuição de probabilidades, como coloca KELMAN (1987,a) "tem sido a de escolher aquela que apresente o melhor ajuste com a amostra, segundo uma medida de ajuste, tipo Kolmogorov-Smirnov, qui-quadrado e razão de verossimilhança."

O índice de ajuste tende a privilegiar as distribuições com maior número de parâmetros, embora haja uma compensação através dos graus de liberdade do ajuste, calculado por:

$$GL = N - K - 1 \quad (6)$$

sendo "N" o número de classes e "K" o número de parâmetros estimados a partir da amostra.

Entretanto o melhor ajuste, com mais parâmetros, pode induzir a erros mascarados na amostra disponível, em virtude da variação amostral dos parâmetros, o que se traduz na prática, em se recomendar a utilização de modelos com no máximo três parâmetros (ELETROBRÁS, 1987).

No seu trabalho, Kelman destaca uma pesquisa realizada por Kottegodá em 1980 que indica a tendência do método do índice de ajuste de privilegiar as distribuições de três parâmetros.

PINHEIRO e SALAZAR (1981), à luz de tais questões, analisaram o ajuste de 10 distribuições de probabilidades aplicadas às vazões máximas de um conjunto de 311 postos fluviométricos da região Sul e Sudeste do Brasil. Consideraram três métodos de estimação de parâmetros, a saber: momentos, máxima verossimilhança e método dos pesos probabilísticos (*probability weighted moments*). Para verificar a adequação dos ajustes empregaram o teste de qui-quadrado, de Kolmogorov-Smirnov e o de verossimilhança, usando preferencialmente este último.

Concluíram que a distribuição log-Pearson tipo III estimada pelo método dos momentos, considerando-se a média dos índices de verossimilhança, foi aquela que melhor se ajustou a todas as séries analisadas, quer para amostras da região Sul quer para as da região Sudeste. Entretanto, utilizando outro índice de adequação de ajuste, expresso pela diferença entre a média e o desvio padrão dos índices de verossimilhança, (índice inferior), a distribuição Gama a dois parâmetros se ajustou melhor.

FILL et alii (1981) procuraram definir para o rio Tibagi uma distribuição de frequência de vazões máximas e regionalizar os resultados, com base em análise de nove distribuições clássicas, aplicadas a dados de vazões máximas anuais observadas em duas estações hidrométricas principais daquele rio, com avaliação do ajuste das distribuições teóricas através do teste qui-quadrado. Para a regionalização procurou-se estabelecer a distribuição com menor valor médio da probabilidade acumulada do qui-quadrado, respeitando o número de graus de liberdade, para as estações principais. Os

resultados permitiram indicar a distribuição Pearson III como a que melhor representa a distribuição de vazões máximas anuais para o rio em estudo.

A essência da metodologia de adequação de ajuste, em síntese, está na capacidade do modelo em reproduzir eventos de acordo com os registrados pelo histórico de observações.

Uma análise crítica foi realizada por MOREIRA et alii (1983) quando demonstraram que nem sempre "a distribuição que melhor se ajusta a uma amostra, define mais precisamente o valor da vazão com determinado tempo de recorrência". Para tanto tomaram como base um universo de 10.000 vazões máximas anuais obtidas a partir de uma série sintética de 3.650.000 vazões diárias gerada pelo modelo DIANA, KELMAN (1987,b), que dispostos em ordem decrescente permitiram estimar empiricamente vazões com até 1.000 anos de recorrência, que foram considerados como valores verdadeiros.

A seguir dividiram esta série em segmentos de 5 a 60 anos a partir dos quais obtiveram estimativas amostrais de vazões máximas para diferentes tempos de retorno.

Para cada segmento foi calculada a bondade do ajuste, medida pela máxima distância entre a curva de frequência acumulada da distribuição ajustada e a "populacional, e a precisão da estimação de " x_T ", medida pelo valor absoluto da diferença entre o valor ajustado e o empírico. As distribuições que resultaram num melhor ajuste nem sempre estiveram associadas aos resultados mais precisos.

Tal resultado permitiu aos autores concluir "que a bondade do ajuste é um critério pouco confiável para a seleção de uma distribuição de probabilidades para eventos

extremos". No caso de afluências médias anuais GOMIDE e KAVISKI (1981), chegaram a conclusões semelhantes e constataram adicionalmente que o índice de ajuste é muito sensível ao tipo de teste e no caso de teste qui-quadrado também ao critério de divisão em classes. FILL et alii (1986) confirmaram estes fatos para as vazões máximas do rio Iguazu.

KELMAN (1987,a) conclui, que um bom ajuste retrata apenas uma boa aderência da distribuição para o domínio em que existam observações de máximos anuais, usualmente associados a pequenos tempos de recorrência (T_R). O que realmente importa na maioria dos casos é a desconhecida aderência para grandes valores de T_R .

2.2.2 Teoria dos Extremos

GUMBEL (1958) compilou trabalhos com o objetivo de definir a distribuição de probabilidades de extremos, com base em uma abordagem analítica, conhecida como Teoria dos Extremos.

Considerando "N" amostras de variáveis aleatórias (x_1, x_2, \dots, x_m) , de tamanho "m", independentes e igualmente distribuídas, demonstra-se que existem três tipos de distribuições de extremos para as quais, o máximo valor $Y = \max(x_1, x_2, \dots, x_m)$ converge, à medida que "m" (tamanho de cada série) cresça. De acordo com o comportamento da função de distribuição acumulada, $F_X(x)$, de cada um dos elementos da coleção de máximos valores, a distribuição de Y será do tipo I, II ou III, conhecidas, respectivamente, como primeira, segunda ou terceira distribuição assintótica de extremos.

Se as variáveis " x_i " são independentes e identicamente distribuídas evidentemente prevalece a relação:

$$F_Y(y) = [F_X(y)]^m \quad (7)$$

A base da teoria dos extremos constitui o chamado postulado da estabilidade de Fréchet, citado no trabalho de Gumbel, que estabelece a função de distribuição acumulada da variável aleatória " Y ", que pode ser obtida através da probabilidade de uma função linear de " Y ", do tipo:

$$F_Y(y) = [F_X(y)]^m = F_X(\alpha y + \beta) \quad (8)$$

com os parâmetros, " α " e " β ", funções de " m ".

Se " α " for igual à unidade na expressão (8), as curvas representando as distribuições de frequência " F_Y " e " F_X ", em função de " x ", serão paralelas e resulta:

$$F_Y(y) = e^{-e^{-a(y-b)}} \quad (9)$$

denominada distribuição de extremos tipo I.

Quando o parâmetro " α " for diferente da unidade e o valor de " β " nulo, as curvas $F_Y=F_Y(x)$ e $F_X=F_X(x)$ se cruzarão e existirá um valor " x' ", em que as funções serão iguais. Dada a igualdade (7), teremos, neste ponto " x' ", $F_X=F_Y=0$ ou $F_X=F_Y=1$. Cada uma dessas condições de contorno conduz a uma distribuição de extremos específica chamadas respectivamente tipo II e tipo III.

Com a primeira dessas condições, pode-se deduzir a distribuição estável com respeito ao máximo valor de " Y ", a segunda distribuição de extremos:

$$F_Y(y) = e^{-\left[\frac{\theta - \epsilon}{y - \epsilon}\right]^k} \quad \text{para } 0 < y \leq \infty \quad (10)$$

com " θ ", " ϵ " e " k " parâmetros da distribuição.

Com a condição de contorno, $F_X(0)=1$, deduz-se a terceira distribuição assintótica de extremos, com função de distribuição acumulada:

$$F_Y(y) = e^{-\left[\frac{y - \epsilon}{\theta - \epsilon}\right]^k} \quad \text{para } -\infty < y \leq \epsilon \quad (11)$$

com " ϵ ", " θ " e " k " parâmetros da distribuição.

Em hidrologia, a distribuição de extremos tipo I é também conhecida como distribuição de Gumbel, distribuição esta, clássica para vazões ou precipitações máximas. A tipo III é referida como distribuição de Weibull, com aplicações de interesse no estudo de eventos mínimos. A tipo II, por sua vez, não apresenta aplicações significativas em hidrologia.

Conforme citado no trabalho de Gumbel, Jenkinson estabeleceu uma expressão geral que engloba as três distribuições assintóticas de extremos e que, frequentemente, aparece na literatura como distribuição valor de extremos generalizada (GEV):

$$F_Y(y) = e^{-[1 - k\alpha(y - \beta)]^{1/k}} \quad (12)$$

que no limite se reduz a lei de Gumbel, quando " k " tende para zero. Para $k > 0$ conduz a distribuição de Weibull e para $k < 0$ corresponde a extrema tipo II.

Entretanto é muito difícil, para a escolha da distribuição de extremos, afirmar *a priori*, qual a natureza dos coeficientes no postulado de Frechét, que depende de

certas propriedades da distribuição de probabilidades inicial ou seja, $F_X(x)$. Gnedenko, também citado em GUMBEL (1958), deduziu condições necessárias e suficientes para que o máximo valor de amostras de uma variável aleatória "X" sigam assintoticamente as três distribuições de extremos. Estas condições são:

a) para tipo I

$$\lim_{m \rightarrow \infty} m [1 - F_X(a+by)] = e^{-x} \quad (13)$$

com $a = F_X^{-1}[(m-1)/m]$ e $b = F_X^{-1}[(me-1)/me] - a$.

b) para tipo II

$$\lim_{x \rightarrow 0^+} \frac{1 - F_X(x)}{1 - F_X(cx)} = c^k \quad (14)$$

com $c > 0$ e $k > 0$.

c) para tipo III

$$\lim_{x \rightarrow 0^-} \frac{1 - F_X(cx+w)}{1 - F_X(x+w)} = c^k \quad (15)$$

com $F(w) = 1$, $F(2w) < 1$, " $w < 0$ ", " $c > 0$ " e " $k > 0$ ".

Como já foi mencionado, a distribuição de extremos tipo I ou de Gumbel tem sua aplicação de interesse no estudo de frequência de eventos máximos, sendo, por esta razão, utilizada na presente dissertação.

Dentre as distribuições iniciais que satisfazem as condições (13), e portanto levam à lei de Gumbel, vale a pena mencionar as distribuições normal, log-normal, exponencial e logística.

Considerando que a Teoria dos Extremos, no caso de séries anuais, pressupõe amostras de 365 valores $(x_1, x_2, \dots, x_{365})$ composta pelas vazões médias diárias, nunca

se sabe, exatamente, se as condições de aplicabilidade da teoria foram satisfeitas, devido ao fato de que, em geral, a vazão diária é um processo estocástico que apresenta persistência e sazonalidade o que invalida as hipóteses da independência e distribuição idêntica.

KELMAN (1987,c) examinou a questão da aplicabilidade do resultado assintótico, ou seja, que as variáveis " x_i " possam ser consideradas independentes e igualmente distribuídas durante a duração da estação chuvosa de " m " dias".

Cenários, para a coleção de " x_i ", foram estabelecidos com distribuição normal e log-normal com " m " variando entre 10 e 300 dias, em ambos os casos, com $E(X)=1$ e $VAR(X)=1$.

As figuras 2.1 e 2.2, mostram a situação descrita, para cenário das vazões normal e log-normal para diferentes valores de " m ". A escala horizontal é distorcida para que a função de distribuição acumulada de Gumbel seja representada por uma linha reta e medida com a variável " g " definida tal que:

$$g = -\text{Ln}(-\text{Ln}(F_Y(y))) \quad (18)$$

Observa-se que as curvas não podem ser aproximadas por linhas retas, significando que a utilização da distribuição de Gumbel conduziria a resultados incorretos, uma vez que, como descreve Kelman, "o ajuste de linhas retas para as distribuições empíricas de " Y ", no domínio de período de recorrência entre 1 e 50 anos, tenderão a superestimar " x_T ", no caso de " X " ser normalmente distribuído e a subestimar " x_T " no caso de " X " ser log-normalmente distribuído. Mesmo que " m " cresça indefinidamente a representação do máximo

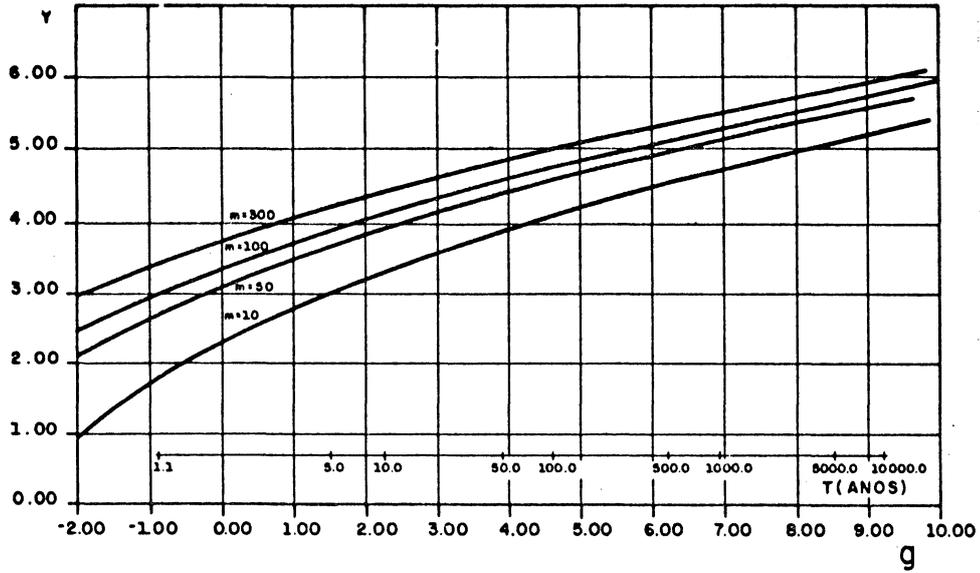


Figura 2.1 - Distribuição de probabilidades de $Y = \max(Q_1, Q_2, \dots, Q_m)$. " Q " normalmente distribuído.

fonte: Kelman (1987)

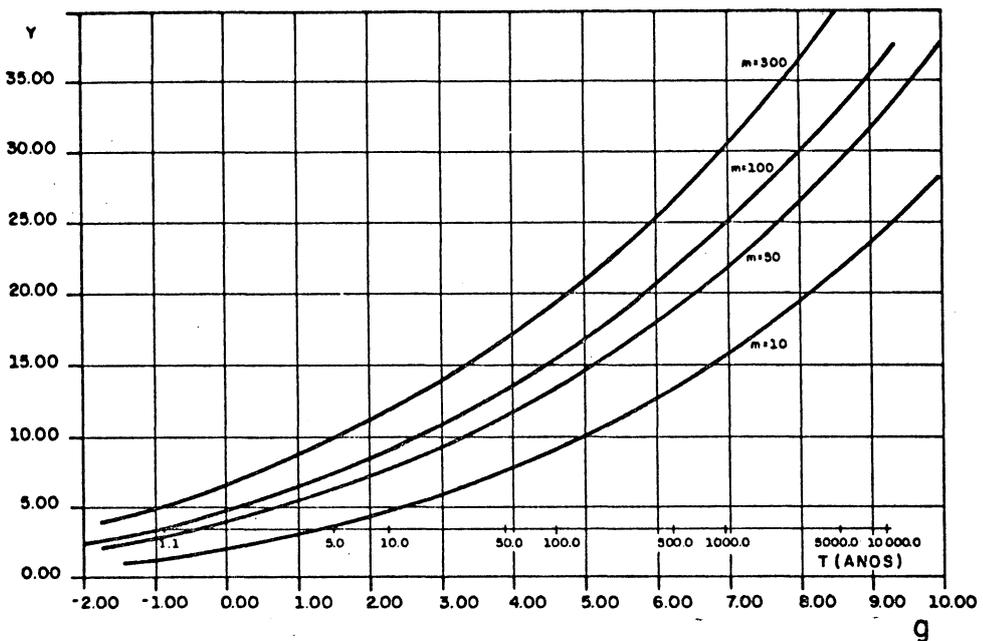


Figura 2.2- distribuição de probabilidades de $Y = \max(Q_1, Q_2, \dots, Q_m)$ - " Q log-normalmente distribuído.

fonte: Kelman (1987)

valor de "Y", através da distribuição de Gumbel não se mostra conveniente.

Mesmo no caso de independência serial e distribuição idêntica (talvez o caso de eventos separados de precipitações intensas) vale a pena ressaltar que, apesar dos parâmetros "a" e "b" da equação (9) serem estimados a partir de uma amostra (Y_1, Y_2, \dots, Y_n) , com "n" o maior possível para "minimizar a variância dos estimadores", isto não garante a validade da distribuição de Gumbel, que pela teoria dos extremos é válida quando "n" e não "n" tende para infinito.

Em função desses resultados, como descreve Kelman (1987,a), fica caracterizado que, "em situações típicas encontradas em hidrologia, a teoria dos extremos é insuficiente, à semelhança dos testes de ajustes, para a seleção de uma distribuição de probabilidades".

2.2.3 Amostras Particionadas

O conceito de amostras particionadas aplicadas à análise de frequência de cheias, deve-se originalmente a BEARD (1974). Com base em resultados do ajuste de diversas distribuições de frequências à 300 amostras, Beard concluiu, apesar de reconhecer incertezas nas estimativas de frequências de cheias para um posto isolado, que a distribuição log-Pearson tipo III, com coeficiente de assimetria regional, resulta em estimativas não tendenciosas, reduzindo a incerteza comparativamente aos outros métodos estudados.

PINHEIRO et alii (1981), embasados no trabalho de

Beard, procuraram selecionar uma "distribuição de máximos anuais para as regiões Sul e Sudeste do Brasil examinando um conjunto de 316 postos fluviométricos", utilizando 10 distribuições de probabilidades usualmente empregadas no estudo de frequência de cheias. O conceito de amostras particionadas foi utilizado como critério para medir a eficiência do ajuste das distribuições empregadas. Para tanto, cada conjunto de dados foi dividido em duas partes: uma amostra, para estimar os parâmetros de cada uma das distribuições e outra amostra para quantificar a qualidade do ajuste, através da função de verossimilhança.

As pesquisas indicaram a distribuição log-Pearson tipo III como a mais apropriada, com pequena vantagem em relação aos outros ajustes, sendo recomendado seu uso nas regiões estudadas. Em função da natureza do método, os autores sugerem a sua utilização, restrita a tempos de recorrência da ordem de grandeza dos registros disponíveis, em torno de 15 anos.

2.2.4 Práticas de outros Países

Nos Estados Unidos da América do Norte o comitê de Hidrologia do *Water Resources Council* (1967), com o objetivo de padronizar o cálculo de cheias, recomendou a distribuição log-Pearson tipo III como o método básico na análise de frequência de cheias.

A justificativa da orientação do comitê, proposta por BENSON (1968), tomou como base resultados do ajuste de várias distribuições de probabilidades aos dados de dez estações

fluviométricas que dispunham de um longo histórico. "Utilizando-se de um critério de adequação de ajuste baseado no desvio relativo entre vazões previstas e observadas, para determinados períodos de recorrência, sua conclusão foi em favor da distribuição log-Pearson tipo III". Beard em 1974 confirmou a conclusão de Benson e concluiu pela conveniência de se estimar regionalmente o coeficiente de assimetria.

Em 1977, o comitê de Hidrologia do *Water Resources Council* a partir das conclusões de BEARD (1974) recomendou o uso da distribuição log-Pearson tipo III, com a seguinte orientação: utilização do coeficiente de assimetria amostral da série quando os registros da série histórica fossem maior que 100; "para registros menores que 25 anos, utilizar a assimetria regional, e para registros entre 25 e 100 anos, considerar a média ponderada entre as duas assimetrias, a regional e a histórica". No entanto, tal procedimento foi questionado por WALLIS (1980), e alternativas, em relação à log-Pearson tipo III, são recomendadas, a nível de padronização de métodos.

KELMAN (1987,a) reporta os estudos feitos na Inglaterra, onde se verificaram "seis diferentes índices para medir o grau de afastamento entre a amostra de dados e diversas distribuições de probabilidades", sendo recomendada a "utilização da distribuição de valores extremos generalizada (GEV), para amostras com mais de 25 anos e a distribuição de extremos tipo I, Gumbel, para amostras menores".

Cabe o comentário que em ambos os países os critérios basearam-se no conceito de bondade de ajuste, que como

descrito no item 2.2.1, nem sempre conduz a estimativas mais precisas, quando se deseja definir uma vazão de "grande tempo de recorrência".

2.2.5 Critérios de Robustez

A verificação das diferenças de estimativas aplicada ao estudo de frequência de cheias, deve-se inicialmente a BENSON (1960). Considerando 1.000 vazões máximas anuais obtidas de uma curva de frequência tomada graficamente a partir de uma linha reta arbitrária, e denominada "teoricamente perfeita", Benson detectou graficamente as possíveis variações, relativamente à curva teórica, de curvas de frequência obtidas a partir de períodos do registro variando entre 10 e 100 anos. Essas amostras foram todas obtidas de uma série de 1.000 vazões considerando 100 séries consecutivas de registros de 10 anos, 50 séries de 20 anos e assim sucessivamente.

A pesquisa de Benson destacou a intensa variação das curvas de frequência em relação à teórica, refletindo a influência em se considerar subamostras do período disponível.

SLACK et alii (1975) desenvolveram um estudo de simulação através da técnica de Monte Carlo, em que "diversas amostras de tamanhos variados foram geradas, a partir de uma verdadeira distribuição de probabilidades $F_X(x)$ ", escolhida a priori. Com esse artifício a verdadeira distribuição de probabilidades da população passou então a ser conhecida inicialmente.

Ajustes de algumas distribuições de probabilidade $G_X(x)$, não necessariamente iguais a $F_X(x)$, foram, então, aplicados às amostras geradas. Estimaram-se valores de vazão para determinados tempos de recorrência, " \hat{x}_T ", e mediram-se a "distância ao verdadeiro valor de " x_T ", esta proveniente de $F_X(x)$ ". Foram analisadas as distribuições, Gumbel, normal, Weibull de três parâmetros e log-normal de três parâmetros, tanto como $F_X(x)$ quanto como $G_X(x)$.

A principal conclusão, a partir dos resultados obtidos foi que, quando $F_X(x)$ era uma distribuição de três parâmetros, a função $G_X(x)$, que mais aproximava " \hat{x}_T " de " x_T " não coincidia necessariamente com $F_X(x)$.

Em outra pesquisa, LANDWEHR et alii (1979), selecionaram seis distribuições da família Wakeby para caracterizarem a população, ou seja, fazerem o papel de $F_X(x)$.

A distribuição Wakeby foi introduzida por HOUGHTON (1978), e também estudada por LANDWEHR et alii (1979), como muito útil para os estudos de frequência de cheias. KELMAN (1987) argumenta que tal distribuição por ser de cinco parâmetros, consegue reproduzir as formas das distribuições usualmente empregadas em hidrologia, bem como permite com facilidade gerar amostras sintéticas, de acordo com a técnica de Monte Carlo. É por esta razão, escreve KUCZERA (1982), que Houghton descreve a função Wakeby como "great Parent".

Para caracterizarem $G_X(x)$, LANDWEHR et alii (1979) estudaram as distribuições Wakeby, Gumbel e log-normal a três parâmetros. Calcularam valores de " \hat{x}_T ", para diversos tempos de recorrência "T", e estabeleceram medidas de precisão de

estimativas, bem como as probabilidades de subdimensionamento e superdimensionamento comparativamente aos valores teóricos. Tal procedimento, comentado por COSTA et alii (1981), permite estimar as probabilidades associadas ao sub e superdimensionamento, relativamente ao valor "verdadeiro", em comparação às medidas do erro de estimativa, por exemplo o erro médio quadrático.

Para os casos estudados, LANDWEHR et alii (1979), concluíram que a distribuição de Gumbel e a log-normal a três parâmetros, conduziram em média, à subestimação de " x_T ".

À luz das pesquisas realizadas, KUCZERA (1982), estudou o conceito de robustez, no contexto da análise de frequência de cheias. Segundo o autor, um modelo robusto é aquele capaz de estimar eventos extremos, qualquer que seja a função de distribuição de probabilidades da população, sempre sem erros de estimativa consideráveis.

O que se observa nas pesquisas realizadas é que a abordagem consiste em estabelecer cenários que caracterizem o "processo de ocorrência de vazões extremas", utilizando-se de modelos matemáticos para geração de dados sintéticos, ou seja, definindo-se, *a priori*, a exata distribuição da população. Assim é que DAMÁZIO et alii (1983,b) sugeriram o estabelecimento de cenários de acordo com os dados existentes para cada região em estudo.

Ajustaram-se regionalmente oito distribuições de Wakeby às vazões máximas de oito durações de vinte e nove postos fluviométricos, da bacia do rio Doce, sendo gerada, para cada Wakeby, uma série sintética de 100.000 valores, subdividida em amostras de diversos tamanhos, às quais, por

sua vez, foram ajustadas dez (10) distribuições teóricas clássicas de dois e três parâmetros, obtendo-se estimativas para diversos tempos de recorrência "T".

Para cada cenário e para cada tempo de recorrência (T), calculou-se o erro médio absoluto entre as estimativas de cada subamostra e o valor teórico calculado pela distribuição de Wakeby bem como as probabilidades de sub e superdimensionamento do valor teórico, acima definido.

A análise dos resultados revelou a conveniência em se adotar distribuições de dois parâmetros. A distribuição exponencial foi a que se revelou a mais robusta, seguida pela distribuição de Gumbel. Destaca-se neste trabalho, o baixo desempenho da distribuição log-Pearson tipo III, e da distribuição Wakeby, esta a verdadeira distribuição da população.

Uma extensão do trabalho de DAMÁZIO et alii (1983,b), foi realizada pelo próprio DAMÁZIO (1983,b), quando realizou uma análise comparativa entre as distribuições Gumbel e exponencial.

Nessa pesquisa Damázio escolheu doze distribuições de Wakeby para fazerem o papel de $F_X(x)$, com os coeficientes de assimetria das subamostras fixadas a partir de valores regionais. A média populacional foi tomada igual a unidade, $E(x)=1$, e o desvio padrão igual a 0,49, ($VAR(x)=0,49^2$) em todos os casos.

Para cada subamostra, 10 distribuições teóricas foram ajustadas, a saber: normal, log-normal a dois parâmetros, log-normal a três parâmetros, gama com dois parâmetros, gama com três parâmetros, log-Pearson com três parâmetros, Gumbel,

extremos generalizada , exponencial e Wakeby.

Para a estimação dos parâmetros das distribuições foi utilizado o método dos momentos, exceção feita à exponencial onde usou-se o método da máxima verossimilhança e da Wakeby onde utilizou-se do método dos pesos probabilísticos. A análise da robustez, foi verificada para cada tempo de recorrência e para cada tamanho de amostra, com base no erro médio absoluto e nas probabilidades de sub e superdimensionamento relativamente ao valor verdadeiro do respectivo cenário.

Damázio concluiu que, para os doze cenários testados, a distribuição exponencial apresentou os resultados mais confiáveis em dez deles e, em onze dos casos no caso das estimativas decamilenares, como mostra a tabela 2.1 a seguir.

FILL (1987) adotou como $F_X(x)$ a distribuição log-normal a três parâmetros e para $G_X(x)$ as distribuições log-normal a dois parâmetros, Gumbel e exponencial. Cenários foram definidos de tal sorte a estabelecer valores de coeficientes de variação e de assimetria compatível com alguns rios da região Sul-Sudeste.

Fill concluiu que, "quando a assimetria é superior a 1,5, a distribuição Exponencial fornece os melhores resultados. Para valores inferiores a 1,5 a distribuição de Gumbel teve um melhor desempenho".

KELMAN (1987,a), cita também o trabalho de Walker publicado em 1966, "que concluiu pela superior robustez das distribuições exponencial e Gumbel em relação às demais distribuições usualmente empregadas na análise de frequência de cheias".

$F_Y(y)$	n=15				n=40			
	T=1000		T=10000		T=1000		T=10000	
	GUB	EXP	GUB	EXP	GUB	EXP	GUB	EXP
1	0,16	0,19	0,17	0,19	0,10	0,14	0,11	0,14
2	0,20	0,18	0,25	0,20	0,15	0,12	0,21	0,13
3	0,24	0,21	0,30	0,24	0,19	0,14	0,26	0,17
4	0,28	0,24	0,35	0,28	0,23	0,17	0,31	0,22
5	0,15	0,16	0,25	0,17	0,11	0,12	0,22	0,13
6	0,23	0,19	0,33	0,25	0,19	0,13	0,30	0,20
7	0,26	0,22	0,36	0,29	0,22	0,16	0,33	0,24
8	0,29	0,24	0,39	0,32	0,25	0,18	0,36	0,27
9	0,19	0,16	0,32	0,24	0,15	0,11	0,30	0,20
10	0,22	0,18	0,36	0,27	0,19	0,13	0,33	0,24
11	0,26	0,21	0,39	0,31	0,22	0,16	0,37	0,28
12	0,28	0,23	0,41	0,33	0,24	0,17	0,38	0,29

Tabela 2.1 - Típicos valores do erro médio absoluto

$F_Y(.)$ - 12 Wakebys

$G_Y(.)$ - Gumbel e exponencial

Fonte - KELMAN (1987)

3. MÉTODOS ESTATÍSTICOS UTILIZADOS

Com o intuito de atender aos objetivos desta pesquisa, foram consideradas catorze (14) estações fluviométricas e quinze (15) pluviométricas com registros longos, ou seja com um total de, no mínimo, sessenta e dois (60) anos de observações, de tal sorte que se pudesse construir duas sub-séries independentes de no mínimo 30 anos.

A cada subsérie foram aplicadas distribuições probabilísticas de dois e três parâmetros. Para cada um dos ajustes analisados, avaliou-se a distribuição das diferenças das estimativas de extremos, estabelecidas entre aqueles valores da análise para cada subsérie e o correspondente estudo considerando a série completa. Para eliminar possíveis erros devido à mudanças nas características das estações, realizaram-se testes de verificação de homogeneidade e independência das séries de observações pluvio e fluviométricas.

A mesma metodologia foi aplicada às séries sintéticas geradas com base em funções de distribuição de probabilidades previamente conhecidas. A estes dados foram aplicadas as mesmas distribuições, a fim de poder estabelecer o modelo mais robusto com base em índices que refletissem, tanto o erro de estimativa como também a probabilidade de estimativa

realizada situar-se dentro de certos limites, acima ou abaixo do "valor verdadeiro".

Neste capítulo serão abordados os aspectos relacionados aos métodos estatísticos utilizados para atender aos objetivos propostos.

3.1 Homogeneidade das Séries Temporais

Nesta dissertação utilizaram-se apenas séries de vazões máximas anuais, definidas como o conjunto cujos elementos correspondem à máxima vazão observada em cada ano, no período de observação existente.

A característica fundamental de tal série, está no fato de poder ser considerada, em princípio, como uma amostra aleatória com variáveis independentes e igualmente distribuídas.

A ocorrência de vazões máximas está relacionada tanto a particularidades climáticas como também às condições físicas da bacia hidrográfica, ambas passíveis de alterações no tempo devido a ação do homem ou de ciclos climáticos de longa duração. Segundo HENRIQUES (1981), este fato determina, a princípio, a não homogeneidade da série de vazões máximas anuais, sujeita a possuir efeitos de tendência, e flutuações periódicas, além de alterações temporais nas condições de medida.

Em função desta observação, tanto as informações fluviométricas quanto as pluviométricas, utilizadas nesta dissertação, foram submetidas a testes de verificação de homogeneidade e aleatoriedade.

STROBEL (1987) sugere um conjunto de testes que podem ser utilizados na análise de séries temporais, no sentido de validar hipóteses a respeito da aleatoriedade e da homogeneidade das séries. Dentre os testes sugeridos, foram aplicados nesta dissertação:

1. Teste da independência em série
2. Teste "t" de Student
3. Teste de Bartlett
4. Teste de Mann-Kendall

3.1.1 Teste da Independência em Série

Para verificar a aleatoriedade, ou seja a independência em série, calculou-se, para as séries históricas dos postos pluvio e fluviométricos, o coeficiente de correlação serial "r":

$$r = \frac{\sum_{i=1}^{N-1} (x_i - \bar{x}) \cdot (x_{i+1} - \bar{x})}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2} \quad (17)$$

e, com o valor de "r", o valor de "T":

$$T = \frac{r \sqrt{N-2}}{\sqrt{1-r^2}} \quad (18)$$

que, conforme SNEDECOR e COCHRAN (1980), se distribui segundo uma distribuição "t" de Student. Nessa referência se acha publicada uma tabela que fornece os valores críticos de "r" que permitem rejeitar a hipótese nula da independência serial a níveis de significância de 10%, 5%, 2% e 1%.

3.1.2 Teste "t" de Student

O teste "t" de Student é utilizado para verificar se as diferenças entre as médias de várias amostras podem ser atribuídas ao acaso, sendo útil na identificação de mudanças e tendências.

Calcula-se a variável estatística "t" como :

$$t = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\left[\frac{N_1 S_1^2 + N_2 S_2^2}{N_1 + N_2 - 2} \left(\frac{1}{N_1} + \frac{1}{N_2} \right) \right]^{0.5}} \quad (19)$$

com \bar{X}_1 e \bar{X}_2 médias dos subperíodos, N_1 e N_2 tamanhos dos subperíodos e S_1 e S_2 , os respectivos desvios padrão.

Se $t < t_{\alpha}$, sendo " t_{α} " o desvio relativo à distribuição "t", para o nível de confiabilidade " α " (bilateral) com n-2 graus de liberdade, dados em tabelas, como em SPIEGEL (1978), diz-se que a série é homogênea com relação à média.

3.1.3 Teste de Bartlett

O teste de Bartlett, verifica a hipótese básica de que as variâncias de várias amostras são estatisticamente indistinguíveis. O procedimento consiste em calcular a variável estatística " χ^2 " entre "K" amostras aleatórias cuja distribuição amostral, no caso de população independente e normal, é aproximadamente uma distribuição chi-quadrado " χ^2 " com "K-1" graus de liberdade. Calcula-se:

$$\chi^2_o = \frac{q}{c} \quad (20)$$

onde,

$$q = (N-K) \text{Ln } S_p^2 - \sum_{i=1}^K (n_i - 1) \text{Ln } S_i^2 \quad (21)$$

$$c = 1 + \frac{1}{3(K-1)} \left[\sum_{i=1}^K \left(\frac{1}{n_i - 1} \right) - \left(\frac{1}{N-K} \right) \right] \quad (22)$$

$$S_p^2 = \frac{\sum_{i=1}^K (n_i - 1) S_i^2}{N - K} \quad (23)$$

com "N", tamanho total da série, " S_i^2 ", a variância de cada subperíodo e " n_i ", número de elementos de cada subperíodo.

Nos casos analisados nesta dissertação, o valor de "K" foi considerado igual a 2 e as expressões, acima, reduzem a:

$$q = (N-2) \text{Ln } S_p^2 - \sum_{i=1}^2 (n_i - 1) \text{Ln } S_i^2 \quad (24)$$

$$c = 1 + \frac{1}{3} \left[\sum_{i=1}^2 \left(\frac{1}{n_i - 1} \right) - \left(\frac{1}{N-2} \right) \right] \quad (25)$$

$$S_p^2 = \frac{\sum_{i=1}^2 (n_i - 1) S_i^2}{N - 2} \quad (26)$$

com "N", tamanho total da série, " S_i^2 ", a variância de cada subperíodo e " n_i ", número de elementos de cada subperíodo.

A hipótese básica, da homogeneidade da série relativamente à variância será rejeitada para valores de " χ^2_o " tais que:

$$\chi^2_o > \chi^2_{\alpha,1} \quad (27)$$

onde " $\chi^2_{\alpha,1}$ " é o percentil da distribuição qui-quadrado com nível de significância " α " e um grau de liberdade.

Infelizmente o teste de Bartlett é muito sensível à

curtose especialmente para distribuições com curtose positiva quando tende erroneamente a rejeitar a hipótese nula.

Neste caso, conforme SNEDECOR e COCHRAN (1980), deve-se dar preferência ao teste de Levene onde as variâncias das amostras são substituídas pelo desvio médio absoluto.

3.1.4 Teste de Mann-Kendall

O teste de Mann-Kendall, como descrito no guia de cálculo de cheia de projeto de vertedouro (ELETROBRÁS, 1987) considera como hipótese básica, que todos os valores de uma série foram sorteados aleatoriamente da mesma população. Se a hipótese básica é verdadeira, as $n!$ permutações dos elementos da série tem igual probabilidade de formarem a série temporal realmente em análise. Caso contrário, haverá um processo de tendência no sorteio dos elementos da série para as permutações em análise. O teste consiste em calcular:

$$a. I = \sum_{i=1}^{N-1} s_i \quad (28)$$

sendo: s_i - número de $x_j > x_i$, com $i < j \leq N$

N - tamanho da amostra

x_i , $i=1,2,\dots,N$ - série temporal

$$b. T = \sum_{i=1}^{N-1} t_i \quad (29)$$

sendo: t_i - número de $x_j < x_i$, com $i < j \leq N$

$$c. S = T - I \quad (30)$$

$$d. V = \frac{S - 1}{\left[\frac{n(n-1)(n-2)}{18} \right]^{0.5}} \quad (31)$$

O teste deve ser usado para $n > 10$. Neste caso, compara-se o valor de "V", da expressão (31), com o valor crítico dado no quadro 3.1, em função do nível de significância do teste, e considerando a série homogênea se:

$$V < V_{\text{crit.}} \quad (32)$$

QUADRO 3.1 - Valores críticos do teste de Mann-Kendall

α	0.005	0.010	0.025	0.050	0.100
V_{crit}	2.58	2.33	1.96	1.64	1.28

3.2 Geração de Séries Sintéticas

Ao atribuir à vazão ou precipitação um caráter aleatório, apenas procura-se superar a impossibilidade de se tratar o processo da gênese das enchentes, em toda sua complexidade, pelas leis gerais da mecânica dos fluidos.

Como já foi mencionado, neste caso associa-se as variáveis hidrológicas a um processo estocástico, cuja natureza e parâmetros são definidos pela evidência empírica das séries temporais observadas.

Quando se trata de processos estocásticos relativamente simples, como por exemplo uma função de distribuição acumulada conhecida, pode-se verificar a

adequação do processo estocástico frente à série observada de forma analítica-dedutiva. Contudo, quando para a definição do valor da vazão ou chuva máxima concorrem a combinação de várias distribuições de probabilidades dependentes entre si, o tratamento analítico-dedutivo adquire uma complexidade tal que se torna inviável na prática. Neste caso, é usual lançar mão da técnica de geração de séries sintéticas obtidas em computador, mediante a combinação adequada de sequências de números aleatórios ou pseudo-aleatórios.

Os parâmetros dos processos estocásticos que governam a geração desses números aleatórios são obtidos em geral de uma parte do registro histórico enquanto outra parte das observações é usada para comparar certas propriedades das séries geradas e observadas, por exemplo o número de cheias por ano, máxima vazão anual, duração média das cheias, etc. Este último procedimento é denominado validação enquanto o primeiro chama-se calibragem.

A nível computacional, é usual gerar por meio de rotinas apropriadas, números pseudo-aleatórios uniformes que, embora equiprováveis, são obtidos através de um processo matemático determinístico e portanto previsíveis.

Existem vários métodos para a geração de números pseudo-aleatórios uniformes sendo, o mais comum, o método congruente multiplicativo dado pela equação:

$$X_{n+1} = (a \cdot X_n + c) \text{ mod}(m) \quad (33)$$

com: $n > 0$;

X_0 - semente do gerador, $X_0 > 0$;

a - multiplicador, $a > 0$;

c - incremento, $c > 0$;

m - módulo, $m > X_0$, $m > a$, e $m > c$;

onde a notação $\text{mod}(m)$ significa que X_{n+1} é o resto da divisão de $(a \cdot X_n + c)$ por m .

Segundo KAVISKI (1988) a escolha dos parâmetros "a" e "m" será função do computador em uso.

Para a geração de variáveis aleatórias que possuam uma certa função de distribuição acumulada $F_X(x)$, basta gerar variáveis (y) uniformemente distribuídas no intervalo [0,1] e calcular "x" pela expressão:

$$x = F_X^{-1}(y) \quad (34)$$

onde F_X^{-1} é a função inversa de F_X .

No caso de variáveis aleatórias cujas formas inversas da função de distribuição acumulada são explicitáveis, a geração é imediata, caso contrário é necessário recorrer a aproximações ou soluções por métodos numéricos.

3.2.1 Séries Sintéticas de Vazões Máximas Anuais

Quando se dispõe de uma série temporal observada para uma variável hidrológica, esta é apenas uma das possíveis realizações de um processo estocástico, decorrente das características fisiográficas e climáticas do local em questão, podendo-se imaginar que a natureza "sorteou" a série histórica a partir deste processo.

A luz de tal proposição, um modelo gerador de séries sintéticas de vazões máximas anuais pode ser estabelecido, associando-se o sorteio de sucessivos números aleatórios com uma distribuição de probabilidades pré-fixada, e que representa o processo estocástico subjacente, para produzir

uma série q_1, q_2, \dots, q_n tão longa quanto se queira.

Evidentemente a utilização de séries sintéticas geradas não cria informação, uma vez que o processo de seleção de um modelo e de estimação de seus parâmetros é feito a partir da inferência com a série histórica.

Portanto, uma série sintética de vazões máximas anuais deve preservar as características básicas da população, ou seja, a curva de frequência acumulada da série deve ter como limite a função de distribuição inferida a partir da série histórica. Isto significa que os parâmetros da série gerada, como média, desvio padrão, assimetria e outros, tendem aos correspondentes parâmetros da série observada.

No presente trabalho, a geração de séries sintéticas foi usada para analisar a distribuição amostral das estimativas de vazões ou precipitações máximas " x_T ", associadas a um dado tempo de retorno, para três cenários do correspondente processo estocástico. Estes cenários foram representados pelas seguintes distribuições de probabilidades marginais:

a) log-normal a três parâmetros representada pela função de distribuição acumulada:

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{a}{(x-x_0)\sqrt{2\pi}} e^{-[a \ln(x-x_0) + b]^2/2} dx \quad (35)$$

com parâmetros "a", "b" e " x_0 ".

b) Pearson tipo III dada por:

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{a^\gamma}{\Gamma(\gamma)} e^{-a(x-b)} (x-b)^{\gamma-1} dx \quad (36)$$

com parâmetros "a", "b" e "γ", parâmetros da distribuição a serem estimados e $\Gamma(\gamma)$, é a função gama, cujas características serão mostradas a seguir.

c) log-Pearson tipo III

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{a^\gamma}{x \Gamma(\gamma)} e^{-a(\ln x - b)} (\ln x - b)^{\gamma-1} dx \quad (37)$$

com "a", "b", "γ" parâmetros a serem calculados.

A forma inversa das funções de distribuição acumulada, para os três cenários estudados, não são explicitáveis facilmente, impossibilitando a utilização da metodologia de obtenção de " x_T " através da expressão (34).

Para a geração de números aleatórios distribuídos segundo a log-normal a três parâmetros utilizou-se uma mudança de variáveis na expressão (35), para a distribuição normal padrão, qual seja:

$$z = a \ln(x - x_0) + b \quad (38)$$

sendo "z", o valor da variável normal padrão $N(0,1)$, com média zero e variância unitária.

Com a geração de uma variável aleatória normalmente distribuída "z", a partir de um par de números aleatórios uniformes entre 0 e 1, obtém-se "x" da expressão (38):

$$x = x_0 + e^{(z-b)/a} \quad (39)$$

com "a", "b", e " x_0 ", parâmetros da distribuição log-normal a três parâmetros obtidas a partir de características populacionais que se estabeleceu, nesta dissertação, pelo método dos momentos de estimativa de parâmetros.

No caso de números aleatórios distribuídos segundo

Pearson tipo III utilizou-se o resultado, descrito por KITE (1978), a partir da mudança de variáveis:

$$y = a(x-b) \quad (40)$$

na expressão (36) obtendo:

$$F_Y(y) = \frac{1}{\Gamma(\gamma)} \int_0^y e^{-y} y^{\gamma-1} dy = F_Y(\chi^2, 2\gamma) \quad (41)$$

com $F_Y(\chi^2, 2\gamma)$ é a distribuição chi-quadrado com "2 γ " graus de liberdade.

A partir da geração de um número qui-quadrado, com "2 γ " graus de liberdade obtém-se "x", distribuído segundo Pearson tipo III a partir de:

$$x = \frac{\chi^2}{2a} + b \quad (42)$$

com os parâmetros "a", "b", " γ " obtidos pelo método dos momentos de estimação de parâmetros.

Para a geração de um número aleatório distribuído segundo log-Pearson tipo III utilizou-se do mesmo resultado obtido para a distribuição Pearson tipo III, ao obter-se a expressão (41) quando da mudança de variáveis, dada por:

$$y = a (\text{Ln } x - b) \quad (43)$$

na equação (37).

Considerando que um número aleatório "x" distribuído segundo log-Pearson tipo III, tem seu logaritmo distribuído segundo Pearson tipo III, a metodologia de geração de um número aleatório de acordo com a distribuição log-Pearson tipo III, consiste basicamente, em se gerar um número qui-quadrado (χ^2) com "2 γ " graus de liberdade, obtendo-se "x" de acordo com a expressão:

$$x = e^{[(\chi^2/2a) + b]} \quad (44)$$

com "a", "b" e "γ", parâmetros da distribuição calculados pelo método dos momentos.

3.3 Funções de distribuição de probabilidades utilizadas na estimativa amostral de "x_T".

A escolha da função distribuição de probabilidades a ser utilizada na análise de frequência de cheias, não é uma questão simples, principalmente quando se deseja estabelecer valores com elevado tempo de retorno.

Deve-se adotar modelos cujas características sejam coerentes com as condições físicas que determinam os fenômenos que representam. Por outro lado, deve ser possível aproximar os modelos pela distribuição empírica de frequência das amostras disponíveis.

No caso de vazões, os modelos adotados devem ser contínuos, possuir limite inferior não negativo e assimetria positiva, características que se relacionam a aspectos físicos da ocorrência de vazões de cheias. No caso de precipitações máximas anuais, as características devem ser similares, desde que não se trate de regiões áridas onde pode ser necessário alocar uma massa de probabilidade ao valor nulo da variável aleatória.

Dentro dos objetivos que se pretende atingir, foram utilizados para a estimativa amostral de "x_T" seis modelos probabilísticos de uso corrente na análise de frequência de cheias, sendo três de três parâmetros e três de dois

parâmetros, a saber:

1. log-normal a três parâmetros
2. Pearson a três parâmetros
3. log-Pearson a três parâmetros
4. Gumbel
5. exponencial
6. log-normal a dois parâmetros

Já se mencionou que, na adequada estimativa de uma vazão ou precipitação de projeto, além da escolha da distribuição, existe o problema da estimação dos parâmetros da distribuição de probabilidades.

Dentro deste propósito, estudou-se para as distribuições de melhores resultados, em termos de avaliação da robustez, cinco métodos de estimação de parâmetros:

1. Método dos momentos
2. Método da máxima verossimilhança
3. Método da máxima entropia
4. Método dos mínimos quadrados
5. Método dos pesos probabilísticos

3.3.1 Método dos Momentos

O método dos momentos consiste em calcular os "k" parâmetros da distribuição em estudo, de tal sorte, que os "k" primeiros momentos da distribuição sejam iguais aos momentos correspondentes da amostra".

Considerando que o momento de ordem "r" da distribuição em relação a origem é dado por:

$$\mu_r'(\theta_j) = E[x^r] = \int_{-\infty}^{\infty} x^r f_X(x, \theta_j) dx \quad (45)$$

com " θ_j " parâmetros. O momento de ordem "r" da amostra em relação à origem, é dado por:

$$m_r' = \frac{\sum_{i=1}^n X_i^r}{N} \quad (46)$$

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

$$\mu_r'(\theta_j) = m_r' \quad (47)$$

Entretanto pode-se provar que a expressão (46) fornece estimativas tendenciosas dos momentos de ordem superior à primeira de modo que existe a necessidade de multiplicar o segundo membro por um fator apropriado.

Embora seja matematicamente equivalente, é usual tomar em lugar dos momentos " m_r' " os chamados momentos centrados sempre que "r" é maior que 1. O momento centrado de ordem "r" é definido como:

$$\mu_r(\theta_i) = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu_1')^r f_X(x, \theta_i) dx \quad \text{para } r > 1 \quad (48)$$

e as estimativas amostrais dadas por:

$$m_r = K_{t,r} \frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^r}{N} \quad \text{para } r > 1 \quad (49)$$

sendo " \bar{x} ", a média aritmética dos valores observados e $K_{t,r}$ o fator de correção da tendenciosidade.

A prática de se usar no ajuste, os momentos centrados, se deve ao fato de que estes momentos tem uma interpretação geométrica vinculada à forma da curva de densidade de

probabilidade da distribuição.

Apenas no caso de "r" igual a 1 utiliza-se o momento em relação à origem, neste caso denominado valor esperado ou simplesmente média, evidentemente também função dos parâmetros:

$$\mu(\theta_j) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x, \theta_j) x dx \quad (50)$$

O momento centrado de segunda ordem, denominado de variância, representa o grau de dispersão da variável aleatória em torno do seu valor esperado (média). Usa-se também, para a mesma finalidade, a raiz quadrada desse momento e que tem a vantagem de ter a dimensão da própria variável aleatória (desvio padrão). Expresso em forma adimensional como percentual da média, recebe o nome de coeficiente de variação. O ajuste dos parâmetros da distribuição usando estimativa de qualquer uma dessas medidas é equivalente.

O momento centrado de terceira ordem, quase sempre usado sob forma adimensional, mede o grau de assimetria da distribuição. Na forma adimensional dividido pela potência (3/2) da variância é referido como coeficiente de assimetria.

O momento centrado de quarta ordem, exprime o maior ou menor grau de achatamento da distribuição, sendo fortemente influenciado pela forma da cauda da mesma. Em geral, é também apresentado na forma adimensional, conhecida como coeficiente de curtose, através da sua razão com o quadrado da variância.

Os fatores de correção de tendenciosidade são dados por :

$$K_{t,2} = \frac{N}{N-1} \quad (51.a)$$

$$K_{t,3} = \frac{N^2}{(N-1)(N-2)} \quad (51.b)$$

$$K_{t,4} = \frac{N^3}{(N-1)(N-2)(N-3)} \quad (51.c)$$

As expressões para as estatísticas de uso corrente e que, para a aplicação do método dos momentos, são igualadas à expressão (50), no caso da média, e à equação (48), nos demais casos, resultam:

a) média

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^N x_i}{N} \quad (52)$$

b) desvio padrão

$$s = \left[\frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2}{N-1} \right]^{0.5} \quad (53)$$

c) coeficiente de assimetria

$$g = \frac{N \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^3}{(N-1)(N-2) s^3} \quad (54)$$

d) coeficiente de curtose

$$k = \frac{N^2 \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^4}{(N-1)(N-2)(N-3) s^4} \quad (55)$$

3.3.2 Método da Máxima Verossimilhança

Sendo dada a função densidade de probabilidade

$f_X(x, \theta_j)$, com "k" parâmetros, a função de distribuição multivariada da amostra $X = (x_1, x_2, \dots, x_n)$, também chamada de função de verossimilhança, pode ser escrita como :

$$L = \prod_{i=1}^N f_X(x_i, \theta_j) \quad \begin{cases} i=1,2,\dots,N \\ j=1,2,\dots,k \end{cases} \quad (56)$$

O método da máxima verossimilhança consiste em estimar os parâmetros " θ_j " de forma a maximizar a função de verossimilhança. O procedimento consiste em resolver um sistema de "k" equações obtidas pelas derivadas parciais de "L" em relação a cada " θ_j " igualadas a zero. Em síntese, maximizar a função de verossimilhança significa atribuir aos "k" parâmetros valores tais que a amostra disponível seja a de probabilidade de ocorrência a maior possível.

Na prática usa-se frequentemente, maximizar o logaritmo da função de verossimilhança que equivale, desde que a função seja sempre positiva, a maximizar a própria função. Obtém-se assim:

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \ln f_X(x_i, \theta_j) \quad (57)$$

e o sistema a resolver será:

$$\sum_{i=1}^N \frac{1}{f_X(x_i, \theta_1)} \frac{\partial f_X(x_i, \theta_1)}{\partial \theta_1} = 0 \quad (58. a)$$

$$\sum_{i=1}^N \frac{1}{f_X(x_i, \theta_2)} \frac{\partial f_X(x_i, \theta_2)}{\partial \theta_2} = 0 \quad (58. b)$$

$$\dots$$

$$\sum_{i=1}^N \frac{1}{f_X(x_i, \theta_k)} \frac{\partial f_X(x_i, \theta_k)}{\partial \theta_k} = 0 \quad (58. c)$$

3.3.3 Método dos Mínimos Quadrados

O método dos mínimos quadrados consiste em minimizar o somatório dos quadrados das diferenças entre valores observados (valores amostrais) e o valor teórico (obtido da distribuição de frequência acumulada) correspondente a estimativa da probabilidade acumulada (frequência relativa acumulada).

Seja $\hat{x}_i(\theta_j) = F_X^{-1}(f_i, \theta_j)$, com $f_i = i/(N+1)$ a estimativa teórica do i -ésimo valor da variável aleatória na amostra disposta em ordem crescente ($x_i \geq x_{i-1}$). Tem-se então:

$$\sum_{i=1}^N [x_i - \hat{x}_i(\theta_j)]^2 = \text{mínimo} \quad j=1,2,\dots,k \quad (59)$$

Derivando em relação a " θ_j " obtem-se o sistema com " k " equações, cuja solução, permite definir os " θ_j " parâmetros:

$$\sum_{i=1}^N [x_i - \hat{x}_i(\theta_1)] \frac{\partial \hat{x}_i(\theta_1)}{\partial \theta_1} = 0 \quad (60. a)$$

$$\sum_{i=1}^N [x_i - \hat{x}_i(\theta_2)] \frac{\partial \hat{x}_i(\theta_2)}{\partial \theta_2} = 0 \quad (60. b)$$

$$\sum_{i=1}^N [x_i - \hat{x}_i(\theta_k)] \frac{\partial \hat{x}_i(\theta_k)}{\partial \theta_k} = 0 \quad (60. c)$$

3.3.4 Método da Máxima Entropia

JOWITT (1979), comenta que a utilização do método da máxima entropia para caracterização de funções de

distribuição de probabilidades tem sido estudado desde 1968.

A função de entropia "S", de uma distribuição de probabilidades, $f_X(x)$, fornece uma medida numérica da incerteza associada ao evento aleatório "x". A forma da função obtida por Shannon em 1948 é dada por:

$$S = -K \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) \ln [f_X(x)] dx \quad (61)$$

com $K > 0$.

O princípio da máxima entropia, proposto por Jaynes e descrito por JOWITT (1979), é um critério para a seleção de alguma distribuição de probabilidade, com função densidade $f_X(x)$, que maximize a função de entropia "S" sujeita a algumas restrições " $g_k(x)$ ", que representam as propriedades que a função densidade deve preservar. A função densidade selecionada é, então, dada pela solução do problema de otimização, a seguir:

$$\text{Max.}_{\theta_j} S = -K \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x, \theta_j) \ln [f_X(x, \theta_j)] dx \quad (62)$$

sujeito a :

$$1. \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x, \theta_j) dx = 1 \quad (63)$$

que representa a equação de normalização de $f_X(x, \theta_j)$.

$$2. \int_{-\infty}^{\infty} g_k(x) f_X(x, \theta_j) dx = E [g_k(x)] \quad (64)$$

média de algumas funções " $g_k(x)$ ", conhecidas a priori.

O problema proposto é resolvido utilizando-se multiplicadores de Lagrange, representada por:

$$p(x) = e^{[-\lambda_0 - \sum_{k=1}^l \lambda_k g_k(x)]} \quad (65)$$

onde " λ_0 " e " λ_j " são os multiplicadores de Lagrange associados, respectivamente, à condição de normalização e as restrições principais.

Com base nas restrições impostas pelas equações (63) e (64) é possível determinar a função de densidade $f_X(x, \theta_i)$ que maximize a função de entropia "S". Para definição dos parâmetros " θ_j " da função de probabilidade, JOWITT (1979) orienta para a utilização, na equação (64), de funções "estatísticas suficientes para estimação de parâmetros", representada pela média das " $g_k(x)$ ", $E[g_k(x)]$, funções que devem convergir para um determinado valor.

A dificuldade do método está em se escolher adequadamente as " $g_k(x)$ " funções que permitem a solução do problema de otimização.

3.3.5 Método dos Pesos Probabilísticos

Conforme GREENWOOD et alii (1979), dada a função de distribuição acumulada $F_X(x) = P[X \leq x]$, o momento com pesos probabilísticos é definido pela função:

$$M_{i,j,k} = E[X^i F^j (1-F)^k] = \int_0^1 [X(F)]^i F^j (1-F)^k dF \quad (66)$$

sendo "i", "j" e "k" números reais. Se $j=k=0$ e "i" um número inteiro não negativo, então, $M_{i,0,0}$ representa o momento de ordem "i", ou seja :

$$M_{i,0,0} = \int_0^1 [X(F)]^i dF \quad (67)$$

Tendo em vista que $dF = f_X(x)dx$, observa-se que a equação acima, pode ser escrita em função da densidade

" $f_X(x)$ " como:

$$M_{1,0,0} = \int_{-\infty}^{\infty} x^1 f_X(x) dx \quad (68)$$

equação idêntica a expressão (45).

O método consiste em igualar os momentos com pesos probabilísticos populacionais aos momentos amostrais. Os momentos populacionais com pesos probabilísticos são funções dos parâmetros a estimar e, os momentos amostrais são números reais. Para algumas distribuições emprega-se a estimativa amostral " $M_{1,0,k}$ " designada por " M_k ", dada por :

$$M_k = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i (1 - F_i)^k \quad (69)$$

com

$$F_i = \frac{i}{N + 1} \quad (70)$$

Os respectivos momentos populacionais serão dados por:

$$M_k = \int_0^1 X(F) (1-F)^k dF \quad (71)$$

Como a função de distribuição acumulada é dada por:

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt \quad (72)$$

resulta na expressão (71):

$$M_k = \int_{-\infty}^{\infty} \left[1 - \int_{-\infty}^x f_X(t) dt \right]^k \times f_X(x) dx \quad (73)$$

Como se vê, esse método de ajuste se apresenta bastante simples sempre que é possível explicitar a variável aleatória como função da distribuição acumulada. No caso de distribuições em que essa explicitação analítica é difícil, a utilização do método com pesos probabilísticos se torna bastante complexa.

3.4 Aplicação dos métodos de ajuste para cada uma das distribuições testadas.

A seguir, serão detalhados os métodos usados no presente trabalho, para ajustar os vários tipos de distribuição aplicadas às amostras geradas sinteticamente ou obtidas do particionamento das séries observadas. Para a maioria das distribuições foi utilizado apenas o método dos momentos. Apenas no caso das distribuições de Gumbel e exponencial, que se mostraram como as mais robustas, outros métodos de estimativa de parâmetros foram testados.

3.4.1 Distribuição log-normal a três parâmetros

A função densidade de probabilidade que define a chamada distribuição log-normal a três parâmetros, também conhecida como lei de Galton ou Galton-Gibrat tem a forma:

$$f_X(x) = \frac{a}{(x-x_0)\sqrt{2\pi}} e^{-[a\ln(x-x_0)+b]^2/2} \quad (74)$$

com parâmetros "a", "b" e "x₀".

Para a estimação dos parâmetros pelo método dos momentos determinam-se os momentos da distribuição efetuando a integral (45), com r=1, e a integral (48) para r=2 e r=3 obtendo-se:

$$\mu_x = x_0 + e^{(1-2ab)/2a^2} = \bar{x} \quad (75)$$

$$\sigma_x^2 = (e^{1/a^2} - 1) e^{(1-2ab)/2a^2} = s^2 \quad (76)$$

$$\gamma_x = (e^{s^2/a^2} + 2)(e^{s^2/a^2} - 1)^{0.5} = g \quad (77)$$

com " \bar{x} ", " s^2 " e " g ", respectivamente iguais às estimativas da média, variância e coeficiente de assimetria amostrais, dadas pelas expressões (52), (53) e (54).

Uma vez estimados os parâmetros da distribuição, os valores extremos para os diferentes tempos de retorno são obtidos pela expressão:

$$x = x_0 + e^{(z-b)/a} \quad (78)$$

sendo " z " o valor da variável normal padrão $N(0,1)$ para uma probabilidade acumulada:

$$F_Z(z) = 1 - \frac{1}{T} \quad (79)$$

3.4.2 Distribuição Pearson tipo III

A função densidade de probabilidade da distribuição Pearson tipo III, tem a seguinte forma:

$$f_X(x) = \frac{a^\gamma}{\Gamma(\gamma)} e^{-a(x-b)} (x-b)^{\gamma-1} \quad (80)$$

com " a ", " b " e " γ " parâmetros a serem, estimados e $\Gamma(\gamma)$, é a função gama definida como:

$$\Gamma(\gamma) = \int_0^{\infty} y^{\gamma-1} e^{-y} dy \quad (81)$$

A estimativa dos parâmetros pelo método dos momentos é realizada sem dificuldades, substituindo a função densidade de probabilidade na equação geral dos momentos e efetuando-se as integrais. Obtém-se as seguintes expressões para o cálculo dos parâmetros, como descrito por FILL et alii (1986):

$$\mu_x = b + \frac{\gamma}{a} = \bar{x} \quad (82)$$

$$\sigma_x^2 = \frac{\gamma}{a^2} = s^2 \quad (83)$$

$$\gamma_x = \frac{\gamma}{\gamma^{0.5}} = g \quad (84)$$

com "a", "b" e "γ" parâmetros a serem estabelecidos e " \bar{x} ", " s^2 " e "g", respectivamente iguais às estimativas amostrais da média, variância e coeficiente de assimetria.

KITE (1978) mostra que se pode estabelecer o valor da variável " x_T " para uma determinada probabilidade de ocorrência, pela relação:

$$x_T = \frac{\chi^2}{2a} + b \quad (85)$$

onde: " χ^2 " é o percentil da distribuição qui-quadrado para probabilidade $(1-1/T)$ e " 2γ " graus de liberdade, com "a" e "b" parâmetros da distribuição.

3.4.3 Distribuição log-Pearson tipo III

Se os logaritmos, de uma variável aleatória "X" são distribuídos segundo uma distribuição Pearson tipo III, diz-se que esta variável segue uma distribuição log-Pearson tipo III.

A função densidade de probabilidade resulta:

$$f_X(x) = \frac{a^\gamma}{x \Gamma(\gamma)} e^{-a(\ln x - b)} (\ln x - b)^{\gamma-1} \quad (86)$$

com "a", "b" e "γ" parâmetros a serem calculados.

No caso da distribuição log-Pearson tipo III os momentos foram calculados conforme BOBÉE (1975) a partir da definição de momento de ordem "r" em relação a origem

considerando:

$$\mu_r' = \frac{e^{br}}{[1-(r/a)]^\gamma} \quad (87)$$

Calculando o primeiro, segundo e terceiro momentos em relação a origem, através da expressão (87) obtém-se:

$$\ln \mu_1' = b - \gamma \ln [(a-1)/a] \quad (88)$$

$$\ln \mu_2' = 2b - \gamma \ln [(a-2)/a] \quad (89)$$

$$\ln \mu_3' = 3b - \gamma \ln [(a-3)/a] \quad (90)$$

Esse sistema de equações só pode ser resolvido por tentativas, porém para um certo número de casos particulares BOBEE (1975) propõe um método de solução alternativo.

Manipulando-se as três equações, define-se:

$$B = \frac{\ln m_3' - 3 \ln m_1'}{\ln m_2' - 2 \ln m_1'} \quad (91)$$

com " m_1' ", " m_2' ", " m_3' " calculados a partir da amostra, pela expressão (46), multiplicada pelos fatores de correção de tendenciosidade dadas pelas expressões (51).

Para valores de "B" entre 3 e 6 a obtenção do parâmetro "a" pode ser feita diretamente pelas seguintes expressões:

(a) A partir do valor de "B" calcula-se:

$$C = \frac{1}{(B-3)} \quad (92)$$

(b) A seguir determina-se "A" pelas expressões:

$$A = \begin{cases} -0.23019 + 1.65262C + 0.20911C^2 - 0.04557C^3 & \text{para } 3.5 < b \leq 6 \\ -0.47157 + 1.99955C & \text{para } 3.0 < b \leq 3.5 \end{cases} \quad (93)$$

(c) Com o valor de "A" temos:

$$a = A + 3 \quad (94)$$

Com "a" obtém-se, facilmente, os outros dois parâmetros, a partir das equações (88) e (89).

No caso de $B < 3$, o método proposto não é aplicável e deve-se resolver numericamente as equações (88), (89) e (90), em função de "a" por aproximações sucessivas. No presente trabalho, foi utilizado, neste caso, o método clássico de Newton-Raphson.

Para a estimativa dos percentis de vazões ou precipitações, com dado tempo de retorno, utilizou-se do mesmo resultado para a distribuição Pearson tipo III, equação (85), de modo que se pode escrever:

$$x = e^{[(\chi^2/2a) + b]} \quad (95)$$

onde " χ^2 ", é o valor de qui-quadrado para probabilidade $(1-1/T)$ com " 2γ " graus de liberdade, "a" e "b", parâmetros da distribuição log-Pearson tipo III.

3.4.4 Distribuição log-normal a dois parâmetros

Se os logaritmos de uma variável são normalmente distribuídos, diz-se então que tal variável é distribuída segundo a log-normal a dois parâmetros com função densidade de probabilidade igual a:

$$f_X(x) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-[(\ln x - \mu) / 2\sigma]^2} \quad (96)$$

com " μ " e " σ^2 ", respectivamente, média e variância dos logaritmos de "x".

Segundo FILL et alii (1988) os momentos de uma variável com distribuição log-normal a dois parâmetros são dados por:

$$\mu_x = e^{\mu_y + \sigma_y^2/2} = \bar{x} \quad (97)$$

$$\sigma_x^2 = e^{2\mu_y + \sigma_y^2} (e^{\sigma_y^2} - 1) = s^2 \quad (98)$$

com " μ_y ", " σ_y^2 ", respectivamente, média e variância a serem estabelecidos e " \bar{x} " e " s^2 " iguais às estimativas amostrais da média e variância.

Os valores da variável para um dado tempo de recorrência são obtidos através de:

$$x_T = e^{(\mu_y + z\sigma_y)} \quad (99)$$

sendo " z " o valor da variável normal padrão $N(0,1)$ correspondente a $F_Z(z) = 1 - 1/T$.

3.4.5 Distribuição de Gumbel

A distribuição de Gumbel ou extrema tipo I, já analisada sob o aspecto teórico no capítulo 2, caracteriza-se pela função densidade de probabilidade:

$$f_X(x) = \alpha e^{(-\alpha(x-\beta)) - e^{-\alpha(x-\beta)}} \quad (100)$$

e função de distribuição acumulada:

$$F_X(x) = e^{-e^{-\alpha(x-\beta)}} \quad (101)$$

com " α " e " β ", parâmetros a serem determinados

Para a aplicação do método dos momentos ROCHE (1963) mostra que a média e o desvio padrão da distribuição de Gumbel são dados pelas equações:

$$\mu = \beta + \frac{0,577}{\alpha} \quad (102)$$

$$\sigma = 1,2825 / \alpha \quad (103)$$

Igualando estas expressões às estimativas amostrais das respectivas estatísticas, resulta:

$$\alpha = 1,2825/s \quad (104)$$

$$\beta = \bar{x} - 0,45s \quad (105)$$

sendo " \bar{x} " e " s " média e desvio padrão estimados a partir da amostra. O coeficiente de assimetria da distribuição de Gumbel resulta constante e igual a 1,14 conforme PINTO et alii (1976).

Para a estimativa dos percentis correspondentes a um tempo de recorrência " T ", explicita-se a variável " x " da expressão (101) e tendo em vista que $F(x) = 1 - 1/T$ obtém-se:

$$x_T = \beta - \frac{1}{\alpha} \text{Ln} [-\text{Ln}(1 - 1/T)] \quad (106)$$

expressão que fornece o valor da variável aleatória " x " para qualquer tempo de recorrência. Substituindo " α " e " β " em função de " \bar{x} " e " s " resulta:

$$x_T = \bar{x} + s (-0,78 \text{Ln} [-\text{Ln}(1 - 1/T)] - 0,45) \quad (107)$$

O fator entre colchetes depende apenas do tempo de recorrência " T ", e frequentemente é chamado fator de recorrência. Neste caso a equação (107) pode ser escrita como:

$$x_T = \bar{x} + K_T s \quad (108)$$

expressão clássica proposta por CHOW (1964).

No caso das distribuições Gumbel e exponencial, além do método dos momentos foram também utilizadas outras técnicas de estimativa de parâmetros. Tal característica

decorre da investigação da distribuição mais robusta ter sido realizada em duas etapas. Na primeira com a finalidade de eliminar os modelos probabilísticos menos adequados, usou-se apenas o método dos momentos para ajuste dos parâmetros. Na segunda etapa investigou-se qual o método de ajuste que produziria os resultados mais robustos para as duas distribuições melhor classificadas na primeira fase, nesta dissertação, as distribuições Gumbel e exponencial. Assim outros métodos de estimação de parâmetros foram analisados:

- a. Método da Máxima Verossimilhança
- b. Método dos Mínimos Quadrados
- c. Método da Máxima Entropia
- d. Método dos Pesos Probabilísticos

Para aplicar o método da máxima verossimilhança, à distribuição de Gumbel, deve-se calcular o quociente entre as derivadas da função densidade em relação a cada um dos parâmetros, pela própria função densidade, como em ROCHE (1963):

$$\frac{\partial f_X(x)/\partial\alpha}{f_X(x)} = (1/\alpha) - (x-\beta) + (x-\beta)e^{-\alpha(x-\beta)} \quad (109)$$

$$\frac{\partial f_X(x)/\partial\beta}{f_X(x)} = \alpha - \alpha e^{-\alpha(x-\beta)} \quad (110)$$

Substituindo estas expressões nas equações (58) e efetuando algumas simplificações resulta o seguinte sistema de equações, com solução através de métodos numéricos para definir os valores dos parâmetros "α" e "β":

$$(1/\alpha) - \bar{x} + \frac{e^{\alpha\beta}}{N} \sum_{i=1}^N x_i e^{-\alpha x_i} = 0 \quad (111)$$

$$\frac{e^{\alpha\beta}}{N} \sum_{i=1}^N e^{-\alpha x_i} = 1 \quad (112)$$

No caso do ajuste pelo método dos mínimos quadrados considera-se a estimativa do valor da variável pela equação (106) a qual foi linearizada pela substituição:

$$y = -\text{Ln}(-\text{Ln}(1-1/T)) \quad (113)$$

ou,
$$y_i = -\text{Ln}[-\text{Ln}(1-1/(N+1))] \quad (114)$$

sendo "i" a ordem do valor "x_i", na amostra ordenada de forma decrescente (x_i ≤ x_{i-1}), resultando, então:

$$\hat{x}_i = \beta + (y_i/\alpha) \quad (115)$$

Substituindo-se nas equações (60) e efetuando algumas operações algébricas obtém-se o sistema de equações:

$$\beta \sum_{i=1}^N y_i + (1/\alpha) \sum_{i=1}^N y_i^2 = \sum_{i=1}^N x_i y_i \quad (116)$$

$$\beta N + (1/\alpha) \sum_{i=1}^N y_i = \sum_{i=1}^N x_i \quad (117)$$

ou seja:

$$\frac{1}{\alpha} = \frac{(\sum x_i) \cdot (\sum_{i=1}^N y_i) - N \sum_{i=1}^N x_i y_i}{(\sum y_i)^2 - N \sum_{i=1}^N y_i^2} \quad i=1,2,\dots,N \quad (118)$$

$$\beta = \frac{(\sum y_i) \cdot (\sum x_i y_i) - N (\sum x_i) \cdot (\sum y_i^2)}{(\sum y_i)^2 - N (\sum y_i^2)} \quad (119)$$

No caso do método da máxima entropia aplicou-se a metodologia proposta no trabalho de JOWITT (1979). Dada uma variável aleatória "x" no intervalo [-∞, +∞], Jowitt supôs que a função densidade de probabilidade "f_x(x)", solução para o

problema de maximização da função de entropia "S", com as seguintes propriedades:

$$a) \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1 \quad (120)$$

$$b) \int_{-\infty}^{\infty} f(x) [\alpha(x-\beta)] dx = E [\alpha(x-\beta)] \quad (121)$$

$$c) \int_{-\infty}^{\infty} f(x) e^{-\alpha(x-\beta)} dx = E [e^{-\alpha(x-\beta)}] \quad (122)$$

Jowitt obtém a distribuição de Gumbel, cuja função densidade de probabilidade (equação 100) é a solução do problema de otimização, a partir do princípio da máxima entropia, quando as propriedades da distribuição associadas à variável aleatória, consistem apenas dos momentos $E[\alpha(x-\beta)]$ e $E[e^{-\alpha(x-\beta)}]$ e que são dados por:

$$E [\alpha(x-\beta)] = 0.5772 \quad (123)$$

$$E [e^{-\alpha(x-\beta)}] = 1 \quad (124)$$

JOWITT (1979) apresenta um algoritmo para a determinação de "α" e "β", através de uma solução por aproximações sucessivas do sistema de equações, a partir da expressões (121) e (122).

$$\bar{z} = \sum_{i=1}^N \alpha(x_i - \beta) = 0.5772 N \quad (125)$$

$$\bar{c}_z = \sum_{i=1}^N e^{-\alpha(x_i - \beta)} = N \quad (126)$$

com "α" e "β" arbitrados inicialmente como os valores da média e variância amostrais. O algoritmo proposto tem uma rápida convergência quando aplicado a séries de máximos anuais.

Para o método dos pesos probabilísticos

substituindo-se na equação (66):

$$x = \beta - (1/\alpha) \text{Ln}(-\text{Ln}F) \quad (127)$$

obtem-se:

$$M_{1,0,0} = \int_0^1 \beta - (1/\alpha) \text{Ln}(-\text{Ln}(F)) dF \quad (128)$$

e

$$M_{1,1,0} = \int_0^1 [\beta - (1/\alpha) \text{Ln}(\text{Ln}(1/F))] F dF \quad (129)$$

Efetuada-se as integrais resulta:

$$M_{1,0,0} = \beta + (e/\alpha) \quad (130)$$

$$M_{1,1,0} = M_0 - M_1 = \frac{\beta}{2} + \frac{\text{Ln}(2) + e}{2\alpha} \quad (131)$$

onde "e" é o número de Euler = 0,5772.

Por outro lado é fácil mostrar a partir da equação (66) que:

$$M_{1,1,0} = M_{1,0,0} - M_{1,0,1} \quad (132)$$

e tendo em vista a notação para as estimativas amostrais de $M_{1,0,k}$ através da expressão (69) resulta, para a solução do sistema de equações (130 e 131), já efetuadas as operações básicas e considerando $(1-f_1) = 1/(N+1)$, obtém-se:

$$\frac{1}{\alpha} = 1.44 \left[\frac{2 \sum i x_i}{N(N+1)} - \bar{x} \right] \quad (133)$$

$$\beta = \bar{x} - (0,577/\alpha) \quad (134)$$

3.4.6 Distribuição Exponencial

A distribuição exponencial é caracterizada pela sua função densidade de probabilidade, qual seja:

$$f_X(x) = \alpha e^{-\alpha(x-\beta)} \quad (135)$$

e função de distribuição acumulada igual a:

$$F_X(x) = 1 - e^{-\alpha(x-\beta)} \quad (136)$$

com parâmetros " α " e " β ". Invertendo-se a equação (136) obtém-se o valor de " x_T " associado a um tempo de recorrência " T ":

$$x_T = \beta - \frac{1}{\alpha} \text{Ln}(1-F_X(x)) \quad (137)$$

ou,

$$x_T = \beta - \frac{1}{\alpha} \text{Ln}(1/T) \quad (138)$$

Para o ajuste dos parâmetros pelo método dos momentos calculam-se a média e a variância da distribuição:

$$\mu = \alpha \int_0^{\infty} x e^{-\alpha(x-\beta)} dx = \beta - (1/\alpha) \quad (139)$$

$$\sigma^2 = \alpha \int_0^{\infty} (x-\mu)^2 e^{-\alpha(x-\beta)} dx = (1/\alpha^2) \quad (140)$$

resultando para os parâmetros:

$$\alpha = (1/s) \quad (141)$$

$$\beta = \bar{x} - s \quad (142)$$

com " \bar{x} " e " s ", respectivamente, média e desvio padrão amostrais.

Da mesma forma que na distribuição de Gumbel, estudaram-se, para a distribuição exponencial, outros métodos de estimação de parâmetros, cujas principais características serão mostradas a seguir.

A função de Verossimilhança " L " é dada por:

$$L = \alpha^N e^{-\left[\sum_{i=1}^N \alpha x_i - N\alpha\beta \right]} \quad (143)$$

Tomando o logaritmo do segundo membro e derivando respectivamente em relação a " α " e " β " resulta:

$$(N/\alpha) - \sum x_i + n\beta = 0 \quad (144)$$

$$N\alpha = 0 \quad (145)$$

Este sistema de equações não admite solução. Entretanto uma análise da função de distribuição acumulada revela que necessariamente " $x > \beta$ ". Logo, conforme KELMAN (1987,a), para que todos os valores amostrais possam estar associados a uma frequência, o maior " β " é o mínimo valor da amostra, resultando no limite:

$$\hat{\beta} = x_{\min} \quad (146)$$

$$\hat{\alpha} = \bar{x} - x_{\min} \quad (147)$$

Para a aplicação do método dos mínimos quadrados faz-se $y_i = \ln(T_i)$, na expressão (138), reduzindo à própria equação (115). Aplicando-se metodologia semelhante ao caso da distribuição de Gumbel, os valores de " α " e " β " serão dados pelas equações (118) e (119), com $y_i = \ln[(N+1)/i]$, para uma amostra disposta em ordem decrescente.

Na aplicação do método da máxima entropia, com base no trabalho de JOWIT (1979), deduz-se que a distribuição exponencial é solução para o problema de maximização da função de entropia " S " se as propriedades utilizadas como restrição forem:

$$a) \int_0^{\infty} f(x) dx = 1 \quad (148)$$

$$b) \int_0^{\infty} f(x) [\alpha(x-\beta)] dx = E[\alpha(x-\beta)] = 1 \quad (149)$$

$$c) \int_0^{\infty} f(x) e^{-\alpha(x-\beta)} dx = E[e^{-\alpha(x-\beta)}] = 0.5 \quad (150)$$

A determinação dos parâmetros " α " e " β " consiste em

igualar os valores esperados das propriedades equações (149) e (150) às suas estimativas amostrais e resolver o sistema de equações resultante:

$$\bar{z} = \sum_{i=1}^N \alpha(x-\beta) = N \quad (151)$$

$$\bar{z} = \sum_{i=1}^N e^{-\alpha(x-\beta)} = \frac{N}{2} \quad (152)$$

cuja solução se dá através de métodos iterativos.

A aplicação do método dos pesos probabilísticos conduz, a partir da substituição da equação (137) na expressão (67) a:

$$M_{1,0,0} = \int_0^1 [\beta - (1/\alpha)\text{Ln}(1-F_X(x))] dF = \beta + \frac{1}{\alpha} \quad (153)$$

$$M_{1,0,1} = \int_0^1 [\beta - (1/\alpha)\text{Ln}(1-F_X(x))] (1-F_X(x)) dF = \frac{\beta}{2} + \frac{1}{4\alpha} \quad (154)$$

A solução do sistema de equações, considerando as estimativas amostrais de " M_0 " e " M_1 ", fornece o valor dos parâmetros " α " e " β ".

$$\beta = \left[\frac{4\sum ix_i}{N(N+1)} - 4\bar{x} \right] \quad (155)$$

$$\frac{1}{\alpha} = 3\bar{x} - \frac{4\sum ix_i}{N(N+1)} \quad (156)$$

4. EXPERIMENTOS COMPUTACIONAIS

Todas as pesquisas já realizadas, e revisadas neste trabalho, para testar a robustez de modelos estocásticos de vazões ou precipitações máximas utilizaram uma mesma abordagem. Definem cenários para o processo de ocorrência de valores extremos a partir de uma distribuição de probabilidades $F_X(x)$, assumida, arbitrariamente, como verdadeira para a população e geram, via computador, amostras sintéticas aleatórias dessa distribuição.

Manipulando essas amostras sintéticas, torna-se possível estudar a variação amostral tanto dos parâmetros estatísticos, por exemplo os momentos amostrais, como também as estimativas de valores extremos a partir da amostra, comparando-os com os verdadeiros valores populacionais que, nesse caso, são conhecidos *a priori*.

A metodologia exposta, denominada de método dos experimentos computacionais, permite, mediante o uso de diferentes cenários $F_X(x)$, indicar o modelo $G_X(x)$ mais robusto, ou seja, aquele que produz resultados mais próximos dos valores populacionais, bem como, com tal proposição, avaliar também qual a melhor técnica de estimar os parâmetros do modelo $G_X(x)$ robusto. Vale a pena frisar que, o modelo $G_X(x)$ mais robusto, de acordo com a literatura, varia em

função do cenário escolhido e que quase nunca $G_X(x)$ coincide com $F_X(x)$.

4.1 Variação Amostral dos Parâmetros Estatísticos

Os resultados obtidos por DAMÁZIO (1983,a,b) e KELMAN (1987,a,c), mostram as distribuições de probabilidade de Gumbel e exponencial, ambas com dois parâmetros, como as mais robustas.

Esses resultados confirmaram as conclusões de SLACK et alii (1975), ou seja, que os modelos mais robustos não tem necessariamente a mesma forma da real distribuição de probabilidades da população. Considerando a forte influência dos momentos amostrais nas extrapolações das curvas de frequência estimadas, objetivou-se, em uma primeira etapa, quantificar a variação amostral dos três primeiros momentos estatísticos, expressos pela média, pelo desvio padrão e pelo coeficiente de assimetria, estimados a partir das séries sintéticas geradas de uma população conhecida.

Para tanto consideraram-se, como $F_X(x)$ as distribuições log-normal a três parâmetros (LN3P), Pearson tipo III (P3P) e log-Pearson tipo III (LP3P). Para cada distribuição foram gerados 5.000 números aleatórios, a partir de populações com média unitária, coeficientes de variação e de assimetria pré-definidos segundo os cenários:

- a) coeficiente de variação (CV) - 0,2 - 0,4 - 0,6 - 0,8.
- b) coeficiente de assimetria (CA) - 0,3 - 0,6 - 0,9 - 1,2 - 1,5 - 1,8 - 2,1 - 2,4.

A série gerada, por sua vez, foi subdividida em 100

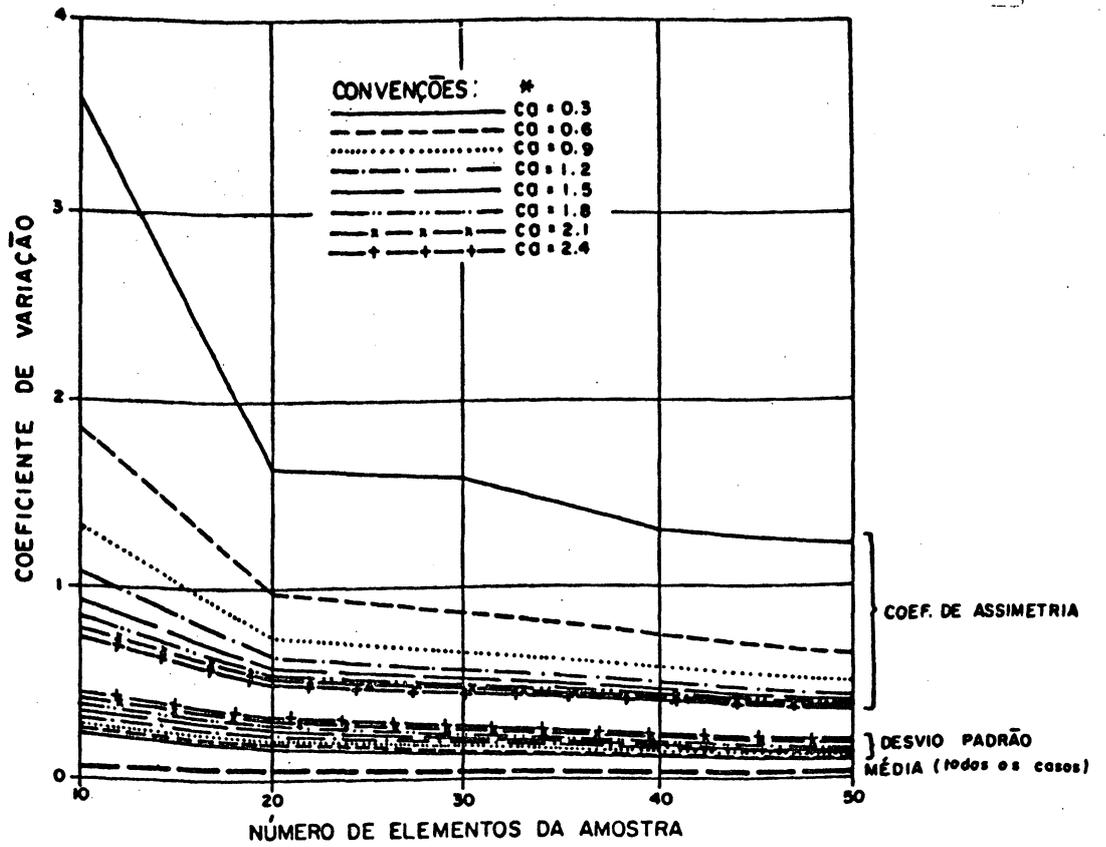
amostras com 10, 20, 30, 40 e 50 elementos. Para cada amostra calcularam-se a média, o desvio-padrão, o coeficiente de assimetria e o coeficiente de variação. Para cada tamanho de amostra, e cada cenário populacional, montou-se uma série com 100 valores para cada parâmetro estatístico e, para estas séries de médias, desvios-padrão, coeficientes de assimetria e coeficientes de variação, calcularam-se as principais estatísticas.

Como a apresentação dos resultados de todos os cenários estudados seria excessivamente volumosa e pouco produtiva em termos de interpretação, agruparam-se os resultados de modo a conduzir a uma visualização clara das principais informações deste estudo.

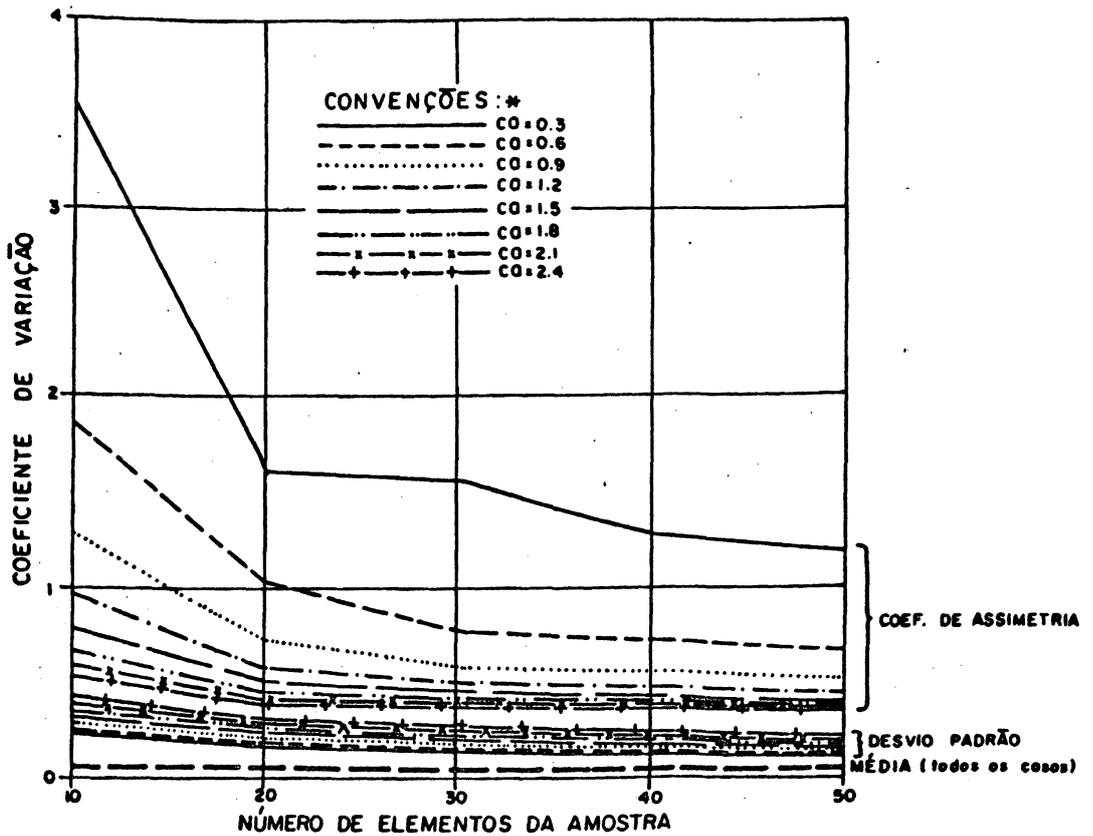
A totalidade dos casos processados e respectivos resultados foram compilados em um volume a parte desta dissertação intitulado "Experimentos computacionais para a verificação da variação amostral dos parâmetros estatísticos de séries geradas sinteticamente", e que para eventuais consultas permanece disponível na biblioteca do Centro de Hidráulica e Hidrologia Prof. Parigot de Souza (CEHPAR).

Para tanto resolveu-se, para cada uma das três distribuições estudadas, $F_x(x)$, comparar os coeficientes de variação amostral das médias, desvios-padrão e dos coeficientes de assimetria, com o tamanho das amostras. Os resultados estão consubstanciados na figura 4.1 para população LN3P e P3P e na figura 4.2 para população LP3P.

Uma primeira observação, a partir dessas figuras, diz respeito à influência do coeficiente de variação populacional adotado na definição do respectivo cenário. Para os cenários



(a) População log-normal a três parâmetros



(b) População Pearson tipo III

Figura 4.1 - Variação amostral dos parâmetros estatísticos.

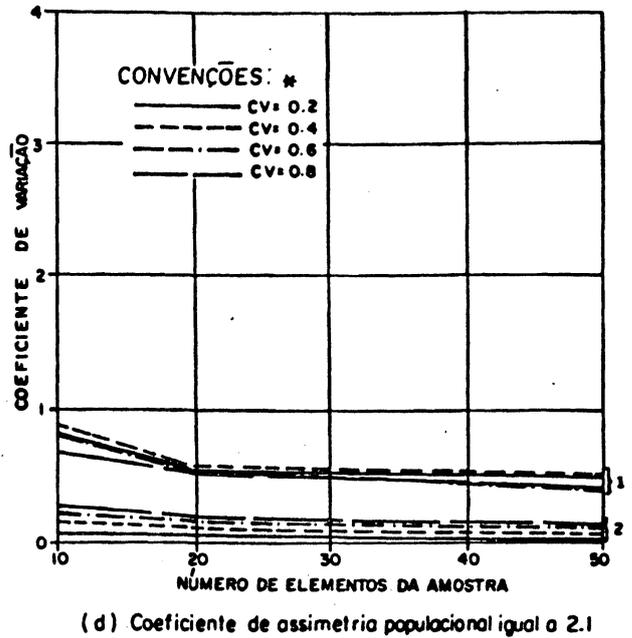
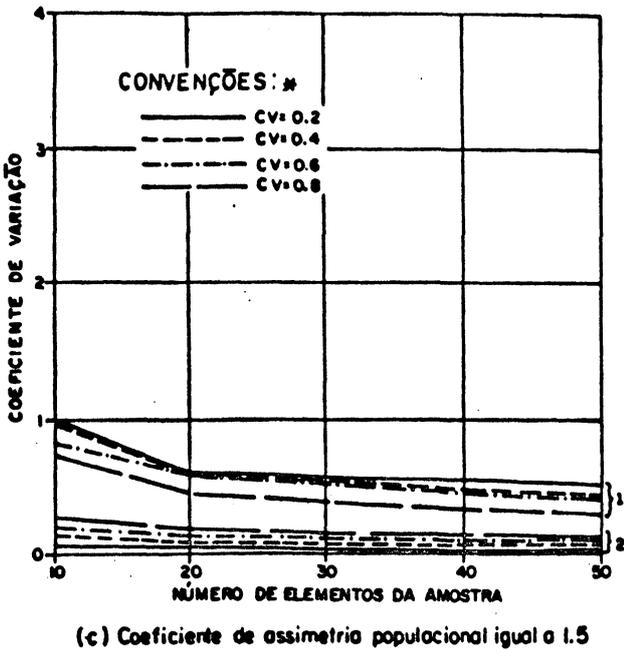
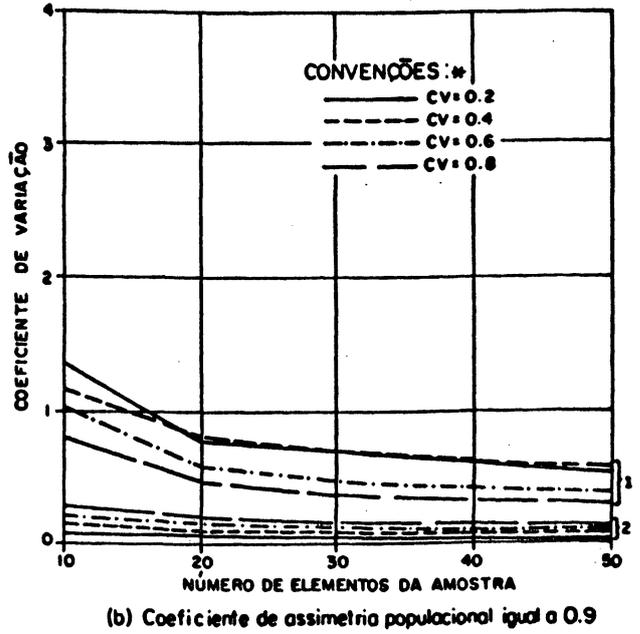
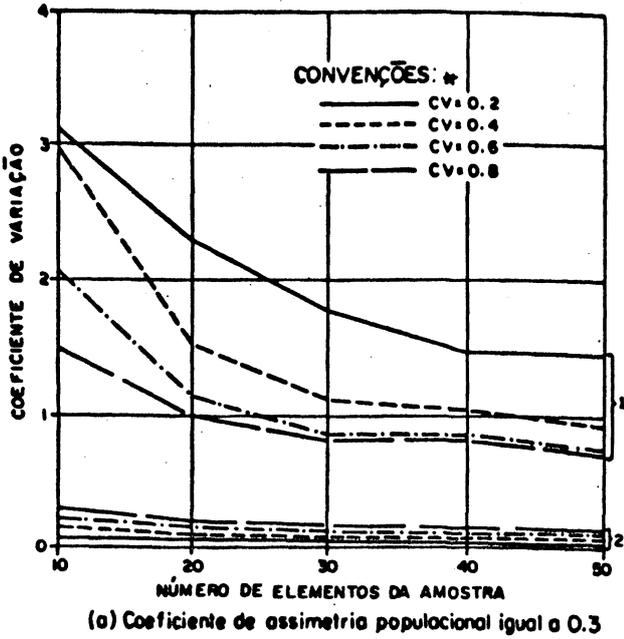


Figura 4.2 - Variação amostral dos parâmetros estatísticos. Cenário Log-Pearson tipo III .

LN3P E P3P os coeficientes de variação amostrais dos desvios-padrão e dos coeficientes de assimetria não sofrem influência do coeficiente de variação populacional. Contudo, tal característica não se verifica para o cenário LP3P.

Observa-se também, que o coeficiente de variação amostral do coeficiente de assimetria, em todos os casos estudados, é sempre maior tanto para amostras menores, o que reflete uma característica óbvia e esperada, quanto para cenários de menor coeficiente de assimetria populacional. Além disso, possui uma magnitude muito maior que o coeficiente de variação das médias e dos desvios-padrão. Para os cenários LP3P, figura 4.2, muito embora sob a influência do coeficiente de variação populacional, percebe-se as mesmas características, com ênfase ao fato do coeficiente de variação das médias e desvios-padrão se confundirem numa mesma faixa, ambas de magnitude inferior à do coeficiente de assimetria.

Isto permite confirmar que a estimativa do coeficiente de assimetria é muito sensível ao tamanho da amostra, principalmente se comparado com a média e o desvio padrão, razão para se tomar cuidados especiais na aplicação de funções de distribuição de probabilidade com três ou mais parâmetros.

Por fim deve-se mencionar que, nos casos analisados, a variação amostral de todos os parâmetros apresentam uma redução mais acentuada, com o tamanho da amostra, até valores iguais a 20, tornando-se menos sensível a este fator, a partir de amostras com mais de 30 elementos.

Tal fato, confirma a prática vigente entre hidrólogos,

que para uma análise de frequência de vazões ou precipitações adequadas, é necessário dispor-se de uma série de observações com pelo menos 20 a 30 anos de extensão.

4.2 Análise da Robustez das Funções de Distribuição de Probabilidades.

Para avaliar a robustez das várias distribuições de probabilidades usuais na análise de eventos extremos hidrológicos e motivados pelas pesquisas de SLACK et alii (1975), HOUGHTON (1978), KUCZERA (1982), DAMAZIO (1983,a), DAMAZIO et alii (1983,b) e KELMAN (1987,a,c) efetuaram-se a partir das amostras geradas, estimativas de valores extremos. Entretanto para a distribuição de probabilidades da população $F_x(x)$, não se adotou, como aqueles autores, uma distribuição Wakeby de 5 parâmetros, mas, alternativamente, as distribuições log-normal a três parâmetros (LN3P), Pearson tipo III (P3P) e log-Pearson tipo III (LP3P), denominadas, nesta dissertação, como distribuições teóricas.

Para cada distribuição teórica, e para os cenários determinados pelos coeficientes de variação e de assimetria, geraram-se 5.000 valores que puderam ser subdivididos em amostras de tamanho igual a 10, 20, 30, 40 e 50 elementos respectivamente. A cada amostra foram ajustadas 6 distribuições de probabilidades pelo método dos momentos. Essas distribuições, como mencionado no capítulo 3 são: Gumbel (GBEL), exponencial (EXPO), log-normal a dois parâmetros (LN2P), log-normal a três parâmetros (LN3P), Pearson tipo III (P3P) e log-Pearson tipo III (LP3P), a partir

das quais foram estimados valores de extremos com 10, 100, 1.000, 10.000 e 100.000 anos de período de retorno.

A razão básica de se aplicar o método dos momentos fundamenta-se na prática corrente em hidrologia, onde este método de estimativa de parâmetros é usado mais freqüentemente e, na maioria dos casos, é o de mais simples aplicação. Além disso, uma uniformização de critérios propiciaria uma comparação mais homogênea dos resultados.

A análise da robustez, dos modelos estudados, foi pesquisada para cada tempo de retorno e tamanho de subamostra adotando-se os seguintes critérios para classificação:

a) Mínimo erro médio quadrático.

$$EMA(Tr) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{Q} - Q_t)^2 \quad (157)$$

onde : n = tamanho da amostra;

\hat{Q} = valor estimado;

Q_t = valor teórico;

Tr = Tempo de Recorrência;

b) Mínima probabilidade que o valor estimado com "T" anos de recorrência (\hat{Q}_T) seja menor que o valor teórico (Q) definido para um período de recorrência igual a "T/10", ou seja, minimizando a probabilidade subdimensionamento, por exemplo:

$$\min P[\hat{Q}_{10.000} < Q_{1.000}] \quad (158)$$

c) Mínima probabilidade que o valor estimado com "T" anos de recorrência (\hat{Q}_T) seja maior que o valor teórico (Q) definido para um período de recorrência maior que "10T", ou seja, minimizando a probabilidade de superdimensionamento, por exemplo:

$$\min P[\hat{Q}_{10.000} > Q_{100.000}] \quad (159)$$

d) Máxima probabilidade que o valor estimado com "T" anos de recorrência (\hat{Q}_T) esteja compreendido entre valores teóricos (Q) para um tempo de recorrência igual a "T/10" e "10T", ou seja, por exemplo:

$$\max P[Q_{1.000} < \hat{Q}_{10.000} < Q_{100.000}] \quad (160)$$

Os resultados destas comparações, por serem muito extensas, são apresentadas nas tabelas do anexo 1 desta dissertação, onde se destacam os modelos mais robustos, segundo os quatro critérios de análise.

Motivado pelas informações da primeira etapa desta pesquisa a respeito da influência do coeficiente de variação populacional nas características das amostras geradas, procurou-se detectar se a análise da robustez mediante as medidas de comparação, descritas anteriormente, conduzia às mesmas conclusões.

Constatou-se igualmente na análise de robustez que a influência do coeficiente de variação populacional só é sensível para o cenário log-Pearson tipo III (LP3P).

Analisando-se os resultados dos testes realizados, observa-se que os modelos de dois parâmetros, Gumbel e Exponencial, mostraram-se mais robustos em relação aos modelos de três parâmetros, destacadamente para os casos com tempo de recorrência igual a 1.000 e 10.000 anos.

O estudo com tempo de recorrência igual a 100 anos, ou seja, apenas pouco maior que o número de elementos das amostras consideradas, revelou, na maioria dos casos, que todas as seis distribuições se mostram robustas, não havendo

um destaque isolado para uma distribuição de probabilidades específica. Tal característica condiz com a convicção corrente entre hidrólogos que, para tempo de retorno da ordem de grandeza da extensão do registro histórico, qualquer uma das distribuições normalmente usadas em análise de extremos conduz a resultados satisfatórios.

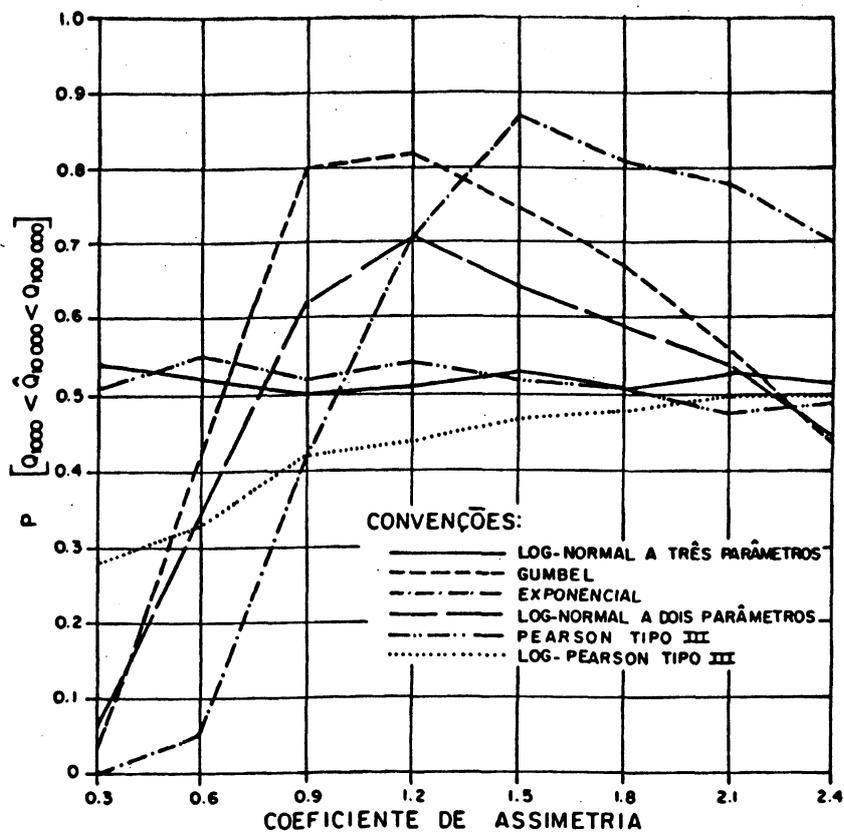
Conclui-se também, dentro das peculiaridades dos testes realizados, que o modelo robusto $G_X(x)$ não coincide, em geral, com a real distribuição de probabilidades da população $F_X(x)$.

Dada a grande quantidade de informações obtidas, foram escolhidos os resultados correspondentes a um tempo de recorrência de 10.000 anos, universos LN3P, P3P e LP3P, com coeficientes de variação 0,4 e 0,8, e amostras com 30 e 50 elementos para serem ilustrados através de gráficos e assim poder caracterizar os modelos robustos.

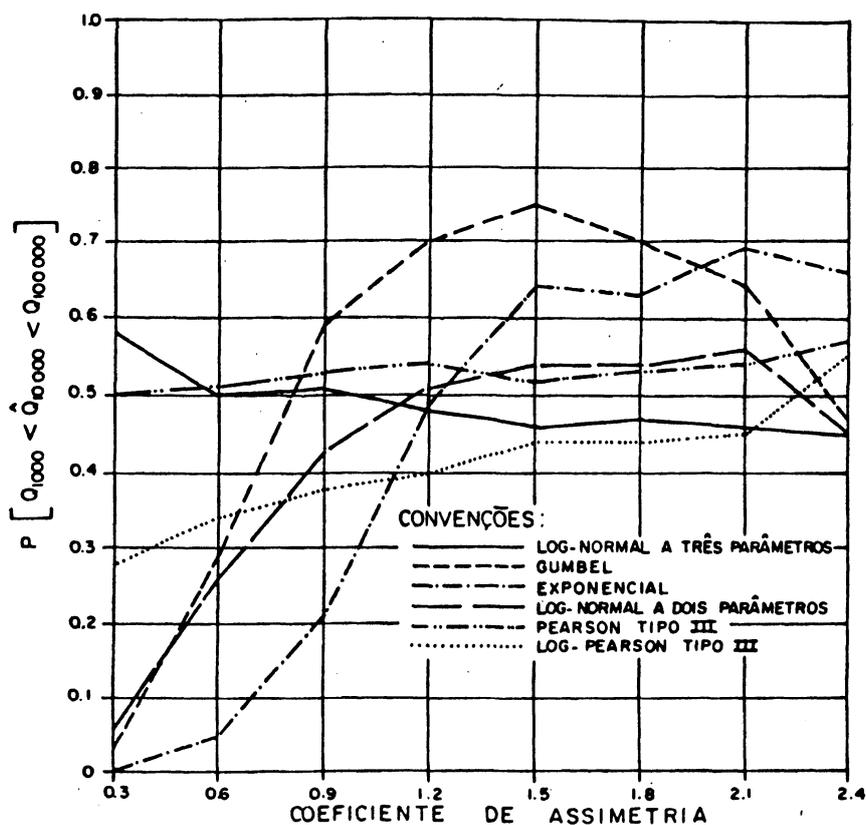
As figuras 4.3 a 4.6 mostram o comportamento da probabilidade da vazão estimada com 10.000 anos de recorrência estar entre os valores teóricos com probabilidade 1.000 e 100.000 anos, em função dos coeficientes de assimetria populacionais.

Primeiramente, destaca-se uma evidência já constatada, qual seja, a prevalência dos modelos de dois parâmetros como mais robustos sobre os de três, para valores de coeficiente de assimetria populacional acima de 0,6.

Verifica-se, além da não influência do coeficiente de variação populacional nos cenários LN3P e P3P, que a distribuição de Gumbel é a mais robusta para cenários onde o coeficiente de assimetria populacional é inferior a 1,5 e a

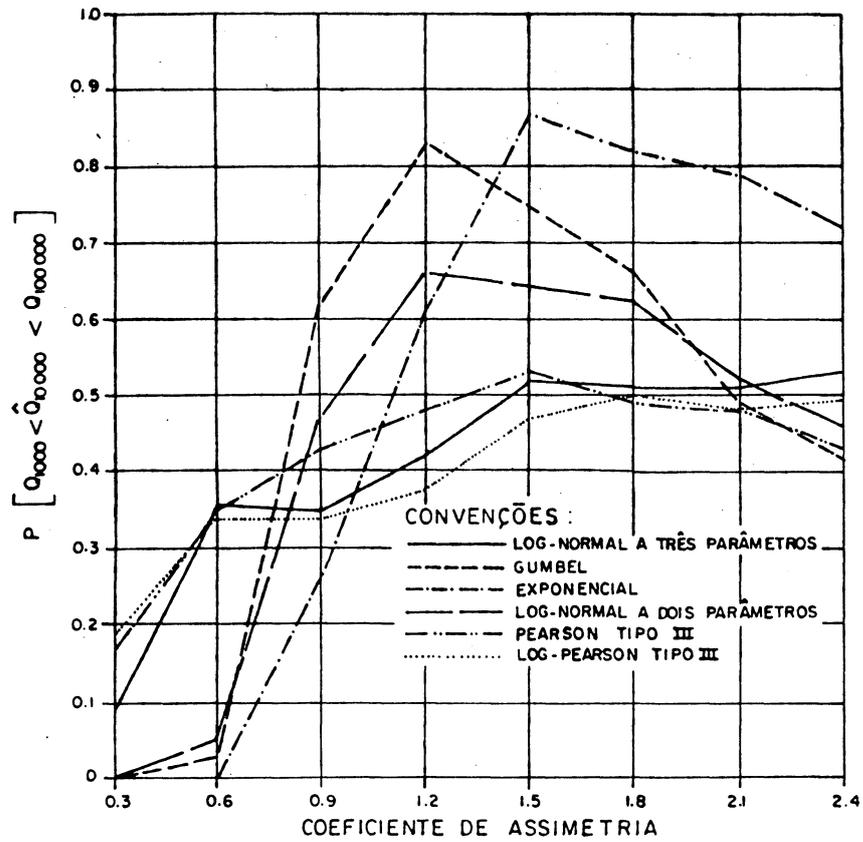


(a) População log-normal a três parâmetros

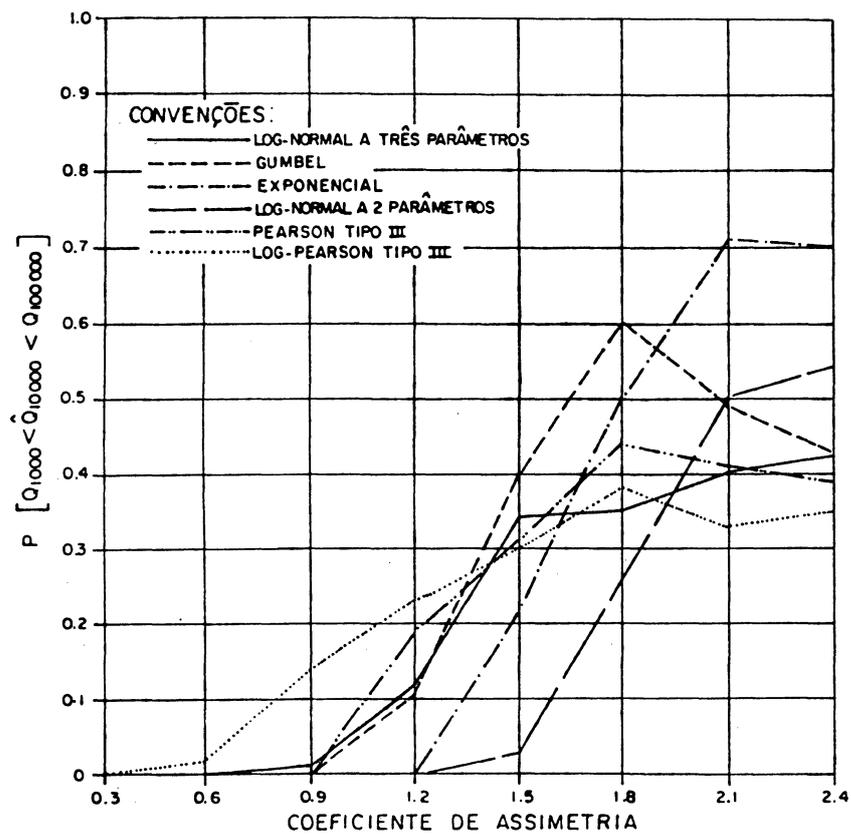


(b) População Pearson tipo III

Figura 4.3 — Avaliação da robustez. Característica populacional com desvio padrão igual a 0.4, tamanho das sub-amostras igual a 30 e tempo de recorrência igual a 10 000.

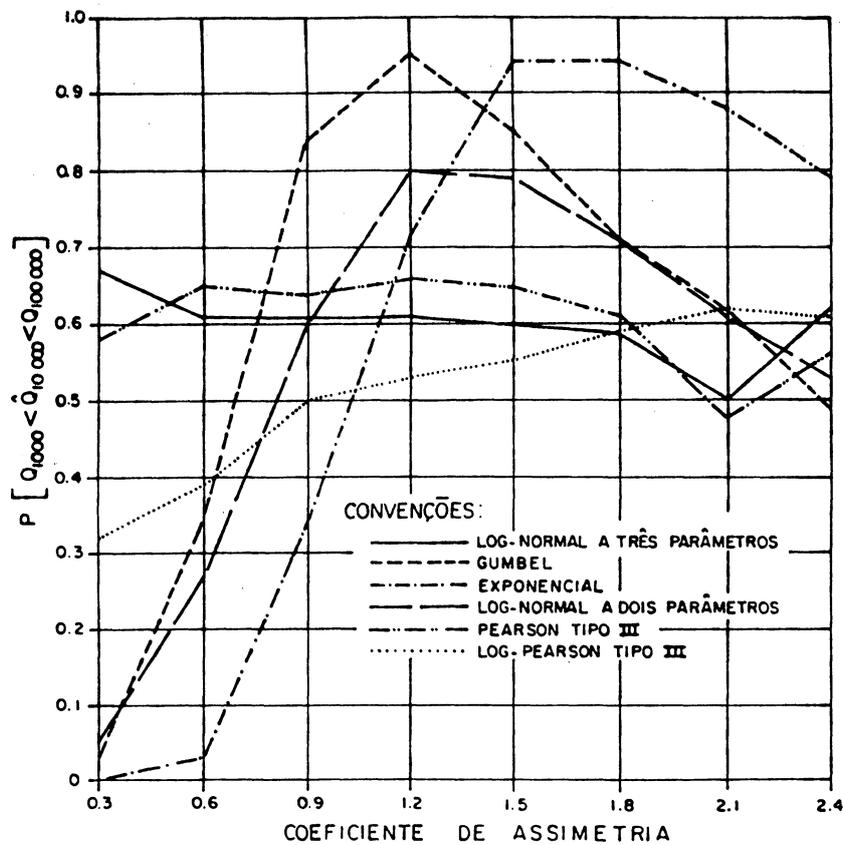


(a) População Log-Pearson tipo III
Desvio padrão populacional igual a 0.4

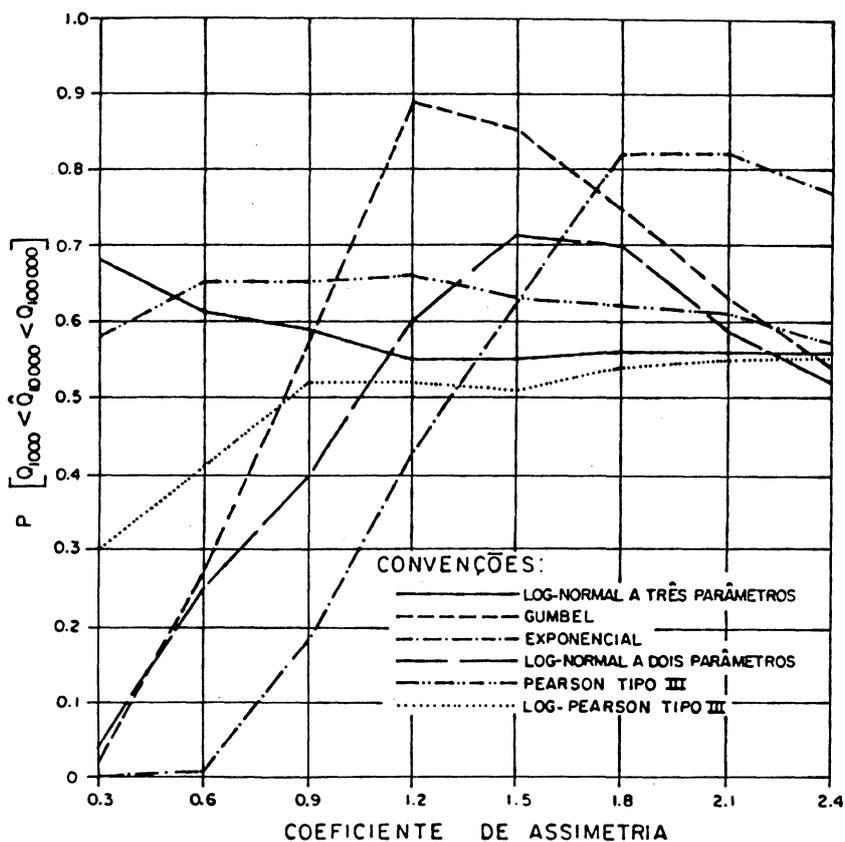


(b) População Log-Pearson tipo III
Desvio padrão populacional igual a 0.8

Figura 4.4 - Avaliação da robustez. Análise para tempo de recorrência igual a 10000 anos e tamanho das sub-amostras igual a 30.



(a) População log-normal a três parâmetros



(b) População Pearson tipo III

Figura 4.5 — Avaliação da robustez. Característica populacional com desvio padrão igual a 0.4, tamanho das sub-amostras igual a 50 e tempo de recorrência igual a 10 000.

distribuição exponencial para assimetrias superiores a este valor. Para coeficiente de assimetria populacional da ordem de 0,3 a distribuição log-normal a três parâmetros mostrou-se a mais robusta. Percebe-se, também, que para tamanhos de amostra maiores, resultados mais representativos são obtidos.

Cumpra ainda assinalar o baixo desempenho de todas os modelos no caso de população LP3P, com desvio padrão 0,8 e assimetria populacional 1,8.

Estes resultados confirmam as conclusões de DAMÁZIO (1983,a,b) e KELMAN (1987,a) que definiram as distribuições exponencial e Gumbel como as mais robustas, com ênfase para a primeira. Destaca-se também, como propôs FILL (1987), o valor do coeficiente de assimetria populacional de transição em torno de 1,5, a partir do qual a distribuição exponencial produz resultados mais robustos que a de Gumbel, esta mais robusta para valores abaixo de 1,5.

4.3 Análise da Influência dos Métodos de Estimativa de Parâmetros.

Definidos os modelos probabilísticos mais robustos, Gumbel e exponencial, procurou-se estabelecer a influência de métodos de estimativa de parâmetros distintos do método dos momentos, com metodologia exatamente igual àquela até aqui empregada, qual seja, a análise da influência do método de estimativa de parâmetros na avaliação da robustez dos percentis, utilizando populações com distribuição de probabilidades supostamente conhecida segundo log-normal a três parâmetros (LN3P), Pearson tipo III (P3P) e log-Pearson

tipo III (LP3P).

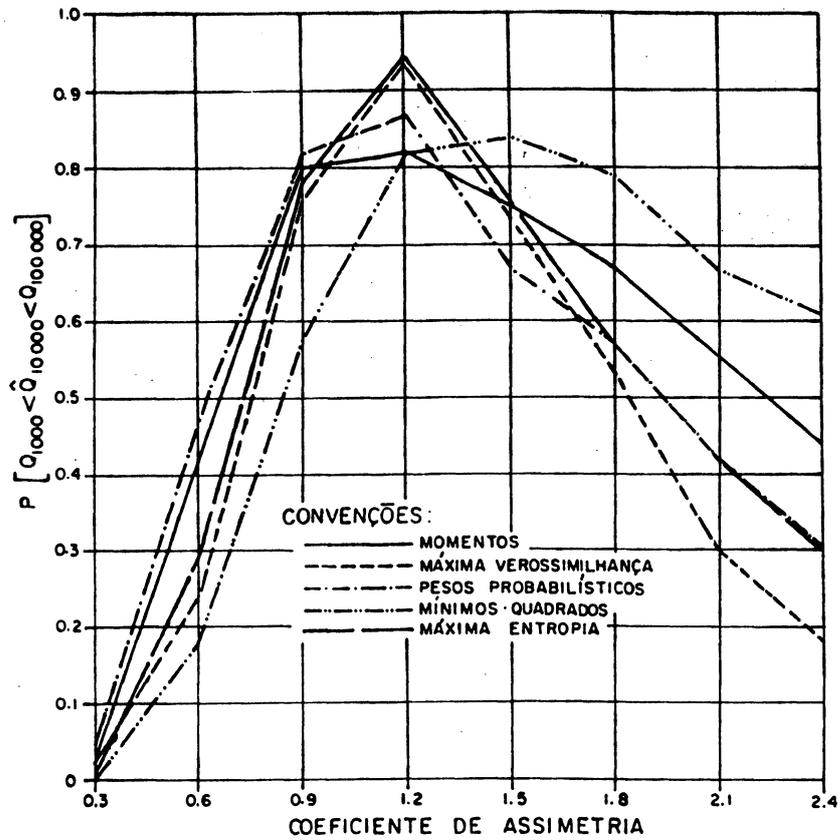
Para amostras de tamanho 10, 20, 30, 40 e 50 elementos, foram ajustadas distribuições de Gumbel e Exponencial com parâmetros calculados pelos seguintes métodos: dos momentos, máxima verossimilhança, pesos probabilísticos, mínimos quadrados e máxima entropia.

Os resultados para cenários populacionais LN3P, P3P e LP3P, esta última com coeficientes de variação 0,4 e 0,8, amostra com 30 e 50 elementos e tempo de recorrência igual a 10.000 anos, são mostradas nas figuras 4.7 a 4.14. Usou-se como critério de robustez a probabilidade do valor estimado estar compreendida entre os valores teóricos de 1.000 e de 100.000 anos.

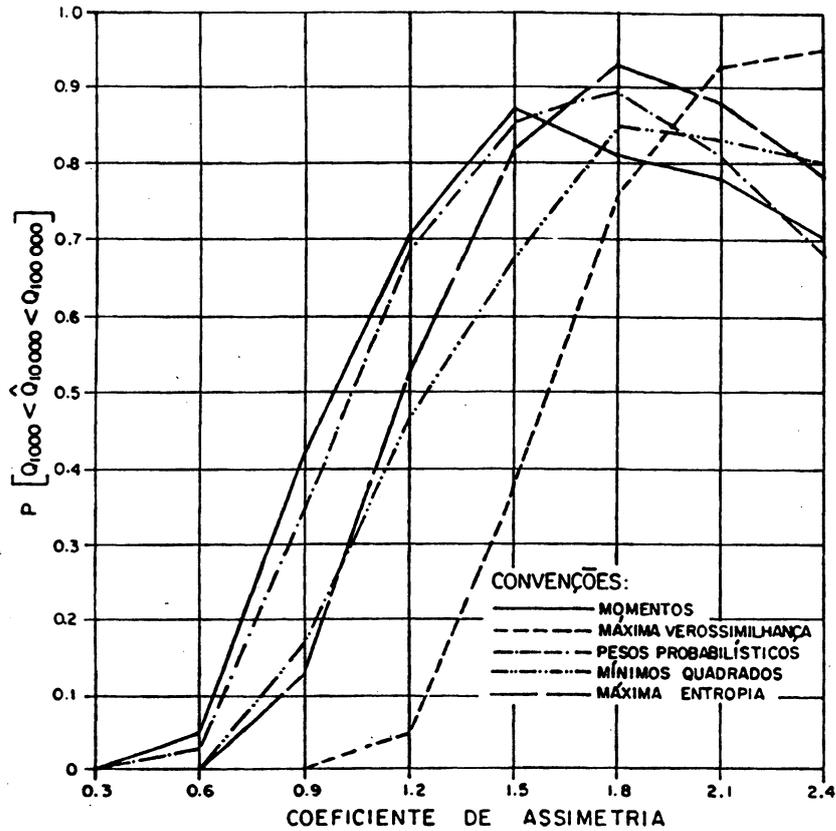
Uma primeira observação se refere ao fato de, novamente, o coeficiente de variação populacional mostrar-se sensível apenas quando o cenário é LP3P, como se observa nas figuras 4.9-4.10 e 4.13-4.14.

Destaca-se, também, para os cenários analisados a transição entre os modelos mais robustos na faixa de coeficiente de assimetria populacional em torno de 1,5, ou seja, assimetrias populacionais menores que 1,5, a distribuição de Gumbel prevalece sobre a exponencial e, para valores acima, a exponencial se mostra mais robusta.

Quanto aos métodos de estimativa de parâmetros para coeficientes de assimetria baixos, menores que o valor intrínscico da distribuição (Gumbel-1,14 e exponencial-2,0), observa-se que os métodos dos momentos e pesos probabilísticos mostraram-se mais robustos e para assimetrias iguais ou superiores ao valor intrínscico, os métodos da

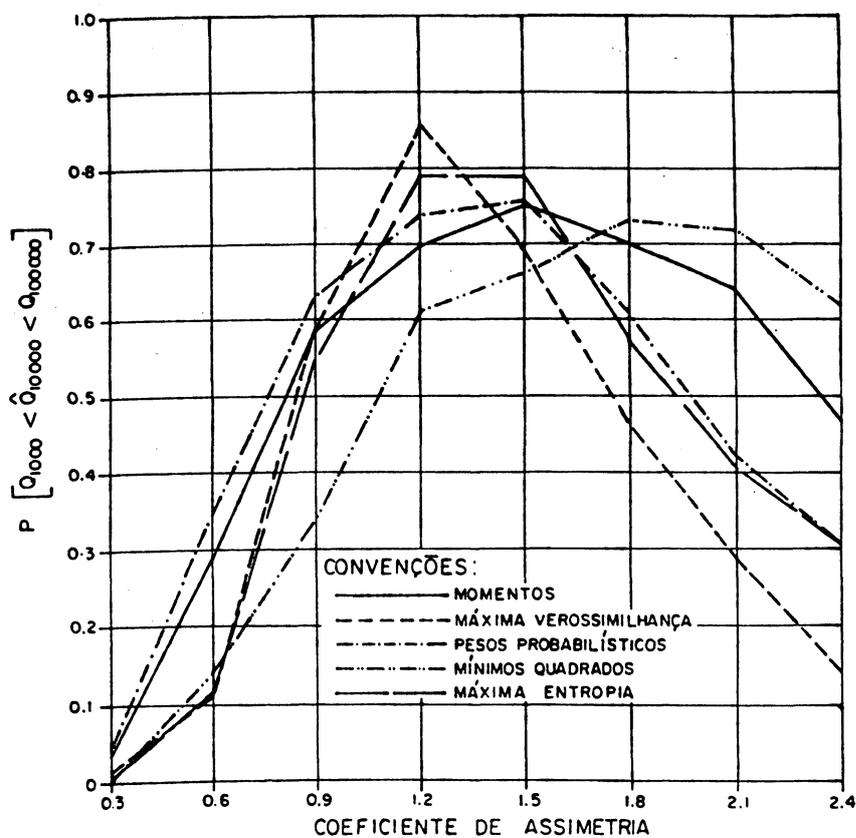


(a) Distribuição Gumbel

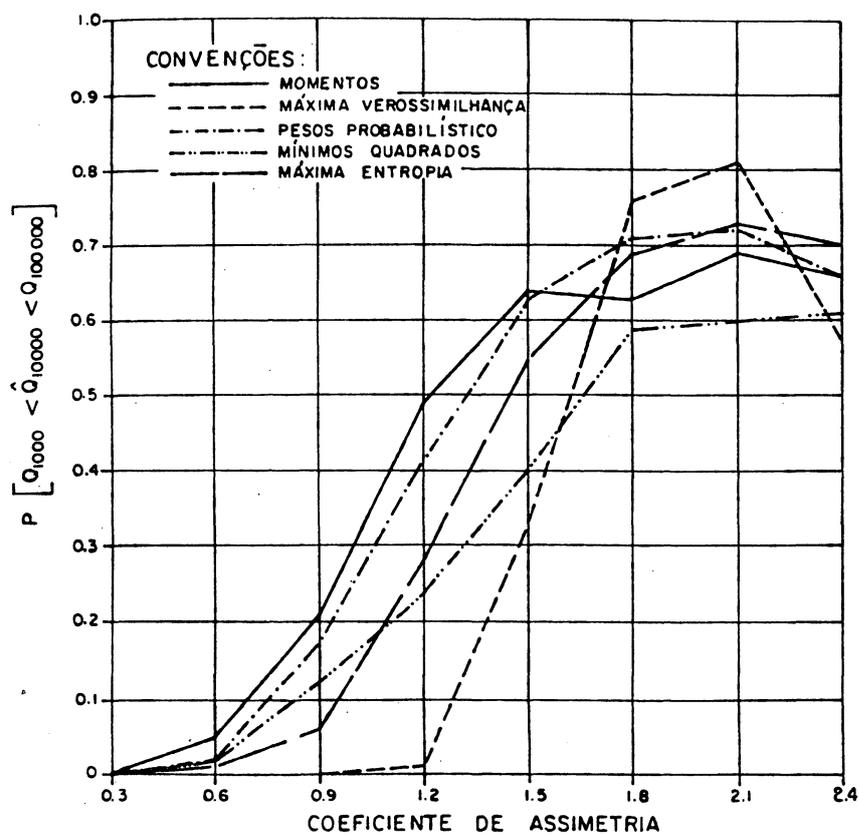


(b) Distribuição Exponencial

Figura 4.7 - Influência de métodos de estimativa de parâmetros. Cenário log-normal a três parâmetros coeficiente de variação populacional igual a 0.4, tamanho das subamostras igual a 30 e tempo de recorrência de 10000 anos.

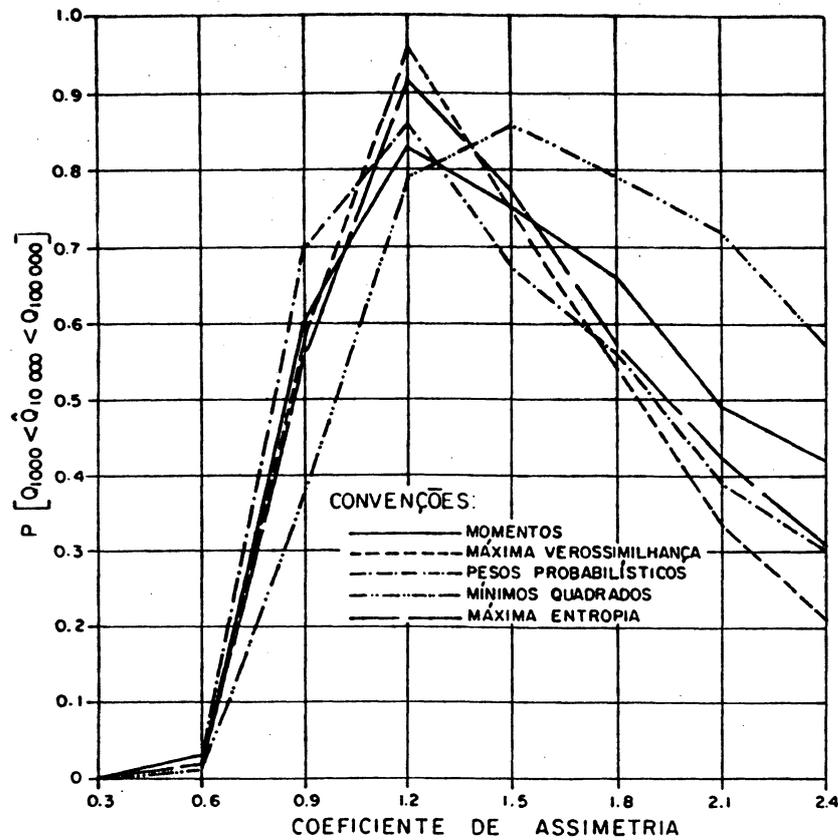


(a) Distribuição Gumbel

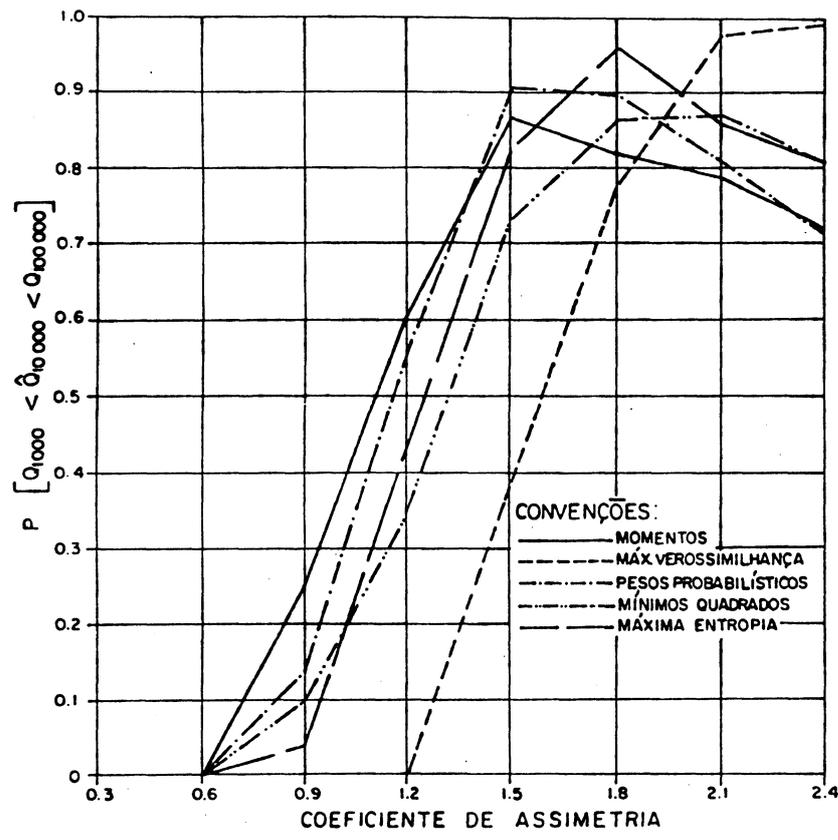


(b) Distribuição Exponencial

Figura 4:8 — Influência de métodos de estimativa de parâmetros. Cenário Pearson tipo III coeficiente de variação populacional igual a 0.4, tamanho das sub-amostras igual a 30 e tempo de recorrência de 10000 anos.

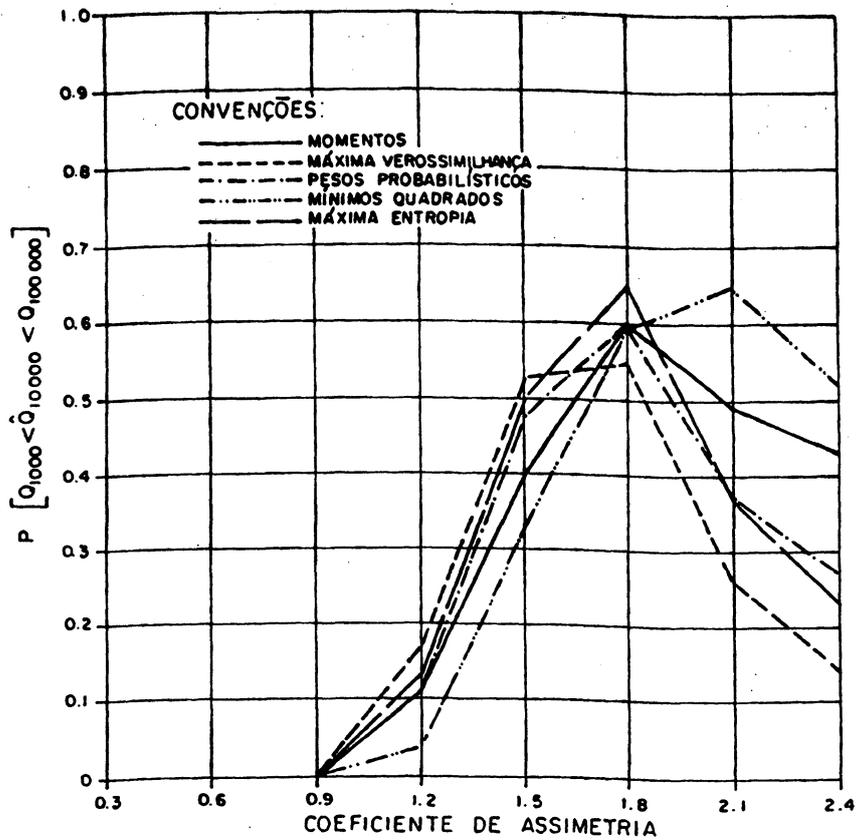


(a) Distribuição Gumbel

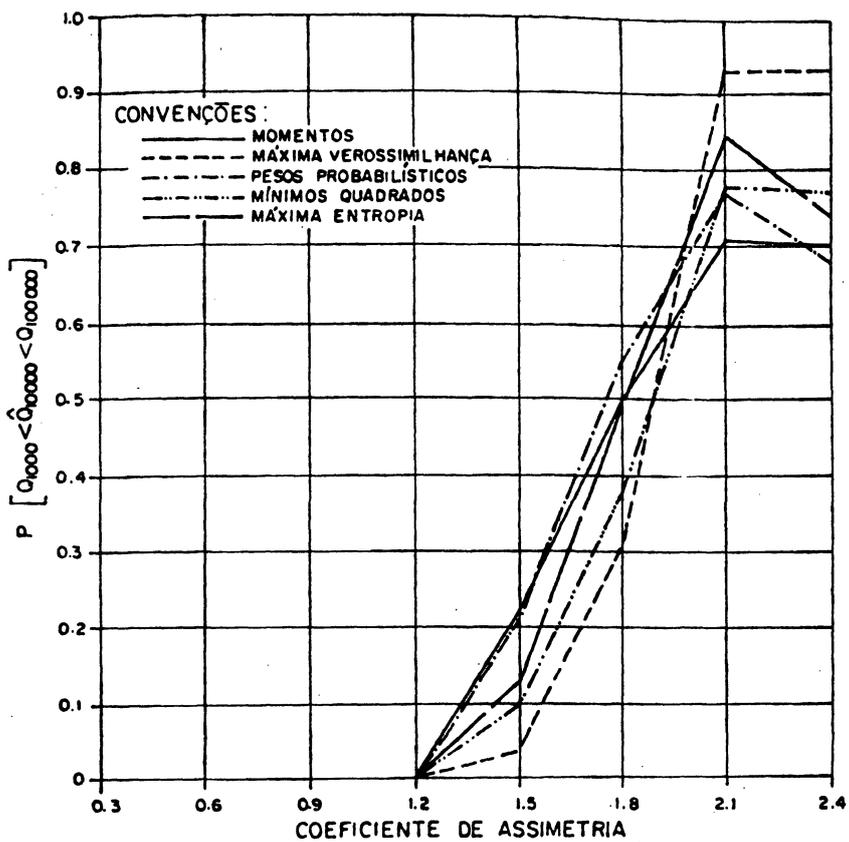


(b) Distribuição Exponencial

Figura 4.9 – Influência de métodos de estimativa de parâmetros. Cenário Log-Pearson tipo III coeficiente de variação populacional igual a 0.4, tamanho das sub-amostras igual a 30 e tempo de recorrência de 10 000 anos .

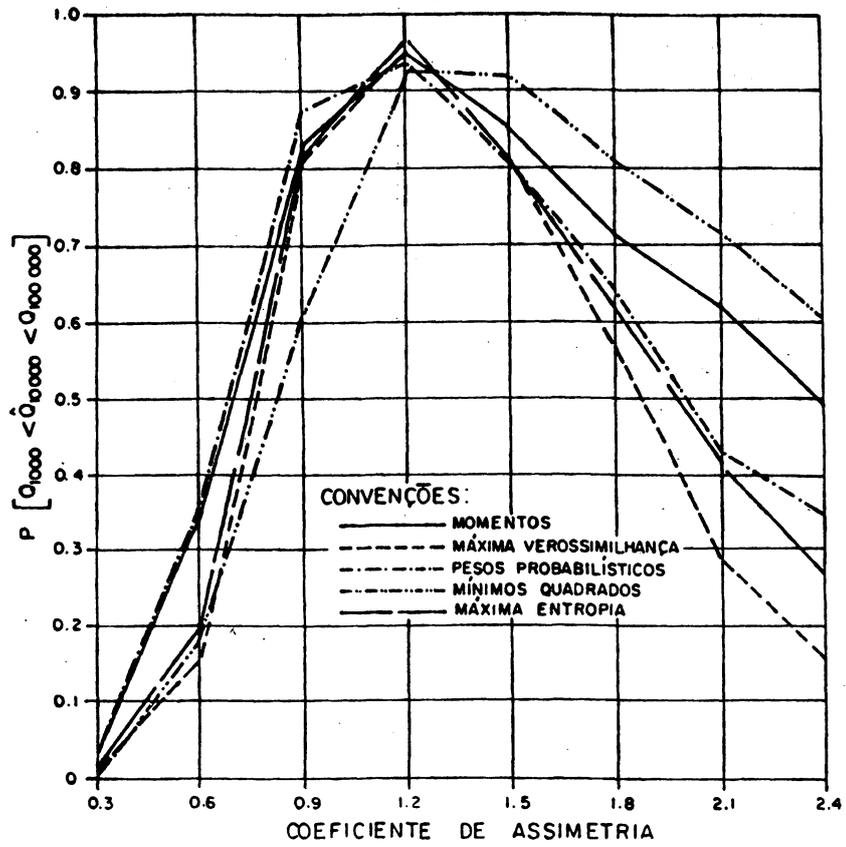


(a) Distribuição Gumbel

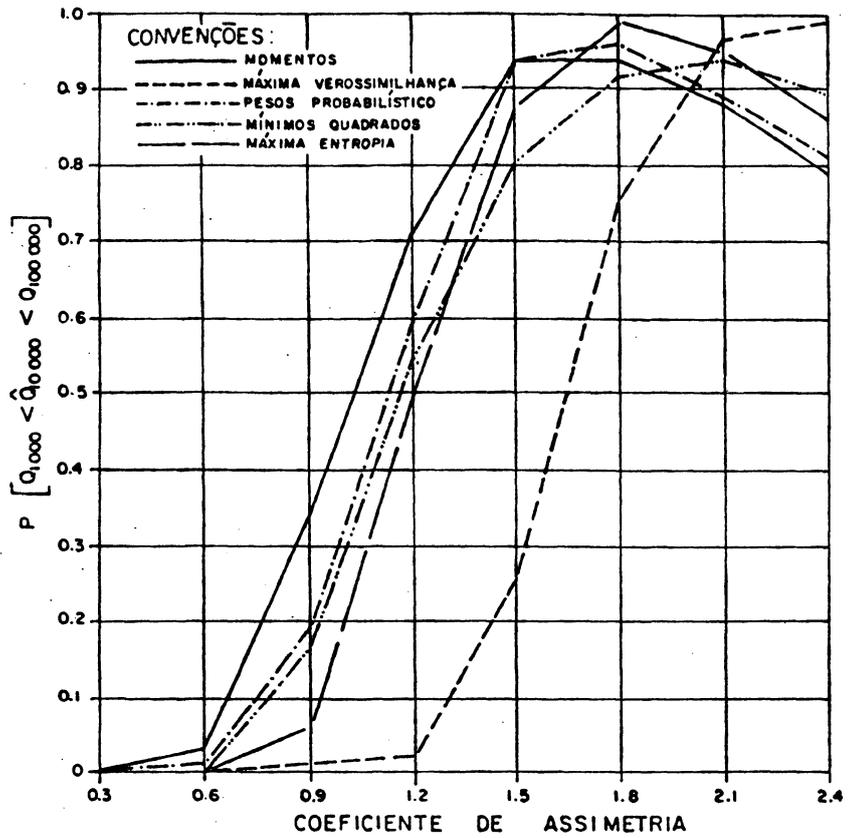


(b) Distribuição Exponencial

Figura 4.10 – Influência de métodos de estimativa de parâmetros. Cenário Log-Pearson tipo III coeficiente de variação populacional igual a 0.8, tamanho das sub-amostras igual a 30 e tempo de recorrência de 10.000 anos.

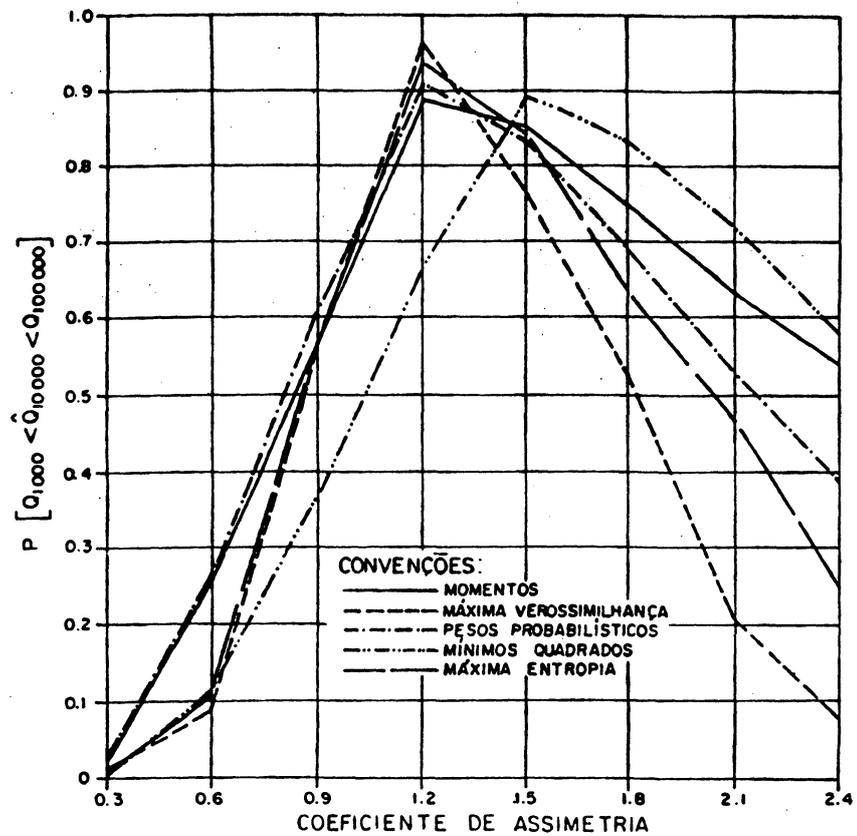


(a) Distribuição Gumbel

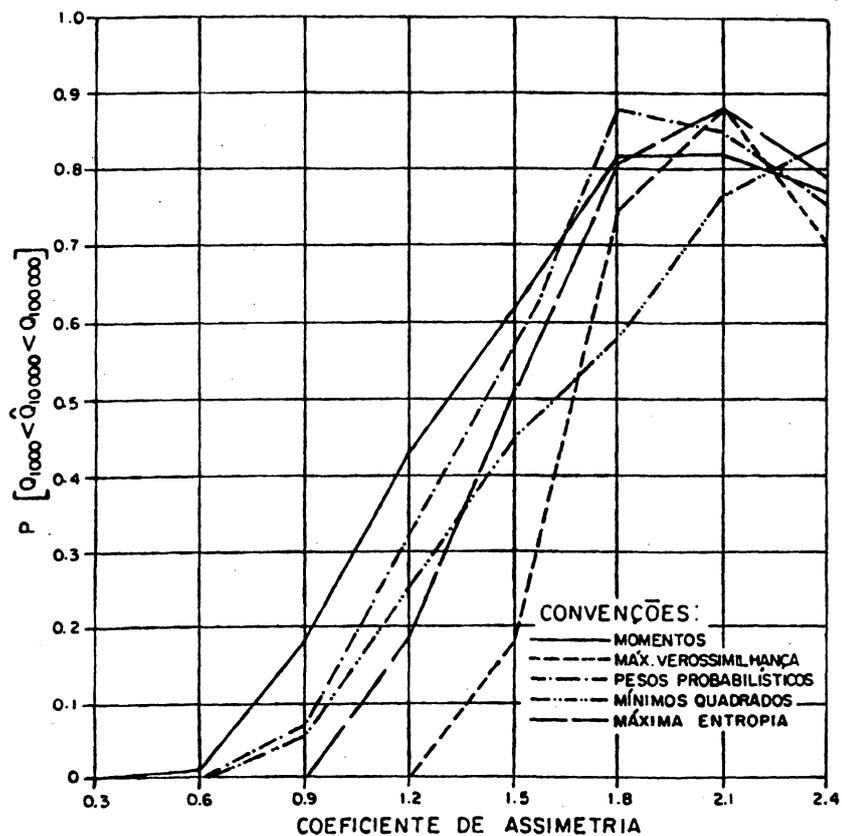


(b) Distribuição Exponencial

Figura 4.11 - Influência de métodos de estimativa de parâmetros. Cenário Log-Normal a três parâmetros coeficiente de variação populacional igual a 0.4, tamanho das sub-amostras igual a 50 e tempo de recorrência de 10000 anos.

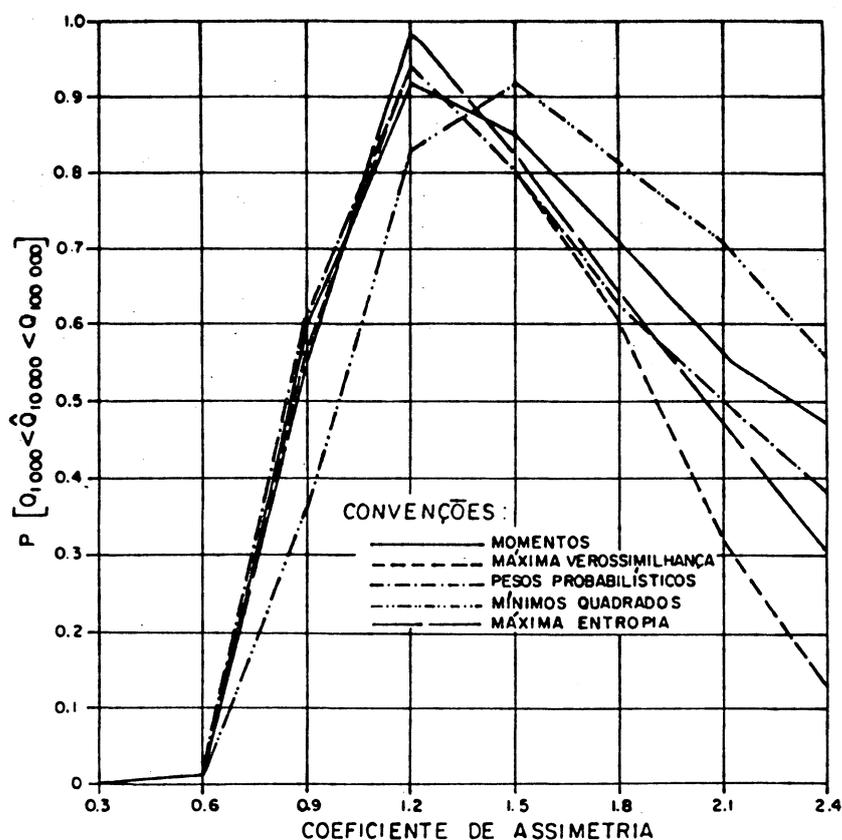


(a) Distribuição Gumbel

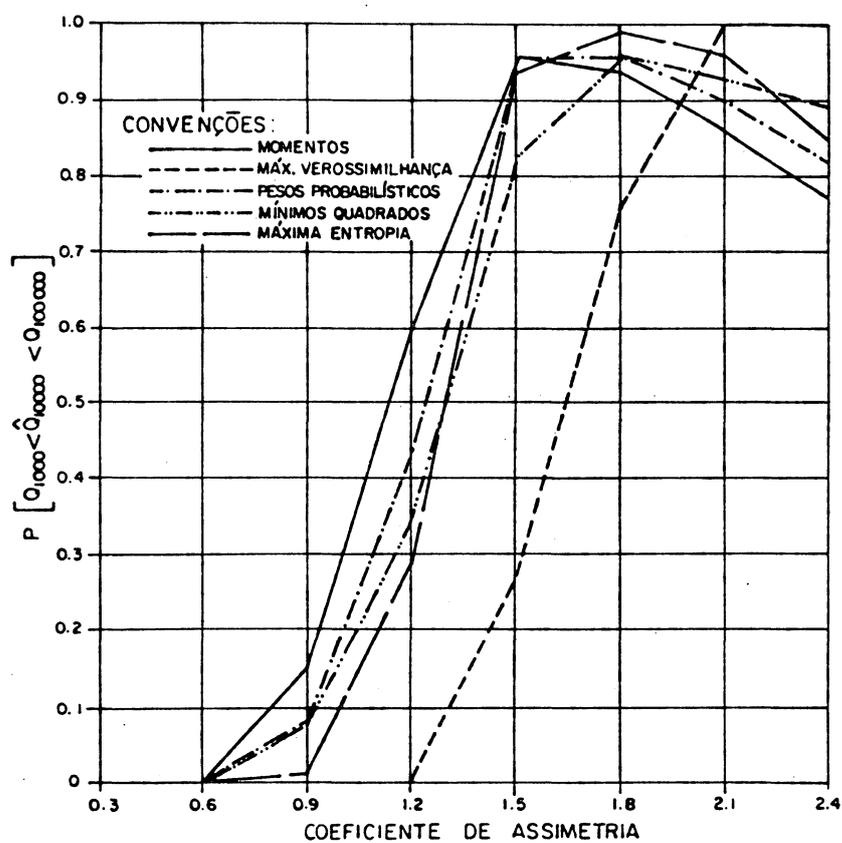


(b) Distribuição Exponencial

Figura 4.12 - Influência de métodos de estimativa de parâmetros .
 Cenário Pearson tipo III coeficiente de
 variação populacional igual a 0.4, tamanho das sub-amostras
 igual a 50 e tempo de recorrência de 10000 anos.

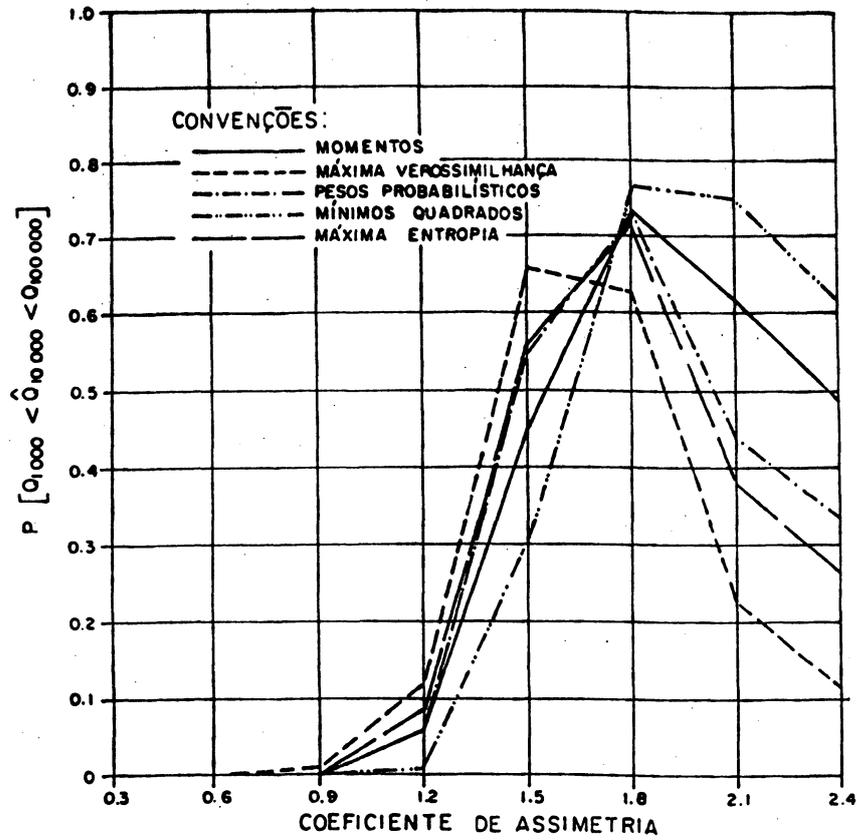


(a) Distribuição Gumbel

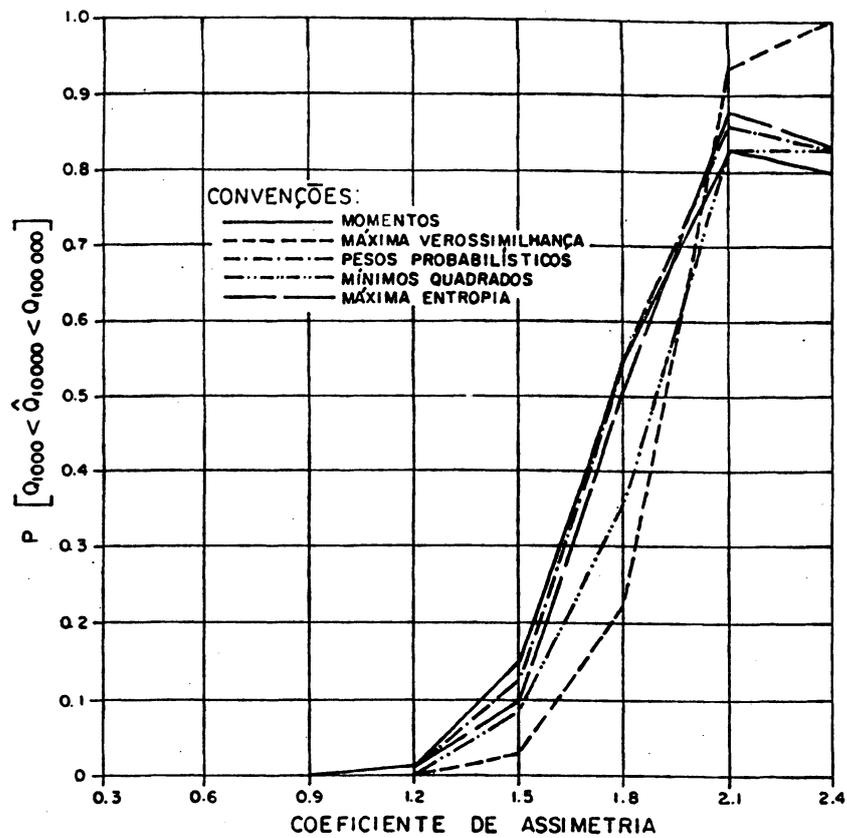


(b) Distribuição Exponencial

Figura 4.13 – Influência de métodos de estimativa de parâmetros. Cenário Log-Pearson tipo III coeficiente de variação populacional igual a 0.4, tamanho das sub-amostras igual a 50 e tempo de recorrência de 10 000 anos.



(a) Distribuição Gumbel



(b) Distribuição Exponencial

Figura 4.14 — Influência de métodos de estimativa de parâmetros. Cenário Log - Pearson tipo III coeficiente de variação populacional igual a 0.8, tamanho sub-amostras igual a 50 e tempo de recorrência de 10 000 anos.

máxima entropia e da máxima verossimilhança foram os melhores. Cabe destacar que, as estimativas pelo método dos mínimos quadrados apresentam qualidade inferior, nas respectivas faixas de aplicação das distribuições. Entretanto, cumpre observar que, afora este último método, as diferenças entre os vários métodos de estimativa de parâmetros são pequenas, quando se considera a robustez das estimativas.

Levando-se ainda em conta a facilidade de aplicação e a popularidade entre hidrólogos dos métodos de máxima verossimilhança e dos momentos, parece razoável restringir-se a essas duas técnicas de ajuste, de preferência aquela para assimetrias altas e a esta para assimetrias baixas.

As técnicas mais elaboradas e, mais recentemente introduzidas na literatura (máxima entropia e pesos probabilísticos), não proporcionam, nesta dissertação, ganhos substanciais na robustez dos resultados, comparativamente aos métodos tradicionais.

Os resultados obtidos confirmam e ampliam as conclusões de ARORA e SINGH (1987), que, para a distribuição de Gumbel, concluíram pelos métodos da máxima verossimilhança e o de máxima entropia como os mais eficientes na estimação dos quantis, no caso de amostras com 30 elementos. Para amostras pequenas, com número de elementos menor que 30, a distribuição de Gumbel com estimação de parâmetros com pesos probabilísticos e pelo método dos momentos, mostrou os resultados mais eficientes.

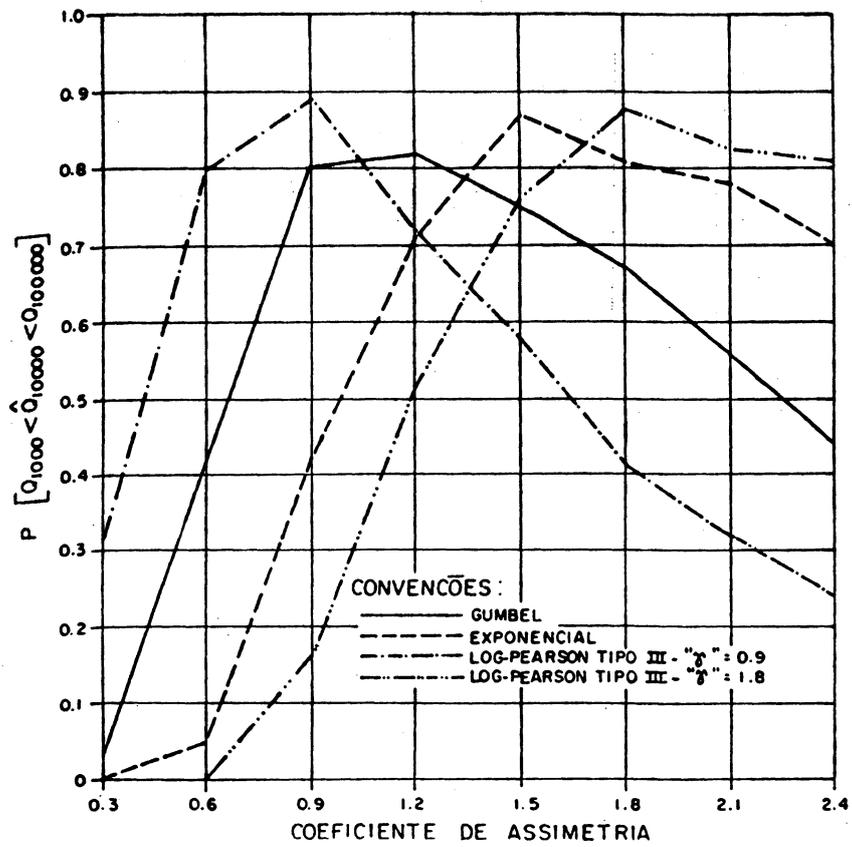
4.4 Testes Adicionais.

A pesquisa para identificação do modelo mais robusto tem revelado a prevalência de modelos de dois parâmetros em relação aos de três parâmetros. Esta característica contraria a tendência comumente utilizada quando da seleção da função de distribuição de probabilidades que apresente uma melhor adequação à amostra, dado que as distribuições com mais parâmetros, pelas pesquisas realizadas, estão associadas aos melhores ajustes.

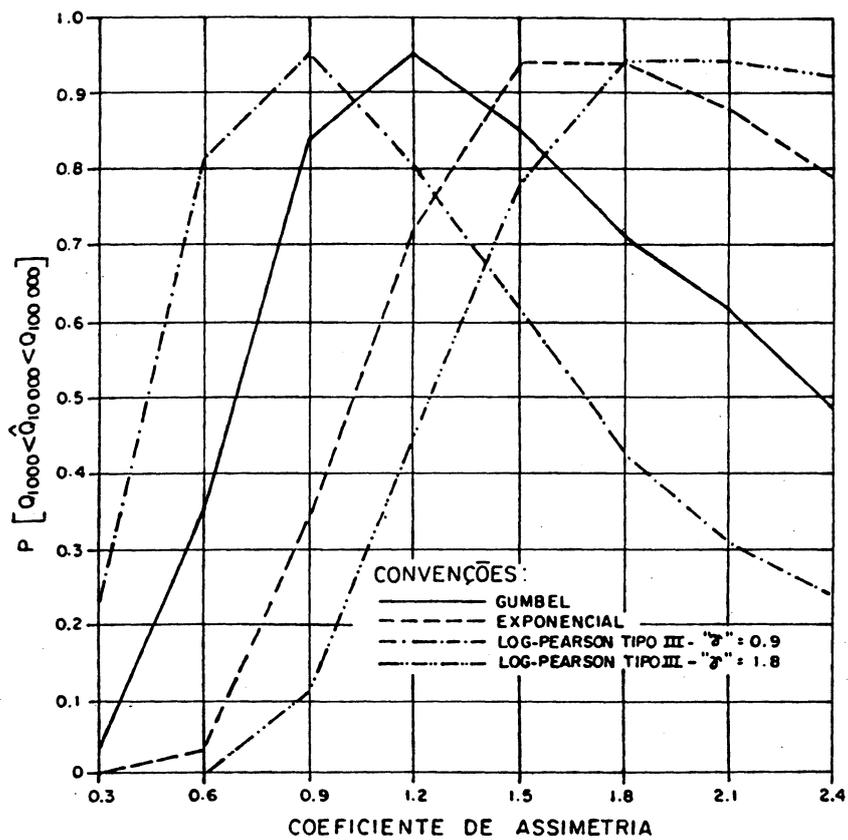
A luz desta questão, resolveu-se estabelecer alguns testes adicionais partindo da pré-fixação do coeficiente de assimetria da distribuição log-Pearson a três parâmetros. Criaram-se duas distribuições de "2 parâmetros", que se caracterizam pela mesma função de densidade de probabilidade da log-Pearson a três parâmetros, com a característica de apresentarem coeficiente de assimetria populacional igual, respectivamente, a 0,9 e 1,8 escolhidas arbitrariamente. A escolha para este teste, da distribuição log-Pearson tipo III é inspirada na recomendação do *Water Resources Council* em 1967.

Seguindo a mesma metodologia até aqui empregada, compilaram-se os resultados nas figuras 4.15 a 4.17, destacando a mesma medida de avaliação de robustez até aqui preferida, contra o coeficiente de assimetria populacional.

Utilizaram-se para os cenários LN3P, P3P e LP3P amostras com 30 e 50 elementos e tempo de recorrência igual a 10.000 anos. Observa-se, nas figuras acima referidas, que tais distribuições de "2 parâmetros" mostraram-se mais robustas, comparativamente às distribuições Gumbel e

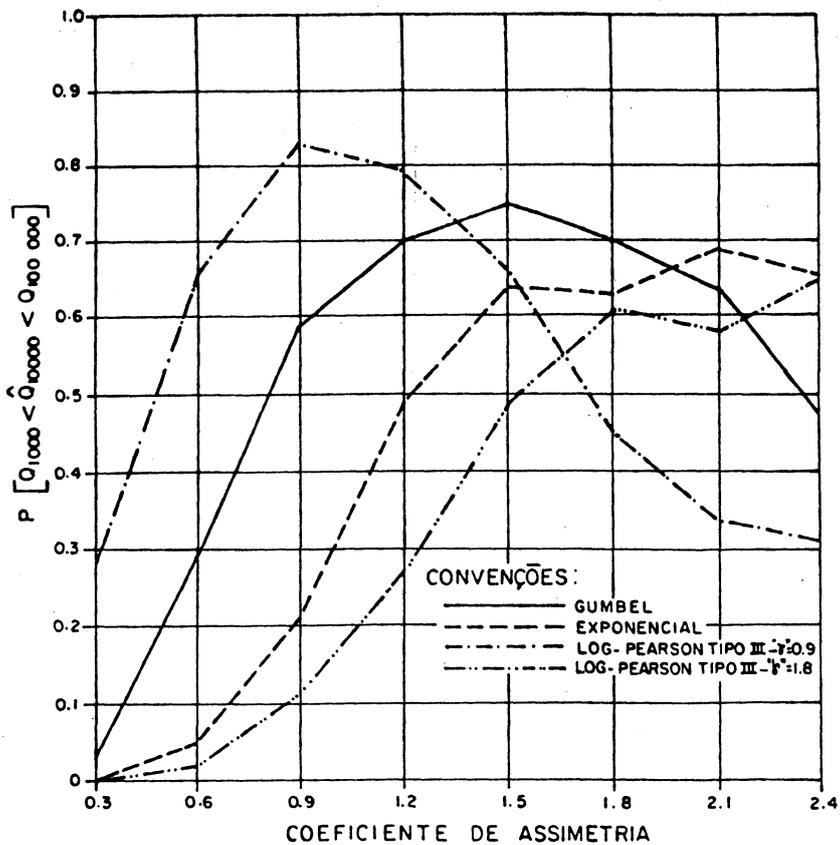


(a) Tamanho das sub-amostras igual a 30

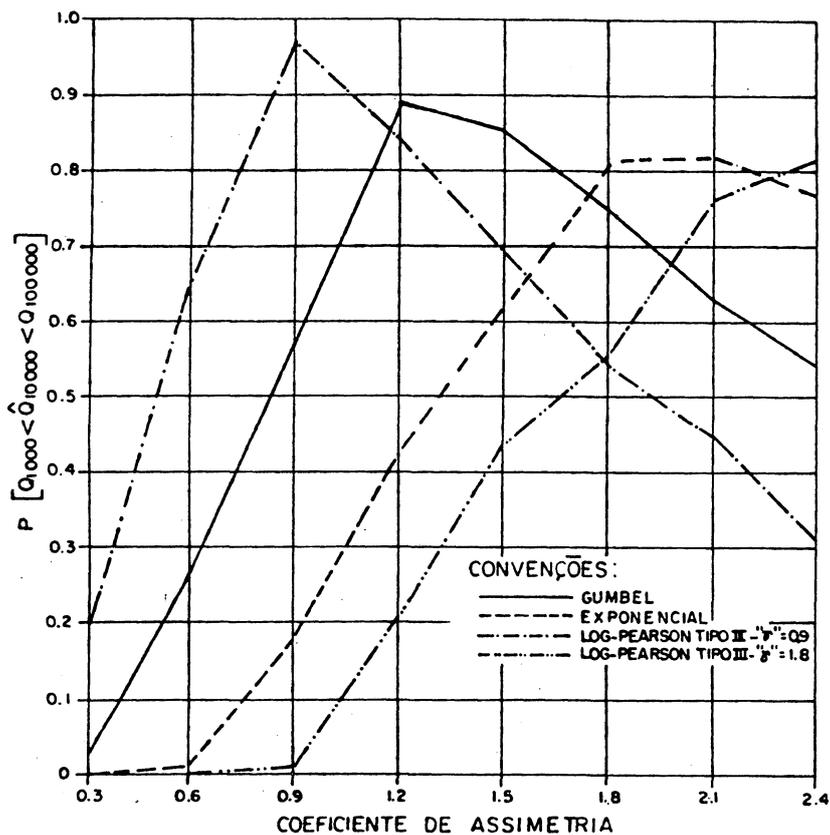


(b) Tamanho das sub-amostras igual a 50

Figura 4.15 – Testes adicionais. Cenário Log-Normal a três parâmetros coeficiente de variação populacional igual a 0.4 e tempo de recorrência de 10 000 anos .

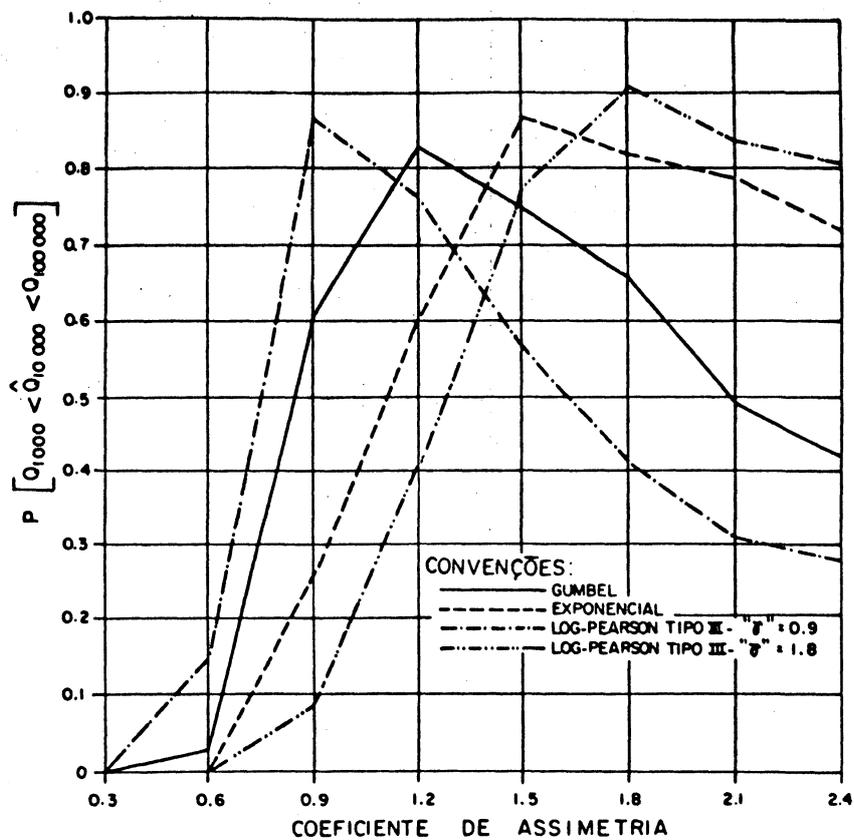


(a) Tamanho das sub-amostras igual a 30

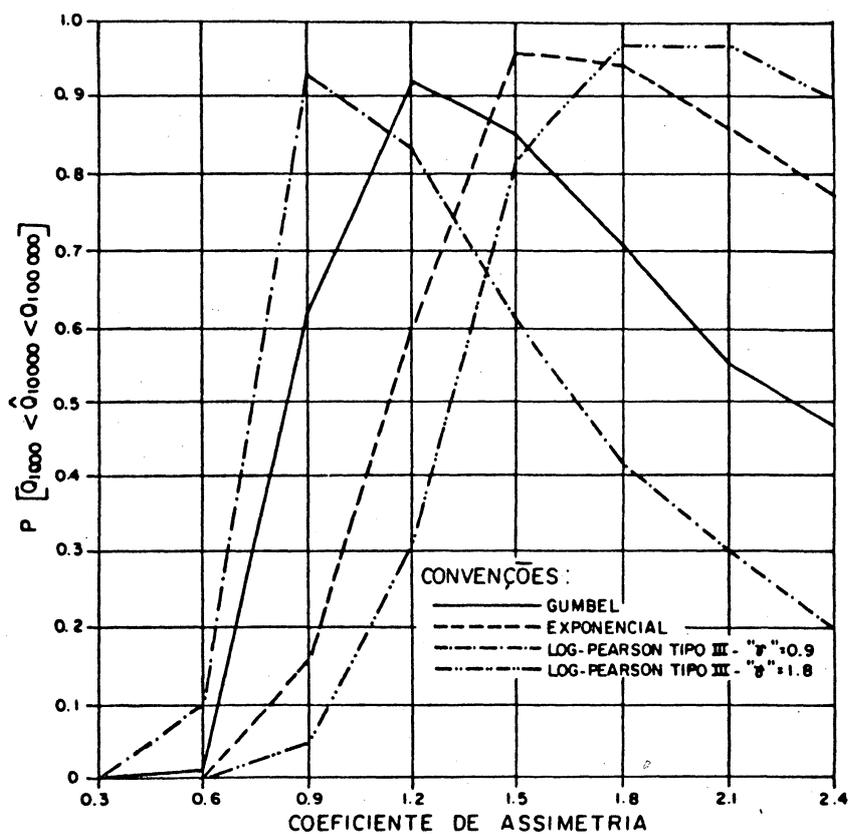


(b) Tamanho das sub-amostras igual a 50

Figura 4.16 – Testes adicionais. Cenário Pearson tipo III coeficiente de variação populacional igual a 0.4 e tempo de recorrência de 10 000 anos .



(a) Tamanho das sub-amostras igual a 30



(b) Tamanho das sub-amostras igual a 50

Figura 4.17 - Testes adicionais. Cenário Log-Pearson tipo III coeficiente de variação populacional igual a 0.4 e tempo de recorrência de 10 000 anos.

exponencial, sempre no entorno do coeficiente de assimetria populacional coincidente com o valor adotado para a distribuição em análise, ou seja, a primeira distribuição com coeficiente de assimetria igual a 0,9 mostrou-se mais robusta nesta faixa de coeficiente de assimetria populacional, e aquela com o coeficiente igual a 1,8 na faixa correspondente.

A partir desse comportamento pode-se concluir que, se houvesse uma forma de saber o coeficiente de assimetria populacional de um dado evento, as estimativas com distribuição log-Pearson tipo III com assimetria pré-fixada conduziriam a resultados mais robustos.

Como foi mencionado, o *Water Resources Council*, com base no trabalho de BEARD (1974) recomenda o uso preferencial da distribuição log-Pearson tipo III com coeficiente de assimetria regionalizado, talvez pretendendo com isso, adivinhar a assimetria populacional. Entretanto, esse propósito, parece muito difícil de ser alcançado, pois também as estimativas regionalizadas podem envolver incertezas devido, à já comentada variabilidade, principalmente, da estimativa do coeficiente de assimetria. A grande diversidade dos coeficientes de assimetria dos postos pluvio e fluviométricos, analisadas a seguir, apenas confirmam a dificuldade em se estabelecer estimativas adequadas para o valor populacional deste parâmetro.

Como pelo menos em média, as distribuições a dois parâmetros, Gumbel e exponencial, se apresentam robustas em uma faixa mais ampla de valores do coeficiente de assimetria o seu uso parece mais conveniente.

5. Análise da Robustez para Vazões e Precipitações Observadas

Após a etapa de experimentos computacionais, a pesquisa, na seqüência, procurou avaliar modelos probabilísticos robustos com base nas informações de 14 estações fluviométricas e 15 pluviométricas da região Sul/Sudeste do Brasil.

5.1 Seleção das estações utilizadas

A escolha das estações partiu do princípio que deveriam possuir no mínimo, 60 anos de observações, de tal sorte a poder-se construir duas sub-séries independentes de no mínimo 30 anos. Com base nos arquivos do DNAEE (Departamento Nacional de Águas e Energia Elétrica), COPEL (Companhia Paranaense de Energia) e ELETROPAULO, definiram-se as estações fluviométricas e pluviométricas destacadas, respectivamente, nas tabelas 5.1 e 5.2. As séries de máximos anuais, no caso dos postos fluviométricos, são constituídas pelas maiores vazões médias diárias e, no caso das estações pluviométricas pelas máximas precipitações diárias de cada ano, como listadas no anexo 2.

A primeira etapa dos estudos consistiu de testes para análise da homogeneidade e independência serial dos dados em

Tabela 5.1 - Relatório das estações fluviométricas.

Código	Nome da Estação	Nome do rio	Latitude	Longitude	Área de Drenagem Km²	Período
1. 83.500.002	Apiuna	Itajai-açu	27°01'	49°23'	9.242	1927-1987
2. 64.360.000	Tomazina	das Cinzas	23°46'	49°57'	2.015	1927-1986
3. 64.843.000	Guaira	Paraná	24°04'	54°15'	802.150	1920-1981
4. 65.993.000	Salto Cataratas	Ignacu	25°41'	54°26'	67.317	1920-1988
5. 63.005.000	Jupia	Paraná	20°47'	51°37'	479.000	1928-1988
6. 65.999.800	Posadas	Paraná	27°22'	55°53'	933.600	1901-1983
7. 68.100.000	Corrientes	Paraná	27°28'	58°51'	2.067.050	1901-1983
8. 77.140.000	Paso de los Libres	Uruguai	29°43'	57°05'	189.300	1908-1984
9. 67.650.000	Asuncion	Paraguai	25°24'	57°45'	709.890	1910-1977
10. 62.153.100	Itaquaquecetuba	Tietê	23°28'	46°21'	1.485	1926-1988
11. 58.183.000	Pindamonhangaba	Paraíba do Sul	22°55'	45°28'	9.576	1923-1988
12. 40.050.000	Iguatama	São Francisco	20°10'	45°42'	4.846	1926-1988
13. 58.321.000	Barra do Pirai	Paraíba do Sul	22°28'	43°50'	16.947	1922-1986
14. 58.974.000	Campos	Paraíba do Sul	21°45'	41°19'	55.083	1923-1987

Tabela 5.2 - Relatório das estações plevionétricas.

Código	Nome da Estação	Município	Latitude	Longitude	Altitude m	Período
1. 25.48.010	Paranaguá	Paranaguá	25°13'	48°02'	9	1925-1988
2. 25.50.006	Ivaí	Ivaí	25°01'	50°51'	768	1925-1988
3. 23.46.045	Estação da Luz	São Paulo	23°32'	46°38'	730	1901-1988
4. 26.49.021	Rio Negro	Rio Negro	26°06'	49°48'	790	1925-1988
5. 26.51.006	Palmas	Palmas	26°29'	51°59'	1091	1925-1986
6. 25.51.006	Guarapuava	Guarapuava	25°24'	51°28'	1108	1925-1986
7. 28.52.020	Passo Fundo	Passo Fundo	28°16'	52°24'	684	1912-1985
8. 28.54.011	S. Luiz de Gonzaga	S. Luiz de Gonzaga	28°24'	54°58'	260	1912-1985
9. 28.51.014	Lagoa Vermelha	Lagoa Vermelha	28°12'	51°32'	805	1914-1985
10. 25.49.006	Caritíbia	Caritíbia	25°26'	49°16'	947	1889-1985
11. 21.41.044	Campos	Campos	21°45'	41°20'	11	1912-1987
12. 22.44.092	Resende	Resende	22°28'	44°27'	484	1925-1988
13. 23.46.169	Alves	Itap. da Serra	23°55'	46°51'	805	1925-1988
14. 23.46.152	Rep. Guarapiranga	São Paulo	23°40'	46°48'	739	1925-1989
15. 23.46.194	Itaguacetéuba	Itaguacetéuba	23°28'	46°22'	730	1928-1988

questão, cujos resultados são apresentados nas tabelas 5.3 e 5.4 para a verificação da independência das séries e nas tabelas 5.5 e 5.6 para a verificação da homogeneidade, em todos os casos, verificados para níveis de significância de 1%, 5% e 10%.

A hipótese de independência pode ser rejeitada em 9 subséries ao nível de significância de 10%, em 5 casos ao nível de significância de 5% e em apenas 1 caso ao nível de 1%. Tendo em vista que foram analisadas 58 subamostras e não havendo uma razão conceitual importante para justificar essa dependência, considerou-se o grau de rejeição obtido para a hipótese de independência, em todos os níveis de significância estudados, como aceitável.

A hipótese de homogeneidade das séries em estudo, analisada através dos testes "t", Bartlett e Mann-Kendall, pode ser aceita sem penalizar nenhuma das estações fluviométricas ou pluviométricas, garantindo, portanto, o fato de não haver erros significativos devido a mudanças nas características das estações.

5.2 Avaliação da robustez das distribuições de probabilidade

A metodologia para identificação do modelo mais robusto, consistiu em construir 2 subséries independentes, com pelo menos 30 anos, para cada estação estudada. A cada subsérie aplicaram-se as distribuições Gumbel, exponencial, log-normal a 2 parâmetros, log-normal a três parâmetros, Pearson tipo III e log-Pearson tipo III.

Para o ajuste das distribuições foi utilizado, da

Tabela 5.3 - Verificação da independência das séries de observações fluviométricas.

Nome da Estação	N	média	d.p.	c.var.	c.ass.	sub-amostra 1				sub-amostra 2			
						r	0,01	0,05	0,10	r	0,01	0,05	0,10
1. Apiúna	60	1608,2	806,8	0,502	1,370	-0,092	I	I	I	0,158	I	I	I
2. Itapuzina	60	273,3	142,9	0,522	1,115	0,132	I	I	I	0,018	I	I	I
3. Guaira	62	19736,7	6138,3	0,311	2,509	-0,114	I	I	I	0,245	I	I	I
4. Salto Cataratas	66	8336,4	5856,6	0,702	2,357	0,243	I	I	I	0,302	I	I	I
5. Jupia	60	15636,8	4298,6	0,275	0,547	0,045	I	I	I	0,369	I	I	I
6. Posadas	82	24035,4	5444,2	0,226	1,299	0,066	I	I	I	0,215	I	I	I
7. Corrientes	82	27777,7	6218,9	0,224	1,280	0,092	I	I	I	0,259	I	I	D
8. Paso de los Libres	74	15183,1	5396,4	0,355	0,958	0,088	I	I	I	-0,004	I	I	I
9. Asuncion	66	4549,0	1804,7	0,397	1,275	0,315	I	I	D	-0,084	I	I	I
10. Itaquaquecetuba	62	59,4	24,5	0,412	2,000	0,024	I	I	I	0,112	I	I	I
11. Pindamonhangaba	66	382,9	129,5	0,338	0,473	0,044	I	I	I	0,171	I	I	I
12. Iguatana	60	510,2	138,2	0,270	0,540	0,025	I	I	I	0,238	I	I	I
13. Barra do Pirai	60	1137,9	359,9	0,316	0,725	0,243	I	I	I	0,300	I	I	D
14. Campos	64	3492,7	950,7	0,272	0,326	0,157	I	I	I	-0,120	I	I	I

N unidade: m³/s

N - tamanho da série

d.p. - desvio padrão

c.ass. - coeficiente de assimetria

r - coeficiente de correlação em série

c.var. - coeficiente de variação

Tabela 5.4 - Verificação da independência das séries de observações pluviométricas.

Nome da Estação	N	média	d.p.	c.var.	c.ass.	sub-amostra 1				sub-amostra 2				
						r	0,01	0,05	0,10	r	0,01	0,05	0,10	
1. Paranaguá	62	111,8	41,4	0,370	0,640	0,375	I	D	D	0,213	I	I	I	I
2. Ivai	64	73,1	16,9	0,231	0,194	-0,207	I	I	I	0,071	I	I	I	I
3. Estação da Luz	86	79,8	24,0	0,300	0,745	0,293	I	D	D	-0,027	I	I	I	I
4. Rio Negro	64	69,6	21,3	0,306	2,085	0,109	I	I	I	0,224	I	I	I	I
5. Palmas	60	92,8	33,6	0,362	1,061	0,517	D	D	D	0,337	I	D	D	D
6. Guarapuava	62	77,1	22,0	0,286	0,570	0,264	I	I	I	-0,253	I	I	I	I
7. Passo Fundo	64	87,6	22,3	0,255	1,054	0,388	I	I	D	-0,128	I	I	I	I
8. S. Luiz de Gonzaga	64	109,4	36,5	0,333	2,580	-0,089	I	I	I	-0,175	I	I	I	I
9. Lagoa Vermelha	64	85,7	18,5	0,216	0,325	0,308	I	I	D	0,287	I	I	I	I
10. Curitiba	94	72,4	20,5	0,282	1,317	-0,096	I	I	I	0,062	I	I	I	I
11. Campos	70	79,2	25,0	0,316	1,301	-0,100	I	I	I	0,023	I	I	I	I
12. Resende	60	92,7	33,2	0,358	1,503	0,110	I	I	I	0,128	I	I	I	I
13. Alves	64	105,0	61,4	0,585	3,008	-0,287	I	I	I	-0,005	I	I	I	I
14. Rep. Guarapiranga	64	71,6	18,6	0,260	0,432	0,228	I	I	I	0,191	I	I	I	I
15. Itaquacetuba	60	72,8	22,4	0,307	2,087	-0,151	I	I	I	-0,070	I	I	I	I

* unidade: mm/s

N - tamanho da série

d.p. - desvio padrão

c.ass. - coeficiente de assimetria

r - coeficiente de correlação em série

c.var. - coeficiente de variação

Tabela 5.5 - Verificação da homogeneidade das séries de observações fluviométricas.

Nome da Estação	teste "t"				teste de Bartlett				teste de Mann-Kendall			
	abs(t)	0,01	0,05	0,10	X ²	0,01	0,05	0,10	V	0,01	0,05	0,10
	1. Apiúna	1,238	H	H	H	3,525	H	H	NH	0,963	H	H
2. Tomazina	1,125	H	H	H	0,755	H	H	H	1,511	H	H	NH
3. Guaira	0,745	H	H	H	3,879	H	NH	NH	1,652	H	NH	NH
4. Salto Cataratas	0,382	H	H	H	0,414	H	H	H	0,653	H	H	H
5. Jupia	0,150	H	H	H	0,237	H	H	H	0,261	H	H	H
6. Posadas	0,809	H	H	H	0,717	H	H	H	0,432	H	H	H
7. Corrientes	0,531	H	H	H	0,110	H	H	H	1,922	H	NH	NH
8. Paso de los Libres	0,768	H	H	H	0,225	H	H	H	0,606	H	H	H
9. Asuncion	2,138	H	NH	NH	3,605	H	H	NH	2,524	NH	NH	NH
10. Itaquaquecetuba	0,951	H	H	H	8,771	NH	NH	NH	0,741	H	H	H
11. Pindamonhangaba	1,035	H	H	H	1,052	H	H	H	0,562	H	H	H
12. Iguatama	0,498	H	H	H	1,698	H	H	H	0,198	H	H	H
13. Barra do Pirai	2,125	H	NH	NH	0,284	H	H	H	2,443	NH	NH	NH
14. Campos	0,780	H	H	H	1,034	H	H	H	1,570	H	H	NH

* H - série homogênea NH - série não homogênea

Tabela 5.6 - Verificação da homogeneidade das séries de observações pluviométricas.

Nome da Estação	teste "t"				teste de Bartlett				teste de Mann-Kendall			
	abs(t)	0,01	0,05	0,10	X ²	0,01	0,05	0,10	V	0,01	0,05	0,10
1. Parnaguá	0,355	H	H	H	0,017	H	H	H	1,616	H	H	NH
2. Ivaí	0,315	H	H	H	6,848	NH	NH	NH	0,156	H	H	H
3. Estação da Luz	1,098	H	H	NH	0,336	H	H	H	1,141	H	NH	H
4. Rio Negro	0,852	H	H	H	11,07	NH	NH	NH	1,187	H	H	H
5. Palmas	1,275	H	H	H	0,014	H	H	H	0,070	H	H	H
6. Guarapuava	0,880	H	H	H	6,529	H	NH	NH	0,607	H	H	H
7. Passo Fundo	1,033	H	H	H	7,007	NH	NH	NH	2,091	H	NH	NH
8. S. Luiz de Gonzaga	1,226	H	H	H	6,761	NH	NH	NH	0,956	H	H	H
9. Lagoa Vermelha	2,206	H	NH	NH	0,560	H	H	H	1,999	H	NH	NH
10. Curitiba	0,000	H	H	H	2,873	H	H	H	0,346	H	H	H
11. Campos	0,228	H	H	H	0,567	H	H	H	0,040	H	H	H
12. Resende	0,837	H	H	H	4,104	H	NH	NH	1,128	H	H	H
13. Alves	0,462	H	H	H	5,535	H	NH	NH	0,840	H	H	H
14. Rep. Guarapiranga	0,458	H	H	H	4,299	H	NH	NH	0,168	H	H	H
15. Itaguacetuaba	0,047	H	H	H	4,118	H	NH	NH	0,593	H	H	H

* H - série homogênea NH - série não homogênea

mesma maneira como nos experimentos computacionais, o método dos momentos, reservando-se o teste de outros métodos de ajuste apenas às distribuições bem sucedidas nesta fase.

Analisaram-se para cada uma dessas distribuições, as diferenças nas estimativas de extremos, entre os valores de cada sub-série e a estimativa considerando toda a série de valores. Essas diferenças foram analisadas pela média e desvio padrão do índice:

$$r(T) = \sum_{i=1}^n \left(\frac{|X_1(T) - X_2(T)|}{X_{total}(T)} \right)_i \quad (161)$$

com: X_1 = estimativa com "T" anos de recorrência obtida da sub-série 1;

X_2 = estimativa com "T" anos de recorrência obtida da sub-série 2;

X_{total} = estimativa com "T" anos de recorrência obtida considerando a totalidade de dados da estação em estudo;

n - número total de estações.

Os resultados, para tempo de recorrência igual a 100, 1.000 e 10.000 anos encontram-se nas tabelas 5.7 e 5.8, respectivamente, para os dados fluviométricos e pluviométricos.

Observam-se a superioridade dos modelos de dois parâmetros, em relação aos de três, com destaque para a distribuição de Gumbel, que sistematicamente apresentou as menores diferenças, tanto na média como no desvio-padrão.

Analisou-se também, a frequência com que valores estimados para cada subsérie resultavam afastados a menos do que 10% e 20% do valor máximo obtido com a totalidade dos

abela 5.7 - Avaliação da robustez de ajustes de extremos aplicados às observações pluviométricas.

IR	par. est.	$\sum [Q_1 - Q_2 / Q_{TOTAL}]$					
		log-norm. 3 par.	Gumbel	Exponencial	log-norm. 2 par.	Pearson tipo III	log-Pear. tipo III
100	med.	0,156	0,130	0,135	0,147	0,162	0,156
	d.p.	0,151	0,103	0,106	0,115	0,157	0,155
1.000	med.	0,211	0,145	0,151	0,188	0,205	0,223
	d.p.	0,208	0,113	0,117	0,138	0,202	0,217
10.000	med.	0,270	0,155	0,162	0,223	0,242	0,295
	d.p.	0,241	0,118	0,120	0,158	0,226	0,260

abela 5.8 - Avaliação da robustez de ajustes de extremos aplicados às observações pluviométricas.

IR	par. est.	$\sum [P_1 - P_2 / P_{TOTAL}]$					
		log-norm. 3 par.	Gumbel	Exponencial	log-norm. 2 par.	Pearson tipo III	log-Pear. tipo III
100	med.	0,199	0,169	0,177	0,190	0,208	0,199
	d.p.	0,124	0,097	0,104	0,116	0,131	0,118
1.000	med.	0,275	0,197	0,208	0,246	0,271	0,278
	d.p.	0,177	0,117	0,124	0,157	0,172	0,180
10.000	med.	0,337	0,216	0,227	0,293	0,314	0,356
	d.p.	0,223	0,128	0,135	0,190	0,201	0,227

* med. - média d.p. - desvio padrão

dados. Os resultados de tal análise encontram-se nas tabelas 5.9 e 5.10 respectivamente para os dados fluviométricos e pluviométricos.

Observa-se que as estimativas, principalmente as milenares e decamilenares, utilizando modelos de dois parâmetros apresentam resultados mais próximos do valor obtido com toda a série que as estimativas através de modelos de três parâmetros, com destaque para os resultados da distribuição de Gumbel.

5.3 Avaliação da Robustez dos Métodos de Estimativa de Parâmetros.

Os resultados da análise da robustez de diferentes modelos probabilísticos às séries de observações fluviométricas e pluviométricas disponíveis, revelaram as distribuições Gumbel e exponencial, como as mais robustas. Como já havia sido feito na etapa dos experimentos computacionais, procurou-se, então, estabelecer a influência de métodos de estimativa de parâmetros, aos índices de verificação de robustez, para essas duas distribuições.

Essa análise utilizou o mesmo índice de robustez e das frequências da etapa anterior, com os resultados reproduzidos nas tabelas 5.11 e 5.13 para as informações fluviométricas e 5.12 e 5.14 para as pluviométricas.

Observa-se, na aplicação aos dados fluviométricos, que a distribuição de Gumbel, com estimativa de parâmetros pelo método de máxima verossimilhança e método da máxima entropia se destaca em relação às demais. Para a distribuição

Tabela 5.9 - Análise das vazões estimadas no entorno do valor teórico.

DISTRIBUIÇÕES		Λ	
		0,9 Q - Q - 1,1 Q	0,8 Q - Q - 1,2 Q
Q	Gunbel	0,750	1,000
Q	exponencial	0,714	1,000
Q	Log-normal 2 param.	0,714	0,964
H	Log normal 3 param.	0,714	0,893
H	Pearson tipo III	0,714	0,857
H	Log-Pears. tipo III	0,714	0,893
Q	Gunbel	0,714	0,964
Q	exponencial	0,714	0,964
Q	Log-normal 2 param.	0,679	0,929
Q	Log-normal 3 param.	0,607	0,857
H	Pearson tipo III	0,643	0,857
H	Log-Pears. tipo III	0,571	0,857
Q	Gunbel	0,714	0,964
Q	Exponencial	0,714	0,964
Q	Log-normal 2 param.	0,571	0,857
Q	Log-normal 3 param.	0,464	0,706
Q	Pearson tipo III	0,536	0,857
H	Log-Pearson tipo III	0,464	0,750
H			

Tabela 5.10 - Análise das precipitações estimadas no entorno do valor teórico.

		Λ	
		0,9 P - P - 1,1 P	0,8 P - P - 1,2 P
Q	Gunbel	0,633	1,000
Q	exponencial	0,500	1,000
Q	Log-normal 2 param.	0,467	1,000
H	Log normal 3 param.	0,533	0,900
H	Pearson tipo III	0,500	0,900
H	Log-Pears. tipo III	0,533	0,900
Q	Gunbel	0,433	0,967
Q	exponencial	0,400	0,967
Q	Log-normal 2 param.	0,400	0,833
Q	Log-normal 3 param.	0,433	0,833
H	Pearson tipo III	0,467	0,833
H	Log-Pears. tipo III	0,367	0,800
Q	Gunbel	0,400	0,967
Q	Exponencial	0,400	0,933
Q	Log-normal 2 param.	0,333	0,700
Q	Log-normal 3 param.	0,367	0,600
Q	Pearson tipo III	0,333	0,700
H	Log-Pearson tipo III	0,300	0,567
H			

* Q - vazão teórica P - precipitação teórica

Tabela 5.11 - Influência de métodos de estimação de parâmetros - Dados pluviométricos.

$$\Sigma (|Q_1 - Q_2| / Q_{TOTAL})$$

IR	par. est.	distribuição de Gumbel						distribuição exponencial					
		momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.ent.	momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.ent.		
100	med.	0,130	0,099	0,110	0,129	0,097	0,135	0,118	0,116	0,143	0,109		
	d.p.	0,103	0,058	0,084	0,101	0,079	0,106	0,065	0,087	0,117	0,085		
1.000	med.	0,145	0,106	0,122	0,143	0,106	0,151	0,128	0,129	0,163	0,120		
	d.p.	0,113	0,065	0,091	0,111	0,084	0,117	0,075	0,094	0,125	0,092		
10.000	med.	0,155	0,110	0,131	0,154	0,113	0,162	0,134	0,139	0,175	0,126		
	d.p.	0,118	0,071	0,095	0,114	0,086	0,120	0,081	0,096	0,129	0,097		

Tabela 5.12 - Influência de métodos de estimação de parâmetros - Dados pluviométricos.

$$\Sigma (|P_1 - P_2| / P_{TOTAL})$$

IR	par. est.	distribuição de Gumbel						distribuição exponencial					
		momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.ent.	momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.ent.		
100	med.	0,169	0,140	0,141	0,164	0,146	0,177	0,184	0,151	0,184	0,161		
	d.p.	0,097	0,093	0,075	0,095	0,083	0,104	0,132	0,084	0,102	0,092		
1.000	med.	0,197	0,161	0,162	0,193	0,168	0,208	0,204	0,174	0,218	0,185		
	d.p.	0,117	0,112	0,094	0,110	0,102	0,124	0,148	0,105	0,118	0,113		
10.000	med.	0,216	0,175	0,177	0,211	0,182	0,227	0,215	0,190	0,238	0,199		
	d.p.	0,128	0,125	0,106	0,121	0,116	0,135	0,157	0,115	0,128	0,127		

med. média d.p. - desvio padrão

abela 5.13 - Análise dos valores estimados estares no entorno do valor teórico. Dados fluvionétricos.

Tr	distribuição de Gumbel						distribuição exponencial					
	momentos	max.ver.	pes.pro.	min.gua.	max.ent.	momentos	max.ver.	pes.pro.	min.gua.	max.ent.		
0	0,750	0,964	0,857	0,786	0,857	0,714	0,679	0,821	0,714	0,821		
0	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000		
0	0,714	0,964	0,821	0,679	0,821	0,714	0,643	0,786	0,643	0,786		
0	0,964	1,000	1,000	0,964	1,000	0,964	0,929	1,000	0,929	1,000		
0	0,714	0,929	0,750	0,679	0,786	0,714	0,643	0,750	0,607	0,750		
0	0,964	1,000	1,000	0,964	1,000	0,964	0,929	1,000	0,929	1,000		

0 - vazão estimada 0 - vazão teórica

abela 5.14 - Análise dos valores estimados estarem no entorno do valor teórico. Dados Pluviométricos.

P _n	distribuição de Gumbel						distribuição exponencial					
	momentos	max.ver.	pes.pro.	min.gua.	max.ent.	momentos	max.ver.	pes.pro.	min.gua.	max.ent.		
0,9P- [^] P-1,1P	0,633	0,767	0,767	0,567	0,767	0,500	0,667	0,667	0,533	0,633		
0,8P- [^] P-1,2P	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	0,000	1,000	1,000	1,000		
0,9P- [^] P-1,1P	0,433	0,667	0,633	0,433	0,633	0,400	0,633	0,567	0,400	0,500		
0,8P- [^] P-1,2P	0,967	0,933	1,000	1,000	0,967	0,967	0,767	0,967	0,967	0,967		
0,9P- [^] P-1,1P	0,400	0,600	0,567	0,433	0,567	0,400	0,633	0,533	0,367	0,500		
0,8P- [^] P-1,2P	0,967	0,900	0,967	0,933	0,933	0,933	0,767	0,967	0,933	0,900		

[^]xP - precipitação estimada P - precipitação teórica

exponencial os métodos de ajuste mais robustos são o da máxima verossimilhança e o da máxima entropia. Analisando a frequência da vazão estimada estar no entorno da vazão teórica, os resultados são similares, com destaque para a distribuição de Gumbel ajustada pelo método da máxima verossimilhança, se apresentando melhor principalmente quando o erro admitido é de $\pm 10\%$. Ao se admitir um erro de 20% a distribuição exponencial já se apresenta com uma robustez da mesma ordem de grandeza. O método de ajuste pelos mínimos quadrados mostrou-se o mais dispersivo, tanto no caso da distribuição de Gumbel como na exponencial.

No estudo para as séries pluviométricas, a distribuição de Gumbel também se mostrou superior à exponencial, com o método dos pesos probabilísticos apresentando índices de robustez comparáveis ao ajuste pela máxima verossimilhança e de máxima entropia.

As análises de robustez, no caso das séries observadas, se baseiam na distribuição das diferenças entre as estimativas obtidas a partir de cada uma das 2 subséries de cada posto. Considerando que se dispunha de um total de apenas 29 estações, os parâmetros da distribuição de diferenças puderam ser estimadas de uma amostra com apenas 29 elementos, bastante pequena para cálculo da média e desvio padrão. Tentou-se aumentar a amostra definindo um índice de que levasse em consideração, para cada tempo de recorrência e para cada ajuste, a diferença de estimativa comparativamente ao valor teórico relativo a cada subsérie, qual seja:

$$r_2 = \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^2 \frac{|(X_i)_j - (X_{total})_j|}{(X_{total})_j} \quad (162)$$

onde "n" é o número total de estações utilizadas no estudo, permitindo, por conseguinte, uma avaliação dos parâmetros com base em 58 valores.

Os resultados obtidos encontram-se nas tabelas 5.15 e 5.16 para tempo de recorrência igual a 100, 1.000 e 10.000 anos, respectivamente para as estações fluviométricas e pluviométricas.

A análise desses resultados, da mesma forma que o índice anteriormente utilizado, permite destacar, para a aplicação aos dados fluviométricos a distribuição de Gumbel com estimativa de parâmetros de máxima verossimilhança e de máxima entropia e, para os dados pluviométricos, a distribuição de Gumbel com estimativa de parâmetros, além das duas já citadas, de pesos probabilísticos.

5.4 Estudos Complementares

Com base nas pesquisas até aqui realizadas, percebe-se a maior robustez dos modelos de dois parâmetros em relação aos de três, principalmente nas análises realizadas para tempo de recorrência igual a 1.000 e 10.000 anos. Esta característica incentivou a realização de investigações complementares, com o intuito de ampliar o conhecimento sobre os resultados obtidos nesta parte da pesquisa.

Em uma primeira etapa, decidiu-se agrupar os 14 postos fluviométricos e os 15 pluviométricos de acordo com o

abela 5.15 - Influência de métodos de estimação de parâmetros - Dados pluviométricos.

$\sum [(Q_1 - Q_{TOTAL}) / Q_{TOTAL} + (Q_2 - Q_{TOTAL}) / Q_{TOTAL}]$															
Tr	par. est.	distribuição de Gumbel						distribuição exponencial							
		momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entr.	momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entr.				
100	med.	0,065	0,050	0,058	0,065	0,050	0,068	0,077	0,061	0,075	0,053	0,077	0,061	0,075	0,053
	d.p.	0,051	0,031	0,042	0,052	0,039	0,053	0,057	0,043	0,060	0,053	0,057	0,043	0,060	0,042
1.000	med.	0,074	0,054	0,065	0,072	0,055	0,077	0,085	0,069	0,085	0,077	0,085	0,069	0,085	0,062
	d.p.	0,055	0,034	0,045	0,057	0,041	0,057	0,066	0,047	0,065	0,057	0,066	0,047	0,065	0,045
0.000	med.	0,079	0,057	0,069	0,078	0,058	0,082	0,089	0,073	0,091	0,082	0,089	0,073	0,091	0,065
	d.p.	0,058	0,036	0,047	0,059	0,042	0,059	0,071	0,049	0,068	0,059	0,071	0,049	0,068	0,046

abela 5.16 - Influência de métodos de estimação de parâmetros - Dados pluviométricos.

$\sum [(P_1 - P_{TOTAL}) / P_{TOTAL} + (P_2 - P_{TOTAL}) / P_{TOTAL}]$															
Tr	par. est.	distribuição de Gumbel						distribuição exponencial							
		momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entr.	momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entr.				
100	med.	0,085	0,070	0,071	0,084	0,073	0,089	0,100	0,077	0,095	0,085	0,100	0,077	0,095	0,081
	d.p.	0,048	0,050	0,038	0,046	0,044	0,051	0,105	0,042	0,051	0,051	0,105	0,042	0,051	0,047
1.000	med.	0,099	0,081	0,083	0,098	0,084	0,105	0,111	0,090	0,113	0,105	0,111	0,090	0,113	0,093
	d.p.	0,057	0,061	0,046	0,054	0,054	0,061	0,120	0,051	0,057	0,061	0,120	0,051	0,057	0,058
0.000	med.	0,108	0,087	0,091	0,108	0,091	0,114	0,117	0,098	0,124	0,114	0,117	0,098	0,124	0,101
	d.p.	0,064	0,068	0,052	0,058	0,061	0,067	0,128	0,057	0,062	0,067	0,128	0,057	0,062	0,064

med. - média d.p. - desvio padrão

coeficiente de assimetria amostral (g), calculado com a série completa. Subdividiu-se o grupo de 20 postos em dois subgrupos a saber: assimetria alta com $g \geq 1,2$ e assimetria baixa com $g < 1,2$, como mostra a tabela 5.17.

O mesmo procedimento utilizado nas etapas anteriores foi aplicado às séries de assimetria alta e baixa, com os resultados mostrados, respectivamente, nas tabelas 5.18-5.20 e 5.19-5.21.

A investigação em busca do modelo probabilístico mais robusto, destacou para ambos os grupos (assimetria alta e baixa) as distribuições Gumbel e exponencial como as mais interessantes, com ênfase para a primeira distribuição (tabelas 5.18 e 5.19).

Na sequência, a pesquisa para verificação da influência de métodos de estimativa de parâmetros na avaliação da robustez das distribuições Gumbel e exponencial, séries de assimetria alta conduziram à distribuição de Gumbel com estimativa de parâmetros de máxima verossimilhança e de máxima entropia como a mais robusta. Para as séries de assimetria baixa sobressaiu-se a distribuição de Gumbel com estimativa de parâmetros pelo método dos momentos e com pesos probabilísticos (tabelas 5.20 e 5.21).

A superioridade dos métodos de ajuste de máxima verossimilhança e máxima entropia, no caso de assimetrias populacionais acima do valor intrínseco da distribuição (1,14 no caso da lei de Gumbel) e dos métodos dos momentos e pesos probabilísticos no caso contrário, já havia sido detectada na fase de experimentos computacionais.

Entretanto a análise das tabelas 5.19 e 5.21, indicou

Tabela 5.17 - Classificação dos postos pluviométricos e pluviométricos de acordo com o coeficiente de assimetria

ASSIMETRIA ALTA			ASSIMETRIA BAIXA		
ESTACÃO	COEF. DE ASSIMETRIA	TIPO	ESTACÃO	COEF. DE ASSIMETRIA	TIPO
1. Apiúna	1,370	F	1. Tomazina	1,115	F
2. Guaira	2,509	F	2. Jupiá	0,547	F
3. Salto Cataratas	2,357	F	3. Paso de los Libres	0,958	F
4. Posadas	1,299	F	4. Pindamonhangaba	0,473	F
5. Corrientes	1,280	F	5. Iguatana	0,540	F
6. Asuncion	1,275	F	6. Barra do Pirai	0,725	F
7. Itaquaquecetuba	2,001	F	7. Campos	0,325	F
8. Rio Negro	2,085	P	8. Paranaguá	0,640	P
9. S. Luiz de Gonzaga	2,580	P	9. Ivai	0,194	P
10. Curitiba	1,317	P	10. Estação da Luz	0,745	P
11. Campos	1,301	P	11. Palmas	1,061	P
12. Resende	1,503	P	12. Guarapuava	0,570	P
13. Alves	3,008	P	13. Passo Fundo	1,054	P
14. Itaquaquecetuba	2,087	P	14. Lagoa Vermelha	0,325	P
			15. Rep. Guarapiranga	0,432	P

* F - estação pluviométrica

P - estação pluviométrica

Tabela 5.18- Avaliação da robustez de ajustes de extremos aplicados às observações fluviométricas e pluviométricas com assimetria maior que 1,2.

I _R	par. estat	$\sum [X_1 - X_2 / X_{TOTAL}]$					
		log-norm. 3 par.	Gumbel	exponencial	log-norm. 2 par.	Pearson tipo III	log-Pear. tipo III
100	med.	0,261	0,201	0,209	0,228	0,274	0,260
	d.p.	0,143	0,102	0,106	0,118	0,150	0,144
1.000	med.	0,358	0,228	0,238	0,289	0,350	0,367
	d.p.	0,204	0,115	0,119	0,152	0,200	0,211
10.000	med.	0,441	0,244	0,254	0,338	0,402	0,464
	d.p.	0,245	0,123	0,128	0,181	0,227	0,258

Tabela 5.19- Avaliação da robustez de ajustes de extremos aplicados às observações fluviométricas e pluviométricas com assimetria menor que 1,2.

I _R	par. est.	$\sum [X_1 - X_2 / X_{TOTAL}]$					
		log-norm. 3 par.	Gumbel	exponencial	log-norm. 2 par.	Pearson tipo III	log-Pear. tipo III
100	med.	0,101	0,103	0,108	0,114	0,104	0,103
	d.p.	0,074	0,073	0,079	0,084	0,073	0,071
1.000	med.	0,138	0,119	0,127	0,152	0,136	0,144
	d.p.	0,098	0,093	0,100	0,113	0,096	0,103
10.000	med.	0,179	0,133	0,142	0,186	0,165	0,198
	d.p.	0,118	0,104	0,110	0,138	0,116	0,133

med. - média

d.p. - desvio padrão

Tabela 5.20 - Influência de métodos de estimação de parâmetros.
 Dados pluviométricos e pluviométricos com coeficientes de assimetria maiores que 1,2.

$\Sigma \{(X_1 - X_{TOTAL}) / X_{TOTAL} + (X_2 - X_{TOTAL}) / X_{TOTAL}\}$													
IR	par. est.	distribuição de Gumbel						distribuição exponencial					
		momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entr.	momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entr.		
100	med.	0,101	0,059	0,076	0,095	0,069	0,105	0,081	0,080	0,108	0,079		
	d.p.	0,052	0,043	0,043	0,052	0,043	0,054	0,083	0,046	0,060	0,046		
1.000	med.	0,114	0,066	0,085	0,107	0,077	0,119	0,090	0,090	0,123	0,089		
	d.p.	0,058	0,049	0,048	0,058	0,048	0,061	0,094	0,051	0,067	0,051		
10.000	med.	0,122	0,071	0,091	0,115	0,082	0,127	0,095	0,096	0,131	0,094		
	d.p.	0,062	0,053	0,051	0,062	0,051	0,065	0,101	0,054	0,071	0,055		

Tabela 5.21 - Influência de métodos de estimação de parâmetros.
 Dados pluviométricos e pluviométricos com coeficientes de assimetria menores que 1,2.

$\Sigma \{(X_1 - X_{TOTAL}) / X_{TOTAL} + (X_2 - X_{TOTAL}) / X_{TOTAL}\}$													
IR	par. est.	distribuição de Gumbel						distribuição exponencial					
		momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entr.	momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entr.		
100	med.	0,052	0,062	0,055	0,056	0,055	0,055	0,096	0,059	0,064	0,058		
	d.p.	0,036	0,044	0,035	0,039	0,042	0,039	0,089	0,038	0,042	0,045		
1.000	med.	0,062	0,069	0,064	0,066	0,063	0,065	0,106	0,070	0,078	0,068		
	d.p.	0,044	0,054	0,042	0,048	0,052	0,048	0,102	0,047	0,050	0,055		
10.000	med.	0,068	0,075	0,071	0,074	0,069	0,072	0,112	0,076	0,086	0,074		
	d.p.	0,050	0,060	0,048	0,052	0,058	0,054	0,109	0,053	0,056	0,060		

med. média d.p. - desvio padrão

uma outra característica não esperada. Os resultados mostraram, também no caso de assimetria mais elevada, a distribuição de Gumbel como mais robusta que a exponencial, a qual, motivado pelas conclusões dos experimentos computacionais, imaginava-se ser a mais indicada.

Na tentativa de buscar uma explicação para este fato optou-se, então, por analisar as diferenças entre os coeficientes de assimetria e o índice de robustez estimados para cada subamostra, considerando a série das 14 estações com assimetria alta.

A tabela 5.22 mostra essas informações relativas as estações com assimetria alta, das distribuições Gumbel e exponencial com método de estimativa de parâmetros de máxima verossimilhança e período de retorno igual a 10.000 anos. Uma característica clara, é a variação amostral do coeficiente de assimetria, muito sensível à subdivisão da série em duas outras. Por exemplo, o posto fluviométrico de Asuncion com coeficiente de assimetria igual a 1,27, ao ter sua série subdividida em duas, cada qual passou a ter coeficientes respectivamente iguais a 1,31 e 0,61. Esta variação é perceptível em todos os outros postos, normalmente com valores, um acima e outro abaixo do valor amostral da série completa.

A análise da tabela 5.22, revela na maioria dos casos, uma das subamostras conduziu a uma estimativa mais próxima do valor da série total com a distribuição Gumbel e a outra subamostra mostrou uma superioridade da distribuição exponencial. Em dois casos ambas as subamostras indicaram Gumbel como a melhor e, em apenas um caso a distribuição

Tabela 5.22 - Diferença entre estimativas de 10.000 anos de recorrência para as distribuições Gumbel e exponencial com método de estimação de parâmetros de máxima verossimilhança.

ESTAÇÃO	COEF. DE ASSIMETRIA	$(X_i - X_{TOTAL}) / X_{TOTAL} \quad i=1,2$															
		subamostra 1 (i=1)					subamostra 2 (i=2)										
		coef. assim.	Gumbel -G-	Expon. -E-	melhor distr.	coef. assim.	Gumbel -G-	Expon. -E-	melhor distr.	coef. assim.	Gumbel -G-	Expon. -E-	melhor distr.				
1. Asuncion	1,27	1,31	0,103	0,158	6	0,61	0,050	0,073	6	1,28	0,000	0,163	6	1,27	0,003	0,029	6
2. Corrientes	1,30	1,66	0,074	0,043	E	1,06	0,083	0,226	6	1,30	0,016	0,009	E	1,24	0,014	0,015	6
3. Posadas	1,30	1,42	0,021	0,004	E	0,59	0,019	0,021	6	1,32	0,097	0,035	E	1,45	0,091	0,062	E
4. Campos	1,32	0,60	0,097	0,035	E	1,52	0,108	0,062	E	1,50	0,118	0,273	6	1,52	0,108	0,062	E
5. Curitiba	1,37	2,03	0,060	0,078	6	0,12	0,068	0,031	E	2,00	0,229	0,413	6	0,12	0,068	0,031	E
6. Apiúna	1,50	1,48	0,229	0,413	6	1,82	0,147	0,049	E	2,08	0,064	0,205	6	1,82	0,147	0,049	E
7. Resende	2,00	2,38	0,064	0,205	6	2,82	0,035	0,021	E	2,08	0,016	0,040	6	2,82	0,035	0,021	E
8. Itaquaquecetuba "P"	2,08	1,80	0,016	0,040	6	2,82	0,056	0,054	E	2,36	0,058	0,100	6	2,82	0,056	0,054	E
9. Rio Negro	2,36	1,10	0,058	0,100	6	0,44	0,085	0,081	E	2,51	0,096	0,113	6	0,44	0,085	0,081	E
10. Itaquaquecetuba "P"	2,51	2,80	0,096	0,113	6	3,14	0,053	0,018	E	2,58	0,045	0,049	6	3,14	0,053	0,018	E
11. Salto Cataratas	2,58	1,78	0,045	0,049	6					3,00							
12. Guaira	3,00																
13. S. Luiz de Gonzaga																	
14. Alves																	

F - estação pluviométrica - estação pluviométrica

exponencial mostrou-se a mais interessante para as duas subamostras. Porém, em média, a distribuição das diferenças do ajuste de Gumbel mostraram melhores resultados que a distribuição exponencial.

Esses resultados incentivaram a execução de novos testes, com o objetivo de simular o comportamento de 30 estações hipotéticas a partir de dados gerados sinteticamente com população conhecida. Como na fase de experimentos computacionais, usaram-se as distribuições log-normal a três parâmetros (LN3P), Pearson tipo III (P3P) e log-Pearson tipo III (LP3P), como cenários populacionais.

Ao contrário da fase de experimentos computacionais, onde a partir de vários cenários foram gerados conjuntos aleatórios de amostras com assimetria populacional pré-fixada, aqui se tentou reproduzir sinteticamente um conjunto de amostras que tivessem uma distribuição do coeficiente de assimetria igual à das séries fluvio e pluviométricas reais observadas. Gerou-se um conjunto de amostras tais que, a percentagem delas oriundas de uma população com coeficiente de assimetria " γ " era igual à frequência das séries observadas com assimetria entre $\gamma - \epsilon$ e $\gamma + \epsilon$, sendo " 2ϵ " igual ao incremento do coeficiente de assimetria entre os cenários distintos, no presente estudo igual a 0,3.

Para isso estabeleceu-se a distribuição de coeficientes de assimetria dos postos fluvio e pluviométricos agrupados em classes com intervalo de 0,3 como mostra a tabela 5.23.

tabela 5.23 - Discretização por classes dos coeficientes de assimetria dos postos pluvio e fluviométricos.

coef. de assimetria	classe	frequência
0,3	0,15 - 0,45	4
0,6	0,45 - 0,75	7
0,9	0,75 - 1,05	2
1,2	1,05 - 1,35	7
1,5	1,35 - 1,65	2
1,8	1,65 - 1,95	0
2,1	1,95 - 2,25	3
2,4	> 2,25	4

Com base nessa distribuição, foram gerados, para cada cenário populacional (LN3P, P3P e LP3P) por faixa de coeficiente de assimetria, amostras com 60 elementos, de tal sorte, que ficasse preservada a distribuição de coeficiente de assimetria da tabela 5.23. Todas as amostras foram geradas com média e coeficiente de variação populacional iguais a 1,0 e a 0,2, respectivamente. Cada amostra gerada foi subdividida em duas subamostras de 30 elementos, e a seguir, submetida aos testes de robustez aplicados às séries observadas. Para

cada cenário geraram-se um total de 30 amostras.

Para os cenários LN3P, P3P e LP3P obtiveram-se os resultados indicados, respectivamente, nas tabelas 5.24 a 5.26.

Cabe destacar que os testes, nesta etapa, visara diagnosticar, entre as distribuições Gumbel e exponencial, o modelo mais robusto, bem como o método de estimativa de parâmetros mais conveniente para tempos de recorrência igual a 100, 1.000 ou 10.000 anos.

Para cenário populacional LN3P, tabela 5.24, a distribuição de Gumbel com estimação de parâmetros pelo método dos momentos revelou-se a mais robusta. Para os cenários Pearson e log-Pearson, respectivamente tabelas 5.25 e 5.26, destacou-se, igualmente, a distribuição de Gumbel, porém com estimação de parâmetros pelo método da máxima verossimilhança.

Da tabela 5.23, observa-se que 16 séries, com 60 elementos cada, foram geradas com valores de coeficiente de assimetria maiores que 1,2. Repetiram-se os testes para tais séries com os resultados apresentados nas tabelas 5.27, 5.28 e 5.29, respectivamente para cenários LN3P, P3P e LP3P. Observa-se, neste caso, que o método de Gumbel, com estimação de parâmetros de máxima verossimilhança, mostrou-se o mais robusto nos três cenários populacionais estudados e também, para todos os tempos de recorrência.

Para as 14 séries com coeficiente de assimetria menor que 1,2, os resultados indicados nas tabelas 5.30, 5.31 e 5.32 destacam, a distribuição de Gumbel com estimação de parâmetros pelo método dos momentos e com pesos

Tabela 5.24 - Avaliação da Bobustez. Cenário log-normal a três parâmetros.

In	$\Sigma ((X_1 - X_{TOTAL}) / X_{TOTAL} + (X_2 - X_{TOTAL}) / X_{TOTAL})$											
	distribuição de Gumbel						distribuição exponencial					
	par. est.	momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entr.	momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entr.	
100	med.	0,089	0,095	0,091	0,097	0,092	0,091	0,116	0,095	0,101	0,096	
	d.p.	0,044	0,044	0,046	0,045	0,044	0,044	0,076	0,047	0,051	0,045	
1.000	med.	0,097	0,104	0,100	0,106	0,101	0,100	0,125	0,104	0,111	0,105	
	d.p.	0,046	0,047	0,049	0,047	0,047	0,047	0,084	0,051	0,053	0,048	
10.000	med.	0,102	0,110	0,105	0,112	0,107	0,105	0,130	0,109	0,116	0,110	
	d.p.	0,048	0,050	0,051	0,049	0,048	0,049	0,088	0,053	0,058	0,050	

Tabela 5.25 - Avaliação da Bobustez. Cenário Pearson tipo III.

In	$\Sigma ((X_1 - X_{TOTAL}) / X_{TOTAL} + (X_2 - X_{TOTAL}) / X_{TOTAL})$											
	distribuição de Gumbel						distribuição exponencial					
	par. est.	momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entr.	momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entr.	
100	med.	0,072	0,057	0,066	0,078	0,061	0,075	0,085	0,071	0,091	0,068	
	d.p.	0,060	0,041	0,052	0,059	0,046	0,064	0,057	0,055	0,067	0,053	
1.000	med.	0,082	0,064	0,077	0,090	0,069	0,086	0,093	0,082	0,106	0,078	
	d.p.	0,071	0,047	0,059	0,068	0,052	0,075	0,063	0,063	0,078	0,060	
10.000	med.	0,089	0,068	0,083	0,098	0,075	0,094	0,098	0,089	0,114	0,083	
	d.p.	0,077	0,051	0,064	0,073	0,056	0,080	0,066	0,068	0,084	0,065	

Tabela 5.26 - Avaliação da Bobustez. Cenário log-Pearson tipo III.

In	$\Sigma ((X_1 - X_{TOTAL}) / X_{TOTAL} + (X_2 - X_{TOTAL}) / X_{TOTAL})$											
	distribuição de Gumbel						distribuição exponencial					
	par. est.	momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entr.	momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entr.	
100	med.	0,088	0,077	0,082	0,093	0,079	0,091	0,095	0,087	0,104	0,086	
	d.p.	0,065	0,054	0,062	0,065	0,057	0,067	0,068	0,065	0,071	0,061	
1.000	med.	0,098	0,085	0,092	0,104	0,088	0,102	0,104	0,098	0,118	0,096	
	d.p.	0,072	0,058	0,067	0,072	0,061	0,075	0,074	0,070	0,078	0,066	
10.000	med.	0,105	0,090	0,099	0,112	0,094	0,109	0,108	0,105	0,125	0,102	
	d.p.	0,077	0,061	0,071	0,076	0,064	0,079	0,077	0,074	0,082	0,069	

Tabela 5.27 - Avaliação da Robustez. Cenário log-normal a três parâmetros. Séries Sintéticas com coeficientes de assimetria maiores que 1,2.

		$\Sigma ((X_1 - X_{TOTAL}) / X_{TOTAL} + (X_2 - X_{TOTAL}) / X_{TOTAL})$									
Tr	Par. est.	distribuição de Gumbel					distribuição exponencial				
		momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entr.	momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entr.
100	med.	0,102	0,101	0,104	0,111	0,102	0,105	0,116	0,109	0,117	0,108
	d.p.	0,049	0,048	0,048	0,046	0,046	0,050	0,063	0,049	0,052	0,046
1.000	med.	0,112	0,111	0,114	0,122	0,112	0,115	0,126	0,120	0,128	0,118
	d.p.	0,052	0,052	0,051	0,049	0,049	0,054	0,069	0,053	0,057	0,049
10.000	med.	0,118	0,117	0,121	0,129	0,118	0,121	0,131	0,126	0,133	0,124
	d.p.	0,055	0,054	0,053	0,050	0,050	0,056	0,073	0,055	0,059	0,050

Tabela 5.28 - Avaliação da Robustez. Cenário Pearson tipo III. Séries Sintéticas com coeficientes de assimetria maiores que 1,2.

		$\Sigma ((X_1 - X_{TOTAL}) / X_{TOTAL} + (X_2 - X_{TOTAL}) / X_{TOTAL})$									
Tr	Par. est.	distribuição de Gumbel					distribuição exponencial				
		momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entr.	momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entr.
100	med.	0,084	0,061	0,073	0,087	0,068	0,088	0,073	0,078	0,101	0,078
	d.p.	0,071	0,044	0,058	0,068	0,052	0,075	0,041	0,063	0,077	0,061
1.000	med.	0,096	0,067	0,084	0,100	0,077	0,100	0,081	0,090	0,117	0,088
	d.p.	0,084	0,052	0,067	0,079	0,061	0,088	0,044	0,072	0,089	0,071
10.000	med.	0,103	0,072	0,091	0,108	0,083	0,108	0,085	0,097	0,126	0,094
	d.p.	0,091	0,056	0,073	0,085	0,066	0,096	0,045	0,077	0,095	0,076

Tabela 5.29 - Avaliação da Robustez. Cenário log-Pearson tipo III. Séries Sintéticas com coeficientes de assimetria maiores que 1,2.

		$\Sigma ((X_1 - X_{TOTAL}) / X_{TOTAL} + (X_2 - X_{TOTAL}) / X_{TOTAL})$									
Tr	Par. est.	distribuição de Gumbel					distribuição exponencial				
		momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entr.	momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entr.
100	med.	0,094	0,065	0,083	0,098	0,073	0,098	0,085	0,076	0,114	0,083
	d.p.	0,073	0,046	0,066	0,074	0,057	0,076	0,052	0,070	0,081	0,065
1.000	med.	0,107	0,072	0,095	0,112	0,082	0,111	0,094	0,102	0,131	0,093
	d.p.	0,084	0,052	0,074	0,083	0,063	0,088	0,056	0,077	0,090	0,072
10.000	med.	0,115	0,077	0,103	0,121	0,088	0,120	0,099	0,110	0,141	0,100
	d.p.	0,098	0,054	0,078	0,089	0,066	0,093	0,059	0,081	0,095	0,076

n med. - média d.p. - desvio padrão

Tabela 5.30 - Avaliação da Robustez. Cenário log-normal a três parâmetros. Séries sintéticas com coeficientes de assimetria menores que 1,2.

Tn	par. est.	$\Sigma ((X_i - X_{TOTAL}) / X_{TOTAL} + (X_i - X_{TOTAL}) / X_{TOTAL})$									
		distribuição de Gumbel					distribuição exponencial				
		momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entr.	momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entr.
100	med.	0,074	0,009	0,076	0,001	0,001	0,077	0,116	0,000	0,004	0,003
	d.p.	0,032	0,039	0,040	0,038	0,039	0,032	0,009	0,041	0,044	0,040
1.000	med.	0,082	0,098	0,084	0,009	0,090	0,084	0,125	0,088	0,092	0,091
	d.p.	0,032	0,042	0,042	0,039	0,042	0,033	0,009	0,043	0,048	0,043
10.000	med.	0,086	0,103	0,088	0,093	0,095	0,088	0,129	0,092	0,096	0,095
	d.p.	0,033	0,045	0,044	0,040	0,044	0,033	0,104	0,045	0,050	0,045

Tabela 5.31 - Avaliação da Robustez. Cenário Pearson tipo III. Séries sintéticas com coeficientes de assimetria menores que 1,2.

Tn	par. est.	$\Sigma ((X_i - X_{TOTAL}) / X_{TOTAL} + (X_i - X_{TOTAL}) / X_{TOTAL})$									
		distribuição de Gumbel					distribuição exponencial				
		momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entr.	momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entr.
100	med.	0,059	0,033	0,059	0,068	0,053	0,061	0,097	0,064	0,081	0,050
	d.p.	0,045	0,038	0,044	0,040	0,038	0,047	0,009	0,046	0,054	0,041
1.000	med.	0,068	0,060	0,069	0,079	0,061	0,071	0,107	0,074	0,094	0,067
	d.p.	0,052	0,043	0,049	0,055	0,041	0,054	0,077	0,053	0,063	0,046
10.000	med.	0,074	0,064	0,075	0,087	0,066	0,078	0,111	0,080	0,102	0,072
	d.p.	0,055	0,046	0,053	0,058	0,044	0,057	0,001	0,057	0,069	0,049

Tabela 5.32 - Avaliação da Robustez. Cenário log-Pearson tipo III. Séries sintéticas com coeficientes de assimetria menores que 1,2.

Tn	par. est.	$\Sigma ((X_i - X_{TOTAL}) / X_{TOTAL} + (X_i - X_{TOTAL}) / X_{TOTAL})$									
		distribuição de Gumbel					distribuição exponencial				
		momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entr.	momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entr.
100	med.	0,001	0,090	0,001	0,007	0,006	0,003	0,106	0,005	0,093	0,090
	d.p.	0,055	0,059	0,050	0,056	0,057	0,056	0,001	0,060	0,057	0,050
1.000	med.	0,009	0,099	0,090	0,097	0,095	0,093	0,114	0,094	0,103	0,099
	d.p.	0,058	0,063	0,061	0,058	0,060	0,058	0,008	0,063	0,060	0,060
10.000	med.	0,095	0,104	0,095	0,102	0,101	0,098	0,119	0,099	0,109	0,104
	d.p.	0,059	0,065	0,063	0,059	0,062	0,059	0,072	0,065	0,061	0,062

med. - média d.p. - desvio padrão

probabilísticos, como os mais robustos.

Preocupados com a possível influência de um maior número de séries geradas com determinado coeficiente de assimetria populacional, nos testes anteriores, resolveu-se obter resultados considerando o mesmo número de séries para todos os cenários de coeficiente de assimetria estudados, ou seja, foram geradas, 28 séries de 60 elementos, sendo 4 séries para cada coeficiente de assimetria populacional definido na tabela 5.23.

A análise dos resultados, destacados nas tabelas 5.33, 5.34 e 5.35, respectivamente para os cenários LN3P, P3P e LP3P, indicam a distribuição de Gumbel com estimativa de parâmetros pelo método da máxima verossimilhança e de máxima entropia, como os métodos mais robustos.

Analisando apenas as séries com coeficiente de assimetria maior que 1,2, observa-se com base nos resultados das tabelas 5.36, 5.37 e 5.38 uma superioridade da distribuição de Gumbel com estimação de parâmetros de máxima verossimilhança e de máxima entropia como os mais interessantes. Os resultados desta última investigação permitiram explicar a divergência aparente entre os resultados da fase dos experimentos computacionais e a análise das séries observadas, quanto à distribuição mais robusta. Também merece destaque o fato de que apesar de um pouco menos robusta que a distribuição de Gumbel, a distribuição exponencial conduz, no caso, de tempos de recorrência elevados sempre a valores mais conservadores e portanto seu emprego sempre leva a um risco de subdimensionamento menor.

Tabella 5.33 - Avaliação da Robustez. Cenário log-normal a três parâmetros. Séries sintéticas homogêneas.

$Z \left((X_1 - X_{TOTAL}) / X_{TOTAL} + (X_2 - X_{TOTAL}) / X_{TOTAL} \right)$													
In	par. est.	distribuição de Gumbel						distribuição exponencial					
		monotes	max.veros.	pos.prob.	min.quad.	max.entr.	monotes	max.veros.	pos.prob.	min.quad.	max.entr.		
100	med.	0,088	0,089	0,090	0,097	0,088	0,090	0,112	0,094	0,102	0,092		
	d.p.	0,044	0,045	0,047	0,044	0,048	0,045	0,072	0,048	0,050	0,045		
1.000	med.	0,096	0,097	0,098	0,106	0,095	0,098	0,121	0,102	0,112	0,100		
	d.p.	0,047	0,052	0,050	0,047	0,051	0,048	0,079	0,052	0,054	0,051		
10.000	med.	0,100	0,102	0,103	0,111	0,100	0,103	0,126	0,107	0,117	0,104		
	d.p.	0,045	0,055	0,052	0,048	0,053	0,050	0,082	0,054	0,057	0,053		

Tabella 5.34 - Avaliação da Robustez. Cenário Pearson tipo III. Séries sintéticas homogêneas.

$Z \left((X_1 - X_{TOTAL}) / X_{TOTAL} + (X_2 - X_{TOTAL}) / X_{TOTAL} \right)$													
In	par. est.	distribuição de Gumbel						distribuição exponencial					
		monotes	max.veros.	pos.prob.	min.quad.	max.entr.	monotes	max.veros.	pos.prob.	min.quad.	max.entr.		
100	med.	0,091	0,089	0,082	0,096	0,075	0,095	0,091	0,089	0,110	0,086		
	d.p.	0,060	0,038	0,051	0,060	0,045	0,063	0,055	0,054	0,068	0,051		
1.000	med.	0,105	0,077	0,095	0,110	0,086	0,110	0,100	0,102	0,127	0,098		
	d.p.	0,070	0,045	0,057	0,068	0,050	0,073	0,061	0,061	0,078	0,050		
10.000	med.	0,114	0,083	0,104	0,120	0,093	0,119	0,105	0,110	0,137	0,105		
	d.p.	0,076	0,048	0,061	0,073	0,054	0,079	0,064	0,065	0,084	0,062		

Tabella 5.35 - Avaliação da Robustez. Cenário log-Pearson tipo III. Séries sintéticas homogêneas.

$Z \left((X_1 - X_{TOTAL}) / X_{TOTAL} + (X_2 - X_{TOTAL}) / X_{TOTAL} \right)$													
In	par. est.	distribuição de Gumbel						distribuição exponencial					
		monotes	max.veros.	pos.prob.	min.quad.	max.entr.	monotes	max.veros.	pos.prob.	min.quad.	max.entr.		
100	med.	0,085	0,075	0,079	0,090	0,076	0,089	0,096	0,084	0,101	0,083		
	d.p.	0,055	0,054	0,057	0,060	0,055	0,061	0,070	0,059	0,065	0,050		
1.000	med.	0,096	0,083	0,090	0,102	0,086	0,100	0,105	0,096	0,115	0,093		
	d.p.	0,066	0,059	0,062	0,066	0,059	0,068	0,077	0,064	0,072	0,063		
10.000	med.	0,103	0,089	0,097	0,110	0,092	0,108	0,110	0,103	0,123	0,099		
	d.p.	0,070	0,061	0,065	0,069	0,062	0,072	0,080	0,067	0,076	0,066		

n med. - média

d.p. - desvio padrão

Tabela 3.36 - Avaliação da Robustez. Cenário log-normal a três parâmetros. Séries sintéticas homogêneas com coeficientes de assimetria maiores que 1,2.

Tn	par. est.	$\Sigma ((X_1 - X_{total}) / X_{total} + (X_2 - X_{total}) / X_{total})$									
		distribuição de Gumbel					distribuição exponencial				
		momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entz.	momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entz.
100	med. d.p.	0,097 0,046	0,091 0,055	0,098 0,049	0,107 0,047	0,094 0,050	0,100 0,050	0,103 0,051	0,114 0,052	0,100 0,050	
1.000	med. d.p.	0,106 0,052	0,100 0,055	0,100 0,053	0,118 0,050	0,103 0,054	0,110 0,054	0,113 0,055	0,123 0,057	0,110 0,053	
10.000	med. d.p.	0,112 0,055	0,105 0,062	0,114 0,055	0,124 0,051	0,108 0,056	0,115 0,056	0,119 0,057	0,132 0,059	0,115 0,055	

Tabela 3.37 - Avaliação da Robustez. Cenário Pearson tipo III. Séries sintéticas homogêneas com coeficientes de assimetria maiores que 1,2.

Tn	par. est.	$\Sigma ((X_1 - X_{total}) / X_{total} + (X_2 - X_{total}) / X_{total})$									
		distribuição de Gumbel					distribuição exponencial				
		momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entz.	momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entz.
100	med. d.p.	0,104 0,069	0,072 0,041	0,089 0,057	0,106 0,067	0,083 0,051	0,109 0,073	0,096 0,060	0,121 0,076	0,095 0,059	
1.000	med. d.p.	0,119 0,081	0,080 0,049	0,103 0,065	0,122 0,077	0,094 0,058	0,125 0,085	0,111 0,068	0,140 0,087	0,109 0,067	
10.000	med. d.p.	0,129 0,088	0,086 0,054	0,112 0,069	0,132 0,083	0,102 0,062	0,135 0,092	0,120 0,073	0,151 0,092	0,117 0,072	

Tabela 3.38 - Avaliação da Robustez. Cenário log-Pearson tipo III. Séries sintéticas homogêneas com coeficientes de assimetria maiores que 1,2.

Tn	par. est.	$\Sigma ((X_1 - X_{total}) / X_{total} + (X_2 - X_{total}) / X_{total})$									
		distribuição de Gumbel					distribuição exponencial				
		momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entz.	momentos	max.veros.	pes.prob.	min.quad.	max.entz.
100	med. d.p.	0,088 0,062	0,061 0,043	0,078 0,056	0,093 0,063	0,068 0,050	0,092 0,065	0,083 0,060	0,107 0,070	0,077 0,056	
1.000	med. d.p.	0,100 0,072	0,068 0,049	0,089 0,063	0,106 0,072	0,077 0,055	0,105 0,076	0,096 0,066	0,123 0,079	0,088 0,063	
10.000	med. d.p.	0,108 0,079	0,072 0,051	0,097 0,066	0,114 0,076	0,083 0,058	0,113 0,082	0,104 0,070	0,133 0,084	0,094 0,066	

n med. - média d.p. - desvio padrão

6. CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

O presente trabalho investigou a robustez de um conjunto de distribuições de probabilidades quando aplicados a uma amostra de valores extremos. A pesquisa foi realizada sob dois enfoques distintos:

(i) Gerando sinteticamente amostras aleatórias, a partir de uma população com características definidas e conhecidas *a priori* e analisando-se o comportamento das propriedades dessas amostras, comparativamente com a população.

(ii) Analisando-se as características de amostras extraídas de séries longas de vazões ou precipitações extremas observadas.

A primeira abordagem, denominada de experimentos computacionais, permitiu avaliar com precisão a distribuição amostral dos momentos e percentis em torno dos valores populacionais, porém impôs que se postulasse um tipo de distribuição populacional e que se conhecesse, precisamente, os seus parâmetros, que no caso de variáveis hidrológicas como vazões e precipitações seria impossível na prática.

Entretanto, algumas conclusões puderam ser destacadas para essa fase do trabalho:

(i) Informações sobre o coeficiente de assimetria

populacional, ainda que limitadas, são extremamente úteis, confirmando conclusões de SLACK et alii (1975).

(ii) Os modelos de 2 parâmetros aplicados a séries, com pelo menos 30 anos de observação, estão sujeitos a uma menor variação amostral das estimativas de extremos, para um coeficiente de assimetria populacional superior a 0,3.

(iii) Nas avaliações realizadas com os dados obtidos a partir de três tipos de distribuições de probabilidades conhecidas, os modelos probabilísticos mais robustos, em geral, não coincidem com a real distribuição de probabilidades da população, da mesma forma que para SLACK et alii (1975).

(iv) Para as estimativas de extremos com 1.000 e 10.000 anos de recorrência, as distribuições de Gumbel e exponencial mostraram os resultados mais robustos. Para um coeficiente de assimetria populacional superior a 1,5 a distribuição exponencial foi a mais robusta, enquanto que para assimetrias inferiores a de Gumbel mostrou-se mais vantajosa. No caso de um coeficiente de assimetria muito baixo, da ordem de 0,3, a distribuição log-normal de três parâmetros apresentou-se como a mais robusta.

(v) Nas estimativas com tempo de recorrência da ordem de 100 anos, não se destacou um modelo probabilístico mais robusto, dentre os seis pesquisados. Para estimativas com tempo de recorrência dessa ordem, os modelos de três parâmetros fornecem bons resultados. Também aqui, no caso de assimetrias da ordem de 0,3, a log-normal a três parâmetros

apresentou-se sempre como a mais robusta.

(vi) Quanto à influência dos métodos de estimativa de parâmetros, para as distribuições Gumbel e exponencial, os resultados mostraram diferenças pouco significativas. Entretanto, observou-se uma pequena superioridade do método da máxima verossimilhança quando o coeficiente de assimetria populacional era superior ao coeficiente intrínseco da distribuição (1,14 para Gumbel e 2,0 para exponencial). Para assimetria populacional inferior àquele valor, os métodos dos momentos e pesos probabilísticos mostraram-se mais robustos.

A segunda abordagem, diz respeito à avaliação da robustez das distribuições quando aplicadas a um conjunto de registros pluvio e fluviométricos da região Sul/Sudeste do Brasil. Nesse caso, dispõe-se apenas de estimativas amostrais das propriedades da distribuição de probabilidades populacional. As conclusões referentes às estimativas de 100, 1.000 e 10.000 anos de recorrência, podem ser assim resumidas:

(i) A distribuição de Gumbel sistematicamente mostrou-se a mais robusta, dentre todas as distribuições investigadas, tanto no caso de vazões como no de precipitações extremas.

(ii) Testes complementares utilizando séries de dados pluvio e fluviométricos agrupados de acordo com o coeficiente de assimetria amostral (maior ou menor que 1,2), reproduziram os resultados anteriores, não se observando a superioridade da distribuição exponencial, mesmo para o conjunto de

estações mais assimétricas.

(iiii) Para os métodos de estimativa de parâmetros investigados, confirmaram-se as conclusões da primeira abordagem. No conjunto de estações com assimetria superior a 1,2 o método da máxima verossimilhança mostrou-se mais robusto e para as estações com assimetria inferior, os métodos dos momentos e pesos probabilísticos conduziram às estimativas mais robustas.

Em função do exposto, recomenda-se ao efetuar-se estimativas de vazões ou precipitações de extremos para 1.000 e 10.000 anos de recorrência na região Sul/Sudeste do Brasil, as seguintes regras básicas:

(i) Utilizar, sempre que possível, séries com pelo menos 30 anos de observação. Períodos históricos mais curtos devem ser encarados com precaução.

(ii) Se houver evidência clara de que o coeficiente de assimetria populacional é inferior a 1,5, recomenda-se a distribuição de Gumbel, caso contrário, a distribuição exponencial é a mais indicada.

(iii) Quanto aos métodos de estimativa de parâmetros, tanto o método dos momentos, dado a sua simplicidade de aplicação, como o método da máxima verossimilhança podem ser usados. Deve-se preferir o método dos momentos para estações onde a estimativa do coeficiente de assimetria for inferior ao valor intrínseco da respectiva distribuição. Caso contrário o método da máxima verossimilhança é o mais indicado. O método dos mínimos quadrados mostrou-se

sistematicamente de pior desempenho e não deve ser utilizado.

(iv) No caso de obras onde o subdimensionamento pode causar potencialmente grandes prejuízos e o superdimensionamento não implica em acréscimos muito elevados no custo da obra, recomenda-se o uso da distribuição exponencial que conduz aos menores riscos de subdimensionamento.

(v) No entanto, se o intuito é efetuar uma análise econômica para a definição dos órgãos de descarga, deve-se usar a distribuição mais robusta, que conduz aos menores desvios absolutos das estimativas. No caso de não se dispor de indicações seguras quanto ao coeficiente de assimetria populacional, sugere-se a utilização da distribuição de Gumbel.

No que tange a futuros trabalhos, nesta mesma linha de pesquisa da avaliação da robustez de distribuições de extremos, pode-se fazer as seguintes recomendações:

(i) Estender as análises efetuadas nesta dissertação a outras regiões geográficas, para verificar se as conclusões sobre a maior robustez de distribuições com dois parâmetros, e particularmente a de Gumbel e exponencial, podem ser generalizadas.

(ii) Avaliar a robustez das distribuições comparando estimativas amostrais com observações históricas, em rios onde esta informação está disponível (por exemplo, rio Nilo), e com *paleoflood estimates*.

(iii) Estender a análise a outras distribuições de

probabilidades não testadas nesta dissertação, com ênfase para as distribuições de três parâmetros com assimetria fixa.

(iv) Pesquisar métodos robustos para a estimativa de cheias e chuvas de projeto a partir do uso de séries parciais.

Finalmente, cumpre alguns comentários a respeito da obtenção das informações informações pluvio e fluviométricas com mais de 60 anos de observações.

As dificuldades encontradas para a coleta dessas informações, apesar da consulta ao banco de dados de três instituições (DNAEE, COPEL e ELETROPAULO), destacam a necessidade da contínua preocupação com a manutenção das informações, através da operação da rede pluvio e fluviométrica, sua qualidade e acesso.

Que a visão de futuro permita que se invista na atualização das informações, bem como na sua manutenção, para se poder garantir o desenvolvimento de novas pesquisas.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. ANJOS, N. F. R. dos e ALMEIDA, S. B. Diagnóstico preliminar dos utilizados pelo setor elétrico para cálculo das vazões de projeto de vertedores. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE HIDROLOGIA, 4, 1981, Fortaleza, Anais., São Paulo: ABRH, v.4. p.452-463.
2. ARORA, K., SINGH, V. P. On statistical intercomparison of EVI estimators by Monte Carlo simulation. Adv. Water Resources v. 10, p.87-107, June 1987.
3. BARDSLEY, W. E., MANLY, B. F. J. Note on the distribution of flood maxima for random sample size. Journal of Hydrology, v. 42, n.1/2, p.187-193, 1979.
4. BARDSLEY, W. E. Note on the application of classical extreme value theory to flood data. Journal of Hydrology v.42, n.1/2, p. 195-198, 1979.
5. BEARD, L. R. Flood flow frequency techniques. Austin : University of Texas, 1974. (Technical report 119, Center of Research in Water Resources). Citado por PINHEIRO, M. C., DAMÁZIO, J. M., KELMAN, J. Análise de frequência de cheias para as regiões sul e sudeste do Brasil. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE HIDROLOGIA E RECURSOS HIDRICOS, 4, 1981, FORTALEZA. Anais. São Paulo: ABRH, 1981, v.1, p.327.
6. BENSON, M. A. Characteristics of frequency curves based on a theoretical 1,000-year record. In: DALRYMPLE, TATE. Flood frequency analyses. Geological Survey Water Supply, Washington, D.C., paper 1543-A, 1960.
7. _____ Uniform flood frequency estimating methods for federal agencies. Water Resources Research, v.4, n.5, p.891-908, Oct. 1968.
8. BOBEE, B. B. The log-Pearson type 3 distribution and its application in hydrology. Water Resources Research,

- v.11, n.5, p. 681-689, Oct.1975.
9. BOBEE, B. B., ROBITAILLE, R. The use of the Pearson type III and log-Pearson type III distributions revisited. Water Resources Research, v.13, n.2, p. 427-442, Apr. 1977.
 10. BRASIL. Departamento Nacional de Águas e Energia Elétrica. Divisão de Controle de Recursos Hídricos. Inventário das estações fluviométricas. Brasília, 1987.
 11. BRASIL. Departamento Nacional de Águas e Energia Elétrica. Divisão de Controle de Recursos Hídricos. Inventário das estações pluviométricas. Brasília, 1983.
 12. CHOW, Ven Te. Statistical and probability analysis of hydrologic data. In _____. Handbook of applied hydrology. New York: McGraw-Hill, 1964. Section 8-1.
 13. CONDIE, R., LEE, K. A. Flood frequency analysis with historic information. Journal of Hydrology, v.58, n. 1/2, p. 47-61, 1987.
 14. COSTA, J. P. da et al. Confiabilidade na estimação de vazões extremas. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE HIDROLOGIA e RECURSOS HÍDRICOS, 4, 1981, Fortaleza. Anais. São Paulo: ABRH, 1981. v.1, p. 516-523.
 15. DAMAZIO, J. M. Estimação robusta de vazões milenares. Rio de Janeiro: CEPEL, 1983,(a). (Relatório Técnico CEPEL-DPST-002/84).
 16. DAMAZIO, J. M. et al. Cheia de projeto para vertedor: pesquisas realizadas no período abril a dezembro de 1982. Rio de Janeiro: CEPEL, 1983,(a). (Relatório Técnico CEPEL 158/83).
 17. DAMAZIO, J. M. Estimativa de vazões com tempo de retorno elevados a partir da distribuição exponencial. Rio de Janeiro: CEPEL, 1983,(b). 26p. (Relatório técnico CEPEL-DPST-510/83).
 18. DAMAZIO, J. M. et al. Seleção de métodos para estimação de vazões com tempo de retorno elevados. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE HIDROLOGIA E RECURSOS HÍDRICOS, 5, 1983, Blumenau. Anais. São Paulo: ABRH, 1983,(b). v.2, p.145-166.

19. ELETROBRAS. Guia de cálculo para cheia de projeto de vertedores. Rio de Janeiro, 1987.
20. ESTADOS UNIDOS. Water Resources Council. A uniform technique for determining flood flow frequencies. [s.l.]: 1967. (Bulletin, 17-A). Citado por KELMAN, J. Controle de cheias e aproveitamentos hidrelétricos. Rio de Janeiro: ABRH, 1987.p.23.
21. FILL, H.D. Comunicação pessoal, 1986. KELMAN, J. Controle de cheias e aproveitamentos hidrelétricos. Rio de Janeiro: ABRH, 1987. p.31.
22. FILL, H. D., BORSTEL, M. R. von, SANTOS, A. F. dos. Análise da distribuição de vazões máximas no Rio Tibagi. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE HIDROLOGIA E RECURSOS HIDRICOS,4, 1981, Fortaleza. Anais. São Paulo: ABRH, 1981. v.1, p. 468-487.
23. FILL, H. D., SUGAI, M.R. von B., PINTO, N. L. DE S. The 1983 Iguaçu river flood: effect of a rare flood on frequency analyses. In: SINGH, V. P. Hydrology frequency modeling. Proceedings of the International Symposium on the Flood Frequency and Risk Analyses, 14-17, May 1986, Louisiana State University, Baton Rouge. Dordrecht: D. Reidel, 1987. p. 499-504.
24. FILL, H.D., MINE, M.R.M. Hidrologia: notas de aula, capítulos 1,2,3 e 4. Curitiba, Centro de Hidráulica e Hidrologia Prof. Parigot de Souza, 1989.(Curso de pós-graduação em Engenharia Hidráulica).
25. GOMIDE, F. L. S. e KAVISKI, E. Poder de testes de adequação de ajuste; uma investigação experimental. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE HIDROLOGIA E RECURSOS HIDRICOS.4, 1981, Fortaleza. Anais. São Paulo: ABRH, 1981. v.1,p.551-562.
26. GREENWOOD, J. A. et al. Probability weighted moments: definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form. Water Resources Research, v.15, n.5, p.1049-1054, Oct. 1979.
27. GUMBEL, E. J. Statistics of extremes. New York :Columbia University, 1958. 375p.
28. GUPTA, V. K., DUCKSTEIN, L., PEEBLES, R. W. On the joint

- distribution of the largest flood and its time occurrence. Water Resources Research, v.12, n.2, p. 295-304, Apr. 1976.
29. HENRIQUES, A. N. F. G. Análise da distribuição de frequências de caudais instantâneos máximos anuais : aplicação à previsão de caudais de cheias Lisboa: Laboratório Nacional de Engenharia Civil, 1981. 2v.
 30. HOUGHTON, J. C. Birth of a parent: the Wakeby distribution for modeling flood flows. Water Resources Research, v.14, n.6, p. 1105-1109, Dec.1978.
 31. INTERNATIONAL COMMISSION ON LARGE DAMS. Committee on Design Flood. The design flood. Draft n.1, Jan.1990.
 32. JENNINGS, M. E., BENSON, M. A. Frequency curves for annual flood series with some zero events or incomplete data. Water Resources Research, v.5, n.1, p.276-280, Feb. 1969.
 33. JOWITT, P. W. The extreme value type-1 distribution and the principle of maximum entropy. Journal of Hydrology, v.42, n.1/2, p. 23-38, 1979.
 34. KAVISKI, E. Notas de aula da disciplina de linguagem de programação do curso de pós-graduação em Engenharia Hidráulica. Curitiba, 1988.
 35. KELMAN, J. Controle de cheias e aproveitamentos hidrelétricos. Rio de Janeiro: ABRH, 1987. 175p.
 36. KELMAN, J. Modelos estocásticos no gerenciamento dos recursos hídricos. In: MODELOS para gerenciamento de recursos hídricos. São Paulo: Nobel/ABRH, 1987. cap.4
 37. KELMAN, J. Statistical approach to floods. In: MACNEILL, J. B., UMPHREY, G. I. (Ed.) Stochastic hydrology. Proceedings of Symposia in Statistics and Fetschraft in Honour of V. M. Ioshi. [s.l.]: D. Reidel, 1987. p.193-225.
 38. KELMAN, J., DAMAZIO, J. M. Delimitação de região hidrologicamente homogênea. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE HIDROLOGIA E RECURSOS HIDRICOS, 5, 1983, Blumenau. Anais. Fortaleza: ABRH, 1983. v.3, p. 3-15.
 39. KITE, G. W. Frequency and risk analyses in hydrology. Colorado: Water Resources Publ., 1978. 224p.

40. KOCHER, R. C., BAKE, V. R. Paleoflood hydrology. Science, AAAS, v.215, n. 4531, p.353-361, Jan. 1982.
41. KOTTEGODA, N. T. Stochastic water resources technology. London: Macmillan, 1980. Citado por KELMAN, J. Controle de cheias e aproveitamentos hidrelétricos. Rio de Janeiro: ABRH, 1987. p.16.
42. KUCZERA, G. Robust flood frequency models. Water Resources Research, v.18, n.2, p.315-325, Apr.1982.
43. LANDWEHR, J. M., MATALAS, N. C., WALLIS, J. R. Estimation of parameters and quantiles of Wakeby distributions: 1. Known lower bounds. Water Resources Research, v.15, n.6, p. 1361-1372, Dec. 1979.
44. LANDWEHR, J. M., MATALAS, N. C., WALLIS, J. R. Estimation of parameters and quantiles of Wakeby distributions: 2. Unknow lower bounds. Water Resources Research, v.15, p.1373-1379, Dec. 1979.
45. LANDWEHR, J. M., MATALAS, N. C., WALLIS, J. R. Probability weighted moments compared with some traditional techniques in estimating Gumbel parameters and quantiles. Water Resources Research, v.15, n.5, p.1055-1064, Oct. 1979.
46. LANDWEHR, J. M., MATALAS, N. C., WALLIS, J. R. Quantile estimation with more or less floodlike distributions. Water Resources Research, v.16, n.3, p.547-555, June 1980.
47. MATALAS, N. C., WALLIS, J. R. Eureka ! It fits a Pearson type 3 distribution. Water Resources Research, v.9, n.2, p.281-289, Apr. 1973.
48. MINE, M. R. M. Modelos estocásticos lineares para previsão de cheias em tempo real. São Paulo: Universidade de São Paulo, 1984. 127p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Hidráulica) - Universidade de São Paulo, 1984.
49. MORAN. P. A. P. The statistical treatment of flood flows. Transactions. American Geophysical Union, v.38, n.4, p.519-523, Aug. 1957.
50. MOREIRA, J. C. et al. Estimacão de vazões extremas: séries parciais ou máximos anuais? In. SIMPÓSIO

- BRASILEIRO DE HIDROLOGIA E RECURSOS HIDRICOS, 5, 1983, Blumenau. Anais. Fortaleza: ABRH, 1983. v.2, p.135-143.
51. NAKANO, R. S., ISHISAKI, K., NAKAYAMA, P. T. Considerações sobre análises estatísticas para cálculo de vazões de cheias. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE HIDROLOGIA, 3, 1979, Brasília. Anais. [Brasília]: DNAEE, 1979, v.1, p. 369-377.
52. PINHEIRO, M. C., DAMÁZIO, J. M., KELMAN, J. Análise de frequência de cheias para as regiões Sul e Sudeste do Brasil. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE HIDROLOGIA E RECURSOS HIDRICOS, 4, 1981, Fortaleza. Anais. São Paulo: ABRH, 1981. v.1, p.326-336.
53. PINHEIRO, M. C., GUERRERO-SALAZAR, P. Sobre a frequência de cheias: parte I, seleção de uma distribuição de probabilidade. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE HIDROLOGIA E RECURSOS HIDRICOS, 4, 1981, Fortaleza. Anais. São Paulo: ABRH, 1981. v.2, p. 547-569.
54. PINHEIRO, M. C., GUERRERO-SALAZAR, P. Sobre a frequência de cheias: parte II, análise regional. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE HIDROLOGIA E RECURSOS HIDRICOS, 4, 1981, Fortaleza. Anais. São Paulo: ABRH, 1981. v.2, p. 570-591.
55. PINTO, N. L. de S. et. al. Hidrologia básica. São Paulo: E. Blücher, 1976, 276p.
56. ROCHE, M. Hydrologie de Surface. Paris:Gauthier-Villars, 1963, 429p.
57. SANT'ANA, R. F., FIOR, M. T. B., KAVISKI, E. Aproveitamentos hidrelétricos de pequeno porte: regionalização de vazões de estiagem, de curvas de permanência e de vazões máximas de pequenas bacias hidrográficas do Estado do Paraná: volume I a IV. Curitiba: Centro de Hidráulica e Hidrologia Prof. Parigot de Souza, 1989. 1v. (Projeto HG-52).
58. SANTOS JR., A. The statistical treatment of flood flows. Water Power, v.22, n.2, p.63-67, Feb. 1970.
59. SLACK, J. R., WALLIS, J. R., MATALAS, N. C. On the value information to flood frequency analysis. Water

- Resources Research, v.11, n.5, p.629-647, Oct. 1975.
60. SNEDECOR, G. W., COCHRAN, W. G. Statistical methods. 7.ed. Ames: The Iowa State University, 1980. 807p.
 61. SPIEGEL, M. R. Probabilidade e estatística. São Paulo: McGraw-Hill, 1978. 518p. (Coleção Schaun).
 62. STROBEL, O. M. Homogeneidade de séries temporais. R.B.E..Revista Brasileira de Engenharia, v.5, n.1, p.5-30, June 1987.
 63. SUGAI M. R. von B. Tempo de recorrência associado à precipitação máxima provável na região Sul do Brasil. Curitiba: Universidade Federal do Paraná, 1989. 155p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Hidráulica). Universidade Federal do Paraná.
 64. TODOROVIC, P. Stochastic models of floods. Water Resources Research, v.14, n.2, p.345-356, Apr. 1978.
 65. TODOROVIC, P., ROUSSELLE, J. Some problems of flood analysis. Water Resources Research, v.7, n.5, p. 1144-1150, Oct. 1971.
 66. TODOROVIC, P., ZELENHASIC, E. A stochastic model for flood analysis. Water Resources Research, v.6, n.6, p. 1641-1648, Dec.1970.
 67. TODOROVIC, P., WOOLHISER, D. A. On the time when the extreme flood occurs. Water Resources Research, v.8, n.6, p.1433-1438, Dec. 1972.
 68. WALKER, J. F. At a site quantile estimation in the presence of measurement error. Transactions. American Geophysical Union, EOS, v.67, n.16, 1986. Citado por KELMAN, J. Controle de cheias e aproveitamentos hidrelétricos. Rio de Janeiro: ABRH, 1987. p.31.
 69. WALLIS, J. R. Risk and uncertainties in the evaluation of flood events for the design of hydraulic structures. New York: s.ed., 1980. 42p.
 70. WORLD METEOROLOGICAL ORGANIZATION. Estimation of maximum floods. Geneva, 1969. 288p. (WMO technical note n. 98).
 71. Manual for estimation of probable maximum precipitation. Geneva, 1973. 190p. (Operation hydrology report n.1, 193).

ANEXO 1

**Ânalyse da Robustez de Funções de
Distribuição de Probabilidades**

cenário log-normal a três parâmetros.

tempo de recorrência - 100 anos.

Amostras com 10 elementos

Cos	C.V.	$\min \left[\sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \right]$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T/10})$	$P(\hat{Q} > Q_{9/10})$	$P [Q_{T/10} \leq \hat{Q} \leq Q_{9/10}]$	Cos	C.V.	$\min \left[\sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \right]$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T/10})$	$P(\hat{Q} > Q_{9/10})$	$P [Q_{T/10} \leq \hat{Q} \leq Q_{9/10}]$	
												1°
0,3	0,2	LN3P	EXPO	LP3P	LN3P	1,5	0,2	GBEL	EXPO	LN2P	GBEL	
	0,4	"	"	"	"		0,4	"	"	GBEL	"	
	0,6	"	"	"	"		0,6	"	"	"	GBEL EXPO	
	0,8	"	EXPO LN2P	"	"		0,8	"	EXPO LN2P	"	"	
0,6	0,2	LN2P	EXPO	LN2P	LN2P LN3P	1,8	0,2	"	EXPO	GBEL LN2P	EXPO	
	0,4	GBEL	"	LN3P LP3P	LN3P		0,4	"	"	"	GBEL LN3P	"
	0,6	"	"	LN3P	"		0,6	"	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	"		0,8	"	EXPO LN2P	"	"	"
0,9	0,2	"	GBEL EXPO	LN2P	GBEL	2,1	0,2	"	EXPO	LN2P	"	
	0,4	"	"	GBEL	"		0,4	"	"	"	GBEL LP3P	"
	0,6	"	GBEL EXPO LN2P	"	"		0,6	"	"	"	"	"
	0,8	"	"	LP3P GBEL	"		0,8	"	"	"	GBEL	"
1,2	0,2	"	EXPO	LN2P	"	2,4	0,2	"	"	GBEL LN2P	EXPO GBEL	
	0,4	"	"	GBEL	"		0,4	"	"	"	GBEL	"
	0,6	"	EXPO LN2P	"	"		0,6	"	"	EXPO LP3P	"	"
	0,8	"	"	"	"		0,8	"	EXPO	"	"	"

Amostragem com 20 elementos

152

Cas	C.V.	$\min \{ \sum (\hat{\sigma} - Q_T)^2 / n \}$	$P(\hat{\sigma} \leq Q_{T/10})$	$P(\hat{\sigma} \geq Q_{90})$	$P(Q_{10} \leq \hat{\sigma} \leq Q_{90})$	Cas	C.V.	$\min \{ \sum (\hat{\sigma} - Q_T)^2 / n \}$	$P(\hat{\sigma} \leq Q_{T/10})$	$P(\hat{\sigma} \geq Q_{90})$	$P(Q_{10} \leq \hat{\sigma} \leq Q_{90})$	
												1°
0,3	0,2	LN3P	GBEL EXPO LN2P	P3P LP3P	P3P	1,5	0,2	GBEL	GBEL EXPO	LN2P	LN2P	
	0,4	"	"	"	LN3P P3P		0,4	"	"	GBEL	GBEL	
	0,6	"	"	LP3P	P3P		0,6	"	GBEL EXPO LN2P	"	"	"
	0,8	"	"	"	P3P LN3P		0,8	"	"	"	"	"
0,6	0,2	LN2P	"	LN2P	LN2P	1,8	0,2	"	EXPO	LN2P	"	
	0,4	LN3P	"	LN3P P3P	LN3P P3P		0,4	"	"	"	GBEL	"
	0,6	"	"	LP3P	"		0,6	"	"	EXPO LN2P	"	"
	0,8	"	"	"	"		0,8	"	"	"	"	"
0,9	0,2	GBEL LN2P	EXPO GBEL	LN2P	LN2P	2,1	0,2	"	EXPO	GBEL LN2P	"	
	0,4	"	GBEL EXPO LN2P	LN3P LP3P	LN3P GBEL		0,4	"	"	"	GBEL	"
	0,6	GBEL	"	LN3P	"		0,6	"	"	"	"	"
	0,8	"	"	LP3P	"		0,8	"	"	EXPO LN2P	"	"
1,2	0,2	"	GBEL EXPO	LN2P	LN2P	2,4	0,2	"	EXPO	GBEL LN2P	"	
	0,4	"	GBEL EXPO LN2P	GBEL	GBEL		0,4	"	"	"	GBEL	"
	0,6	"	"	"	"		0,6	"	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	"		0,8	"	"	EXPO LN2P	"	"

Amostras com 30 elementos

Cas	C.V.	$\min \{ \sum (\hat{\theta} - Q_T)^2 / n \}$	$P(\hat{\theta} \leq Q_{T/10})$	$P(\hat{\theta} > Q_{9/10})$	$P [Q_{T/10} \leq \hat{\theta} \leq Q_{9/10}]$	Cas	C.V.	$\min \{ \sum (\hat{\theta} - Q_T)^2 / n \}$	$P(\hat{\theta} \leq Q_{T/10})$	$P(\hat{\theta} > Q_{9/10})$	$P [Q_{T/10} \leq \hat{\theta} \leq Q_{9/10}]$	
												19
0,3	0,2	LN2P	GBEL EXPO LN2P	P3P LP3P	P3P LP3P	1,5	0,2	GBEL	LN3P GBEL EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	
	0,4	P3P	"	"	LN3P		0,4	"	"	"	"	LN3P GBEL LN2P
	0,6	"	"	P3P	"		0,6	"	LN3P GBEL LN2P EXPO	GBEL LN3P	GBEL LN3P GBEL	
	0,8	"	"	LP3P	"		0,8	"	"	GBEL	"	"
0,6	0,2	LN2P	LN3P GBEL LN2P EXPO	LN2P	LN2P	1,8	0,2	"	LN3P GBEL LN2P EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	
	0,4	LN3P	"	P3P LP3P LN3P	LN3P P3P		0,4	"	"	"	"	"
	0,6	"	"	"	"		0,6	"	"	"	GBEL	GBEL
	0,8	"	"	LP3P	"		0,8	"	"	LN3P GBEL LN2P EXPO	"	"
0,9	0,2	GBEL LN2P	LN3P GBEL LN2P EXPO	LN2P	LN2P	2,1	0,2	"	LN3P GBEL LN2P EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	
	0,4	GBEL	LN3P GBEL LN2P EXPO	GBEL	GBEL		0,4	"	"	"	GBEL EXPO LN2P	LN3P GBEL EXPO LN2P
	0,6	"	"	"	"		0,6	"	"	"	GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO
	0,8	"	"	"	"		0,8	"	"	LN3P GBEL LN2P EXPO	"	"
1,2	0,2	"	LN3P GBEL LN2P EXPO	LN2P	LN2P	2,4	0,2	GBEL EXPO	"	GBEL EXPO LN2P	GBEL LN2P EXPO	
	0,4	"	LN3P GBEL LN2P EXPO	GBEL	LN3P GBEL		0,4	EXPO	"	"	"	"
	0,6	"	"	"	"		0,6	"	LN3P GBEL LN2P EXPO	GBEL EXPO	GBEL EXPO	
	0,8	"	"	"	"		0,8	"	LN3P GBEL LN2P EXPO	"	"	"

Amostras com 40 elementos

Cas	C.V.	mín $\{\sum(\hat{O}-Q_T)^2/n\}$	P $(\hat{O} \leq Q_{\alpha T})$		Cas	C.V.	mín $\{\sum(\hat{O}-Q_T)^2/n\}$	P $(\hat{O} \geq Q_{\alpha T})$		P $(Q_{\alpha} \leq \hat{O} \leq Q_{\beta})$	P $(\hat{O} \geq Q_{\alpha T})$	P $(Q_{\alpha} \leq \hat{O} \leq Q_{\beta})$	
			1º	2º				1º	2º				
0,3	0,2	LN3P	GBEL EXPO LN2P	LN3P LP3P	1,5	0,2	GBEL	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL LN2P	LN3P GBEL LN2P	GBEL LN2P	GBEL LN2P	
	0,4	"	"	"		0,4	"	"	"	"	"	GBEL	GBEL
	0,6	"	"	"		0,6	"	"	"	"	"	"	"
	0,8	"	"	"		0,8	"	"	"	"	"	"	"
	0,2	LN2P	GBEL EXPO LN2P P3P	LN2P		LN2P	0,2	"	"	"	"	GBEL LN2P	GBEL LN2P
0,6	0,4	P3P	"	P3P LP3P LN3P	1,8	0,4	"	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL LN2P	LN3P GBEL LN2P	GBEL	GBEL	
	0,6	"	"	LP3P		0,6	"	"	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL LN2P	"	"	"
	0,8	"	"	"		0,8	"	"	"	"	"	"	"
	0,2	LN2P	LN3P GBEL EXPO LP3P	LN2P GBEL LN2P		LN2P GBEL	0,2	"	"	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL LP3P	GBEL LN2P	"
	0,4	GBEL	LN3P GBEL LN2P EXPO	GBEL		GBEL	0,4	"	"	LN3P GBEL LN2P EXPO	LN3P GBEL LN2P LP3P	GBEL	"
0,9	0,6	"	"	"	2,1	0,6	"	"	"	"	"	"	
	0,8	"	"	"		0,8	"	"	"	"	"	"	"
	0,2	LN2P	LN3P GBEL EXPO LP3P	GBEL LN2P		LN2P GBEL	0,2	"	"	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL LP3P	GBEL LN2P	"
	0,4	GBEL	LN3P GBEL LN2P EXPO	GBEL		GBEL	0,4	"	"	LN3P GBEL LN2P EXPO	LN3P GBEL LN2P LP3P	GBEL	"
	0,6	"	"	"		"	0,6	"	"	"	"	"	"
1,2	0,2	"	LN3P GBEL EXPO LP3P	LN2P	LN2P	0,2	EXPO	GBEL EXPO LP3P	LN2P	GBEL EXPO LP3P	GBEL LN2P	"	
	0,4	"	LN3P GBEL LN2P EXPO	GBEL LN2P	LN3P GBEL LN2P	0,4	"	"	LN3P GBEL LN2P EXPO	LN3P GBEL LN2P LP3P	"	GBEL LN2P	
	0,6	"	"	GBEL	GBEL LN3P	0,6	"	"	"	LN3P GBEL LN2P EXPO	GBEL	GBEL	
	0,8	"	"	"	"	0,8	"	"	"	"	"	"	
	0,2	"	"	"	"	0,2	"	"	"	"	"	"	

cenário log-normal a três parâmetros.

tempo de recorrência - 1.000 anos.

Amostrs com 10 elementos

Cas	C.V.	$\min \{ \sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T/2})$		$P(\hat{Q} \geq Q_{9T/10})$		$P [Q_{T/2} \leq \hat{Q} \leq Q_{9T/10}]$	C.V.	Cas	C.V.	$\min \{ \sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T/2})$		$P(\hat{Q} \geq Q_{9T/10})$		$P [Q_{T/2} \leq \hat{Q} \leq Q_{9T/10}]$		
			1°	1°	1°	1°						1°	1°					
0,3	0,2	LN2P	EXPO	P3P	LN3P	LN3P	LN2P	0,2	1,5	0,2	GBEL	EXPO	LN2P	LN2P	LN2P	EXPO		
	0,4	LN3P	"	LP3P	"	"	"	0,4		0,4	"	"	GBEL	GBEL	"	"	"	
	0,6	"	"	"	"	"	"	0,6		0,6	"	"	"	"	"	"	"	
	0,8	"	EXPO LN2P	"	"	"	"	0,8		0,8	"	LN2P	LN2P	"	"	"	"	"
	0,2	LN2P	EXPO	LN2P	GBEL LN2P	GBEL LN2P	GBEL LN2P	0,2		0,2	0,2	"	EXPO	EXPO	LN2P	LN2P	"	"
0,6	0,4	GBEL	"	P3P	GBEL	GBEL	"	0,4	1,8	0,4	"	"	"	GBEL	GBEL	"	"	
	0,6	"	"	LP3P	"	"	"	0,6		0,6	"	"	"	"	"	"	"	"
	0,8	"	LN2P	"	"	"	"	0,8		0,8	"	"	LN2P	LN2P	"	"	"	"
	0,2	"	EXPO	LN2P	"	"	"	0,2		0,2	0,2	EXPO	EXPO	LN2P	LN2P	LN2P	"	"
	0,4	"	"	P3P	"	"	"	0,4		0,4	0,4	"	"	"	GBEL	GBEL	"	"
0,9	0,6	"	"	LP3P	"	"	"	0,6	2,1	0,6	"	"	"	"	"	"	"	
	0,8	"	"	"	"	"	"	0,8		0,8	"	"	LN2P	"	"	"	"	"
	0,2	"	EXPO	LN2P	"	"	"	0,2		0,2	0,2	EXPO	EXPO	LN2P	LN2P	LN2P	"	"
	0,4	"	"	P3P	"	"	"	0,4		0,4	0,4	"	"	"	GBEL	GBEL	"	"
	0,2	"	"	LN2P	"	"	"	0,2		0,2	0,2	"	"	LN2P	"	"	"	"
1,2	0,4	"	"	GBEL	"	"	"	0,4	2,4	0,4	"	"	"	GBEL	GBEL	"	"	
	0,6	"	"	"	"	"	"	0,6		0,6	"	"	"	"	"	"	"	"
	0,2	"	EXPO	LN2P	"	"	"	0,2		0,2	0,2	EXPO	EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	GBEL LN2P	"	"
	0,8	"	"	LN2P	"	"	"	0,8		0,8	0,8	"	"	LN2P	"	"	"	"
	0,4	"	"	GBEL	"	"	"	0,4		0,4	0,4	"	"	"	GBEL	GBEL	"	"

Amostras com 20 elementos

Cos	C.V.	$\min [\sum (\hat{Q}_i - Q_i)^2 / n]$	$P(\hat{Q} \leq Q_{1\%})$	$P(\hat{Q} \geq Q_{99})$	$P [Q_{1\%} \leq \hat{Q} \leq Q_{99}]$	C.V.	$\min [\sum (\hat{Q}_i - Q_i)^2 / n]$	$P(\hat{Q} \leq Q_{1\%})$	$P(\hat{Q} \geq Q_{99})$	$P [Q_{1\%} \leq \hat{Q} \leq Q_{99}]$
0,3	0,2	LN3P	GBEL EXPO	P3P	LN3P	0,2	GBEL	EXPO	GBEL	GBEL
	0,4	"	"	LP3P	"	0,4	"	"	"	GBEL EXPO
	0,6	"	GBEL EXPO LN2P	"	"	0,6	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	"	0,8	"	LN2P	"	"
0,6	0,2	LN2P	GBEL EXPO	LN2P P3P	LN2P	0,2	"	EXPO	LN2P	EXPO
	0,4	LN3P	"	P3P LP3P	LN3P	0,4	"	"	GBEL	"
	0,6	"	GBEL EXPO LN2P	LP3P	"	0,6	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	"	0,8	"	"	"	"
0,9	0,2	LN2P	EXPO	LN2P	GBEL	0,2	EXPO	"	GBEL LN2P	"
	0,4	GBEL	"	P3P	"	0,4	"	"	GBEL	"
	0,6	"	"	LP3P	"	0,6	"	"	"	"
	0,8	"	EXPO LN2P	"	"	0,8	"	LN2P	"	"
1,2	0,2	"	EXPO	LN2P	"	0,2	"	EXPO	GBEL LN2P	"
	0,4	"	"	GBEL	"	0,4	"	"	GBEL	"
	0,6	"	"	"	"	0,6	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	"	0,8	"	LN2P	"	"

Amostras com 40 elementos

Cos	C.V.	$\min \{ \sum (\hat{\theta} - Q_T)^2 / n \}$		$P(\hat{Q} \leq Q_{T90})$	$P(\hat{Q} \geq Q_{097})$	$P[Q_{90} \leq \hat{Q} \leq Q_{097}]$	Cos	C.V.	$\min \{ \sum (\hat{\theta} - Q_T)^2 / n \}$		$P(\hat{Q} \leq Q_{T90})$	$P(\hat{Q} > Q_{097})$	$P[Q_{90} \leq \hat{Q} \leq Q_{097}]$
		1°	2°						1°	2°			
0,3	0,2	LN3P		GBEL EXPO LN2P	LP3P	LN3P	1,5	0,2	GBEL		EXPO	LN2P	GBEL
	0,4	"		"	"	"		0,4	"		"	GBEL	"
	0,6	"		"	"	"		0,6	"		"	"	"
	0,8	"		"	"	"		0,8	"		EXPO LN2P	"	"
0,6	0,2	LN2P		GBEL EXPO	LN2P	LN2P	1,8	0,2	EXPO		EXPO	"	GBEL EXPO
	0,4	P3P		GBEL EXPO LN2P	LP3P	LN3P		0,4	"		GBEL	"	EXPO
	0,6	"		"	"	"		0,6	"		EXPO LN2P	"	"
	0,8	"		"	"	"		0,8	"		"	"	"
0,9	0,2	LN2P		GBEL EXPO	LN2P	LN2P	2,1	0,2	"		EXPO	GBEL LN2P	"
	0,4	GBEL		GBEL EXPO LN2P	GBEL	GBEL		0,4	"		"	GBEL	"
	0,6	"		"	"	"		0,6	"		"	"	"
	0,8	"		"	LP3P	"		0,8	"		EXPO LN2P	"	"
1,2	0,2	"		EXPO	LN2P	"	2,4	0,2	"		EXPO	GBEL LN2P	"
	0,4	"		"	GBEL	"		0,4	"		"	GBEL	"
	0,6	"		EXPO LN2P	"	"		0,6	"		"	"	"
	0,8	"		"	"	"		0,8	"		LN2P	"	"

Amostras com 50 elementos

161

Cos	C.V.	min $[\sum(\hat{Q}-Q_T)^2/n]$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T/10})$		$P(\hat{Q} \geq Q_{9T})$		$P(Q_{T/10} \leq \hat{Q} \leq Q_{9T})$	Cos	C.V.	min $[\sum(\hat{Q}-Q_T)^2/n]$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T/10})$		$P(\hat{Q} \geq Q_{9T})$		$P(Q_{T/10} \leq \hat{Q} \leq Q_{9T})$
			1°	1°	1°	1°					1°	1°	1°	1°	
0,3	0,2	LN3P	GBEL EXPO LN2P	P3P	LN3P	LN3P	1,5	0,2	GBEL	EXPO	LN2P GBEL	LN2P GBEL	LN2P GBEL	GBEL	
	0,4	"	"	LP3P	"	"		0,4	"	"	"	GBEL	"	"	
	0,6	"	"	"	"	"		0,6	"	EXPO LN2P	"	"	"	"	
	0,8	"	"	"	"	"		0,8	"	"	"	"	"	"	
0,6	0,2	LN2P	GBEL EXPO	LN2P	LN2P	LN2P	1,8	0,2	EXPO	EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	EXPO		
	0,4	P3P	GBEL EXPO LN2P	LP3P	P3P	P3P		0,4	"	"	"	GBEL	"	"	
	0,6	"	"	"	"	"		0,6	"	"	"	"	"	"	
	0,8	"	"	"	"	"		0,8	"	EXPO LN2P	"	"	"	"	
0,9	0,2	LN2P	EXPO GBEL	LN2P	LN2P	LN2P	2,1	0,2	"	EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	"		
	0,4	GBEL	GBEL EXPO LN2P	P3P	GBEL	P3P		0,4	"	"	"	GBEL	"	"	
	0,6	"	"	LP3P	"	LP3P		0,6	"	"	"	"	"	"	
	0,8	"	"	"	"	"		0,8	"	EXPO LN2P	"	"	"	"	
1,2	0,2	"	GBEL EXPO	LN2P	"	LN2P	2,4	0,2	"	EXPO	GBEL EXPO LN2P	GBEL EXPO LN2P	"		
	0,4	"	"	GBEL	"	GBEL		0,4	"	"	"	"	"	"	
	0,6	"	GBEL EXPO LN2P	"	"	"		0,6	"	"	"	GBEL EXPO	"	"	
	0,8	"	"	"	"	"		0,8	"	EXPO LN2P	"	GBEL EXPO	GBEL EXPO	"	

cenário log-normal a três parâmetros.

tempo de recorrência - 10.000 anos.

Amostras com 10 elementos

Cos	C.V.	$\min \left[\sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \right]$	$P(\hat{Q} \leq Q_{TMO})$	$P(\hat{Q} \geq Q_{OT})$	$P[Q_{TMO} \leq \hat{Q} \leq Q_{OT}]$	Cos	C.V.	$\min \left[\sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \right]$	$P(\hat{Q} \leq Q_{TMO})$	$P(\hat{Q} \geq Q_{OT})$	$P[Q_{TMO} \leq \hat{Q} \leq Q_{OT}]$	Cos	C.V.	$\min \left[\sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \right]$	$P(\hat{Q} \leq Q_{TMO})$	$P(\hat{Q} \geq Q_{OT})$	$P[Q_{TMO} \leq \hat{Q} \leq Q_{OT}]$			
																		1°	1°	1°
0,3	0,2	LN2P	EXPO	LP3P	LN2P	1,5	0,2	GBEL	EXPO	LN2P	LN2P	1,8	0,2	GBEL	EXPO	LN2P	LN2P	EXPO		
	0,4	P3P	"	"	LN3P		0,4	"	"	"	GBEL		"	0,4	"	"	"	"	"	"
	0,6	"	"	"	"		0,6	"	"	"	"		"	0,6	"	"	"	"	"	"
	0,8	"	EXPO LN2P	"	"		0,8	"	"	LN2P	"		"	0,8	"	"	"	"	"	"
0,6	0,2	LN2P	EXPO	"	GBEL	1,8	0,2	EXPO	EXPO	LN2P	LN2P	2,1	0,2	"	EXPO	LN2P	LN2P	LN2P		
	0,4	GBEL	"	"	"		0,4	"	"	"	GBEL		"	0,4	"	"	"	"	"	"
	0,6	"	"	"	"		0,6	"	"	"	"		"	0,6	"	"	"	"	"	"
	0,8	"	LN2P	"	"		0,8	"	"	LN2P	"		"	0,8	"	"	"	"	"	"
0,9	0,2	"	EXPO	LN2P	"	2,1	0,2	"	EXPO	LN2P	LN2P	2,4	0,2	"	EXPO	LN2P	LN2P	LN2P		
	0,4	"	"	P3P	"		0,4	"	"	"	GBEL		"	0,4	"	"	"	"	"	"
	0,6	"	"	LP3P	"		0,6	"	"	"	LN2P		"	0,6	"	"	EXPO LN2P	"	"	"
	0,8	"	LN2P	"	"		0,8	"	"	LN2P	"		"	0,8	"	"	LN2P	"	"	"
1,2	0,2	"	EXPO	LN2P	"	2,4	0,2	"	EXPO	LN2P	LN2P	2,4	0,2	"	EXPO	LN2P	LN2P	LN2P		
	0,4	"	"	GBEL	EXPO		0,4	"	"	"	GBEL		"	0,4	"	"	"	"	"	"
	0,6	"	"	LP3P	"		0,6	"	"	"	LN2P		"	0,6	"	"	EXPO LN2P	"	"	"
	0,8	"	LN2P	"	"		0,8	"	"	LN2P	"		"	0,8	"	"	LN2P	"	"	"

Amostras com 20 elementos

Cas	C.V.	$\min \{ \sum (\hat{Q}_i - Q_i)^2 / n \}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{7/10})$	$P(\hat{Q} \geq Q_{3/4})$	$P [Q_{7/10} \leq \hat{Q} \leq Q_{3/4}]$	C.V.	$\min \{ \sum (\hat{Q}_i - Q_i)^2 / n \}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{7/10})$	$P(\hat{Q} \geq Q_{3/4})$	$P [Q_{7/10} \leq \hat{Q} \leq Q_{3/4}]$
0,3	0,2	LN2P	GBEL EXPO	P3P	LN3P	0,2	GBEL	EXPO	LN2P	EXPO
	0,4	P3P	"	LP3P	"	0,4	"	"	GBEL	"
	0,6	"	GBEL EXPO LN2P	"	"	0,6	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	"	0,8	LN2P	LN2P	"	"
0,6	0,2	LN2P	EXPO	P3P	LN2P	0,2	EXPO	EXPO	LN2P	"
	0,4	P3P	"	"	P3P	0,4	"	"	GBEL	"
	0,6	"	"	LP3P	"	0,6	"	LN2P	"	"
	0,8	"	EXPO LN2P	"	"	0,8	"	"	"	"
0,9	0,2	LN2P	EXPO	LN2P	GBEL	0,2	"	EXPO	GBEL LN2P	"
	0,4	GBEL	"	P3P	"	0,4	"	"	GBEL	"
	0,6	"	"	LP3P	"	0,6	"	LN2P	"	"
	0,8	"	EXPO LN2P	"	"	0,8	"	"	"	"
1,2	0,2	"	EXPO	LN2P	"	0,2	"	EXPO	"	"
	0,4	"	"	P3P	"	0,4	"	"	"	"
	0,6	"	"	GBEL P3P	EXPO	0,6	"	LN2P	"	"
	0,8	"	LN2P	LP3P	GBEL	0,8	"	"	"	"

Amostras com 30 elementos

Cos	C.V.	$\min \{ \sum (\hat{O} - O_T)^2 / n \}$	$P(\hat{O} \leq O_{T/10})$	$P(\hat{O} \geq O_{90})$	$P [O_{10} \leq \hat{O} \leq O_{90}]$	C.V.	$\min \{ \sum (\hat{O} - O_T)^2 / n \}$	$P(\hat{O} \leq O_{T/10})$	$P(\hat{O} \geq O_{90})$	$P [O_{10} \leq \hat{O} \leq O_{90}]$
0,3	0,2	P3P	GBEL EXPO	P3P	LN3P	0,2	GBEL	EXPO	LN2P	LN2P EXPO
	0,4	"	GBEL EXPO LN2P	LP3P	"	0,4	EXPO	"	GBEL	"
	0,6	"	"	"	"	0,6	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	"	0,8	"	LN2P	"	"
0,6	0,2	LN2P	GBEL EXPO	LN2P	LN2P	0,2	"	EXPO	GBEL LN2P	"
	0,4	P3P	GBEL EXPO LN2P	LP3P	P3P	0,4	"	"	GBEL	"
	0,6	"	"	"	"	0,6	"	EXPO LN2P	"	"
	0,8	"	"	"	"	0,8	"	LN2P	"	"
0,9	0,2	LN2P	EXPO GBEL	LN2P	GBEL	0,2	"	EXPO	GBEL LN2P	"
	0,4	GBEL	"	P3P	"	0,4	"	"	GBEL	"
	0,6	"	GBEL EXPO LN2P	LP3P	"	0,6	"	LN2P	"	"
	0,8	"	"	"	"	0,8	"	"	"	"
1,2	0,2	"	EXPO	LN2P	"	0,2	"	EXPO	GBEL EXPO	"
	0,4	"	"	GBEL	"	0,4	"	"	"	"
	0,6	"	"	"	"	0,6	"	LN2P	"	"
	0,8	"	EXPO LN2P	LP3P	"	0,8	"	"	"	"

Amostras com 40 elementos

Cas	C. V.	$\min \{ \sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T\alpha})$		$P(\hat{Q} \geq Q_{T\alpha})$		$P [Q_{T\alpha} \leq \hat{Q} \leq Q_{T\beta}]$	$\min \{ \sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T\beta})$		$P(\hat{Q} \geq Q_{T\beta})$		$P [Q_{T\beta} \leq \hat{Q} \leq Q_{T\alpha}]$
			1º	2º	1º	2º			1º	2º	1º	2º	
0,3	0,2	P3P LN3P	GBEL EXPO LN2P	P3P	LN3P		GBEL	EXPO	LN2P	LN2P	LN2P	GBEL EXPO	
	0,4	LN3P	"	LP3P	"		EXPO			GBEL	GBEL	EXPO	
	0,6	"	"	"	"		"	EXPO LN2P	EXPO LN2P	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	"		"	LN2P	LN2P	"	"	"	"
0,6	0,2	LN2P	GBEL EXPO	LN2P	LN2P		"	EXPO	EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	"	
	0,4	P3P	GBEL EXPO LN2P	LP3P	LN3P		"	"	"	GBEL	GBEL	"	
	0,6	"	"	"	"		"	EXPO LN2P	EXPO LN2P	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	"		"	LN2P	LN2P	"	"	"	"
0,9	0,2	LN2P	GBEL EXPO	LN2P	LN2P		"	EXPO	EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	"	
	0,4	GBEL	EXPO	P3P	GBEL		"	"	"	GBEL	GBEL	"	
	0,6	"	EXPO LN2P	LP3P	"		"	EXPO LN2P	EXPO LN2P	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	"		"	LN2P	LN2P	"	"	"	"
1,2	0,2	"	EXPO	LN2P	"		"	EXPO	EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	"	
	0,4	"	"	GBEL	"		"	"	"	GBEL	GBEL	"	
	0,6	"	"	"	"		"	LN2P	LN2P	"	"	"	"
	0,8	"	EXPO LN2P	"	"		"	"	"	"	"	"	"

Amostras com 50 elementos

Cas	C. V.	$\min \{ \sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \}$	$P (\hat{Q} \leq Q_{T90})$		$P (\hat{Q} \geq Q_{07})$		$P [Q_{T90} \leq \hat{Q} \leq Q_{07}]$		Cas	C. V.	$\min \{ \sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \}$	$P (\hat{Q} \leq Q_{T90})$		$P (\hat{Q} \geq Q_{07})$		$P [Q_{T90} \leq \hat{Q} \leq Q_{07}]$	
			19	19	19	19	19	19				19	19	19	19	19	19
0,3	0,2	LN3P	GBEL EXPO LN2P	P3P LP3P	LN3P	LN2P	LN2P	LN2P	1,5	0,2	GBEL	EXPO	GBEL LN2P	EXPO	EXPO	19	
	0,4	"	"	LP3P	"	"	"	EXPO		0,4	EXPO	"	GBEL	"	"		
	0,6	"	"	"	"	"	"	"		0,6	"	"	"	"	"		
	0,8	"	"	"	"	"	"	EXPO LN2P		0,8	"	"	"	"	"		
0,6	0,2	LN2P	GBEL EXPO	LN2P	LN2P	LN2P	LN2P	LN2P	1,8	0,2	"	EXPO	GBEL LN2P	EXPO	"	19	
	0,4	P3P	GBEL EXPO LN2P	P3P LP3P	P3P	P3P	"	"		0,4	"	"	GBEL	"	"		
	0,6	"	"	LP3P	"	"	"	EXPO LN2P		0,6	"	"	"	"	"		
	0,8	"	"	"	"	"	"	LN2P		0,8	"	"	"	"	"		
0,9	0,2	LN2P	GBEL EXPO	LN2P	LN2P GBEL	LN2P GBEL	LN2P GBEL	LN2P	2,1	0,2	"	EXPO	GBEL LN2P	EXPO	"	19	
	0,4	GBEL	"	P3P	GBEL	GBEL	"	"		0,4	"	"	GBEL EXPO	"	"		
	0,6	"	GBEL EXPO LN2P	LP3P	"	"	"	LN2P		0,6	"	"	LN2P	"	"		
	0,8	"	"	"	"	"	"	"		0,8	"	"	"	"	"		
1,2	0,2	"	EXPO	LN2P	"	"	"	EXPO	2,4	0,2	"	EXPO	GBEL EXPO LN2P	GBEL EXPO LN2P	"	19	
	0,4	"	"	GBEL	"	"	"	"		0,4	"	"	EXPO GBEL	"	"		
	0,6	"	EXPO LN2P	"	"	"	"	"		0,6	"	"	"	"	"		
	0,8	"	"	"	"	"	LN2P	LN2P		0,8	"	"	LN2P	"	"		

cenário Pearson tipo III

tempo de recorrência - 100 anos.

Amostras com 10 elementos

Cos	C.V.	min $\{\sum(\hat{O}-O_T)^2/n\}$	P ($\hat{O} \leq O_{T/10}$)		P ($\hat{O} > O_{9T}$)		P ($O_{T/10} < \hat{O} < O_{9T}$)	C.V.	min $\{\sum(\hat{O}-O_T)^2/n\}$	P ($\hat{O} \leq O_{T/10}$)		P ($\hat{O} > O_{9T}$)		P ($O_{T/10} < \hat{O} < O_{9T}$)
			1º	1º	1º	1º				1º	1º	1º	1º	
0,3	0,2	LN3P	EXPO	LP3P	LN3P	LN3P	LN3P	0,2	GBEL	EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	EXPO	EXPO
	0,4	"	"	"	"	"	"	0,4	"	"	GBEL	GBEL	"	
	0,6	"	"	"	"	"	"	0,6	"	"	"	"	"	
	0,8	"	EXPO LN2P	"	"	"	"	0,8	"	"	"	"	"	
0,6	0,2	LN2P	EXPO	LN2P	LN2P	LN2P	LN2P	0,2	"	"	"	LN2P	"	
	0,4	GBEL	EXPO LN3P	P3P	LN3P	LN3P	LN3P	0,4	"	"	"	GBEL LN2P	"	
	0,6	"	"	P3P LN3P	"	"	"	0,6	"	"	"	GBEL	"	
	0,8	"	EXPO LN2P LN3P	"	"	"	"	0,8	"	"	"	"	"	
0,9	0,2	"	EXPO	LN2P	GBEL	GBEL	GBEL	0,2	"	"	"	LN2P	"	
	0,4	"	"	GBEL	"	"	"	0,4	"	"	"	GBEL	"	
	0,6	"	"	"	"	"	"	0,6	"	"	"	"	"	
	0,8	"	EXPO LN2P	"	"	"	"	0,8	"	"	"	"	"	
1,2	0,2	"	EXPO	GBEL LN2P	GBEL EXPO	GBEL EXPO	GBEL EXPO	0,2	"	"	"	LN2P	"	
	0,4	"	"	GBEL	"	"	"	0,4	"	"	"	GBEL	"	
	0,6	"	"	"	"	"	"	0,6	"	"	"	"	"	
	0,8	"	"	"	"	"	"	0,8	"	"	"	"	"	

Amostras com 20 elementos

Cas	C.V.	mín $\{\sum(\hat{Q}-Q)^2/n\}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{\gamma/\alpha})$		$P(\hat{Q} \geq Q_{\alpha/\gamma})$		C.V.	mín $\{\sum(\hat{Q}-Q)^2/n\}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{\gamma/\alpha})$		$P(\hat{Q} \geq Q_{\alpha/\gamma})$		P $[Q_{\gamma/\alpha} \leq \hat{Q} \leq Q_{\alpha/\gamma}]$
			1 ^o	GBEL EXPO LN2P	1 ^o	GBEL LN2P LP3P			1 ^o	GBEL EXPO	1 ^o	GBEL LN2P LP3P	
0,3	0,2	LN2P	GBEL EXPO LN2P	P3P LP3P	1 ^o	P3P	0,2	GBEL	GBEL EXPO	1 ^o	GBEL LN2P LP3P	GBEL	
	0,4	P3P	GBEL EXPO LN2P P3P	-	-	-	0,4	-	-	-	LN3P GBEL LP3P	-	
	0,6	-	-	LP3P	-	-	0,6	-	GBEL EXPO LN2P	-	LN3P GBEL	-	
	0,8	-	-	-	-	-	0,8	-	-	-	-	-	
	0,2	LN2P	GBEL EXPO LN2P	LN2P	LN2P	LN2P	LN2P	0,2	-	EXPO	LN3P GBEL LP3P	LN3P GBEL LP3P	-
0,6	0,4	GBEL	-	P3P	LN3P	LN3P	0,4	-	-	-	-	GBEL EXPO LN2P	
	0,6	-	-	P3P LP3P	-	-	0,6	GBEL EXPO	-	-	LN3P GBEL LP3P	GBEL EXPO	
	0,8	-	-	LP3P	-	-	0,8	-	EXPO LN2P	-	LN3P GBEL P3P	-	
	0,2	LN2P	GBEL EXPO	LN2P	LN2P	LN2P	0,2	EXPO	EXPO	LN3P GBEL LP3P	LN3P GBEL LP3P	EXPO	
	0,4	-	GBEL EXPO LN2P	LN3P LP3P	LN3P	LN3P	0,4	-	-	-	-	-	
0,9	0,2	-	GBEL EXPO	LN2P	LN2P	LN2P	0,2	EXPO	EXPO	LN3P GBEL LP3P	LN3P GBEL LP3P	EXPO	
	0,4	-	GBEL EXPO LN2P	LN3P LP3P	LN3P	LN3P	0,4	-	-	-	-	-	
	0,6	-	-	-	-	-	0,6	-	-	-	-	-	
	0,8	-	-	LN3P	-	-	0,8	-	-	-	-	-	
	0,2	LN2P	GBEL EXPO	LN2P	LN2P	LN2P	0,2	-	GBEL EXPO	LN3P GBEL LP3P	LN3P GBEL LP3P	GBEL EXPO	
1,2	0,4	-	GBEL EXPO LN2P	LN3P GBEL LP3P	-	-	0,4	-	-	-	-	-	
	0,6	-	-	-	-	-	0,6	-	GBEL EXPO LN2P	-	-	GBEL EXPO LN2P	
	0,8	-	-	-	-	-	0,8	-	-	-	LN3P GBEL LP3P	GBEL EXPO	
	0,2	LN2P	GBEL EXPO	LN2P	LN2P	LN2P	0,2	-	-	-	-	-	
	0,4	-	GBEL EXPO LN2P	LN3P GBEL LP3P	-	-	0,4	-	-	-	-	-	

171

Amostras com 30 elementos

Cas	C.V.	min { $\sum(\hat{Q}-Q_T)^2/n$ }	P ($\hat{Q} \leq Q_{170}$)		P ($\hat{Q} \geq Q_{07}$)		P [$Q_{170} \leq \hat{Q} \leq Q_{07}$]	C.V.	min { $\sum(\hat{Q}-Q_T)^2/n$ }	P ($\hat{Q} \leq Q_{170}$)		P ($\hat{Q} \geq Q_{07}$)		P [$Q_{170} \leq \hat{Q} \leq Q_{07}$]	
			1°	1°	1°	1°				1°	1°	1°	1°		
0,3	0,2	LN2P	GBEL EXPO LN2P	LP3P	LN3P	LN3P	LN3P GBEL EXPO	0,2	GBEL	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO
	0,4	P3P	"	"	"	"	LN3P GBEL EXPO	0,4	"	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	"	"	"	"
	0,6	"	"	"	"	"	"	0,6	"	"	"	GBEL	"	"	"
	0,8	"	"	"	"	"	"	0,8	"	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	"	"	"	"
0,6	0,2	LN2P	GBEL EXPO	LN2P P3P	LN3P LN2P	LN3P LN2P	LN3P GBEL EXPO	0,2	"	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO
	0,4	P3P	"	"	LN3P	LN3P	LN3P GBEL EXPO	0,4	"	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO
	0,6	"	"	"	"	"	"	0,6	"	"	"	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	"	"	"	0,8	"	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	"	"	"	"
0,9	0,2	GBEL LN2P	GBEL EXPO LN2P	LN2P	LN2P	LN2P	LN2P P3P LP3P	0,2	EXPO	LN2P GBEL EXPO	LN2P GBEL EXPO	LN2P GBEL EXPO	LN2P GBEL EXPO	LN2P GBEL EXPO	LN2P GBEL EXPO
	0,4	GBEL	GBEL EXPO	GBEL	LN3P GBEL	LN3P GBEL	LN3P GBEL EXPO	0,4	"	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	"	"	"	"
	0,6	"	"	"	"	"	"	0,6	"	"	"	GBEL	"	"	"
	0,8	"	"	"	"	"	"	0,8	"	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	"	"	"	"
1,2	0,2	"	LN3P GBEL EXPO	LN2P P3P LP3P	LN2P	LN2P	LN3P GBEL EXPO	0,2	"	EXPO	EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO
	0,4	"	"	"	GBEL	GBEL	"	0,4	"	"	"	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO
	0,6	"	"	"	"	"	"	0,6	"	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO
	0,8	"	"	"	"	"	"	0,8	"	GBEL EXPO LN2P	GBEL EXPO LN2P	"	"	"	"

172

Amostras com 40 elementos

Cos	C.V.	$\min \left\{ \sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \right\}$	$P \left[\hat{Q}_{100} \leq \hat{Q} \leq \hat{Q}_{90} \right]$		C.V.	$\min \left\{ \sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \right\}$	$P \left(\hat{Q} \leq Q_{T/100} \right)$		$P \left(\hat{Q} \geq Q_{90} \right)$	$P \left[\hat{Q}_{100} \leq \hat{Q} \leq \hat{Q}_{90} \right]$
			1°	1°			1°	1°		
0,3	0,2	LN3P	LN3P GBEL EXPO	P3P LP3P	0,2	GBEL	LN3P GBEL LP3P EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	GBEL
	0,4	"	"	LP3P	0,4	"	LN3P LN2P P3P LP3P EXPO	GBEL	GBEL	"
	0,6	"	"	"	0,6	"	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	0,8	"	LN3P GBEL EXPO	"	"	"
0,6	0,2	LN2P	LN3P GBEL EXPO	LN2P	0,2	GBEL EXPO	LN3P GBEL LN2P P3P EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	"
	0,4	LN3P	"	LP3P	0,4	"	"	GBEL	GBEL	"
	0,6	"	LN3P GBEL EXPO	P3P LP3P	0,6	EXPO	LN3P GBEL LN2P P3P EXPO	GBEL EXPO LN2P	"	"
	0,8	"	"	P3P	0,8	"	"	"	"	"
0,9	0,2	GBEL LN2P	LN3P GBEL EXPO	LN2P	0,2	"	LN3P GBEL LN2P P3P LP3P EXPO	EXPO	GBEL LN2P	GBEL EXPO LN2P
	0,4	GBEL	"	LN3P LP3P	0,4	"	"	"	"	"
	0,6	"	LN3P GBEL EXPO	"	0,6	"	LN3P GBEL LN2P P3P EXPO	"	GBEL	GBEL EXPO
	0,8	"	"	LN3P	0,8	"	"	EXPO LN2P	"	"
1,2	0,2	"	LN3P GBEL EXPO	GBEL LN2P	0,2	"	LN3P GBEL LN2P P3P LP3P EXPO	EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P EXPO
	0,4	"	LN3P GBEL EXPO	GBEL	0,4	"	LN3P P3P GBEL LP3P EXPO LN2P	"	"	"
	0,6	"	"	"	0,6	"	"	"	GBEL	GBEL EXPO
	0,8	"	LN3P GBEL EXPO	"	0,8	"	LN3P LN2P P3P EXPO	EXPO LN2P	GBEL EXPO	EXPO

Amostras com 50 elementos

Cos	C.V.	min $\{\sum(\hat{Q}-Q_T)^2/n\}$	P ($\hat{Q} \leq Q_{T/10}$)	P ($\hat{Q} > Q_{90}$)	P [$Q_{10} \leq \hat{Q} \leq Q_{90}$]	C.V.	min $\{\sum(\hat{Q}-Q_T)^2/n\}$	P ($\hat{Q} \leq Q_{T/10}$)	P ($\hat{Q} > Q_{90}$)	P [$Q_{10} \leq \hat{Q} \leq Q_{90}$]
0,3	0,2	LN3P	GBEL LN3P LN2P EXPO	LP3P	LN3P	0,2	GBEL	LN3P GBEL LN2P EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P
	0,4	"	"	LN3P P3P LP3P	LN3P P3P	0,4	"	"	"	"
	0,6	"	"	"	"	0,6	"	"	GBEL	GBEL
	0,8	"	"	"	"	0,8	"	"	"	"
	0,2	LN2P	GBEL EXPO LN2P	LN2P	LN3P LN2P	0,2	"	"	GBEL LN2P	"
0,6	0,4	P3P	GBEL EXPO LN2P P3P	GBEL	LN3P GBEL	0,4	EXPO	"	GBEL LN2P EXPO LP3P	GBEL LN2P EXPO LP3P
	0,6	"	"	"	LN3P	0,6	"	"	GBEL EXPO	GBEL EXPO
	0,8	"	"	"	"	0,8	"	"	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO
	0,2	LN2P	LN3P GBEL EXPO LN2P	GBEL LN2P	GBEL LN2P	0,2	"	"	GBEL LN2P EXPO LP3P	GBEL LN2P EXPO LP3P
	0,4	GBEL	"	GBEL	LN3P GBEL	0,4	"	"	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO
0,9	0,6	"	LN3P GBEL EXPO	"	"	0,6	"	LN3P LN2P EXPO	LN3P EXPO	LN3P EXPO
	0,8	"	"	"	"	0,8	"	"	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO
	0,2	LN2P	LN3P GBEL EXPO LN2P	GBEL LN2P	GBEL LN2P	0,2	"	"	GBEL LN2P EXPO LP3P	GBEL LN2P EXPO LP3P
	0,4	GBEL	"	GBEL	LN3P GBEL	0,4	"	"	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO
	0,6	"	LN3P GBEL EXPO	"	"	0,6	"	"	LN3P EXPO	LN3P EXPO
1,2	0,2	"	LN3P GBEL EXPO LN2P	GBEL LN2P	GBEL LN2P	0,2	"	LN3P P3P EXPO LP3P	LN3P LN2P EXPO	"
	0,4	"	LN3P GBEL EXPO LN2P	"	"	0,4	"	LN3P GBEL EXPO LN2P	"	LN3P GBEL EXPO LN2P
	0,6	"	LN3P GBEL EXPO LN2P	GBEL	GBEL	0,6	"	"	"	"
	0,8	"	LN3P GBEL EXPO	"	"	0,8	"	"	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO
	0,2	"	LN3P GBEL EXPO LN2P	"	"	0,2	"	LN3P P3P EXPO LP3P	LN3P LN2P EXPO	"

cenário Pearson tipo III.

tempo de recorrência - 1.000 anos.

Amostras com 10 elementos

Cas	C.V.	$\min \{ \sum (\hat{Q}_i - Q_i)^2 / n \}$		$P(\hat{Q} \leq Q_{Tao})$	$P(\hat{Q} \geq Q_{0at})$	$P(Q_{0at} \leq \hat{Q} \leq Q_{Tao})$	C.V.	$\min \{ \sum (\hat{Q}_i - Q_i)^2 / n \}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{Tao})$	$P(\hat{Q} > Q_{0at})$	$P(Q_{0at} < \hat{Q} < Q_{Tao})$
		1º	1º								
0,3	0,2	LN2P	LN3P	EXPO	LP3P	LN3P	1,5	GBEL	EXPO	LN2P	EXPO
	0,4	LN3P	"	"	"	"		GBEL	"	GBEL	"
	0,6	"	"	"	"	"		"	"	"	"
	0,8	"	"	EXPO LN2P	"	"		LN2P	LN2P	"	"
0,6	0,2	LN2P	LN2P	GBEL EXPO	LN2P P3P	LN2P	1,8	"	EXPO	LN2P	EXPO
	0,4	LN3P	LN3P	EXPO	P3P	LN3P		"	"	GBEL	"
	0,6	"	"	EXPO LN2P	LP3P	"		"	"	"	"
	0,8	"	"	"	"	"		LN2P	LN2P	"	"
0,9	0,2	LN2P	GBEL	EXPO	LN2P	GBEL	2,1	"	EXPO	GBEL LN2P	EXPO
	0,4	GBEL	"	"	P3P	"		EXPO	"	GBEL	"
	0,6	"	"	"	P3P LP3P	"		"	"	"	"
	0,8	"	"	EXPO LN2P	LP3P	"		"	LN2P	LN2P	"
1,2	0,2	"	"	EXPO	LN2P	"	2,4	"	EXPO	GBEL LN2P	EXPO
	0,4	"	"	"	GBEL	"		"	"	GBEL	"
	0,6	"	"	"	"	"		"	"	"	"
	0,8	"	"	LN2P	"	"		EXPO LN2P	EXPO LN2P	"	"

Amostras com 20 elementos

Cos	C.V.	min $\{ \sum (\hat{Q} - Q_i)^2 / n \}$	P ($\hat{Q} \leq Q_{T/10}$)		P ($\hat{Q} \geq Q_{9/10}$)		P ($Q_{1/10} \leq \hat{Q} \leq Q_{9/10}$)
			1º	2º	1º	2º	
0,3	0,2	LN2P	GBEL EXPO	GBEL LN3P	P3P	LN2P LN3P	LN2P LN3P
	0,4	P3P	"	LP3P	"	"	"
	0,6	"	GBEL EXPO LN2P	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	"	"	"
	0,2	LN2P	GBEL EXPO	LN2P P3P	LN2P P3P	LN2P	LN2P EXPO
0,6	0,4	P3P	"	LP3P	LP3P	GBEL	GBEL
	0,6	"	GBEL EXPO LN2P	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	"	"	"
	0,2	LN2P	GBEL EXPO	LN2P P3P	LN2P P3P	LN2P	LN2P EXPO
	0,4	P3P	"	LP3P	LP3P	GBEL	GBEL
0,9	0,2	LN2P	EXPO	LN2P	LN2P	LN2P	LN2P EXPO
	0,4	GBEL	"	LP3P	LP3P	"	GBEL
	0,6	"	EXPO LN2P	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	"	"	"
	0,2	LN2P	EXPO	LN2P	LN2P	LN2P	LN2P EXPO
1,2	0,4	"	"	GBEL	GBEL	"	GBEL
	0,6	"	"	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	"	"	"
	0,2	"	EXPO	LN2P	LN2P	LN2P	LN2P EXPO
	0,4	"	"	"	"	"	"

177

Amostras com 30 elementos

Cas	C. V.	$\min \{ \sum(\hat{Q} - Q_T)^2/n \}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T/10})$		$P(\hat{Q} \geq Q_{0.97})$		$P[Q_{0.95} \leq \hat{Q} \leq Q_{0.97}]$	C. V.	$\min \{ \sum(\hat{Q} - Q_T)^2/n \}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T/10})$		$P(\hat{Q} \geq Q_{0.97})$		$P[Q_{0.95} \leq \hat{Q} \leq Q_{0.97}]$
			1.9	1.9	1.9	1.9				1.9	1.9	1.9	1.9	
0,3	0,2	P3P	GBEL EXPO LN2P	P3P	P3P	LN3P	1.9	0,2	GBEL	EXPO	LN2P	LN2P	LN2P	GBEL
	0,4	"	"	LP3P	LP3P	"	1,5	0,4	"	"	GBEL	GBEL	"	
	0,6	"	"	"	"	"	1,5	0,6	"	"	"	"	"	
	0,8	"	"	"	"	"	1,5	0,8	"	EXPO LN2P	"	"	"	
0,6	0,2	LN2P	GBEL EXPO	P3P	P3P	LN2P	1.9	0,2	"	EXPO	LN2P	LN2P	"	
	0,4	P3P	GBEL EXPO LN2P	LP3P	LP3P	LN3P	1,8	0,4	"	"	GBEL	GBEL	EXPO	
	0,6	"	"	"	"	"	1,8	0,6	"	"	"	"	"	
	0,8	"	"	"	"	"	1,8	0,8	"	LN2P	"	"	"	
0,9	0,2	LN2P	GBEL EXPO	LN2P	LN2P	LN2P	1.9	0,2	EXPO	EXPO	LN2P	LN2P	"	
	0,4	GBEL	"	LP3P	LP3P	GBEL	2,1	0,4	"	"	GBEL	GBEL	"	
	0,6	"	GBEL EXPO LN2P	"	"	"	2,1	0,6	"	"	"	"	"	
	0,8	"	"	"	"	"	2,1	0,8	"	LN2P	"	"	"	
1,2	0,2	"	EXPO	LN2P	LN2P	"	1.9	0,2	"	EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	"	
	0,4	"	"	GBEL	GBEL	"	2,4	0,4	"	"	GBEL	GBEL	"	
	0,6	"	"	"	"	"	2,4	0,6	"	"	"	"	"	
	0,8	"	EXPO LN2P	LP3P	LP3P	"	2,4	0,8	"	LN2P	"	"	"	

Amostras com 40 elementos

Cas	C.V.	$\min \{ \sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T/10})$	$P(\hat{Q} \geq Q_{9T/10})$	$P[Q_{T/10} \leq \hat{Q} \leq Q_{9T/10}]$	Cas	C.V.	$\min \{ \sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T/10})$	$P(\hat{Q} \geq Q_{9T/10})$	$P[Q_{T/10} \leq \hat{Q} \leq Q_{9T/10}]$	Cas	C.V.	$\min \{ \sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T/10})$	$P(\hat{Q} \geq Q_{9T/10})$	$P[Q_{T/10} \leq \hat{Q} \leq Q_{9T/10}]$		
																		1°	1°
0,3	0,2	LN3P	GBEL EXPO LN2P	LP3P	LN3P	1,5	0,2	GBEL	EXPO	LN2P	GBEL	1,5	0,2	EXPO	LN2P	LN2P	GBEL		
	0,4	"	"	"	"		0,4	"	"	"	GBEL		"	0,4	"	"	"	"	"
	0,6	"	"	"	"		0,6	"	"	"	"		"	0,6	"	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	"		0,8	"	"	"	LN2P		"	0,8	"	"	"	"	"
0,6	0,2	LN2P	GBEL EXPO	LN2P	LN2P	1,8	0,2	LN2P	EXPO	LN2P	EXPO	1,8	0,2	EXPO	LN2P	LN2P	EXPO		
	0,4	P3P	GBEL EXPO LN2P	LP3P	LN3P		0,4	"	EXPO	"	GBEL		"	0,4	"	"	"	"	"
	0,6	"	"	"	"		0,6	"	"	"	"		"	0,6	"	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	"		0,8	"	"	"	"		EXPO LN2P	"	0,8	"	"	"	"
0,9	0,2	LN2P	GBEL EXPO	LN2P	LN2P	2,1	0,2	LN2P	EXPO	LN2P	EXPO	2,1	0,2	EXPO	LN2P	LN2P	EXPO		
	0,4	GBEL	"	P3P	GBEL		0,4	"	"	"	GBEL		"	0,4	"	"	"	GBEL	
	0,6	"	GBEL EXPO LN2P	LP3P	"		0,6	"	"	"	"		"	0,6	"	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	"		0,8	"	"	"	"		EXPO LN2P	"	0,8	"	"	"	"
1,2	0,2	"	EXPO	LN2P	"	2,4	0,2	"	EXPO	LN2P	EXPO	2,4	0,2	EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	EXPO		
	0,4	"	"	GBEL	"		0,4	"	"	"	"		"	0,4	"	"	GBEL	"	
	0,6	"	EXPO LN2P	"	"		0,6	"	"	"	"		"	0,6	"	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	"		0,8	"	"	"	"		LN2P	"	0,8	"	"	"	"

Amostras com 50 elementos

Cas	C.V.	$\min \{ \sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T\alpha})$	$P(\hat{Q} > Q_{\text{ort}})$	$P(Q_{\text{ort}} \leq \hat{Q} \leq Q_{\text{ort}})$	Cas	C.V.	$\min \{ \sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T\alpha})$	$P(\hat{Q} > Q_{\text{ort}})$	$P(Q_{\text{ort}} \leq \hat{Q} \leq Q_{\text{ort}})$
0,3	0,2	LN3P	GBEL EXPO LN2P	P3P LP3P	LN3P	1,5	0,2	GBEL	EXPO	LN2P	LN2P
	0,4	"	"	LP3P	"		0,4	"	"	"	GBEL
	0,6	"	"	"	"		0,6	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	"		0,8	"	EXPO LN2P	"	"
0,6	0,2	LN2P	"	LN2P	LN2P	1,8	0,2	"	EXPO	GBEL LN2P	EXPO
	0,4	P3P	"	P3P	P3P		0,4	EXPO	"	"	GBEL
	0,6	"	"	LP3P	LN3P		0,6	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	"		0,8	"	"	"	"
0,9	0,2	LN2P	GBEL EXPO	LN2P	LN2P	2,1	0,2	"	"	GBEL LN2P	GBEL LN2P
	0,4	GBEL	GBEL EXPO LN2P	P3P	GBEL		0,4	"	"	"	GBEL
	0,6	"	"	LP3P	"		0,6	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	"		0,8	"	LN2P	"	"
1,2	0,2	"	GBEL EXPO	LN2P	"	2,4	0,2	"	EXPO	GBEL LN2P	"
	0,4	"	"	GBEL	"		0,4	"	"	"	GBEL
	0,6	"	GBEL EXPO LN2P	"	"		0,6	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	"		0,8	"	LN2P	"	"

cenário Pearson tipo III.

tempo de recorrência - 10.000 anos.

Amostras com 10 elementos

Cas	C.V.	min $\{ \sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \}$	P ($\hat{Q} \leq Q_{T(10)}$)		P ($\hat{Q} > Q_{(10)}$)		P ($Q_{(10)} \leq \hat{Q} \leq Q_{(10)}$)	C.V.	min $\{ \sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \}$	P ($\hat{Q} \leq Q_{T(10)}$)		P ($\hat{Q} > Q_{(10)}$)		P ($Q_{(10)} \leq \hat{Q} \leq Q_{(10)}$)
			1º	1º	1º	1º				1º	1º			
0,3	0,2	LN2P	EXPO	P3P LP3P	LN2P	LN2P	LN2P	0,2	GBEL	EXPO	LN2P	LN2P	LN2P	GBEL
	0,4	P3P	"	LP3P	LN3P	"	0,4	"	"	"	GBEL	GBEL	"	
	0,6	"	"	"	"	"	0,6	"	"	"	"	"	"	
	0,8	"	EXPO LN2P	"	"	"	0,8	"	LN2P	LN2P	"	"	"	
0,6	0,2	LN2P	EXPO	LN2P	GBEL	GBEL	0,2	"	EXPO	EXPO	LN2P	LN2P	EXPO	
	0,4	GBEL	"	P3P	"	"	0,4	"	"	"	GBEL	GBEL	"	
	0,6	"	"	LP3P	"	"	0,6	"	"	"	"	"	"	
	0,8	"	EXPO LN2P	"	"	"	0,8	"	LN2P	LN2P	"	"	"	
0,9	0,2	LN2P	EXPO	LN2P	"	"	0,2	EXPO	EXPO	EXPO	LN2P	LN2P	"	
	0,4	GBEL	"	P3P	"	"	0,4	"	"	"	GBEL	GBEL	"	
	0,6	"	"	LP3P	"	"	0,6	"	"	LN2P	"	"	"	
	0,8	"	LN2P	"	"	"	0,8	"	LN2P	LN2P	"	"	"	
1,2	0,2	"	EXPO	GBEL P3P	"	"	0,2	"	EXPO	EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	"	
	0,4	"	"	P3P	"	"	0,4	"	"	"	GBEL	GBEL	"	
	0,6	"	"	"	"	"	0,6	"	"	"	"	"	"	
	0,8	"	LN2P	LP3P	"	"	0,8	"	LN2P	LN2P	"	"	"	

Amostras com 20 elementos

Cos	C.V.	$\min \{ \sum (\hat{\sigma} - \sigma_T)^2 / n \}$	$P(\hat{\sigma} \leq \sigma_{T/10})$		$P(\hat{\sigma} \geq \sigma_{0.01})$		$P(\sigma_{T/10} \leq \hat{\sigma} \leq \sigma_{0.01})$		$\min \{ \sum (\hat{\sigma} - \sigma_T)^2 / n \}$	$P(\hat{\sigma} \leq \sigma_{T/10})$	$P(\hat{\sigma} \geq \sigma_{0.01})$	$P(\sigma_{T/10} \leq \hat{\sigma} \leq \sigma_{0.01})$
			1°	19	1°	19	1°	19				
0,3	0,2	LN2P	GBEL EXPO	GBEL LP3P	LN3P	LN3P	LN3P	LN3P	GBEL	EXPO	LN2P	EXPO
	0,4	P3P	"	P3P	P3P	P3P	P3P	"	"	GBEL	"	"
	0,6	"	GBEL EXPO LN2P	"	LN3P	LN3P	LN3P	"	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	"	"	"	"	LN2P	LN2P	"	"
0,6	0,2	LN2P	GBEL EXPO	LN2P P3P	LN2P	LN2P	LN2P	LN2P	EXPO	EXPO	LN2P	"
	0,4	P3P	"	LP3P	P3P	P3P	P3P	"	"	"	GBEL	"
	0,6	"	GBEL EXPO LN2P	"	"	"	"	"	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	"	"	"	"	LN2P	LN2P	"	"
0,9	0,2	LN2P	EXPO	LN2P	GBEL	GBEL	GBEL	GBEL	EXPO	EXPO	LN2P	GBEL
	0,4	GBEL	"	P3P	"	"	"	"	"	"	GBEL	"
	0,6	"	"	LP3P	"	"	"	"	LN2P	LN2P	"	GBEL EXPO
	0,8	"	EXPO LN2P	"	"	"	"	"	"	"	"	"
1,2	0,2	"	EXPO	LN2P	"	"	"	"	EXPO	EXPO	GBEL LN2P	EXPO
	0,4	"	"	P3P	"	"	"	"	"	"	GBEL	"
	0,6	"	"	LP3P	"	"	"	"	"	"	"	"
	0,8	"	LN2P	"	"	"	"	"	LN2P	LN2P	"	"

Amostras com 30 elementos

183

Cas	C.V.	$\min \{ \sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T10})$	$P(\hat{Q} \geq Q_{97})$	$P [Q_{10} \leq \hat{Q} \leq Q_{97}]$	C.α	C.V.	$\min \{ \sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T10})$	$P(\hat{Q} \geq Q_{97})$	$P [Q_{10} \leq \hat{Q} \leq Q_{97}]$	
												1°
0,3	0,2	P3P	GBEL EXPO	P3P LP3P	LN3P	1,5	0,2	GBEL	GBEL EXPO	LN2P	LN2P GBEL	
	0,4	"	GBEL EXPO LN2P	LP3P	"		0,4	"	"	"	GBEL	"
	0,6	"	"	"	"		0,6	"	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	"		0,8	"	LN2P	LN2P	"	"
0,6	0,2	LN2P	GBEL EXPO	P3P	LN2P	1,8	0,2	"	GBEL EXPO	LN2P	LN2P	
	0,4	P3P	"	LP3P	P3P		0,4	"	"	"	GBEL	"
	0,6	"	GBEL EXPO LN2P	"	"		0,6	"	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	"		0,8	"	LN2P	LN2P	"	"
0,9	0,2	LN2P	EXPO	LN2P	LN2P	2,1	0,2	EXPO	EXPO	LN2P	EXPO	
	0,4	GBEL	"	P3P LP3P	GBEL		0,4	"	"	"	GBEL	"
	0,6	"	EXPO LN2P	LP3P	"		0,6	"	"	EXPO LN2P	"	"
	0,8	"	"	"	"		0,8	"	LN2P	LN2P	"	"
1,2	0,2	"	EXPO	LN2P	"	2,4	0,2	"	EXPO	LN2P	"	
	0,4	"	"	P3P	"		0,4	"	EXPO	EXPO	GBEL	"
	0,6	"	"	LP3P	"		0,6	"	LN2P	LN2P	"	"
	0,8	"	EXPO LN2P	"	"		0,8	"	"	"	"	"

Amostras com 40 elementos

184

Cas	C.V.	$\min \{ \sum (\hat{Q}_i - Q_i)^2 / n \}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T/10})$	$P(\hat{Q} > Q_{0.9})$	$P [Q_{10} \leq \hat{Q} \leq Q_{0.9}]$	Cas	C.V.	$\min \{ \sum (\hat{Q}_i - Q_i)^2 / n \}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T/10})$	$P(\hat{Q} > Q_{0.9})$	$P [Q_{10} \leq \hat{Q} \leq Q_{0.9}]$	Cas	C.V.	$\min \{ \sum (\hat{Q}_i - Q_i)^2 / n \}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T/10})$	$P(\hat{Q} > Q_{0.9})$	$P [Q_{10} \leq \hat{Q} \leq Q_{0.9}]$			
																		1°	1°	1°
0,3	0,2	P3P	GBEL EXPO LN2P	LP3P	LN3P	1,5	0,2	GBEL	EXPO	LN2P	LN2P	1,5	0,2	GBEL	EXPO	LN2P	LN2P			
	0,4	LN3P	"	"	"		0,4	"	"	"	GBEL		"	0,4	"	"	"	"	GBEL	
	0,6	"	"	"	"		0,6	"	"	"	"		"	0,6	"	"	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	"		0,8	"	"	"	"		LN2P	"	0,8	"	"	"	"	"
0,6	0,2	LN2P	GBEL EXPO	P3P	LN2P	1,8	0,2	LN2P	GBEL EXPO	P3P	LN2P	1,8	0,2	LN2P	EXPO	LN2P	LN2P	GBEL EXPO		
	0,4	P3P	GBEL EXPO LN2P	LP3P	P3P		0,4	"	"	"	"		"	0,4	"	"	"	"	"	"
	0,6	"	"	"	"		0,6	"	"	"	"		"	0,6	"	EXPO	EXPO LN2P	"	"	EXPO
	0,8	"	"	"	"		0,8	"	"	"	"		"	0,8	"	"	LN2P	"	"	"
0,9	0,2	LN2P	GBEL EXPO	LN2P	LN2P	2,1	0,2	LN2P	GBEL EXPO	LN2P	LN2P	2,1	0,2	LN2P	EXPO	LN2P	LN2P	LN2P	LN2P	
	0,4	GBEL	EXPO	P3P	GBEL		0,4	"	"	"	"		"	0,4	"	"	"	"	"	"
	0,6	"	EXPO LN2P	LP3P	"		0,6	"	"	"	"		"	0,6	"	LN2P	LN2P	"	"	"
	0,8	"	"	"	"		0,8	"	"	"	"		"	0,8	"	"	"	"	"	"
1,2	0,2	"	EXPO	LN2P	"	2,4	0,2	"	EXPO	LN2P	LN2P	2,4	0,2	"	EXPO	LN2P	LN2P	LN2P	"	
	0,4	"	"	GBEL	"		0,4	"	"	"	"		"	0,4	"	"	"	"	"	"
	0,6	"	EXPO LN2P	GBEL P3P LP3P	"		0,6	"	"	"	"		"	0,6	"	LN2P	LN2P	"	"	"
	0,8	"	"	LP3P	"		0,8	"	"	"	"		"	0,8	"	"	"	"	"	"

Amostras com 50 elementos

185

Cas	C.V.	$\min \left\{ \sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \right\}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T\alpha})$	$P(\hat{Q} \geq Q_{0\alpha})$	$P(Q_{T\alpha} \leq \hat{Q} \leq Q_{0\alpha})$	C.V.	$\min \left\{ \sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \right\}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T\alpha})$	$P(\hat{Q} \geq Q_{0\alpha})$	$P(Q_{T\alpha} \leq \hat{Q} \leq Q_{0\alpha})$	
											1º
0,3	0,2	P3P LN3P	GBEL EXPO LN2P	P3P	LN3P	0,2	GBEL	EXPO	LN2P	GBEL	
	0,4	LN3P	"	LP3P	"	0,4	"	"	GBEL	"	
	0,6	"	"	"	"	0,6	"	EXPO LN2P	"	"	
	0,8	"	"	"	"	0,8	"	LN2P	"	"	
		0,2	LN2P	GBEL EXPO	LN2P	LN2P	0,2	"	EXPO	LN2P	EXPO
0,6	0,4	P3P	GBEL EXPO LN2P	LP3P	P3P	0,4	EXPO	"	GBEL	"	
	0,6	"	"	"	"	0,6	"	EXPO LN2P	"	"	
	0,8	"	"	"	"	0,8	"	LN2P	"	"	
		0,2	LN2P	GBEL EXPO	LN2P	LN2P	0,2	"	EXPO	LN2P	"
		0,4	GBEL	"	P3P	P3P	0,4	"	"	GBEL	"
0,9	0,6	"	GBEL EXPO LN2P	LP3P	"	0,6	"	LN2P	"	"	
	0,8	"	"	"	"	0,8	"	"	"	"	
		0,2	LN2P	GBEL EXPO	LN2P	LN2P	0,2	"	EXPO	LN2P	"
		0,4	GBEL	"	P3P	P3P	0,4	"	"	GBEL	"
		0,6	"	GBEL EXPO LN2P	LP3P	"	0,6	"	LN2P	"	"
1,2	0,8	"	"	"	"	0,8	"	"	"	"	
		0,2	"	LN2P	GBEL	0,2	"	EXPO	GBEL LN2P	"	
		0,4	"	"	"	0,4	"	LN3P LP3P	GBEL	"	
		0,6	"	EXPO LN2P	"	0,6	"	LN2P	"	"	
		0,8	"	"	LP3P	"	0,8	"	"	"	

cenário log-Pearson tipo III.

tempo de recorrência - 100 anos.

Amostras com 10 elementos

Cos	C.V.	$\min\{\sum(\hat{Q}-Q_1)^2/n\}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T/10})$		$P(\hat{Q} \geq Q_{0.01})$		$P[Q_{T/10} \leq \hat{Q} \leq Q_{0.01}]$	C.V.	$\min\{\sum(\hat{Q}-Q_T)^2/n\}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T/10})$		$P(\hat{Q} \geq Q_{0.01})$		$P[Q_{T/10} \leq \hat{Q} \leq Q_{0.01}]$
			1°	1°	1°	1°				1°	1°	1°	1°	
0,3	0,2	LN2P	GBEL EXPO	LP3P	LN3P	LN3P	LN3P	0,2	GBEL	EXPO	LN2P	LN2P	EXPO	EXPO
	0,4	P3P	EXPO	"	LP3P	LP3P	LP3P	0,4	"	"	GBEL	GBEL	GBEL	GBEL
	0,6	"	"	"	"	"	"	0,6	"	"	"	"	"	"
	0,8	LP3P	LN2P	"	"	"	"	0,8	"	EXPO LN2P	P3P LP3P	P3P LP3P	"	"
0,6	0,2	LN2P	EXPO	P3P LP3P	LN2P	LN2P	LN2P	0,2	"	EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	EXPO	EXPO
	0,4	LN3P	"	LP3P	LN3P	LN3P	LN3P	0,4	"	"	LN3P GBEL LP3P	LN3P GBEL LP3P	"	"
	0,6	"	EXPO LN2P	"	LN3P P3P LP3P	LN3P P3P LP3P	LN3P P3P LP3P	0,6	"	"	GBEL	GBEL	GBEL	GBEL
	0,8	LP3P	"	"	LP3P	LP3P	LP3P	0,8	"	"	LN3P GBEL	LN3P GBEL	EXPO	EXPO
0,9	0,2	GBEL	GBEL EXPO	LN2P	GBEL	GBEL	GBEL	0,2	"	"	LN2P	LN2P	"	"
	0,4	"	EXPO	LN3P P3P LP3P	"	"	"	0,4	"	"	GBEL	GBEL	"	"
	0,6	"	EXPO LN2P	LP3P	"	"	"	0,6	"	"	LN3P GBEL LP3P	LN3P GBEL LP3P	"	"
	0,8	LN3P	EXPO	"	"	"	"	0,8	"	"	GBEL	GBEL	GBEL	GBEL
1,2	0,2	GBEL	"	GBEL LN2P	"	"	"	0,2	"	"	LN2P	LN2P	EXPO	EXPO
	0,4	"	"	LN3P P3P LP3P	"	"	"	0,4	"	"	GBEL	GBEL	GBEL EXPO	GBEL EXPO
	0,6	"	"	LP3P	"	"	"	0,6	"	"	"	"	EXPO	EXPO
	0,8	"	EXPO LN2P	GBEL	"	"	"	0,8	"	"	GBEL	GBEL	GBEL EXPO	GBEL EXPO

Amostras com 20 elementos

Cas	C. V.	$\min \left\{ \sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \right\}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{TNo})$		$P(\hat{Q} \geq Q_{ot})$		$P \left[Q_{No} \leq \hat{Q} \leq Q_{ot} \right]$	C.V.	$\min \left\{ \sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \right\}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{TNo})$		$P(\hat{Q} \geq Q_{ot})$		$P \left[Q_{No} \leq \hat{Q} \leq Q_{ot} \right]$
			1º	2º	1º	2º				1º	2º	1º	2º	
0,3	0,2	LN2P	GBEL EXPO LN2P	P3P LP3P	LN3P	GBEL EXPO LN2P	0,2	GBEL	GBEL EXPO	LN3P GBEL LN2P	LN3P GBEL LN2P P3P LP3P	GBEL	GBEL	
	0,4	LN3P	LN3P GBEL EXPO LN2P	LP3P	LP3P	LN3P	0,4	"	"	GBEL	GBEL	"	"	
	0,6	LP3P	"	"	"	"	0,6	"	EXPO	"	"	"	"	
	0,8	"	"	"	"	"	0,8	"	"	"	"	"	"	
0,6	0,2	LN2P	GBEL EXPO	LN2P	LN2P	LN2P	0,2	"	GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL LN2P P3P LP3P	GBEL EXPO	GBEL EXPO	
	0,4	LN3P	GBEL EXPO LN2P	LP3P	LN3P	LN3P	0,4	"	"	GBEL	GBEL	GBEL	GBEL	
	0,6	"	"	"	LP3P	LP3P	0,6	"	EXPO	"	"	"	"	
	0,8	LP3P	"	"	"	"	0,8	"	"	"	"	"	"	
0,9	0,2	GBEL LN2P	GBEL EXPO	LN2P	LN2P	LN2P	0,2	EXPO	EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL LN2P P3P LP3P	GBEL EXPO	EXPO	
	0,4	GBEL	EXPO	GBEL	GBEL	GBEL	0,4	"	GBEL EXPO	"	"	GBEL EXPO	GBEL EXPO	
	0,6	LN3P	GBEL EXPO LN2P	LP3P	LN3P	LN3P	0,6	GBEL	EXPO	GBEL	GBEL	GBEL	GBEL	
	0,8	LP3P	EXPO LN2P	"	LP3P	LP3P	0,8	EXPO	EXPO LN2P	"	"	"	"	
1,2	0,2	GBEL	GBEL EXPO	LN3P LN2P LP3P	GBEL	GBEL	0,2	"	EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL LN2P P3P LP3P	EXPO	EXPO	
	0,4	"	EXPO	GBEL	"	"	0,4	"	"	"	"	"	"	
	0,6	"	GBEL EXPO	"	"	"	0,6	GBEL	"	"	GBEL	GBEL	GBEL	
	0,8	"	EXPO	LP3P	LN3P P3P LP3P	LP3P	0,8	EXPO	EXPO	"	"	"	GBEL EXPO	

Amostras com 30 elementos

189

C.V.	$\min \{ \sum (\hat{O} - O_i)^2 / n \}$	$P(\hat{O} \leq O_{1/10})$	$P(\hat{O} \geq O_{9/10})$	$P(O_{1/10} \leq \hat{O} \leq O_{9/10})$	C.V.	$\min \{ \sum (\hat{O} - O_i)^2 / n \}$	$P(\hat{O} \leq O_{1/10})$	$P(\hat{O} \geq O_{9/10})$	$P(O_{1/10} \leq \hat{O} \leq O_{9/10})$	C.V.	$\min \{ \sum (\hat{O} - O_i)^2 / n \}$	$P(\hat{O} \leq O_{1/10})$	$P(\hat{O} \geq O_{9/10})$	$P(O_{1/10} \leq \hat{O} \leq O_{9/10})$
	1,9	1,9	1,9	1,9		1,9	1,9	1,9	1,9		1,9	1,9	1,9	1,9
0,2	LN2P	GBEL EXPO LN2P	P3P LP3P	LN3P	0,2	GBEL	LN3P GBEL EXPO LP3P	GBEL LN2P	LN3P GBEL LN2P	0,2	GBEL	LN3P GBEL EXPO LP3P	GBEL LN2P	LN3P GBEL LN2P
0,4	P3P LP3P	LN3P GBEL EXPO	LP3P	P3P	0,4	"	LN3P GBEL EXPO	LP3P	GBEL LN2P	0,4	"	LN3P GBEL EXPO	"	GBEL LN2P
0,6	LP3P	"	"	LP3P	0,6	"	GBEL EXPO LN2P	"	LN3P GBEL LN2P	0,6	"	GBEL EXPO LN2P	LN3P GBEL	LN3P GBEL
0,8	"	GBEL EXPO	"	"	0,8	"	GBEL EXPO	"	GBEL	0,8	"	LN3P GBEL LP3P	LN3P GBEL LP3P	GBEL
0,2	LN2P	GBEL EXPO LN2P	LN2P	LN2P	0,2	"	LN3P GBEL EXPO LN2P	LN2P	LN3P GBEL LN2P	0,2	"	LN3P GBEL EXPO LN2P	GBEL LN2P	GBEL LN2P
0,4	P3P	LN3P GBEL EXPO	LP3P	P3P	0,4	"	LN3P GBEL EXPO	LP3P	LN3P GBEL LN2P	0,4	"	LN3P GBEL EXPO LP3P	"	"
0,6	LP3P	"	"	LP3P	0,6	"	GBEL EXPO LN2P	"	LN3P GBEL LN2P	0,6	"	GBEL EXPO LN2P	GBEL	GBEL
0,8	"	GBEL EXPO	"	"	0,8	"	GBEL EXPO	"	LN3P GBEL LN2P	0,8	"	LN3P GBEL LP3P	LP3P	"
0,2	GBEL LN2P	"	LN2P	LN2P	0,2	GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN2P	LN3P GBEL LN2P	0,2	GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO LP3P	GBEL LN2P	GBEL LN2P
0,4	GBEL	GBEL EXPO LN2P	LN3P LP3P GBEL	GBEL	0,4	GBEL	LN3P GBEL EXPO LN2P	LN3P LP3P GBEL	LN3P GBEL LN2P	0,4	GBEL	LN3P GBEL EXPO LP3P	"	GBEL LN2P
0,6	P3P	LN3P GBEL EXPO	LP3P	LN3P	0,6	"	LN3P GBEL EXPO	LP3P	LN3P GBEL LN2P	0,6	"	LN3P GBEL EXPO	GBEL	GBEL
0,8	LP3P	"	"	LP3P	0,8	EXPO	GBEL EXPO LN2P	"	LN3P GBEL LN2P	0,8	EXPO	GBEL EXPO LN2P	"	"
0,2	GBEL	LN3P GBEL EXPO LN2P	GBEL LN2P	GBEL LN2P	0,2	"	LN3P GBEL EXPO LN2P	GBEL LN2P	LN3P GBEL LN2P	0,2	"	LN3P GBEL EXPO LP3P	GBEL LN2P	GBEL EXPO
0,4	"	GBEL EXPO LN2P	GBEL	GBEL	0,4	"	LN3P GBEL EXPO LN2P	GBEL	LN3P GBEL LN2P	0,4	"	LN3P GBEL EXPO LP3P	GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO
0,6	"	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL P3P	LN3P GBEL P3P	0,6	"	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL P3P	"	0,6	GBEL	"	"	GBEL EXPO
0,8	"	"	P3P	P3P	0,8	EXPO	GBEL EXPO LN2P	P3P	GBEL EXPO LN2P	0,8	EXPO	GBEL EXPO LN2P	GBEL	GBEL

Amostras com 40 elementos

35	C.V.	mín $\{\sum(\hat{Q}-Q_T)^2/n\}$	P ($\hat{Q} \leq Q_{10}$)		P ($\hat{Q} \geq Q_{90}$)		P ($Q_{10} \leq \hat{Q} \leq Q_{90}$)		C.V.	Cos	mín $\{\sum(\hat{Q}-Q_T)^2/n\}$	P ($\hat{Q} \leq Q_{10}$)		P ($\hat{Q} \geq Q_{90}$)		P ($Q_{10} \leq \hat{Q} \leq Q_{90}$)	
			1º	1º	1º	1º	1º	1º				1º	1º	1º	1º	1º	1º
3	0,2	LN3P	LN3P GBEL EXPO	LN2P LN2P P3P	LP3P	LN3P	LN3P GBEL EXPO	LN2P LN2P P3P	0,2	1,5	GBEL	GBEL EXPO P3P	GBEL LN2P	GBEL LN2P	LN3P GBEL	LN3P GBEL	
	0,4	"	LN3P GBEL EXPO	LN2P P3P LP3P	"	LP3P	LN3P GBEL EXPO	LN2P LN2P P3P	0,4		LN3P GBEL EXPO	LN2P P3P	GBEL	GBEL	GBEL	GBEL	
	0,6	LP3P	GBEL EXPO	LN2P P3P	"	"	LN3P GBEL EXPO	"	0,6		"	"	"	"	"	"	"
	0,8	"	GBEL EXPO	LN2P P3P	"	"	LN3P GBEL EXPO	"	0,8		"	"	LN3P GBEL EXPO LP3P	"	"	"	"
6	0,2	LN2P	LN3P GBEL EXPO	LN2P LN2P P3P	LN3P LN2P LP3P	LN3P	LN3P GBEL EXPO	LN2P LN2P P3P	0,2	1,8	"	LN3P LP3P	GBEL LN2P	GBEL LN2P	LN3P GBEL	LN3P GBEL	
	0,4	LN3P	LN3P GBEL EXPO	LN2P P3P LP3P	LP3P	LP3P	LN3P GBEL EXPO	LN2P LN2P P3P	0,4		"	"	LN3P P3P EXPO LP3P	"	GBEL	GBEL	
	0,6	LP3P	"	"	"	"	"	"	0,6		"	"	"	"	"	"	
	0,8	"	LN3P GBEL EXPO	LN2P P3P	"	"	LN3P GBEL EXPO	"	0,8		"	"	LN3P P3P EXPO LP3P	"	"	GBEL	GBEL
9	0,2	LN2P	"	"	GBEL LN2P	LN3P	GBEL EXPO	LN2P LN2P P3P	0,2	2,1	GBEL EXPO	GBEL EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	LN3P GBEL	LN3P GBEL	
	0,4	"	"	"	LN3P P3P LP3P	LN3P GBEL P3P	LN3P GBEL P3P	LN2P LN2P P3P	0,4		GBEL	GBEL EXPO LN2P	"	"	GBEL LN2P	GBEL LN2P	
	0,6	LN3P	LN3P GBEL EXPO	P3P LP3P	LP3P	LP3P	LP3P	LN3P GBEL EXPO	0,6		"	"	LN3P GBEL EXPO	GBEL	GBEL	GBEL	
	0,8	LP3P	LN3P GBEL EXPO	LN2P LN2P P3P	"	LP3P	LP3P	LN3P GBEL EXPO	0,8		EXPO	"	"	"	"	LN3P GBEL	LN3P GBEL
2	0,2	GBEL	"	"	GBEL LN2P	LN2P GBEL	LN2P GBEL	LN2P LN2P P3P	0,2	2,4	"	GBEL EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	GBEL	GBEL	
	0,4	"	GBEL EXPO	P3P LN2P	GBEL	GBEL	GBEL EXPO	P3P LN2P	0,4		"	"	"	GBEL EXPO LN2P	GBEL EXPO	GBEL EXPO	
	0,6	"	LN3P GBEL EXPO	LN2P LN2P P3P	"	"	"	LN3P GBEL EXPO	0,6		"	"	LN3P GBEL EXPO	GBEL	GBEL	GBEL	
	0,8	"	"	"	P3P LP3P	P3P LP3P	"	"	0,8		"	"	"	"	"	LN3P GBEL	

Amostras com 50 elementos

15	C.V.	$\min \{ \sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T(0)})$		$P(\hat{Q} \geq Q_{0(T)})$	$P(Q_{T(0)} \leq \hat{Q} \leq Q_{0(T)})$		C.V.	Cas	$\min \{ \sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T(0)})$		$P(\hat{Q} \geq Q_{0(T)})$	$P(Q_{T(0)} \leq \hat{Q} \leq Q_{0(T)})$		
			1º	2º		1º	2º				1º	2º				
3	0,2	LN3P	LN3P GBEL EXPO	LN2P LN2P P3P	P3P LP3P	LN3P LN3P	LN3P GBEL LN2P	0,2	1,5	66EL	LN3P GBEL EXPO	LN2P P3P LP3P	GBEL LN2P	LN3P GBEL LN2P	LN3P P3P LP3P	
	0,4	"	"	"	LP3P	LP3P	LN3P GBEL LN2P	0,4		"	"	"	LN3P GBEL LN2P	LN3P GBEL LN2P	LN3P GBEL LN2P	LN3P P3P LP3P
	0,6	LP3P	GBEL EXPO	LN2P P3P	"	"	GBEL EXPO LN2P	0,6		"	"	GBEL EXPO LN2P	GBEL	GBEL	GBEL	GBEL
	0,8	"	"	"	"	"	LN3P EXPO LN2P	0,8		"	"	LN3P EXPO LN2P	LN3P GBEL LP3P	LN3P GBEL LP3P	LN3P P3P LP3P	LN3P P3P LP3P
6	0,2	LN2P	LN3P GBEL EXPO	LN2P P3P	LN2P	LN2P	LN3P EXPO LN2P	0,2	1,8	"	LN3P EXPO LN2P	P3P LP3P GBEL	GBEL EXPO LN2P	LN3P P3P LP3P	GBEL LN2P	
	0,4	LN3P	"	"	LP3P	LN3P P3P LP3P	"	0,4		"	"	"	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO
	0,6	LP3P	"	"	"	LP3P	GBEL EXPO LN2P	0,6		"	"	GBEL EXPO LN2P	GBEL EXPO	GBEL EXPO	GBEL EXPO	GBEL EXPO
	0,8	"	"	"	"	"	LN3P EXPO LN2P	0,8		"	"	LN3P EXPO LN2P	LN3P EXPO	LN3P EXPO	LN3P EXPO	LN3P EXPO
9	0,2	GBEL LN2P	LN3P GBEL EXPO	LN2P P3P LP3P	LN3P LP3P P3P	LN3P LN2P P3P	LN3P EXPO LN2P	0,2	2,1	GBEL EXPO	LN3P EXPO LN2P	P3P GBEL	GBEL EXPO LN2P	LN3P EXPO LN2P	GBEL EXPO LN2P	
	0,4	GBEL	GBEL EXPO	LN2P P3P	LN3P GBEL LP3P	LN3P GBEL P3P	"	0,4		EXPO	EXPO	"	GBEL EXPO LN2P	GBEL EXPO LN2P	GBEL EXPO LN2P	GBEL EXPO LN2P
	0,6	P3P	LN3P GBEL EXPO	LN2P P3P	LP3P	LN3P P3P LP3P	LN3P P3P LP3P	0,6		"	"	"	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO
	0,8	LP3P	"	"	"	LP3P	LP3P	0,8		"	"	GBEL EXPO LN2P	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO
12	0,2	GBEL	LN3P GBEL EXPO	LN2P P3P LP3P	GBEL LN2P	GBEL LN2P	LN3P GBEL EXPO	0,2	2,4	"	LN3P GBEL EXPO	LN2P P3P LP3P	GBEL LN2P	GBEL LN2P	GBEL LN2P	
	0,4	"	GBEL EXPO	LN2P	GBEL	GBEL	"	0,4		"	"	"	GBEL LN2P	GBEL LN2P	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO
	0,6	"	LN3P GBEL EXPO	LN2P P3P	LN3P LP3P	LN3P P3P LP3P	LN3P P3P LP3P	0,6		"	"	"	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO
	0,8	"	"	"	LP3P	LP3P	"	0,8		"	"	GBEL EXPO LN2P	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO	LN3P GBEL EXPO

cenário log-Pearson tipo III.

tempo de recorrência - 1.000 anos.

193

Amostras com 10 elementos

s	C.V.	min { $\sum(\hat{Q}-Q_i)^2/n$ }	P ($\hat{Q} \leq Q_{1/10}$)	P ($\hat{Q} \geq Q_{9/10}$)	P [$Q_{1/10} \leq \hat{Q} \leq Q_{9/10}$]	Cos	C.V.	min { $\sum(\hat{Q}-Q_i)^2/n$ }	P ($\hat{Q} \leq Q_{1/10}$)	P ($\hat{Q} \geq Q_{9/10}$)	P [$Q_{1/10} \leq \hat{Q} \leq Q_{9/10}$]	
												1º
3	0,2	LN2P	EXPO	LP3P	LN3P	1,5	0,2	GBEL	EXPO	GBEL LN2P	EXPO	
	0,4	P3P	"	"	"		0,4	"	"	GBEL	GBEL	"
	0,6	LP3P	EXPO GBEL	"	LP3P		0,6	"	"	"	"	GBEL EXPO
	0,8	"	GBEL EXPO LN2P	"	"		0,8	"	"	"	LP3P	EXPO
5	0,2	LN2P	EXPO	P3P	LN2P	1,8	0,2	GBEL EXPO	"	LN2P	"	
	0,4	LN3P	GBEL EXPO	LP3P	LN3P GBEL LN2P		0,4	GBEL	"	GBEL	GBEL	"
	0,6	LP3P	EXPO	"	P3P		0,6	"	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	"		0,8	"	"	LN2P	GBEL LP3P	"
9	0,2	GBEL	"	LN2P	GBEL	2,1	0,2	"	EXPO	LN2P	"	
	0,4	"	"	P3P	"		0,4	EXPO	"	GBEL	GBEL	"
	0,6	P3P	"	LP3P	"		0,6	"	"	"	"	"
	0,8	LP3P	LN2P	"	"		0,8	GBEL	LN2P	"	"	"
2	0,2	GBEL	EXPO	LN2P	"	2,4	0,2	EXPO	EXPO	LN2P	"	
	0,4	"	"	P3P	"		0,4	"	"	"	GBEL	"
	0,6	"	"	LP3P	EXPO		0,6	"	"	"	"	"
	0,8	"	LN2P	"	GBEL		0,8	"	"	LN2P	"	"

194

Amostras com 20 elementos

s	C. V.	mín $\left[\sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \right]$	P $(\hat{Q} \leq Q_{T\alpha})$		P $(\hat{Q} \geq Q_{\beta T})$		P $(Q_{\alpha\beta} \leq \hat{Q} \leq Q_{\beta T})$		C. V.	Cas	mín $\left[\sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \right]$	P $(\hat{Q} \leq Q_{T\alpha})$		P $(\hat{Q} \geq Q_{\beta T})$		P $(Q_{\alpha\beta} \leq \hat{Q} \leq Q_{\beta T})$			
			1º	2º	1º	2º	1º	2º				1º	2º	1º	2º	1º	2º		
3	0,2	P3P	GBEL EXPO		P3P LP3P		LN3P		0,2	1,5	GBEL	EXPO	GBEL LN2P	1º	GBEL	EXPO	GBEL		
	0,4	LP3P	GBEL EXPO LN2P		LP3P		LP3P		0,4			"	"	GBEL	"	"	"	"	
	0,6	"	LN3P GBEL EXPO LN2P		"		"		0,6			"	"	"	"	"	"	"	
	0,8	"	"		"		"		0,8			"	LN2P	LP3P	"	"	"	"	
	0,2	LN2P	GBEL EXPO		P3P LP3P		LN3P		0,2			EXPO	EXPO	GBEL LN2P	EXPO	GBEL LN2P	EXPO	EXPO	EXPO
5	0,4	LN3P	"		LP3P		"		0,4	1,8	GBEL	"	GBEL	"	GBEL	"	"		
	0,6	LP3P	GBEL EXPO LN2P		"		LP3P		0,6			EXPO	"	"	"	"	"	GBEL	
	0,8	"	"		"		"		0,8			GBEL	LN2P	"	"	"	"	"	
	0,2	LN2P	EXPO		LN2P		GBEL		0,2			EXPO	EXPO	LN2P	EXPO	LN2P	EXPO	EXPO	EXPO
	0,4	GBEL	"		P3P		"		0,4			"	"	GBEL LN2P EXPO P3P	GBEL LN2P EXPO P3P	GBEL LN2P EXPO P3P	"	"	
9	0,6	P3P	"		LP3P		P3P		0,6	2,1	"	"	GBEL	"	GBEL	"	"		
	0,8	LP3P	EXPO LN2P		"		LP3P		0,8			"	LN2P	"	"	"	"	"	
	0,2	LN2P	EXPO		LN2P		GBEL		0,2			EXPO	EXPO	LN2P	EXPO	LN2P	EXPO	EXPO	
	0,4	GBEL	"		P3P		"		0,4			"	"	P3P	"	"	"	"	
	0,6	P3P	"		LP3P		P3P		0,6			"	"	LP3P	"	GBEL	"	"	
2	0,8	LP3P	EXPO LN2P		"		LP3P		0,8	2,4	"	LN2P	"	"	"	"	"		
	0,2	GBEL	EXPO		LN2P		GBEL		0,2			"	EXPO	LN2P	EXPO	LN2P	EXPO	EXPO	
	0,4	"	"		GBEL		"		0,4			"	"	GBEL	GBEL	GBEL	"	"	
	0,6	"	"		LP3P		"		0,6			"	"	LP3P	"	"	"	"	
	0,8	LP3P	LN2P		"		P3P LP3P		0,8			"	LN2P	"	"	"	"	"	

Amostras com 30 elementos

Cas	C. V.	min $\{ \sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \}$	P $(\hat{Q} \leq Q_{T/10})$		P $(\hat{Q} \geq Q_{9T})$		P $(Q_{10} \leq \hat{Q} \leq Q_{9T})$		Cas	C. V.	min $\{ \sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \}$	P $(\hat{Q} \leq Q_{T/10})$		P $(\hat{Q} \geq Q_{9T})$		P $(Q_{10} \leq \hat{Q} \leq Q_{9T})$		
			1º	2º	1º	2º	1º	2º				1º	2º	1º	2º	1º	2º	1º
0,3	0,2	P3P	GBEL EXPO LN2P	LN3P	LP3P	LN3P	LN3P	LN3P	1,5	0,2	GBEL	EXPO	LN2P	LN2P	LN2P	EXPO	EXPO	
	0,4	LP3P	"	P3P	P3P	P3P	P3P	P3P		0,4	"	"	GBEL	GBEL	GBEL	GBEL	GBEL	
	0,6	"	LN3P GBEL EXPO	LP3P	LP3P	LP3P	LP3P	LP3P		0,6	"	EXPO LN2P	EXPO LN2P	"	"	"	"	"
	0,8	"	GBEL EXPO P3P	"	"	"	"	"		0,8	"	"	"	LP3P	LP3P	"	"	"
0,6	0,2	LN2P	GBEL EXPO	LN2P	P3P	LN2P	LN2P	LN2P	1,8	0,2	EXPO	EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	GBEL LN2P	EXPO	EXPO	
	0,4	P3P	GBEL EXPO LN2P	LN3P P3P	LP3P	LN3P P3P	LN3P P3P	LN3P P3P		0,4	"	"	"	GBEL	GBEL	"	"	"
	0,6	LP3P	"	"	"	LP3P	LP3P	LP3P		0,6	"	"	"	"	"	"	"	"
	0,8	"	LN3P GBEL EXPO	"	"	"	"	"		0,8	GBEL	GBEL	LN2P	"	"	"	GBEL	GBEL
0,9	0,2	GBEL LN2P	GBEL EXPO	LN2P	LN2P	LN2P	LN2P	LN2P	2,1	0,2	EXPO	EXPO	EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	EXPO	EXPO	
	0,4	GBEL	"	P3P	P3P	GBEL	GBEL	GBEL		0,4	"	"	"	GBEL	GBEL	"	"	"
	0,6	P3P	GBEL EXPO LN2P	LP3P	LP3P	P3P	P3P	P3P		0,6	"	"	"	"	"	"	"	"
	0,8	LP3P	"	"	"	LP3P	LP3P	LP3P		0,8	"	"	LN2P	"	"	"	"	"
1,2	0,2	GBEL	EXPO	LN2P	LN2P	GBEL	GBEL	GBEL	2,4	0,2	"	EXPO	EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	EXPO	EXPO	
	0,4	"	"	GBEL	GBEL	"	"	"		0,4	"	"	"	GBEL	GBEL	"	"	"
	0,6	"	"	"	LP3P	"	"	"		0,6	"	"	"	LP3P	"	"	"	"
	0,8	LP3P	EXPO LN2P	"	"	GBEL LP3P	GBEL LP3P	GBEL LP3P		0,8	"	LP3P	LN2P	"	"	"	"	"

Amostrs com 40 elementos

15	C.V.	mín $\{\sum(\hat{Q}-Q_T)^2/n\}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T/10})$		$P(\hat{Q} \geq Q_{9/10})$		Cas	C.V.	mín $\{\sum(\hat{Q}-Q_T)^2/n\}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T/10})$		$P(\hat{Q} \geq Q_{9/10})$		P $[Q_{1/10} \leq \hat{Q} \leq Q_{9/10}]$
			1º	1º	1º	1º				1º	1º			
3	0,2	LN3P	GBEL EXPO LN2P	P3P	LN3P		1,5	0,2	GBEL	EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	GBEL	
	0,4	LP3P	LN3P EXPO GBEL LN2P	LP3P	LP3P			0,4	"	"	GBEL	"	"	
	0,6	"	LN3P GBEL EXPO P3P	"	"			0,6	"	"	"	"	"	
	0,8	"	GBEL LN2P EXPO P3P	"	"			0,8	"	LN2P	LN2P	LP3P	"	
6	0,2	LN2P	GBEL EXPO LN2P	P3P	LN2P		1,8	0,2	EXPO	EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	GBEL EXPO	
	0,4	P3P	"	LP3P	LN3P			0,4	"	"	"	GBEL	EXPO	
	0,6	LP3P	LN3P GBEL EXPO P3P	"	LP3P			0,6	"	"	"	"	"	
	0,8	"	"	"	"			0,8	GBEL	EXPO LN2P	EXPO LN2P	"	GBEL	
9	0,2	LN2P	GBEL EXPO	LN2P	GBEL		2,1	0,2	EXPO	EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	EXPO	
	0,4	GBEL	GBEL EXPO LN2P	P3P	"			0,4	"	"	"	GBEL	"	
	0,6	P3P	EXPO LN2P	LP3P	LP3P			0,6	"	"	"	"	"	
	0,8	LP3P	LN3P GBEL EXPO P3P	"	"			0,8	"	LN2P	LN2P	"	"	
2	0,2	GBEL	EXPO	LN2P	GBEL		2,4	0,2	"	EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	"	
	0,4	"	GBEL EXPO	GBEL	"			0,4	"	"	"	GBEL	"	
	0,6	"	EXPO LN2P	LP3P	"			0,6	"	"	"	"	"	
	0,8	LP3P	"	"	LP3P			0,8	"	LN2P	LN2P	"	"	

197

Amostrs com 50 elementos

os	C.V.	min $\{\sum(\hat{Q}-Q_T)^2/n\}$	P($\hat{Q} \leq Q_{T/10}$)	P($\hat{Q} \geq Q_{90}$)	P($Q_{10} \leq \hat{Q} \leq Q_{90}$)	Cos	C.V.	min $\{\sum(\hat{Q}-Q_T)^2/n\}$	P($\hat{Q} \leq Q_{T/10}$)	P($\hat{Q} \geq Q_{90}$)	P($Q_{10} \leq \hat{Q} \leq Q_{90}$)
3	0,2	LN3P	GBEL EXPO LN2P	P3P LP3P	LN3P	1,5	0,2	GBEL	EXPO	GBEL LN2P	GBEL
	0,4	LP3P	"	LP3P	LP3P		0,4	"	"	GBEL	"
	0,6	"	GBEL LN2P EXPO P3P	"	"		0,6	"	"	"	"
	0,8	"	"	"	---		0,8	"	LN2P	"	"
6	0,2	LN2P	GBEL EXPO LN2P	P3P	LN2P	1,8	0,2	EXPO	EXPO	GBEL LN2P	EXPO
	0,4	P3P	"	LP3P	LP3P		0,4	"	"	GBEL	"
	0,6	LP3P	"	"	"		0,6	"	"	"	"
	0,8	"	LN3P GBEL EXPO P3P	"	"		0,8	GBEL	EXPO LN2P	"	GBEL
9	0,2	GBEL LN2P	GBEL EXPO	LN2P	GBEL LN2P	2,1	0,2	EXPO	EXPO	GBEL LN2P	EXPO
	0,4	GBEL	"	P3P	GBEL		0,4	"	"	GBEL EXPO	"
	0,6	P3P	EXPO LN2P	LP3P	LP3P		0,6	"	"	GBEL	"
	0,8	LP3P	GBEL EXPO LN2P	"	"		0,8	"	LN2P	"	"
2	0,2	GBEL	GBEL EXPO	LN2P	GBEL	2,4	0,2	"	EXPO	GBEL EXPO LN2P	"
	0,4	"	EXPO	GBEL	"		0,4	"	"	GBEL EXPO	"
	0,6	"	"	LP3P	"		0,6	"	"	"	"
	0,8	LP3P	EXPO LN2P	"	LP3P		0,8	"	LN2P	"	GBEL

cenário log-Pearson tipo III.

tempo de recorrência - 10.000 anos.

Amostras com 10 elementos

199

s	C.V.	mín $\left\{ \sum (\hat{Q}_i - Q_i)^2 / n \right\}$	P $(\hat{Q} \leq Q_{T/10})$		P $(\hat{Q} \geq Q_{90})$		C.V.	mín $\left\{ \sum (\hat{Q}_i - Q_i)^2 / n \right\}$	P $(\hat{Q} \leq Q_{T/10})$		P $(\hat{Q} \geq Q_{90})$	
			1º	1º	1º	1º			1º	1º		
3	0,2	LN2P	GBEL EXPO	LP3P	LN3P	LN3P	0,2	GBEL	EXPO	GBEL LN2P	1º	EXPO
	0,6	LP3P	LN3P EXPO GBEL LN2P	LN3P	LN3P	0,6	"	"	"	"	"	
												0,8
6	0,2	LN2P	EXPO	P3P LP3P	LN3P LN2P	0,2	EXPO	EXPO	LN2P	LN2P	LN2P	
												0,4
	0,6	LP3P	"	—	—	0,6	"	"	GBEL	"	"	
												0,8
9	0,2	GBEL	EXPO	LN2P	GBEL	0,2	EXPO	EXPO	LN2P	LN2P	LN2P	
												0,4
	0,6	P3P	"	LP3P	"	0,6	"	LN2P	"	"	"	
												0,8
2	0,2	GBEL	EXPO	LN2P	EXPO	0,2	EXPO	EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	1º	
												0,4
	0,6	"	"	LP3P	"	0,6	"	"	"	"	"	
												0,8

Amostras com 20 elementos

200

os	C. V.	$\min \{ \sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T/10})$		$P(\hat{Q} \geq Q_{9T})$		$P [Q_{1/10} \leq \hat{Q} \leq Q_{9T}]$	C.V.	$\min \{ \sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T/10})$		$P(\hat{Q} \geq Q_{9T})$		$P [Q_{1/10} \leq \hat{Q} \leq Q_{9T}]$								
			1°	1°	1°	1°				1°	1°	1°	1°									
,3	0,2	P3P	GBEL EXPO	LN3P	LN3P	LN3P	1,5	0,2	EXPO	EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	EXPO									
														0,4	LP3P	GBEL EXPO LN2P	LP3P	LP3P	GBEL	"	"	"
	0,6	LN3P GBEL EXPO LN2P	"	"	"	EXPO LN2P	"	"	GBEL	"												
											0,8	LN3P GBEL EXPO P3P	"									
	,6	0,2	LN2P	GBEL EXPO	LN3P	LN3P	1,8	0,2	EXPO	EXPO	EXPO	LN2P	LN2P	EXPO								
0,4															P3P	"	"	LN3P P3P	"	"	"	"
		0,6	LP3P	GBEL EXPO LN2P	"	"	LN2P	"	"	"	"											
												0,8	LN3P GBEL EXPO LN2P	"								
,9		0,2	GBEL	EXPO	LN2P	GBEL	2,1	0,2	EXPO	EXPO	EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	EXPO								
	0,4														"	"	P3P	"	P3P	"	"	"
		0,6	LP3P	"	LP3P	LP3P	"	"	"	"	"											
												0,8	GBEL EXPO LN2P	"								
	,2	0,2	GBEL	EXPO	LN2P	GBEL	2,4	0,2	EXPO	EXPO	EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	EXPO								
0,4															"	"	GBEL	"	"	"	"	"
		0,6	"	"	LP3P	LP3P	"	"	"	"	"											
												0,8	EXPO LN2P	"								

Amostras com 30 elementos

201

s	C.V.	$\min \left\{ \sum (\hat{Q}_i - Q_i)^2 / n \right\}$		$P(\hat{Q} \leq Q_{T\%})$		$P(\hat{Q} \geq Q_{0\%})$		$P(Q_{10\%} \leq \hat{Q} \leq Q_{90\%})$		C.V.	Cas	$\min \left\{ \sum (\hat{Q}_i - Q_i)^2 / n \right\}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T\%})$		$P(\hat{Q} \geq Q_{0\%})$		P $[Q_{10\%} \leq \hat{Q} \leq Q_{90\%}]$	
		1º	1º	1º	1º	1º	1º	1º	1º									
3	0,2	P3P	GBEL EXPO LN2P	P3P	GBEL EXPO LN2P	P3P	GBEL EXPO LN2P	LN3P	LN3P	0,2	1,5	EXPO	EXPO	LN2P	LN2P	EXPO	EXPO	
	0,4	LP3P	"	"	"	"	LP3P	LP3P	"	0,4		"	"	"	GBEL	GBEL	"	"
	0,6	"	GBEL LN3P LN2P EXPO P3P	LP3P	GBEL LN2P P3P	"	"	"	"	0,6		GBEL	"	"	"	"	GBEL	GBEL
6	0,8	"	GBEL EXPO LN2P P3P	"	GBEL LN2P P3P	"	"	—	—	0,8	"	EXPO LN2P	EXPO LN2P	LP3P	LP3P	"	"	
	0,2	LN2P	GBEL EXPO	"	GBEL EXPO	"	"	LN2P	LN2P	0,2	1,8	EXPO	EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	EXPO	EXPO	
	0,4	P3P	GBEL EXPO LN2P	"	GBEL EXPO LN2P	"	"	LN3P	LN3P	0,4		"	"	"	GBEL	GBEL	"	"
0,6	LP3P	"	"	"	"	LP3P	LP3P	"	0,6	"		"	"	"	"	"	"	
9	0,8	"	LN3P GBEL EXPO	"	LN3P LN2P P3P	"	"	—	—	0,8	2,1	GBEL	LN2P	LP3P	LP3P	GBEL	GBEL	
	0,2	GBEL	GBEL EXPO	LN2P	GBEL EXPO	LN2P	GBEL	GBEL	GBEL	0,2		EXPO	EXPO	EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	EXPO	EXPO
	0,4	"	EXPO	P3P	EXPO	P3P	"	"	"	0,4		"	"	"	GBEL EXPO	GBEL EXPO	"	"
2	0,6	LP3P	GBEL EXPO LN2P	LP3P	GBEL EXPO LN2P	LP3P	LP3P	P3P	P3P	0,6	2,4	"	"	"	"	"	"	"
	0,8	"	LN3P GBEL EXPO LN2P	"	LN3P EXPO LN2P	"	LP3P	LP3P	LP3P	0,8		"	LN2P	LN2P	"	"	"	"
	0,2	GBEL	EXPO	LN2P	EXPO	LN2P	GBEL	GBEL	GBEL	0,2		"	"	EXPO	GBEL EXPO LN2P	GBEL EXPO LN2P	"	"
2	0,4	"	"	GBEL	"	GBEL	"	"	"	0,4	2,4	"	"	GBEL	GBEL EXPO	"	"	
	0,6	"	"	"	"	"	LP3P	"	"	0,6		"	"	LN2P	"	"	"	"
	0,8	LP3P	GBEL EXPO LN2P	"	GBEL EXPO LN2P	"	"	LP3P	LP3P	0,8		"	"	"	GBEL	GBEL	"	"

Amostras com 40 elementos

202

s	C. V.	$\min \{ \sum (\hat{Q}_i - Q_i)^2 / n \}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T/10})$		$P(\hat{Q} \geq Q_{90})$		$P[0_{T/10} \leq \hat{Q} \leq 0_{90}]$	C. V.	$\min \{ \sum (\hat{Q}_i - Q_i)^2 / n \}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T/10})$		$P(\hat{Q} \geq Q_{90})$		$P[0_{T/10} \leq \hat{Q} \leq 0_{90}]$
			19	19	19	19				19	19			
3	0,2	P3P	GBEL EXPO LN2P	LP3P	LP3P	LN3P	1,5	0,2	EXPO	EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	EXPO	EXPO
	0,4	LP3P	LN3P GBEL LN2P	"	LP3P	LP3P	0,4	"	"	"	GBEL	GBEL	"	"
	0,6	"	"	"	"	"	0,6	GBEL	GBEL	"	"	"	GBEL	GBEL
	0,8	"	GBEL EXPO LN2P P3P	"	"	"	0,8	"	LN2P	LN2P	LP3P	LP3P	"	"
6	0,2	LN2P	GBEL EXPO	P3P	LN3P	LN3P	1,8	0,2	EXPO	EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	EXPO	EXPO
	0,4	P3P	GBEL EXPO LN2P	LP3P	P3P	P3P	0,4	"	"	"	GBEL	GBEL	"	"
	0,6	LP3P	GBEL LN2P LN3P	"	LP3P	LP3P	0,6	"	"	EXPO LN2P	"	"	"	"
	0,8	"	LN3P GBEL EXPO P3P	"	"	"	0,8	GBEL	LN2P	LN2P	"	"	GBEL	GBEL
9	0,2	GBEL LN2P	EXPO	LN2P	GBEL	GBEL	2,1	0,2	EXPO	EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	EXPO	EXPO
	0,4	GBEL	GBEL EXPO	P3P	"	"	0,4	"	"	"	GBEL EXPO	GBEL EXPO	"	"
	0,6	LP3P	GBEL EXPO LN2P	LP3P	LP3P	LP3P	0,6	"	"	EXPO LN2P	"	"	"	"
	0,8	"	LN3P GBEL EXPO P3P	"	"	"	0,8	"	LN2P	LN2P	GBEL	GBEL	"	"
2	0,2	GBEL	EXPO	LN2P	GBEL	GBEL	2,4	0,2	"	EXPO	GBEL EXPO LN2P	GBEL EXPO LN2P	"	"
	0,4	"	"	GBEL	"	"	0,4	"	"	"	GBEL EXPO	GBEL EXPO	"	"
	0,6	"	EXPO LN2P	LP3P	P3P	P3P	0,6	"	LN2P	LN2P	GBEL	GBEL	"	"
	0,8	LP3P	"	"	LP3P	LP3P	0,8	"	"	"	"	"	"	"

Amostras com 50 elementos

203

C. V.	$\min \left\{ \sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \right\}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T/10})$		$P(\hat{Q} \geq Q_{9/10})$		$P(Q_{10} \leq \hat{Q} \leq Q_{90})$		C. V.	Cas	$\min \left\{ \sum (\hat{Q} - Q_T)^2 / n \right\}$	$P(\hat{Q} \leq Q_{T/10})$		$P(\hat{Q} \geq Q_{9/10})$		$P(Q_{10} \leq \hat{Q} \leq Q_{90})$		
		1º	1º	1º	1º	1º	1º				1º	1º	1º	1º	1º	1º	
0,2	P3P	GBEL EXPO LN2P	LP3P	LP3P	LN3P	LN3P	LN3P	0,2	1,5	EXPO	EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	EXPO	EXPO	EXPO	
0,4	LP3P	"	"	"	"	"	"	0,4		"	"	"	GBEL	GBEL	"	"	"
0,6	"	GBEL EXPO P3P	"	"	LP3P	LP3P	LP3P	0,6		GBEL	"	"	"	"	"	"	GBEL
0,8	"	"	"	"	"	"	"	0,8		"	LN2P	LN2P	LP3P	LP3P	"	"	"
0,2	LN2P	GBEL EXPO	P3P	P3P	LN3P	LN3P	LN3P	0,2	1,8	EXPO	EXPO	GBEL LN2P	GBEL LN2P	EXPO	EXPO	EXPO	
0,4	P3P	GBEL EXPO LN2P	LP3P	LP3P	"	"	"	0,4		"	"	"	GBEL	GBEL	"	"	"
0,6	LP3P	"	"	"	LP3P	LP3P	LP3P	0,6		"	"	EXPO LN2P	"	"	"	"	"
0,8	"	LN3P GBEL EXPO P3P	"	"	"	"	"	0,8		GBEL	GBEL	LN2P	"	"	LN2P	LN2P	GBEL
0,2	GBEL	GBEL EXPO	LN2P	LN2P	GBEL	GBEL	GBEL	0,2	2,1	EXPO	EXPO	GBEL EXPO LN2P	GBEL EXPO LN2P	EXPO	EXPO	EXPO	
0,4	"	"	P3P	P3P	"	"	"	0,4		"	"	"	GBEL EXPO	GBEL EXPO	"	"	"
0,6	LP3P	GBEL EXPO LN2P	LP3P	LP3P	LP3P	LP3P	LP3P	0,6		"	"	LN2P	GBEL	GBEL	LN2P	LN2P	"
0,8	"	LN3P GBEL EXPO P3P	"	"	"	"	"	0,8		"	"	"	"	"	"	"	"
0,2	GBEL	EXPO	LN2P	LN2P	GBEL	GBEL	GBEL	0,2	2,4	EXPO	EXPO	GBEL EXPO LN2P	GBEL EXPO LN2P	EXPO	EXPO	"	
0,4	"	"	GBEL	GBEL	"	"	"	0,4		"	"	"	GBEL EXPO	GBEL EXPO	"	"	"
0,6	P3P	EXPO LN2P	LP3P	LP3P	P3P	P3P	P3P	0,6		"	"	LN2P	"	"	LN2P	LN2P	"
0,8	LP3P	"	"	"	LP3P	LP3P	LP3P	0,8		"	"	"	"	GBEL	"	"	"

ANEXO 2

**Séries de máximos anuais dos postos
fluviométricos e pluviométricos.**

Posto fluviométrico: 1. Apiúna

83.500.002

n	ano	vazão (m ³ /s)	n	ano	vazão (m ³ /s)
1.	1928	2.498	31	1959	936
2.	1929	1.507	32	1960	1.240
3.	1930	854	33	1961	2.160
4.	1931	2.174	34	1962	1.550
5.	1932	1.737	35	1963	1.750
6.	1933	2.081	36	1964	648
7.	1934	1.111	37	1965	1.460
8.	1935	1.914	38	1966	1.930
9.	1936	1.507	39	1967	859
10.	1937	950	40	1968	562
11.	1938	1.111	41	1969	1.730
12.	1939	1.742	42	1970	1.020
13.	1940	1.033	43	1971	2.030
14.	1941	918	44	1972	2.210
15.	1942	881	45	1973	2.310
16.	1943	1.960	46	1974	951
17.	1944	495	47	1975	2.760
18.	1945	566	48	1976	1.575
19.	1946	1.280	49	1977	1.764
20.	1947	1.100	50	1978	2.156
21.	1948	2.250	51	1979	1.847
22.	1949	702	52	1980	3.085
23.	1950	1.680	53	1981	927
24.	1951	1.260	54	1982	1.539
25.	1952	909	55	1983	4.327
26.	1953	1.620	56	1984	4.314
27.	1954	2.630	57	1985	838
28.	1955	1.890	58	1986	1.307
29.	1956	881	59	1987	1.297
30.	1957	3.090	60	1988	1.081

PARAMETROS ESTATISTICOS:

total de valores:	60
média:	1.608,2
desvio padrão:	806,8
coeficiente de variação:	0,502
coeficiente de assimetria:	1,370

Posto fluviométrico: 2. Tomazina

64.360.000

n	ano	vazão (m ³ /s)	n	ano	vazão (m ³ /s)
1.	1927	360	31	1959	114
2.	1928	257	32	1960	164
3.	1930	142	33	1961	257
4.	1931	145	34	1962	408
5.	1932	215	35	1963	255
6.	1933	285	36	1964	724
7.	1934	176	37	1965	158
8.	1935	337	38	1966	312
9.	1936	581	39	1967	207
10.	1937	581	40	1968	129
11.	1938	164	41	1969	319
12.	1939	134	42	1970	461
13.	1940	209	43	1971	305
14.	1941	168	44	1972	339
15.	1942	303	45	1973	416
16.	1943	109	46	1974	327
17.	1944	86	47	1975	324
18.	1945	152	48	1976	290
19.	1946	278	49	1977	266
20.	1947	310	50	1978	166
21.	1948	115	51	1979	198
22.	1949	38	52	1980	217
23.	1950	211	53	1981	371
24.	1951	266	54	1982	305
25.	1952	235	55	1983	405
26.	1953	168	56	1984	464
27.	1954	688	57	1985	152
28.	1955	103	58	1986	114
29.	1956	324	59	1987	271
30.	1957	428	60	1988	398

PARAMETROS ESTATISTICOS:

total de valores:	60
media:	273,3
desvio padrão:	142,9
coeficiente de variação:	0,523
coeficiente de assimetria:	1,115

Posto fluviométrico: 3. Guaira

64.843.000

n	ano	vazão (m ³ /s)	n	ano	vazão (m ³ /s)
1.	1920	12.352	32	1953	10.372
2.	1921	22.750	33	1954	16.650
3.	1922	18.860	34	1955	12.441
4.	1923	18.632	35	1956	17.292
5.	1924	18.062	36	1957	17.613
6.	1925	10.955	37	1958	16.864
7.	1926	24.500	38	1959	18.860
8.	1927	20.000	39	1960	16.757
9.	1928	14.655	40	1961	23.750
10.	1929	33.184	41	1962	17.185
11.	1930	20.250	42	1963	19.772
12.	1931	31.304	43	1964	19.088
13.	1932	19.202	44	1965	24.250
14.	1933	18.404	45	1966	25.875
15.	1934	13.171	46	1967	18.746
16.	1935	18.176	47	1968	17.078
17.	1936	16.050	48	1969	13.171
18.	1937	23.500	49	1970	16.050
19.	1938	14.562	50	1971	15.850
20.	1939	16.150	51	1972	20.000
21.	1940	19.886	52	1973	22.125
22.	1941	15.650	53	1974	22.875
23.	1942	19.088	54	1975	16.250
24.	1943	20.000	55	1976	19.772
25.	1944	15.053	56	1977	28.245
26.	1945	16.864	57	1978	19.886
27.	1946	24.750	58	1979	17.399
28.	1947	25.375	59	1980	26.250
29.	1948	16.650	60	1981	21.250
30.	1949	16.350	61	1982	27.048
31.	1950	19.088	62	1983	51.440

PARAMETROS ESTATISTICOS:

total de valores:	62
média:	19.736,7
desvio padrão:	6.138,3
coeficiente de variação:	0,311
coeficiente de assimetria:	2,509

Posto fluviométrico: 4. Salto Cataratas 65.993.000

n	ano	vazão (m ³ /s)	n	ano	vazão (m ³ /s)
1.	1920	4.379	34	1956	7.092
2.	1921	11.350	35	1957	15.866
3.	1922	1.608	36	1958	6.427
4.	1923	2.723	37	1959	4.474
5.	1926	7.484	38	1960	4.595
6.	1927	8.434	39	1961	5.605
7.	1928	17.540	40	1962	5.672
8.	1929	6.484	41	1963	8.470
9.	1930	7.066	42	1964	5.740
10.	1931	12.600	43	1965	9.025
11.	1932	15.204	44	1966	5.605
12.	1933	2.216	45	1967	4.353
13.	1934	3.770	46	1968	4.534
14.	1935	13.860	47	1969	7.712
15.	1936	28.628	48	1970	5.740
16.	1937	9.960	49	1971	10.730
17.	1938	15.540	50	1972	14.980
18.	1939	9.540	51	1973	7.370
19.	1940	3.095	52	1974	4.553
20.	1941	8.548	53	1975	9.025
21.	1942	4.872	54	1976	6.010
22.	1943	3.886	55	1977	3.722
23.	1944	1.876	56	1978	4.766
24.	1945	3.596	57	1979	10.242
25.	1946	7.712	58	1980	6.280
26.	1947	6.876	59	1981	8.562
27.	1948	6.077	60	1982	17.150
28.	1949	2.920	61	1983	35.600
29.	1950	6.800	62	1984	11.607
30.	1951	5.409	63	1985	2.109
31.	1952	9.792	64	1986	3.508
32.	1953	8.092	65	1987	16.917
33.	1954	7.867	66	1988	10.340

PARAMETROS ESTATISTICOS:

total de valores:	66
média:	8.336,4
desvio padrão:	5.856,6
coeficiente de variação:	0,703
coeficiente de assimetria:	2,357

Posto fluviométrico: 5. Jupia

63.005.000

n	ano	vazão (m ³ /s)	n	ano	vazão (m ³ /s)
1.	1928	9.234	31	1959	15.650
2.	1929	26.200	32	1960	15.050
3.	1930	18.925	33	1961	20.100
4.	1931	25.300	34	1962	16.750
5.	1932	14.584	35	1963	16.800
6.	1933	14.176	36	1964	13.024
7.	1934	11.212	37	1965	19.550
8.	1935	17.000	38	1966	19.950
9.	1936	13.672	39	1967	15.300
10.	1937	14.900	40	1968	11.630
11.	1938	12.928	41	1969	8.856
12.	1939	15.150	42	1970	15.150
13.	1940	17.375	43	1971	11.564
14.	1941	12.760	44	1972	12.048
15.	1942	15.350	45	1973	13.288
16.	1943	19.675	46	1974	18.800
17.	1944	11.960	47	1975	10.904
18.	1945	15.900	48	1976	14.106
19.	1946	19.500	49	1977	21.364
20.	1947	21.600	50	1978	18.827
21.	1948	14.560	51	1979	15.210
22.	1949	15.500	52	1980	18.998
23.	1950	15.050	53	1981	15.877
24.	1951	17.725	54	1982	20.550
25.	1952	19.350	55	1983	28.540
26.	1953	9.780	56	1984	15.876
27.	1954	12.472	57	1985	15.420
28.	1955	9.780	58	1986	7.306
29.	1956	12.640	59	1987	6.756
30.	1957	17.400	60	1988	13.304

PARAMETROS ESTADÍSTICOS:

total de valores:	60
média:	15.636,8
desvio padrão:	4.298,6
coeficiente de variação:	0,275
coeficiente de assimetria:	0,547

Posto fluviométrico: 6. Posadas

65.999.800

n	ano	vazão (m ³ /s)	n	ano	vazão (m ³ /s)
1.	1901	20.281	42	1943	21.178
2.	1902	24.491	43	1944	17.413
3.	1903	20.125	44	1945	17.809
4.	1904	21.724	45	1946	28.460
5.	1905	45.000	46	1947	24.491
6.	1906	26.148	47	1948	18.824
7.	1907	23.634	48	1949	17.314
8.	1908	26.610	49	1950	22.324
9.	1909	15.455	50	1951	25.805
10.	1910	18.876	51	1952	20.906
11.	1911	29.600	52	1953	19.448
12.	1912	29.786	53	1954	23.920
13.	1913	20.802	54	1955	22.924
14.	1914	17.067	55	1956	22.051
15.	1915	24.662	56	1957	26.148
16.	1916	18.106	57	1958	17.809
17.	1917	19.865	58	1959	23.805
18.	1918	21.888	59	1960	17.809
19.	1919	27.565	60	1961	26.670
20.	1920	23.470	61	1962	21.724
21.	1921	25.805	62	1963	21.779
22.	1922	25.062	63	1964	20.489
23.	1923	33.753	64	1965	30.284
24.	1924	18.876	65	1966	33.882
25.	1925	17.265	66	1967	21.670
26.	1926	27.028	67	1968	18.824
27.	1927	21.015	68	1969	23.088
28.	1928	29.599	69	1970	17.117
29.	1929	32.462	70	1971	23.470
30.	1930	23.579	71	1972	24.605
31.	1931	29.911	72	1973	25.062
32.	1932	26.730	73	1974	23.525
33.	1933	19.709	74	1975	22.870
34.	1934	14.658	75	1976	21.069
35.	1935	27.684	76	1977	27.983
36.	1936	34.530	77	1978	19.709
37.	1937	25.805	78	1979	25.519
38.	1938	25.119	79	1980	26.849
39.	1939	26.610	80	1981	25.919
40.	1940	21.560	81	1982	31.342
41.	1941	23.748	82	1983	43.340

PARAMETROS ESTATISTICOS:

total de valores:	82
média:	24.035,3
desvio padrão:	5.444,2
coeficiente de variação:	0,227
coeficiente de assimetria:	1,299

Posto fluviométrico: 7. Corrientes

68.100.000

n	ano	vazão (m ³ /s)	n	ano	vazão (m ³ /s)
1.	1901	20.295	42	1943	23.116
2.	1902	23.116	43	1944	20.743
3.	1903	22.421	44	1945	20.892
4.	1904	25.096	45	1946	32.038
5.	1905	49.481	46	1947	28.301
6.	1906	26.561	47	1948	21.974
7.	1907	24.066	48	1949	21.078
8.	1908	28.090	49	1950	25.808
9.	1909	21.787	50	1951	31.615
10.	1910	22.347	51	1952	25.096
11.	1911	31.615	52	1953	23.274
12.	1912	37.629	53	1954	29.288
13.	1913	24.026	54	1955	25.808
14.	1914	22.720	55	1956	27.878
15.	1915	23.908	56	1957	30.910
16.	1916	20.855	57	1958	23.432
17.	1917	22.384	58	1959	32.179
18.	1918	24.383	59	1960	23.512
19.	1919	29.711	60	1961	32.954
20.	1920	28.654	61	1962	24.264
21.	1921	34.205	62	1963	24.185
22.	1922	29.147	63	1964	22.878
23.	1923	36.487	64	1965	34.585
24.	1924	22.533	65	1966	42.574
25.	1925	19.661	66	1967	26.165
26.	1926	31.756	67	1968	21.824
27.	1927	24.502	68	1969	23.512
28.	1928	29.852	69	1970	20.482
29.	1929	37.629	70	1971	26.125
30.	1930	28.795	71	1972	28.513
31.	1931	34.110	72	1973	28.583
32.	1932	30.839	73	1974	29.077
33.	1933	24.343	74	1975	25.729
34.	1934	17.629	75	1976	24.145
35.	1935	31.897	76	1977	34.966
36.	1936	30.416	77	1978	24.541
37.	1937	25.175	78	1979	41.052
38.	1938	25.888	79	1980	32.390
39.	1939	29.641	80	1981	29.641
40.	1940	25.056	81	1982	41.338
41.	1941	24.977	82	1983	47.620

PARAMETROS ESTADÍSTICOS:

total de valores:	82
média:	27.777,8
desvio padrão:	6.218,9
coeficiente de variação:	0,224
coeficiente de assimetria:	1,280

Posto fluviométrico: 8. Paso de los Libres 77.140.000

n	ano	vazão (m ³ /s)	n	ano	vazão (m ³ /s)
1.	1908	11.313	38	1948	12.528
2.	1909	8.437	39	1949	10.202
3.	1910	13.392	40	1950	15.390
4.	1911	15.795	41	1951	15.876
5.	1912	15.741	42	1952	12.366
6.	1913	12.420	43	1953	19.734
7.	1914	15.795	44	1954	20.090
8.	1915	15.714	45	1955	13.662
9.	1916	15.768	46	1956	13.338
10.	1917	2.684	47	1957	13.662
11.	1918	14.418	48	1958	11.556
12.	1919	15.552	49	1959	14.472
13.	1920	14.040	50	1960	13.986
14.	1921	15.660	51	1961	19.126
15.	1922	14.850	52	1962	9.259
16.	1923	15.822	53	1963	24.680
17.	1924	9.604	54	1964	9.190
18.	1925	15.498	55	1965	22.520
19.	1926	15.498	56	1966	14.418
20.	1927	14.958	57	1967	16.808
21.	1928	15.876	58	1968	8.914
22.	1929	15.525	59	1969	14.202
23.	1931	11.016	60	1970	12.717
24.	1932	25.400	61	1971	14.148
25.	1933	11.826	62	1972	26.795
26.	1934	9.765	63	1973	17.036
27.	1935	24.140	64	1974	9.489
28.	1936	24.545	65	1975	14.553
29.	1937	13.662	66	1976	12.339
30.	1938	15.633	67	1977	15.852
31.	1939	17.112	68	1978	14.634
32.	1940	13.608	69	1979	23.240
33.	1941	30.100	70	1980	13.824
34.	1942	17.416	71	1981	6.058
35.	1943	10.800	72	1982	22.430
36.	1944	7.051	73	1983	33.800
37.	1945	7.219	74	1984	20.000

PARAMETROS ESTATISTICOS:

total de valores:	74
média:	15.183,0
desvio padrão:	5.396,4
coeficiente de variação:	0,355
coeficiente de assimetria:	0,958

Posto fluviométrico: 9. Asuncion

67.650.000

n	ano	vazão (m ³ /s)	n	ano	vazão (m ³ /s)
1.	1910	2.927	34	1945	2.743
2.	1911	8.150	35	1946	6.650
3.	1912	9.050	36	1947	4.653
4.	1913	8.390	37	1948	1.857
5.	1914	5.238	38	1949	3.127
6.	1915	4.041	39	1950	3.484
7.	1916	4.059	40	1951	4.465
8.	1917	3.320	41	1952	3.781
9.	1918	4.616	42	1953	4.041
10.	1919	10.370	43	1954	6.296
11.	1920	6.470	44	1955	2.743
12.	1921	5.516	45	1956	6.500
13.	1922	5.462	46	1957	4.665
14.	1923	5.223	47	1958	5.516
15.	1924	3.484	48	1959	5.145
16.	1925	4.128	49	1960	4.387
17.	1926	4.050	50	1961	5.480
18.	1927	3.007	51	1962	2.331
19.	1928	4.690	52	1963	3.469
20.	1929	3.654	53	1964	3.845
21.	1930	4.005	54	1965	7.490
22.	1931	9.680	55	1966	4.086
23.	1932	5.336	56	1967	2.507
24.	1933	4.128	57	1968	2.348
25.	1934	2.659	58	1969	3.765
26.	1935	4.188	59	1970	1.925
27.	1936	4.678	60	1971	6.215
28.	1937	3.066	61	1972	3.368
29.	1938	2.895	62	1973	2.940
30.	1939	3.845	63	1974	4.161
31.	1940	6.269	64	1975	3.542
32.	1941	3.765	65	1976	3.155
33.	1942	5.238	66	1977	3.957

PARAMETROS ESTADÍSTICOS:

total de valores:	66
média:	4.549,0
desvio padrão:	1.804,7
coeficiente de variação:	0,397
coeficiente de assimetria:	1,275

Posto fluviométrico: 10. Itaquaquetuba 62.153.100

n	ano	vazão (m ³ /s)	n	ano	vazão (m ³ /s)
1.	1926	35,20	32	1958	44,40
2.	1927	56,00	33	1959	55,30
3.	1928	72,20	34	1960	50,00
4.	1929	135,50	35	1961	61,90
5.	1930	68,80	36	1962	83,70
6.	1931	89,80	37	1963	87,80
7.	1932	62,20	38	1964	24,20
8.	1933	46,80	39	1965	55,00
9.	1934	74,10	40	1966	57,80
10.	1935	87,60	41	1967	70,70
11.	1936	47,20	42	1968	47,80
12.	1937	52,70	43	1969	43,70
13.	1938	54,40	44	1970	62,90
14.	1939	56,00	45	1971	51,10
15.	1940	75,50	46	1972	40,00
16.	1941	42,40	47	1973	41,90
17.	1942	43,70	48	1974	50,90
18.	1943	35,10	49	1975	48,40
19.	1944	94,00	50	1976	81,40
20.	1945	51,90	51	1977	62,00
21.	1946	42,80	52	1978	28,90
22.	1947	170,20	53	1979	24,70
23.	1948	60,20	54	1980	64,00
24.	1949	46,50	55	1981	57,50
25.	1950	82,80	56	1982	53,30
26.	1951	51,80	57	1983	87,20
27.	1952	57,10	58	1984	45,00
28.	1953	26,30	59	1985	41,90
29.	1954	33,60	60	1986	72,70
30.	1955	36,20	61	1987	79,20
31.	1956	45,50	62	1988	72,20

PARAMETROS ESTATISTICOS:

total de valores:	62
média:	59,4
desvio padrão:	24,5
coeficiente de variação:	0,413
coeficiente de assimetria:	2,001

Posto fluviométrico: 11. Pindamonhangaba 58.183.000

n	ano	vazão (m ³ /s)	n	ano	vazão (m ³ /s)
1.	1923	351	33	1957	492
2.	1924	308	34	1958	507
3.	1925	177	35	1959	485
4.	1926	222	36	1960	495
5.	1927	252	37	1961	529
6.	1928	235	38	1962	398
7.	1929	700	39	1963	333
8.	1930	347	40	1964	252
9.	1931	549	41	1965	323
10.	1932	353	42	1966	390
11.	1933	284	43	1967	506
12.	1934	475	44	1968	197
13.	1935	471	45	1969	280
14.	1936	478	46	1970	636
15.	1937	471	47	1971	220
16.	1938	372	48	1972	276
17.	1939	351	49	1973	356
18.	1940	626	50	1974	286
19.	1941	246	51	1975	234
20.	1942	298	52	1976	310
21.	1943	253	53	1977	325
22.	1944	558	54	1978	224
23.	1945	558	55	1979	253
24.	1946	309	56	1980	270
25.	1947	590	57	1981	388
26.	1948	503	58	1982	317
27.	1949	392	59	1983	584
28.	1950	514	60	1984	412
29.	1951	456	61	1985	241
30.	1952	605	62	1986	338
31.	1953	232	63	1987	488
32.	1954	262	64	1988	365

PARÂMETROS ESTATÍSTICOS:

total de valores:	64
média:	382,9
desvio padrão:	129,5
coeficiente de variação:	0,338
coeficiente de assimetria:	0,473

Posto fluviométrico: 12. Iguatama

40.050.000

n	ano	vazão (m ³ /s)	n	ano	vazão (m ³ /s)
1.	1926	580	31	1957	513
2.	1927	449	32	1958	513
3.	1928	373	33	1959	440
4.	1929	703	34	1960	660
5.	1930	490	35	1961	507
6.	1931	766	36	1964	346
7.	1932	367	37	1965	839
8.	1933	394	38	1966	660
9.	1934	300	39	1967	507
10.	1935	620	40	1968	494
11.	1936	399	41	1969	422
12.	1937	666	42	1970	278
13.	1938	709	43	1971	426
14.	1939	780	44	1972	417
15.	1940	525	45	1973	378
16.	1941	372	46	1974	406
17.	1942	487	47	1975	441
18.	1943	690	48	1976	403
19.	1944	286	49	1977	438
20.	1946	690	50	1978	360
21.	1947	804	51	1979	487
22.	1948	455	52	1980	554
23.	1949	491	53	1981	556
24.	1950	475	54	1982	516
25.	1951	613	55	1983	642
26.	1952	540	56	1984	439
27.	1953	355	57	1985	515
28.	1954	289	58	1986	573
29.	1955	377	59	1987	771
30.	1956	534	60	1988	512

PARAMETROS ESTATISTICOS:

total de valores:	60
média:	510,2
desvio padrão:	138,2
coeficiente de variação:	0,271
coeficiente de assimetria:	0,540

Posto fluviométrico: 13. Barra do Pirai 58.321.000

n	ano	vazão (m ³ /s)	n	ano	vazão (m ³ /s)
1.	1922	1.280	31	1952	1.240
2.	1923	1.200	32	1953	694
3.	1924	1.250	33	1956	818
4.	1925	1.034	34	1957	1.460
5.	1926	1.874	35	1958	911
6.	1927	1.049	36	1959	965
7.	1928	925	37	1960	965
8.	1929	1.500	38	1961	1.220
9.	1930	1.110	39	1962	1.395
10.	1931	1.640	40	1963	758
11.	1932	1.200	41	1964	835
12.	1933	874	42	1965	1.005
13.	1934	1.170	43	1966	1.820
14.	1935	1.155	44	1967	2.082
15.	1936	1.540	45	1968	835
16.	1937	1.240	46	1969	746
17.	1938	1.087	47	1970	694
18.	1939	1.130	48	1971	560
19.	1940	900	49	1972	1.200
20.	1941	596	50	1973	1.340
21.	1942	714	51	1974	1.390
22.	1943	1.390	52	1975	1.500
23.	1944	1.230	53	1976	710
24.	1945	1.195	54	1977	1.059
25.	1946	1.690	55	1978	1.100
26.	1947	2.170	56	1979	934
27.	1948	1.520	57	1983	753
28.	1949	1.140	58	1984	486
29.	1950	1.320	59	1985	890
30.	1951	939	60	1986	850

PARAMETROS ESTATISTICOS:

total de valores:	60
média:	1.137,9
desvio padrão:	359,9
coeficiente de variação:	0,316
coeficiente de assimetria:	0,725

Posto fluviométrico: 14. Campos

58.974.000

n	ano	vazão (m ³ /s)	n	ano	vazão (m ³ /s)
1.	1923	3.900	33	1955	2.608
2.	1924	5.603	34	1956	3.432
3.	1925	4.202	35	1957	3.548
4.	1926	3.960	36	1958	2.262
5.	1927	3.030	37	1959	2.680
6.	1928	3.111	38	1960	4.005
7.	1929	4.416	39	1961	5.126
8.	1930	2.397	40	1962	4.604
9.	1931	3.751	41	1963	2.306
10.	1932	3.606	42	1964	4.080
11.	1933	3.870	43	1965	3.345
12.	1934	3.990	44	1967	4.721
13.	1935	4.050	45	1968	2.935
14.	1936	2.793	46	1969	3.620
15.	1937	4.620	47	1970	1.474
16.	1938	3.317	48	1971	4.005
17.	1939	3.111	49	1972	3.780
18.	1940	3.418	50	1973	2.935
19.	1941	2.185	51	1974	3.410
20.	1942	3.289	52	1975	2.712
21.	1943	5.210	53	1976	2.520
22.	1944	3.403	54	1977	2.592
23.	1945	3.205	55	1978	4.016
24.	1946	4.416	56	1979	5.755
25.	1947	4.620	57	1980	3.041
26.	1948	3.693	58	1981	2.318
27.	1949	3.534	59	1982	3.302
28.	1950	3.810	60	1983	4.247
29.	1951	3.233	61	1984	2.111
30.	1952	3.432	62	1985	3.760
31.	1953	1.672	63	1986	2.860
32.	1954	1.953	64	1987	2.632

PARAMETROS ESTATISTICOS:

total de valores:	64
média:	3.492,7
desvio padrão:	950,7
coeficiente de variação:	0,272
coeficiente de assimetria:	0,326

Posto pluviométrico: 1. Paranaguá

25.48.010

n	ano	vazão (m ³ /s)	n	ano	vazão (m ³ /s)
1.	1925	65,0	32	1958	67,7
2.	1926	70,0	33	1959	63,7
3.	1927	75,0	34	1960	69,1
4.	1928	72,4	35	1961	110,4
5.	1929	71,4	36	1962	67,8
6.	1930	72,0	37	1963	169,2
7.	1931	76,2	38	1964	94,4
8.	1932	78,8	39	1965	59,5
9.	1933	75,8	40	1966	124,2
10.	1934	164,0	41	1967	106,4
11.	1935	157,2	42	1968	136,4
12.	1936	102,7	43	1969	94,6
13.	1937	79,2	44	1970	72,2
14.	1938	80,3	45	1971	82,6
15.	1939	162,2	46	1972	107,8
16.	1940	96,8	47	1973	107,6
17.	1941	91,4	48	1974	72,0
18.	1942	138,0	49	1975	134,7
19.	1943	150,2	50	1976	54,3
20.	1944	168,2	51	1977	72,6
21.	1945	193,7	52	1978	134,4
22.	1946	114,8	53	1979	224,6
23.	1947	158,9	54	1980	163,6
24.	1948	135,4	55	1981	106,4
25.	1949	136,6	56	1982	111,1
26.	1950	70,9	57	1983	90,0
27.	1951	122,7	58	1984	152,3
28.	1952	197,0	59	1985	99,5
29.	1953	132,3	60	1986	190,5
30.	1954	157,8	61	1987	154,6
31.	1955	59,2	62	1988	113,2

PARAMETROS ESTADÍSTICOS:

total de valores:	62
média:	111,8
desvio padrão:	41,4
coeficiente de variação:	0,370
coeficiente de assimetria:	0,640

Posto pluviométrico: 2. Ivaí

25. 50. 006

n	ano	vazão (m ³ /s)	n	ano	vazão (m ³ /s)
1.	1925	68,0	33	1957	108,0
2.	1926	71,2	34	1958	58,8
3.	1927	76,6	35	1959	104,1
4.	1928	86,0	36	1960	80,2
5.	1929	65,4	37	1961	93,6
6.	1930	80,4	38	1962	68,4
7.	1931	66,5	39	1963	95,6
8.	1932	76,2	40	1964	49,6
9.	1933	55,1	41	1965	78,4
10.	1934	68,7	42	1966	65,2
11.	1935	70,0	43	1967	82,5
12.	1936	70,9	44	1968	39,0
13.	1937	79,6	45	1969	50,1
14.	1938	83,6	46	1970	66,0
15.	1939	74,2	47	1971	43,4
16.	1940	54,2	48	1972	48,4
17.	1941	96,7	49	1973	65,9
18.	1942	87,3	50	1974	47,1
19.	1943	74,0	51	1975	43,9
20.	1944	65,7	52	1976	98,9
21.	1945	63,6	53	1977	62,3
22.	1946	106,0	54	1978	95,7
23.	1947	63,8	55	1979	97,2
24.	1948	92,3	56	1980	64,8
25.	1949	64,0	57	1981	59,0
26.	1950	79,6	58	1982	76,9
27.	1951	63,4	59	1983	106,2
28.	1952	52,8	60	1984	74,2
29.	1953	64,2	61	1985	68,3
30.	1954	61,0	62	1986	91,2
31.	1955	82,8	63	1987	89,0
32.	1956	54,4	64	1988	90,0

PARAMETROS ESTATISTICOS:

total de valores:	64
média:	73,1
desvio padrão:	16,9
coeficiente de variação:	0,232
coeficiente de assimetria:	0,194

Posto pluviométrico: 3. Estação da luz 23.046.045

n	ano	vazão (m ³ /s)	n	ano	vazão (m ³ /s)
1.	1901	91,4	44	1945	94,0
2.	1902	104,1	45	1946	88,9
3.	1903	73,7	46	1947	73,1
4.	1904	55,9	47	1948	72,4
5.	1905	91,4	48	1949	124,0
6.	1906	106,7	49	1950	63,8
7.	1907	88,9	50	1951	73,5
8.	1908	90,8	51	1952	60,0
9.	1909	58,5	52	1953	69,0
10.	1910	53,8	53	1954	85,0
11.	1911	47,8	54	1955	99,0
12.	1912	50,0	55	1956	74,8
13.	1913	47,5	56	1957	62,9
14.	1914	52,8	57	1958	115,0
15.	1915	80,5	58	1959	79,2
16.	1916	61,5	59	1960	142,0
17.	1917	53,3	60	1961	93,6
18.	1918	50,8	61	1962	146,8
19.	1919	71,9	62	1963	71,6
20.	1920	64,8	63	1964	72,4
21.	1921	92,8	64	1965	91,8
22.	1922	90,2	65	1966	117,0
23.	1923	74,4	66	1967	47,6
24.	1924	83,8	67	1968	100,0
25.	1925	88,9	68	1969	90,6
26.	1926	82,5	69	1971	63,7
27.	1927	88,9	70	1972	76,1
28.	1928	102,6	71	1973	83,3
29.	1929	118,2	72	1974	44,5
30.	1930	102,9	73	1975	59,9
31.	1931	106,6	74	1976	76,2
32.	1932	42,7	75	1977	94,5
33.	1933	55,9	76	1978	80,3
34.	1934	137,2	77	1979	51,3
35.	1935	43,9	78	1980	52,6
36.	1936	49,6	79	1981	142,3
37.	1937	76,2	80	1982	66,0
38.	1938	50,8	81	1983	110,0
39.	1939	61,0	82	1984	62,4
40.	1940	76,2	83	1985	62,1
41.	1941	61,0	84	1986	66,0
42.	1942	76,2	85	1987	86,0
43.	1943	66,0	86	1988	110,3

PARAMETROS ESTATISTICOS:

total de valores:	86
média:	79,9
desvio padrão:	24,0
coeficiente de variação:	0,300
coeficiente de assimetria:	0,745

Posto pluviométrico: 4. Rio Negro

26.049.021

n	ano	vazão (m ³ /s)	n	ano	vazão (m ³ /s)
1.	1925	65,8	33	1957	65,3
2.	1926	54,6	34	1958	53,6
3.	1927	55,8	35	1959	62,0
4.	1928	64,0	36	1960	73,3
5.	1929	53,6	37	1961	55,0
6.	1930	52,4	38	1962	61,3
7.	1931	65,5	39	1963	54,0
8.	1932	64,5	40	1964	172,2
9.	1933	50,9	41	1965	124,3
10.	1934	84,5	42	1966	51,3
11.	1935	97,5	43	1967	61,3
12.	1936	72,0	44	1968	49,0
13.	1937	64,5	45	1969	77,2
14.	1938	58,6	46	1970	57,4
15.	1939	83,0	47	1971	80,5
16.	1940	65,0	48	1972	62,0
17.	1941	61,1	49	1973	26,7
18.	1942	80,9	50	1974	44,8
19.	1943	60,0	51	1975	77,4
20.	1944	79,4	52	1976	68,1
21.	1945	78,1	53	1977	85,8
22.	1946	68,4	54	1978	79,2
23.	1947	59,3	55	1979	87,8
24.	1948	61,0	56	1980	75,0
25.	1949	53,5	57	1981	52,4
26.	1950	46,6	58	1982	60,0
27.	1951	74,0	59	1983	95,4
28.	1952	69,4	60	1984	86,2
29.	1953	57,3	61	1985	41,6
30.	1954	115,7	62	1986	79,2
31.	1955	73,3	63	1987	100,8
32.	1956	65,3	64	1988	83,3

PARAMETROS ESTADÍSTICOS:

total de valores:	64
média:	69,7
desvio padrão:	21,3
coeficiente de variação:	0,306
coeficiente de assimetria:	2,085

Posto pluviométrico: 5. Palmas

26.51.006

n	ano	vazão (m ³ /s)	n	ano	vazão (m ³ /s)
1.	1925	77,0	31	1957	179,0
2.	1926	78,2	32	1958	139,0
3.	1927	94,0	33	1959	58,8
4.	1928	83,5	34	1960	64,2
5.	1929	67,6	35	1961	68,4
6.	1930	74,1	36	1962	72,8
7.	1931	105,2	37	1963	87,4
8.	1932	135,6	38	1964	49,4
9.	1933	53,4	39	1965	44,2
10.	1934	69,5	40	1966	48,0
11.	1935	71,0	41	1967	56,0
12.	1936	94,2	42	1968	63,4
13.	1937	73,6	43	1969	80,2
14.	1938	66,2	44	1970	95,1
15.	1939	88,9	45	1971	108,1
16.	1940	91,2	46	1972	140,0
17.	1941	101,3	47	1973	71,1
18.	1942	67,2	48	1974	85,0
19.	1943	101,7	49	1975	128,2
20.	1944	87,1	50	1976	85,4
21.	1945	127,8	51	1977	60,7
22.	1946	162,1	52	1978	85,6
23.	1947	181,4	53	1979	98,0
24.	1948	167,4	54	1980	78,0
25.	1949	112,0	55	1981	85,4
26.	1950	131,3	56	1982	73,4
27.	1951	99,1	57	1983	158,8
28.	1952	60,2	58	1984	105,8
29.	1953	79,4	59	1985	78,0
30.	1954	151,2	60	1986	59,6

PARAMETROS ESTATÍSTICOS:

total de valores:	60
média:	92,8
desvio padrão:	33,6
coeficiente de variação:	0,362
coeficiente de assimetria:	1,061

Posto pluviométrico: 6. Guarapuava

25.51.006

n	ano	vazão (m ³ /s)	n	ano	vazão (m ³ /s)
1.	1925	78,0	32	1956	86,1
2.	1926	80,2	33	1957	147,2
3.	1927	78,9	34	1958	63,7
4.	1928	88,0	35	1959	85,0
5.	1929	78,0	36	1960	67,4
6.	1930	81,0	37	1961	62,5
7.	1931	81,1	38	1962	76,0
8.	1932	74,8	39	1963	83,3
9.	1933	45,4	40	1964	68,0
10.	1934	48,9	41	1965	84,3
11.	1935	68,0	42	1966	79,0
12.	1936	68,0	43	1967	97,0
13.	1937	110,0	44	1968	63,0
14.	1938	92,7	45	1969	77,0
15.	1939	65,0	46	1970	66,0
16.	1940	40,6	47	1971	96,0
17.	1941	73,2	48	1972	64,0
18.	1942	77,9	49	1973	128,3
19.	1943	57,5	50	1974	30,2
20.	1944	74,5	51	1975	90,4
21.	1945	117,5	52	1976	81,0
22.	1946	87,5	53	1977	46,5
23.	1947	78,5	54	1978	75,7
24.	1948	81,6	55	1979	70,2
25.	1949	57,5	56	1980	90,0
26.	1950	63,3	57	1981	75,2
27.	1951	86,0	58	1982	80,0
28.	1952	59,7	59	1983	140,6
29.	1953	70,0	60	1984	95,0
30.	1954	65,5	61	1985	15,6
31.	1955	84,0	62	1986	84,0

PARAMETROS ESTATÍSTICOS:

total de valores:	62
média:	77,1
desvio padrão:	22,0
coeficiente de variação:	0,286
coeficiente de assimetria:	0,570

Posto pluviométrico: 7. Passo Fundo

28.52.020

n	ano	vazão (m ³ /s)	n	ano	vazão (m ³ /s)
1.	1912	116,0	33	1944	78,2
2.	1913	62,7	34	1945	75,4
3.	1914	45,2	35	1946	104,2
4.	1915	39,6	36	1947	80,7
5.	1916	88,8	37	1948	77,9
6.	1917	72,2	38	1949	61,0
7.	1918	106,6	39	1950	94,5
8.	1919	65,0	40	1951	121,9
9.	1920	84,2	41	1952	77,4
10.	1921	73,8	42	1953	131,4
11.	1922	70,0	43	1954	93,3
12.	1923	90,0	44	1955	83,0
13.	1924	73,0	45	1956	90,2
14.	1925	66,0	46	1957	98,4
15.	1926	109,0	47	1958	72,9
16.	1927	150,3	48	1959	108,0
17.	1928	170,5	49	1960	82,0
18.	1929	88,8	50	1961	79,2
19.	1930	90,0	51	1962	65,8
20.	1931	84,0	52	1963	86,8
21.	1932	92,8	53	1964	81,0
22.	1933	63,0	54	1965	112,0
23.	1934	65,0	55	1966	95,5
24.	1935	64,0	56	1967	91,8
25.	1936	92,0	57	1968	76,2
26.	1937	60,7	58	1969	82,6
27.	1938	97,5	59	1970	111,3
28.	1939	85,0	60	1981	80,7
29.	1940	105,0	61	1982	103,7
30.	1941	97,5	62	1983	90,3
31.	1942	68,0	63	1984	118,2
32.	1943	73,7	64	1985	91,5

PARAMETROS ESTATISTICOS:

total de valores:	64
média:	87,6
desvio padrão:	22,3
coeficiente de variação:	0,255
coeficiente de assimetria:	1,054

Posto pluviométrico: 8. São Luiz de Gonzaga

28.54.011

n	ano	vazão (m ³ /s)	n	ano	vazão (m ³ /s)
1.	1912	57,0	33	1944	83,0
2.	1913	99,8	34	1945	128,2
3.	1914	151,5	35	1946	116,1
4.	1915	110,2	36	1947	99,0
5.	1916	122,6	37	1948	74,0
6.	1917	46,2	38	1949	48,8
7.	1918	120,9	39	1950	122,9
8.	1919	126,2	40	1951	89,3
9.	1920	310,0	41	1952	70,6
10.	1921	76,9	42	1953	123,5
11.	1922	114,8	43	1954	97,1
12.	1923	105,8	44	1955	162,3
13.	1924	79,2	45	1956	70,9
14.	1925	147,8	46	1957	119,5
15.	1926	132,4	47	1958	77,7
16.	1927	101,7	48	1959	107,4
17.	1928	148,5	49	1960	80,4
18.	1929	134,1	50	1961	108,3
19.	1930	99,0	51	1962	89,4
20.	1931	85,0	52	1963	77,3
21.	1932	124,0	53	1964	113,8
22.	1933	120,5	54	1965	166,2
23.	1934	143,0	55	1966	107,2
24.	1935	97,0	56	1967	74,7
25.	1936	120,0	57	1968	130,3
26.	1937	96,3	58	1969	92,4
27.	1938	108,0	59	1970	110,0
28.	1939	131,5	60	1981	91,7
29.	1940	108,0	61	1982	115,3
30.	1941	97,0	62	1983	150,3
31.	1942	75,0	63	1984	99,2
32.	1943	93,2	64	1985	123,7

PARAMETROS ESTATISTICOS:

total de valores:	64
média:	109,4
desvio padrão:	36,5
coeficiente de variação:	0,334
coeficiente de assimetria:	2,580

Posto pluviométrico: 9. Lagoa Vermelha

28.51.014

n	ano	vazão (m ³ /s)	n	ano	vazão (m ³ /s)
1.	1914	82,0	33	1948	126,8
2.	1915	66,3	34	1949	99,6
3.	1916	69,9	35	1950	97,4
4.	1917	59,0	36	1951	78,7
5.	1918	66,0	37	1952	70,8
6.	1919	65,0	38	1953	102,7
7.	1920	67,0	39	1954	110,4
8.	1921	57,0	40	1955	88,5
9.	1922	68,0	41	1956	104,9
10.	1923	67,0	42	1957	100,1
11.	1924	60,0	43	1958	103,0
12.	1925	60,0	44	1959	113,0
13.	1926	100,0	45	1960	105,2
14.	1927	78,0	46	1961	98,6
15.	1928	66,0	47	1962	65,3
16.	1929	90,0	48	1963	109,4
17.	1930	86,0	49	1964	91,2
18.	1931	90,0	50	1965	98,5
19.	1932	100,0	51	1966	71,9
20.	1933	77,0	52	1967	90,4
21.	1934	119,0	53	1968	61,7
22.	1935	132,0	54	1969	91,1
23.	1936	90,0	55	1970	89,7
24.	1937	60,0	56	1971	107,5
25.	1938	110,0	57	1972	103,8
26.	1939	99,4	58	1973	85,2
27.	1940	65,0	59	1974	68,8
28.	1941	108,5	60	1975	74,7
29.	1942	77,0	61	1976	71,4
30.	1943	84,0	62	1981	60,2
31.	1944	75,0	63	1984	79,6
32.	1945	82,4	64	1985	89,4

PARAMETROS ESTADÍSTICOS:

total de valores:	64
média:	85,7
desvio padrão:	18,5
coeficiente de variação:	0,216
coeficiente de assimetria:	0,325

Posto pluviométrico: 10. Curitiba

25.49.006

n	ano	vazão (m ³ /s)	n	ano	vazão (m ³ /s)
1.	1889	75,3	48	1939	54,0
2.	1890	73,0	49	1940	53,7
3.	1891	90,2	50	1941	83,5
4.	1892	76,7	51	1942	63,3
5.	1893	60,3	52	1943	62,3
6.	1894	55,1	53	1944	90,1
7.	1895	121,6	54	1945	87,1
8.	1896	74,6	55	1946	88,5
9.	1897	65,0	56	1947	71,1
10.	1898	66,7	57	1948	58,6
11.	1899	81,3	58	1949	78,1
12.	1900	83,1	59	1950	79,2
13.	1901	85,5	60	1951	59,7
14.	1902	68,0	61	1952	74,1
15.	1903	49,6	62	1953	53,0
16.	1904	67,3	63	1954	101,6
17.	1905	71,5	64	1955	59,0
18.	1906	55,5	65	1956	66,7
19.	1907	54,5	66	1957	77,2
20.	1908	43,2	67	1958	87,3
21.	1909	71,7	68	1959	83,1
22.	1910	60,5	69	1960	60,0
23.	1911	72,5	70	1961	68,8
24.	1912	56,1	71	1962	55,2
25.	1913	52,5	72	1963	61,3
26.	1914	163,5	73	1964	84,2
27.	1915	56,0	74	1965	102,3
28.	1916	64,0	75	1966	64,7
29.	1917	85,5	76	1967	69,0
30.	1920	46,5	77	1968	60,6
31.	1921	64,0	78	1969	68,2
32.	1922	63,3	79	1970	94,5
33.	1923	80,0	80	1971	87,3
34.	1924	39,0	81	1972	104,5
35.	1925	97,5	82	1973	122,3
36.	1926	93,3	83	1974	64,1
37.	1927	111,5	84	1975	83,1
38.	1928	86,0	85	1976	59,6
39.	1929	52,7	86	1977	70,0
40.	1930	68,0	87	1978	72,5
41.	1931	60,3	88	1979	53,3
42.	1932	52,0	89	1980	74,5
43.	1933	44,0	90	1981	52,3
44.	1934	111,8	91	1982	100,5
45.	1935	67,8	92	1983	97,8
46.	1936	57,6	93	1984	43,8
47.	1937	93,0	94	1985	38,2

PARAMETROS ESTATISTICOS
total de valores: 94
média: 72,4

desvio padrão: 20,5
coef. de var.: 0,283
coef. de ass.: 1,318

Posto pluviométrico: 11. Campos

21.41.044

n	ano	vazão (m ³ /s)	n	ano	vazão (m ³ /s)
1.	1912	48,0	36	1947	99,0
2.	1913	85,0	37	1948	61,7
3.	1914	86,0	38	1949	87,5
4.	1915	68,0	39	1950	79,3
5.	1916	73,0	40	1951	68,6
6.	1917	70,0	41	1952	57,4
7.	1918	50,0	42	1953	50,0
8.	1919	61,4	43	1954	67,3
9.	1920	78,0	44	1955	159,3
10.	1921	80,0	45	1956	83,8
11.	1922	102,7	46	1957	90,9
12.	1923	65,0	47	1958	75,4
13.	1924	97,0	48	1959	52,1
14.	1925	53,6	49	1960	108,6
15.	1926	61,0	50	1961	53,2
16.	1927	85,0	51	1962	74,0
17.	1928	41,0	52	1963	48,7
18.	1929	166,0	53	1964	82,5
19.	1930	87,0	54	1965	81,8
20.	1931	98,0	55	1966	111,4
21.	1932	80,6	56	1967	89,3
22.	1933	103,0	57	1968	97,1
23.	1934	103,0	58	1969	73,1
24.	1935	94,0	59	1970	107,3
25.	1936	75,6	60	1971	97,5
26.	1937	74,4	61	1972	117,8
27.	1938	75,7	62	1973	59,8
28.	1939	42,4	63	1974	42,3
29.	1940	75,0	64	1975	53,3
30.	1941	66,9	65	1976	60,0
31.	1942	62,1	66	1977	149,7
32.	1943	76,8	67	1978	75,0
33.	1944	115,8	68	1979	62,3
34.	1945	62,5	69	1980	59,2
35.	1946	83,6	70	1987	77,6

PARAMETROS ESTATISTICOS:

total de valores:	70
média:	79,2
desvio padrão:	25,0
coeficiente de variação:	0,316
coeficiente de assimetria:	1,302

Posto pluviométrico: 12. Resende

22. 44. 092

n	ano	vazão (m ³ /s)	n	ano	vazão (m ³ /s)
1.	1925	65,1	31	1955	52,0
2.	1926	140,0	32	1956	102,2
3.	1927	111,0	33	1957	85,6
4.	1928	108,0	34	1958	63,9
5.	1929	87,2	35	1959	89,4
6.	1930	95,2	36	1960	59,5
7.	1931	117,0	37	1961	94,2
8.	1932	79,7	38	1962	129,0
9.	1933	58,0	39	1963	71,5
10.	1934	53,7	40	1964	61,3
11.	1935	71,6	41	1965	67,5
12.	1936	79,7	42	1966	85,1
13.	1937	69,2	43	1967	106,5
14.	1938	75,0	44	1968	116,4
15.	1939	103,1	45	1969	85,3
16.	1940	56,0	46	1970	39,1
17.	1941	63,2	47	1971	69,8
18.	1942	122,6	48	1972	95,6
19.	1943	96,8	49	1973	98,1
20.	1944	62,8	50	1974	121,4
21.	1945	74,2	51	1975	226,6
22.	1946	89,5	52	1976	72,3
23.	1947	104,4	53	1977	63,2
24.	1948	125,4	54	1978	74,4
25.	1949	92,5	55	1979	178,0
26.	1950	162,7	56	1984	118,8
27.	1951	70,8	57	1985	133,6
28.	1952	96,9	58	1986	76,6
29.	1953	77,5	59	1987	141,0
30.	1954	62,0	60	1988	112,6

PARAMETROS ESTATISTICOS:

total de valores:	60
média:	92,7
desvio padrão:	33,3
coeficiente de variação:	0,359
coeficiente de assimetria:	1,503

Posto pluviométrico: 13. Alves

23.46.169

n	ano	vazão (m ³ /s)	n	ano	vazão (m ³ /s)
1.	1925	64,0	33	1957	66,4
2.	1926	85,0	34	1958	127,2
3.	1927	64,0	35	1959	75,2
4.	1928	142,0	36	1960	89,6
5.	1929	106,8	37	1961	125,6
6.	1930	134,8	38	1962	86,2
7.	1931	125,2	39	1963	59,6
8.	1932	109,2	40	1964	46,2
9.	1933	58,4	41	1965	58,4
10.	1934	123,2	42	1966	65,2
11.	1935	56,4	43	1967	119,6
12.	1936	81,8	44	1968	79,4
13.	1937	64,8	45	1969	60,8
14.	1938	175,4	46	1970	74,8
15.	1939	43,4	47	1971	82,4
16.	1940	79,2	48	1972	72,4
17.	1941	79,2	49	1973	212,4
18.	1942	134,4	50	1974	62,4
19.	1943	64,2	51	1975	165,4
20.	1944	79,6	52	1976	432,4
21.	1945	66,2	53	1977	78,6
22.	1946	103,4	54	1978	233,8
23.	1947	67,2	55	1979	64,4
24.	1948	143,4	56	1980	121,6
25.	1949	84,2	57	1981	144,8
26.	1950	116,4	58	1982	77,4
27.	1951	152,2	59	1983	112,8
28.	1952	95,4	60	1984	65,6
29.	1953	65,2	61	1985	86,8
30.	1954	150,6	62	1986	109,8
31.	1955	51,2	63	1987	87,8
32.	1956	278,4	64	1988	131,8

PARAMETROS ESTADÍSTICOS:

total de valores:	64
média:	105,0
desvio padrão:	61,4
coeficiente de variação:	0,585
coeficiente de assimetria:	3,009

Posto pluviométrico: 14. Represa Guarapiranga 23.46.152

n	ano	vazão (m ³ /s)	n	ano	vazão (m ³ /s)
1.	1925	58,0	33	1957	67,8
2.	1926	80,0	34	1958	64,0
3.	1927	79,0	35	1959	68,8
4.	1928	90,0	36	1960	72,2
5.	1929	94,0	37	1961	74,8
6.	1930	99,0	38	1962	59,0
7.	1931	85,0	39	1963	56,4
8.	1932	73,0	40	1964	55,0
9.	1933	47,0	41	1965	47,0
10.	1934	66,0	42	1966	100,0
11.	1935	84,0	43	1967	72,6
12.	1936	52,0	44	1968	66,0
13.	1937	46,2	45	1969	91,4
14.	1938	76,1	46	1970	87,4
15.	1939	59,0	47	1971	94,0
16.	1940	96,4	48	1972	71,8
17.	1941	60,6	49	1973	48,6
18.	1942	46,6	50	1974	49,0
19.	1943	70,0	51	1975	80,8
20.	1944	88,0	52	1976	119,6
21.	1945	73,2	53	1977	85,6
22.	1946	56,4	54	1978	82,6
23.	1947	84,8	55	1979	32,2
24.	1948	80,0	56	1980	65,5
25.	1949	64,0	57	1981	52,0
26.	1950	61,4	58	1982	81,5
27.	1951	55,6	59	1983	100,0
28.	1952	60,2	60	1984	44,3
29.	1953	76,0	61	1985	60,0
30.	1954	68,8	62	1986	47,0
31.	1955	56,8	63	1987	112,5
32.	1956	69,0	64	1988	114,5

PARAMETROS ESTATISTICOS:

total de valores:	64
média:	71,6
desvio padrão:	18,6
coeficiente de variação:	0,260
coeficiente de assimetria:	0,433

Posto pluviométrico: 15. Itaquaquecetuba 23. 46. 194

n	ano	vazão (m ³ /s)	n	ano	vazão (m ³ /s)
1.	1928	56,0	31	1959	60,2
2.	1929	106,0	32	1960	73,0
3.	1930	49,0	33	1961	49,6
4.	1931	177,0	34	1962	93,0
5.	1932	84,0	35	1963	69,0
6.	1933	90,0	36	1964	60,0
7.	1934	60,0	37	1965	97,4
8.	1935	68,0	38	1966	60,6
9.	1936	60,0	39	1967	71,0
10.	1937	68,0	40	1968	54,5
11.	1938	60,0	41	1969	55,4
12.	1939	60,0	42	1970	69,2
13.	1940	73,6	43	1971	76,8
14.	1941	48,2	44	1972	63,4
15.	1942	97,0	45	1973	120,6
16.	1943	60,0	46	1974	71,1
17.	1944	78,0	47	1975	81,0
18.	1945	60,2	48	1976	88,6
19.	1946	82,2	49	1977	68,4
20.	1947	62,2	50	1978	60,8
21.	1948	78,0	51	1979	53,0
22.	1949	119,2	52	1980	57,5
23.	1950	53,0	53	1981	59,2
24.	1951	51,4	54	1982	91,0
25.	1952	40,2	55	1983	112,6
26.	1953	70,0	56	1984	62,6
27.	1954	52,4	57	1985	83,2
28.	1955	72,8	58	1986	53,0
29.	1956	77,0	59	1987	80,8
30.	1957	68,0	60	1988	93,2

PARAMETROS ESTATISTICOS:

total de valores:	60
média:	72,8
desvio padrão:	22,4
coeficiente de variação:	0,307
coeficiente de assimetria:	2,087

ANEXO 3
Programas de Computador

REQUESTED OPTIONS (EXECUTE): NODECK,NOLIST,LVL(77),OPT(O),LC(60),NOXREF,NOMAP,NOTERM

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHW

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....I

C*****
C*
C* UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANA
C* CURSO DE POS-GRADUACAO EM ENGENHARIA HIDRAULICA
C*
C* PROGRAMA : AJUSTES A SERIE SINTETICA GERADA
C* DE ACORDO COM AS DISTRIBUICOES
C* ... LOG-NORMAL A TRES PARAMETROS
C* ... PEARSON A TRES PARAMETROS
C* ... LOG-PEARSON A TRES PARAMETROS
C*
C* ORIENTADOR : HEINZ DIETER OSKAR AUGUST FILL
C* OR. COMPUT. : ELOY KAVISKI
C* PROGRAMADOR : CRISTOVAO V. S. FERNANDES
C*
C* - CURITIBA - OUTUBRO 1989 -
C*****

ISN 1 INTEGER * 4 N,NAM,ANELEM,NELEM(5),CODI
ISN 2 REAL * 4 CA,CV,MED
ISN 3 DATA NELEM /10,20,30,40,50/
C
C LEITURA DADOS INICIAIS
ISN 4 READ (5,*) CODI
ISN 5 READ (5,*) CA, CV, MED, NAM, N
C
C PROGRAMA PRINCIPAL
ISN 6 ANELEM = 50
ISN 7 IF (CODI.EQ.1) CALL RLN3P(CA,CV,MED,NAM,N,ANELEM,CODI)
ISN 9 IF (CODI.EQ.2) CALL RP3P(CA,CV,MED,NAM,N,ANELEM,CODI)
ISN 11 IF (CODI.EQ.3) CALL RLP3P(CA,CV,MED,NAM,N,ANELEM,CODI)
ISN 13 CALL AJUSTE(CA,CV,MED,CODI,NAM)
ISN 14 STOP
ISN 15 END

ISN 1 SUBROUTINE RLN3P(CA,CV,MED,NAM,N,ANELEM,CODI)
C*****
C* OBJETIVO - PROGRAMA PRINCIPAL PARA GERACAO DE NUMEROS ALEATORIOS*
C* ===== SEGUNDO LOG-NORMAL 3 PARAMETROS *
C*****
C DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN 2 INTEGER * 4 N,NAM,ANELEM,CODI,CHAVE
ISN 3 REAL * 4 CA,CV,MED,
1 XO,A,B
ISN 4 CALL CABECA(CODI)
ISN 5 CALL PARAM1(CODI,CA,CV,MED,A,B,XO,CHAVE)
ISN 6 CALL GERA1(A,B,XO,N,NAM,ANELEM)
ISN 7 RETURN
ISN 8 END

ISN 1 SUBROUTINE RP3P(CA,CV,MED,NAM,N,ANELEM,CODI)
C*****
C* OBJETIVO - PROGRAMA PRINCIPAL PARA GERACAO DE NUMEROS ALEATORIOS*
C* ===== SEGUNDO PEARSON - TYPE III *
C*****
C DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN 2 INTEGER * 4 N,NAM,ANELEM,CODI,CHAVE
ISN 3 REAL * 4 CA,CV,MED,
1 GAMA,A,B
ISN 4 CALL CABECA(CODI)
ISN 5 CALL PARAM2(CODI,CA,CV,MED,A,B,GAMA,CHAVE)
ISN 6 CALL GERA2(A,B,GAMA,N,NAM,ANELEM,CODI)
ISN 7 RETURN
ISN 8 END

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CH/

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....{(

```

ISN      1      SUBROUTINE RLP3P(CA,CV,MED,NAM,N,ANELEM,CODI)
C*****
C*      OBJETIVO - PROGRAMA PRINCIPAL PARA GERACAO DE NUMEROS ALEATORIOS*
C*      ===== SEGUNDO LOG-PEARSON - TYPE III *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      N,NAM,ANELEM,CODI,CHAVE
ISN      3      REAL * 4      CA,CV,MED,
1      GAMA,A,B

ISN      4      CALL CABECA(CODI)
ISN      5      CALL PARAM3(CODI,CA,CV,MED,A,B,GAMA,CHAVE)
ISN      6      CALL GERA2 (A,B,GAMA,N,NAM,ANELEM,CODI)
ISN      7      CALL GERA3 (CA,CV,MED,A,B,GAMA,N,NAM,ANELEM)

ISN      8      RETURN
ISN      9      END
  
```

```

ISN      1      SUBROUTINE CABECA(CODI)
C*****
C*      OBJETIVO - IMPRESSAO DE CABECALHO PADRAO *
C*      ===== *
C*****
C
ISN      2      INTEGER * 4      CODI

ISN      3      WRITE(6,1000)
ISN      4      WRITE(6,1001)
ISN      5      WRITE(6,1002)
ISN      6      IF (CODI.EQ.1) WRITE(6,1003)
ISN      8      IF (CODI.EQ.2) WRITE(6,1004)
ISN      10     IF (CODI.EQ.3) WRITE(6,1005)

C
C      DECLARACAO DOS FORMATOS
ISN      12     1000  FORMAT (1H1,/,/,40X,' CURSO DE POS-GRADUACAO EM ENGENHARIA HI',
1      'DRAULICA')
ISN      13     1001  FORMAT (40X,' ESTUDO DE VAZoes MAXIMAS ROBUSTAS')
ISN      14     1002  FORMAT (40X,' AUTOR : CRISTOVAO V. S. FERNANDES')
ISN      15     1003  FORMAT (40X,' GERACAO DE NUMEROS SEGUNDO A DISTRIBUICAO',/,
1      40X,' LOG-NORMAL A TRES PARAMETROS',/)
ISN      16     1004  FORMAT (40X,' GERACAO DE NUMEROS SEGUNDO A DISTRIBUICAO',/,
1      40X,' PEARSON - TYPE III ',/)
ISN      17     1005  FORMAT (40X,' GERACAO DE NUMEROS SEGUNDO A DISTRIBUICAO',/,
1      40X,' LOG-PEARSON - TYPE III ',/)

ISN      18     RETURN
ISN      19     END
  
```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST I
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(0) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(1) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHAI

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

```

ISN      1      SUBROUTINE PARAM1 (CODI,CA,CV,MED,A,B,XO,CHAVE )
C*****
C*      OBJETIVO :  CALCULO DOS PARAMETROS DA DISTRIBUICAO      *
C*      LOG-NORMAL A TRES PARAMETROS                          *
C*****
ISN      2      INTEGER * 4    CODI,CHAVE
ISN      3      REAL * 4      CA,CV,MED,VARQ,
1      XO,A,B,ALFA,SIGMA,MI,
2      AUX1,AUX2,AUX3,AUX4,AUX5,CTE1

C      CALCULO DO PARAMETRO A
ISN      4      CTE1 = 1./3.
ISN      5      AUX1 = 1. + ( CA*CA*0.5 )
ISN      6      AUX2 = ( ( AUX1*AUX1 ) - 1. ) ** 0.5
ISN      7      ALFA = ( ( AUX1+AUX2 ) ** CTE1 ) + ( ( AUX1-AUX2 ) ** CTE1 ) - 1.
ISN      8      AUX3 = ALOG (ALFA)
ISN      9      SIGMA = SQRT (AUX3)
ISN     10      IF (SIGMA.EQ.0.) GO TO 100
ISN     11      A = 1. / SIGMA

C      CALCULO DO PARAMETRO B
ISN     12      VARQ = CV*CV*MED*MED
ISN     13      AUX4 = ALFA*( ALFA - 1. )
ISN     14      AUX5 = ALOG( VARQ/AUX4 )
ISN     15      MI = AUX5 *0.5
ISN     16      B = - ( A*MI )
ISN     17      CHAVE = 1

C      CALCULO DO PARAMETRO XO
ISN     18      XO = MED - ( SQRT ( VARQ/ ( ALFA - 1. ) ) )

ISN     19      IF (CODI.EQ.0) GO TO 200
ISN     20      WRITE (6,1004) CA,CV,MED
ISN     21      WRITE (6,1005) A,B,XO
ISN     22      GO TO 200

ISN     23      100    CHAVE = 0
ISN     24      IF (CODI.EQ.0) GO TO 200
ISN     25      WRITE(6,1006) CA,CV,MED

ISN     26      1004  FORMAT ( 1X,' PARAMETROS DE ENTRADA',//,
1      3X,' COEF. DE ASSIMETRIA = ',F10.5,
1      3X,' COEF. DE VARIACAO = ',F10.5,
1      3X,' MEDIA = ',F10.5,/)

ISN     27      1005  FORMAT ( 1X,' PARAMETROS CALCULADOS ',//,
1      1X,' A =',F10.5,
1      1X,' B =',F10.5,
2      1X,' XO =',F10.5,3(//))

ISN     28      1006  FORMAT ( 1X,' PARAMETROS DE ENTRADA',//,
1      3X,' COEF. DE ASSIMETRIA = ',F10.5,
1      3X,' COEF. DE VARIACAO = ',F10.5,
1      3X,' MEDIA = ',F10.5,/,5X,' AMOSTRA NAO SE AJUSTA ',
1      ' A DISTRIBUICAO L. NORMAL 3 P.',/)

ISN     29      200    RETURN
ISN     30      END

```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODACK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHAF

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

```

ISN      1      SUBROUTINE GERA1 (A,B,XO,N,NAM,ANELEM)
C*****
C*      OBJETIVO :  GERACAO DE NUMEROS ALEATORIOS SEGUNDO      *
C*      A DISTRIBUICAO LOG-NORMAL A 3 PARAMETROS            *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      N,SEMENT,NAM,ANELEM,TOT
ISN      3      REAL * 4      XO,A,B,AUX1
ISN      4      COMMON/VAZAO/ X
ISN      5      REAL * 4      X(5000)

ISN      6      SEMENT = 123456789
ISN      7      CALL GERNAU (SEMENT,N)
ISN      8      CALL GERNAN (N)
ISN      9      TOT = NAM*ANELEM

ISN     10      DO 10 I = 1,TOT
ISN     11          AUX1 = ( X(I)-B ) / A
ISN     12          X(I) = XO+EXP(AUX1)
ISN     13      10  CONTINUE

ISN     14      RETURN
ISN     15      END
    
```

```

ISN      1      SUBROUTINE PARAM2 (CODI,CA,CV,MED,A,B,GAMA,CHAVE)
C*****
C*      OBJETIVO :  CALCULO DOS PARAMETROS DA DISTRIBUICAO      *
C*      PEARSON - TYPE III                                     *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      CODI,CHAVE
ISN      3      REAL * 4      CA,CV,MED,
ISN      4      1      A,B,GAMA

C      CALCULO DO PARAMETRO GAMA
ISN      4      IF( CA.EQ.O. OR . CV.EQ.O. OR . MED.EQ.O. ) GO TO 100
ISN      5      GAMA=4./(CA*CA)

C      CALCULO DO PARAMETRO A
ISN      6      A=2./(CA*CV*MED)

C      CALCULO DO PARAMETRO B
ISN      7      B=MED-(GAMA/A)
ISN      8      CHAVE = 1
ISN      9      IF (CODI.EQ.O) GO TO 200
ISN     10      WRITE (6,1004) CA,CV,MED
ISN     11      WRITE (6,1005) A,B,GAMA
ISN     12      GO TO 200

ISN     13      100  CHAVE = 0
ISN     14      IF (CODI.EQ.O) GO TO 200
ISN     15      WRITE (6,1006) CA,CV,MED

ISN     16      1004  FORMAT ( 1X, ' PARAMETROS DE ENTRADA',//,
ISN     17          1      3X, ' COEF. DE ASSIMETRIA = ',F10.5,
ISN     18          1      3X, ' COEF. DE VARIACAO = ',F10.5,
ISN     19          1      3X, ' MEDIA = ',F10.5,//)
ISN     20      1005  FORMAT ( 1X, ' PARAMETROS CALCULADOS ',//,
ISN     21          1      1X, ' A = ',F10.5,
ISN     22          1      1X, ' B = ',F10.5,
ISN     23          2      1X, ' GAMA = ',F10.5,3(//)
ISN     24      1006  FORMAT ( 1X, ' PARAMETROS DE ENTRADA',//,
ISN     25          1      3X, ' COEF. DE ASSIMETRIA = ',F10.5,
ISN     26          1      3X, ' COEF. DE VARIACAO = ',F10.5,
ISN     27          1      3X, ' MEDIA = ',F10.5,//,5X, 'AMOSTRA NAO SE AJUSTA ',
ISN     28          1      'A DISTRIBUICAO PEARSON 3 P.',//)

ISN     19      200  RETURN
ISN     20      END
    
```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST #
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHAR

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

```

ISN      1      SUBROUTINE GERA2 (A,B,GAMA,N,NAM,ANELEM,CODI)
C*****
C*      OBJETIVO :   GERACAO DE NUMEROS ALEATORIOS SEGUNDO
C*      A DISTRIBUICAO PEARSON TYPEIII
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 2      ERRO
ISN      3      INTEGER * 4      N,SEMENT,NAM,ANELEM,TOT,CODI
ISN      4      REAL * 4      GAMA,A,B,V,CHI,CHIA,CHA,
1      AUX1, AUX2, AUX3, AUX4
ISN      5      REAL * 16      RAUX1,RAUX2,P
ISN      6      COMMON /BLOC09/ XX,TAB
ISN      7      REAL * 4      XX(200), TAB(200)
ISN      8      COMMON/VAZAO/ X
ISN      9      REAL * 4      X(5000)

ISN      10     SEMENT = 123456789
ISN      11     TOT = NAM*ANELEM
ISN      12     V = 2.*GAMA
ISN      13     IF (GAMA .GE. 25.) GO TO 100
ISN      14     CALL GERNAU (SEMENT,N)
ISN      15     RAUX1 = V

ISN      16     IF (V .GT. 11.) CHA = 0.5
ISN      18     IF (V .LE. 11. .AND. V .GT. 7.) CHA = 0.25
ISN      20     IF (V .LE. 7. .AND. V .GT. 4.) CHA = 0.20
ISN      22     IF (V .LE. 4. .AND. V .GT. 2.) CHA = 0.15
ISN      24     IF (V .LE. 2.) CHA = 0.1

ISN      26     DO 5 I = 1 ,200
ISN      27     RAUX2 = I*CHA
ISN      28     CALL DCHIAC ( RAUX2,RAUX1,P,ERRO)
ISN      29     TAB(I) = P
ISN      30     XX (I) = RAUX2
ISN      31     5    CONTINUE

ISN      32     DO 10 I = 1,TOT
ISN      33     AUX1 = X(I)
ISN      34     CALL AINVC(AUX1,CHIA)
ISN      35     X(I) = ( CHIA/(2.*A) + B )
ISN      36     10  CONTINUE

ISN      37     GO TO 120
ISN      38     100  AUX2 = 2./((9.*V)
ISN      39     AUX3 = SQRT(AUX2)

ISN      40     CALL GERNAU (SEMENT,N)
ISN      41     CALL GERNAN (N)

ISN      42     DO 20 II =1,TOT
ISN      43     AUX4 = ( 1.- AUX2 + ( X(II)*AUX3 ) )
ISN      44     CHI = AUX4 * AUX4 * AUX4 * V
ISN      45     X(II) = ( CHI/(2.*A) + B )
ISN      46     20  CONTINUE

ISN      47     120  RETURN
ISN      48     END

```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGVL(77) NOFIPS FLAG(1) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHAF

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

```

ISN      1      SUBROUTINE PARAM3 (CODI,CA,CV,MED,A,B,GAMA,CHAVE )
C*****
C*      OBJETIVO :      CALCULO DOS PARAMETROS DA DISTRIBUICAO      *
C*      LOG-PEARSON - TYPE II      *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      CODI,CHAVE
ISN      3      REAL * 4      CA,CV,MED,
1      A,B,GAMA,C,AU,
2      BB,BBTES,K1,K2,K3,K4,
3      KK1,KK2,U1L,U2L,U3L,
4      AUX1,AUX2,AUX3,AUX4,AUX5,
5      AUX6,AUX7,AUX8,
6      ERRO,ALFAI,ALFAF,ALFAM,BETAK,GAMAK

C      INICIALIZACAO DAS VARIAVEIS
ISN      4      K1 = -0.23019
ISN      5      K2 = 1.65262
ISN      6      K3 = 0.20911
ISN      7      K4 = 0.04557
ISN      8      KK1 = -0.47157
ISN      9      KK2 = 1.99955
ISN     10      U1L = MED
ISN     11      U2L = ( CV*CV + 1. ) * MED * MED
ISN     12      U3L = ( (CV*CV*CV*CA) + (3.*CV*CV) + 1. ) * MED * MED

ISN     13      IF (U1L.LE.O. OR . U2L.LE.O. OR . U3L.LE.O. )
1THEN
ISN     14      WRITE(6,1007) U1L,U2L,U3L
ISN     15      1007      FORMAT (5X,'ERRO DADOS DE ENTRADA...', U1L=',F10.4,5X,
1      'U2L=',F10.4,5X,'U3L=',F10.4,///)
ISN     16      GO TO 150
ISN     17      ENDIF

ISN     18      AUX1 = ALOG(U1L)
ISN     19      AUX2 = ALOG(U2L)
ISN     20      AUX3 = ALOG(U3L)
ISN     21      BB = ( AUX3 - (3.*AUX1) ) / ( AUX2 - (2.*AUX1) )

ISN     22      IF (BB.LE.2.1) GO TO 150
ISN     23      IF (BB.LT.3.) GO TO 110
ISN     24      IF (BB.EQ.3.)
1THEN
ISN     25      WRITE(6,1008) BB
ISN     26      1008      FORMAT (5X,'ERRO BB=',F10.4,///)
ISN     27      GO TO 150
ISN     28      ENDIF

ISN     29      C = 1./(BB-3.)

C
C      CALCULO DO PARAMETRO ALFA EM FUNCAO DE B

```

```

*.....*...1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

ISN      30      IF (BB.GT.6.) GO TO 100
ISN      31      IF (BB.GT.3.5 .OR. BB.LE.6.) AU=K1+(K2*C)+(K3*C*C)-(K4*C*C*C)
ISN      33      IF (BB.GT.3.0 .OR. BB.LE.3.5) AU= KK1 + (KK2*C)

ISN      35      ALFA = 1./(AU+3.)
ISN      36      AUX4 = 1. -ALFA
ISN      37      AUX6 = AUX4 * AUX4
ISN      38      AUX8 = 1.- (2.*ALFA)
ISN      39      IF ((AUX6-AUX8).EQ.O.) GO TO 150
ISN      40      GO TO 130

ISN      41      110  ERRO = 0.0001
ISN      42      ALFAI = -1000.
ISN      43      ALFAF = -0.001

ISN      44      115  IF ( ABS( ALFAF-ALFAI) .LT. ERRO) GO TO 120
ISN      45      ALFAM = ( ALFAI + ALFAF ) * 0.5
ISN      46      AUX4 = 1. -ALFAM
ISN      47      AUX5 = AUX4*AUX4*AUX4
ISN      48      AUX6 = AUX4 * AUX4
ISN      49      AUX7 = 1.- (3.*ALFAM)
ISN      50      AUX8 = 1.- (2.*ALFAM)
ISN      51      BBTES = ALOG (AUX5/AUX7) / ALOG(AUX6/AUX8)
ISN      52      IF (BBTES.GE.BB)
ISN      53      1THEN
ISN      54      ALFAF=ALFAM
ISN      55      ELSE
ISN      56      ALFAI=ALFAM
ISN      57      ENDF
ISN      58      GO TO 115
ISN      59      120  ALFA = ALFAM
ISN      60      130  BETAK = ( AUX2-(2.*AUX1) ) / ( ALOG(AUX6)-ALOG(AUX8) )

ISN      61      GAMAK = AUX1 + ( BETAK*ALOG(AUX4) )

ISN      62      IF (ALFA.EQ.O.)
ISN      63      1THEN
ISN      64      WRITE(6,1009) ALFA
ISN      65      FORMAT (5X,'ERRO ALFA=',F10.4,///)
ISN      66      GO TO 150
ISN      67      ENDF

ISN      68      A=1/ALFA
ISN      69      B=GAMAK
ISN      70      GAMA=BETAK

ISN      71      CHAVE = 1
ISN      72      IF (CODI.EQ.O) GO TO 200

ISN      73      WRITE (6,1004) CA,CV,MED
ISN      74      WRITE (6,1005) A,B,GAMA
ISN      75      GO TO 200

ISN      76      CHAVE = 0
ISN      77      IF (CODI.EQ.O) GO TO 200
ISN      78      WRITE(6,1113) CA,CV,MED

ISN      79      1004  FORMAT ( 1X,' PARAMETROS DE ENTRADA',//,
ISN      80      1      3X,' COEF. DE ASSIMETRIA = ',F10.5,
ISN      81      1      3X,' COEF. DE VARIACAO = ',F10.5,
ISN      82      1      3X,' MEDIA = ',F10.5,//)
ISN      83      1005  FORMAT ( 1X,' PARAMETROS CALCULADOS ',//,
ISN      84      1      1X,' A =',F10.5,
ISN      85      1      1X,' B =',F10.5,
ISN      86      2      1X,' GAMA =',F10.5,3(//)

ISN      87      RETURN
ISN      88      1113  FORMAT ( 1X,' PARAMETROS DE ENTRADA',//,
ISN      89      1      3X,' COEF. DE ASSIMETRIA = ',F10.5,
ISN      90      1      3X,' COEF. DE VARIACAO = ',F10.5,
ISN      91      1      3X,' MEDIA = ',F10.5,//,5X,'AMOSTRA NAO SE AJUSTA ',
ISN      92      1      'A DISTRIBUICAO PEARSON 3 P.',//)

ISN      93      100  WRITE(6,1006)
ISN      94      1006  FORMAT (10X,' ERRO DO PROGRAMA')
ISN      95      200  RETURN
ISN      96      END

```


OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHA

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....Ei

ISN 1

```

SUBROUTINE GERNAN(N)
C*****
C*
C*          SUB-ROTINA..... GERNAN
C*          AUTOR..... E. KAVISKI
C*
C*  OBJETIVO - GERACAO DE PARES DE NUMEROS ALEATORIOS NORMAIS,
C*  ===== A PARTIR DE PARES DE NUMEROS ALEATORIOS UNIFORMES(ENTRE 0 E 1).
C*
C*
C*  PARAMETROS
C*  =====
C*
C*  NOME      ATRIBUTO  E/S      D E S C R I C A O
C*  -----  -
C*  N          INTEGER*4  E      NUMERO DE NUMEROS ALEATORIOS NORMAIS
C*                                     QUE DEVERAO SER GERADOS(DEVENDO SER
C*                                     PAR).
C*
C*  R          REAL*4     E/S     VETOR DE TAMANHO N,QUE CONTEM NA EN-
C*                                     TRADA OS NUMEROS ALEATORIOS UNIFORMES,
C*                                     TENDO COMO SAIDA OS NUMEROS
C*                                     ALEATORIOS NORMAIS.
C*
C*****
C
```

ISN 2

```

INTEGER*4      N
REAL*4         Y
COMMON/VAZAO/ X
REAL * 4       X(5000)
```

ISN 3

```

REAL*4
```

ISN 4

```

COMMON/VAZAO/ X
```

ISN 5

```

REAL * 4       X(5000)
```

ISN 6

```

REAL*8        Z,
1             DOISPI/O.6283185308D1/
```

ISN 7

```

DO 10 I = 2, N, 2
```

ISN 8

```

Y = SQRT(-2.0*ALOG(X(I-1)))
Z = DOISPI*X(I)
```

ISN 9

```

Z = DOISPI*X(I)
```

ISN 10

```

X(I-1) = Y*DCOS(Z)
```

ISN 11

```

X(I) = Y*DSIN(Z)
```

ISN 12

```

CONTINUE
```

ISN 13

```

RETURN
```

ISN 14

```

END
```

STATISTICS SOURCE STATEMENTS = 14, PROGRAM SIZE = 1032 BYTES, PROGRAM NAME = GERNAN PAGE

STATISTICS NO DIAGNOSTICS GENERATED.

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHA

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8}

```

ISN      1      SUBROUTINE ESTATI (NAM,ANELEM)
C*****
C*      OBJETIVO - CALCULO DA MEDIA , DESVIO PADRAO E DO COEFICIENTE      *
C*      ===== DE ASSIMETRIA                                          *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER*4      NAM,ANELEM
ISN      3      REAL * 4      S1,S2,S3,S4,
                2      AUX1,AUX2,AUX3,AUX4,AUX5,
                3      AUX6,AUX7,AUX8,AUX9,AUX10
ISN      4      COMMON/VAZAO/ X
ISN      5      REAL * 4      X(5000)
ISN      6      COMMON/BLOCO1/ XA,DPA,CASS,CURT,CVAR
ISN      7      REAL * 4      XA(150), DPA(150), CASS(150),
                1      CURT(150), CVAR(150)
ISN      8      DO 5 I = 1,NAM
ISN      9      S1 = 0.
ISN     10      S2 = 0.
ISN     11      S3 = 0.
ISN     12      S4 = 0.
ISN     13      DO 10 J = 1,ANELEM
ISN     14      AUX1 = ( I-1 ) * ANELEM + J
ISN     15      S1 = S1 + X(AUX1)
ISN     16      S2 = S2 + X(AUX1)* X(AUX1)
ISN     17      S3 = S3 + X(AUX1)* X(AUX1)* X(AUX1)
ISN     18      S4 = S4 + X(AUX1)* X(AUX1)* X(AUX1)* X(AUX1)
ISN     19      10 CONTINUE

C      CALCULO DA MEDIA ARITMETICA
ISN     20      XA(I) = S1/ANELEM
C      CALCULO DA DESVIO PADRAO
ISN     21      VARA = (S2 -( ANELEM*XA(I)*XA(I) )) / ( ANELEM-1)
ISN     22      DPA(I) = SQRT(VARA)
C      CALCULO DO COEFICIENTE DE VARIACAO
ISN     23      CVAR(I) = DPA(I) / XA(I)

C      CALCULO DO COEFICIENTE DE ASSIMETRIA
C      E
C      COEFICIENTE DE KURTOSIS
ISN     24      AUX2 = 2.*ANELEM*XA(I)*XA(I)*XA(I)
ISN     25      AUX3 = 3.*XA(I)*S2
ISN     26      AUX4 = DPA(I)*DPA(I)*DPA(I)
ISN     27      AUX5 = FLOAT(ANELEM)/FLOAT( ( ANELEM-1)*(ANELEM-2) )
ISN     28      CASS(I) = ( (S3-AUX3+AUX2) *AUX5) / AUX4

ISN     29      AUX6 = AUX4*DPA(I)
ISN     30      AUX7 = AUX5/ (ANELEM-3)
ISN     31      AUX8 = 4.*XA(I)*S3
ISN     32      AUX9 = 3.*XA(I)*XA(I)*S2
ISN     33      AUX10 = 3.*ANELEM*XA(I)*XA(I)*XA(I)*XA(I)

ISN     34      CURT(I) = ( S4-AUX8+AUX9-AUX10 ) *AUX7/AUX6

ISN     35      5 CONTINUE

ISN     36      RETURN
ISN     37      END

```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST N
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHAF

.....1.....2.....3.....4.....5.....6.....7......8

```

ISN      1      SUBROUTINE AINVC (AUX1,CHIA)
ISN      2      REAL * 4      AUX1,CHIA,A,B,C,D
ISN      3      COMMON /BLOC09/ XX,TAB
ISN      4      REAL * 4      XX(200), TAB(200)

ISN      5      IF ( AUX1 .EQ. O. )
ISN      6      1 THEN
ISN      7          CHIA = O.
ISN      8          RETURN
ISN      9      ENDIF

ISN      9      DO 10 I = 1,199

ISN     10      IF ( AUX1 .LE. TAB(I+1) )
ISN     11      1 THEN
ISN     12          A=XX(I)
ISN     13          B=XX(I+1)
ISN     14          C=TAB(I)
ISN     15          D=TAB(I+1)
ISN     16          CHIA = ( (B-A) * (AUX1-C) / (D-C) ) + A
ISN     17          RETURN
ISN     18      ENDIF

ISN     19      SUBROUTINE AJUSTE (CA,CV,MED,CODI,NAM)
C*****
C*      OBJETIVO - SUB-ROTINA PRINCIPAL PARA AJUSTE DAS DISTRIBUICOES *
C*      ===== LOG-NORMAL 3P, PEARSON, LOG-PEARSON, EXPONENCIAL E *
C*      GUMBEL, EM FUNCAO DOS NUMEROS ALEATORIOS GERADOS *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN     20      INTEGER * 4      NAM,CODI
ISN     21      REAL * 4      CA,CV,MED

ISN     22      IF (CODI.EQ.1) CALL LNORMA (CA,CV,MED,CODI,NAM)
ISN     23      IF (CODI.EQ.2) CALL PEARSO (CA,CV,MED,CODI,NAM)
ISN     24      IF (CODI.EQ.3) CALL LPEARS (CA,CV,MED,CODI,NAM)

ISN     25      RETURN
ISN     26      END
    
```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST #
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(7) NOFIPS FLAG(1) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHAF

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

```

ISN      1      SUBROUTINE LNORMA (CA,CV,MED,CODI,NAM)
C*****
C*      OBJETIVO - AJUSTE DE AMOSTRAS CUJOS NUMEROS ESTAO DISTRIBUIDOS *
C*      ===== DE ACORDO COM A LOG-NORMAL DE TRES PARAMETROS *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      NAM,CODI,TOT,CHAVE,CONT,IND,
1          ANELEM,NELEM(5)
ISN      3      REAL * 4      CA,CV,MED,
1          LCAS,LCV,LMED,A,B,XO
ISN      4      COMMON/BLOC23/ CC1,CC2,CC3,CC4,CC5,CC6
ISN      5      REAL * 4      CC1(4,5),CC2(4,5),CC3(4,5),
1          CC4(4,5),CC5(4,5),CC6(4,5)
ISN      6      DATA NELEM /10,20,30,40,50/

ISN      7      DO 132 IND = 1,4
ISN      8          DO 133 J = 1,5
ISN      9              CC1(IND,J)=0.0
ISN     10              CC2(IND,J)=0.0
ISN     11              CC3(IND,J)=0.0
ISN     12              CC4(IND,J)=0.0
ISN     13              CC5(IND,J)=0.0
ISN     14              CC6(IND,J)=0.0
ISN     15      133      CONTINUE
ISN     16      132      CONTINUE
C
C          CALCULO DOS VALORES TEORICOS
C          PARA DETERMINADO (TR)
ISN     17      CALL CABECA (CODI)
ISN     18      CALL PARAM1 (CODI,CA,CV,MED,A,B,XO,CHAVE)
ISN     19      CALL GERALN (A,B,XO)

C          AJUSTES DAS DISTRIBUICOES EM
C          ESTUDO CONSIDERANDO A VARIACAO
C          COM O NUMERO DE ELEMENTOS EM
C          CADA SUB-AMOSTRA

ISN     20      DO 10 II = 1,5

ISN     21          ANELEM = NELEM(II)
ISN     22          WRITE(6,1000) ANELEM,CA,CV,MED
ISN     23          CALL ESTATI (NAM,ANELEM)

C          PEARSON A TRES PARAMETROS ... METODO DOS MOMENTOS
ISN     24      IND = 1
ISN     25      CODI = 0
ISN     26      WRITE(6,1002)
ISN     27      CALL AJP3P (NAM,CODI,CONT)
ISN     28      CALL TESTE (CA,CV,MED,NAM,ANELEM,CONT,IND)

C          LOG-PEARSON A TRES PARAMETROS ... METODO DOS MOMENTOS

ISN     29      IND = 2
ISN     30      CODI = 0
ISN     31      WRITE(6,1005)
ISN     32      CALL AJLP3P(NAM,CODI,CONT)
ISN     33      CALL TESTE (CA,CV,MED,NAM,ANELEM,CONT,IND)

ISN     34      CALL IMPRE (CA,CV,MED,NAM,ANELEM)

ISN     35      10      CONTINUE
C
C          DECLARACAO DOS FORMATOS
ISN     36      1000  FORMAT (//,40X,' CARACTERISTICAS DA POPULACAO',
1          //,40X,' ANALISE PARA SUBAMOSTRAS COM',I4,
2          ' ELEMENTOS',///,5X,' COEF. ASSIM: ',F7.4,3X,
3          ' COEF. VARIACAO :',F7.4,3X,' MEDIA: ',F7.4,3(//) )
ISN     37      1002  FORMAT(5X,' AJUSTE PEARSON A TRES PARAMETROS',3(//).4X,
1          'X(TR)',5X,'10',5X,'100',5X,'1000',5X,'10000',5X,'100000',
2          2(//) )
ISN     38      1005  FORMAT(5X,' AJUSTE LOG-PEARSON TYPE III',3(//).4X,
1          'X(TR)',5X,'10',5X,'100',5X,'1000',5X,'10000',5X,'100000',
2          2(//) )

ISN     39      RETURN
ISN     40      END
    
```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(0) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHA

.....1.....2.....3.....4.....5.....6.....7......8

```

ISN      1      SUBROUTINE GERALN (A,B,XO)
C*****
C*      OBJETIVO :   CALCULO DE VALORES, SEGUNDO LOG-NORMAL A   *
C*                  3 PARAMETROS, PARA OS TEMPO DE RECURRENCIA *
C*                  FIXADOS, CONSIDERANDO TODA A AMOSTRA.      *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      REAL * 4      T(5),
                1      XO,A,B,AUX1
ISN      3      REAL * 16     Q,AX
ISN      4      COMMON/BLOC05/ VT
ISN      5      REAL * 4      VT(5)
ISN      6      DATA T/10.,100.,1000.,10000.,100000./

ISN      7      DO 10 I = 1,5
ISN      8          Q = 1./T(I)
ISN      9          CALL IGAUSS(Q,AX)
ISN     10          AUX1 = ( AX-B ) / A
ISN     11          VT(I) = XO+EXP(AUX1)
ISN     12      10 CONTINUE
C
C      IMPRESSAO DOS RESULTADOS
ISN     13      WRITE(6,1000)
ISN     14      WRITE(6,1001)( VT(I),I=1,5 )
ISN     15      WRITE(6,1002)
ISN     16      1000  FORMAT(3(/),5X,' VALORES TEORICOS..AMOSTRA COM 5000 ELEMENTOS',
                1      3(/) )
ISN     17      1001  FORMAT(6X,'X(TR)',8X,'10',8X,'100',8X,'1000',8X,'10000',
                1      8X,'100000',/,16X,5(F7.4,5X))
ISN     18      1002  FORMAT(1H1,/,40X,' CURSO DE POS-GRADUACAO EM ENGENHARIA HI',
                1      'DRAULICA',/,
                2      40X,' ESTUDO DE VAZoes MAXIMAS ROBUSTAS',/,
                1      40X,' AUTOR : CRISTOVAO V. S. FERNANDES',/)

ISN     19      RETURN
ISN     20      END
    
```

STATISTICS SOURCE STATEMENTS = 20, PROGRAM SIZE = 1488 BYTES, PROGRAM NAME = GERALN PAGE

STATISTICS NO DIAGNOSTICS GENERATED.

GERALN END OF COMPILATION 18 *****

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHA

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

```

ISN      1      SUBROUTINE AJP3P (NAM,CODI,CONT)
C*****
C*      OBJETIVO :  AJUSTE DA DISTRIBUICAO      *
C*      PEARSON A 3 PARAMETROS                *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      NAM,CODI,CONT,NCONT,CHAVE
ISN      3      REAL * 4      GAMA,A,B,T(5),T1(5)
ISN      4      REAL * 16     Q,AX,V,CHI
ISN      5      COMMON/BLOC01/  XA,DPA,CASS,CURT,CVAR
ISN      6      REAL * 4      XA(150),DPA(150),CASS(150).
ISN      7      1          CURT(150),CVAR(150)
ISN      8      COMMON/BLOC06/  RES
ISN      9      REAL * 4      RES(100,5)
ISN      10     DATA T/10.,100.,1000.,10000.,100000./

ISN      10     NCONT = 0
ISN      11     DO 5 I =1,NAM
ISN      12     CALL PARAM2(CODI,CASS(I),CVAR(I),XA(I),A,B,GAMA,CHAVE)
ISN      13     V = 2. * GAMA
C.....
ISN      14     IF ( A.LT.O.)
ISN      15     1      THEN
ISN      16     DO 1 K = 1,5
ISN      17     T1(K) = 1./T(K)
ISN      18     CONTINUE
ISN      19     ELSE
ISN      20     DO 2 K = 1,5
ISN      21     T1(K) = 1.-1./T(K)
ISN      22     2      CONTINUE
ISN      23     ENDIF
C.....
ISN      24     IF (CHAVE.EQ.O)
ISN      25     1      THEN
ISN      26     NCONT = NCONT +1
ISN      27     DO 10 J = 1,5
ISN      28     RES(I,J) = 0.
ISN      29     10     CONTINUE
ISN      30     GO TO 5
ISN      31     ENDIF
C.....
ISN      32     DO 15 J = 1,5
ISN      33     Q=T1(J)
ISN      34     IF ( Q.GE.O.5) GO TO 111
ISN      35     CALL IGAUSS( Q,AX)
ISN      36     AX=-AX
ISN      37     GO TO 222
ISN      38     111     CALL IGAUSS(1.-Q,AX)
ISN      39     222     CALL INVCHI(V,AX,Q,CHI)
ISN      40     RES(I,J)= ( CHI/(2.*A) + B
ISN      41     15     CONTINUE

ISN      42     5      CONTINUE
ISN      43     CONT = NAM - NCONT

ISN      44     IMOO = 1
ISN      45     IF (IMOO.EQ.1) GO TO 100
C
C      IMPRESSAO DOS RESULTADOS
ISN      46     DO 99 I =1,100
ISN      47     WRITE(6,1111) I,(RES(I,J),J=1,5)
ISN      48     1111     FORMAT (5X,I4,2X,5(F7.4,3X) )
ISN      49     99     CONTINUE
ISN      50     100     WRITE (6,1112) CONT , NCONT
ISN      51     1112     FORMAT (/,5X,56('*'),/,3X,'AJUSTES POSSIVEIS :',I4,/,3X,
ISN      52     1      'AJUSTES INDETERMINADOS :',I4,/)

ISN      53     RETURN
ISN      54     END

```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHAF

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

```

ISN      1      SUBROUTINE AJLP3P (NAM,CODI,CONT)
C*****
C*      OBJETIVO : AJUSTE DA DISTRIBUICAO *
C*      LOG-PEARSON A 3 PARAMETROS *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      NAM,CODI,CONT,NCONT,CHAVE
ISN      3      REAL * 4      GAMA, A, B, AAX, T(5), T1(5)
ISN      4      REAL * 16     Q,AX,V,CHI
ISN      5      COMMON/BLOCO1/ XA,DPA,CASS,CURT,CVAR
ISN      6      REAL * 4      XA(150), DPA(150), CASS(150),
1          CURT(150), CVAR(150)
ISN      7      COMMON/BLOCO6/ RES
ISN      8      REAL * 4      RES(100,5)
ISN      9      DATA T/10.,100.,1000.,10000.,100000./

ISN     10      NCONT = 0
ISN     11      DO 5 I =1,NAM
C          CASS (I) = 1.8
ISN     12      CALL PARAM3(CODI,CASS(I),CVAR(I),XA(I),A,B,GAMA,CHAVE)
ISN     13      V = 2. * GAMA
C.....
ISN     14      C.....
1          IF ( A.LT.O.)
ISN     15      1      THEN
ISN     16      DO 1 K = 1,5
ISN     17      T1(K) = 1./T(K)
ISN     18      1      CONTINUE
ISN     19      ELSE
ISN     20      DO 2 K = 1,5
ISN     21      T1(K) = 1.-1./T(K)
ISN     22      2      CONTINUE
ISN     23      ENDIF
C.....
ISN     24      C.....
1          IF (CHAVE.EQ.O)
ISN     25      1      THEN
ISN     26      NCONT = NCONT +1
ISN     27      DO 10 J = 1,5
ISN     28      RES(I,J) = 0.
ISN     29      10      CONTINUE
ISN     30      GO TO 5
ISN     31      ENDIF
C.....
ISN     32      C.....
DO 15 J = 1,5
ISN     33      Q=T1(J)
ISN     34      IF(Q.GT.O.5) GO TO 111
ISN     35      CALL IGAUSS( Q,AX)
ISN     36      AX = -AX
ISN     37      GO TO 222
ISN     38      111      CALL IGAUSS(1.-Q,AX)
ISN     39      222      CALL INVCHI(V,AX,Q,CHI)
ISN     40      AAX = ( CHI/(2.*A) + B )
ISN     41      RES(I,J) = EXP (AAX)
ISN     42      15      CONTINUE

ISN     43      5      CONTINUE
ISN     44      CONT = NAM - NCONT

ISN     45      IMOO = 1
ISN     46      IF (IMOO.EQ.1) GO TO 100
C
C      IMPRESSAO DOS RESULTADOS
ISN     47      DO 99 I =1,100
ISN     48      WRITE(6,1111) I,(RES(I,J),J=1,5)
ISN     49      1111      FORMAT (5X,I4,2X,5(F7.4,3X) )
ISN     50      99      CONTINUE
ISN     51      100      WRITE (6,1112) CONT , NCONT
ISN     52      1112      FORMAT (/ ,5X,56(' '),/,3X,'AJUSTES POSSIVEIS :',I4,/,3X,
1          'AJUSTES INDETERMINADOS :',I4,/)

ISN     53      RETURN
ISN     54      END
    
```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST " NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL OPT(O) LANGVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHA

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

```

ISN      1      SUBROUTINE TESTE ( CA,CV,MED,NAM,ANELEM,CONT,IND)
C*****
C*      OBJETIVO :   AVALIACAO DA ROBUSTEZ
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4   NAM,ANELEM,CONT,CONT1,CONT2,IND
ISN      3      REAL * 4      CA,CV,MED,
3      SUM,SUM1,SUM2
ISN      4      COMMON/BLOC05/ VT
ISN      5      REAL * 4      VT(5)
ISN      6      COMMON/BLOC06/ RES
ISN      7      REAL * 4      RES(100,5)
ISN      8      COMMON/BLOC23/ CC1,CC2,CC3,CC4,CC5,CC6
ISN      9      REAL * 4      CC1(4,5),CC2(4,5),CC3(4,5),
1      CC4(4,5),CC5(4,5),CC6(4,5)
C
C      E(Q)-QT ==> CC(1)
C
ISN      10     DO 10 I = 1,5
ISN      11     SUM = 0.
ISN      12     DO 20 J = 1,NAM
ISN      13     SUM = SUM + RES(J,I)
ISN      14     20     CONTINUE
ISN      15     CC1(IND,I) = ABS(SUM/CONT - VT(I))
ISN      16     10     CONTINUE
C
C      (QEST-QT)/N ==> CC(2)
C
ISN      17     DO 30 I = 1,5
ISN      18     SUM1 = 0.
ISN      19     SUM2 = 0.
ISN      20     DO 40 J = 1,NAM
ISN      21     SUM1 = SUM1 + ( RES(J,I)-VT(I) )
ISN      22     SUM2 = SUM2 + ( ( RES(J,I)-VT(I) )*( RES(J,I) -VT(I) ) )
ISN      23     40     CONTINUE
ISN      24     CC2(IND,I) = ABS(SUM1/CONT)
ISN      25     CC3(IND,I) = SUM2/CONT
ISN      26     30     CONTINUE
C
C      Q (TR) EST. ==> QTEOR. ==> CC(I)
C
C      Q(100) < Q(10)      CC4
C      Q(1000) < Q(100)   CC5
C      Q(10000) < Q(1000) CC6
C
ISN      27     DO 50 I = 2,4
ISN      28     CONT1 = 0.
ISN      29     CONT2 = 0.
ISN      30     DO 60 J = 1,100
ISN      31     IF (RES(J,I) .LE. VT(I-1) ) CONT1 = CONT1 + 1
ISN      33     IF (RES(J,I) .GE. VT(I+1) ) CONT2 = CONT2 + 1
ISN      35     60     CONTINUE
ISN      36     CC4(IND,I) = FLOAT(CONT1)/FLOAT(CONT)
ISN      37     CC5(IND,I) = FLOAT(CONT2)/FLOAT(CONT)
ISN      38     CC6(IND,I) = (100. - CONT1 - CONT2)/FLOAT(CONT)
ISN      39     50     CONTINUE
ISN      40     RETURN
ISN      41     END
    
```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LONGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHA

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

```

ISN      1      SUBROUTINE IMPRE ( CA, CV, MED, NAM, ANELEM)
C*****
C*      OBJETIVO :      AVALIACAO DA ROBUSTEZ      *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS

ISN      2      INTEGER * 4      NAM, ANELEM, IND
ISN      3      REAL * 4      CA, CV, MED, T(5)
ISN      4      COMMON/BLOC23/ CC1, CC2, CC3, CC4, CC5, CC6
ISN      5      REAL * 4      CC1(4,5), CC2(4,5), CC3(4,5),
1      CC4(4,5), CC5(4,5), CC6(4,5)
ISN      6      DATA T/10., 100., 1000., 10000., 100000./

ISN      7      WRITE(6,999) CA, CV, MED
ISN      8      WRITE(6,998) ANELEM, NAM
ISN      9      DO 5 J = 2,4

ISN     10      WRITE(6,1000) T(J)
ISN     11      IND = 1

ISN     12      WRITE(6,1001) CC1(IND,J), CC2(IND,J), CC3(IND,J),
1      CC4(IND,J), CC5(IND,J), CC6(IND,J)
ISN     13      WRITE(6,1002) CC1(IND+1,J), CC2(IND+1,J), CC3(IND+1,J),
1      CC4(IND+1,J), CC5(IND+1,J), CC6(IND+1,J)
ISN     14      WRITE(6,1003) CC1(IND+2,J), CC2(IND+2,J), CC3(IND+2,J),
1      CC4(IND+2,J), CC5(IND+2,J), CC6(IND+2,J)
ISN     15      WRITE(6,1004) CC1(IND+3,J), CC2(IND+3,J), CC3(IND+3,J),
1      CC4(IND+3,J), CC5(IND+3,J), CC6(IND+3,J)

ISN     16      5      CONTINUE
C
C      DECLARACAO DOS FORMATOS
ISN     17      999      FORMAT(1H1, //, 40X, ' CURSO DE POS-GRADUACAO EM ENGENHARIA HI',
1      ' DRAULICA', /,
1      40X, ' ESTUDO DE VAZoes MAXIMAS ROBUSTAS', /,
1      40X, ' AUTOR : CRISTOVAO V. S. FERNANDES', /,
1      40X, ' RESUMO FINAL - ANALISE DA ROBUSTEZ', ///,
1      1X, ' PARAMETROS DE ENTRADA', /,
1      3X, ' COEF. DE ASSIMETRIA = ', F10.5,
1      3X, ' COEF. DE VARIACAO = ', F10.5,
1      3X, ' MEDIA = ', F10.5, //)
ISN     18      998      FORMAT(3X, ' AMOSTRAS COM ', I4, ' ELEMENTOS ', /,
1      3X, ' N. DE AMOSTRAS ', I4, /)
ISN     19      1000     FORMAT(//, 25X, ' TEMP.RECORRENCIA = ', F9.2, //,
1      11X, 'CC1', 5X, 'CC2', 5X, 'CC3', 5X, 'CC4', 5X, 'CC5', 5X, 'CC6', //)
ISN     20      1001     FORMAT ( 5X, ' P3P', 1X, 6(F6.3, 2X) )
ISN     21      1002     FORMAT ( 5X, ' LP3P', 1X, 6(F6.3, 2X) )
ISN     22      1003     FORMAT ( 5X, ' EXPO', 1X, 6(F6.3, 2X) )
ISN     23      1004     FORMAT ( 5X, ' LN2P', 1X, 6(F6.3, 2X) )

ISN     24      RETURN
ISN     25      END
    
```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHA

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

```

ISN      1      SUBROUTINE PEARSO (CA,CV,MED,CODI,NAM)
C*****
C*      OBJETIVO - AJUSTE DE AMOSTRAS CUJOS NUMEROS ESTAO DISTRIBUIDOS *
C*      ===== DE ACORDO COM A LOG-NORMAL DE TRES PARAMETROS *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      NAM,CODI,TOT,CHAVE,CONT,IND,
1          ANELEM,NELEM(5)
ISN      3      REAL * 4      CA,CV,MED,
1          LCAS,LCV,LMED,A,B,GAMA
ISN      4      COMMON/BLOC23/ CC1,CC2,CC3,CC4,CC5,CC6
ISN      5      REAL * 4      CC1(4,5),CC2(4,5),CC3(4,5),
1          CC4(4,5),CC5(4,5),CC6(4,5)
ISN      6      DATA NELEM /10,20,30,40,50/

ISN      7      DO 132 IND = 1,4
ISN      8          DO 133 J = 1,5
ISN      9              CC1(IND,J)=0.0
ISN     10              CC2(IND,J)=0.0
ISN     11              CC3(IND,J)=0.0
ISN     12              CC4(IND,J)=0.0
ISN     13              CC5(IND,J)=0.0
ISN     14              CC6(IND,J)=0.0
ISN     15      133      CONTINUE
ISN     16      132      CONTINUE
C
C      CALCULO DOS VALORES TEORICOS
C      PARA DETERMINADO (TR)
ISN     17      CALL CABECA (CODI)
ISN     18      CALL PARAM2 (CODI,CA,CV,MED,A,B,GAMA,CHAVE)
ISN     19      CALL GERAP (A,B,GAMA)
C
C      AJUSTES DAS DISTRIBUICOES EM
C      ESTUDO CONSIDERANDO A VARIACAO
C      COM O NUMERO DE ELEMENTOS EM
C      CADA SUB-AMOSTRA

ISN     20      DO 10 II = 1,5

ISN     21          ANELEM = NELEM(II)
ISN     22          WRITE(6,1000) ANELEM,CA,CV,MED
ISN     23          CALL ESTATI (NAM,ANELEM)

C      PEARSON A TRES PARAMETROS ... METODO DOS MOMENTOS
ISN     24      IND = 1
ISN     25      CODI = 0
ISN     26      WRITE(6,1002)
ISN     27      CALL AJP3P (NAM,CODI,CONT)
ISN     28      CALL TESTE (CA,CV,MED,NAM,ANELEM,CONT,IND)
C      LOG-PEARSON A TRES PARAMETROS ... METODO DOS MOMENTOS
ISN     29      IND = 2
ISN     30      CODI = 0
ISN     31      WRITE(6,1005)
ISN     32      CALL AJLP3P(NAM,CODI,CONT)
ISN     33      CALL TESTE (CA,CV,MED,NAM,ANELEM,CONT,IND)

ISN     34      CALL IMPRE ( CA,CV,MED,NAM,ANELEM)

ISN     35      10      CONTINUE
C
C      DECLARACAO DOS FORMATOS
ISN     36      1000      FORMAT (//,40X,' CARACTERISTICAS DA POPULACAO',
1          //,40X,' ANALISE PARA SUBAMOSTRAS COM',I4,
2          ' ELEMENTOS',///,5X,' COEF. ASSIM: ',F7.4,3X,
3          'COEF. VARIACAO :',F7.4,3X,' MEDIA: ',F7.4,3(//) )
ISN     37      1002      FORMAT(5X,' AJUSTE PEARSON A TRES PARAMETROS',3(//),4X,
1          'X(TR)',5X,' 10',5X,' 100',5X,' 1000',5X,' 10000',5X,' 100000',
2          2(//) )
ISN     38      1005      FORMAT(5X,' AJUSTE LOG-PEARSON TYPE III',3(//),4X,
1          'X(TR)',5X,' 10',5X,' 100',5X,' 1000',5X,' 10000',5X,' 100000',
2          2(//) )

ISN     39      RETURN
ISN     40      END
    
```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST N
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHAR

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

```

ISN      1      SUBROUTINE GERAP ( A, B, GAMA)
C*****
C*      OBJETIVO :   CALCULO DE VALORES,   SEGUNDO   PEARSON   *
C*      3 PARAMETROS, PARA OS TEMPO DE RECORRENCIA   *
C*      FIXADOS.   *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      REAL * 4      T(5),T1(5),
1          GAMA, A, B
ISN      3      REAL * 16     Q, AX, V, CHI
ISN      4      COMMON/BLOC05/ VT
ISN      5      REAL * 4      VT(5)
ISN      6      DATA T/10., 100., 1000., 10000., 100000./

ISN      7      V = 2. * GAMA
ISN      8      IF ( A.LT.O.)
1          THEN
ISN      9          DO 1 K = 1,5
ISN     10          T1(K) = 1./T(K)
ISN     11      1      CONTINUE
ISN     12          ELSE
ISN     13          DO 2 K = 1,5
ISN     14          T1(K) = 1.-1./T(K)
ISN     15      2      CONTINUE
ISN     16          ENDIF
C.....
ISN     17          DO 15 J = 1,5
ISN     18          Q=T1(J)
ISN     19          IF ( Q.GE.O.5) GO TO 111
ISN     20          CALL IGAUSS( Q,AX)
ISN     21          AX=-AX
ISN     22          GO TO 222
ISN     23      111      CALL IGAUSS(1.-Q,AX)
ISN     24      222      CALL INVCHI(V,AX,Q,CHI)
ISN     25          VT(J) = ( CHI/(2.*A) + B )
ISN     26      15      CONTINUE
C
C      IMPRESSAO DOS RESULTADOS
ISN     27      WRITE(6,1000)
ISN     28      WRITE(6,1001) (VT(I),I=1,5)
ISN     29      WRITE(6,1002)

ISN     30      1000  FORMAT(3(/),5X,' VALORES TEORICOS ..AMOSTRA COM 5000 ELEMENTOS',
1          3(/) )
ISN     31      1001  FORMAT(6X,'X(TR)',8X,'10',8X,'100',8X,'1000',8X,'10000',
1          8X,'100000',/,16X,5(F7.4,5X))
ISN     32      1002  FORMAT(1H1,/,40X,' CURSO DE POS-GRADUACAO EM ENGENHARIA HI',
1          'DRAULICA',/,
2          40X,' ESTUDO DE VAZDES MAXIMAS ROBUSTAS',/,
1          40X,' AUTOR : CRISTOVAO V. FERNANDES',///)

ISN     33      RETURN
ISN     34      END
    
```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST P
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHAF

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

```

ISN      1      SUBROUTINE LPEARS (CA,CV,MED,CODI,NAM)
C*****
C*      OBJETIVO - AJUSTE DE AMOSTRAS CUJOS NUMEROS ESTAO DISTRIBUIDOS *
C*      ===== DE ACORDO COM A LOG-NORMAL DE TRES PARAMETROS *
C*****
C          DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      NAM,CODI,TOT,CHAVE,CONT,IND,
1          ANELEM,NELEM(5)
ISN      3      REAL * 4          CA,CV,MED,
1          LCAS,LCV,LMED,A,B,GAMA
ISN      4      COMMON/BLOC23/ CC1,CC2,CC3,CC4,CC5,CC6
ISN      5      REAL * 4          CC1(4,5),CC2(4,5),CC3(4,5),
1          CC4(4,5),CC5(4,5),CC6(4,5)
ISN      6      DATA NELEM /10,20,30,40,50/

ISN      7      DO 132 IND = 1,4
ISN      8          DO 133 J = 1,5
ISN      9          CC1(IND,J)=0.0
ISN     10          CC2(IND,J)=0.0
ISN     11          CC3(IND,J)=0.0
ISN     12          CC4(IND,J)=0.0
ISN     13          CC5(IND,J)=0.0
ISN     14          CC6(IND,J)=0.0
ISN     15      133      CONTINUE
ISN     16      132      CONTINUE
C
C          CALCULO DOS VALORES TEORICOS
C          PARA DETERMINADO (TR)

ISN     17      CALL CABECA (CODI)
ISN     18      CALL PARAM3 (CODI,CA,CV,MED,A,B,GAMA,CHAVE)
ISN     19      CALL GERALP (A,B,GAMA)

C          AJUSTES DAS DISTRIBUICOES EM
C          ESTUDO CONSIDERANDO A VARIACAO
C          COM O NUMERO DE ELEMENTOS EM
C          CADA SUB-AMOSTRAS

ISN     20      DO 10 II = 1,5

ISN     21          ANELEM = NELEM(II)
ISN     22          WRITE(6,1000) ANELEM,CA,CV,MED
ISN     23          CALL ESTATI (NAM,ANELEM)

C          PEARSON A TRES PARAMETROS ..METODO DOS MOMENTOS
ISN     24          IND = 1
ISN     25          CODI = 0
ISN     26          WRITE(6,1002)
ISN     27          CALL AJP3P (NAM,CODI,CONT)
ISN     28          CALL TESTE (CA,CV,MED,NAM,ANELEM,CONT,IND)
C          LOG-PEARSON A TRES PARAMETROS ..METODO DOS MOMENTOS

ISN     29          IND = 2
ISN     30          CODI = 0
ISN     31          WRITE(6,1005)
ISN     32          CALL AJLP3P (NAM,CODI,CONT)
ISN     33          CALL TESTE (CA,CV,MED,NAM,ANELEM,CONT,IND)

ISN     34          CALL IMPRE (CA,CV,MED,NAM,ANELEM)

ISN     35      10      CONTINUE
C
C          DECLARACAO DOS FORMATOS
ISN     36      1000  FORMAT (//,40X,' CARACTERISTICAS DA POPULACAO',
1          //,40X,' ANALISE PARA SUBAMOSTRAS COM',I4,
2          ' ELEMENTOS',///,5X,' COEF. ASSIM: ',F7.4,3X,
3          ' COEF. VARIACAO :',F7.4,3X,' MEDIA: ',F7.4,3(//) )
ISN     37      1002  FORMAT(5X,' AJUSTE PEARSON A TRES PARAMETROS',3(//),4X,
1          'X(TR)',5X,'10',5X,'100',5X,'1000',5X,'10000',5X,'100000',
2          2(//) )
ISN     38      1005  FORMAT(5X,' AJUSTE LOG-PEARSON TYPE III',3(//),4X,
1          'X(TR)',5X,'10',5X,'100',5X,'1000',5X,'10000',5X,'100000',
2          2(//) )

ISN     39      RETURN
ISN     40      END
    
```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTO DBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHA

.....1.....2.....3.....4.....5.....6.....7......8;

```

ISN      1      SUBROUTINE GERALP ( A, B, GAMA)
C*****
C*      OBJETIVO :   CALCULO DE VALORES,   SEGUNDO   PEARSON   *
C*      3 PARAMETROS, PARA OS TEMPO DE RECORRENCIA   *
C*      FIXADOS.   *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      REAL * 4      T(5),T1(5),
1          GAMA, A, B
ISN      3      REAL * 16     Q, AX, V, CHI
ISN      4      COMMON/BLOC05/ VT
ISN      5      REAL * 4      VT(5)
ISN      6      DATA T/10., 100., 1000., 10000., 100000./

ISN      7      V = 2. * GAMA
ISN      8      IF ( A.LT.O.)
1          THEN
ISN      9          DO 1 K = 1,5
ISN     10          T1(K) = 1./T(K)
ISN     11      1          CONTINUE
ISN     12          ELSE
ISN     13          DO 2 K = 1,5
ISN     14          T1(K) = 1.-1./T(K)
ISN     15      2          CONTINUE
ISN     16          ENDIF
C.....
ISN     17      DO 15 J = 1,5
ISN     18          Q=T1(J)
ISN     19          IF ( Q.GE.O.5) GO TO 111
ISN     20          CALL IGAUSS( Q,AX)
ISN     21          AX=-AX
ISN     22          GO TO 222
ISN     23      111      CALL IGAUSS(1.-Q,AX)
ISN     24      222      CALL INVCHI(V,AX,Q,CHI)
ISN     25          VT(J) = EXP ( CHI/(2.*A) + B )

ISN     26      15      CONTINUE
C
C      IMPRESSAO DOS RESULTADOS
ISN     27      WRITE(6,1000)
ISN     28      WRITE(6,1001) (VT(I),I=1,5)
ISN     29      WRITE(6,1002)

ISN     30      1000  FORMAT(3(/),5X,' VALORES TEORICOS ..AMOSTRA COM 5000 ELEMENTOS',
1          3(/) )
ISN     31      1001  FORMAT(6X,'X(TR)',8X,'10',8X,'100',8X,'1000',8X,'10000',
1          8X,'100000',/,16X,5(F7.4,5X))
ISN     32      1002  FORMAT(1H1,/,40X,' CURSO DE POS-GRADUACAO EM ENGENHARIA HI',
1          'DRAULICA',/,
2          40X,' ESTUDO DE VAZoes MAXIMAS ROBUSTAS',/,
1          40X,' AUTOR : CRISTOVAO V. S. FERNANDES',///)

ISN     33      RETURN
ISN     34      END
    
```

Rotinas auxiliares

REQUESTED OPTIONS (EXECUTE): NODECK,NOLIST,LVL(77),OPT(O),LC(60),NOXREF,NOMAP,NOTERM

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHAF

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

```

C*****
C*
C*      UNIVERSIDADE      FEDERAL      DO      PARANA      *
C*      CURSO DE POS-GRADUACAO EM ENGENHARIA      HIDRAULICA      *
C*
C*      PROGRAMA : ANALISE DE DADOS FLUVIOMETRICOS - AJUSTES      *
C*
C*      ORIENTADOR : HEINZ DIETER OSKAR AUGUST FILL      *
C*      PROGRAMADOR : CRISTOVAO V. S. FERNANDES      *
C*
C*      - CURITIBA      - OUTUBRO 1989      -      *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      1      INTEGER * 4      ANOI(21), ANOF(21), CONF, AUX, CODI, ANO,
1      TOTPOS, NAM, INDEX
ISN      2      REAL * 4      X(100), LCAS, LCV, LDP, LMED
ISN      3      COMMON/DAD1/      NOMFLU,CODFLU
ISN      4      CHARACTER * 30      NOMFLU(21)
ISN      5      CHARACTER * 9      CODFLU(21)
ISN      6      COMMON/DAD2/      FLU,NUMA
ISN      7      REAL * 4      FLU(21,100)
ISN      8      INTEGER * 4      NUMA(21)
ISN      9      COMMON/BLOC23/      SUM1,QUAD1
ISN      10     REAL * 4      SUM1(21,15,15), QUAD1(21,15,15)
ISN      11     COMMON/BLOC01/      XA,DPA,CASS,CURT,CVAR
ISN      12     REAL * 4      XA(2), DPA(2), CASS(2),
1      CURT(2), CVAR(2)
ISN      13     COMMON/BLOC05/      VT
ISN      14     REAL * 4      VT(6,5)
C
C      LEITURA DADOS INICIAIS
ISN      15     READ (5,*)      CONF,TOTPOS

ISN      16     DO 10 I = 1,TOTPOS
ISN      17     READ(5,8888) NOMFLU(I),CODFLU(I),ANOI(I),ANOF(I),NUMA(I)
ISN      18     8888     FORMAT ( A30,A9,I5,I5,I3)
ISN      19     AUX = NUMA(I)
ISN      20     READ(5,*) (FLU(I,J),J=1,AUX)
ISN      21     10     CONTINUE

C
C      IMPRESSAO DOS DADOS FLUVIOMETRICOS

ISN      22     IF (CONF.EQ. 1)
1THEN
ISN      23     CODI = 0
ISN      24     DO 25 I = 1,TOTPOS
ISN      25     CALL CABECA (CODI)
ISN      26     WRITE (6,1000) I,NOMFLU(I),CODFLU(I)
ISN      27     AUX = NUMA(I)

```

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

```

ISN      28              DO 30 J = 1,AUX
ISN      29              AND = ANDI(I)+J -1
ISN      30              WRITE (6,1001) J,AND,FLU(I,J)
ISN      31      30      CONTINUE
ISN      32      25      CONTINUE
ISN      33              ENDIF

C              DECLARACAO DOS FORMATOS
ISN      34      1000    FORMAT(3(/),5X,'POSTO FLUVIOMETRICO :',I5,/,
1          3(/),5X,A30,5X,A9,/,4X,' DADOS FLUVIOMETRICOS ',//,
2          5X,'I',9X,'ANO',5X,'VAZAO',/)
ISN      35      1001    FORMAT (3X,I4,5X,I5,3X,F10.2)
C
C              PROGRAMA PRINCIPAL
ISN      36              NAM = 2
ISN      37              DO 40 INDEX = 1,TOTPOS

ISN      38              AUX = NUMA(INDEX)
ISN      39              DO 35 J = 1,AUX
ISN      40              X(J) = FLU(INDEX,J)
ISN      41      35      CONTINUE

ISN      42              CODI = 4
ISN      43              CALL CABECA (CODI)
ISN      44              WRITE(6,1111) INDEX,NOMFLU(INDEX),CODFLU(INDEX)
ISN      45              CALL ESTOO (X,AUX,LCAS,LCV,LDP,LMED)
ISN      46              CALL AJUSOO (LCAS,LCV,LDP,LMED,INDEX,NAM,AUX)

ISN      47              CODI = 1
ISN      48              CALL CABECA (CODI)
ISN      49              WRITE(6,1111) INDEX,NOMFLU(INDEX),CODFLU(INDEX)
ISN      50              CALL ESTATI (X,NAM,AUX)

ISN      51              CODI = 2
ISN      52              CALL CABECA (CODI)
ISN      53              WRITE(6,1111) INDEX,NOMFLU(INDEX),CODFLU(INDEX)
ISN      54              CALL AJUSTE (INDEX,NAM,AUX)

ISN      55      40      CONTINUE

ISN      56              CALL IMPRE (TOTPOS)

ISN      57      1111    FORMAT(3(/),5X,'POSTO FLUVIOMETRICO :',I5,/,
1          3(/),5X,A30,5X,A9,/)

ISN      58              STOP
ISN      59              END

```

STATISTICS SOURCE STATEMENTS = 59, PROGRAM SIZE = 3808 BYTES, PROGRAM NAME = MAIN PAGE:

STATISTICS NO DIAGNOSTICS GENERATED.

MAIN END OF COMPILATION 1 *****

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHA

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8)

```

ISN      1      SUBROUTINE CABECA(CODI)
C*****
C*      OBJETIVO - IMPRESSAO DE CABECALHO PADRAO      *
C*      =====*
C*****
C          DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      CODI

ISN      3      WRITE(6,1000)
ISN      4      WRITE(6,1001)
ISN      5      WRITE(6,1002)
ISN      6      IF (CODI.EQ.0) WRITE(6,1003)
ISN      8      IF (CODI.EQ.1) WRITE(6,1004)
ISN     10      IF (CODI.EQ.2) WRITE(6,1005)
ISN     12      IF (CODI.EQ.3) WRITE(6,1006)
ISN     14      IF (CODI.EQ.4) WRITE(6,1007)
ISN     16      IF (CODI.EQ.5) WRITE(6,1008)

C          DECLARACAO DOS FORMATOS
C
ISN     18      1000  FORMAT (1H1,/,/,40X,' CURSO DE POS-GRADUACAO EM ENGENHARIA HI',
ISN     19      1001  FORMAT (40X,' ESTUDO DE VAZoes MAXIMAS ROBUSTAS')
ISN     20      1002  FORMAT (40X,' AUTOR : CRISTOVAO V. S.- FERNANDES')
ISN     21      1003  FORMAT (40X,' LISTAGEM DA SERIE HISTORICA *** FLUVIOMETRICA',/)
ISN     22      1004  FORMAT (40X,' ANALISE ESTATISTICA DAS SUB-AMOSTRAS',/)
ISN     23      1005  FORMAT (40X,' AJUSTES ESTATISTICOS      ',/)
ISN     24      1006  FORMAT (40X,' ANALISE DA ROBUSTEZ      ',/)
ISN     25      1007  FORMAT (40X,' AJUSTES SERIE HISTORICA COMPLETA ',/)
ISN     26      1008  FORMAT (40X,' ANALISE DA ROBUSTEZ TABELA FINAL ',/)

ISN     27      RETURN
ISN     28      END
    
```

STATISTICS SOURCE STATEMENTS = 22, PROGRAM SIZE = 1360 BYTES, PROGRAM NAME = CABECA PAGE

STATISTICS NO DIAGNOSTICS GENERATED.

CABECA END OF COMPILATION 2 *****

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST I
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(1) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHAI

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

```

ISN      1      SUBROUTINE ESTATI ( X, NAM, ANELEM )
C*****
C*      OBJETIVO - CALCULO DA MEDIA , DESVIO PADRAO E DO COEFICIENTE      *
C*      ===== DE ASSIMETRIA                                          *
C*****
C          DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER*4      NAM, ANELEM
ISN      3      REAL*4        X(1),
                1          S1, S2, S3, S4,
                2          AUX1, AUX2, AUX3, AUX4, AUX5,
                3          AUX6, AUX7, AUX8, AUX9, AUX10
ISN      4      COMMON/BLOCO1/ XA,DPA,CASS,CURT,CVAR
ISN      5      REAL * 4      XA(2), DPA(2), CASS(2),
                1          CURT(2), CVAR(2)

C          CALCULO DA MEDIA ARITMETICA
ISN      6      ANELEM = ANELEM / 2
ISN      7      DO 5 I =1,NAM
ISN      8          S1 = 0.
ISN      9          S2 = 0.
ISN     10          S3 = 0.
ISN     11          S4 = 0.
ISN     12          DO 10 J = 1,ANELEM
ISN     13              AUX1 = ( I-1 ) * ANELEM + J
ISN     14              S1 = S1 + X(AUX1)
ISN     15              S2 = S2 + X(AUX1)* X(AUX1)
ISN     16              S3 = S3 + X(AUX1)* X(AUX1)* X(AUX1)
ISN     17              S4 = S4 + X(AUX1)* X(AUX1)* X(AUX1)* X(AUX1)
ISN     18          10      CONTINUE

ISN     19      XA(I) = S1/ANELEM

C          CALCULO DA DESVIO PADRAO
ISN     20      VARA = (S2 -( ANELEM*XA(I)*XA(I) )) / ( ANELEM-1)
ISN     21      DPA(I) = SQRT(VARA)

C          CALCULO DO COEFICIENTE DE VARIACAO
ISN     22      CVAR(I) = DPA(I) / XA(I)

C          CALCULO DO COEFICIENTE DE ASSIMETRIA
C          E
C          COEFICIENTE DE KURTOSIS
ISN     23      AUX2 = 2.*ANELEM*XA(I)*XA(I)*XA(I)
ISN     24      AUX3 = 3.*XA(I)*S2
ISN     25      AUX4 = DPA(I)*DPA(I)*DPA(I)
ISN     26      AUX5 = FLOAT(ANELEM)/FLOAT( ( ANELEM-1)*(ANELEM-2) )

ISN     27      CASS(I) = ( ( S3-AUX3+AUX2 ) *AUX5 ) / AUX4
ISN     28      AUX6 = AUX4*DPA(I)
ISN     29      AUX7 = AUX5/ ( ANELEM-3)
ISN     30      AUX8 = 4.*XA(I)*S3
ISN     31      AUX9 = 6.*XA(I)*XA(I)*S2
ISN     32      AUX10 = 3.*ANELEM*XA(I)*XA(I)*XA(I)*XA(I)

ISN     33      CURT(I) = ( S4-AUX8+AUX9-AUX10 ) *AUX7/AUX6

ISN     34      WRITE(6,999) ANELEM,XA(I),DPA(I),CVAR(I),CASS(I)
ISN     35      999      FORMAT (5//,5X,' TOTAL DE VALORES = ',I5,/,
                1          5X,' MEDIA : ',F13.5,/,
                1          5X,' DESVIO PADRAO : ',F13.5,/,
                1          5X,' COEF.VARIACAO : ',F13.5,/,
                1          5X,' COEF.ASSIM. : ',F13.5)

ISN     36      5      CONTINUE

ISN     37      RETURN
ISN     38      END
    
```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST 1
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHAT

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

```

ISN      1      SUBROUTINE AJUSTE (INDEX,NAM,AUX)
C*****
C*      OBJETIVO - AJUSTE ESTADISTICOS .... *
C*      ===== LOG-NORMAL A TRES PARAMETROS *
C*      GUMBEL *
C*      EXPONENCIAL *
C*      LOG-NORMAL A DOIS PARAMETROS *
C*      PEARSON A TRES PARAMETROS *
C*      LOG-PEARSON A TRES PARAMETROS *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIABEIS
C
ISN      2      INTEGER * 4      NAM, CODI, CONT, INDEX, AUX
ISN      3      COMMON/BLOC01/  XA,DPA,CASS,CURT,CVAR
ISN      4      REAL * 4      XA(2), DPA(2), CASS(2),
1      CURT(2), CVAR(2)
ISN      5      COMMON/BLOC06/  RES
ISN      6      REAL * 4      RES(2,5)
ISN      7      COMMON/BLOC23/  SUM1,QUAD1
ISN      8      REAL * 4      SUM1(21,15,15), QUAD1(21,15,15)

C      LOG-NORMAL A TRES PARAMETROS ... METODO DOS MOMENTOS
ISN      9      IND = 1
ISN     10      CODI = 0
ISN     11      WRITE(6,1001)
ISN     12      CALL AJLN3P(NAM,CODI,CONT)
ISN     13      CALL TESTE ( NAM,INDEX,IND)

C      GUMBEL ... METODO DOS MOMENTOS
ISN     14      IND = 2
ISN     15      WRITE(6,1003)
ISN     16      CALL AJGBEL (NAM,CONT)
ISN     17      CALL TESTE (NAM,INDEX,IND)

C      EXPONENCIAL ... METODO DOS MOMENTOS
ISN     18      IND = 3
ISN     19      WRITE(6,1004)
ISN     20      CALL AJEXPO (NAM,CONT)
ISN     21      CALL TESTE (NAM,INDEX,IND)

C      LOG-NORMAL A DOIS PARAMETROS ... METODO DOS MOMENTOS
ISN     22      IND = 4
ISN     23      WRITE(6,1006)
ISN     24      CALL AJLN2P(NAM,CONT)
ISN     25      CALL TESTE (NAM,INDEX,IND)

C      PEARSON A TRES PARAMETROS ... METODO DOS MOMENTOS
ISN     26      IND = 5
ISN     27      CODI = 0
ISN     28      WRITE(6,1008)
ISN     29      CALL AJP3P (NAM,CODI,CONT)
    
```

..........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

```

ISN      30          CALL TESTE (NAM,INDEX,IND)

C          LOG-PEARSON A TRES PARAMETROS ... METODO DOS MOMENTOS
ISN      31          IND = 6
ISN      32          CODI = 0
ISN      33          WRITE(6,1010)
ISN      34          CALL AJLP3P(NAM,CODI,CONT)
ISN      35          CALL TESTE (NAM,INDEX,IND)

C          DECLARACAO DOS FORMATOS
C
ISN      36      1001  FORMAT(2(/),5X,' AJUSTE LOG-NORMAL A TRES PARAMETROS',3(/),4X,
1          'X(TR)',8X,'10',10X,'100',12X,'1000',10X,'10000',10X,'100000',
2          2(/))
ISN      37      1003  FORMAT(5X,' AJUSTE GUMBEL',3(/),4X,
1          'X(TR)',8X,'10',10X,'100',12X,'1000',10X,'10000',10X,'100000',
2          2(/))
ISN      38      1004  FORMAT(5X,' AJUSTE EXPONENCIAL',3(/),4X,
1          'X(TR)',8X,'10',10X,'100',10X,'1000',10X,'10000',10X,'100000',
2          2(/))
ISN      39      1006  FORMAT(5X,' AJUSTE LOG-NORMAL DOIS PARAMETROS',3(/),4X,
1          'X(TR)',8X,'10',10X,'100',12X,'1000',10X,'10000',10X,'100000',
2          2(/))
ISN      40      1008  FORMAT(5X,' AJUSTE PEARSON A TRES PARAMETROS',3(/),4X,
1          'X(TR)',8X,'10',10X,'100',12X,'1000',10X,'10000',10X,'100000',
2          2(/))
ISN      41      1010  FORMAT(5X,' AJUSTE LOG-PEARSON TYPE III',3(/),4X,
1          'X(TR)',8X,'10',10X,'100',12X,'1000',10X,'10000',10X,'100000',
2          2(/))

ISN      42          RETURN
ISN      43          END
    
```

STATISTICS SOURCE STATEMENTS = 43, PROGRAM SIZE = 1956 BYTES, PROGRAM NAME = AJUSTE PAGE:

STATISTICS NO DIAGNOSTICS GENERATED.

AJUSTE END OF COMPILATION 4 *****

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST N
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHAF

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

```

ISN      1      SUBROUTINE AJLN3P (NAM,CODI,CONT)
C*****
C*      OBJETIVO :  AJUSTE DA DISTRIBUICAO      *
C*      LOG-NORMAL A 3 PARAMETROS              *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4  NAM, CODI, CONT, NCONT, CHAVE
ISN      3      REAL * 4    XO, A, B
ISN      4      COMMON/BLOC01/  XA,DPA,CASS,CURT,CVAR
ISN      5      REAL * 4      XA(2), DPA(2), CASS(2),
1      CURT(2), CVAR(2)
ISN      6      COMMON/BLOC06/ RES
ISN      7      REAL * 4      RES(2,5)

ISN      8      DO 5 I =1,NAM
ISN      9      CALL PARAM1( CODI, CASS(I),CVAR(I),XA(I),A,B,XO,CHAVE)
C.....
ISN     10      IF (CHAVE.EQ.0)
1      THEN
ISN     11      NCONT = NCONT +1
ISN     12      DO 10 J = 1,5
ISN     13      RES(I,J) = 0.
ISN     14      10      CONTINUE
ISN     15      GO TO 5
ISN     16      ENDIF
C.....
ISN     17      CALL GERAL1(A,B,XO,I)
ISN     18      5      CONTINUE
ISN     19      CONT = NAM - NCONT

ISN     20      IMOO = 0
ISN     21      IF (IMOO.EQ.1) GO TO 100
C      IMPRESSAO DOS RESULTADOS
C
ISN     22      DO 99 I =1,NAM
ISN     23      WRITE(6,1111) I,(RES(I,J),J=1,5)
ISN     24      1111      FORMAT (5X,I4,2X,5(F11.4,3X) )
ISN     25      99      CONTINUE
ISN     26      100      WRITE (6,1112) CONT , NCONT
ISN     27      1112      FORMAT (/,5X,56('*'),/,3X,'AJUSTES POSSIVEIS :',I4,/,3X,
1      'AJUSTES INDETERMINADOS :',I4,/)

ISN     28      RETURN
ISN     29      END

ISN      1      SUBROUTINE GERAL1 ( A, B, XO, I )
C*****
C*      OBJETIVO :  CALCULO DE VALORES, SEGUNDO LOG-NORMAL A      *
C*      3 PARAMETROS, PARA OS TEMPO DE RECORRENCIA              *
C*      FIXADOS, PARA CADA SUB-AMOSTRA.                          *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      REAL * 4      T(5),
1      XO, A, B, AUX1
ISN      3      REAL * 16      Q,AX
ISN      4      COMMON/BLOC06/ RES
ISN      5      REAL * 4      RES(2,5)
ISN      6      DATA T/10.,100.,1000.,10000.,100000./

ISN      7      DO 5 J = 1,5
ISN      8      Q = 1./T(J)
ISN      9      CALL IGAUSS(Q,AX)
ISN     10      AUX1 = ( AX-B ) / A
ISN     11      RES(I,J) = XO+EXP(AUX1)

ISN     12      5      CONTINUE
ISN     13      RETURN
ISN     14      END

```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST I
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHA

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....B

```

ISN      1      SUBROUTINE PARAM1 ( CODI, CA, CV, MED, A, B, XO, CHAVE )
C*****
C*      OBJETIVO :   CALCULO DOS PARAMETROS DA DISTRIBUICAO      *
C*      LOG-NORMAL A TRES PARAMETROS                          *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4   CODI, CHAVE
ISN      3      REAL * 4     CA, CV, MED, VARQ,
1          .             XO, A, B, ALFA, SIGMA, MI,
2          2             AUX1, AUX2, AUX3, AUX4, AUX5, CTE1

C      CALCULO DO PARAMETRO A
ISN      4      CTE1 = 1./3.
ISN      5      AUX1 = 1. + ( CA*CA*0.5 )
ISN      6      AUX2 = ( ( AUX1*AUX1 ) - 1. ) ** 0.5
ISN      7      ALFA = ( ( AUX1+AUX2 ) ** CTE1 ) + ( ( AUX1-AUX2 ) ** CTE1 ) - 1.
ISN      8      AUX3 = ALOG (ALFA)
ISN      9      SIGMA = SQRT (AUX3)
ISN     10      IF (SIGMA.EQ.O.) GO TO 100
ISN     11      A = 1. / SIGMA

C      CALCULO DO PARAMETRO B
ISN     12      VARQ = CV*CV*MED*MED
ISN     13      AUX4 = ALFA*( ALFA - 1. )
ISN     14      AUX5 = ALOG( VARQ/AUX4 )
ISN     15      MI = AUX5 *0.5
ISN     16      B = - ( A*MI )
ISN     17      CHAVE = 1

C      CALCULO DO PARAMETRO XO
ISN     18      XO = MED - ( SQRT ( VARQ/ ( ALFA - 1. ) ) )

ISN     19      IF (CODI.EQ.O) GO TO 200
ISN     20      WRITE (6,1004) CA, CV, MED
ISN     21      WRITE (6,1005) A, B, XO
ISN     22      GO TO 200

ISN     23      100  CHAVE = 0
ISN     24      IF (CODI.EQ.O) GO TO 200
ISN     25      WRITE(6,1006) CA, CV, MED

ISN     26      1004  FORMAT ( 1X, ' PARAMETROS DE ENTRADA ', //,
1          3X, ' COEF. DE ASSIMETRIA = ', F10.5,
1          3X, ' COEF. DE VARIACAO = ', F10.5,
1          3X, ' MEDIA = ', F10.5, // )

ISN     27      1005  FORMAT ( 1X, ' PARAMETROS CALCULADOS ', //,
1          1X, ' A = ', F10.5,
1          1X, ' B = ', F10.5,
2          1X, ' XO = ', F10.5, 3(//) )

ISN     28      1006  FORMAT ( 1X, ' PARAMETROS DE ENTRADA ', //,
1          3X, ' COEF. DE ASSIMETRIA = ', F10.5,
1          3X, ' COEF. DE VARIACAO = ', F10.5,
1          3X, ' MEDIA = ', F10.5, //, 5X, ' AMOSTRA NAO SE AJUSTA ',
1          ' A DISTRIBUICAO L. NORMAL 3 P. ', // )

ISN     29      200  RETURN
ISN     30      END

```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CH#

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....&

```

ISN      1      SUBROUTINE AJGBEL (NAM,CONT)
C*****
C*      OBJETIVO :  AJUSTE DA DISTRIBUICAO GUMBEL      *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      NAM, CONT, NCONT
ISN      3      REAL * 4      AUX1, AUX2, T(5), KG(5)
ISN      4      COMMON/BLOCO1/  XA,DPA,CASS,CURT,CVAR
ISN      5      REAL * 4      XA(2), DPA(2), CASS(2),
1      CURT(2), CVAR(2)
ISN      6      COMMON/BLOCO6/  RES
ISN      7      REAL * 4      RES(2,5)
ISN      8      DATA T/10.,100.,1000.,10000.,100000./

ISN      9      NCONT = 0
ISN     10      DO 5 I =1,5
ISN     11          AUX1 = 1. - 1./T(I)
ISN     12          AUX2 = ALOG ( -ALOG(AUX1) )
ISN     13          KG(I) = - (0.45 + 0.7797 * AUX2)
ISN     14      5      CONTINUE

ISN     15      DO 15 I = 1,NAM
ISN     16          DO 20 J = 1,5
ISN     17              RES(I,J) = XA(I) + DPA(I)*KG(J)
ISN     18      20      CONTINUE
ISN     19      15      CONTINUE
ISN     20      CONT = NAM
ISN     21      IMOO = 0
ISN     22      IF (IMOO.EQ.1) GO TO 100
C      IMPRESSAO DOS RESULTADOS
C
ISN     23      DO 99 I =1,NAM
ISN     24          WRITE(6,1111) I,(RES(I,J),J=1,5)
ISN     25      1111      FORMAT (5X,I4,2X,5(F11.4,3X) )
ISN     26      99      CONTINUE
ISN     27      100      WRITE (6,1112) CONT , NCONT
ISN     28      1112      FORMAT (/,5X,56('*'),/,3X,'AJUSTES POSSIVEIS :',I4,/,3X,
1      'AJUSTES INDETERMINADOS :',I4,/)
ISN     29      RETURN
ISN     30      END

```

STATISTICS SOURCE STATEMENTS = 30, PROGRAM SIZE = 1812 BYTES, PROGRAM NAME = AJGBEL PAGE

STATISTICS NO DIAGNOSTICS GENERATED.

AJGBEL END OF COMPILATION 8 *****

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTOABL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CH#

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....E

```

ISN      1      SUBROUTINE AJEXPO (NAM,CONT)
C*****
C*      OBJETIVO : AJUSTE DA DISTRIBUICAO EXPONENCIAL *
C*****
C          DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      NAM,CONT,NCONT
ISN      3      REAL * 4      T(5), KE(5)
ISN      4      COMMON/BLOC01/  XA,DPA,CASS,CURT,CVAR
ISN      5      REAL * 4      XA(150), DPA(150), CASS(150),
1          CURT(150), CVAR(150)
ISN      6      COMMON/BLOC06/  RES
ISN      7      REAL * 4      RES(100,5)
ISN      8      DATA T/10.,100.,1000.,10000.,100000./

ISN      9      NCONT = 0
ISN     10      DO 14 J = 1,5
ISN     11          KE(J) = - ( 1.+ALOG(1./T(J)) )
ISN     12      14      CONTINUE
ISN     13      DO 15 I = 1,NAM
ISN     14          DO 20 J = 1,5
ISN     15              RES(I,J) = XA(I) + DPA(I)*KE(J)
ISN     16      20      CONTINUE
ISN     17      15      CONTINUE

ISN     18      CONT = NAM
ISN     19      IMOO = 0
ISN     20      IF (IMOO.EQ.1) GO TO 100

C
C          IMPRESSAO DOS RESULTADOS
ISN     21      DO 99 I =1,NAM
ISN     22          WRITE(6,1111) I,(RES(I,J),J=1,5)
ISN     23      1111      FORMAT (5X,I4,2X,5(F7.4,3X) )
ISN     24      99      CONTINUE
ISN     25      100      WRITE (6,1112) CONT , NCONT
ISN     26      1112      FORMAT (/,5X,56('*'),/,3X,'AJUSTES POSSIVEIS :',I4,/,3X,
1          'AJUSTES INDETERMINADOS :',I4,/)

ISN     27      RETURN
ISN     28      END
    
```

STATISTICS SOURCE STATEMENTS = 28, PROGRAM SIZE = 1712 BYTES, PROGRAM NAME = AJEXPO PAGE

STATISTICS NO DIAGNOSTICS GENERATED.

AJEXPO END OF COMPILATION 24 *****

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHA

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....B

```

ISN      1      SUBROUTINE AJLN2P (NAM,CONT)
C*****
C*      OBJETIVO : AJUSTE DA DISTRIBUICAO LOG-NORMAL 2 PAR. *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      NAM,CONT,NCONT
ISN      3      REAL * 4      T(5), AUX1, AUX2, AUX3, AUX4,
1      VARY, MEDY
ISN      4      REAL * 16      Q , AX
ISN      5      COMMON/BLOC01/  XA,DPA,CASS,CURT,CVAR
ISN      6      REAL * 4      XA(2), DPA(2), CASS(2),
1      CURT(2), CVAR(2)
ISN      7      COMMON/BLOC06/  RES
ISN      8      REAL * 4      RES(2,5)
ISN      9      DATA T/10.,100.,1000.,10000.,100000./

ISN      10     NCONT = 0
ISN      11     DO 15 I = 1,NAM
ISN      12         AUX1 = CVAR(I)*CVAR(I)+1.
ISN      13         AUX2 = ALOG(XA(I))
ISN      14         VARY = ALOG(AUX1)
ISN      15         MEDY = AUX2 - (VARY*0.5)
ISN      16         AUX3 = SQRT(VARY)

ISN      17     DO 20 J = 1,5
ISN      18         Q = 1./T(J)
ISN      19         CALL IGAUSS(Q,AX)
ISN      20         AUX4 = MEDY + (AX *AUX3)
ISN      21         RES(I,J) = EXP (AUX4)
ISN      22     20     CONTINUE
ISN      23     15     CONTINUE

ISN      24     CONT = NAM
ISN      25     IMOO = 0
ISN      26     IF (IMOO.EQ.1) GO TO 100
C      IMPRESSAO DOS RESULTADOS
C
ISN      27     DO 99 I =1,NAM
ISN      28         WRITE(6,1111) I,(RES(I,J),J=1,5)
ISN      29     1111     FORMAT (5X,I4,2X,5(F11.4,3X) )
ISN      30     CONTINUE
ISN      31     100     WRITE (6,1112) CONT , NCONT
ISN      32     1112     FORMAT (/,5X,56('*'),/,3X,'AJUSTES POSSIVEIS :',I4,/,3X,
1      'AJUSTES INDETERMINADOS :',I4,/)
ISN      33     RETURN
ISN      34     END
    
```

STATISTICS SOURCE STATEMENTS = 34, PROGRAM SIZE = 2024 BYTES, PROGRAM NAME = AJLN2P PAGE

STATISTICS NO DIAGNOSTICS GENERATED.

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST N
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHAI

.......1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

```

ISN      1      SUBROUTINE AJP3F (NAM,CODI,CONT)
C*****
C*      OBJETIVO :  AJUSTE DA DISTRIBUICAO      *
C*      PEARSON A 3 PARAMETROS                *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      NAM,CODI,CONT,NCONT,CHAVE
ISN      3      REAL * 4      GAMA, A, B, T(5), T1(5)
ISN      4      REAL * 16      Q, AX, V, CHI
ISN      5      COMMON/BLOCO1/  XA,DPA,CASS,CURT,CVAR
ISN      6      REAL * 4      XA(2), DPA(2), CASS(2),
1      CURT(2), CVAR(2)
ISN      7      COMMON/BLOCO6/  RES
ISN      8      REAL * 4      RES(2,5)
ISN      9      DATA T/10.,100.,1000.,10000.,100000./

ISN     10      NCONT = 0
ISN     11      DO 5 I =1,NAM
ISN     12      CALL PARAM2(CODI,CASS(I),CVAR(I),XA(I),A,B,GAMA,CHAVE)
ISN     13      V = 2. * GAMA
C.....
ISN     14      C.....
1      IF ( A.LT.O.)
ISN     15      1      THEN
ISN     16      DO 1 K = 1,5
ISN     17      T1(K) = 1./T(K)
ISN     18      1      CONTINUE
ISN     19      ELSE
ISN     20      DO 2 K = 1,5
ISN     21      T1(K) = 1.-1./T(K)
ISN     22      2      CONTINUE
ISN     22      ENDIF
C.....
ISN     23      C.....
1      IF (CHAVE.EQ.O)
ISN     24      1      THEN
ISN     25      NCONT = NCONT +1
ISN     26      DO 10 J = 1,5
ISN     27      RES(I,J) = 0.
ISN     28      10      CONTINUE
ISN     28      GO TO 5
ISN     29      ENDIF
C.....
ISN     30      C.....
DO 15 J = 1,5
ISN     31      Q=T1(J)
ISN     32      IF ( Q.GE.0.5) GO TO 111
ISN     33      CALL IGAUSS( Q,AX)
ISN     34      AX=-AX
ISN     35      GO TO 222
ISN     36      111      CALL IGAUSS(1.-Q,AX)
ISN     37      222      CALL INVCHI(V,AX,Q,CHI)
ISN     38      RES(I,J)= ( CHI/(2.*A) + B )
ISN     39      15      CONTINUE
ISN     40      5      CONTINUE
ISN     41      CONT = NAM - NCONT

ISN     42      IMOO = 0
ISN     43      IF (IMOO.EQ.1) GO TO 100
C      IMPRESSAO DOS RESULTADOS
C
ISN     44      DO 99 I =1,NAM
ISN     45      WRITE(6,1111) I,(RES(I,J),J=1,5)
ISN     46      1111      FORMAT (5X,I4,2X,5(F11.4,3X) )
ISN     47      99      CONTINUE
ISN     48      100      WRITE (6,1112) CONT , NCONT
ISN     49      1112      FORMAT (/,5X,56(' '),/,3X,'AJUSTES POSSIVEIS :',I4,/,3X,
1      'AJUSTES INDETERMINADOS :',I4,/)

ISN     50      RETURN
ISN     51      END
    
```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST I
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHA

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

```

ISN      1      SUBROUTINE PARAM2 ( CODI, CA, CV, MED, A, B, GAMA, CHAVE )
C*****
C*      OBJETIVO :   CALCULO DOS PARAMETROS DA DISTRIBUICAO      *
C*      PEARSON - TYPE III                                     *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4   CODI, CHAVE
ISN      3      REAL * 4     CA, CV, MED,
1          A, B, GAMA

C      CALCULO DO PARAMETRO GAMA
ISN      4      IF( CA.EQ.O. OR . CV.EQ.O. OR . MED.EQ.O. ) GO TO 100
ISN      5      GAMA=4./(CA*CA)

C      CALCULO DO PARAMETRO A
ISN      6      A=2./(CA*CV*MED)
C      CALCULO DO PARAMETRO B
ISN      7      B=MED-(GAMA/A)
ISN      8      CHAVE = 1
ISN      9      IF (CODI.EQ.O) GO TO 200
ISN     10      WRITE (6,1004) CA, CV, MED
ISN     11      WRITE (6,1005) A, B, GAMA
ISN     12      GO TO 200

ISN     13     100  CHAVE = 0
ISN     14      IF (CODI.EQ.O) GO TO 200
ISN     15      WRITE (6,1006) CA, CV, MED

ISN     16     1004  FORMAT ( 1X, ' PARAMETROS DE ENTRADA ', //,
1          3X, ' COEF. DE ASSIMETRIA = ', F10.5,
1          3X, ' COEF. DE VARIACAO = ', F10.5,
1          3X, ' MEDIA = ', F10.5, // )

ISN     17     1005  FORMAT ( 1X, ' PARAMETROS CALCULADOS ', //,
1          1X, ' A = ', F10.5,
1          1X, ' B = ', F10.5,
2          1X, ' GAMA = ', F10.5, 3(//)

ISN     18     1006  FORMAT ( 1X, ' PARAMETROS DE ENTRADA ', //,
1          3X, ' COEF. DE ASSIMETRIA = ', F10.5,
1          3X, ' COEF. DE VARIACAO = ', F10.5,
1          3X, ' MEDIA = ', F10.5, //, 5X, ' AMOSTRA NAO SE AJUSTA ',
1          ' A DISTRIBUICAO PEARSON 3 P. ', // )

ISN     19     200  RETURN
ISN     20      END
    
```

STATISTICS SOURCE STATEMENTS = 20, PROGRAM SIZE = 1604 BYTES, PROGRAM NAME = PARAM2 PAGE

STATISTICS NO DIAGNOSTICS GENERATED.

PARAM2 END OF COMPILATION 12 *****

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST A
 NOSYM NORENT SDUMP AUTO DBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHAR

.....1.....2.....3.....4.....5.....6.....7......8

```

ISN      1      SUBROUTINE AJLP3P (NAM,CODI,CONT)
C*****
C*      OBJETIVO :  AJUSTE DA DISTRIBUICAO      *
C*      LOG-PEARSON A 3 PARAMETROS            *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4  NAM,CODI,CONT,NCONT,CHAVE
ISN      3      REAL * 4    GAMA, A, B, AAX, T(5), T1(5)
ISN      4      REAL * 16   Q,AX,V,CHI
ISN      5      COMMON/BLOC01/  XA,DPA,CASS,CURT,CVAR
ISN      6      REAL * 4    XA(2), DPA(2), CASS(2),
1      CURT(2), CVAR(2)
ISN      7      COMMON/BLOC06/  RES
ISN      8      REAL * 4    RES(2,5)
ISN      9      DATA T/10.,100.,1000.,10000.,100000./

ISN     10      NCONT = 0
ISN     11      DO 5 I =1,NAM
ISN     12      CALL PARAM3(CODI,CASS(I),CVAR(I),XA(I),A,B,GAMA,CHAVE)
ISN     13      V = 2. * GAMA
C.....
ISN     14      IF ( A.LT.O.)
1      THEN
ISN     15      DO 1 K = 1,5
ISN     16      T1(K) = 1./T(K)
ISN     17      CONTINUE
ISN     18      ELSE
ISN     19      DO 2 K = 1,5
ISN     20      T1(K) = 1.-1./T(K)
ISN     21      CONTINUE
ISN     22      ENDIF
C.....
ISN     23      IF (CHAVE.EQ.O)
1      THEN
ISN     24      NCONT = NCONT +1
ISN     25      DO 10 J = 1,5
ISN     26      RES(I,J) = 0.
ISN     27      CONTINUE
ISN     28      GO TO 5
ISN     29      ENDIF
C.....
ISN     30      DO 15 J = 1,5
ISN     31      Q=T1(J)
ISN     32      IF(Q.GT.O.5) GO TO 111
ISN     33      CALL IGAUSS( Q,AX)
ISN     34      AX = -AX
ISN     35      GO TO 222
ISN     36      111      CALL IGAUSS(1.-Q,AX)
ISN     37      222      CALL INVCHI(V,AX,Q,CHI)
ISN     38      AAX = ( CHI/(2.*A) + B )
ISN     39      RES(I,J) = EXP (AAX)

ISN     40      15      CONTINUE

ISN     41      5      CONTINUE
ISN     42      CONT = NAM - NCONT

ISN     43      IMOO = 0
ISN     44      IF (IMOO.EQ.1) GO TO 100
C      IMPRESSAO DOS RESULTADOS
C
ISN     45      DO 99 I =1,NAM
ISN     46      WRITE(6,1111) I,(RES(I,J),J=1,5)
ISN     47      1111      FORMAT (5X,14,2X,5(F11.4,3X) )
ISN     48      CONTINUE
ISN     49      100      WRITE (6,1112) CONT , NCONT
ISN     50      1112      FORMAT (/ ,5X,56('*'),/,3X,'AJUSTES POSSIVEIS :',14,/,3X,
1      'AJUSTES INDETERMINADOS :',14,/)

ISN     51      RETURN
ISN     52      END

```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHA

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

ISN 1 SUBROUTINE PARAM3 (CODI, CA, CV, MED, A, B, GAMA, CHAVE)

C*****

C* OBJETIVO : CALCULO DOS PARAMETROS DA DISTRIBUICAO *

C* LOG-PEARSON - TYPE II *

C*****

C DEFINICAO DAS VARIAVEIS

ISN 2 INTEGER * 4 CODI, CHAVE
 ISN 3 REAL * 4 CA, CV, MED,
 1 A, B, GAMA, C, AU,
 2 BB, BBTES, K1, K2, K3, K4,
 3 KK1, KK2, U1L, U2L, U3L,
 4 AUX1, AUX2, AUX3, AUX4, AUX5,
 5 AUX6, AUX7, AUX8,
 6 ERRO, ALFAI, ALFAF, ALFAM, BETAK, GAMAK

C INICIALIZACAO DAS VARIAVEIS

ISN 4 K1 = -0.23019

ISN 5 K2 = 1.65262

ISN 6 K3 = 0.20911

ISN 7 K4 = 0.04557

ISN 8 KK1 = -0.47157

ISN 9 KK2 = 1.99955

ISN 10 U1L = MED

ISN 11 U2L = (CV*CV + 1.) * MED * MED

ISN 12 U3L = ((CV*CV*CV*CA) + (3.*CV*CV) + 1.) * MED * MED * MED

ISN 13 IF (U1L.LE.O. OR . U2L.LE.O. OR . U3L.LE.O.)
 1 THEN

ISN 14 WRITE(6,1007) U1L,U2L,U3L

ISN 15 1007 FORMAT (5X,'ERRO DADOS DE ENTRADA...', U1L=',F10.4,5X,
 1 'U2L=',F10.4,5X,'U3L=',F10.4,///)

ISN 16 GO TO 150

ISN 17 ENDIF

ISN 18 AUX1 = ALOG(U1L)

ISN 19 AUX2 = ALOG(U2L)

ISN 20 AUX3 = ALOG(U3L)

ISN 21 BB = (AUX3 - (3.*AUX1)) / (AUX2 - (2.*AUX1))

ISN 22 IF (BB.LE.2.1) GO TO 150

ISN 23 IF (BB.LT.3.) GO TO 110

ISN 24 IF (BB.EQ.3.)

1 THEN

ISN 25 WRITE(6,1008) BB

ISN 26 1008 FORMAT (5X,'ERRO BB=',F10.4,///)

ISN 27 GO TO 150

ISN 28 ENDIF

ISN 29 C = 1./(BB-3.)

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

C
C

```

                                CALCULO DO PARAMETRO ALFA EM FUNCAO DE B
ISN      30      IF (BB.GT.6.) GO TO 100
ISN      31      IF (BB.GT.3.5 .OR. BB.LE.6.) AU=K1+(K2*C)+(K3*C*C)-(K4*C*C*C)
ISN      33      IF (BB.GT.3.0 .OR. BB.LE.3.5) AU= KK1 + (KK2*C)

ISN      35      ALFA = 1./(AU+3.)
ISN      36      AUX4 = 1. -ALFA
ISN      37      AUX6 = AUX4 * AUX4
ISN      38      AUX8 = 1.- (2.*ALFA)
ISN      39      IF ((AUX6-AUX8).EQ.0.) GO TO 150
ISN      40      GO TO 130

ISN      41      110  ERRO = 0.0001
ISN      42      ALFAI = -1000.
ISN      43      ALFAF = -0.001

ISN      44      115  IF ( ABS( ALFAF-ALFAI ) .LT. ERRO) GO TO 120
ISN      45      ALFAM = ( ALFAI + ALFAF ) * 0.5
ISN      46      AUX4 = 1. -ALFAM
ISN      47      AUX5 = AUX4*AUX4*AUX4
ISN      48      AUX6 = AUX4 * AUX4
ISN      49      AUX7 = 1.- (3.*ALFAM)
ISN      50      AUX8 = 1.- (2.*ALFAM)
ISN      51      BBTES = ALOG (AUX5/AUX7) / ALOG(AUX6/AUX8)
ISN      52      IF (BBTES.GE.BB)
1THEN
ISN      53          ALFAF=ALFAM
ISN      54      ELSE
ISN      55          ALFAI=ALFAM
ISN      56      ENDIF
ISN      57      GO TO 115
ISN      58      120  ALFA = ALFAM
ISN      59      130  BETAK = ( AUX2-(2.*AUX1) ) / ( ALOG(AUX6)-ALOG(AUX8) )

ISN      60      GAMAK = AUX1 + ( BETAK*ALOG(AUX4) )

ISN      61      IF (ALFA.EQ.0.)
1THEN
ISN      62          WRITE(6,1009) ALFA
ISN      63      1009  FORMAT (5X,'ERRO ALFA=',F10.4,///)
ISN      64          GO TO 150
ISN      65      ENDIF

ISN      66      A=1/ALFA
ISN      67      B=GAMAK
ISN      68      GAMA=BETAK

ISN      69      CHAVE = 1
ISN      70      IF (CODI.EQ.0) GO TO 200

ISN      71      WRITE (6,1004) CA,CV,MED
ISN      72      WRITE (6,1005) A,B,GAMA
ISN      73      GO TO 200

ISN      74      150  CHAVE = 0

ISN      75      IF (CODI.EQ.0) GO TO 200
ISN      76      WRITE(6,1113) CA,CV,MED

ISN      77      1004  FORMAT ( 1X,' PARAMETROS DE ENTRADA',//,
1          3X,' COEF. DE ASSIMETRIA = ',F10.5,
1          3X,' COEF. DE VARIACAO = ',F10.5,
1          3X,' MEDIA = ',F10.5,/)

ISN      78      1005  FORMAT ( 1X,' PARAMETROS CALCULADOS ',//,
1          1X,' A =',F10.5,
1          1X,' B =',F10.5,
2          1X,' GAMA =',F10.5,3(//)

ISN      79      RETURN
ISN      80      1113  FORMAT ( 1X,' PARAMETROS DE ENTRADA',//,
1          3X,' COEF. DE ASSIMETRIA = ',F10.5,
1          3X,' COEF. DE VARIACAO = ',F10.5,
1          3X,' MEDIA = ',F10.5,/,5X,' AMOSTRA NAO SE AJUSTA ',
1          'A DISTRIBUICAO PEARSON 3 P.',/)

ISN      81      100  WRITE(6,1006)
ISN      82      1006  FORMAT (10X,' ERRO DO PROGRAMA')
ISN      83      200  RETURN
ISN      84      END

```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODCK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHAF

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

```

ISN      1      SUBROUTINE TESTE (NAM,INDEX,IND)
C*****
C*      OBJETIVO :  AVALIACAO DA ROBUSTEZ
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      NAM, IND, INDEX
ISN      3      REAL * 4      AUX11, AUX22
ISN      4      COMMON/BLOC06/ RES
ISN      5      REAL * 4      RES(2,5)
ISN      6      COMMON/BLOC23/ SUM1,QUAD1
ISN      7      REAL * 4      SUM1(21,15,15), QUAD1(21,15,15)
ISN      8      COMMON/BLOC05/ VT
ISN      9      REAL * 4      VT(6,5)

ISN     10      DO 30 I = 1,5
ISN     11          SUM1 (INDEX,IND,I) = ABS( ( RES(1,I)-RES(2,I) ) / VT(IND,I) )
ISN     12          AUX11 = VT(IND,I)*VT(IND,I)
ISN     13          AUX22 = (RES(1,I)-RES(2,I))*(RES(1,I)-RES(2,I))
ISN     14          QUAD1(INDEX,IND,I) = AUX22/AUX11
ISN     15      30      CONTINUE

ISN     16      RETURN
ISN     17      END
  
```

```

ISN      1      SUBROUTINE IMPRE (TOT)
C*****
C*      OBJETIVO :  AVALIACAO DA ROBUSTEZ
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      TOT, CODI
ISN      3      REAL * 4      XX(21), YY(21), T(5)
ISN      4      COMMON/BLOC23/ SUM1,QUAD1
ISN      5      REAL * 4      SUM1(21,15,15), QUAD1(21,15,15)
ISN      6      COMMON /BLOC50/ MED,DP,CV,CAS
ISN      7      REAL * 4      MED(6), DP(6), CV(6), CAS(6)
ISN      8      COMMON /BLOC60/ QMED,QDP,QCV,QCAS
ISN      9      REAL * 4      QMED(6), QDP(6), QCV(6),QCAS(6)
ISN     10      DATA T /10.,100.,1000.,10000.,100000./

ISN     11      CODI = 3
ISN     12      DO 10 I = 1,5
ISN     13          CALL CABECA (CODI)
ISN     14          WRITE(6,1001) T(I)
ISN     15          DO 20 J = 1,6
ISN     16              CALL CABEC1 (J)
ISN     17              DO 30 K = 1,TOT
ISN     18                  XX(K) = SUM1(K,J,I)
ISN     19                  YY(K) = QUAD1(K,J,I)
ISN     20      30      CONTINUE
ISN     21          CALL ORDENE(XX,TOT)
ISN     22      C      WRITE (6,1002)
ISN     23          CALL ESTO1(XX,TOT,J)

ISN     24          CALL ORDEN1(YY,TOT)
ISN     25      C      WRITE (6,1003)
ISN     26      20      CONTINUE
ISN     27          CODI = 5
ISN     28          CALL CABECA (CODI)
ISN     29          WRITE (6,1001)T(I)
ISN     30      10      CALL TELA
ISN     31      C      CONTINUE
ISN     32      C      DECLARACAO DOS FORMATOS
ISN     33      C
ISN     34      1001  FORMAT ( 2(/),30X,' ANALISE PARA TR = ',FB.1,1X,' ANOS',/ )
ISN     35      1002  FORMAT ( 45X,'Q.TEOR. - Q.EST. ',/ )
ISN     36      1003  FORMAT ( 45X,'(Q.TEOR. - Q.EST.) ** 2 ',/ )
ISN     37      RETURN
ISN     38      END
  
```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST t
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHAI

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

```

ISN      1      SUBROUTINE CABEC1(IND)
C*****
C*      OBJETIVO - IMPRESSAO DE CABECALHO PADRAO      *
C*      =====
C*****
C
ISN      2      INTEGER * 4      IND

ISN      3      IF (IND.EQ.1) WRITE(6,1003)
ISN      5      IF (IND.EQ.2) WRITE(6,1004)
ISN      7      IF (IND.EQ.3) WRITE(6,1005)
ISN      9      IF (IND.EQ.4) WRITE(6,1006)
ISN     11      IF (IND.EQ.5) WRITE(6,1007)
ISN     13      IF (IND.EQ.6) WRITE(6,1008)

C      DECLARACAO DOS FORMATOS
C
ISN     15     1003  FORMAT (40X,' DISTRIBUICAO ... LOG-NORMAL 3 PAR. ',//)
ISN     16     1004  FORMAT (40X,' DISTRIBUICAO ... GUMBEL ',//)
ISN     17     1005  FORMAT (40X,' DISTRIBUICAO ... EXPONENCIAL ',//)
ISN     18     1006  FORMAT (40X,' DISTRIBUICAO ... LOG-NORMAL 2 PAR. ',//)
ISN     19     1007  FORMAT (40X,' DISTRIBUICAO ... PEARSON 3 PAR. ',//)
ISN     20     1008  FORMAT (40X,' DISTRIBUICAO ... LOG-PEARSON 3 PAR. ',//)

ISN     21      RETURN
ISN     22      END

ISN      1      SUBROUTINE ESTO1 ( AX, TOT, IND1)
C*****
C*      OBJETIVO - CALCULO DA MEDIA , DESVIO PADRAO E DO COEFICIENTE      *
C*      ===== DE ASSIMETRIA      *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER*4      TOT, IND1
ISN      3      REAL*4      AX(21), LCAS, LCV, LMED, LDP, VARA,
1      S1, S2, S3, S4,
2      AUX2, AUX3, AUX4, AUX5
ISN      4      COMMON /BLOC50/ MED,DP,CV,CAS
ISN      5      REAL * 4      MED(6), DP(6), CV(6), CAS(6)

C      CALCULO DA MEDIA ARITMETICA
ISN      6      S1 = 0.
ISN      7      S2 = 0.
ISN      8      S3 = 0.
ISN      9      S4 = 0.

ISN     10      DO 10 J = 1,TOT
ISN     11          S1 = S1 + AX(J)
ISN     12          S2 = S2 + AX(J)* AX(J)
ISN     13          S3 = S3 + AX(J)* AX(J)* AX(J)
ISN     14          S4 = S4 + AX(J)* AX(J)* AX(J)* AX(J)
ISN     15      10  CONTINUE

ISN     16      LMED = S1/TOT
ISN     17      MED(IND1)= LMED
C      CALCULO DA DESVIO PADRAO
ISN     18      VARA = (S2 -( TOT*LMED*LMED )) / (TOT-1)
ISN     19      LDP = SQRT(VARA)
ISN     20      DP(IND1) = LDP
C      CALCULO DO COEFICIENTE DE VARIACAO
ISN     21      LCV = LDP / LMED
ISN     22      CV(IND1) = LCV
C      CALCULO DO COEFICIENTE DE ASSIMETRIA
ISN     23      AUX2 = 2.*TOT*LMED*LMED*LMED
ISN     24      AUX3 = 3.*LMED*S2
ISN     25      AUX4 = LDP*LDP*LDP
ISN     26      AUX5 = FLOAT(TOT)/FLOAT( (TOT-1)*(TOT-2) )

ISN     27      LCAS = ( (S3-AUX3+AUX2) *AUX5) / AUX4
ISN     28      CAS(IND1) = LCAS

C      WRITE(6,999) TOT,LMED, LDP, LCV, LCAS
C99      FORMAT (/,5X,' TOTAL DE VALORES ' ,I4,/,
C      1      5X,' MEDIA : ',F15.5,/,
C      1      5X,' DESVIO PADRAO : ',F15.5,/,
    
```

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

C 1 5X, ' COEF.VARIACAO : ',F15.5,/,
 C 1 5X, ' COEF.ASSIM. : ',F15.5,//)

ISN 29 RETURN
 ISN 30 END

ISN 1 SUBROUTINE ESTOO (X, TOT, LCAS, LCV, LDP, LMED)
 C*****
 C* OBJETIVO - CALCULO DA MEDIA , DESVIO PADRAO E DO COEFICIENTE *
 C* ===== DE ASSIMETRIA *
 C*****

C DEFINICAO DAS VARIAVEIS
 ISN 2 INTEGER*4 TOT
 ISN 3 REAL*4 X(1), LCAS, LCV, LMED, LDP, VARA,
 1 S1, S2, S3, S4,
 2 AUX2, AUX3, AUX4, AUX5

C CALCULO DA MEDIA ARITMETICA

ISN 4 S1 = 0.
 ISN 5 S2 = 0.
 ISN 6 S3 = 0.
 ISN 7 S4 = 0.

ISN 8 DO 10 J = 1, TOT
 ISN 9 S1 = S1 + X(J)
 ISN 10 S2 = S2 + X(J)* X(J)
 ISN 11 S3 = S3 + X(J)* X(J)* X(J)
 ISN 12 S4 = S4 + X(J)* X(J)* X(J)* X(J)
 ISN 13 10 CONTINUE

ISN 14 LMED = S1/TOT

C CALCULO DA DESVIO PADRAO
 ISN 15 VARA = (S2 -(TOT*LMED*LMED)) / (TOT-1)
 ISN 16 LDP = SQRT(VARA)

C CALCULO DO COEFICIENTE DE VARIACAO
 ISN 17 LCV = LDP / LMED

C CALCULO DO COEFICIENTE DE ASSIMETRIA
 ISN 18 AUX2 = 2.*TOT*LMED*LMED*LMED
 ISN 19 AUX3 = 3.*LMED*S2
 ISN 20 AUX4 = LDP*LDP*LDP
 ISN 21 AUX5 = FLOAT(TOT)/FLOAT((TOT-1)*(TOT-2))

ISN 22 LCAS = ((S3-AUX3+AUX2) *AUX5) / AUX4

ISN 23 WRITE(6,999) TOT,LMED, LDP, LCV, LCAS
 ISN 24 999 FORMAT (5(/),5X, ' TOTAL DE VALORES = ',I4,/,
 1 5X, ' MEDIA : ',F15.5,/
 1 5X, ' DESVIO PADRAO : ',F15.5,/,
 1 5X, ' COEF.VARIACAO : ',F15.5,/,
 1 5X, ' COEF.ASSIM. : ',F15.5)

ISN 25 RETURN
 ISN 26 END

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST N
NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHAR

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

```
ISN      1      SUBROUTINE AJUSOO (LCAS,LCV,LDP,LMED,INDEX,NAM,AUX)
C*****
C*      OBJETIVO - AJUSTE DE AMOSTRAS CUJOS NUMEROS ESTAO DISTRIBUIDOS *
C*      ===== DE ACORDO COM A LOG-NORMAL DE TRES PARAMETROS *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      NAM, CODI, CHAVE, IND, INDEX, AUX
ISN      3      REAL * 4      LCAS, LCV, LMED, A, B, XO, LDP, GAMA
ISN      4      COMMON/BLOC05/ VT
ISN      5      REAL * 4      VT(6,5)
C
C      CALCULO DOS VALORES CONSIDENADO TODA A SERIE
C      HISTORICA, PARA DETERMINADO (TR)
C
C.....LOG-NORMAL A TRES PARAMETROS
C
ISN      6      CODI = 0
ISN      7      IND = 1
ISN      8      CALL PARAM1 (CODI,LCAS,LCV,LMED,A,B,XO,CHAVE)
ISN      9      CALL GERALN (A,B,XO,IND,AUX)
C
C.....GUMBEL
ISN     10      IND = 2
ISN     11      CALL AJGB01 (LCAS,LDP,LMED,IND,AUX)
C
C.....EXPONENCIAL
ISN     12      IND = 3
ISN     13      CALL AJEX01 (LCAS,LDP,LMED,IND,AUX)
C
C.....LOG-NORMAL A DOIS PARAMETROS
ISN     14      IND = 4
ISN     15      CALL AJLN21 (LCAS,LCV,LMED,IND,AUX)
C
C.....PEARSON A TRES PARAMETROS
ISN     16      IND = 5
ISN     17      CALL PARAM2(CODI,LCAS,LCV,LMED,A,B,GAMA,CHAVE)
ISN     18      CALL GERAP(A,B,GAMA,IND,AUX)
C
C.....LOG-PEARSON A TRES PARAMETROS
ISN     19      IND = 6
ISN     20      CALL PARAM3(CODI,LCAS,LCV,LMED,A,B,GAMA,CHAVE)
ISN     21      CALL GERALP(A,B,GAMA,IND,AUX)
ISN     22      RETURN
ISN     23      END
```

STATISTICS SOURCE STATEMENTS = 23, PROGRAM SIZE = 1296 BYTES, PROGRAM NAME = AJUSOO PAGE:

STATISTICS NO DIAGNOSTICS GENERATED.

AJUSOO END OF COMPILATION 20 *****

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST 1:
NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHAF

.......1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

```
ISN 1 SUBROUTINE GERALN (A,B,XO,IND,AUX)
C*****
C* OBJETIVO : CALCULO DE VALORES, SEGUNDO LOG-NORMAL A *
C* 3 PARAMETROS, PARA OS TEMPO DE RECORRENCIA *
C* FIXADOS, CONSIDERANDO TODA A AMOSTRA. *
C*****
C DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN 2 INTEGER * 4 IND, AUX
ISN 3 REAL * 4 T(5),
1 XO, A, B, AUX1
ISN 4 REAL * 16 Q,AX
ISN 5 COMMON/BLOCOS/ VT
ISN 6 REAL * 4 VT(6,5)
ISN 7 DATA T/10.,100.,1000.,10000.,100000./

ISN 8 DO 10 I = 1,5
ISN 9 Q = 1./T(I)
ISN 10 CALL IGAUSS(Q,AX)
ISN 11 AUX1 = ( AX-B ) / A
ISN 12 VT(IND,I) = XO+EXP(AUX1)
ISN 13 10 CONTINUE
C
C IMPRESSAO DOS RESULTADOS
ISN 14 WRITE(6,1000) AUX
ISN 15 WRITE(6,1001)( VT(IND,I),I=1,5 )

ISN 16 1000 FORMAT(3(/),5X,' AJUSTE LOG-NORMAL 3 PAR..... SERIE COMPLETA ',/,
1 5X,' TAM. SERIE HISTORICA = ',I5,' ELEMENTOS',/)
ISN 17 1001 FORMAT(14X,'X(TR)',8X,'10',15X,'100',15X,'1000',15X,'10000',
1 15X,'100000',//,16X,5(F15.5,5X))

ISN 18 RETURN
ISN 19 END
```

```
ISN 1 SUBROUTINE AJGBO1 (LCAS,LDP,LMED,IND,AUX)
C*****
C* OBJETIVO : AJUSTE DA DISTRIBUICAO GUMBEL *
C*****
C DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN 2 INTEGER * 4 IND, AUX
ISN 3 REAL * 4 AUX1, AUX2, T(5), KG(5),
1 LCAS, LMED, LDP
ISN 4 COMMON/BLOCOS/ VT
ISN 5 REAL * 4 VT(6,5)
ISN 6 DATA T/10.,100.,1000.,10000.,100000./

ISN 7 DO 5 I =1,5
ISN 8 AUX1 = 1. - 1./T(I)
ISN 9 AUX2 = ALOG ( -ALOG(AUX1) )
ISN 10 KG(I) = - (0.45 + 0.7797 * AUX2)
ISN 11 VT(IND,I) = LMED + LDP*KG(I)
ISN 12 5 CONTINUE
C
C IMPRESSAO DOS RESULTADOS
ISN 13 WRITE(6,1000) AUX
ISN 14 WRITE(6,1001)( VT(IND,I),I=1,5 )

ISN 15 1000 FORMAT(3(/),5X,' AJUSTE GUMBEL ..... SERIE COMPLETA ',/,
1 5X,' TAM. SERIE HISTORICA = ',I5,' ELEMENTOS',/)
ISN 16 1001 FORMAT(14X,'X(TR)',8X,'10',15X,'100',15X,'1000',15X,'10000',
1 15X,'100000',//,16X,5(F15.5,5X))

ISN 17 RETURN
ISN 18 END
```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHA

.....1.....2.....3.....4.....5.....6.....7......8

```

ISN      1      SUBROUTINE AJEXO1 (LCAS,LDP,LMED,IND,AUX)
C*****
C*      OBJETIVO : AJUSTE DA DISTRIBUICAO GUMBEL      *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      IND,AUX
ISN      3      REAL * 4      T(5), KE(5),LCAS,LMED,LDP
ISN      4      COMMON/BLOC05/ VT
ISN      5      REAL * 4      VT(6,5)
ISN      6      DATA T/10.,100.,1000.,10000.,100000./

ISN      7      DO 14 J = 1,5
ISN      8      KE(J) = - ( 1.+ALOG(1./T(J)) )
ISN      9      VT(IND,J) = LMED + LDP*KE(J)
ISN     10     14      CONTINUE
C
C      IMPRESSAO DOS RESULTADOS
ISN     11     WRITE(6,1000) AUX
ISN     12     WRITE(6,1001)( VT(IND,I),I=1,5 )

ISN     13     1000  FORMAT(3(/),5X,' AJUSTE EXPONENCIAL ..... SERIE COMPLETA ',/,
ISN     14     1001  FORMAT(14X,'X(TR)',8X,'10',15X,'100',15X,'1000',15X,'10000',
ISN     15     1      15X,'100000',//,16X,5(F15.5,5X))

ISN     15     RETURN
ISN     16     END

ISN      1      SUBROUTINE AJLN21 (LCAS,LCV,LMED,IND,AUX)
C*****
C*      OBJETIVO : AJUSTE DA DISTRIBUICAO LOG-NORMAL 2 PAR.      *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      IND,AUX
ISN      3      REAL * 4      T(5), AUX1, AUX2, AUX3, AUX4,
ISN      4      1      VARY, MEDY,LCAS,LCV,LMED
ISN      5      REAL * 16      Q , AX
ISN      6      COMMON/BLOC05/ VT
ISN      7      REAL * 4      VT(6,5)
ISN      8      DATA T/10.,100.,1000.,10000.,100000./

ISN      9      AUX1 = LCV*LCV+1.
ISN     10     AUX2 = ALOG(LMED)
ISN     11     VARY = ALOG(AUX1)
ISN     12     MEDY = AUX2 - (VARY*0.5)
ISN     13     AUX3 = SQRT(VARY)

ISN     14     DO 20 J = 1,5
ISN     15     Q = 1./T(J)
ISN     16     CALL IGAUSS(Q,AX)
ISN     17     AUX4 = MEDY + (AX *AUX3)
ISN     18     -      VT(IND,J) = EXP (AUX4)
ISN     19     20      CONTINUE
C
C      IMPRESSAO DOS RESULTADOS
ISN     20     WRITE(6,1000) AUX
ISN     21     WRITE(6,1001)( VT(IND,I),I=1,5 )

ISN     22     1000  FORMAT(3(/),5X,' AJUSTE LOG-NORMAL 2 PAR..... SERIE COMPLETA ',/,
ISN     23     1001  FORMAT(14X,'X(TR)',8X,'10',15X,'100',15X,'1000',15X,'10000',
ISN     24     1      15X,'100000',//,16X,5(F15.5,5X))

ISN     23     RETURN
ISN     24     END

```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST i
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHA

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8:

```

ISN      1      SUBROUTINE GERAP (A,B,GAMA,IND,AUX)
C*****
C*      OBJETIVO :   CALCULO DE VALORES,   SEGUNDO   PEARSON   *
C*      3 PARAMETROS, PARA OS TEMPO DE RECORRENCIA   *
C*      FIXADOS.   *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4   IND, AUX
ISN      3      REAL * 4     T(5),T1(5),
1          GAMA, A, B
ISN      4      REAL * 16    Q, AX, V, CHI
ISN      5      COMMON/BLOCOS/ VT
ISN      6      REAL * 4     VT(6,5)
ISN      7      DATA T/10.,100.,1000.,10000.,100000./

ISN      8          V = 2. * GAMA
ISN      9          IF ( A.LT.O. )
1          THEN
ISN     10              DO 1 K = 1,5
ISN     11                  T1(K) = 1./T(K)
ISN     12          1      CONTINUE
ISN     13          ELSE
ISN     14              DO 2 K = 1,5
ISN     15                  T1(K) = 1.-1./T(K)
ISN     16          2      CONTINUE
ISN     17          ENDDIF

C.....
ISN     18          DO 15 J = 1,5
ISN     19              Q=T1(J)
ISN     20              IF ( Q.GE.O.5) GO TO 111
ISN     21              CALL IGAUSS( Q,AX)
ISN     22              AX=-AX
ISN     23              GO TO 222
ISN     24          111      CALL IGAUSS(1.-Q,AX)
ISN     25          222      CALL INVCHI(V,AX,Q,CHI)
ISN     26              VT(IND,J) = ( CHI/(2.*A) + B )
ISN     27          15      CONTINUE
C
C      IMPRESSAO DOS RESULTADOS
ISN     28          WRITE(6,1000) AUX
ISN     29          WRITE(6,1001)( VT(IND,I),I=1,5 )

ISN     30          1000  FORMAT(3(/),5X,' AJUSTE PEARSON 3 PAR..... SERIE COMPLETA ',/,
1          5X,' TAM. SERIE HISTORICA = ',I5,' ELEMENTOS',/)
ISN     31          1001  FORMAT(14X,'X(TR)',8X,'10',15X,'100',15X,'1000',15X,'10000',
1          15X,'100000',/,16X,5(F15.5,5X))

ISN     32          RETURN
ISN     33          END
    
```

STATISTICS SOURCE STATEMENTS = 33, PROGRAM SIZE = 2096 BYTES, PROGRAM NAME = GERAP PAGE:

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST #
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHAI

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....B

```

ISN      1      SUBROUTINE GERALP (A,B,GAMA,IND,AUX)
C*****
C*      OBJETIVO :   CALCULO DE VALORES,   SEGUNDO   PEARSON   *
C*      3 PARAMETROS, PARA OS TEMPO DE RECORRENCIA   *
C*      FIXADOS.   *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      IND, AUX
ISN      3      REAL * 4      T(5),T1(5),
1      GAMA, A, B
ISN      4      REAL * 16      Q, AX, V, CHI
ISN      5      COMMON/BLOCOS/ VT
ISN      6      REAL * 4      VT(6,5)
ISN      7      DATA T/10.,100.,1000.,10000.,100000./

ISN      8      V = 2. * GAMA
ISN      9      IF ( A.LT.O.)
1      THEN
ISN     10      DO 1 K = 1,5
ISN     11      T1(K) = 1./T(K)
ISN     12      1      CONTINUE
ISN     13      ELSE
ISN     14      DO 2 K = 1,5
ISN     15      T1(K) = 1.-1./T(K)
ISN     16      2      CONTINUE
ISN     17      ENDIF
C.....
ISN     18      DO 15 J = 1,5
ISN     19      Q=T1(J)
ISN     20      IF ( Q.GE.O.5) GO TO 111
ISN     21      CALL IGAUSS( Q,AX)
ISN     22      AX=-AX
ISN     23      GO TO 222
ISN     24      111      CALL IGAUSS(1.-Q,AX)
ISN     25      222      CALL INVCHI(V,AX,Q,CHI)
ISN     26      VT(IND,J) = EXP ( CHI/(2.*A) + B )

ISN     27      15      CONTINUE
C
C      IMPRESSAO DOS RESULTADOS
ISN     28      WRITE(6,1000) AUX
ISN     29      WRITE(6,1001)( VT(IND,I),I=1,5 )

ISN     30      1000  FORMAT(3(/),5X,' AJUSTE LOG-PEARSON 3 PAR.... SERIE COMPLETA ',/,
1      5X,' TAM. SERIE HISTORICA = ',I5,' ELEMENTOS',/)
ISN     31      1001  FORMAT(14X,'X(TR)',8X,'10',15X,'100',15X,'1000',15X,'10000',
1      15X,'100000',//,16X,5(F15.5,5X))

ISN     32      RETURN
ISN     33      END

```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST N
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LONGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHAR

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

```

ISN      1      SUBROUTINE ESTQ2 ( AX, TOT, IND1)
C*****
C*      OBJETIVO = CALCULO DA MEDIA , DESVIO PADRAO E DO COEFICIENTE *
C*      ===== DE ASSIMETRIA *
C*****
C          DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER*4      TOT, IND1
ISN      3      REAL*4        AX(21), LCAS, LCV, LMED, LDP, VARA,
                1          S1, S2, S3, S4,
                2          AUX2, AUX3, AUX4, AUX5
ISN      4      COMMON /BLOC60/ QMED,QDP,QCV,QCAS
ISN      5      REAL * 4      QMED(6), QDP(6), QCV(6),QCAS(6)

C          CALCULO DA MEDIA ARITMETICA
ISN      6      S1 = 0.
ISN      7      S2 = 0.
ISN      8      S3 = 0.
ISN      9      S4 = 0.
ISN     10      DO 10 J = 1,TOT
ISN     11          S1 = S1 + AX(J)
ISN     12          S2 = S2 + AX(J)* AX(J)
ISN     13          S3 = S3 + AX(J)* AX(J)* AX(J)
ISN     14          S4 = S4 + AX(J)* AX(J)* AX(J)* AX(J)
ISN     15      10      CONTINUE

ISN     16      LMED = S1/TOT
ISN     17      QMED(IND1) = LMED
C          CALCULO DA DESVIO PADRAO
ISN     18      VARA = (S2 -( TOT*LMED*LMED )) / (TOT-1)
ISN     19      LDP = SQRT(VARA)
ISN     20      QDP(IND1) = LDP
C          CALCULO DO COEFICIENTE DE VARIACAO
ISN     21      LCV = LDP / LMED
ISN     22      QCV(IND1) = LCV
C          CALCULO DO COEFICIENTE DE ASSIMETRIA
ISN     23      AUX2 = 2.*TOT*LMED*LMED*LMED
ISN     24      AUX3 = 3.*LMED*S2
ISN     25      AUX4 = LDP*LDP*LDP
ISN     26      AUX5 = FLOAT(TOT)/FLOAT( (TOT-1)*(TOT-2) )

ISN     27      LCAS = ( (S3-AUX3+AUX2) *AUX5) / AUX4
ISN     28      QCAS(IND1) = LCAS

C          WRITE(6,999) TOT,LMED, LDP, LCV, LCAS
C99      FORMAT (/,5X,' TOTAL DE VALORES = ',I4,/,
C          1      5X,' MEDIA : ',F15.5,/
C          1      5X,' DESVIO PADRAO : ',F15.5,/,
C          1      5X,' COEF.VARIACAO : ',F15.5,/,
C          1      5X,' COEF.ASSIM. : ',F15.5,/)

ISN     29      RETURN
ISN     30      END
    
```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHAF

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

```

ISN      1      SUBROUTINE TELA
ISN      2      COMMON/DAD1/      NOMFLU,CODFLU
ISN      3      CHARACTER * 30    NOMFLU(21)
ISN      4      CHARACTER * 9     CODFLU(21)
ISN      5      COMMON /BLOC50/   MED,DP,CV,CAS
ISN      6      REAL * 4          MED(6), DP(6), CV(6), CAS(6)
ISN      7      COMMON /BLOC60/   QMED,QDP,QCV,QCAS
ISN      8      REAL * 4          QMED(6), QDP(6), QCV(6),QCAS(6)
ISN      9      COMMON /BLOC80/   MAX,MIN,PMAX,PMIN
ISN     10      INTEGER * 4        PMAX,PMIN
ISN     11      REAL * 4          MAX,MIN
ISN     12      COMMON /BLOC90/   QMAX,QMIN,QPMAX,QPMIN
ISN     13      INTEGER * 4        QPMAX,QPMIN
ISN     14      REAL * 4          QMAX,QMIN

ISN     15      WRITE (6,1111)
ISN     16      WRITE (6,1112)
ISN     17      WRITE (6,1113) (MED(I),I=1,6)
ISN     18      WRITE (6,1114) (DP(I),I=1,6)

ISN     19      WRITE (6,1117)
ISN     20      WRITE (6,1112)
ISN     21      WRITE (6,1113) (QMED(I),I=1,6)
ISN     22      WRITE (6,1114) (QDP(I),I=1,6)

ISN     23      1111  FORMAT (30X,' (Q1-Q2)/QTOTAL',/)
ISN     24      1112  FORMAT (/ ,14X,'LN3P',5X,'GBEL',3X,'EXPO',4X,'LN2P',
1          5X,'P3P',5X,'LP3P',2(/) )
ISN     25      1113  FORMAT (2X,'MEDIA',6X,6(F6.3,2X),/)
ISN     26      1114  FORMAT (2X,'DESV.PAD.',2X,6(F6.3,2X),/)
C115     26      1115  FORMAT (2X,'COEF.VAR.',2X,6(F6.3,2X),/)
C116     26      1116  FORMAT (2X,'COEF.ASS.',2X,6(F6.3,2X),/)
ISN     27      1117  FORMAT (2(/),30X,'(Q1-Q2)/QTOTAL * * 2',/ )
C118     27      1118  FORMAT ( 5X,'MINIMA DIFERENCA = ',F7.4,5X,'POSTO ',I4,5X,A30./,
C          1          5X,'MAXIMA DIFERENCA = ',F7.4,5X,'POSTO ',I4,5X,A30./)

ISN     28      RETURN
ISN     29      END
    
```

STATISTICS SOURCE STATEMENTS = 29, PROGRAM SIZE = 1544 BYTES, PROGRAM NAME = TELA PAGE:

STATISTICS NO DIAGNOSTICS GENERATED.

TELA END OF COMPILATION 28 *****

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODACK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST F
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHAF

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....8

```

ISN      1      SUBROUTINE AJLN3P (NAM,CODI,CONT)
C*****
C*      OBJETIVO :   AJUSTE DA DISTRIBUICAO      *
C*      LOG-NORMAL A 3 PARAMETROS                *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4   NAM,CODI,CONT,NCONT,CHAVE
ISN      3      REAL * 4     XO,A,B
ISN      4      COMMON/BLOC01/ XA,DPA,CASS,CURT,CVAR
ISN      5      REAL * 4     XA(150),DPA(150),CASS(150),
1          CURT(150),CVAR(150)
ISN      6      COMMON/BLOC06/ RES
ISN      7      REAL * 4     RES(100,5)

ISN      8      DO 5 I =1,NAM
ISN      9      CALL PARAM1( CODI, CASS(I),CVAR(I),XA(I),A,B,XO,CHAVE)
C.....
ISN     10      IF (CHAVE.EQ.0)
1          THEN
ISN     11          NCONT = NCONT +1
ISN     12          DO 10 J = 1,5
ISN     13              RES(I,J) = 0.
ISN     14      10      CONTINUE
ISN     15          GO TO 5
ISN     16      ENDIF
C.....
ISN     17      CALL GERAL1(A,B,XO,I)
ISN     18      5      CONTINUE
ISN     19      CONT = NAM - NCONT

ISN     20      IMOO = 0
ISN     21      IF (IMOO.EQ.1) GO TO 100
C      IMPRESSAO DOS RESULTADOS
C
ISN     22      DO 99 I =1,100
ISN     23          WRITE(6,1111) I,(RES(I,J),J=1,5)
ISN     24      1111      FORMAT (5X,I4,2X,5(F7.4,3X) )
ISN     25      99      CONTINUE
ISN     26      100      WRITE (6,1112) CONT , NCONT
ISN     27      1112      FORMAT (/,5X,56(' '),/,3X,'AJUSTES POSSIVEIS :',I4,/,3X,
1          'AJUSTES INDETERMINADOS :',I4,/)
ISN     28      RETURN
ISN     29      END

ISN      1      SUBROUTINE GERAL1 (A,B,XO,I)
C*****
C*      OBJETIVO :   CALCULO DE VALORES, SEGUNDO LOG-NORMAL A      *
C*      3 PARAMETROS, PARA OS TEMPO DE RECORRENCIA                *
C*      FIXADOS, PARA CADA SUB-AMOSTRA.                            *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      REAL * 4     T(5),
1          XO, A, B, AUX1
ISN      3      REAL * 16    Q,AX
ISN      4      COMMON/BLOC06/ RES
ISN      5      REAL * 4     RES(100,5)
ISN      6      DATA T/10.,100.,1000.,10000.,100000./

ISN      7      DO 5 J = 1,5
ISN      8          Q = 1./T(J)
ISN      9          CALL IGAUSS(Q,AX)
ISN     10          AUX1 = ( AX-B ) / A
ISN     11          RES(I,J) = XO+EXP(AUX1)
ISN     12      5      CONTINUE

ISN     13      RETURN
ISN     14      END

```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CH

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....

```

ISN      1      SUBROUTINE AJGBEL (NAM,CONT)
C*****
C*      OBJETIVO :  AJUSTE DA DISTRIBUICAO GUMBEL      *
C*      METODO DOS MOMENTOS                          *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      NAM,CONT,NCONT
ISN      3      REAL * 4      AUX1,AUX2,T(5),KG(5)
ISN      4      COMMON/BLOC01/  XA,DPA,CASS,CURT,CVAR
ISN      5      REAL * 4      XA(150),DPA(150),CASS(150),
1      CURT(150),CVAR(150)
ISN      6      COMMON/BLOC06/  RES
ISN      7      REAL * 4      RES(100,5)
ISN      8      DATA T/10.,100.,1000.,10000.,100000./

ISN      9      NCONT = 0
ISN     10      DO 5 I =1,5
ISN     11          AUX1 = 1. - 1./T(I)
ISN     12          AUX2 = ALOG ( -ALOG(AUX1) )
ISN     13          KG(I) = - (0.45 + 0.7797 * AUX2)
ISN     14      5      CONTINUE

ISN     15      DO 15 I = 1,NAM
ISN     16          DO 20 J = 1,5
ISN     17              RES(I,J) = XA(I) + DPA(I)*KG(J)
ISN     18      20      CONTINUE
ISN     19      15      CONTINUE
ISN     20      CONT = NAM
ISN     21      IMOO = 1
ISN     22      IF (IMOO.EQ.1) GO TO 100

C
C      IMPRESSAO DOS RESULTADOS
ISN     23      DO 99 I =1,100
ISN     24          WRITE(6,1111) I,(RES(I,J),J=1,5)
ISN     25      1111      FORMAT (5X,I4,2X,5(F7.4,3X) )
ISN     26      99      CONTINUE
ISN     27      100      WRITE (6,1112) CONT , NCONT
ISN     28      1112      FORMAT (/,5X,56(' '),/,3X,'AJUSTES POSSIVEIS :',I4,/,3X,
1      'AJUSTES INDETERMINADOS :',I4,/)
ISN     29      RETURN
ISN     30      END
    
```

STATISTICS SOURCE STATEMENTS = 30, PROGRAM SIZE = 1796 BYTES, PROGRAM NAME = AJGBEL PAC

STATISTICS NO DIAGNOSTICS GENERATED.

AJGBEL END OF COMPILATION 20 *****

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTES1
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) C+

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....

```

ISN      1      SUBROUTINE AJLN2P (NAM,CONT)
C*****
C*      OBJETIVO : AJUSTE DA DISTRIBUICAO LOG-NORMAL 2 PAR. *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      NAM,CONT,NCONT
ISN      3      REAL * 4      T(5),AUX1,AUX2,AUX3,AUX4,
1      VARY,MEDY
ISN      4      REAL * 16      Q,AX
ISN      5      COMMON/BLOCO1/ XA,DPA,CASS,CURT,CVAR
ISN      6      REAL * 4      XA(150),DPA(150),CASS(150),
1      CURT(150),CVAR(150)
ISN      7      COMMON/BLOCO6/ RES
ISN      8      REAL * 4      RES(100,5)

ISN      9      DATA T/10.,100.,1000.,10000.,100000./

ISN     10      NCONT = 0
ISN     11      DO 15 I = 1,NAM
ISN     12      AUX1 = CVAR(I)*CVAR(I)+1.
ISN     13      AUX2 = ALOG(XA(I))
ISN     14      VARY = ALOG(AUX1)
ISN     15      MEDY = AUX2 - (VARY*0.5)
ISN     16      AUX3 = SQRT(VARY)

ISN     17      DO 20 J = 1,5
ISN     18      Q = 1./T(J)
ISN     19      CALL IGAUSS(Q,AX)
ISN     20      AUX4 = MEDY + (AX *AUX3)
ISN     21      RES(I,J) = EXP (AUX4)
ISN     22      20      CONTINUE
ISN     23      15      CONTINUE

ISN     24      CONT = NAM
ISN     25      IMOO = 0
ISN     26      IF (IMOO.EQ.1) GO TO 100

C
C      IMPRESSAO DOS RESULTADOS
ISN     27      DO 99 I =1,NAM
ISN     28      WRITE(6,1111) I,(RES(I,J),J=1,5)
ISN     29      1111      FORMAT (5X,14,2X,5(F7.4,3X) )
ISN     30      99      CONTINUE
ISN     31      100      WRITE (6,1112) CONT , NCONT
ISN     32      1112      FORMAT (/,5X,56('*'),/,3X,'AJUSTES POSSIVEIS :',14,/,3X,
1      'AJUSTES INDETERMINADOS :',14,/)

ISN     33      RETURN
ISN     34      END
    
```

STATISTICS SOURCE STATEMENTS = 34, PROGRAM SIZE = 2032 BYTES, PROGRAM NAME = AJLN2P PAC

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CH

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....

```

ISN      1      SUBROUTINE AJEXPO (NAM,CONT)
C*****
C*      OBJETIVO :  AJUSTE DA DISTRIBUICAO EXPONENCIAL      *
C*      METODO DOS MOMENTOS                                *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      NAM,CONT,NCONT
ISN      3      REAL * 4      T(5), KE(5)
ISN      4      COMMON/BLOC01/  XA,DPA,CASS,CURT,CVAR
ISN      5      REAL * 4      XA(150), DPA(150), CASS(150),
1      CURT(150), CVAR(150)
ISN      6      COMMON/BLOC06/  RES
ISN      7      REAL * 4      RES(100,5)
ISN      8      DATA T/10.,100.,1000.,10000.,100000./

ISN      9      NCONT = 0
ISN     10      DO 14 J = 1,5
ISN     11          KE(J) = - ( 1.+ALOG(1./T(J)) )
ISN     12      14      CONTINUE
ISN     13      DO 15 I = 1,NAM
ISN     14          DO 20 J = 1,5
ISN     15              RES(I,J) = XA(I) + DPA(I)*KE(J)
ISN     16      20      CONTINUE
ISN     17      15      CONTINUE

ISN     18      CONT = NAM
ISN     19      IMOO = 1
ISN     20      IF (IMOO.EQ.1) GO TO 100

C
C      IMPRESSAO DOS RESULTADOS
ISN     21      DO 99 I =1,NAM
ISN     22          WRITE(6,1111) I,(RES(I,J),J=1,5)
ISN     23      1111      FORMAT (5X,I4,2X,5(F7.4,3X) )
ISN     24      99      CONTINUE
ISN     25      100      WRITE (6,1112) CONT , NCONT
ISN     26      1112      FORMAT (/,5X,56(' '),/,3X,'AJUSTES POSSIVEIS :',I4,/,3X,
1      'AJUSTES INDETERMINADOS :',I4,/)
ISN     27      RETURN
ISN     28      END
    
```

STATISTICS SOURCE STATEMENTS = 28, PROGRAM SIZE = 1712 BYTES, PROGRAM NAME = AJEXPO PAG

STATISTICS NO DIAGNOSTICS GENERATED.

AJEXPO END OF COMPILATION 21 *****

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CH

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....

```

ISN      1      SUBROUTINE AJGBMV (NAM,ANELEM,CONT)
C*****
C*      OBJETIVO :  AJUSTE DA DISTRIBUICAO GUMBEL          *
C*      METODO DA MAXIMA VEROSSIMILHANCA                *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      NAM,ANELEM,LAUX,CONT,NCONT
ISN      3      REAL * 4      T(5)
ISN      4      COMMON/BLOC01/  XA,DPA,CASS,CURT,CVAR
ISN      5      REAL * 4      XA(150),DPA(150),CASS(150),
1      CURT(150),CVAR(150)
ISN      6      COMMON/BLOC06/  RES
ISN      7      REAL * 4      RES(100,5)
ISN      8      DATA T/10.,100.,1000.,10000.,100000./

ISN      9      NCONT = 0
ISN     10      LAUX = ANELEM
ISN     11      DO 10 I = 1,NAM
ISN     12          CALL PARGB1 (I,LAUX,ALFA,BETA)
ISN     13          DO 15 J = 1,5
ISN     14              AUX1 = 1/T(J)
ISN     15              AUX2 = -ALOG(1-AUX1)
ISN     16              AUX3 = ALOG(AUX2)
ISN     17              RES(I,J) = (BETA -(AUX3/ALFA)) * XA(I)
ISN     18      15      CONTINUE
ISN     19      10      CONTINUE

ISN     20      CONT = NAM
ISN     21      IMOO = 1
ISN     22      IF (IMOO.EQ.1) GO TO 100
C      IMPRESSAO DOS RESULTADOS
C
ISN     23      DO 99 I =1,NAM
ISN     24          WRITE(6,1111) I,(RES(I,J),J=1,5)
ISN     25      1111      FORMAT (5X,I4,2X,5(F7.4,3X) )
ISN     26      99      CONTINUE
ISN     27      100      WRITE (6,1112) CONT , NCONT
ISN     28      1112      FORMAT (/,5X,56(' '),/,3X,'AJUSTES POSSIVEIS :',I4,/,3X,
1      'AJUSTES INDETERMINADOS :',I4,/)
ISN     29      RETURN
ISN     30      END
    
```

STATISTICS SOURCE STATEMENTS = 30, PROGRAM SIZE = 1836 BYTES, PROGRAM NAME = AJGBMV PAG

STATISTICS NO DIAGNOSTICS GENERATED.

AJGBMV END OF COMPILATION 22 *****

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CH

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....

```

ISN      1      SUBROUTINE PARGB1(INDIC,LAUX,ALFA,BETA)
C*****
C*      OBJETIVO :   CALCULO DOS PARAMETROS DE MAXIMA      *
C*      VEROSSIMILHANCA DA DISTRIBUICAO DE GUMBEL      *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIABEIS
ISN      2      INTEGER * 4      LAUX,INDIC,LL
ISN      3      REAL * 4      AUX1,AUX2,AUX3,AUX4,AAAX(5000),
1      ALFA,BETA,ALFAI,
2      SOM1,SOM2,SOM3,SOM4,S,S2,RMED,RDP,
3      F1,DF,H1
ISN      4      COMMON/ORDEN/ X1
ISN      5      REAL * 4      X1(5000)
ISN      6      COMMON/BLOCO1/ XA,DPA,CASS,CURT,CVAR
ISN      7      REAL * 4      XA(150),DPA(150),CASS(150),
1      CURT(150),CVAR(150)

C      INICIALIZACAO DE VARIABEIS
ISN      8      S = 0.
ISN      9      S2 = 0.
ISN     10      DO 5 KK = 1,LAUX
ISN     11      LL = (INDIC-1)*LAUX+KK
ISN     12      AAAX(LL) = X1(LL)/XA(INDIC)
ISN     13      S = S+AAAX(LL)
ISN     14      S2 = S2+AAAX(LL)*AAAX(LL)
ISN     15      5      CONTINUE
ISN     16      RMED = S/LAUX
ISN     17      RDP = (S2-(S*S)/LAUX)/(LAUX-1)
ISN     18      RDP = SQRT(RDP)
C      WRITE(6,*) INDIC,RMED,RDP

ISN     19      ALFAI = 1.2825/RDP
C      WRITE(6,*) ALFAI
ISN     20      IF (ALFAI.GT.3.5) ALFAI = 3.
ISN     22      20      SOM1 = 0.
ISN     23      SOM2 = 0.
ISN     24      SOM3 = 0.
C      WRITE(6,8879) ALFAI
C879      FORMAT(2X,'NOVA ITERACAO , ALFAI = ',F10.5,/)
ISN     25      DO 10 JJ = 1,LAUX
ISN     26      II = (INDIC-1)*LAUX +JJ
ISN     27      AUX1 = 1./ ( EXP(ALFAI*AAAX(II) ) )
ISN     28      SOM1 = SOM1 + AUX1
ISN     29      SOM2 = SOM2 + AAAX(II)*AUX1
ISN     30      SOM3 = SOM3 + AAAX(II)*AAAX(II)*AUX1
ISN     31      10      CONTINUE

C      WRITE(6,*) ALFAI
ISN     32      AUX2 = RMED-(1./ALFAI)
ISN     33      F1 = SOM2 - AUX2 * SOM1
ISN     34      AUX3 = 1./(ALFAI*ALFAI)

ISN     35      DF = -SOM3 + (AUX2*SOM2) - (AUX3*SOM1)
ISN     36      H1 = -F1/DF

ISN     37      IF (ABS(H1).LT.0.001 ) GO TO 30
ISN     38      ALFAI = ALFAI + H1
ISN     39      IF (ALFAI .LT. 0.0 ) ALFAI = 2.*ABS(ALFAI)

ISN     41      GO TO 20

ISN     42      30      ALFA = ALFAI
C      WRITE(6,8889) ALFAI
C889      FORMAT(2X,'ITERACAO FINAL. ALFAI = ',F10.5,/)
ISN     43      AUX4 = ALOG (LAUX/SOM1)
ISN     44      BETA = AUX4 / ALFA

ISN     45      RETURN
ISN     46      END

```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(7) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CH

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....

```

ISN      1      SUBROUTINE AJEXMV (NAM, ANELEM, CONT)
C*****
C*      OBJETIVO :  AJUSTE DA DISTRIBUICAO EXPONENCIAL      *
C*      METODO DA MAXIMA VEROSSIMILHANCA                  *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4  NAM, ANELEM, CONT, NCONT
ISN      3      REAL * 4    T(5), MMIN, A, B
ISN      4      COMMON/VAZAO/ X
ISN      5      REAL * 4    X(5000)
ISN      6      COMMON/BLOC01/ XA, DPA, CASS, CURT, CVAR
ISN      7      REAL * 4    XA(150), DPA(150), CASS(150),
1      CURT(150), CVAR(150)
ISN      8      COMMON/BLOC06/ RES
ISN      9      REAL * 4    RES(100,5)
ISN     10      DATA T/10., 100., 1000., 10000., 100000./

C      ORDENACAO EM ORDEM CRESCENTE
ISN     11      LAUX = ANELEM
ISN     12      DO 10 IN = 1, NAM
ISN     13          K = (IN-1)*LAUX+2
ISN     14          L = (IN-1)*LAUX+LAUX
ISN     15          DO 15 J = K, L
ISN     16              DO 15 I = J, L
ISN     17                  IF ( X(J-1).LE.X(I) ) GO TO 15
ISN     18                  AUX1 = X(J-1)
ISN     19                  X(J-1) = X(I)
ISN     20                  X(I) = AUX1
ISN     21      15      CONTINUE

ISN     22          IN1 = (IN-1)*LAUX+1
ISN     23          MMIN = X(IN1)
ISN     24          A = 1./ ( XA(IN)-MMIN )
ISN     25          B = MMIN
ISN     26          DO 20 J = 1, 5
ISN     27              RES(IN, J) = B-ALOG(1./T(J))/A
ISN     28      20      CONTINUE
ISN     29      10      CONTINUE
ISN     30          CONT = NAM
ISN     31          IMOO = 1
ISN     32          IF (IMOO.EQ.1) GO TO 100

C      IMPRESSAO DOS RESULTADOS
ISN     33      DO 99 I = 1, NAM
ISN     34          WRITE(6, 1111) I, (RES(I, J), J=1, 5)
ISN     35      1111      FORMAT (5X, I4, 2X, 5(F7.4, 3X) )
ISN     36      99      CONTINUE
ISN     37      100      WRITE (6, 1112) CONT , NCONT
ISN     38      1112      FORMAT (/, 5X, 56('*'), /, 3X, 'AJUSTES POSSIVEIS :', I4, /, 3X,
1      'AJUSTES INDETERMINADOS :', I4, /)
ISN     39      RETURN
ISN     40      END
  
```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CH

.....1.....2.....3.....4.....5.....6.....7......

```

ISN      1      SUBROUTINE MOM1 (NAM,ANELEM)
C*****
C*      OBJETIVO - CALCULO DOS PESOS MO E M1, PARA CALCULO DOS      *
C*      ===== PARAMETROS COM BASE NO METODO DOS PESOS      *
C*      PROBABILISTICOS      *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      NAM,IAUX1,IAUX2,ANELEM
ISN      3      REAL * 4      AUX3,AUX4,SOM
ISN      4      COMMON/VAZAO/ X
ISN      5      REAL * 4      X(5000)
ISN      6      COMMON/DAD3/ M1
ISN      7      REAL * 4      M1(100)

ISN      8      IAUX1 = ANELEM
ISN      9      IAUX2 = IAUX1 + 1
ISN     10      DO 10 I =1,NAM
ISN     11          SOM = 0.
ISN     12          DO 15 J = 1,IAUX1
ISN     13              AUX3 = 1. - ( FLOAT(J)/FLOAT(IAUX2) )
ISN     14              AUX4 = (I-1)*IAUX1 + J
ISN     15              SOM = SOM+ X(AUX4) * AUX3
ISN     16      15      CONTINUE
ISN     17              M1(I) = SOM/IAUX1
ISN     18      10      CONTINUE

ISN     19      RETURN
ISN     20      END
    
```

```

ISN      1      SUBROUTINE AJGBPP (NAM,CONT)
C*****
C*      OBJETIVO : AJUSTE DA DISTRIBUICAO GUMBEL      *
C*      METODO DOS PESOS PROBABILISTICOS      *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      NAM,CONT,NCONT
ISN      3      REAL * 4      T(5),CTE1,CTE2,A,M,AUX1,AUX2,AUX3
ISN      4      COMMON/BLOCO1/ XA,DPA,CASS,CURT,CVAR
ISN      5      REAL * 4      XA(150),DPA(150),CASS(150),
ISN      6      1      CURT(150),CVAR(150)
ISN      7      COMMON/BLOCO6/ RES
ISN      8      REAL * 4      RES(100,5)
ISN      9      COMMON/DAD3/ M1
ISN     10      REAL * 4      M1(100)
ISN     11      DATA T/10.,100.,1000.,10000.,100000./

ISN     12      CTE1 = 0.577215665
ISN     13      CTE2 = 0.693147181

ISN     14      DO 10 I = 1,NAM
ISN     15          A = ( XA(I)-2.*M1(I) )/CTE2
ISN     16          M = XA(I) -(A*CTE1)
ISN     17          DO 15 J = 1,5
ISN     18              AUX1 = 1/T(J)
ISN     19              AUX2 = -ALOG(1-AUX1)
ISN     20              AUX3 = ALOG(AUX2)
ISN     21              RES(I,J) = (M -(A*AUX3))
ISN     22      15      CONTINUE
ISN     23      10      CONTINUE

ISN     24      CONT = NAM
ISN     25      IMOO = 1
ISN     26      IF (IMOO.EQ.1) GO TO 100
C      IMPRESSAO DOS RESULTADOS
C
ISN     27      DO 99 I =1,NAM
ISN     28          WRITE(6,1111) I,(RES(I,J),J=1,5)
ISN     29      1111      FORMAT (5X,I4,2X,5(F7.4,3X) )
ISN     30      99      CONTINUE
ISN     31      100      WRITE (6,1112) CONT , NCONT
ISN     32      1112      FORMAT (/,5X,56(' '),/,3X,'AJUSTES POSSIVEIS :',I4,/,3X,
ISN     33      1      'AJUSTES INDETERMINADOS :',I4,/)

ISN     34      RETURN
ISN     35      END
    
```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CH

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....

```

ISN      1      SUBROUTINE AJEXPP (NAM,CONT)
C*****
C*      OBJETIVO :  AJUSTE DA DISTRIBUICAO EXPONENCIAL      *
C*      METODO DOS PESOS PROBABILISTICOS                  *
C*****
C          DEFINICAO DAS VARIABEIS
ISN      2      INTEGER * 4      NAM,CONT,NCONT
ISN      3      REAL * 4      T(5),A,M
ISN      4      COMMON/BLOC01/  XA,DPA,CASS,CURT,CVAR
ISN      5      REAL * 4      XA(150),DPA(150),CASS(150),
1          CURT(150),CVAR(150)
ISN      6      COMMON/BLOC06/  RES
ISN      7      REAL * 4      RES(100,5)
ISN      8      COMMON/DAD3/    M1
ISN      9      REAL * 4      M1(100)
ISN     10      DATA T/10.,100.,1000.,10000.,100000./

ISN     11      DO 10 I = 1,NAM
ISN     12          A = 2.*XA(I)-4.*M1(I)
ISN     13          M = 4.*M1(I)-XA(I)
ISN     14          DO 15 J = 1,5
ISN     15              AUX1 = 1/T(J)
ISN     16              AUX2 = ALOG(AUX1)
ISN     17              RES(I,J) = M -(A*AUX2)
ISN     18          15      CONTINUE
ISN     19          10      CONTINUE

ISN     20      CONT = NAM
ISN     21      IMOO = 1
ISN     22      IF (IMOO.EQ.1) GO TO 100
C          IMPRESSAO DOS RESULTADOS
C
ISN     23      DO 99 I =1,NAM
ISN     24          WRITE(6,1111) I,(RES(I,J),J=1,5)
ISN     25      1111      FORMAT (5X,I4,2X,5(F7.4,3X) )
ISN     26      99      CONTINUE
ISN     27      100      WRITE (6,1112) CONT , NCONT
ISN     28      1112      FORMAT (/,5X,56(' '),/,3X,'AJUSTES POSSIVEIS :',I4,/,3X,
1          'AJUSTES INDETERMINADOS :',I4,/)
ISN     29      RETURN
ISN     30      END
    
```

STATISTICS SOURCE STATEMENTS = 30, PROGRAM SIZE = 1784 BYTES, PROGRAM NAME = AJEXPP PAG

STATISTICS NO DIAGNOSTICS GENERATED.

AJEXPP END OF COMPILATION 27 *****

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CH

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....

```

ISN      1      SUBROUTINE PARMQ1(NAM, ANELEM)
C*****
C*      OBJETIVO :   CALCULO DOS PARAMETROS DA RETA DE MINIMOS   *
C*      QUADRADOS                                           *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      NAM,AUX1,AUX2,AUX3, ANELEM
ISN      3      REAL * 4      AUX4,AUX5,AUX6,AUX7,AUX8,
1      SOMA1,SOMA2,SOMA3,SOMA4,SOMA5,SOMA6
ISN      4      COMMON/VAZAD/ X
ISN      5      REAL * 4      X(5000)
ISN      6      COMMON/DAEX/ SEL,SEX1,SEL2,SE2L
ISN      7      REAL * 4      SEL(100),SEX1(100),SEL2(100),SE2L(100)
ISN      8      COMMON/DAGX/ SGL,SGXL,SGL2,SG2L
ISN      9      REAL * 4      SGL(100),SGXL(100),SGL2(100),SG2L(100)

ISN      10     AUX1 = ANELEM
ISN      11     AUX2 = AUX1 + 1
ISN      12     DO 5 I = 1,NAM
ISN      13         SOMA1 = 0.
ISN      14         SOMA2 = 0.
ISN      15         SOMA3 = 0.
ISN      16         SOMA4 = 0.
ISN      17         SOMA5 = 0.
ISN      18         SOMA6 = 0.

ISN      19     DO 10 J = 1,AUX1
ISN      20         AUX3 = (I-1)*AUX1 + J
ISN      21         AUX4 = 1. -( FLOAT(J)/FLOAT(AUX2) )
ISN      22         AUX5 = ALOG(AUX4)

ISN      23         SOMA1 = SOMA1 + AUX5
ISN      24         SOMA2 = SOMA2 + (X(AUX3)*AUX5)
ISN      25         SOMA3 = SOMA3 + (AUX5*AUX5)

ISN      26         AUX6 = 1.-AUX4
ISN      27         AUX7 = -ALOG(AUX6)
ISN      28         AUX8 = ALOG(AUX7)

ISN      29         SOMA4 = SOMA4 + AUX8
ISN      30         SOMA5 = SOMA5 + X(AUX3) * AUX8
ISN      31         SOMA6 = SOMA6 + (AUX8*AUX8)
ISN      32     10 CONTINUE

ISN      33     SEL(I) = SOMA1
ISN      34     SEX1(I) = SOMA2
ISN      35     SEL2(I) = SOMA3
ISN      36     SE2L(I) = SOMA1*SOMA1

ISN      37     SGL(I) = SOMA4
ISN      38     SGXL(I) = SOMA5

ISN      39     SGL2(I) = SOMA6
ISN      40     SG2L(I) = SOMA4*SOMA4

ISN      41     5 CONTINUE

ISN      42     RETURN
ISN      43     END
    
```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTOBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CH

.....1.....2.....3.....4.....5.....6.....7......

```

ISN      1      SUBROUTINE AJGBMQ (NAM,ANELEM,CONT)
C*****
C*      OBJETIVO :  AJUSTE DA DISTRIBUICAO GUMBEL      *
C*      METODO DOS MINIMOS QUADRADOS                  *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      NAM,CONT,NCONT,BAUX,ANELEM
ISN      3      REAL * 4      T(5),ALFA,B,
1      AUX1,AUX2,AUX3,AUX4,
1      AUX5,AUX6,AUX7
ISN      4      COMMON/BLOCD1/  XA,DPA,CASS,CURT,CVAR
ISN      5      REAL * 4      XA(150),DPA(150),CASS(150),
1      CURT(150),CVAR(150)
ISN      6      COMMON/BLOCD6/  RES
ISN      7      REAL * 4      RES(100,5)
ISN      8      COMMON/DAGX/    SGL,SGXL,SGL2,SG2L
ISN      9      REAL * 4      SGL(100),SGXL(100),SGL2(100),SG2L(100)
ISN     10      DATA T/10.,100.,1000.,10000.,100000./

ISN     11      NCONT = 0
ISN     12      BAUX = ANELEM

ISN     13      DO 10 I = 1,NAM
ISN     14      AUX1 = BAUX * XA(I) * SGL(I)
ISN     15      AUX2 = BAUX * SGXL(I)
ISN     16      AUX3 = BAUX * SGL2(I)
ISN     17      ALFA = (AUX1-AUX2) / (AUX3-SG2L(I))
ISN     18      AUX4 = ALFA /BAUX
ISN     19      B = AUX4 * SGL(I) + XA(I)
ISN     20      DO 15 J = 1,5
ISN     21      AUX5 = 1/T(J)
ISN     22      AUX6 = - ALOG (1.-AUX5)
ISN     23      AUX7 = ALOG(AUX6)
ISN     24      RES(I,J) = B-ALFA*AUX7
ISN     25      15      CONTINUE
ISN     26      10      CONTINUE
ISN     27      CONT = NAM
ISN     28      IMOO = 1
ISN     29      IF (IMOO.EQ.1) GO TO 100

C
C      IMPRESSAO DOS RESULTADOS
ISN     30      DO 99 I =1,NAM
ISN     31      WRITE(6,1111) I,(RES(I,J),J=1,5)
ISN     32      1111      FORMAT (5X,I4,2X,5(F7.4,3X) )
ISN     33      99      CONTINUE
ISN     34      100     WRITE (6,1112) CONT , NCONT
ISN     35      1112     FORMAT (/,5X,56(' '),/,3X,'AJUSTES POSSIVEIS :',I4,/,3X,
1      'AJUSTES INDETERMINADOS :',I4,/)

ISN     36      RETURN
ISN     37      END

```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CH

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....

```

ISN      1      SUBROUTINE AJEXMQ (NAM,ANELEM,CONT)
C*****
C*      OBJETIVO :  AJUSTE DA DISTRIBUICAO EXPONENCIAL      *
C*      METODO DOS MINIMOS QUADRADOS                      *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      NAM,ANELEM,CONT,NCONT,BAUX
ISN      3      REAL * 4      T(5),B,AUX1,AUX2,AUX3,AUX4,
1      ALFA
ISN      4      COMMON/BLOC01/  XA,DPA,CASS,CURT,CVAR
ISN      5      REAL * 4      XA(150),DPA(150),CASS(150),
1      CURT(150),CVAR(150)
ISN      6      COMMON/BLOC06/  RES
ISN      7      REAL * 4      RES(100,5)
ISN      8      COMMON/DAEX/    SEL,SEXL,SEL2,SE2L
ISN      9      REAL * 4      SEL(100),SEXL(100),SEL2(100),SE2L(100)
ISN     10      DATA T/10.,100.,1000.,10000.,100000./

ISN     11      NCONT = 0
ISN     12      BAUX = ANELEM

ISN     13      DO 10 I = 1,NAM
ISN     14      AUX1 = BAUX * XA(I) * SEL(I)
ISN     15      AUX2 = BAUX * SELX(I)
ISN     16      AUX3 = BAUX * SEL2(I)
ISN     17      ALFA = (AUX1-AUX2) / (AUX3-SE2L(I) )
ISN     18      AUX4 = ALFA /BAUX
ISN     19      B = AUX4 * SEL(I) + XA(I)
ISN     20      DO 15 J = 1,5
ISN     21      AUX5 = 1/T(J)
ISN     22      AUX6 = - ALOG (1.-AUX5)
ISN     23      AUX7 = ALOG(AUX6)
ISN     24      RES(I,J) = B-ALFA*AUX7
ISN     25      15      CONTINUE
ISN     26      10      CONTINUE
ISN     27      CONT = NAM
ISN     28      IMOO = 1
ISN     29      IF (IMOO.EQ.1) GO TO 100

C
C      IMPRESSAO DOS RESULTADOS
ISN     30      DO 99 I =1,NAM
ISN     31      WRITE(6,1111) I,(RES(I,J),J=1,5)
ISN     32      1111      FORMAT (5X,I4,2X,5(F7.4,3X) )
ISN     33      99      CONTINUE
ISN     34      100      WRITE (6,1112) CONT , NCONT
ISN     35      1112      FORMAT (/,5X,56('*'),/,3X,'AJUSTES POSSIVEIS :',I4,/,3X,
1      'AJUSTES INDETERMINADOS :',I4,/ )

ISN     36      RETURN
ISN     37      END

```

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CH

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....

```

ISN      1      SUBROUTINE PARME(INDIC,AUX,ALFA,M)
C*****
C*      OBJETIVO - CALCULO DOS PARAMETROS DO AJUSTE DE GUMBEL      *
C*      ===== PELO METODO DA MAXIMA ENTROPIA                    *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      INDIC,AUX,AUX1
ISN      3      REAL * 4      ALFA,M,A1,S1,A2,S2,
1      ALFAO,MO,
1      ALFA1,M1,
1      ZBARRA,EBARRA,BETA1,V1
ISN      4      COMMON/ORDEN/ X1
ISN      5      REAL * 4      X1(5000)
ISN      6      COMMON/BLOC01/ XA,DPA,CASS,CURT,CVAR
ISN      7      REAL * 4      XA(150),DPA(150),CASS(150),
1      CURT(150),CVAR(150)

ISN      8      AUX1 = AUX
ISN      9      MO = XA(INDIC)
ISN     10      ALFAO = DPA(INDIC)
ISN     11      100  S1 = 0.
ISN     12      S2 = 0.

ISN     13      DO 10 I = 1,AUX1
ISN     14      J = (INDIC-1)*AUX1+I
ISN     15      A1 = (X1(J)-MO)/ALFAO
ISN     16      S1 = S1 + A1
ISN     17      A2 = EXP(-A1)
ISN     18      S2 = S2 + A2
ISN     19      10  CONTINUE

ISN     20      ZBARRA = S1/AUX1
ISN     21      EBARRA = S2/AUX1
ISN     22      BETA1 = ZBARRA + 0.4228 + ALOG(EBARRA)
ISN     23      V1 = (0.4228*ZBARRA) - 0.24404 - (0.5772*ALOG(EBARRA) )

ISN     24      ALFA1 = ALFAO*BETA1
ISN     25      M1 = MO + ALFAO * V1
ISN     26      IF(ABS(ALFA1-ALFAO).LT.0.002) GO TO 200
ISN     27      ALFAO = ALFA1
ISN     28      MO = M1
ISN     29      GO TO 100
ISN     30      200  ALFA = ALFA1
ISN     31      M = M1

ISN     32      RETURN
ISN     33      END
    
```

STATISTICS SOURCE STATEMENTS = 33, PROGRAM SIZE = 1672 BYTES, PROGRAM NAME = PARME PAGE
 STATISTICS NO DIAGNOSTICS GENERATED.

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTES
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CI

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....

```

ISN      1      SUBROUTINE AJGBME (NAM,ANELEM,CONT)
C*****
C*      OBJETIVO :  AJUSTE DA DISTRIBUICAO GUMBEL      *
C*      METODO DA MAXIMA ENTROPIA                      *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4    NAM,ANELEM,CONT,NCONT
ISN      3      REAL * 4      T(5),ALFA,M,
1          AUX5,AUX6,AUX7
ISN      4      COMMON/BLOC06/ RES
ISN      5      REAL * 4      RES(100,5)
ISN      6      DATA T/10.,100.,1000.,10000.,100000./

ISN      7      NCONT = 0
ISN      8      DO 10 I = 1,NAM
ISN      9          CALL PARME (I,ANELEM,ALFA,M)
ISN     10          DO 15 J = 1,5
ISN     11              AUX5 = 1/T(J)
ISN     12              AUX6 = - ALOG (1.-AUX5)
ISN     13              AUX7 = ALOG(AUX6)
ISN     14              RES(I,J) = M-ALFA*AUX7
ISN     15      15      CONTINUE
ISN     16      10      CONTINUE

ISN     17      CONT = NAM
ISN     18      IMOO = 1
ISN     19      IF (IMOO.EQ.1) GO TO 100
C          IMPRESSAO DOS RESULTADOS
C
ISN     20      DO 99 I =1,NAM
ISN     21          WRITE(6,1111) I,(RES(I,J),J=1,5)
ISN     22      1111      FORMAT (5X,I4,2X,5(F7.4,3X) )
ISN     23      99      CONTINUE
ISN     24      100      WRITE (6,1112) CONT , NCONT
ISN     25      1112      FORMAT (/,5X,56('*')/,3X,'AJUSTES POSSIVEIS :',I4,/,3X,
1          'AJUSTES INDETERMINADOS :',I4,/)

ISN     26      RETURN
ISN     27      END
    
```

STATISTICS SOURCE STATEMENTS = 27, PROGRAM SIZE = 1656 BYTES, PROGRAM NAME = AJGBME PA
 STATISTICS NO DIAGNOSTICS GENERATED.
 AJGBME END OF COMPILATION 31 *****

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CF

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....

```

ISN      1      SUBROUTINE AJEXME (NAM,ANELEM,CONT)
C*****
C*      OBJETIVO :  AJUSTE DA DISTRIBUICAO EXPONENCIAL      *
C*      METODO DA MAXIMA ENTROPIA                          *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      NAM,CONT,NCONT
ISN      3      REAL * 4      T(5),ALFA,M,
                1      AUX5
ISN      4      COMMON/BLOC06/ RES
ISN      5      REAL * 4      RES(100,5)
ISN      6      DATA T/10.,100.,1000.,10000.,100000./

ISN      7      NCONT = 0
ISN      8      DO 10 I = 1,NAM
ISN      9          CALL PARME1 (I,ANELEM,ALFA,M)
ISN     10          DO 15 J = 1,5
ISN     11              AUX5 = 1/T(J)
ISN     12              RES(I,J) = M-ALFA*ALOG(AUX5)
ISN     13      15      CONTINUE
ISN     14      10      CONTINUE

ISN     15      CONT = NAM
ISN     16      IMOO = 1
ISN     17      IF (IMOO.EQ.1) GO TO 100
C      IMPRESSAO DOS RESULTADOS
C
ISN     18      DO 99 I =1,NAM
ISN     19          WRITE(6,1111) I,(RES(I,J),J=1,5)
ISN     20      1111      FORMAT (5X,I4,2X,5(F7.4,3X) )
ISN     21      99      CONTINUE
ISN     22      100      WRITE (6,1112) CONT , NCONT
ISN     23      1112      FORMAT (/,5X,56('*'),/,3X,'AJUSTES POSSIVEIS :',I4,/,3X,
                1      'AJUSTES INDETERMINADOS :',I4,/)
ISN     24      RETURN
ISN     25      END
    
```

STATISTICS SOURCE STATEMENTS = 25, PROGRAM SIZE = 1556 BYTES, PROGRAM NAME = AJEXME PAI

STATISTICS NO DIAGNOSTICS GENERATED.

AJEXME END OF COMPILATION 33 *****

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST [
NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CHAI

.....1.....2.....3.....4.....5.....6.....7......8

```
ISN 1 SUBROUTINE AJEXME (NAM,ANELEM,CONT)
C*****
C* OBJETIVO : AJUSTE DA DISTRIBUICAO EXPONENCIAL *
C* METODO DA MAXIMA ENTROPIA *
C*****
C DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN 2 INTEGER * 4 NAM,CONT,NCONT
ISN 3 REAL * 4 T(5),ALFA,M,
1 AUX5
ISN 4 COMMON/BLOC06/ RES
ISN 5 REAL * 4 RES(100,5)
ISN 6 DATA T/10.,100.,1000.,10000.,100000./

ISN 7 NCONT = 0
ISN 8 DO 10 I = 1,NAM
ISN 9 CALL PARME1 (I,ANELEM,ALFA,M)
ISN 10 DO 15 J = 1,5
ISN 11 AUX5 = 1/T(J)
ISN 12 RES(I,J) = M-ALFA*ALOG(AUX5)
ISN 13 15 CONTINUE
ISN 14 10 CONTINUE

ISN 15 CONT = NAM
ISN 16 IMOO = 1
ISN 17 IF (IMOO.EQ.1) GO TO 100
C IMPRESSAO DOS RESULTADOS
C
ISN 18 DO 99 I = 1,NAM
ISN 19 WRITE(6,1111) I,(RES(I,J),J=1,5)
ISN 20 1111 FORMAT (5X,I4,2X,5(F7.4,3X) )
ISN 21 99 CONTINUE
ISN 22 100 WRITE (6,1112) CONT , NCONT
ISN 23 1112 FORMAT (/,5X,56(' '),/,3X,'AJUSTES POSSIVEIS :',I4,/,3X,
1 'AJUSTES INDETERMINADOS :',I4,/)
ISN 24 RETURN
ISN 25 END
```

STATISTICS SOURCE STATEMENTS = 25, PROGRAM SIZE = 1556 BYTES, PROGRAM NAME = AJEXME PAGE

STATISTICS NO DIAGNOSTICS GENERATED.

AJEXME END OF COMPILATION 33 *****

OPTIONS IN EFFECT: NOLIST NOMAP NOXREF GOSTMT NODECK SOURCE NOTERM OBJECT FIXED NOTEST
 NOSYM NORENT SDUMP AUTODBL(NONE) NOSXM IL
 OPT(O) LANGLVL(77) NOFIPS FLAG(I) NAME(MAIN) LINECOUNT(60) CH

........1.....2.....3.....4.....5.....6.....7.*.....

```

ISN      1      SUBROUTINE PARME1(INDIC,AUX,ALFA,M)
C*****
C*      OBJETIVO - CALCULO DOS PARAMETROS DO AJUSTE DE EXPONENCIAL      *
C*      ===== PELO METODO DA MAXIMA ENTROPIA                        *
C*****
C      DEFINICAO DAS VARIAVEIS
ISN      2      INTEGER * 4      INDIC,AUX,AUX1
ISN      3      REAL * 4      ALFA,M,A1,S1,A2,S2,
1      ALFAO,MO,
1      ALFA1,M1,
1      ZBARRA,EBARRA,BETA1,V1,VI,F,DF,H1
ISN      4      COMMON/ORDEN/ X1
ISN      5      REAL * 4      X1(5000)
ISN      6      COMMON/BLOC01/ XA,DPA,CASS,CURT,CVAR
ISN      7      REAL * 4      XA(150),DPA(150),CASS(150),
1      CURT(150),CVAR(150)
C      WRITE(6,*) INDIC,AUX,ALFA,M
C      WRITE(6,*) XA(INDIC)
ISN      8      AUX1 = AUX
ISN      9      MO = 0
ISN     10      ALFAO = XA(INDIC)
ISN     11     100      S1 = 0.
ISN     12      S2 = 0.
ISN     13-      DO 10 I = 1,AUX1
ISN     14          J = (INDIC-1)*AUX1+I
ISN     15          A1 = (X1(J)-MO)/ALFAO
ISN     16          S1 = S1 + A1
ISN     17          A2 = EXP(-A1)
ISN     18          S2 = S2 + A2
ISN     19     10      CONTINUE

ISN     20      ZBARRA = S1/AUX1
ISN     21      EBARRA = S2/AUX1
ISN     22      VI = ZBARRA - 1.
C      WRITE(6,*) ZBARRA,EBARRA,VI
C      METODO DE NEWTON-RAPHSON

ISN     23     20      F = EXP(-VI) - (EBARRA*ZBARRA) + (EBARRA*VI) - EBARRA
ISN     24      DF = -EXP(-VI) + EBARRA
ISN     25      H1 = -F/DF
C      WRITE(6,*) H1
ISN     26      IF ( ABS(H1).LT.0.001) GO TO 30
ISN     27      VI = VI + H1
ISN     28      GO TO 20

ISN     29     30      V1 = VI
ISN     30      IF (EBARRA.GT.1.) V1=-VI
C      WRITE(6,*) V1,VI,ALFAO
ISN     32      BETA1 = ZBARRA - V1
ISN     33      ALFA1 = ALFAO*BETA1
ISN     34      M1 = MO + ALFAO * V1

C      WRITE(6,*)ALFA1
ISN     35      IF(ABS(ALFA1-ALFAO).LT.0.002) GO TO 200
ISN     36      ALFAO = ALFA1
ISN     37      MO = M1
ISN     38      GO TO 100

ISN     39     200      ALFA = ALFA1
ISN     40      M = M1

ISN     41      RETURN
ISN     42      END
  
```