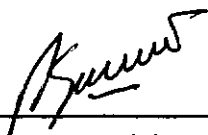


ESTIMATIVA DO PERÍODO DE RETORNO
DE ENCHENTES EM POSTOS FLUVIOMÉTRICOS, COM
CURTO PERÍODO DE OBSERVAÇÃO

PAULO ROBERTO JUREMA DE DUTRA

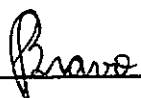
TESE SUBMETIDA AO CORPO DOCENTE DA COORDENAÇÃO DOS PROGRAMAS DE
PÓS-GRADUAÇÃO DE ENGENHARIA DA UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JA
NEIRO COMO PARTE DOS REQUISITOS NECESSÁRIOS PARA A OBTENÇÃO DO
GRAU DE MESTRE EM CIÊNCIA (M.SC.)

APROVADA POR:



Presidente





RIO DE JANEIRO
ESTADO DA GUANABARA - BRASIL

JUNHO DE 1974

A Hilza, com carinho.

AGRADECIMENTOS

Ao Professor PEDRO GUERRERO pela contribuição valiosa na orientação deste trabalho.

À COPPE, nas pessoas do Professor SYDNEY M. G. SANTOS, Coordenador Geral; do Professor FERNANDO L. LOBO CARNEIRO, Coordenador do Programa de Engenharia Civil; e do Professor RUI C. VIEIRA DA SILVA, responsável pela área de Hidráulica.

Ao Professor DIRCEU MACHADO OLIVE, pela sugestão e orientação inicial do assunto.

Ao CNPq e UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO pelo apoio financeiro prestado.

A todos os Professores, funcionários e colegas da COPPE que, direta ou indiretamente, contribuíram para a realização deste trabalho.

À ACQUA-PLAN, nas pessoas dos Engenheiros GERSON TEIXEIRA, JOSÉ CARLOS, JOSÉ GUERREIRO e ABELARDO BALTAR, pelo bom nível dado à Engenharia no Nordeste.

A meus pais, ANTONIO e ALZIRA, pelo carinho e estímulo sempre presente na educação dos filhos.

RESUMO

O assunto principal deste estudo é a análise de enchentes, usando as séries de duração parcial, em um posto fluviométrico com curto período de observações, utilizando informações de enchentes de um posto vizinho com maior período de observações.

O modelo usado é baseado em pesquisas recentes neste assunto, onde duas distribuições de probabilidade com duas variáveis foram utilizadas : a exponencial para a distribuição das excedências e a binomial para o número de excedências. Foi estudado o caso quando as excedências acima de uma vazão base possuem diferentes distribuições tais como, a normal, log-normal, exponencial, Gama e Gumbel.

Foram analisadas três bacias hidrográficas, utilizando computador digital, e os resultados obtidos com o modelo acima foram comparados com três modelos com uma variável que usam as distribuições de probabilidade de Gumbel, Log-Gumbel e Log-Pearson III.

ABSTRACT

Analysis of flood using partial duration series in station with short term records improved with flood records in nearby station with longer record is the subject of this study.

The approach used is based on the recent results on this problem, where the bivariate exponential probability distribution was used for the distribution of exceedences and the bivariate binomial probability distribution for the number of exceedences. The case when the exceedences above a base level have different distributions such as the normal, log-normal, exponential, gamma e Gumbel probability distributions was studied.

Three study cases selected different areas of Brazil were analysed using a digital computer, and the results using the above model, were compared with three univariate approaches that use the Gumbel, Log-Gumbel and Log-Pearson III probability distributions, respectively.

ÍNDICE

CAPÍTULO I. - INTRODUÇÃO.....	1
1.1. Considerações Gerais.....	1
1.2. Objetivos.....	3
CAPÍTULO II - A ESTIMATIVA DAS ENCHENTES-REVISÃO TEÓRICA...	5
2.1. Considerações Gerais.....	5
2.2. Métodos Empíricos.....	5
2.3. Métodos Estatísticos.....	7
2.3.1. Período de Retorno.....	10
2.3.2. Seleção dos Dados.....	11
2.3.2.1. Enchentes anuais.....	12
2.3.2.2. Séries de Duração Parcial.....	12
CAPÍTULO III - MODELO PROPOSTO.....	14
3.1. Formulação do Modelo.....	15
3.1.1. Estimativa do Período de Retorno.....	19
3.1.2. Estimativa dos Parâmetros do Modelo.....	21
3.2. Distribuições com duas Variáveis.....	26
3.2.1. Normal.....	26
3.2.1.1. Aspectos Teóricos.....	26
3.2.1.2. Estimativa dos Parâmetros.....	29
3.2.2. Log-Normal.....	31
3.2.2.1. Aspectos Teóricos.....	32
3.2.2.2. Estimativa dos Parâmetros.....	34

3.2.3. Exponencial.....	36
3.2.3.1. Aspectos Teóricos.....	36
3.2.3.2. Estimativa dos Parâmetros.....	37
3.2.4. Gama.....	39
3.2.4.1. Aspectos Teóricos.....	39
3.2.4.2. Estimativa dos Parâmetros.....	40
3.2.5. Gumbel.....	41
3.2.5.1. Aspectos Teóricos.....	42
3.2.5.2. Estimativa dos Parâmetros.....	46
3.3. Métodos Comparativos.....	46
CAPÍTULO IV - TESTES DE ADERÊNCIA.....	49
4.1. Teste Qui-Quadrado.....	49
4.1.1. Cálculo dos intervalos de classe.....	50
4.1.1.1. Normal.....	52
4.1.1.2. Log-Normal.....	52
4.1.1.3. Exponencial.....	53
4.1.1.4. Gumbel.....	54
4.1.1.5. Gama.....	54
4.2. Teste de Smirnov-Kolmogorov.....	55
4.3. Níveis de Significância.....	56
CAPÍTULO V - APLICAÇÃO DO MODELO PROPOSTO E ANÁLISE DOS <u>RE</u> SULTADOS.....	57
5.1. Considerações Gerais.....	57
5.1.1. Bacia do Ribeira.....	58

5.1.2. Bacia do Paranapanema.....	60
5.1.3. Bacia do Tietê.....	62
5.2. Análise dos Resultados.....	65
5.2.1. Rio Ribeira em Iporanga.....	66
5...2. Rio Paranapanema em Campina do Monte Alegre.	71
5.2.3. Rio Jaguari em Rio Abaixo.....	75
CAPÍTULO VI - CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES.....	104
APÊNDICE A.....	107
A.1. Considerações Gerais.....	107
A.2. Programa Principal.....	107
A.2.1. Entrada de Dados.....	107
A.2.2. Diagrama de Blocos.....	109
A.3. Sub-rotinas.....	120
A.3.1. Sub-rotina SRMD.....	120
A.3.2. Sub-rotina CCORR.....	120
A.3.3. Sub-rotina ORDE.....	120
A.3.4. Sub-rotina BEDI.....	121
A.3.5. Sub-rotina TX2.....	121
A.3.6. Sub-rotina CDTR.....	121
A.3.7. Sub-rotina DLGAM.....	122
A.3.8. Sub-rotina DN.....	122
A.3.9. Sub-rotina TSK.....	122
A.3.10. Sub-rotina Smirn.....	123

A.3.11. Sub-rotina DNI.....	123
A.3.12. Sub-rotina GUMB.....	123
A.3.13. Sub-rotina DGAMA.....	124
A.3.14. Sub-rotina DGINV.....	125
A.3.15. Sub-rotina FGAMA.....	125
BIBLIOGRAFIA.....	126
LISTAGENS.....	129

I - INTRODUÇÃO

1.1 - CONSIDERAÇÕES GERAIS

Atualmente, uma considerável proporção da humanidade habita áreas adjacentes a rios. Os depósitos aluvionares encontrados nos vales proporcionando uma base mais firme para o desenvolvimento agrícola, foi, sem dúvida, o principal motivo desta afinidade do ser humano pelos rios. Por isso, as periódicas enchentes dos rios, foi o primeiro problema de Hidrologia enfrentado pelo homem nas mais antigas civilizações.

A preocupação inicial consistiu na determinação das prováveis alturas e áreas inundadas pelas enchentes. O reconhecimento da importância das enchentes, no setor econômico, verificou-se, inicialmente, no campo da agricultura, cujas economias eram baseadas nas descargas dos rios, também suporte do primeiro sistema de comunicação, a navegação fluvial.

Depois, esta importância cresceu com o advento das indústrias e a construção de usinas hidroelétricas, onde a vazão dos rios tornou-se uma permanente fonte de energia gerando desenvolvimento para as regiões na sua área de influência.

A determinação das magnitudes e frequência das enchentes, tornou-se uma parte de grande importância em todos os projetos hidráulicos e hidrológicos, onde, na maio

ria das vezes, a enchente de projeto determina o tamanho e custo das estruturas a serem construídas.

A história está repleta de casos de enchentes em níveis catastróficos, valendo citar a ocorrida na China, onde provocou cerca de um milhão de mortes e a do Rio Kansas nos Estados Unidos, em 1951, causou um prejuízo de 1,5 bilhões¹ de dólares.

Atualmente, nos Estados Unidos, os prejuízos causados pelas enchentes são estimados em 750 milhões de dólares anuais, com perdas de 100 vidas humanas a cada ano².

No Brasil, vale citar apenas como um exemplo entre as diversas enchentes, a do Rio Capibaribe no Estado de Pernambuco, que em 1966 inundou cerca de 60% da área urbana da cidade de Recife.

Por tudo isso, não é surpresa que atualmente, apesar de tudo já pesquisado sobre o assunto em questão, muitos engenheiros que trabalham no campo da Hidrologia tentem desenvolver métodos de maior conveniência e confiabilidade na previsão de enchentes nos rios.

1.2 - OBJETIVOS

O presente trabalho não tem por objetivo principal a tentativa de apresentar uma técnica universal na avaliação das magnitudes e frequência das enchentes, mas sim, procurar, através de comparações com os métodos práticos convencionais, testar um modelo que utiliza distribuições de probabilidade com duas variáveis. Este modelo, proposto por Frost e Clarke³, tem como objetivo principal a previsão das enchentes em determinado ponto de um rio com curto período de observação a partir de dados observados em outro ponto com maior número de observações. Esta situação é comumente encontrada, principalmente no Brasil, onde são relativamente curtos os períodos de observações fluviométricas.

A análise estatística, combinando-se os dados observados em duas ou mais estações fluviométricas, na previsão de enchentes em uma delas, ainda não foi plenamente desenvolvida ao ponto de ser aplicada com eficiência.

Segundo Benson⁴, este método representa um grande campo para pesquisa, necessitando, apenas, um maior desenvolvimento final, já que esta análise estatística de dados observados em mais de um ponto levam a vantagem de conter informações mais completas no tempo e espaço.

Neste trabalho, além da distribuição exponencial com duas variáveis, a única utilizada no modelo propos

to, serão propostas mais quatro distribuições com duas variáveis: normal, log-normal, Gumbel e Gama, que serão descritas posteriormente com mais detalhes.

No capítulo seguinte é apresentada uma breve revisão histórica e teórica dos métodos utilizados na estimativa das enchentes. O desenvolvimento teórico do modelo proposto e os métodos usados para verificação da qualidade de ajustamento de cada distribuição de probabilidade são introduzidos nos capítulos III e IV, respectivamente. No capítulo V, são descritas as estações fluviométricas testadas e analisados os resultados obtidos, através dos testes de aderência e dos gráficos construídos.

As conclusões e recomendações são apresentadas no capítulo VI. O anexo inclui o programa para computadores com uma descrição de todas as sub-rotinas utilizadas.

II - A ESTIMATIVA DAS ENCHENTES - REVISÃO TEÓRICA

2.1 - CONSIDERAÇÕES GERAIS

A enchente pode ser definida como a elevação das águas de um rio, a qual torna-se desastrosa quando ultrapassa a capacidade de sua calha fluvial, ocasionando transbordamentos e inundações em áreas normalmente não inundáveis.

Sua origem é devida, principalmente, a perturbações meteorológicas que propiciam condições à ocorrência de precipitações de intensidade e duração que suplantam a capacidade de absorção e retenção da água pelo solo produzindo calamidade quando os escoamentos superficiais são elevados.

Atualmente, existe uma grande quantidade de fórmulas e métodos destinados à estimativa de enchentes em rios, inexistindo no entanto, critérios rígidos para a escolha de um determinado método, onde na maioria das vezes, sempre prevalece o bom senso do engenheiro que as utiliza. No que se segue, será feita uma sucinta revisão teórica dos principais modelos utilizados na predição e estimativa das magnitudes das enchentes que, sem muito rigor, podem ser divididas em métodos empíricos e probabilísticos.

2.2 - MÉTODOS EMPÍRICOS

O primeiro método utilizado na estimativa

das enchentes era baseado em fórmulas empíricas que correlacionavam enchentes ocorridas na bacia com os mais diversos parâmetros. Os parâmetros mais empregados eram relativos à bacia hidrográfica, tais como: sua área, largura e comprimento médio.

As fórmulas para o cálculo da máxima enchente esperada que utilizava a área de drenagem eram do tipo:

$$Q = C A^n$$

onde C é um coeficiente a determinar, função das características da bacia, A a área em Km^2 , n , outro coeficiente variando de 0,5 a 1,0, e Q em metros cúbicos por segundo.

Para pequenas bacias de drenagem o modelo empírico mais utilizado é o que diz respeito ao método racional,

$$Q = C i A$$

onde C é o coeficiente de escoamento, i a intensidade de precipitação para um dado período de retorno e A a área da bacia.

Uma grande quantidade de fórmulas empíricas já foram desenvolvidas até hoje, principalmente as devidas a Ryves, Inglis, Fanning, Charmier, Craig, Rhind, etc ², todas elas destinadas a certos rios ou áreas em que foram testadas.

A principal objeção ao uso dessas fórmu-

las vem do fato da sua aplicação se restringir a bacias onde, a precipitação, condições climáticas e características físicas - geométricas, se assemelhem àquelas as quais foram desenvolvidas.

A tendência atual, parece ser a combinação de métodos empíricos com modelos físicos ou teóricos. Esse processo baseia-se na máxima precipitação provável de ocorrer, em uma determinada área, um limite físico superior, função de certas condições hidrometeorológicas.

As enchentes obtidas por esta análise, são algumas vezes de magnitudes elevadas, tornando a estrutura hidráulica projetada bastante anti-econômica. Com isso, a sua aplicação está sujeita a estudos preliminares envolvendo critérios de riscos, economia e hidrologia.

2.3 - MÉTODOS ESTATÍSTICOS

A análise da frequência das descargas dos rios, na estimativa de suas enchentes, teve início no fim do século passado, com Herchel e Freeman, que através de procedimentos gráficos analisaram as curvas de duração parcial dos rios.

Todos os métodos estatísticos introduzidos após esta época, tinham como objetivo principal, o ajustamento de distribuições de probabilidade a dados observados. A média, desvio padrão e o coeficiente de assimetria, das en -

chentes observadas, eram usados para o ajustamento da função de distribuição.

As mais antigas das fórmulas são as devidas a Horton e Fuller². A lei Gaussiana de probabilidade, introduzida por Horton², foi a primeira base para todos os estudos de frequências realizados. Fuller introduziu a idéia fundamental de que, as enchentes são variáveis estatísticas ilimitadas, podendo portanto, serem sempre excedidas em sua magnitude. Os estudos de Fuller foram, originariamente, baseados nas enchentes do rio Tohickon, nos E.U.A., com um período de 25 anos de observações. A análise de Fuller resultou na seguinte fórmula:

$$Q = Q_m (1 + 0.76 \log_{10} T) \quad (2.3)$$

onde Q_m é a média anual das vazões máximas diárias e Q a vazão máxima em T anos. Essa fórmula, baseada em dados observados, não incluiu nenhum conceito da teoria das probabilidades, mas foi base para trabalhos realizados posteriormente, principalmente o efetuado por Hazen². Hazen descobriu que se os logaritmos das enchentes anuais fossem utilizados em lugar dos próprios números que as representa, haveria uma concordância mais próxima com a distribuição normal.

Beard⁵, em estudos realizados em 159 postos fluviométricos, concluiu que, com raras exceções os logaritmos da vazões máximas anuais são normalmente distribuídas.

Além de outras distribuições propostas neste período, vale citar o uso das curvas de Pearson introduzidas por Foster⁵ em 1924, no trabalho sobre o uso de distribuições teóricas aplicadas a problemas de engenharia.

A partir de 1930 houve um certo declínio no estudo probabilístico das enchentes. Isto se deu, principalmente, em virtude da escassez e pouca confiabilidade nos dados fluviométricos existentes na época.

Após este período, os métodos de análise probabilístico das enchentes foram desenvolvidos nas mais diversas linhas, resultando uma não uniformidade tanto nos modelos como nos resultados obtidos.

Entre os métodos empregados atualmente, destacamos os de Hazen, Gumbel, Log-Gumbel, Log-Normal, Gamma, e Log-Pearson tipo III, não existindo nenhuma diretriz na escolha de um deles. Esta situação bastante confusa fez com que, nos Estados Unidos, o Federal Interagency Work Group¹¹, investigasse todos os métodos comumente utilizados na previsão das enchentes e concluir o seguinte:

- a) os métodos existentes atualmente fornecem resultados demasiadamente variados, particularmente para períodos de recorrência elevados.
- b) Para um mesmo método, variando-se o período de observações, obtem-se, também, resultados diferentes.

- c) Não existe um critério rigoroso que oriente a escolha de um determinado método, tendo sido recomendado como método base o de Log-Pearson tipo III.
- d) A necessidade de uma continuação no estudo das frequências das enchentes, juntamente com uma revisão nos modelos atualmente usados.

Os trabalhos mais recentes são os devidos a Todorovic, Zelenhasic e Rousselle² que introduziram uma nova abordagem teórica no problema da análise das enchentes, na qual, o número de enchentes ocorridas em um determinado intervalo $(0, t)$ que excedem uma vazão base Q_b e suas magnitudes, sendo variáveis aleatórias, constituem um processo estocástico $X(t)$.

2.3.1. - PERÍODO DE RETORNO

Todos os projetos de engenharia envolvem considerações de ordem econômica, tornando objetivo importante na análise das frequências de dados hidrológicos a determinação do período de retorno de um dado evento de magnitude x .

O período de retorno é definido como o intervalo de tempo médio, dentro do qual, a magnitude de um determinado evento possa ser igualado ou excedido pelo menos uma vez, e será designado por T .

Se um evento hidrológico, igual ou maior do que x , ocorre pelo menos uma vez em T anos, a probabilidade $P (X \geq x)$, é então igual a $\frac{1}{T}$ em T casos, ou seja:

$$P (X \geq x) = \frac{1}{T} \quad (2.4)$$

Como $P (X \geq x) = 1 - F (x)$, teremos:

$$T = \frac{1}{1 - F (x)} \quad (2.5)$$

onde $F (x)$ é a função de distribuição de probabilidade acumulada.

2.3.2. - SELEÇÃO DOS DADOS

Os métodos usualmente utilizados no processamento dos dados de enchentes observadas, são o das enchentes anuais e o das séries de duração parcial. As experiências já realizadas, comparando-se os dois métodos de abordagem, não apresentaram diferenças significativas nos resultados obtidos. Langbein⁵, analisando os períodos de retorno calculados pelos dois métodos concluiu que a partir de 10 anos os dois períodos de retorno se tornam praticamente idênticos.

2.3.2.1. - ENCHENTES ANUAIS

A enchente anual pode ser definida como a maior descarga instantânea ocorrida no ano hidrológico.

O uso de uma única enchente em cada ano, é a mais freqüente objeção feita ao método das enchentes anuais, desde que, a segunda maior enchente em um determinado ano pode ultrapassar diversas outras enchentes anuais observadas e não incluídas no processamento.

2.3.2.2. - SÉRIES DE DURAÇÃO PARCIAL

Na série de duração parcial são consideradas todas descargas que excederam uma determinada base, denominada vazão base de enchentes, Q_B .

A hidrógrafa apresentada na figura (2.1), ilustra o procedimento utilizado no método das série de duração parcial.

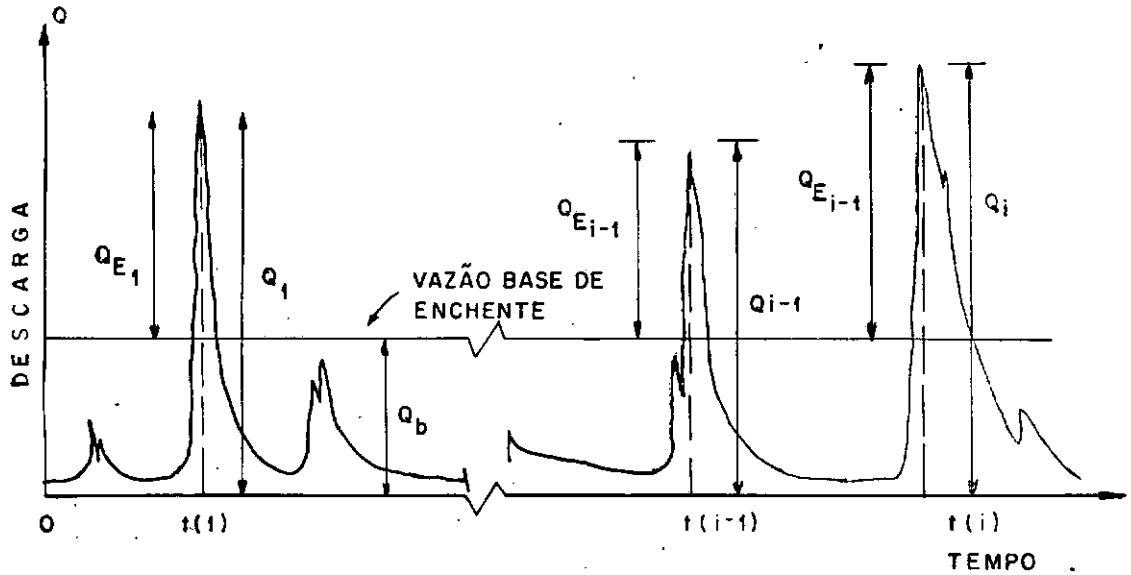


Fig. 2.1 - Hidrógrafa típica de um escoamento superficial.

Para o modelo proposto neste trabalho, estimativa das vazões excedentes Q_E , será utilizado o método das séries de duração parcial, com uma vazão base de enchentes inicial igual a menor das enchentes anuais, o que proporciona a inclusão de pelo menos uma enchentes em cada ano.

III - MODELO PROPOSTO

O modelo introduz, para a estimativa dos períodos de retorno das enchentes em um posto fluviométrico A, as informações de um outro posto B, com maior número de dados observados. O problema pode ser considerado da seguinte maneira: dado, no posto fluviométrico A, a série,

$$(t_1, x_1 ; t_2, x_2 ; t_3, x_3 ; \dots ; t_{n1}, x_{n1}) ,$$

onde t_i é o tempo de ocorrência de uma vazão excedente de ordem i e magnitude x_i e para o posto fluviométrico B, com maior período de observações, teremos, também, uma série,

$$(t'_1, y_1 ; t'_2, y_2 ; t'_3, y_3 ; \dots ; t'_{n2}, y_{n2}) ,$$

com tempos de ocorrência t'_i , podendo não coincidir com os relativos ao posto A. As enchentes ocorridas simultaneamente, isto é, com $t'_i = t_i$, se assume, então, estarem correlacionadas, podendo-se, a partir do posto com maior número de observações, obter-se uma melhor previsão das magnitudes das enchentes do posto com curto período de vazões observadas, conforme descrição a seguir:

3.1 - FORMULAÇÃO DO MODELO

Inicialmente, a série histórica de vazões diárias observadas é dividida em intervalos de tempo Δt iguais, e de tal maneira que, não mais que uma vazão excedente ocorra em cada um deles, conforme ilustração na figura (3.1) . Correspondendo a cada intervalo Δt escrevemos zero se nenhuma vazão excedente ocorra, e a unidade caso contrário.

Sendo N_1 o número de intervalos Δt em que foi dividida as observações no posto A, e N_2 , o do posto B, teremos uma sequência de N_1 termos com valor zero ou um, e de modo similar N_2 termos para o segundo posto fluviométrico.

Com isso, observando-se os intervalos Δt ocorridos simultaneamente nos dois postos fluviométricos, podemos verificar um dos quatro eventos possíveis de acontecer, ou sejam: (0,0), nenhuma vazão excedente nos dois postos; (1,0), vazão excedente no posto A e não excedente no posto B; (0,1) , não excedente no posto A e excedente no posto B; (1,1), vazões excedentes em ambos os postos.

A cada um dos quatro eventos acima definidos, associamos as probabilidades de ocorrência, p_{00} , p_{10} , p_{01} e,

$$p_{11} = 1 - p_{00} - p_{10} - p_{01} \quad (3.1)$$

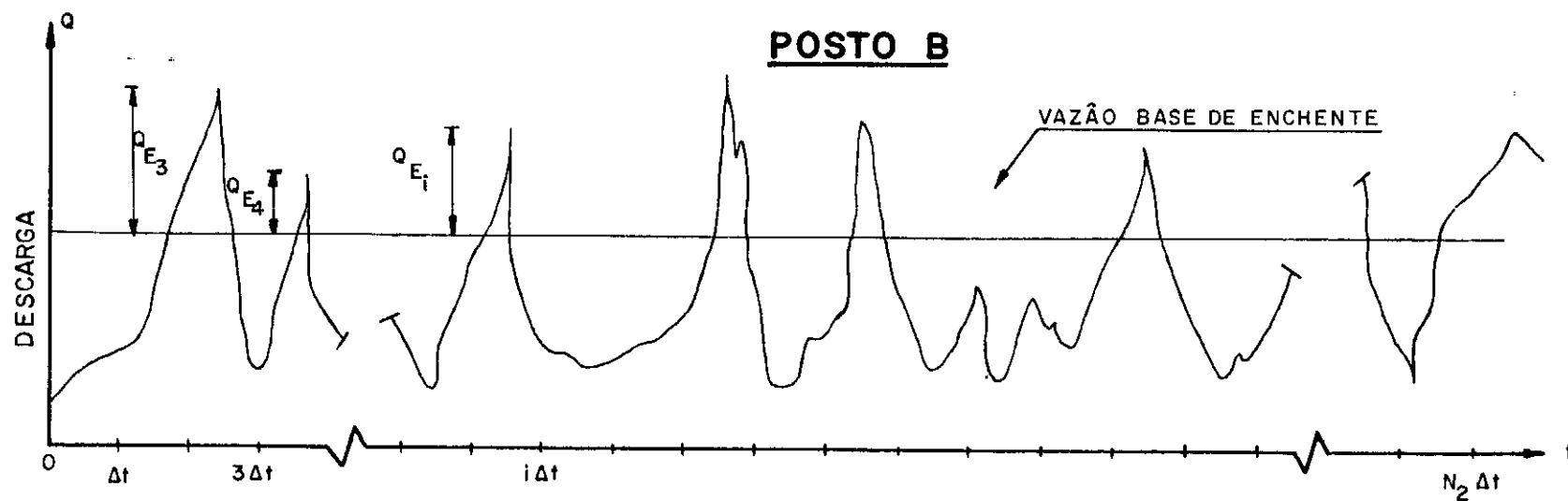
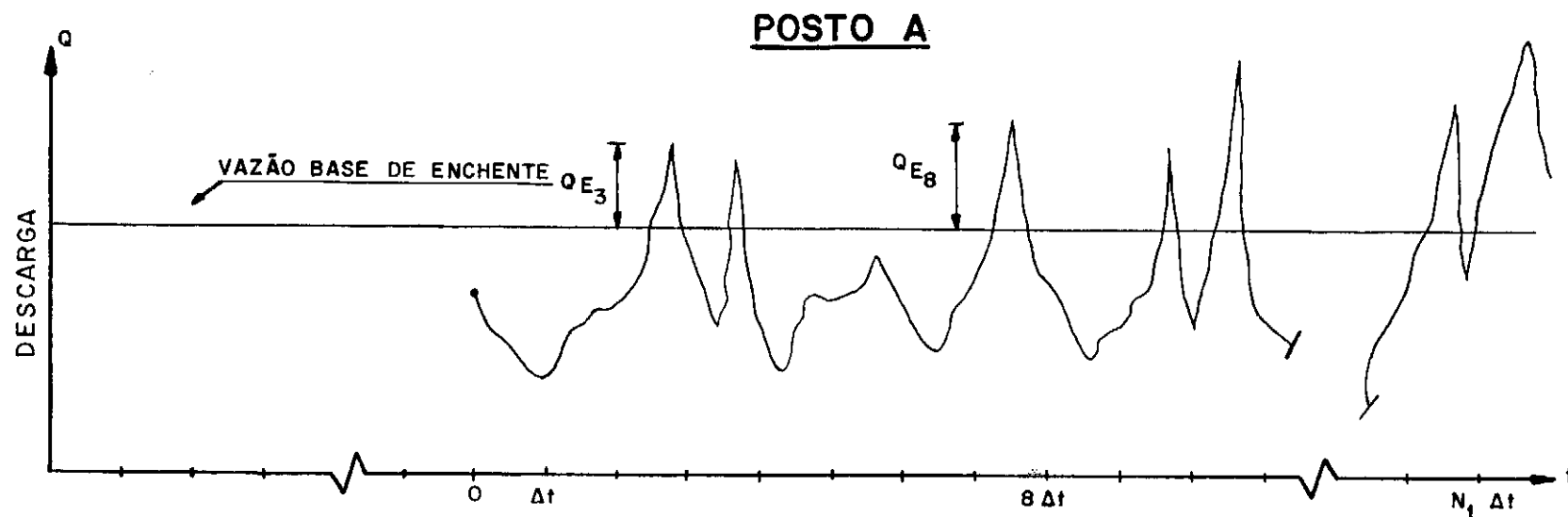


FIG. 3.1 - ESQUEMA DO MODELO PROPOSTO

respectivamente, e seja n_{00} , n_{10} , n_{01} e,

$$n_{11} = N_1 - n_{00} - n_{10} - n_{01} \quad (3.2)$$

os respectivos números observados de cada um deles. Para o posto B com maior número de dados, teremos, também, uma sequência de $(N_2 - N_1)$ termos com valor zero ou um, correspondendo as probabilidades $p_{00} + p_{10}$ e $1 - p_{00} - p_{10}$, com frequências m_0 e $(N_2 - N_1) - m_0$.

A tabela (3.1) ilustra a estrutura ' do modelo apresentado.

TABELA 3.1 - PROBABILIDADES DOS EVENTOS
(0,0), (0,1), (1,0) e (1,1)

		POSTO A		
		NÃO ENCHENTE	ENCHENTE	
POSTO B	NÃO ENCHENTE	p_{00}	p_{10}	$p_{00} + p_{10}$
	ENCHENTE	p_{01}	p_{11}	$1 - p_{00} - p_{10}$

É considerado que os parâmetros p_{00} , p_{10} , p_{01} e p_{11} são constantes no tempo.

Estas probabilidades são, então, os parâmetros de uma distribuição binomial com duas variáveis. Assim, como a distribuição binomial com uma variável, dada pela expansão $[p + (1 - p)]^n$, aproxima-se da distribuição de Poisson quando $n \rightarrow \infty$ (i) $p \rightarrow 0$ e np permanece finito, ~~é também~~ a binomial com duas variáveis especificada na tabela (3.1), aproxima-se da distribuição de Poisson com duas variáveis³,

$$\frac{\lambda_3^i (\lambda_1 - \lambda_3)^j (\lambda_2 - \lambda_3)^k e^{-\lambda_1 - \lambda_2 + \lambda_3}}{i! j! k!}$$

(3.3)

quando, $N_1 \rightarrow \infty$, p_{00} , p_{10} e $p_{01} \rightarrow 0$, $N_1 p_{00} \rightarrow \lambda_3$,

$$N_1 p_{10} \rightarrow \lambda_2 - \lambda_3 \text{ e } N_1 p_{01} \rightarrow \lambda_2 - \lambda_3,$$

onde i , j e k são os números de ocorrências dos eventos $(0,0)$, $(1,0)$ e $(0,1)$, respectivamente.

Finalmente, é considerado que as magnitudes das vazões excedentes nos postos A e B, seguem uma das cinco distribuições de probabilidade com duas variáveis a serem testadas no modelo, ou sejam, a normal, log-normal, exponencial, gama e Gumbel, descritas posteriormente.

O modelo pode ser visualizado como tendo uma massa unitária (probabilidade) distribuída sobre o qua

drante positivo de um sistema de eixos x e y , magnitudes das vazões excedentes nos postos A e B , respectivamente. Uma massa discreta p_{00} é concentrada na origem; as massas p_{10} e p_{01} são distribuídas ao longo dos eixos dos x e y , com densidades $f(x)$ e $f(y)$, marginais de cada distribuição com duas variáveis utilizadas; e a massa p_{11} é distribuída no restante do quadrante, com densidade em qualquer ponto (x, y) dada por $f(x, y)$, função densidade da distribuição com duas variáveis.

3.1.1 - ESTIMATIVA DO PERÍODO DE RETORNO

Sendo N o número de intervalos Δt , em que foi dividido o ano, teremos que a probabilidade de que uma vazão excedente no posto A , ocorra em um particular intervalo Δt igual a:

$$PP = 1 - p_{00} - p_{01} \quad (3.4)$$

A probabilidade da ocorrência de r eventos excedentes em um ano, será:

$$\left[\frac{N!}{r! (N-r)!} \right] (1 - p_{00} - p_{01})^r (p_{00} + p_{01})^{N-r} \quad (3.5)$$

Sendo $f(x; \alpha, \beta, \dots, \gamma)$ a função densidade marginal de uma determinada função de distribuição com duas variáveis, teremos que a probabilidade de que um valor não exceda uma quantidade x igual a,

$$F(x; \alpha, \beta, \dots, \gamma) = \int_{-\infty}^x f(x; \alpha, \beta, \dots, \gamma) dx \quad (3.6)$$

e a probabilidade de que durante os N intervalos, ou seja, um ano, não ocorra vazões excedentes, maiores, do que x , igual a,

$$\sum_{r=0}^N \left[\frac{N!}{r! (N-r)!} \right] (p_{00} + p_{01})^{N-r} (1 - p_{00} - p_{01})^r F(x; \alpha, \beta, \dots, \gamma)^r \quad (3.7)$$

Se a expressão (3.7) for subtraída da unidade, teremos como resultado, a probabilidade de que uma vazão excedente ocorra pelo menos uma vez por ano, portanto, igual ao inverso do período de recorrência T , ou seja:

$$\frac{1}{T} = 1 - \sum_{r=0}^N \left[\frac{N!}{r! (N-r)!} \right] (p_{00} + p_{01})^{N-r} (1 - p_{00} - p_{01})^r \cdot F(x; \alpha, \beta, \dots, \gamma)^r \quad (3.8)$$

Resolvendo a equação (3.8) teremos:

$$F(x; \alpha, \beta, \dots \gamma) = \frac{(1 - 1/T)^{1/N} - (p_{00} + p_{01})}{1 - p_{00} - p_{01}} \quad (3.9)$$

ou, ainda, explicitando a variável x , e somando a descarga base de enchente, Q_B , teremos:

$$Q_T = F^{-1}(x; \alpha, \beta, \dots \gamma) + Q_B \quad (3.10)$$

que fornece, em função do período de recorrência T , a enchente provável de ocorrer no posto fluviométrico com menor número de observações.

3.1.2 - ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS DO MODELO

O modelo descrito requer a estimativa dos seguintes parâmetros:

$$p_{00}, p_{10}, p_{01} \text{ e } \rho, \alpha, \beta, \dots \gamma.$$

os três primeiros parâmetros, p_{00} , p_{10} e p_{01} , serão estimados pelo método da máxima verossimilhança, descrito no que se segue, e os parâmetros restantes, ρ , α , β , $\dots \gamma$, característicos de cada função de distribuição de probabilidade, serão estimados posteriormente, durante a descrição de cada função utilizada no modelo, a partir das distribuições de densidades marginais.

Inicialmente, para estimativa dos parâmetros p_{00} , p_{10} e p_{01} é considerado que a probabilidade de que n_{00} eventos do tipo $(0,0)$, n_{10} do tipo $(1,0)$, n_{01} do tipo $(0,1)$ e n_{11} do tipo $(1,1)$, ocorram no período de observações simultâneas, é proporcional a,

$$p_{00}^{n_{00}} p_{01}^{n_{01}} p_{10}^{n_{10}} (1 - p_{00} - p_{01} - p_{10})^{N_1 - n_{00} - n_{01} - n_{10}} \quad (3.11)$$

Durante o período no qual somente os dados do posto B existem, a probabilidade de que m_0 intervalos possuam vazões excedentes, enquanto os restantes,

$(N_2 - N_1) - m_0$, não contenham excedências, é da mesma maneira, proporcional a,

$$(p_{00} + p_{10})^{m_0} (1 - p_{00} - p_{10})^{(N_2 - N_1) - m_0} \quad (3.12)$$

Para os dois postos fluviométricos A e B, a probabilidade do número de vazões excedentes é, então, proporcional a, (3.11) e (3.12).

$$L = p_{00}^{n_{00}} p_{01}^{n_{01}} p_{10}^{n_{10}} (1 - p_{00} - p_{10} - p_{01})^{N_1 - n_{00} - n_{01} - n_{10}} \\ (p_{00} + p_{10})^{m_0} (1 - p_{00} - p_{10})^{(N_2 - N_1) - m_0} \quad (3.13)$$

função de máxima verossimilhança para estimativa de p_{00} , p_{10} ,

p_{01} .

O logaritmo da função de máxima verossimilhança é dado por,

$$\begin{aligned} \text{Log } L = & n_{00} \log p_{00} + n_{01} \log p_{01} + n_{10} \log p_{10} + \\ & + (N_1 - n_{00} - n_{01} - n_{10}) \log (1 - p_{00} - p_{01} - p_{10}) + \\ & + m_0 \log (p_{00} + p_{10}) + (N_2 - N_1 - m_0) \log (1 - p_{00} - p_{10}) \end{aligned}$$

(3.14)

Os valores de $\hat{p}_{00}$, $\hat{p}_{10}$ e $\hat{p}_{01}$ que tornam máximo a função $\text{Log } L$, são os valores estimados para p_{00} , p_{10} e p_{01} , que são obtidos resolvendo as equações seguintes:

$$\frac{\partial \text{Log } L}{\partial p_{00}} = 0, \quad \frac{\partial \text{Log } L}{\partial p_{10}} = 0, \quad \frac{\partial \text{Log } L}{\partial p_{01}} = 0,$$

ou seja:

$$\frac{n_{00}}{p_{00}} - \frac{N_1 - n_{00} - n_{01} - n_{10}}{1 - p_{00} - p_{01} - p_{10}} + \frac{m_0}{p_{00} + p_{10}} - \frac{N_2 - N_1 - m_0}{1 - p_{00} - p_{10}} = 0 \quad (3.15)$$

$$\frac{n_{10}}{p_{10}} - \frac{N_1 - n_{00} - n_{01} - n_{10}}{1 - p_{00} - p_{01} - p_{10}} + \frac{m_0}{p_{00} + p_{10}} - \frac{N_2 - N_1 - m_0}{1 - p_{00} - p_{10}} = 0 \quad (3.16)$$

$$\frac{n_{01}}{p_{10}} - \frac{N_1 - n_{00} - n_{01} - n_{10}}{1 - p_{00} - p_{01} - p_{10}} = 0 \quad (3.17)$$

cujas soluções são a seguinte:

$$\hat{p}_{00} = \frac{n_{00}}{n_{00} + n_{10}} \cdot \frac{n_{00} + n_{10} + m_0}{N_2} \quad (3.18)$$

$$\hat{p}_{10} = \frac{n_{10}}{n_{00} + n_{10}} \cdot \frac{n_{00} + n_{10} + m_0}{N_2} \quad (3.19)$$

$$\hat{p}_{01} = \frac{n_{01}}{n_{01} + n_{11}} \cdot \frac{n_{01} + n_{11} + N_2 - N_1 - m_0}{N_2} \quad (3.20)$$

$$\hat{p}_{11} = \frac{n_{11}}{n_{01} + n_{11}} \cdot \frac{n_{01} + n_{11} + N_2 - N_1 - m_0}{N_2} \quad (3.21)$$

As equações (3.18) a (3.21) mostram como os dados do posto B são usados na estimativa dos parâmetros

tros p_{00} , p_{01} , p_{10} e p_{11} ; a probabilidade de não enchente no posto A, por exemplo, é $p_{00} + p_{01}$, ou seja a soma das equações (3.18) e (3.20), que incluem em seus termos, as informações adicionais do posto B, N_2 e m_0 , ou seja:

$$\text{Probabilidade (não enchente em A)} = p_{00} + p_{01}$$

$$= [\text{Probabilidade (não enchente em A / não enchente em B)}.$$

$$\text{Probabilidade (não enchente em B)}] + [\text{Probabilidade (não enchente em A / enchente em B)} \times \text{Probabilidade (enchente em B)}]$$

Nesta expressão, as probabilidades condicionais são estimadas a partir do período de observações simultâneas como $n_{00} / (n_{00} + n_{10})$ e $n_{01} / (n_{01} + n_{11})$; as outras probabilidades são estimadas levando-se em consideração as observações do posto com maior período de dados como:

$$(n_{00} + n_{10} + m_0) / N_2 \quad \text{e} \quad (n_{01} + n_{12} + N_2 - N_1 - m_0) / N_2,$$

respectivamente.

3.2 - DISTRIBUIÇÕES COM DUAS VARIÁVEIS

As distribuições de probabilidade com duas variáveis a serem utilizadas no modelo proposto serão, no que se segue, descritas e, de modo sucinto, analisadas em seus aspectos teóricos e quanto aos métodos utilizados na estimação de seus parâmetros.

3.2.1 - NORMAL

Assim como a distribuição normal com uma variável, a com duas variáveis é largamente utilizada e encontrada em grande parte dos modelos estatísticos aplicados nas mais diversas áreas da informação. A sua utilização no modelo proposto tem a pretensão de obter-se, apenas, uma informação comparativa, desde que, o tratamento estatístico amostral das enchentes, extremos de uma série de vazões diárias, não devem proporcionar uma boa aderência com uma distribuição normal.

3.2.1.1 - ASPECTOS TEÓRICOS

Considerando-se duas variáveis (x , y) a função densidade normal tem a seguinte expressão:

$$f(x, y) = \frac{1}{2 \pi \tau_x \tau_y \sqrt{1 - \rho^2}} \exp \left\{ - \frac{1}{2 (1 - \rho^2)} \left[\frac{(x - \mu_x)^2}{\tau_x^2} - \frac{2 \rho (x - \mu_x) (y - \mu_y)}{\tau_x \tau_y} + \frac{(y - \mu_y)^2}{\tau_y^2} \right] \right\}$$

onde,

(3.22)

x = diferença entre cada descarga total e a descarga base de enchente para o posto A. (Vazão excedente)

y = Idem, para o posto B.

μ_x = média de x

μ_y = média de y

τ_x = desvio padrão de x

τ_y = desvio padrão de y .

ρ = coeficiente de correlação entre x e y .

com,

$$\odot \quad -\infty < x < \infty, \quad -\infty < y < \infty$$

$$\odot \quad 0 < \tau_x^2 < \infty, \quad 0 < \tau_y^2 < \infty$$

$$\odot \quad -\infty < \mu_x < \infty, \quad -\infty < \mu_y < \infty$$

$$-1 < \rho < 1$$

o seu gráfico apresenta uma superfície em forma de sino com contornos elípticos. As distribuições marginais de x e y são

respectivamente,

$$f(x) = \frac{1}{\tau_x \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x - \mu_x)^2}{2\tau_x^2}} \quad (3.23)$$

$$f(y) = \frac{1}{\tau_y \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(y - \mu_y)^2}{2\tau_y^2}} \quad (3.24)$$

As funções densidades condicionais de $x|y$ e $y|x$, são respectivamente:

$$\begin{aligned} f(x|y) &= \frac{f(x, y)}{f(y)} = \frac{1}{\tau_x \sqrt{2\pi(1-\rho^2)}} \exp \\ &\left\{ - \left[\frac{(x - \mu_x)^2}{\tau_x^2} - \frac{2\rho(x - \mu_x)(y - \mu_y)}{\tau_x \tau_y} + \right. \right. \\ &\left. \left. + \frac{(y - \mu_y)^2}{\tau_y^2} \right] / 2(1 - \rho^2) + \frac{(y - \mu_y)^2}{2\tau_y^2} \right\} \end{aligned} \quad (3.25)$$

$$f(y|x) = \frac{f(x, y)}{f(x)} = \frac{1}{\tau_y \sqrt{2\pi(1-\rho^2)}} \exp \left\{ - \left[\frac{(x - \mu_x)^2}{\tau_x^2} - \frac{2\rho(x - \mu_x)(y - \mu_y)}{\tau_x \tau_y} + \frac{(y - \mu_y)^2}{\tau_y^2} \right] \frac{1}{2(1-\rho^2)} + \frac{(x - \mu_x)^2}{2\tau_x^2} \right\} \quad (3.26)$$

3.2.1.2 - ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS

A técnica utilizada para estimativa dos parâmetros μ_x , μ_y , τ_x , τ_y e ρ da distribuição normal foi a do Método dos Momentos que se baseia nos momentos de primeira e segunda ordem de cada população amostral, obtidas da seguinte maneira:

$$\hat{\mu}_x = \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} x_i \quad (3.27)$$

$$\hat{\mu}_y = \frac{1}{N_2} \sum_{i=1}^{N_2} y_i \quad (3.28)$$

$$\mu_x^2 + \tau_x^2 = \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} x_i^2 \quad (3.29)$$

$$\mu_y^2 + \tau_y^2 = \frac{1}{N_2} \sum_{i=1}^{N_2} y_i^2 \quad (3.30)$$

$$\mu_x \mu_y + \tau_{xy} = \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} x_i y_i \quad (3.31)$$

onde τ_{xy} é a covariância entre as variáveis x e y , N_1 e N_2 o número de observações das variáveis x e y , respectivamente.

Resolvendo o sistema acima, teremos para a estimativa de τ_x , τ_y e ρ os seguintes valores:

$$\hat{\tau}_x^2 = \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} (x_i - \hat{\mu}_x)^2 \quad (3.32)$$

$$\hat{\tau}_y^2 = \frac{1}{N_2} \sum_{i=1}^{N_2} (y_i - \hat{\mu}_y)^2 \quad (3.33)$$

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{i=1}^{N_1} (x_i - \hat{\mu}_x) (y_i - \hat{\mu}_y)}{N_1 \hat{\tau}_x \hat{\tau}_y} \quad (3.34)$$

3.2.2 - LOG-NORMAL

O uso da função logaritmica em estudos de enchentes foi proposto por Fuller⁶, que introduziu a idéia de que as enchentes deveriam ter uma variação crescente e assintótica com os logaritmos do período de recorrência. A distribuição log-normal foi proposta por Hazen⁵ em 1914 na análise probabilística das enchentes.

Procurando justificar teoricamente seu uso, Chow⁵ considerou que, sendo a ocorrência de um evento hi-

drológico o resultado da ação conjunta de diversos fatores, a variável x seria o produto de r eventos independentes de magnitudes $x_1, x_2, x_3, \dots, x_r$. Então, o logaritmo de x seria igual a soma dos logaritmos de r variáveis independentes, e pelo teorema do limite Central, pode-se demonstrar que o logaritmo de x é normalmente distribuído quando r torna-se indinatamente grande.

3.2.2.1 - ASPECTOS TEÓRICOS

A função densidade da distribuição log-normal com duas variáveis pode ser obtida a partir da equação (3.22) trocando-se x por $L_n x$, y por $L_n y$, μ_x e τ_x por $\mu_n(x)$, e $\tau_n(x)$, μ_y e τ_y por $\mu_n(y)$ e $\tau_n(y)$, médias e desvios padrão dos logaritmos de x e y , respectivamente.

Após as substituições, dividindo - se por xy , teremos finalmente,

$$f(x, y) = \frac{1}{2 \pi xy \tau_n(x) \tau_n(y) \sqrt{1 - \rho_n^2}}$$

$$\cdot e^{-Q_n^2 / 2(1 - \rho_n^2)} \quad (3.35)$$

a função densidade de probabilidade log-normal com duas variáveis, onde

$$Q_n = \frac{(L_n x - \mu_n(x))^2}{\tau_n^2(x)} + \frac{(L_n y - \mu_n(y))^2}{\tau_n^2(y)} - 2\rho_n \frac{(L_n x - \mu_n(x))(L_n y - \mu_n(y))}{\tau_n(x)\tau_n(y)} \quad (3.36)$$

e ρ_n o coeficiente de correlação entre as variáveis $L_n x$ e $L_n y$.

As funções densidades marginais, obtidas da mesma maneira, são:

$$f(x) = \frac{1}{x \tau_n(x) \sqrt{2\pi}} e^{-\left[\frac{1}{2} \left(\frac{L_n x - \mu_n(x)}{\tau_n(x)} \right)^2\right]} \quad (3.37)$$

$$f(y) = \frac{1}{y \tau_n(y) \sqrt{2\pi}} e^{-\left[\frac{1}{2} \left(\frac{L_n y - \mu_n(y)}{\tau_n(y)} \right)^2\right]} \quad (3.38)$$

para $x \geq 0$ e $y \geq 0$, já que, $f(x) = 0$ e $f(y) = 0$
 para $x < 0$ e $y < 0$, respectivamente.

Cada uma das funções de densidade possui um limite inferior igual a zero, e com um único máximo, cujo ponto de inflexão se encontra para x ou y , igual a

$$\mu_n = (3 \tau_n^2 / 2) \pm (\tau_n \sqrt{4 + \tau_n^2 / 2}).$$

A curva apresenta-se convexa nos dois sentidos, ascendentes e descendente, com a média, mediana e moda não coincidentes.

3.2.2.2 - ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS

Os parâmetros ρ_n , $\mu_n(x)$, $\mu_n(y)$, $\tau_n(x)$ e $\tau_n(y)$, foram estimados de maneira idêntica aos relativos a distribuição normal, ou seja:

$$\hat{\mu}_n(x) = \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} \mathbb{L}_n x_i \quad (3.39)$$

$$\hat{\mu}_n(y) = \frac{1}{N_2} \sum_{i=1}^{N_2} \mathbb{L}_n y_i \quad (3.40)$$

$$\hat{\tau}_n(x) = \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} (\mathbb{L}_n x_i - \hat{\mu}_n(x))^2 \quad (3.41)$$

$$\hat{\tau}_n(y) = \frac{1}{N_2} \sum_{i=1}^{N_2} (\mathbb{L}_n y_i - \hat{\mu}_n(y))^2 \quad (3.42)$$

$$\hat{\rho} = \sum_{i=1}^{N_1} \frac{(\mathbb{L}_n x_i - \hat{\mu}_n(x)) (\mathbb{L}_n y_i - \mu_n(y))}{N_1 \hat{\tau}_n(x) \hat{\tau}_n(y)}$$

(3.43)

3.2.3 - EXPONENCIAL

A distribuição exponencial, segundo Chow⁵ tem sido aplicada na análise das séries de duração parcial para previsão de enchentes.

O seu uso poderia ser justificado da seguinte maneira: sendo $p(x)$ a probabilidade de ocorrência de uma variável x produto de r fatores, teremos, $p(x) = p^r$, onde p é a média geométrica de todos fatores r . Quando r torna-se grande, pode-se mostrar matematicamente que a distribuição de x é exponencial.

Esta distribuição foi a única utilizada no modelo de Frost³, razão principal do seu uso neste trabalho.

3.2.3.1 - ASPECTOS TEÓRICOS

A função densidade de probabilidade da distribuição exponencial com duas variáveis, segundo Downton⁷, tem a seguinte expressão:

$$f(x, y) = [\mu_x \mu_y / (1 - \rho)] e^{-[(\mu_x x + \mu_y y) / (1 - \rho)]}.$$

$$I_0 \left[2 \sqrt{\mu_x \mu_y xy} / (1 - \rho) \right] \quad (3.44)$$

onde μ_x e μ_y são valores médios maiores do que zero; ρ o coeficiente de correlação entre as vazões excedentes; x e y as diferenças entre as vazões totais e as descargas base de enchente de cada posto; e I_0 a função modificada de Bessel de ordem zero.

As funções densidade marginais de x e y são, respectivamente:

$$f(x) = \int_0^{\infty} f(x, y) dy = \mu_x e^{-\mu_x x} \quad (3.45)$$

$$f(y) = \int_0^{\infty} f(x, y) dx = \mu_y e^{-\mu_y y} \quad (3.46)$$

3.2.3.2 - ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS

O coeficiente de correlação foi estima

do de maneira similar a da distribuição normal. Os parâmetros μ_x e μ_y foram estimados pelo método dos momentos, ou seja:

$$\bar{x} = \int_0^{\infty} x \mu_x e^{-\mu_x x} dx \quad (3.47)$$

$$\bar{y} = \int_0^{\infty} y \mu_y e^{-\mu_y y} dy \quad (3.48)$$

onde $\bar{x}$ e $\bar{y}$ é a média aritmética das variáveis x e y , respectivamente. Resolvendo as integrais acima, teremos,

$$\hat{\mu}_x = \frac{1}{\bar{x}} \quad (3.49)$$

$$\hat{\mu}_y = \frac{1}{\bar{y}} \quad (3.50)$$

estimativas para os parâmetros de cada distribuição marginal, $f(x)$ e $f(y)$.

3.2.4. - GAMA

Devido ao fato de que uma grande quantidade das variáveis hidrológicas serem caracterizadas por distribuições assimétricas, a função de distribuição Gama tem, por isso, sido bastante empregada nas investigações da estrutura estatística dessas variáveis.

3.2.4.1. - ASPECTOS TEÓRICOS

Uma das formas de se apresentar a função densidade da distribuição Gama com duas variáveis é a seguinte¹⁴.

$$f(x, y) = \frac{1}{[\beta^{\gamma+\gamma_1}] \Gamma(\gamma) \Gamma(\gamma_1)} x^{\gamma-1} (y-x)^{\gamma_1-1} e^{-\beta y} \quad (3.49)$$

com $x, y, \beta, \gamma, \gamma_1 > 0$

A função densidade marginal, necessária para utilização do modelo, possui a seguinte forma:

$$f(x; \gamma, \beta) = \frac{1}{\beta^\gamma \Gamma(\gamma)} x^{\gamma-1} e^{-x/\beta} \quad (3.50)$$

A expressão (3.50) é a equação da função de densidade Gama para a variável x , com dois parâmetros, γ e β , chamados parâmetros de forma e de escala, respectivamente.

A função de distribuição acumulada de probabilidade é obtida integrando-se a equação (3.50) entre os limites de zero a x .

$$F(x; \gamma, \beta) = \frac{1}{\beta^\gamma \Gamma(\gamma)} \int_0^x x^{\gamma-1} e^{-x/\beta} dx \quad (3.51)$$

$$0 \leq x < \infty$$

3.2.4.2. - ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS

Os parâmetros γ e β da função densidade marginal, $f(x)$, da distribuição Gama com duas variáveis, serão estimados pelo método da máxima verossimilhança. Os parâmetros estimados pelo método da máxima verossimilhança são dados pelas equações:

$$\ln \hat{\gamma} - \psi(\hat{\gamma}) = \ln \bar{x} - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln x_i \quad (3.52)$$

$$\hat{\beta} = \frac{\bar{x}}{\hat{\gamma}} \quad (3.53)$$

onde Ψ é a função digama e $\bar{x}$ a média dos valores da variável x .

Em virtude a função digama não possuir uma forma explícita, a resolução da equação (3.52) é obtida desenvolvendo Ψ em uma série, resultando a expressão:

$$\hat{\gamma} = \frac{\left\{ 1 + \left[1 + 4 \left(\ell_n \bar{x} - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ell_n x_i \right) \right] \right\}}{4 \left(\ell_n x_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ell_n x_i \right)} \quad (3.54)$$

que juntamente com a equação (3.53), fornecem as estimativas para os parâmetros γ e β .

3.2.5. - GUMBEL

A teoria estatística dos valores extremos diz respeito aos menores e maiores valores observados em uma determinada série estatística, e tem sido utilizada com sucesso nas mais diversas áreas, tais como, velocidade do vento, descarga máxima (mínima) de rios, precipitações, altura de ondas, pressão atmosférica, temperaturas, corrosão em condutos, fadiga de metais, etc.¹⁶

3.2.5.1. - ASPECTOS TEÓRICOS

Conhecendo-se a distribuição inicial das vazões diárias de um rio, a distribuição dos seus valores extremos pode ser obtida de maneira bastante simples. Sendo $\phi(x)$ esta distribuição inicial, a probabilidade de que n observações independentes sejam menores do que um dado valor x é $\phi^n(x)$. Da mesma maneira, $(1 - \phi(x))^n$, é a probabilidade de que os n valores sejam maiores do que x .

Em termos teóricos, a distribuição $\phi(x)$ é desconhecida, e as vazões diárias não são completamente independentes, o que tornaria o problema insolúvel, se não fossem os estudos realizados por Fisher, Tippet, Genedenko e Gumbel¹⁶, que formularam a distribuição dos extremos dado pela expressão:

$$F(x) = e^{-n \phi(x)} \quad (3.55)$$

Quando n torna-se grande, o valor máximo de x cresce e $\phi(x)$ converge para unidade, tornando o expoente uma expressão, cuja indeterminação pode ser resolvida analisando-se a maneira na qual $\phi(x)$ converge para unidade. Esta análise pode ser feita por qualquer uma das três maneiras seguintes:

Primeira, $\phi(x)$ é ilimitada à direita, mas aproxima-se da unidade para valores grandes de x , da mesma maneira como a função exponencial e^{-x} se aproxima de zero.

Segunda, $\phi(x)$ é também ilimitada à direita, com momentos de ordem alta divergindo.

Terceira, $\phi(x)$ pode ser ilimitada à esquerda, mas possui um valor limite, ou seja, $x = w$, é igual a unidade.

Essas três considerações constituem os três tipos da distribuição dos valores extremos, chamados I, II e III, formulados na tabela (3.2).

TABELA 3.2 - PROBABILIDADES DOS VALORES EXTREMOS

TIPO	VALOR MÁXIMO	VALOR MÍNIMO
I	$F(x) = \exp \left[-e^{-\alpha(x-\bar{u})} \right]$ $-\infty < x < \infty$	$F(x) = \exp \left[-e^{\alpha(x-\bar{u})} \right]$ $-\infty < x < \infty$
II	$F(x) = \exp \left[- \left(\frac{\bar{u} - \epsilon}{x - \epsilon} \right)^{\alpha} \right]$ $x \geq \epsilon; \bar{u} > \epsilon$	$F(x) = \exp \left[- \left(\frac{w - \bar{u}}{w - x} \right)^{\alpha} \right]$ $x \leq w; \bar{u} < w$
III	$F(x) = \exp \left[- \left(\frac{w - x}{w - \bar{u}} \right)^{\alpha} \right]$ $x \leq w; \bar{u} < w$	$F(x) = \exp \left[- \left(\frac{x - \epsilon}{\bar{u} - \epsilon} \right)^{\alpha} \right]$ $x \geq \epsilon; \bar{u} > \epsilon$

O estudo das frequências das enchentes utilizando o tipo I da distribuição dos extremos foi feito pe-

la primeira vez por Gumbel, tornando-se, por isso, mais conhecida como a distribuição de Gumbel.

Segundo Gumbel¹⁶, o uso da teoria dos valores extremos na Hidrologia não é apenas uma ferramenta para ser justificada com uma boa aderência dos dados observados, pois esta teoria segue, diretamente a lógica da natureza das enchentes definida com valores extremos.

Neste trabalho, será utilizada a distribuição tipo I, cuja distribuição de probabilidade, já apresentada na tabela (3.2), é a seguinte:

$$F(x) = \exp \left[- e^{-\alpha (x - u)} \right] \quad (3.56)$$

Para grandes amostras, os parâmetros α e u , são funções da média μ_x e do desvio padrão amostral.

$$\alpha = \frac{1}{0.7799 \tau_x} \quad (3.57)$$

$$u = \mu_x - 0,45005 \tau_n \quad (3.58)$$

Para dois postos fluviométricos, as magnitudes de suas enchentes constituem, logicamente, um problema de

valores extremos, ainda não bastante desenvolvido, sendo poucas as publicações referentes ao assunto.

Gumbel¹⁶, desenvolveu duas formas para a função de distribuição acumulada dos valores extremos com duas variáveis, X e Y .

$$F(x, y) = e^{-\xi} + e^{-\eta} + a \left[\frac{1}{e^{-\xi}} + \frac{1}{e^{-\eta}} \right]^{-1} \quad (3.59)$$

$$F(x, y)^m = \xi^m + \eta^m \quad (3.60)$$

As distribuições marginais são, também, de valores extremos, idênticas a equação (3.56) a ser utilizada no modelo.

As expressões (3.59) e (3.60) são válidas para os três tipos da distribuição dos valores extremos, e seguem as condições, $a > 0$ e $1/m < 1$.

Para o tipo I, aplicado no estudo das enchentes, teremos:

$$\xi = e^{-\alpha_x (x - u_x)} \quad (3.61)$$

$$\eta = e^{-\alpha_y (y - u_y)} \quad (3.62)$$

3.2.5.2. - ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS

O uso da distribuição de Gumbel, envolve a estimativa dos parâmetros μ_x e τ_x das equações (3.57) e (3.58) para o cálculo dos valores de α e u da equação (3.56).

Nash¹³, comparou quatro métodos de estimativa dos parâmetros μ e τ , o dos momentos, da regressão, de Gumbel e o de máxima verossimilhança, concluindo que o método dos momentos foi o que se apresentou mais seguro, eficiente, de estimativa aparentemente não-tendenciosa, e de fácil aplicação.

Por isso, os parâmetros μ e τ da função densidade marginal da distribuição de Gumbel, serão estimados pelo método dos momentos, já descritos no item 3.2.1.2. .

3.3. - MÉTODOS COMPARATIVOS

O período de retorno das enchentes, estimados pelo modelo apresentado no item anterior, serão comparados com os obtidos pelas distribuições com uma variável de Gumbel, Log-Gumbel e Log-Pearson.

A comparação será feita através de gráficos e dos testes de aderência Qui-quadrado e Smirnov-Kolmogorov.

No que se segue, será feita uma breve des

criação das distribuições Log-Gumbel e Log-Pearson tipo III com uma variável, desde que, a de Gumbel já foi descrita e analisada no item 3.2.5.1.

A distribuição Log-Gumbel é obtida pela simples troca dos alores de x da equação (3.55) pelos seus respectivos logaritmos.

$$F(x) = e^{-e^{-z}} \quad (3.63)$$

$$z = \frac{1}{\alpha_n} (\ell_n x - u_n) \quad (3.64)$$

com,

$$\alpha_n = \frac{1}{0.7797 \tau_{x_n}} \quad (3.65)$$

$$u_n = \mu_{x_n} + 0,45005 \tau_{x_n} \quad (3.66)$$

onde,

μ_{x_n} e τ_{x_n} são a média e desvio padrão dos logaritmos da variável x , respectivamente.

O método de Log-Pearson tipo III foi o recomendado, como método base na análise das frequências das enchentes, pelo Federal Interagency Group¹¹ dos Estados Unidos. A enchente total prevista Q , para um determinado período de retorno é dada pela expressão:

$$\text{Log } Q = \mu_{x_n} + K \tau_{x_n} \quad (3.67)$$

com μ_{x_n} e τ_{x_n} , já definidos, e K a coordenada da curva tipo III de Pearson para um dado coeficiente de assimetria g e uma probabilidade de ocorrência de período de retorno. O coeficiente de assimetria g , foi calculado pela expressão:

$$g = \frac{N^2 \sum_{i=1}^N x^3 - 3 N \sum x \sum x^2 + 2 \left(\sum x \right)^3}{N (N-1) (N-2) \tau_{x_n}^3} \quad (3.68)$$

onde x é o logaritmo de cada uma das N vazões de enchente da série de duração parcial. Os valores de K foram obtidos em tabelas¹⁸, não constando do programa de Computador efetuado.

Os valores x para as três distribuições, dizem respeito aos valores totais das enchentes observadas, ou seja, $x = Q_b + Q_E$.

IV - TESTES DE ADERÊNCIA

Os testes utilizados para verificar a qualidade de ajustamento de cada função de distribuição de probabilidade teórica com os dados históricos observados foram, o teste Qui-quadrado e o de Smirnov - Kolmogorov, descritos a seguir.

4.1 - TESTE QUI - QUADRADO

O teste de aderência Qui-quadrado é o mais conhecido e freqüentemente utilizado em ajustamento de dados hidrológicos⁹, e seu conceito básico pode ser resumido da seguinte maneira: primeiramente, o número total N de valores observados é dividido em k intervalos de classe mutuamente exclusivos e exaustivos, cada um tendo uma frequência O_j e uma correspondente probabilidade E_j ($j = 1, 2, \dots, k$). Usando-se o valor de E_j como a norma de qualquer intervalo de classe j , a quantidade $(O_j - E_j)^2$, será uma medida do desvio da norma relativo a cada intervalo de classe. A medida da discrepância total será dada pela expressão:

$$x^2 = \sum_{j=1}^k \frac{(O_j - E_j)^2}{E_j} \quad (4.1)$$

Pode ser demonstrado que a variável χ^2 é distribuído segundo a distribuição Qui-quadrado com $k - 1 - r$ graus de liberdade, onde r é o número de parâmetros estimados com os dados históricos. Desenvolvendo a expressão (4.1), teremos a expressão (4.2) que será utilizada neste trabalho.

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^k \frac{O_j^2}{E_j} - 2 \sum_{j=1}^k O_j + \sum_{j=1}^k E_j \quad (4.2)$$

4.1.1 - CÁLCULO DOS INTERVALOS DE CLASSE

Ainda não existe um método satisfatório para a escolha do número total de classes a ser utilizado, apenas diversas regras foram estabelecidas sem, contudo, possuírem um razoável suporte teórico⁸. De acordo com estas regras, o número de intervalos de classe devem estar compreendidos entre 10 e 20, ou escolhidos de tal maneira, que a frequência esperada em cada classe, seja pelo menos igual a cinco, critério escolhido no presente trabalho.

Para a escolha do comprimento de cada intervalo existem, basicamente, dois métodos: intervalos de iguais comprimento e de iguais probabilidades. Neste trabalho, foi considerado intervalos de iguais probabilidades que possui algumas vantagens sobre o outro método. As probabilidades são obtidas de cada função de distribuição acumulada, a ser usada e

são uniformemente distribuídas em cada intervalo. Com isso, a comparação dos valores observados com uma determinada distribuição teórica continua se reduzir a simples comparação com uma distribuição teórica uniforme. Escolhido o número de classes de acordo com o critério estabelecido, e levando-se em consideração que o valor da distribuição acumulada é a unidade, a probabilidade de cada intervalo é determinada por:

$$P_j = \frac{1}{k}, \quad \text{com } j = 1, 2, \dots, k \quad (4.3)$$

As figuras (4.1) e (4.2) ilustram a estrutura do método descrito.

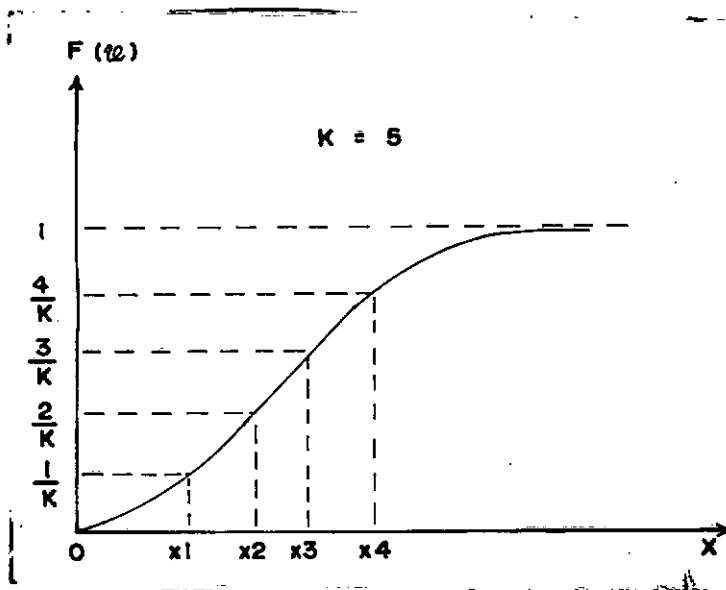


Fig. 4.1 - Função de distribuição acumulada,

$$F(x_i) = \frac{i}{k}$$

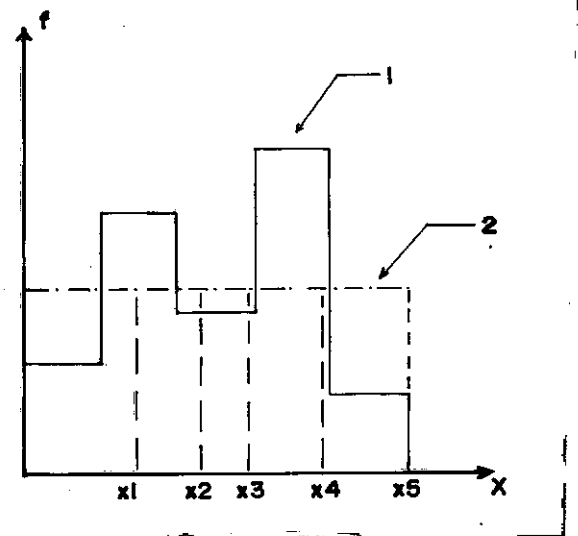


Fig. 4.2 - Frequências

1 - Observadas

2 - Esperada para intervalos de igual probabilidade.

As frequências observadas em cada classe dependem do tamanho da amostra, e os limites x_k de cada classe dependem da função de probabilidade escolhida.

4.1.1.1 - NORMAL

Conhecendo-se a probabilidade P_j , iguais para todos intervalos, qualquer limite U_j , pode ser calculado utilizando-se a equação (3.23) em sua forma reduzida, ou seja:

$$F(U_j) = j P_j = \int_{-\infty}^{U_j} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-U^2/2} dU \quad (4.4)$$

com $j = 1, 2, 3, \dots k$ e U variável normal reduzida, com os valores estimados dos parâmetros $\hat{\mu}$ e $\hat{\sigma}$ da distribuição normal teremos, finalmente, os limites para cada intervalo de classe da

do por:

$$x_j = \hat{\mu} + U_j \hat{\sigma} \quad (4.5)$$

4.1.1.2 - LOG-NORMAL

De maneira idêntica ao caso anterior, os limites

de cada intervalo de classe da distribuição log-normal, são computados a partir da integração da equação (3.37), que é inicialmente transformada em uma distribuição normal simples. Os limites serão então, obtidos pela seguinte expressão:

$$x_j = e^{- (\ell_n \hat{\mu} + U_j \hat{\tau})} \quad (4.6)$$

4.1.1.3 - EXPONENCIAL

Integrando-se a equação (3.45), obteremos a função de distribuição acumulada exponencial,

$$F(x_j) = \int_0^{x_j} \mu_x e^{-\mu_x x} dx = 1 - e^{-\mu_x x_j} \quad (4.7)$$

e, explicitando x_j , teremos os limites para a distribuição exponencial, dado por:

$$x_j = - \ell_n (1 - F(x_j)) / \mu_x \quad (4.8)$$

onde,

$$F(x_j) = j P_j, \quad (j = 1, 2, 3 \dots k)$$

4.1.1.4 - GUMBEL

Os limites de classe para a distribuição de Gumbel foram efetuados a partir da equação (3.56) , para valores de $F(x_j) = j P_j$, $j = 1, 2, 3 \dots k$, ou seja:

$$x_j = \mu - \ell_n (\ell_n (1 / F(x_j))) \quad (4.9)$$

onde, $F(x_j) = j P_j$, $(j = 1, 2, 3, \dots k)$

4.1.1.5 - GAMA

Os limites de classe para a distribuição Gama com dois parâmetros, γ e β , foram computados a partir da equação (4.10), também para valores de $F(t_j) = j P_j$, $j = 1, 2, 3 \dots k$:

$$F(t_j) = \frac{1}{\Gamma[\gamma]} \int_0^{t_j} t^{\gamma-1} e^{-t} dt \quad (4.10)$$

resolvendo a equação (4.10) para t_j , teremos os limites de classe para a distribuição Gama:

$$x_j = t_j \times \beta \quad (4.11)$$

4.2 - TESTE DE SMIRNOV - KOLMOGOROV

O teste de Smirnov - Kolmogorov baseia-se na função de distribuição amostral. Esta função é definida a partir de observações de uma variável aleatória X , com valores $x_1, x_2, x_3 \dots x_n$, colocadas em ordem crescente, como:

$$F_n(x) = \frac{k}{n + 1} \quad (4.12)$$

onde k é o número de observações da amostra que não excedem x . A estatística usada é o desvio máximo absoluto de $F_n(x)$ a partir de $F(x)$:

$$\Delta = \max [F_n(x) - F_x] \quad (4.13)$$

onde $F(x)$ é a distribuição populacional, ou teórica, utilizada no teste. Esta estatística Δ tem, assintoticamente (grandes amostras), distribuição conhecida, isto é, a probabilidade que Δ seja maior do que Δ_0 vale:

$$\text{Probabilidade } (\Delta \leq \Delta_0) = K (\lambda_0) \quad (4.14)$$

onde,

$$\lambda_0 = \sqrt{n} \Delta_0 \quad (4.15)$$

$$K (\lambda_0) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} (-1)^k e^{-2k^2 \lambda_0^2} \quad (4.16)$$

os valores de $k(\lambda_0)$ foram obtidos pela sub-rotina Smirn, apresentada no capítulo VI.

4.3 - NÍVEIS DE SIGNIFICÂNCIA

O nível de significância α , utilizado nos testes dos Qui-quadrado e no de Smirnov-Kolmogorov é definido da seguinte maneira:

$$\alpha = \text{probabilidade (rejeitar } H_0 \mid H_0 \text{ é verdadeira)}$$

(4.17)

onde H_0 é a hipótese nula.

O nível de significância utilizado para os testes Qui-quadrado e Smirnov-Kolmogorov foi o de 0.05, ou seja, o que corresponde a um valor de $F(X^2)$ e $k(\lambda_0)$ igual a 0.95.

Por isso, a hipótese nula será aceita se os valores encontrados para $F(X^2)$ e $k(\lambda_0)$ forem menores ou iguais a 0.95.

V - APLICAÇÕES DO MODELO PROPOSTO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

5.1 - CONSIDERAÇÕES GERAIS

Para aplicação do modelo proposto e comparação com outras técnicas existentes foram utilizadas observações fluviométricas diárias em duas sub-bacias das bacias hidrográficas dos rios Ribeira, Paranapanema e Tietê, respectivamente, cujos dados foram obtidos em publicações do Departamento Nacional de Águas e Energia Elétrica¹⁹⁸.

As vazões base de enchente iniciais, para o modelo proposto, foram escolhidas de acordo com o critério adotado no item 2.2.2.2., efetuando-se em cada uma delas, incrementos sucessivos de 5% até atingir um valor final de 20%, com o objetivo de estudar o efeito na qualidade de ajustamento de cada distribuição utilizada, com o aumento da vazão base de enchente.

Para cada posto fluviométrico com curto período de observação, considera-se inicialmente a existência de apenas 10 anos de observações, valor que foi sucessivamente incrementado de 10 em 10 anos, até atingir o número total de anos observados. O objetivo desta variação foi verificar o funcionamento do modelo, previsão de enchentes em postos com curto período de observação fluviométrica.

Os intervalos de tempo em que foram divididas as observações fluviométricas diárias, foi de 10 dias pa

ra os postos da bacia do Ribeira e de 15 dias para os das bacias do Paranapanema e Tietê, o que proporcionou um bom ajuste ao critério exigido pelo modelo, ou seja, a existência de no máximo uma enchente em cada intervalo. O número médio de intervalos em cada ano foi de 36 para os postos do Ribeira e de 24 para os restantes.

5.1.1 - BACIA DO RIBEIRA

O Rio Ribeira nasce no município de Ponta Grossa, no Estado do Paraná, servindo em parte do seu curso como limite entre os Estados do Paraná e São Paulo. Percorre a região sul de São Paulo, lançando-se depois no Oceano Atlântico.

As sub-bacias escolhidas para aplicação do modelo, foram as do Rio Ribeira no posto de Iporanga (A) e do Rio Juquiã no posto de Juquiã (B), a 102 km de distância, esquematizadas na figura (5.1).

As principais características e período de observação dos dados utilizados nos dois postos, são as seguintes:

A) RIO RIBEIRA EM IPORANGA

Latitude : 24°35'18" S

Longitude: 48°35'00" W

Altitude : 61,478 m

Área de drenagem : 12.150 km²

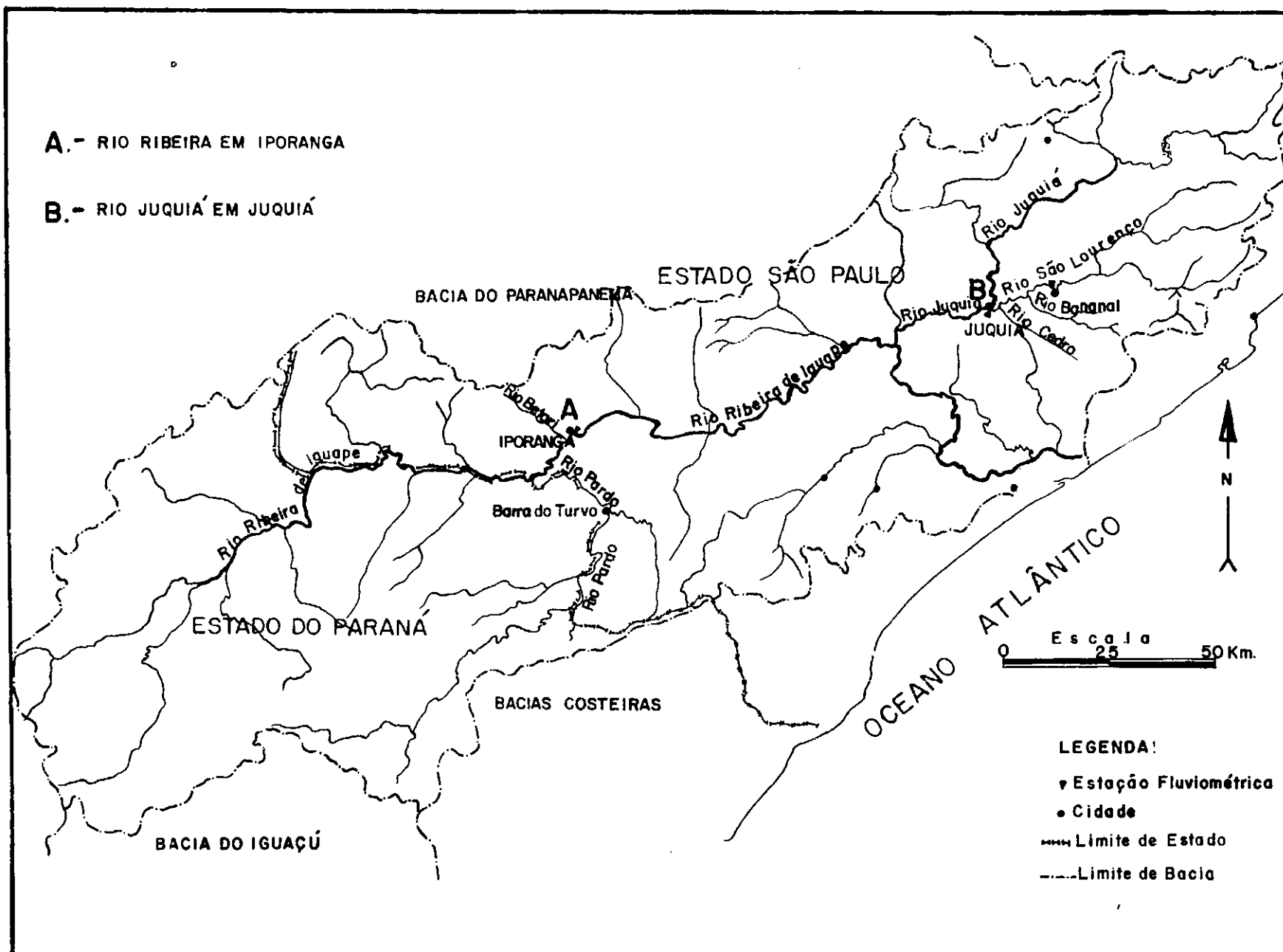


FIG. 5.1 - BACIA DO RIO RIBEIRA

Vazão base de enchente inicial : $414 \text{ m}^3/\text{s}$

Período de observação : 27 anos (1942 - 1968)

B) RIO JUQUIÃ EM JUQUIÃ

Latitude : $24^{\circ}19'06''$ S

Longitude: $47^{\circ}37'36''$ W

Altitude : 15,253 m

Área de drenagem : 4.130 km^2

Vazão base de enchente inicial : $267 \text{ m}^3/\text{s}$

Período de observação : 31 anos (1938 - 1968)

As predições de enchentes foram efetuadas para o posto do Rio Bibeira em Iporanga, que possui um período de observação fluviométrica menor do que a do Rio Juquiã.

5.1.2 - BACIA DO PARANAPANEMA

O Rio Paranapanema nasce no município de Capão Bonito no Estado do Paraná, e pertence à bacia do Paraná. Em grande parte do seu curso, da confluência com o rio Paraná para montante, serve de divisa entre os Estados do Paraná e São Paulo.

Foram escolhidas para utilização no modelo as sub-bacias do Rio Paranapanema na localidade de Campina de Monte Alegre (A) e a do Rio Pardo em Santa Cruz do Rio Pardo (B), a 136 km do posto A, esquematizadas na figura (5.2).

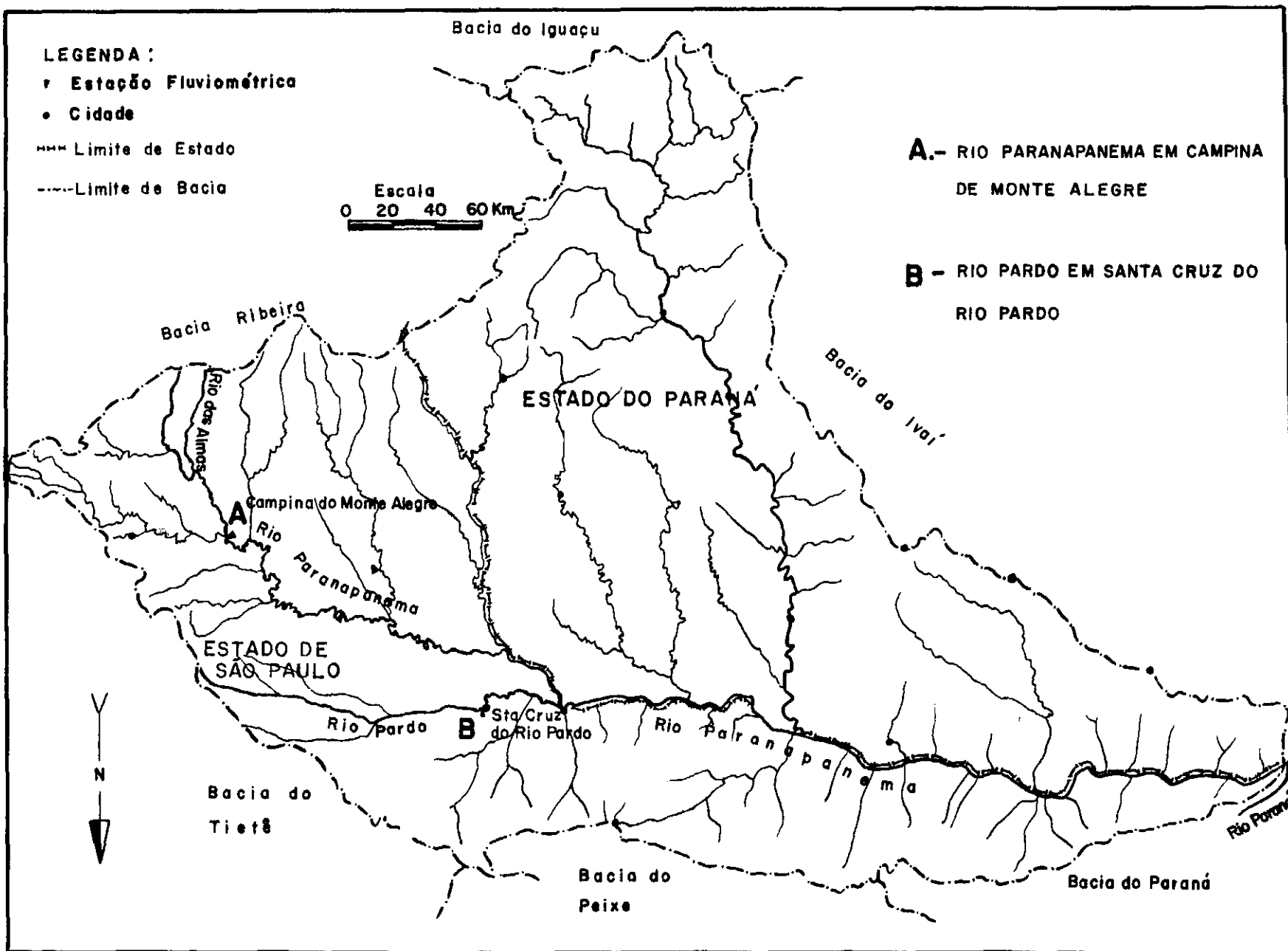


FIG. 5.2 - BACIA DO RIO PARANAPANEMA

As principais características e período de observação dos dados utilizados nos dois postos, são as seguintes:

A) RIO PARANAPANEMA EM CAMPINA DE MONTE ALEGRE

Latitude : 23°36'12'' S

Longitude: 48°29'15'' W

Altitude : 568,564 m

Área de drenagem : 5.520 km²

Vazão base de enchente inicial : 150 m³/s

Período de observação : 37 anos (1932 - 1968)

B) RIO PARDO EM SANTA CRUZ DO RIO PARDO

Latitude : 22°54'30'' S

Longitude: 49°37'48'' W

Altitude : 490,00 m

Área de drenagem : 4.350 km²

Vazão base de enchente inicial : 63 m³/s

Período de observação : 38 anos (1931 - 1968)

5.1.3 - BACIA DO TIETÊ

O Rio Tietê nasce nos contrafortes ocidentais da Serra do Mar, em Pedra Rachada, a cerca de 22 km do Oceano Atlântico, e tem sua foz no Rio Paraná. Possui uma bacia

hidrográfica com cerca de 71.700 km^2 .

As sub-bacias utilizadas foram as do Rio Jaguari, em Rio Abaixo (A) e do Rio Atibaia em Atibaia (B), a 26 km de distância do Posto A, esquematizadas na figura (5.3).

As principais características e período de observação dos dois postos são as seguintes:

A) RIO JAGUARI EM RIO ABAIXO

Latitude : $22^{\circ}53'12''$ S

Longitude: $46^{\circ}39'24''$ W

Altitude : 790 m

Área de drenagem : 1.610 km^2

Vazão base de enchente inicial : $41 \text{ m}^3/\text{s}$

Período de observação : 24 anos (1945 - 1969)

B) RIO ATIBAIA EM ATIBAIA

Latitude : $23^{\circ}06'12''$ S

Longitude: $46^{\circ}33'24''$ W

Altitude : 734,876 m

Área de drenagem : 1.133 km^2

Vazão base de enchente inicial : $41 \text{ m}^3/\text{s}$

Período de observação : 32 anos (1937 - 1968)

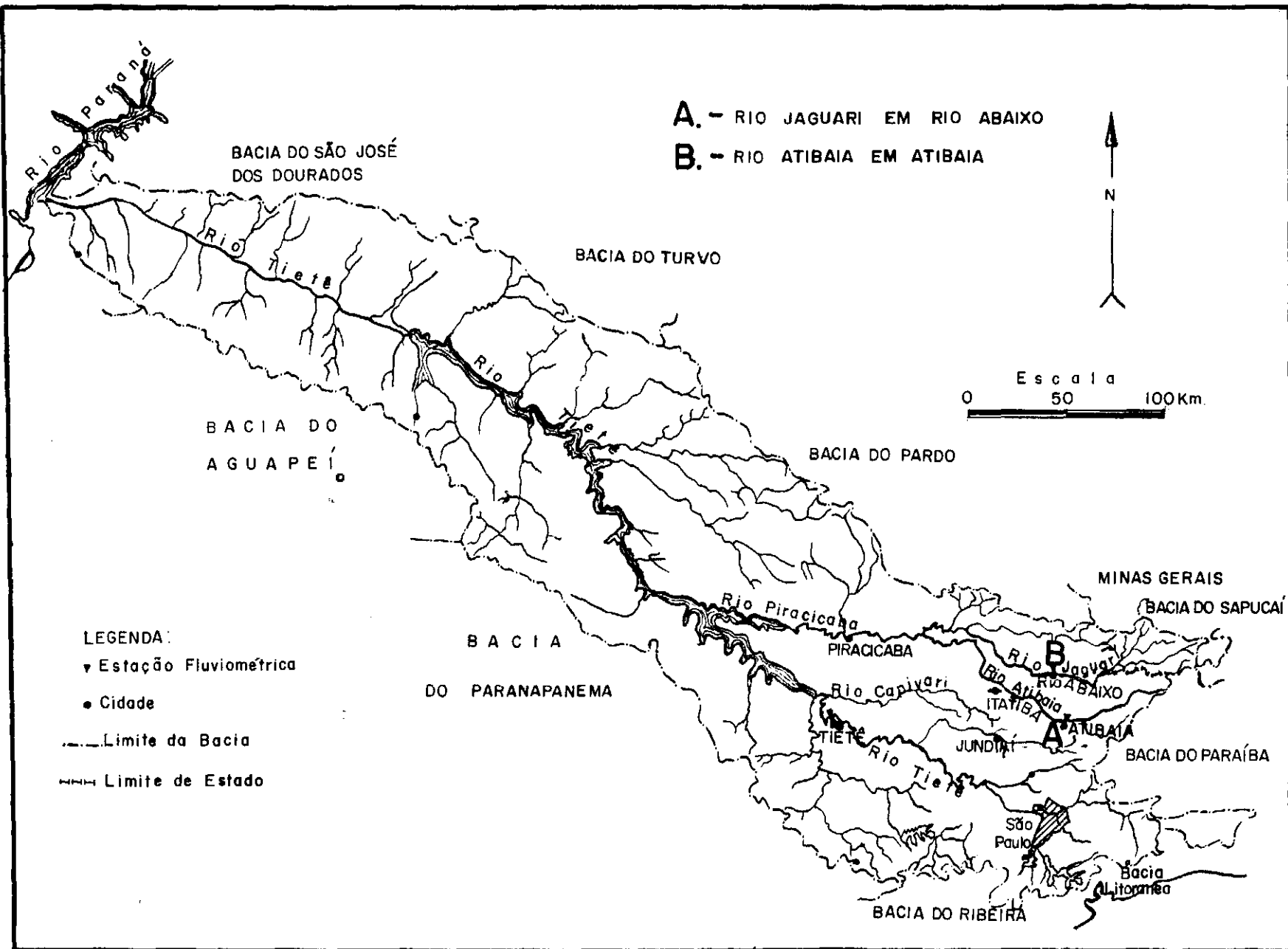


FIG. 5.3 - BACIA DO RIO TIETÊ

5.2 - ANÁLISE DOS RESULTADOS

A análise dos resultados será feita através dos valores obtidos nos testes de qualidade de aderência, Qui-quadrado e Smirnov-Kolmogorov, dos valores observados com as distribuições empregadas, e dos gráficos construídos que relacionam cada enchente com o respectivo período de retorno.

Para cada caso serão apresentados, como ilustração, apenas os gráficos de enchentes-período de retorno, obtidos pelo modelo proposto, considerando-se a existência do período mais curto em cada posto A, últimos 10 anos. Estes resultados serão comparados com os obtidos usando-se os modelos com uma variável de Gumbel, Log-Gumbel e Log-Pearson.

A escolha da vazão-base de enchente, para cada caso estudado, foi feita analisando-se os resultados dos testes de aderência, Qui-quadrado e Smirnov-Kolmogorov, selecionando-se a vazão na qual foram obtidos, para as diversas distribuições, menores resultados dos testes de aderência. Para cada período foram verificados os resultados de cinco vazões base de enchente, escolhidas segundo critério adotado no item 5.1.

Os períodos de retorno das enchentes observadas foram graficados pela fórmula de Weibull⁵ :

$$T = \frac{N + 1}{m} \quad (5.1)$$

onde N é o número de anos observados e m o número de ordem da sê

rie de duração parcial, colocadas em ordem decrescente.

As probabilidades das distribuições Qui quadrado e de Smirnov, fornecem uma medida da qualidade de ajustamento dos valores observados com cada uma das funções de distribuições empregadas.

Para este estudo, foi considerado um nível de significância igual a 5%, aceitando-se a hipótese de uma boa aderência quando os valores calculados dos testes forem menores do que 0,95.

5.2.1 - RIO RIBEIRA EM IPORANGA

A Tabela (5.1) apresenta os resultados dos testes de aderência, para as vazões base de enchente de 414, 456 e 503 m³/s, para o período de observação de 27 anos (1942 - 1968). A vazão base de enchente selecionada foi a de 503 m³/s, que proporcionou um melhor ajustamento para as distribuições utilizadas. Resultados similares foram obtidos para os períodos de observação mais curtos.

No Posto B, a vazão base de enchente escolhida foi de 325 m³/s. O coeficiente de correlação entre os Postos A e B foi de 0,360 para o período de 27 anos.

A Tabela (5.2) apresenta os números de ocorrências dos eventos (0,0), (0,1), (1,0) e (1,1) e suas res -

pectivas probabilidades, para as vazões base de enchente de 414, 456 e 503 m³/s para o Posto A para um período de observações de 27 anos.

DISTRIBUIÇÕES UTILIZADAS	TESTES DE ADERÊNCIA [$F(x) = P(X < x)$]	VAZÃO BASE DE ENCHENTE (m ³ /s)		
		414	456	503
EXPONENCIAL	Q.Q.	0.999	0.999	0.999
	S.K.	0.999	0.999	0.999
NORMAL	Q.Q.	0.999	0.999	0.999
	S.K.	0.999	0.999	0.998
LOG-NORMAL	Q.Q.	0.999	0.999	0.999
	S.K.	0.987	0.977	0.916
GAMA	Q.Q.	0.999	0.999	0.999
	S.K.	0.997	0.992	0.955
GUMBEL	Q.Q.	0.999	0.999	0.999
	S.K.	0.999	0.998	0.977
LOG-BUMBEL	Q.Q.	0.962	0.997	0.972
	S.K.	0.740	0.733	0.670

Tabela (5.1) - $F(x) = P(X < x)$, para os testes de aderência, (Q.Q.) Qui-quadrado e (S.K.) Smirnov-Kolmogorov, para o Rio Ribeira em Iporanga para um período de 27 anos (1942 - 1968)

NÚMERO E PROBABILIDADE DOS EVENTOS	VAZÃO BASE DE ENCHENTE (m^3/s)		
	A - 414 B - 267	A - 456 B - 294	A - 503 B - 325
n_{00}	459	482	532
P_{00}	0,713	0,764	0,825
n_{10}	53	53	47
P_{10}	0,082	0,082	0,073
n_{01}	78	57	36
P_{01}	0,117	0,085	0,053
n_{11}	58	46	33
P_{11}	0,087	0,068	0,049

Tabela (5.2) - Número e probabilidades de ocorrência dos eventos (0,0), (1,0), (0,1) e (1,1), para os Postos A - Rio Ribeira em Iporanga - e B - Rio Juquiã em Juquiã - para o período de 27 anos (1942 - 1968).

A Tabela (5.2) apresenta os números de ocorrências dos eventos (0,0), (0,1), (1,0) e (1,1) e suas respectivas probabilidades, para as vazões base de enchente de 414, 456 e 503 m^3/s para o Posto A com período de observações de 27 anos. Para o Posto B, as vazões base de enchente foram de 267, 294 e 325 m^3/s , respectivamente.

A tabela (5.3), mostra os resultados obtidos com a vazão base de enchente de $503 \text{ m}^3/\text{s}$ para três períodos de observações empregados. No período de 10 anos (1959-1968), apenas a distribuição exponencial não proporcionou uma boa aderência, com valores de $F(x)$, maiores do que 0.95. A melhor aderência ocorreu com a distribuição de Log-Gumbel, com resultados de 0,606 e 0,258, para os testes de Qui-quadrado e Smirnov-Kolmogorov.

Nos períodos de (1949-1968), 20 anos, e de (1942-1968), 27 anos, houve um decréscimo na qualidade de ajustamento de cada função de distribuição. O número de vazões excedentes para estes dois períodos foram de 58 e 60, respectivamente, proporcionando uma melhor confiabilidade nos resultados dos testes de aderência, desenvolvidos teoricamente para grandes amostras. Assim sendo, tomando-se como base o maior período de observação, 27 anos, nenhuma das distribuições poderiam representar a série de duração parcial para o posto do Rio Ribeira se o teste do Qui-quadrado fosse empregado. Utilizando-se o teste de Smirnov - Kolmogorov poderíamos aceitar a hipótese de uma aderência, apenas para a distribuição de Log-Gumbel e a Log-normal.

Para o período de 10 anos, o coeficiente de correlação entre os postos A e B, foi de 0,324, e o número de ocorrência dos eventos e suas respectivas probabilidades estão apresentados na tabela (5.4)

DISTRIBUIÇÕES UTILIZADAS	TESTES DE ADERÊNCIA $F(x) = P(X \leq x)$	PERÍODO DE OBSERVAÇÃO		
		1959-1968	1949-1968	1942-1968
EXPONENCIAL	Q.Q.	0.999	0.999	0.999
	S.K.	0.999	0.999	0.999
NORMAL	Q.Q.	0.950	0.999	0.999
	S.K.	0.473	0.946	0.988
LOG-NORMAL	Q.Q.	0.721	0.999	0.999
	S.K.	0.316	0.856	0.916
GAMA	Q.Q.	0.721	0.999	0.999
	S.K.	0.339	0.906	0.955
GUMBEL	Q.Q.	0.860	0.999	0.999
	S.K.	0.295	0.915	0.977
LOG-GUMBEL	Q.Q.	0.606	0.989	0.972
	S.K.	0.258	0.513	0.670

Tabela (5.3) - $F(x) = P(X \leq x)$, para os testes de aderência (Q.Q.) Qui-quadrado e (S.K.) Smirnov-Kolmogorov, para o Rio Ribeira em Iporanga, com uma vazão base de enchente igual a $503 \text{ m}^3/\text{s}$.

POSTO FLUVIOMÉTRICO	A(0)	B(0)
B(0)	$n_{00} = 112$ $P_{00} = 0,696$	$n_{10} = 113$ $P_{10} = 0,081$
B(1)	$n_{01} = 99$ $P_{01} = 0,192$	$n_{11} = 16$ $P_{11} = 0,031$

Tabela (5.4) - Número e probabilidades de ocorrências dos eventos (0,0), (0,1), (1,0) e (1,1), para os Postos A, Rio Ribeira em Iporanga, com uma vazão base de en

chente igual a $502 \text{ m}^3/\text{s}$ e B, Rio Juquiã em Juquiã, para uma vazão base de enchente igual a $325 \text{ m}^3/\text{s}$, e 10 anos de observações em ambos os Postos.

Os resultados obtidos do período, utilizando-se o modelo proposto, estão apresentados nos gráficos (5.4) a (5.8), que relacionam cada enchente com o respectivo período de retorno, para as distribuições, Exponencial, Normal, Log-Normal, Gumbel e Gama. Observando-se esses gráficos, podemos verificar que os melhores ajustamentos foram para as distribuições Exponencial, Gumbel e Gama.

Comparando-se cada um desses cinco gráficos com os relativos aos modelos com uma variável de Gumbel, Log-Gumbel e Log-Pearson, gráficos (5.9), (5.10) e (5.11), podemos dizer que as distribuições, aplicadas ao modelo, proporcionaram um melhor ajustamento do que os verificados com os modelos com uma variável (Gumbel, Log-Gumbel e Log-Pearson) para o mesmo período curto de observações (10 anos).

5.2.2 - RIO PARANAPANEMA EM CAMPINA DE MONTE ALEGRE

O critério para escolha da vazão base de enchente foi o mesmo utilizado para o Posto do Rio Ribeira.

A Tabela (5.5), mostra resultados dos

testes de aderência para três das cinco vazões analisadas - 150, 157 e 165 m³/s - para o maior período de observações - 37 anos ' (1932 - 1968), com o número de eventos e suas probabilidades, ' apresentados na Tabela (5.6).

DISTRIBUIÇÕES UTILIZADAS	TESTES DE ADERÊNCIA $F(x)=P(X \leq x)$	VAZÃO BASE DE ENCHENTE (m ³ /s)		
		150	157	165
EXPONENCAAL	Q.Q.	0,999	0,999	0,999
	S.K.	0,999	0,999	0,999
NORMAL	Q.Q.	0,999	0,999	0,999
	S.K.	0,990	0,993	0,992
LOG-NORMAL	Q.Q.	0,999	0,999	0,999
	S.K.	0,837	0,911	0,928
GAMA	Q.Q.	0,999	0,999	0,999
	S.K.	0,919	0,947	0,952
GUMBEL	Q.Q.	0,999	0,999	0,999
	S.K.	0,872	0,947	0,949
LOG-GUMBEL	Q.Q.	0,998	0,980	0,961
	S.K.	0,624	0,505	0,501

Tabela (5.5) - $F(x) = P(X \leq x)$ para os testes de aderência (Q.Q.) Qui-quadrado e (S.K.) Smirnov-Kolmogorov, para o Rio Paranapanema em Campina do Monte Alegre, para um período de 37 anos (1932 - 1968).

NÚMERO E PROBABILIDADES DOS EVENTOS	VAZÃO BASE DE ENCHENTE (m^3/s)		
	A 150	A 157	A 165
	B 63	B 66	B 69
n_{00} P_{00}	184 0,681	132 0,662	135 0,681
n_{10} P_{10}	18 0,067	12 0,060	10 0,050
n_{01} P_{01}	140 0,223	194 0,249	196 0,245
n_{11} P_{11}	18 0,029	22 0,028	19 0,024

Tabela (5.6) - Número e probabilidades de ocorrências dos eventos (0,0), (1,0), (0,1) e (1,1), para os Postos A, Rio Paranapanema em Campina do Monte Alegre e B, Rio Pardo em Santa Cruz do Rio Pardo.

O coeficiente de correlação entre os Postos A e B, para o período de 37 anos, foi de 0,494.

A vazão base de enchente selecionada foi de $150 \text{ m}^3/\text{s}$. Para esta vazão base de enchente, os valores obtidos nos testes de aderência estão apresentados na Tabela (5.7). Com exceção da distribuição exponencial, e para o teste de Smirnov-Kolmogorov, todas as distribuições apresentaram resultados significativos para o período de 10 anos. Nos períodos restantes, houve também um decréscimo de qualidade de ajust-

tamento em cada distribuição utilizada.

DISTRIBUIÇÕES UTILIZADAS	TESTES DE ADERÊNCIA $F(x) = P(X \leq x)$	PERÍODO DE OBSERVAÇÕES			
		1959-1968	1949-1968	1939-1968	1932-1968
EXPONENCIAL	Q.Q.	0,999	0,999	0,999	0,999
	S.K.	0,999	0,999	0,998	0,999
NORMAL	Q.Q.	0,999	0,999	0,999	0,999
	S.K.	0,748	0,961	0,963	0,990
LOG-NORMAL	Q.Q.	0,989	0,999	0,999	0,999
	S.K.	0,504	0,933	0,807	0,837
GUMBEL	Q.Q.	0,999	0,999	0,999	0,999
	S.K.	0,615	0,941	0,882	0,919
GAMA	Q.Q.	0,999	0,999	0,999	0,999
	S.K.	0,483	0,828	0,738	0,872
LOG-GUMBEL	Q.Q.	0,942	0,979	0,967	0,998
	S.K.	0,092	0,759	0,529	0,624

Tabela (5.7) - $F(x) = P(X \leq x)$, para os testes de aderência (Q.Q.) Qui-quadrado e (S.K.) Smirnov-Kolmogorov, para o Rio Paranapanema em Campina do Monte Alegre, com uma vazão base de enchente igual a $150 \text{ m}^3/\text{s}$.

Os gráficos (5.12)a (5.16) apresentam os resultados obtidos com o modelo proposto para as cinco distribuições, onde apenas com a distribuição log-normal não ocorreu um bom ajustamento. A melhor aderência foi proporcionada pela dis -

tribuição Exponencial. Os modelos com uma variável, gráficos (5.17) a (5.19), não apresentam um bom ajustamento, com valores sempre abaixo dos observados.

As probabilidades, P_{00} , P_{01} , P_{10} e P_{11} , para 10 anos e $150 \text{ m}^3/\text{s}$, utilizadas na obtenção dos gráficos (5.12) a (5.16), foram de 0,681, 0,223, 0,067 e 0,029, respectivamente.

5.2.3 - RIO JAGUARI EM RIO ABAIXO

A Tabela (5.8) apresenta os resultados dos testes de aderência para o Posto do Rio Jaguari, onde apenas com a distribuição Log-Normal ocorreu resultados significativos, principalmente para a vazão base de enchente de $41 \text{ m}^3/\text{s}$.

Os resultados dos testes de aderência, considerando-se a vazão base de enchente de $41 \text{ m}^3/\text{s}$ para os três períodos considerados, são mostrados na Tabela (5.9). Os melhores ajustamentos ocorreram com as distribuições Log-Normal e Log-Gumbel, não havendo uma diferença muito significativa entre os resultados de testes Qui-quadrado e Smirnov-Kolmogorov, com a variação do período de observações.

Os números e probabilidades de ocorrência dos eventos (0,0), (1,0), (0,1) e (1,1), para as vazões base de enchente de 41, 45 e $50 \text{ m}^3/\text{s}$ para os Postos A e B, es-

tão apresentados na Tabela (5.10).

Para o período de 10 anos (1959-1968) e vazão base de enchente de $41 \text{ m}^3/\text{s}$, os resultados para as cinco distribuições encontram-se nos gráficos (5.20) a (5.24). O melhor ajustamento ocorreu com a distribuição Log-Normal. As quatro distribuições restantes - Exponencial, Normal, Gumbel e Gama - proporcionaram resultados próximos aos valores observados, somente para períodos de retorno menores do que 8 anos.

As probabilidades utilizadas na obtenção dos valores graficados, P_{00} , P_{10} , P_{01} e P_{11} , foram de 0,767, 0,133, 0,013 e 0,087 respectivamente, com um coeficiente de correlação entre os Postos A e B de 0,832.

Nos modelos comparativos, gráficos (5.25), (5.26) e (5.27), os resultados obtidos divergiram muito dos valores observados, com diferenças mais acentuadas para as distribuições de Log-Gumbel e Log-Pearson.

DISTRIBUIÇÕES UTILIZADAS	TESTES DE ADERÊNCIA $F(x) = P(X \leq x)$	VAZÃO BASE DE ENCHENTE (m^3/s)		
		41	45	50
EXPONENCIAL	Q.Q.	0,999	0,999	0,999
	S.K.	0,999	0,999	0,999
NORMAL	Q.Q.	0,999	0,999	0,999
	S.K.	0,999	0,999	0,999
LOG-NORMAL	Q.Q.	0,994	0,999	0,999
	S.K.	0,952	0,978	0,999
GAMA	Q.Q.	0,999	0,999	0,999
	S.K.	0,999	0,999	0,999
GUMBEL	Q.Q.	0,999	0,999	0,999
	S.K.	0,999	0,999	0,999
LOG-GUMBEL	Q.Q.	0,138	0,935	0,999
	S.K.	0,070	0,362	0,490

Tabela (5.8) - $F(x) = P(X < x)$, para os testes de aderência (Q.Q.) Qui-quadrado e (S.K.) Smirnov-Kolmogorov , para o Rio Jaguari em Rio Abaixo, para um período de 24 anos (1945 - 1968).

DISTRIBUIÇÕES UTILIZADAS	TESTES DE ADERÊNCIA $F(x)=P(X \leq x)$	PERÍODO DE OBSERVAÇÕES		
		1959-1968	1949-1968	1945-1968
EXPONENCIAL	Q.Q.	0,999	0,999	0,999
	S.K.	0,999	0,999	0,999
NORMAL	Q.Q.	0,999	0,999	0,999
	S.K.	0,999	0,999	0,999
LOG-NORMAL	Q.Q.	0,958	0,997	0,994
	S.K.	0,863	0,957	0,952
GAMA	Q.Q.	0,999	0,999	0,999
	S.K.	0,992	0,999	0,999
GUMBEL	Q.Q.	0,999	0,999	0,999
	S.K.	0,999	0,999	0,999
LOG-GUMBEL	Q.Q.	0,716	0,739	0,738
	S.K.	0,044	0,079	0,070

Tabela (5.9) - $F(x) = P(X \leq x)$, para os testes de aderência (Q.Q.) Qui-quadrado e (S.K.) Smirnov-Kolmogorov, para o Rio Jaguari em Rio Abaixo, com uma vazão base de enchente de $41 \text{ m}^3/\text{s}$.

NÚMERO E PROBABILIDADE DOS EVENTOS	VAZÃO BASE DE ENCHENTE (m^3/s)		
	A A 41	A B 45	A B 50
n_{00} P_{00}	653 0,767	671 0,788	689 0,805
n_{10} P_{10}	113 0,133	120 0,141	125 0,146
n_{01} P_{01}	13 0,013	8 0,008	1 0,001
n_{11} P_{11}	85 0,087	65 0,063	49 0,048

Tabela (5.10) - Número e probabilidades dos eventos (0,0), (1,0), (0,1) e (1,1), para os Postos A, Rio Jaguari em Rio Abaixo e B, Rio Atibaia em Atibaia, para o período de 24 anos (1945 - 1968)

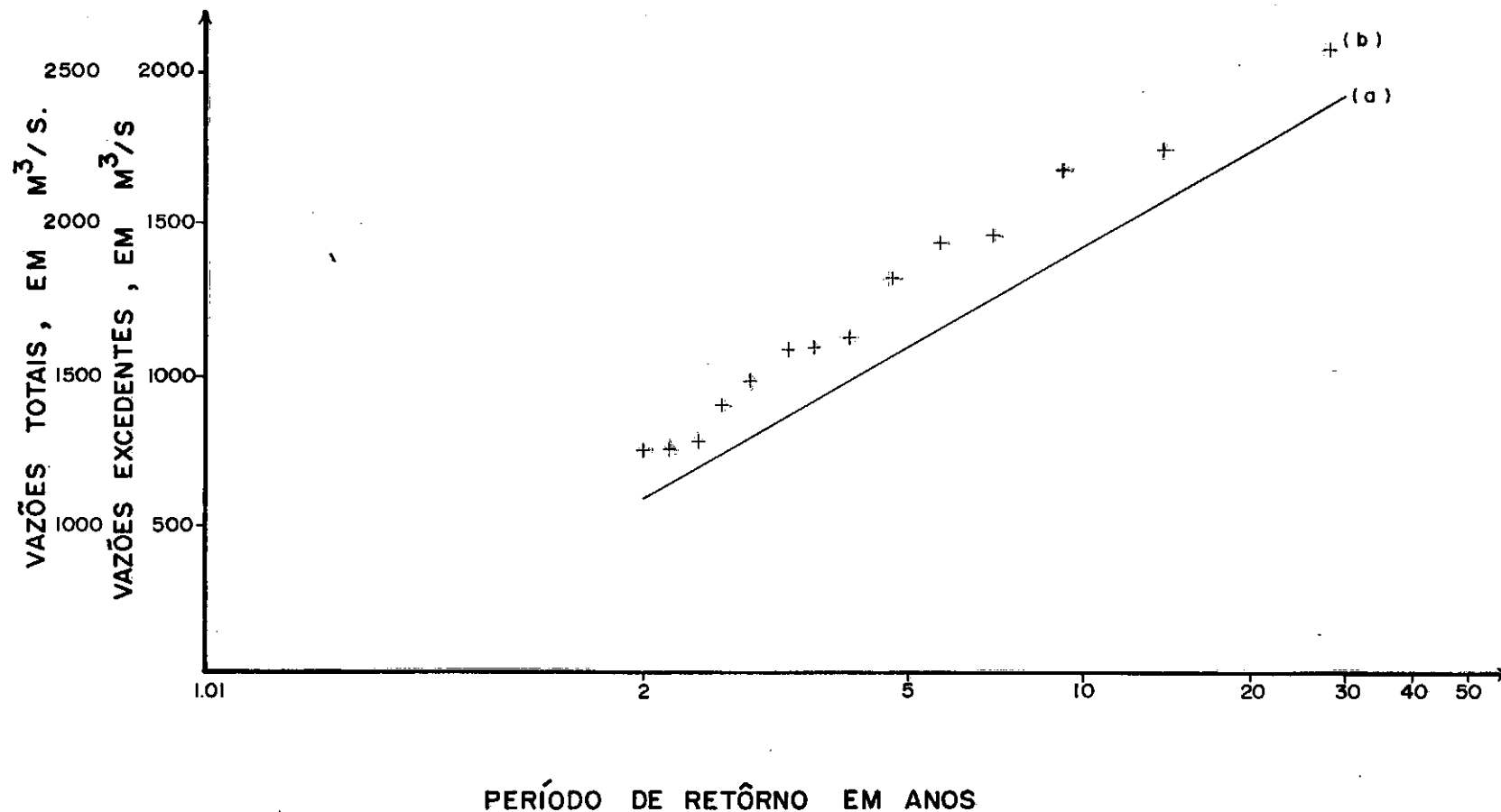


Figura 5.4 - Curvas de período de retorno versus vazões excedentes para o Rio Ribeira em Iporanga (a) utilizando o modelo proposto com a distribuição Exponencial e 10 anos de observações (1959-1968) e (b) empregando as posições de plotagem $\left(\frac{n+1}{m}\right)$ com 27 anos de observações (1942-1968), considerando uma vazão base de enchente de $503 \text{ m}^3/\text{s}$ em ambos os casos.

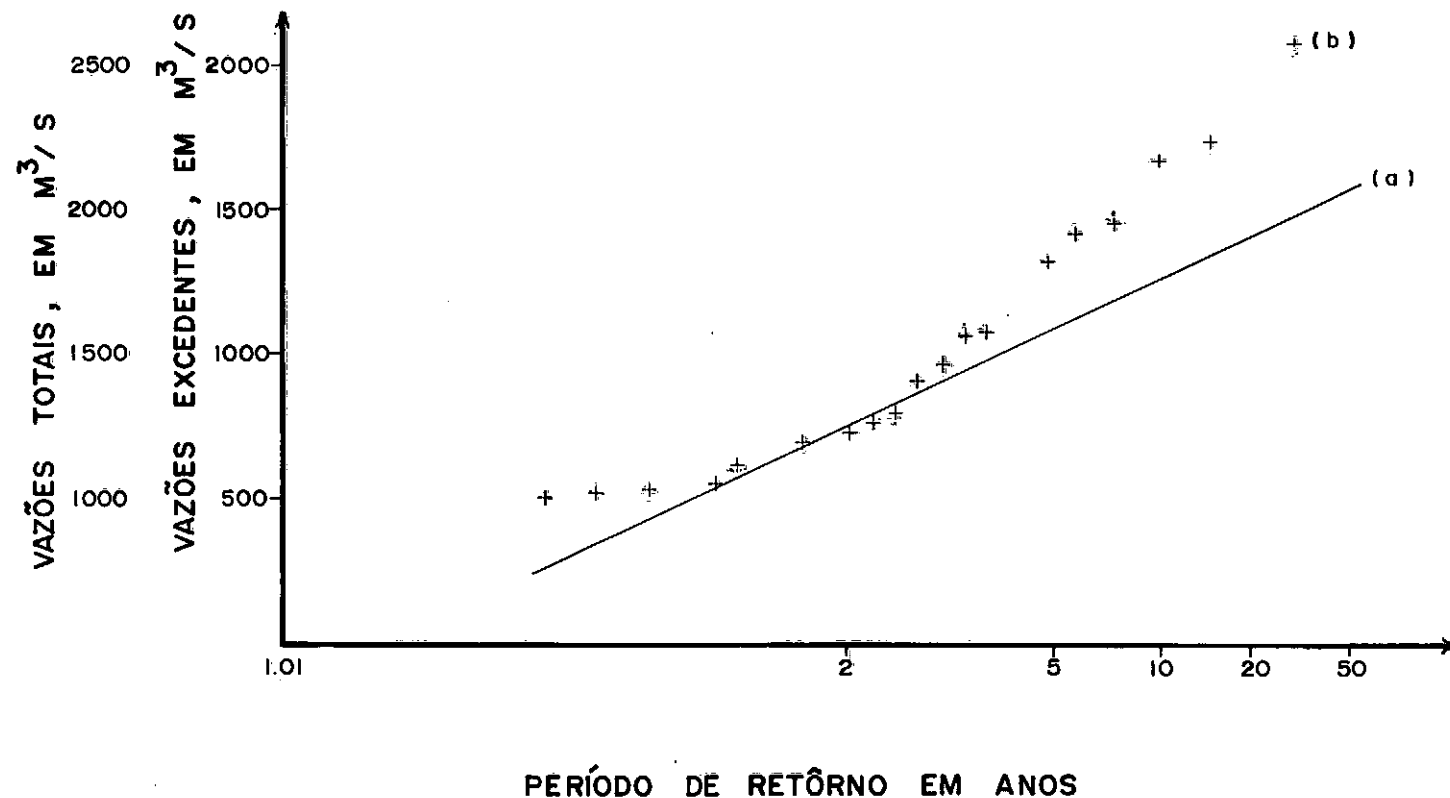


Figura 5.5 - Curvas de período de retôrno versus vazões excedentes para o Rio Ribeira em Iporanga (a) utilizando o modelo proposto com a distribuição Normal e 10 anos de observações (1959-1968) e (b) empregando as posições de plotagem $(\frac{n+1}{m})$ com 27 anos de observações (1942-1968), considerando uma vazão base de enchente de $503 \text{ m}^3/\text{s}$ em ambos os casos.

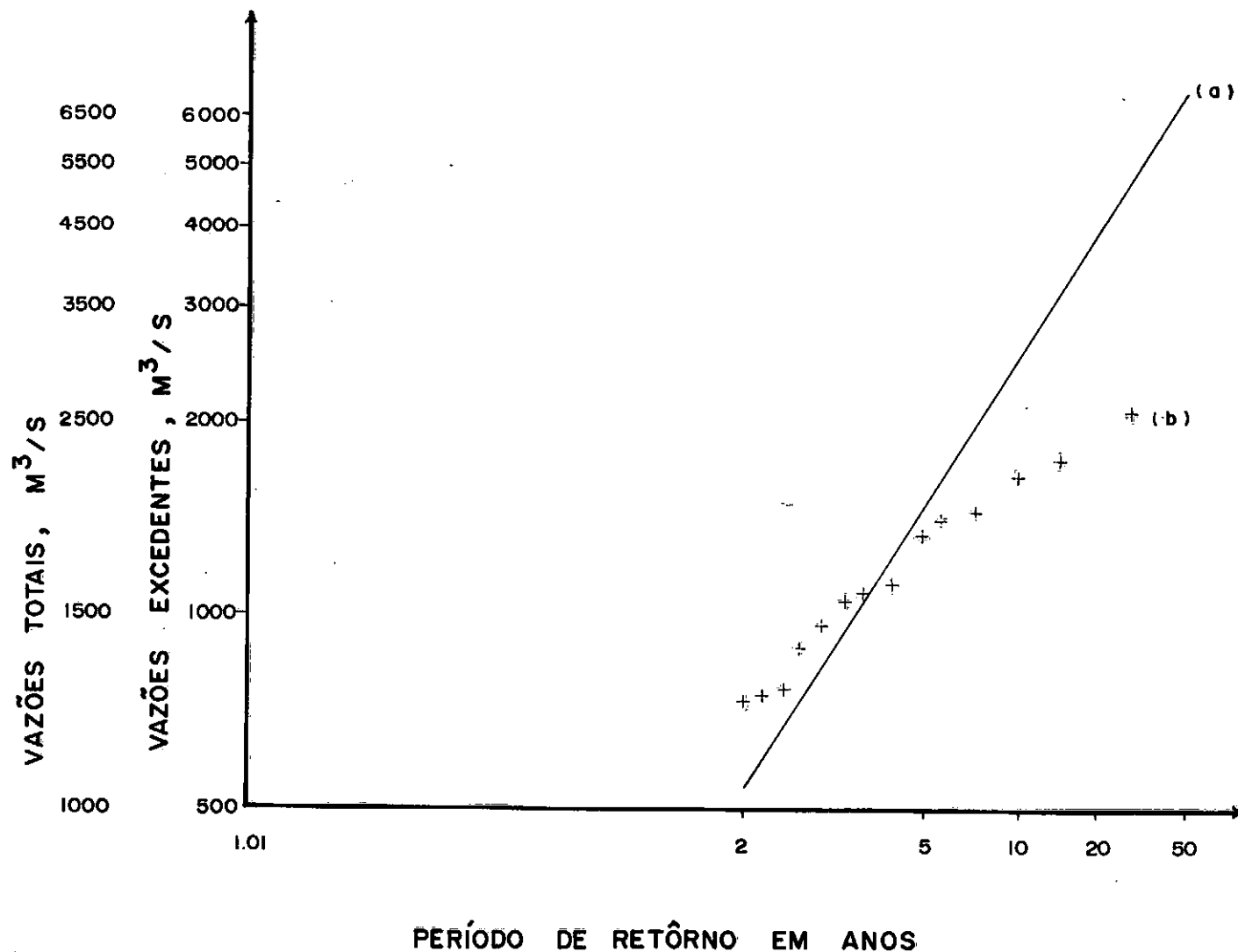


Figura 5.6 - Curvas de período de retorno versus vazões excedentes para o Rio Ribeira em Iporanga (a) utilizando o modelo proposto com a distribuição Log-normal e 10 anos de observações (1959-1968) e (b) empregando as posições de plotagem ($\frac{n+1}{m}$) com 27 anos de observações (1942-1968), considerando uma vazão base de enchente de 503 m³/s em ambos os casos.

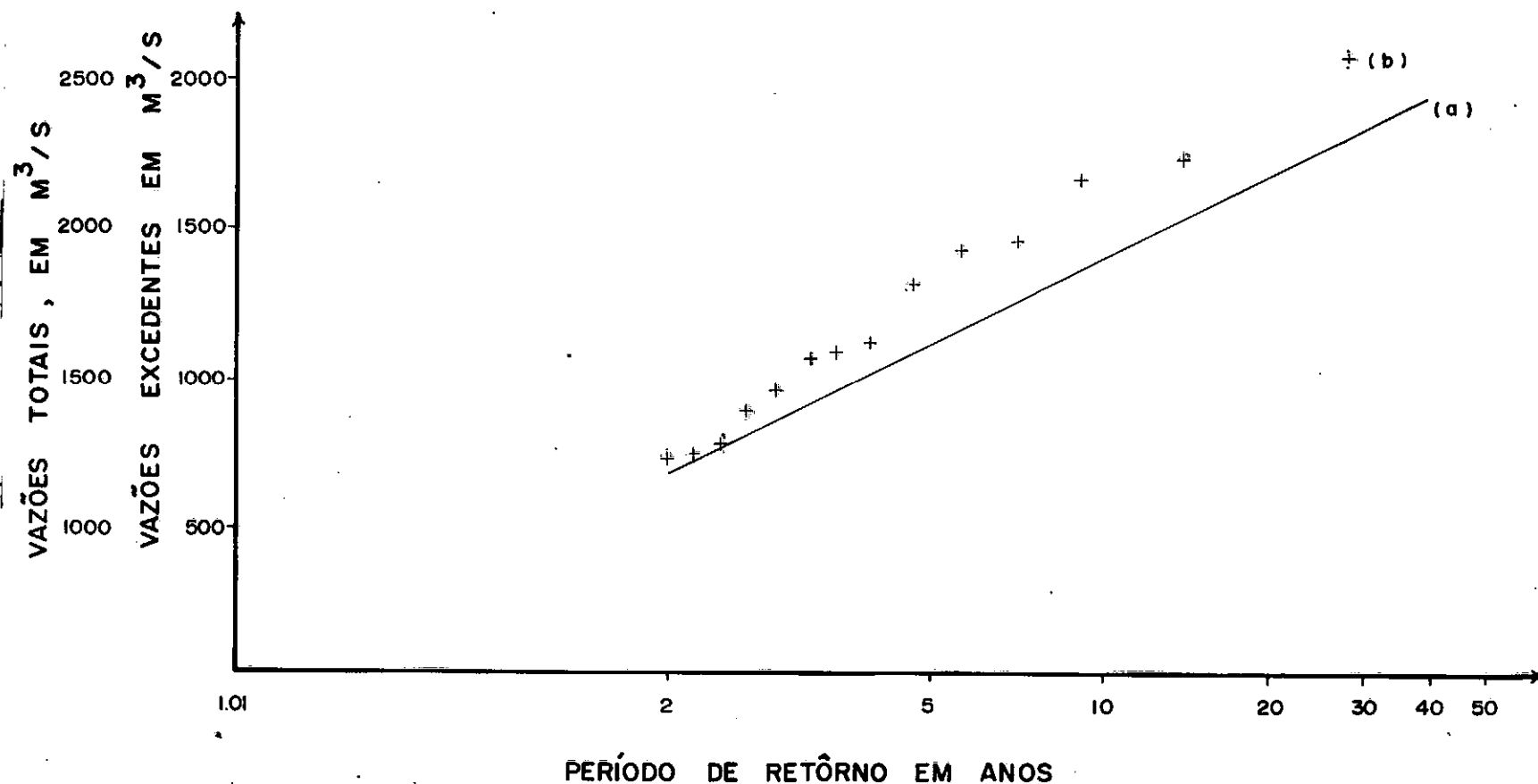


Figura 5.7 - Curvas de período de retôrno versus vazões excedentes para o Rio Ribeira em Iporanga (a) utilizando o modelo proposto com a distribuição Gumbel e 10 anos de observações (1959-1968) e (b) empregando as posições de plotagem $(\frac{n+1}{m})$ com 27 anos de observações (1942-1968), considerando uma vazão base de enchente de $503 \text{ m}^3/\text{s}$ em ambos os casos.

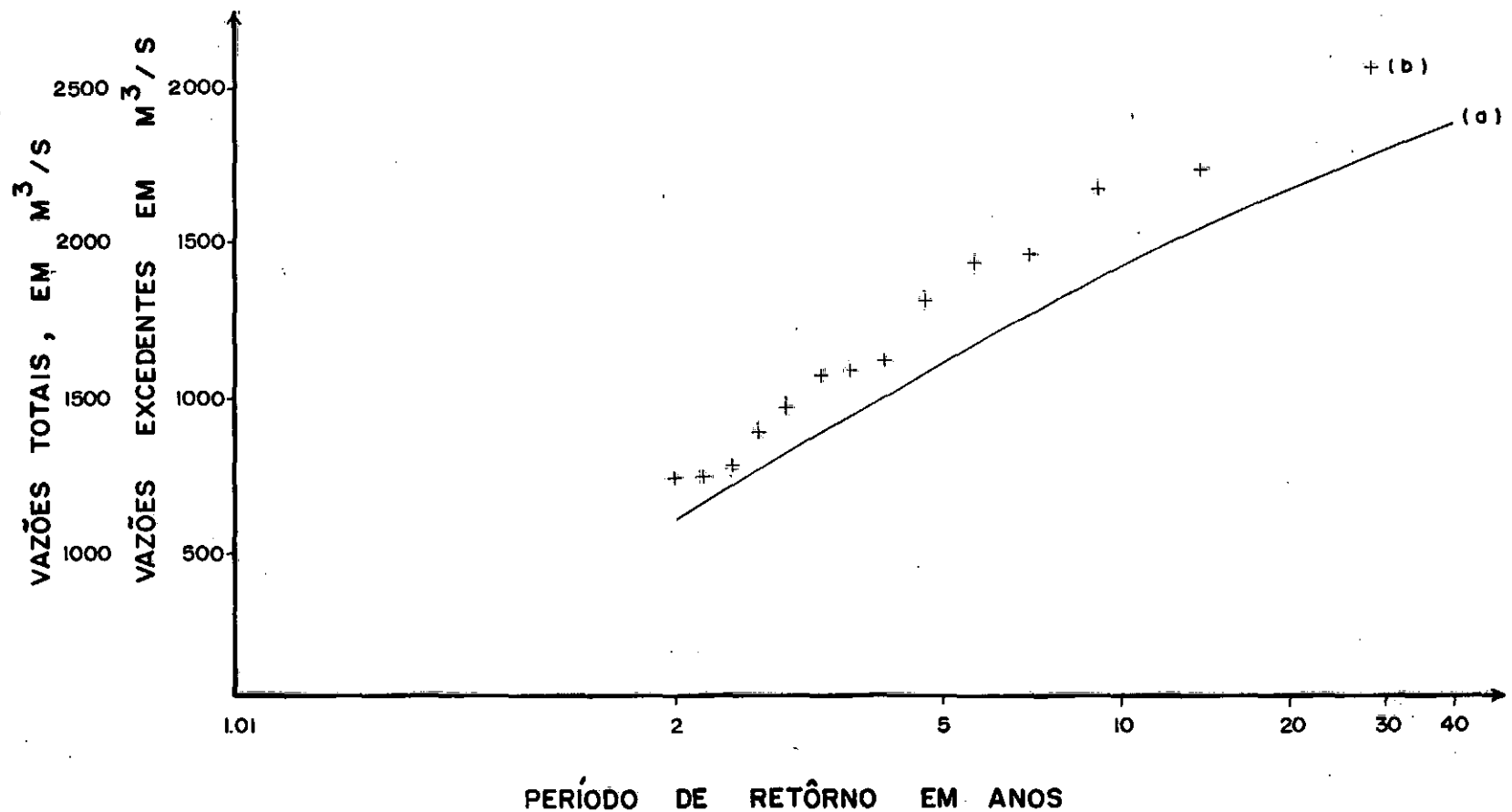


Figura 5.8 - Curvas de período de retôrno versus vazões excedentes para o Rio Ribeira em Iporanga (a) utilizando o modelo proposto com a distribuição "Gama" e 10 anos de observações (1959-1968) e (b) empregando as posições de plotagem $(\frac{n+1}{m})$ com 27 anos de observações (1942-1968), considerando uma vazão base de enchente de $503 \text{ m}^3/\text{s}$ em ambos os casos.

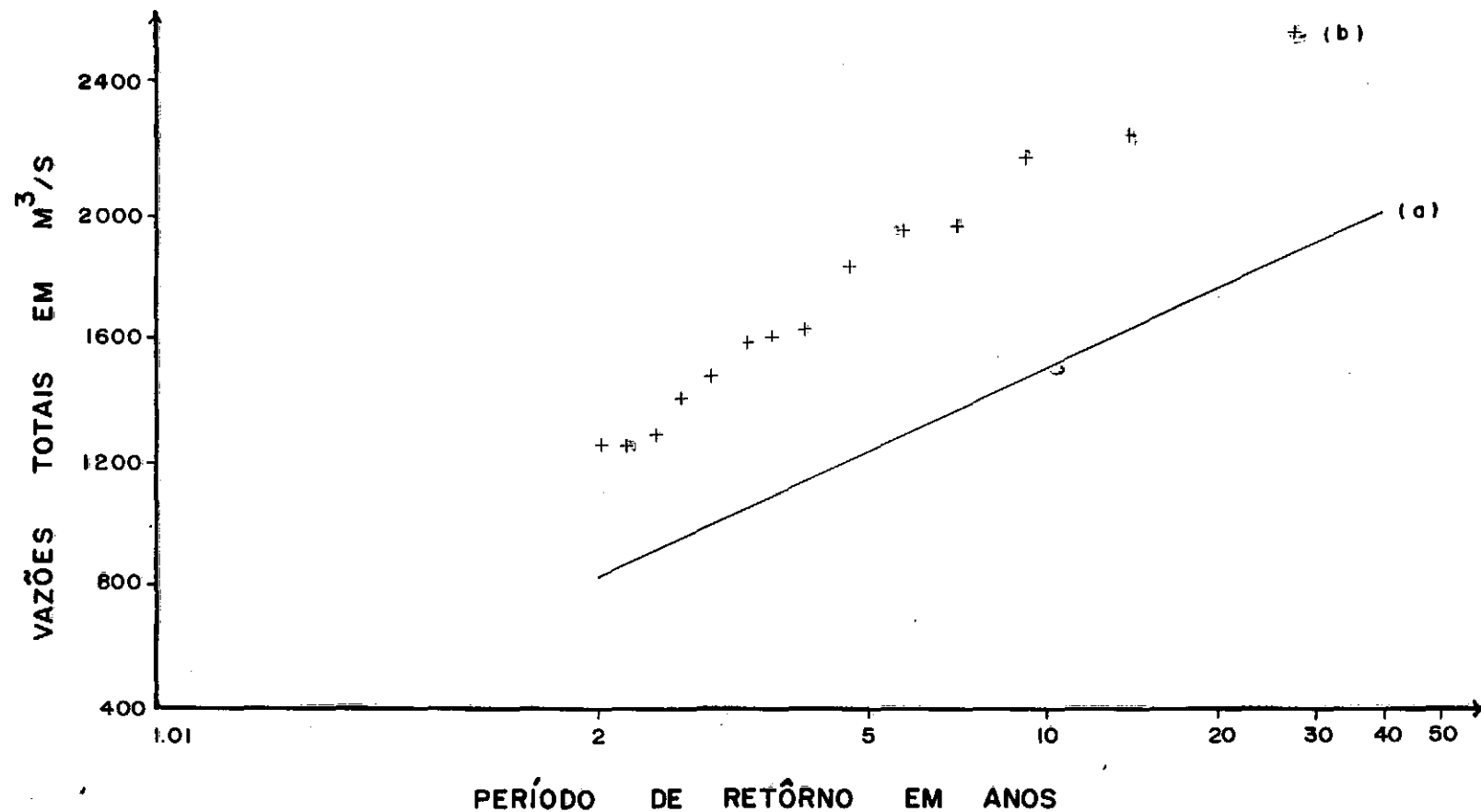


Figura 5.9 - Curvas de período de retorno versus vazão total de enchente para o Rio Ribeira em Iporanga (a) utilizando a distribuição de Gumbel com uma variável de 10 a nos de observações (1959-1968) e (b) empregando as posições de plotagem $(\frac{n+1}{m})$ com 27 anos de observações (1942-1968), considerando a vazão base de enchente de $503 \text{ m}^3/\text{s}$ em ambos os casos.

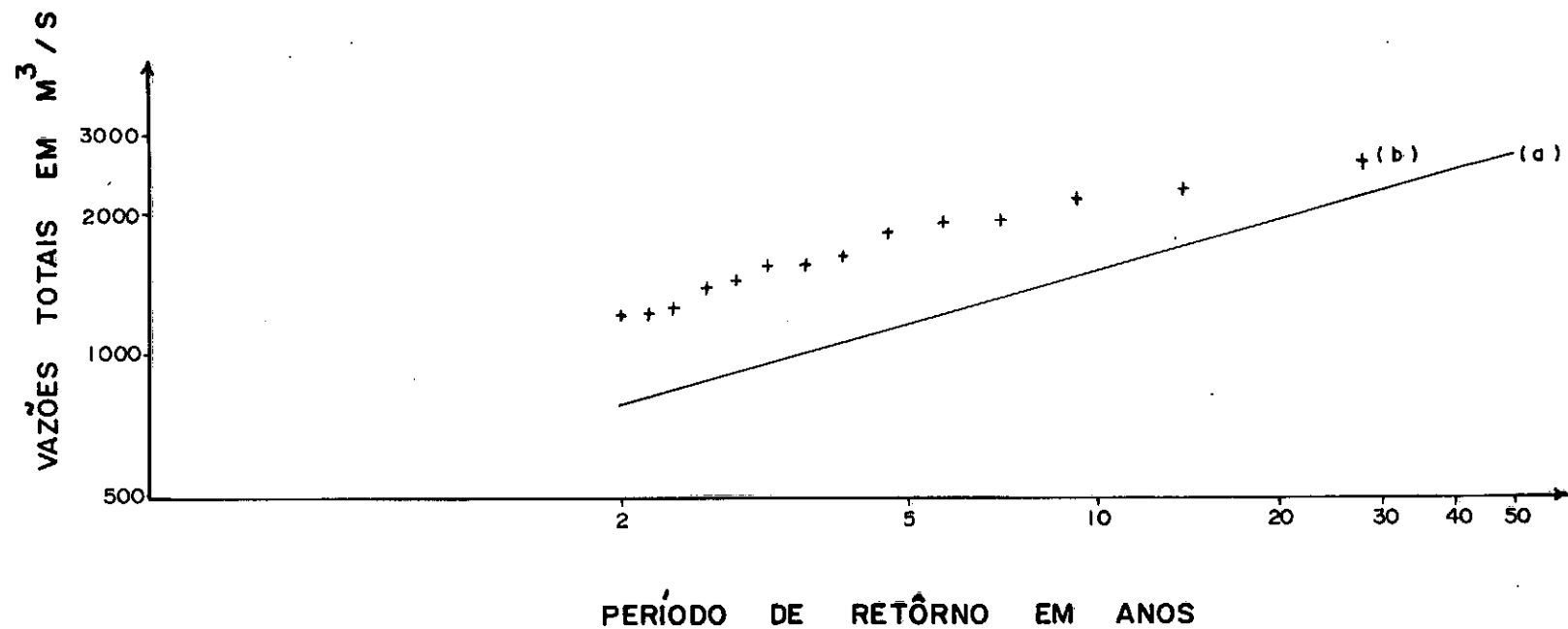


Figura 5.10 - Curvas de período de retorno versus vazão total de enchente para o Rio Ribeira em Iporanga (a) utilizando a distribuição de Log-Gumbel com uma variável e 10 anos de observações (1959-1968) e (b) empregando as posições de plotagem $(\frac{n+1}{m})$ com 27 anos de observações (1942-1968), considerando a vazão base de enchente de $503 m^3/s$ em ambos os casos.

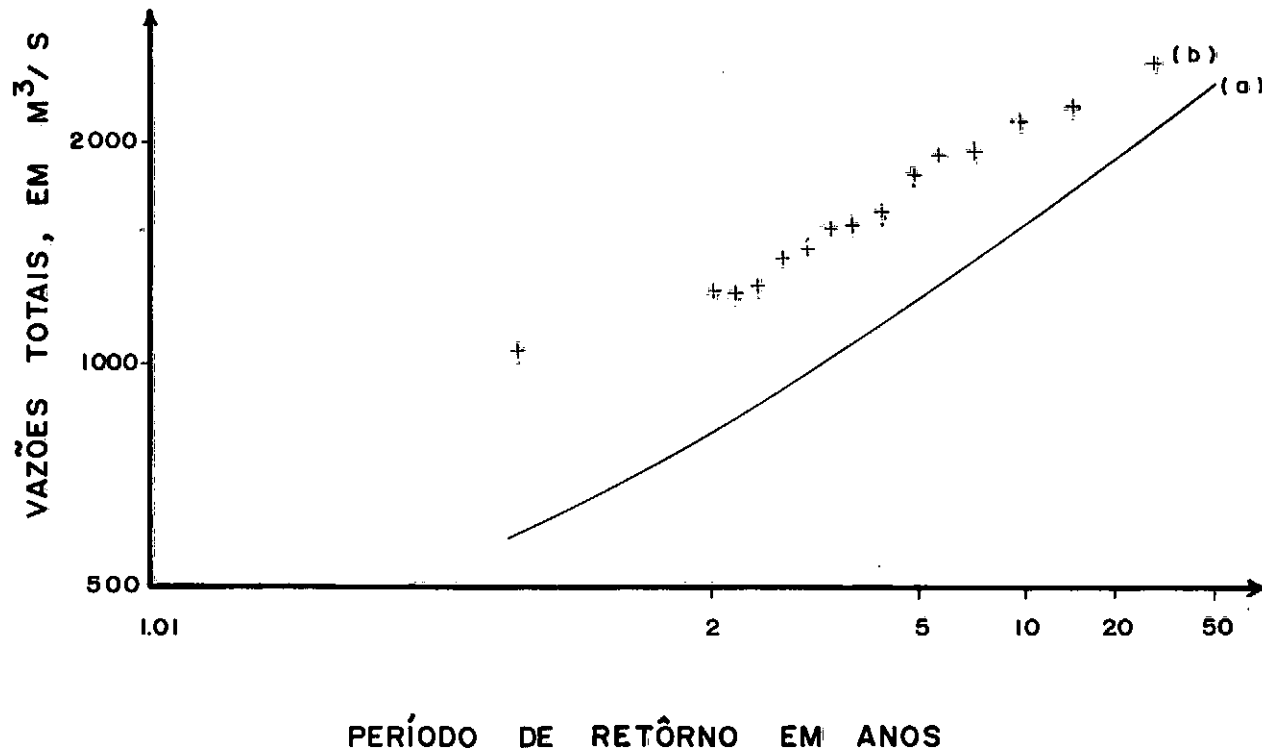


Figura 5.11 - Curvas de período de retorno versus vazão total de enchente para o Rio Ribeira em Iporanga (a) utilizando a distribuição de Log-Pearson com uma variável e 10 anos de observações (1959-1968) e (b) empregando as posições de plotagem $\left(\frac{n+1}{m}\right)$ com 27 anos de observações (1942-1968), considerando a vazão base de enchente de $503 \text{ m}^3/\text{s}$ em ambos os casos.

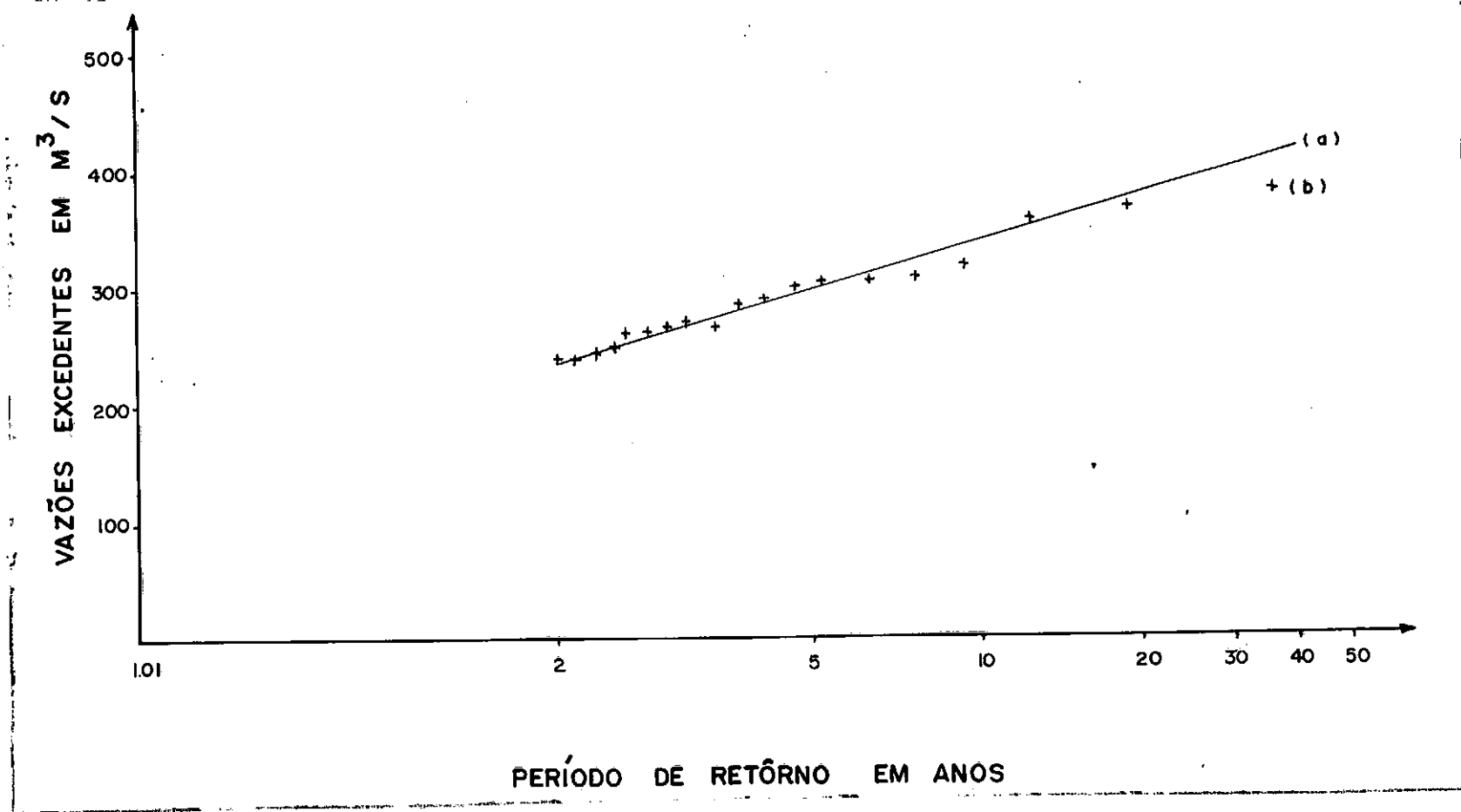


Figura 5.12 - Curvas de período de retorno versus vazões excedentes para o Rio Paranapanema em C. Monte Alegre (a) utilizando o modelo proposto com a distribuição Exponencial e 10 anos de observações (1959-1968) e (b) empregando as posições de plotagem $\left(\frac{n+1}{m}\right)$ com 37 anos de observações (1931-1968) considerando uma vazão base de enchente de $150 \text{ m}^3/\text{s}$ em ambos os casos.

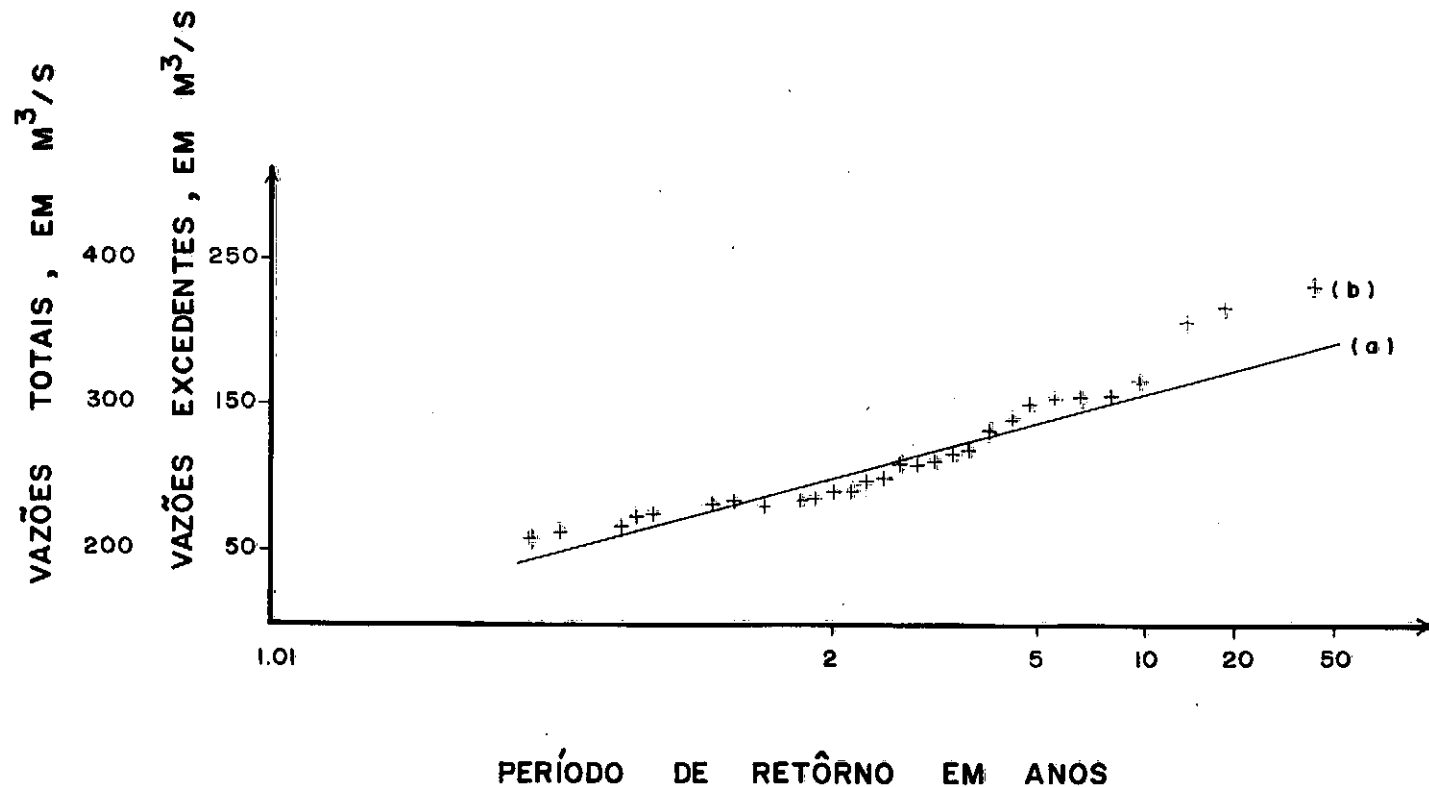


Figura 5.13 - Curvas de período de retorno versus vazões excedentes para o Rio Paranapanema em C.Monte Alegre (a) utilizando o modelo proposto com a distribuição Normal e 10 anos de observações (1959-1968) e (b) empregando as posições de plotagem $(\frac{n+1}{m})$ com 37 anos de observações (1931-1968) considerando uma vazão base de enchente de $150 \text{ m}^3/\text{s}$ em ambos os casos.

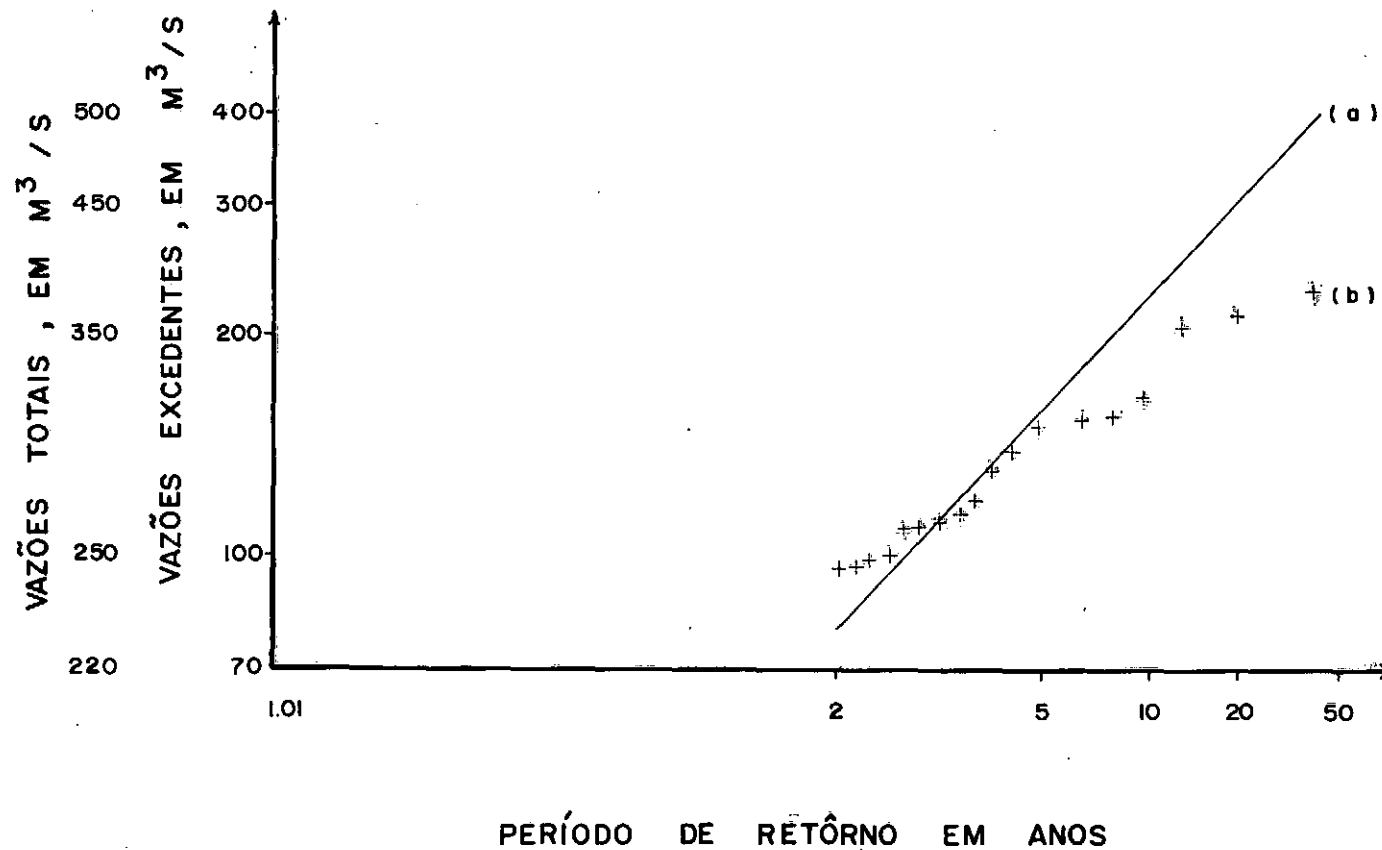


Figura 5.14 - Curvas de período de retorno versus vazões excedentes para o Rio Paranapanema em C.Monte Alegre (a) utilizando o modelo proposto com a distribuição Log-normal e 10 anos de observações (1959-1968) e (b) empregando as posições de plotagem $\left(\frac{n+1}{m}\right)$ com 37 anos de observações (1931-1968) considerando uma vazão base de enchente de $150 \text{ m}^3/\text{s}$ em ambos os casos.

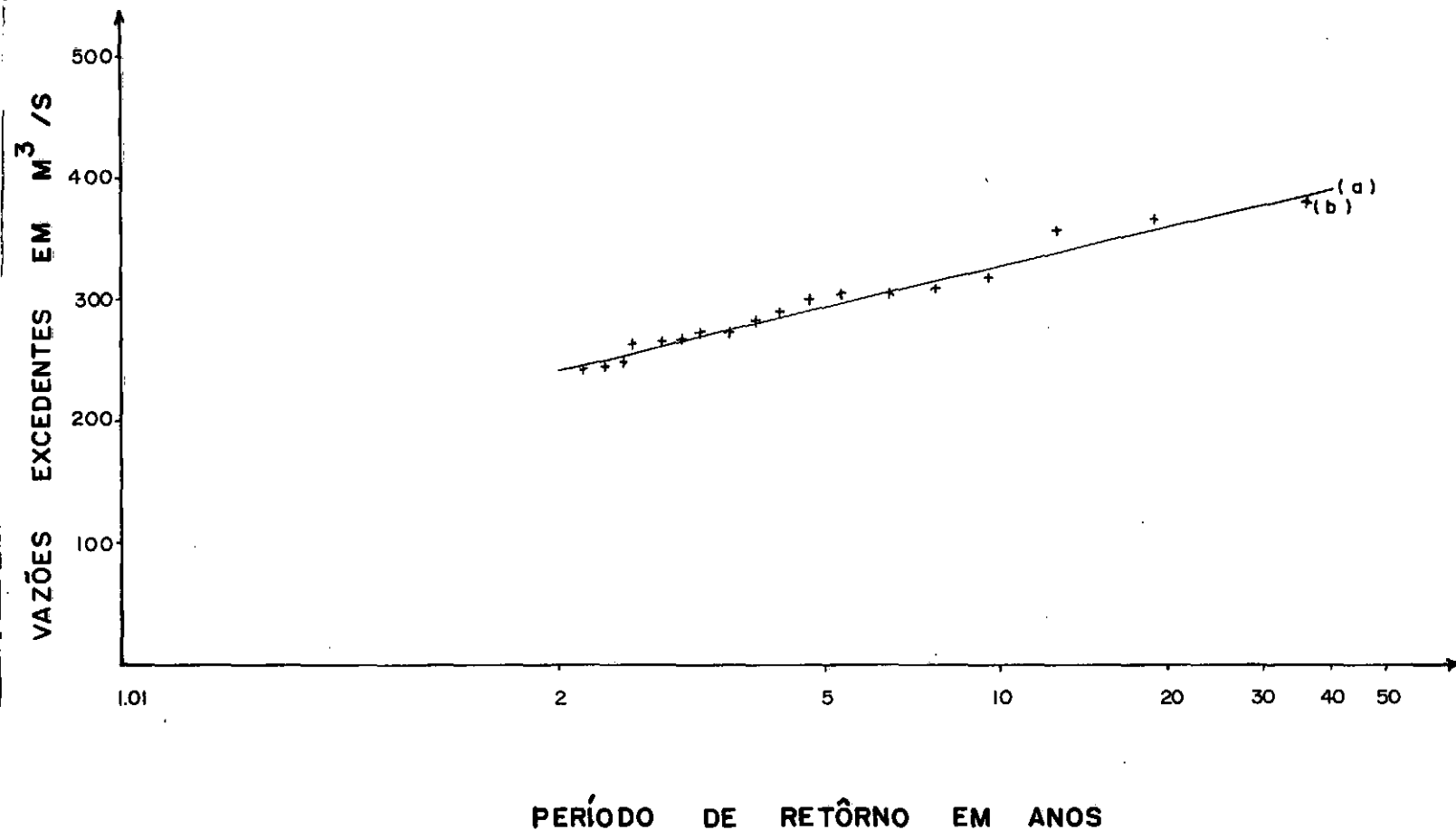


Figura 5.15 - Curvas de período de retôrno versus vazões excedentes para o Rio Paranapanema em C. Monte Alegre (a) utilizando o modelo proposto com a distribuição Gumbel e 10 anos de observações (1959-1968) e (b) empregando as posições de plotagem $\left(\frac{n+1}{m}\right)$ com 37 anos de observações (1931-1968) considerando uma vazão base de enchente de $150 \text{ m}^3/\text{s}$ em ambos os casos.

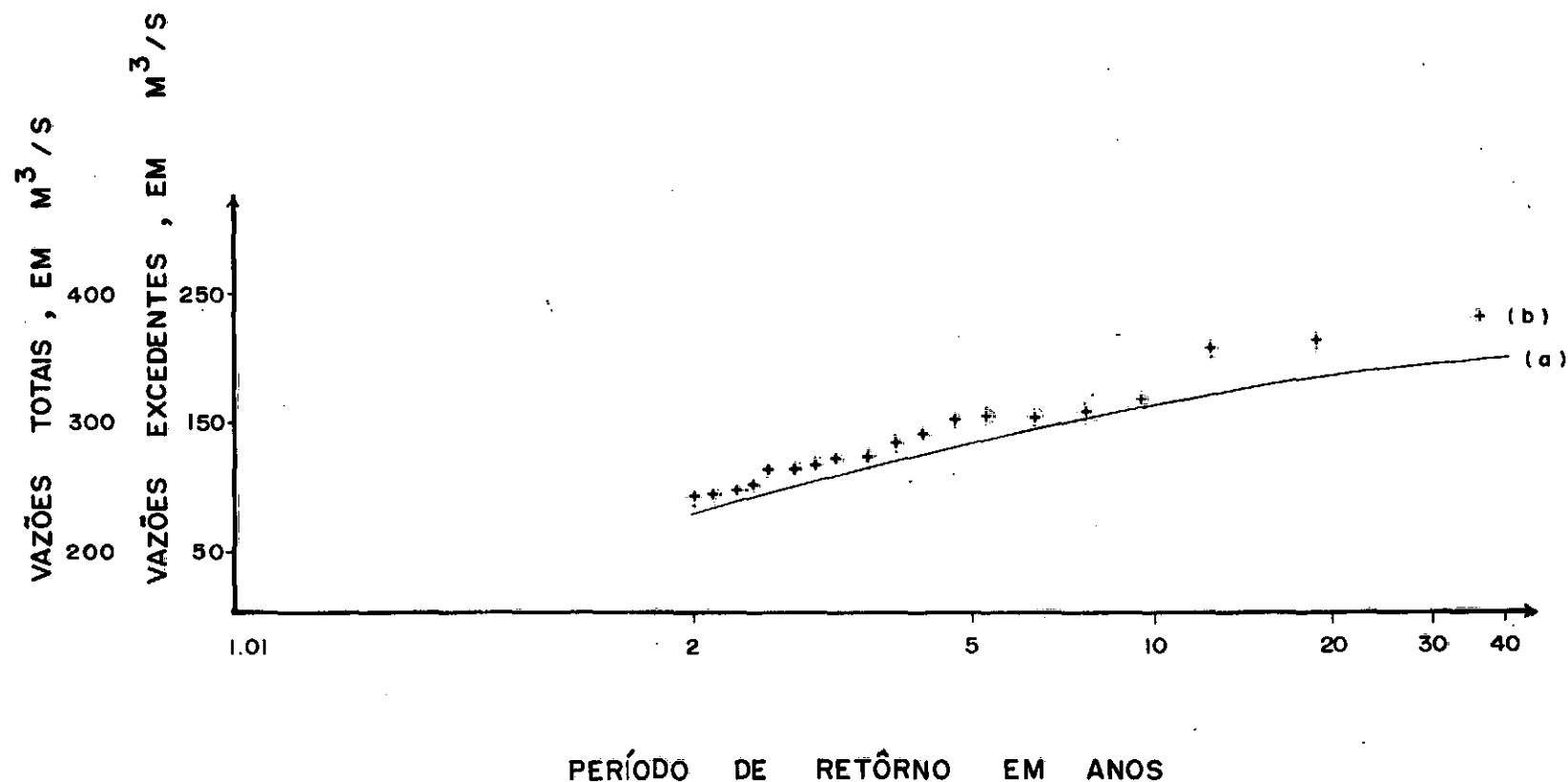


Figura 5.16 - Curvas de período de retôrno versus vazões excedentes para o Rio Paranpanema em C. Monte Alegre (a) utilizando o modelo proposto com a distribuição Gama e 10 anos de observações (1959-1968) e (b) empregando as posições de plotagem $\left(\frac{n+1}{m}\right)$ com 37 anos de observações (1931-1968) considerando uma vazão base de enchente de $150 \text{ m}^3/\text{s}$ em ambos os casos.

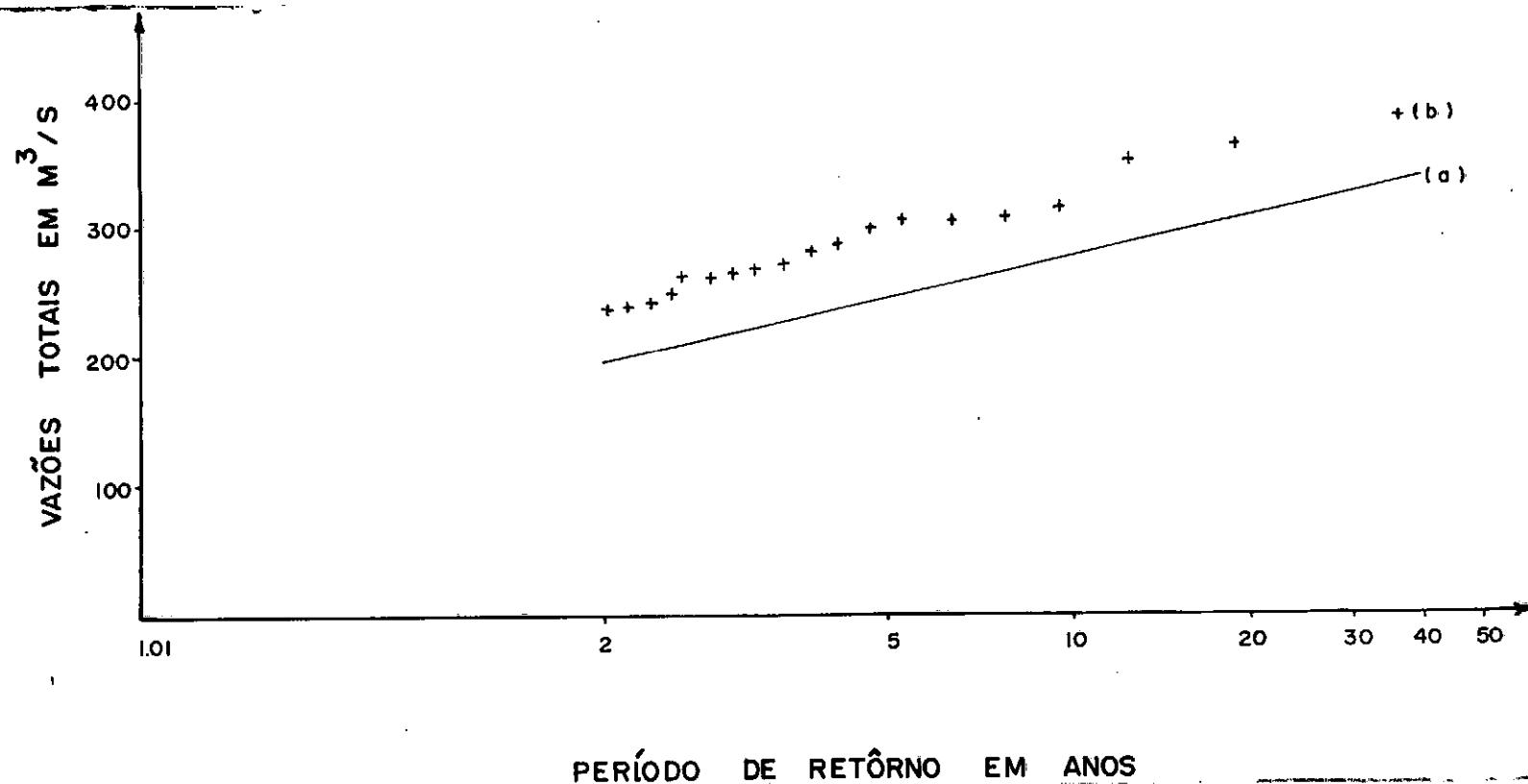


Figura 5.17 - Curvas de período de retorno versus vazão total de enchente para o Rio Parana-panema em C. Monte Alegre (a) utilizando a distribuição de Gumbel com uma variável e 10 anos de observações (1959-1968) e (b) empregando as posições de plotagem $\left(\frac{n+1}{m}\right)$ com 37 anos de observações (1931-1968), considerando a vazão base de enchente de 150 m³/s em ambos os casos.

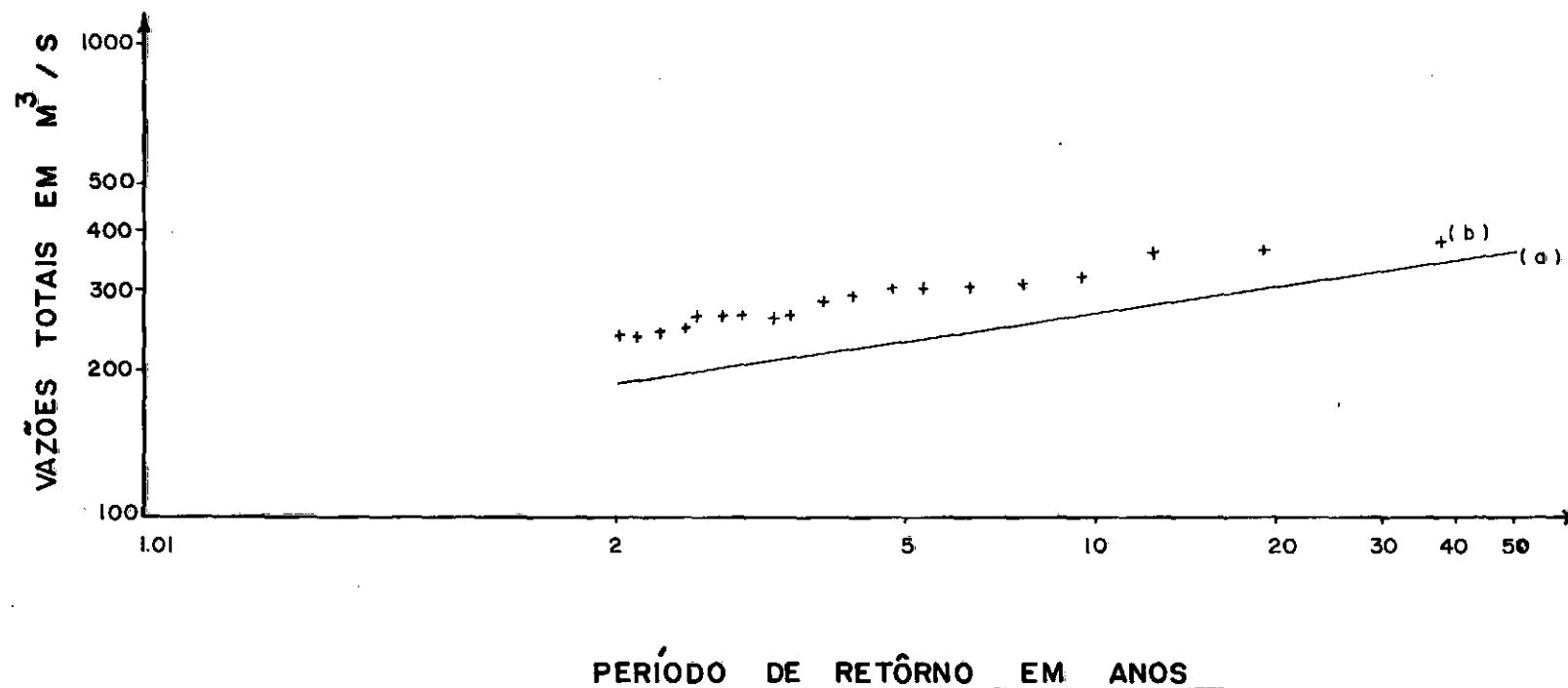


Figura 5.18 - Curvas de período de retorno versus vazão total de enchente para o Rio Parana-panema em C. Monte Alegre (a) utilizando a distribuição de Log-Gumbel com uma variável e 10 anos de observações (1959-1968) e (b) empregando as posições de plotagem ($\frac{n+1}{m}$) com 37 anos de observações (1931-1968), considerando a vazão base de enchente de $150 m^3/s$ em ambos os casos.

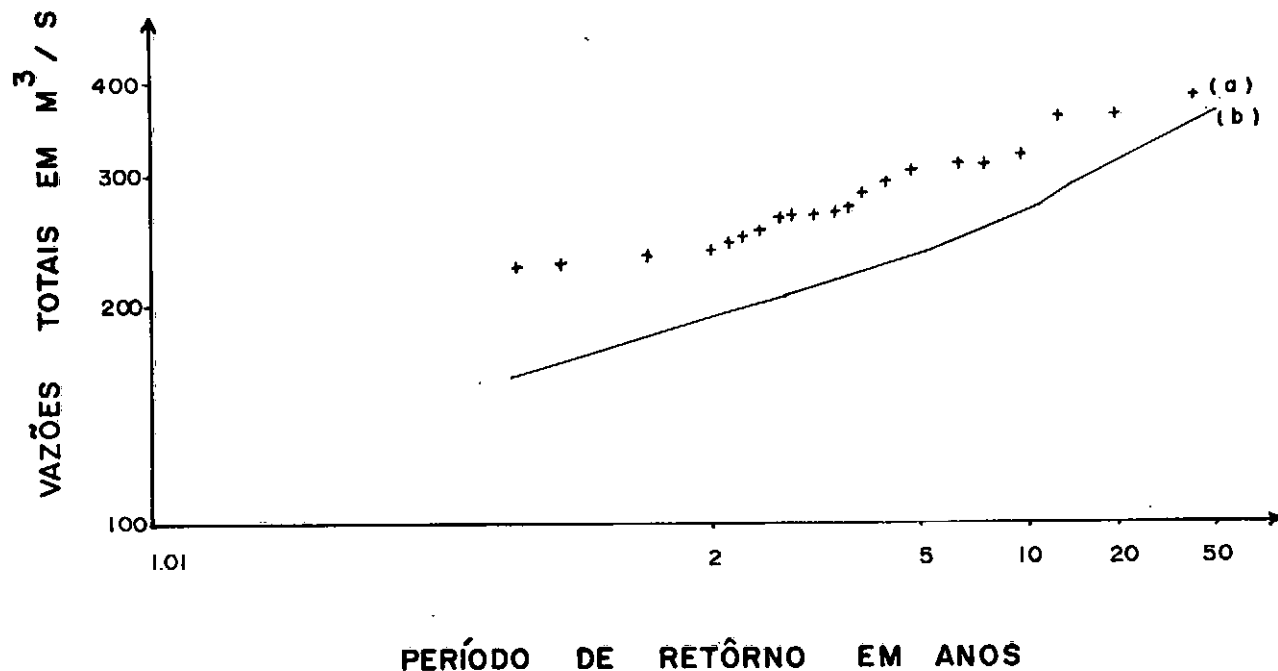


Figura 5.19 - Curvas de período de retorno versus vazão total de enchente para o Rio Parana-panema em C. Monte Alegre (a) utilizando a distribuição de Log-Pearson com uma variável e 10 anos de observações (1959-1968) e (b) empregando as posições de plotagem $\left(\frac{n+1}{m}\right)$ com 37 anos de observações (1931-1968), considerando a vazão base de enchente de $150 m^3/s$ em ambos os casos.

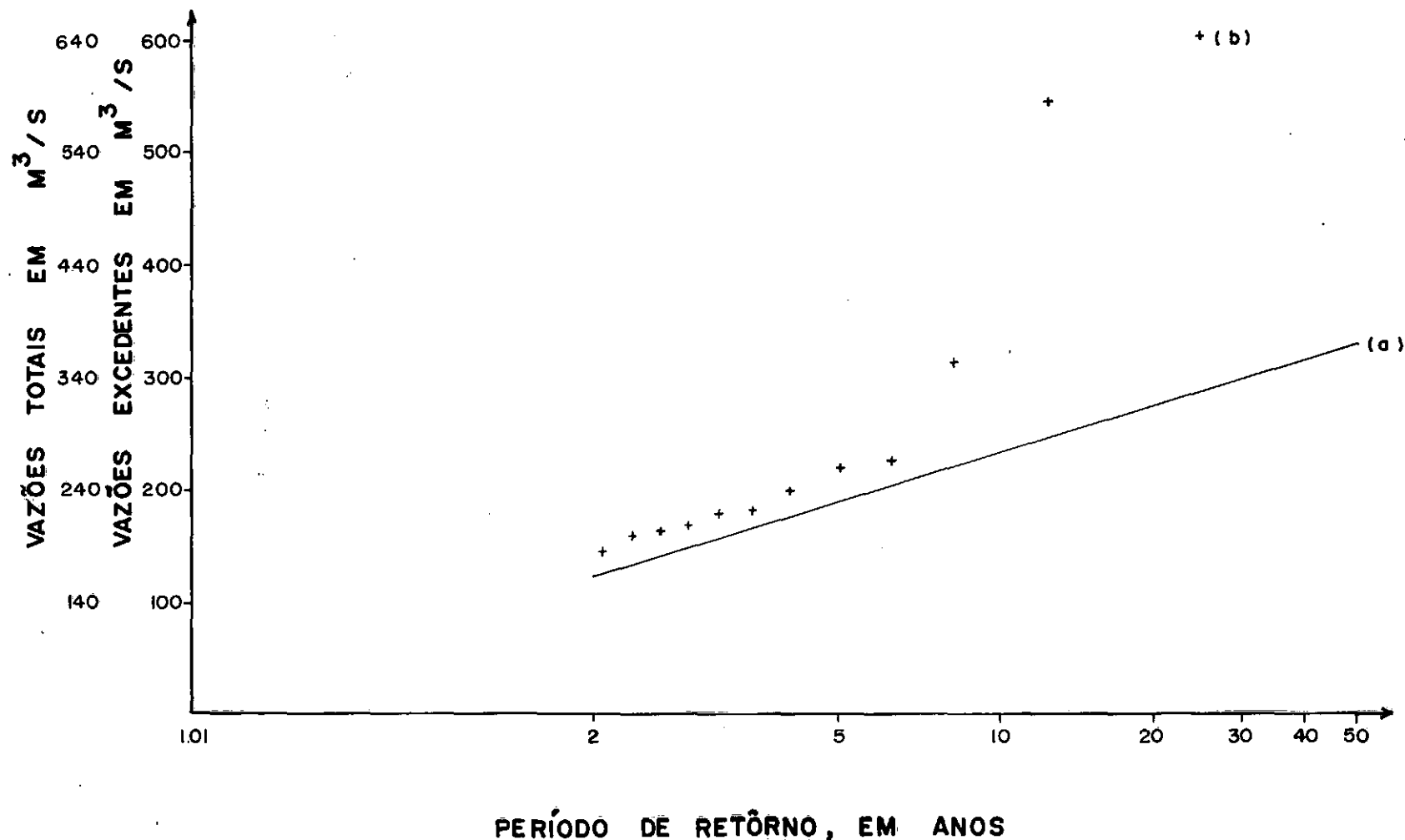


Figura 5.20 - Curvas de período de retôrno versus vazões excedentes para o Rio Jaguarí em Rio Abaixo (a) utilizando o modelo proposto com a distribuição Exponencial e 10 anos de observações (1959-1968) e (b) empregando as posições de plotagem ($\frac{n+1}{m}$) com 24 anos de observações (1945-1968), considerando uma vazão base de enchente de $41 m^3/s$ em ambos os casos.

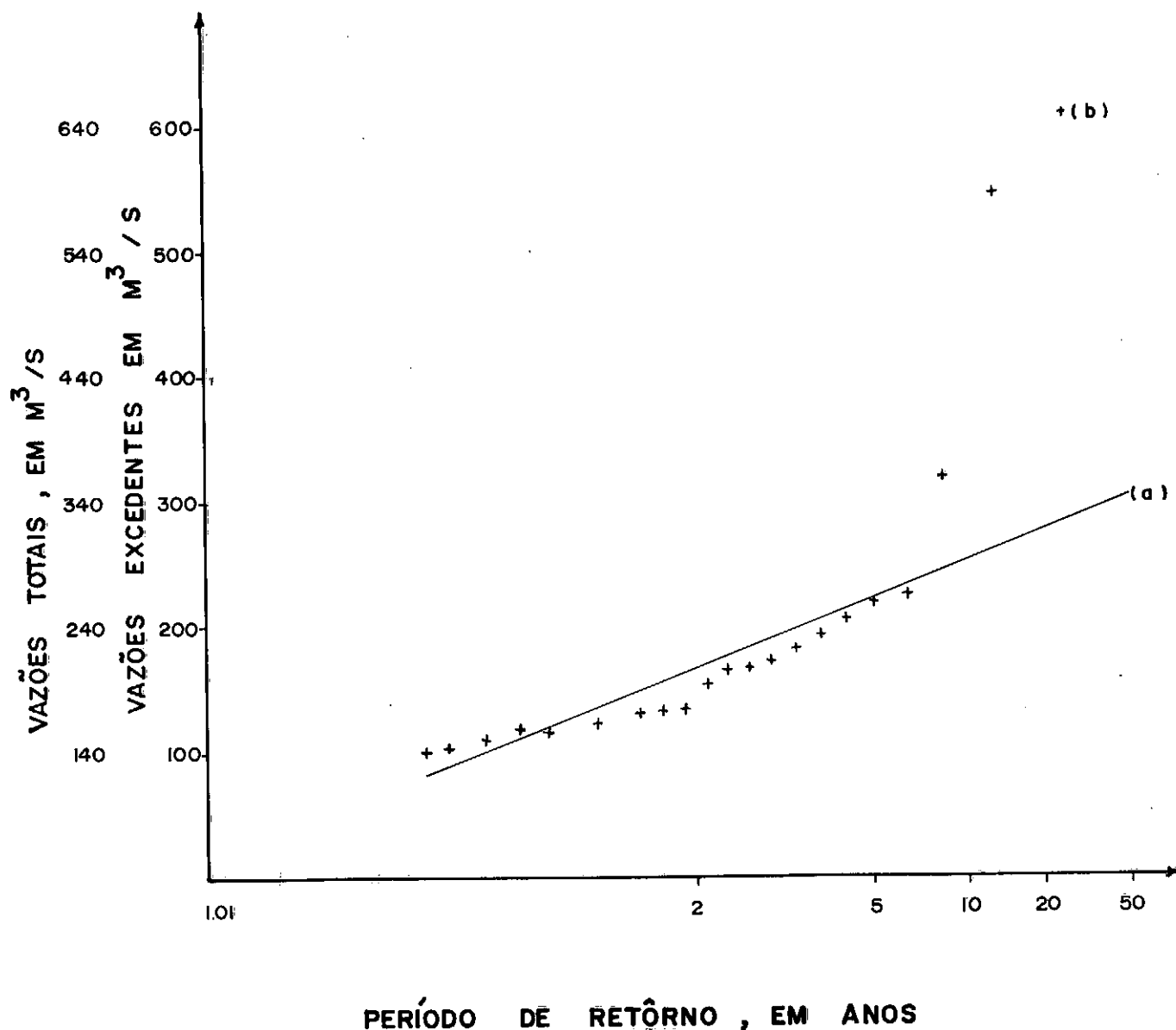


Figura 5.21 - Curvas de período de retôrno versus vazões excedentes para o Rio Jaguarí em Rio Abaixo (a) utilizando o modelo proposto com a distribuição Normal e 10 anos de observações (1959-1968) e (b) empregando as posições de plotagem $(\frac{n+1}{m})$ com 24 anos de observações (1945-1968), considerando uma vazão base de enchentes de 41 m³/s em ambos os casos.

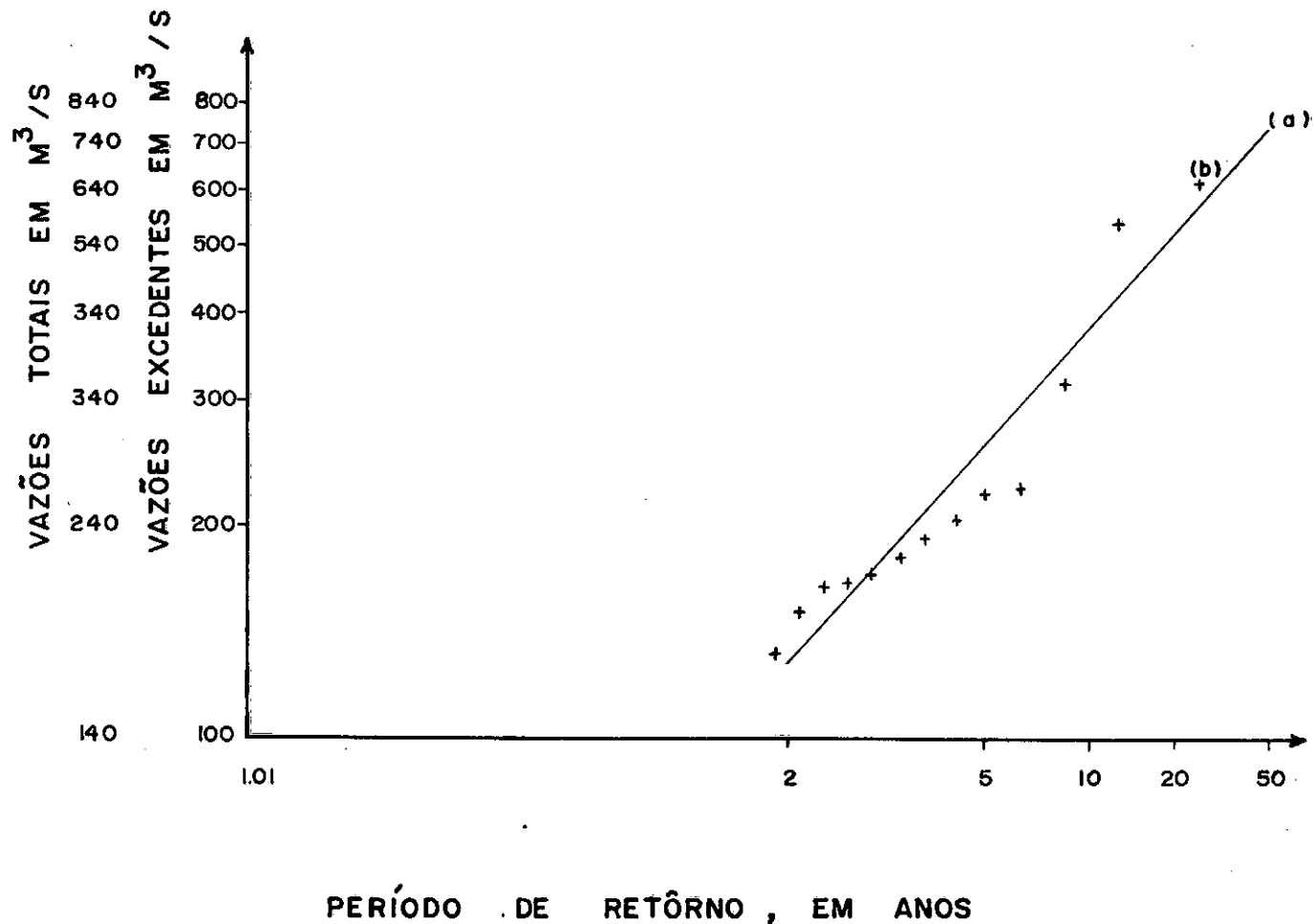


Figura 5.22 - Curvas de período de retôrno versus vazões excedentes para o Rio Jaguarí em Rio Abaixo (a) utilizando o modelo proposto com a distribuição Log-normal e 10 anos de observações (1959-1968) e (b) empregando as posições de plotagem $(\frac{n+1}{m})$ com 24 anos de observações (1945-1968), considerando uma vazão base de enchentes de 41 m³/s em ambos os casos.

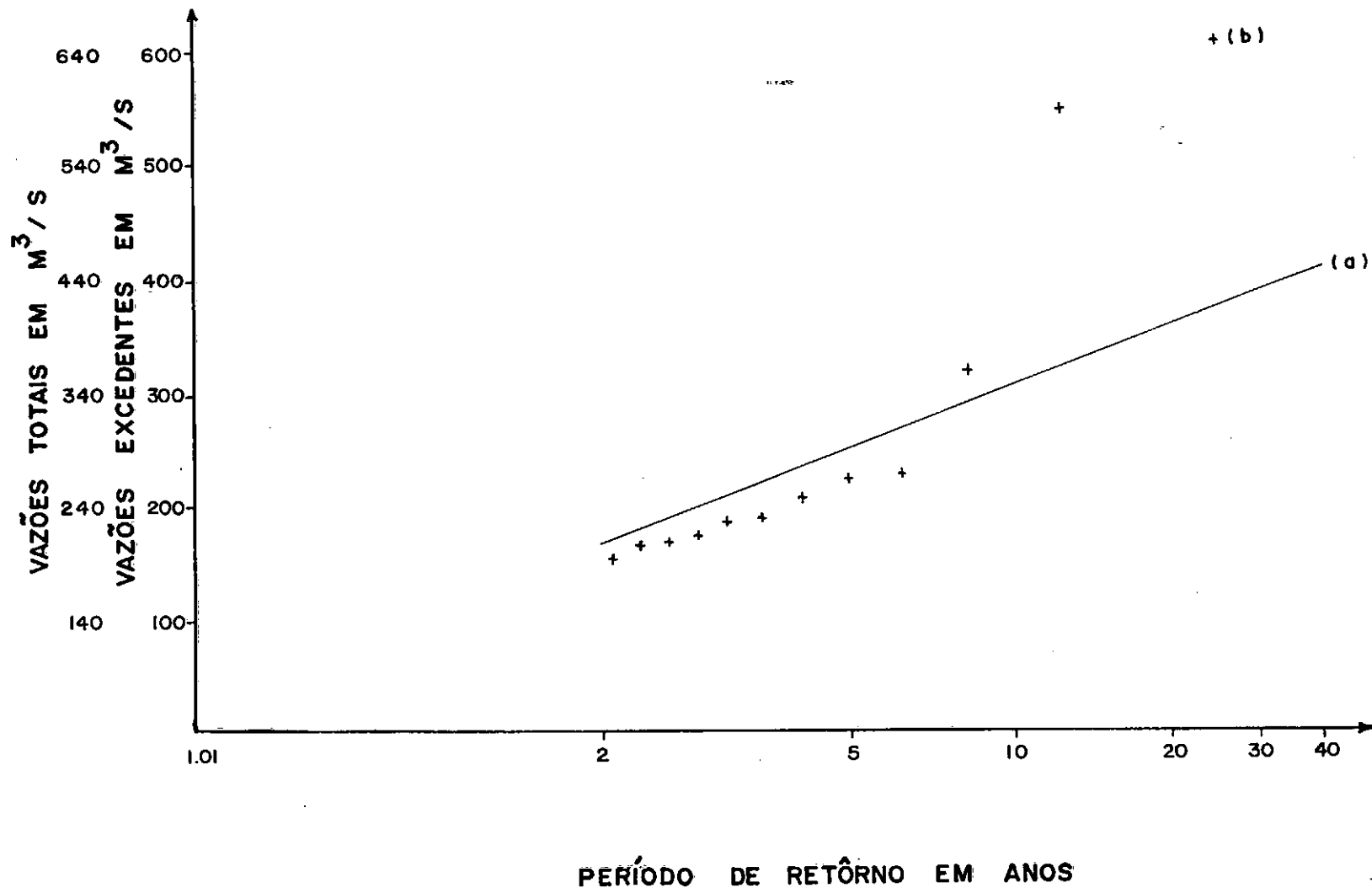


Figura 5.23 - Curvas de período de retôrno versus vazões excedentes para o Rio Jaguarí em Rio Abaixo (a) utilizando o modelo proposto com a distribuição Gumbel e 10 anos de observações (1959-1968) e (b) empregando as posições de plotagem $(\frac{n+1}{m})$ com 24 anos de observações (1945-1968), considerando uma vazão base de enchentes de $41 m^3/s$ em ambos os casos.

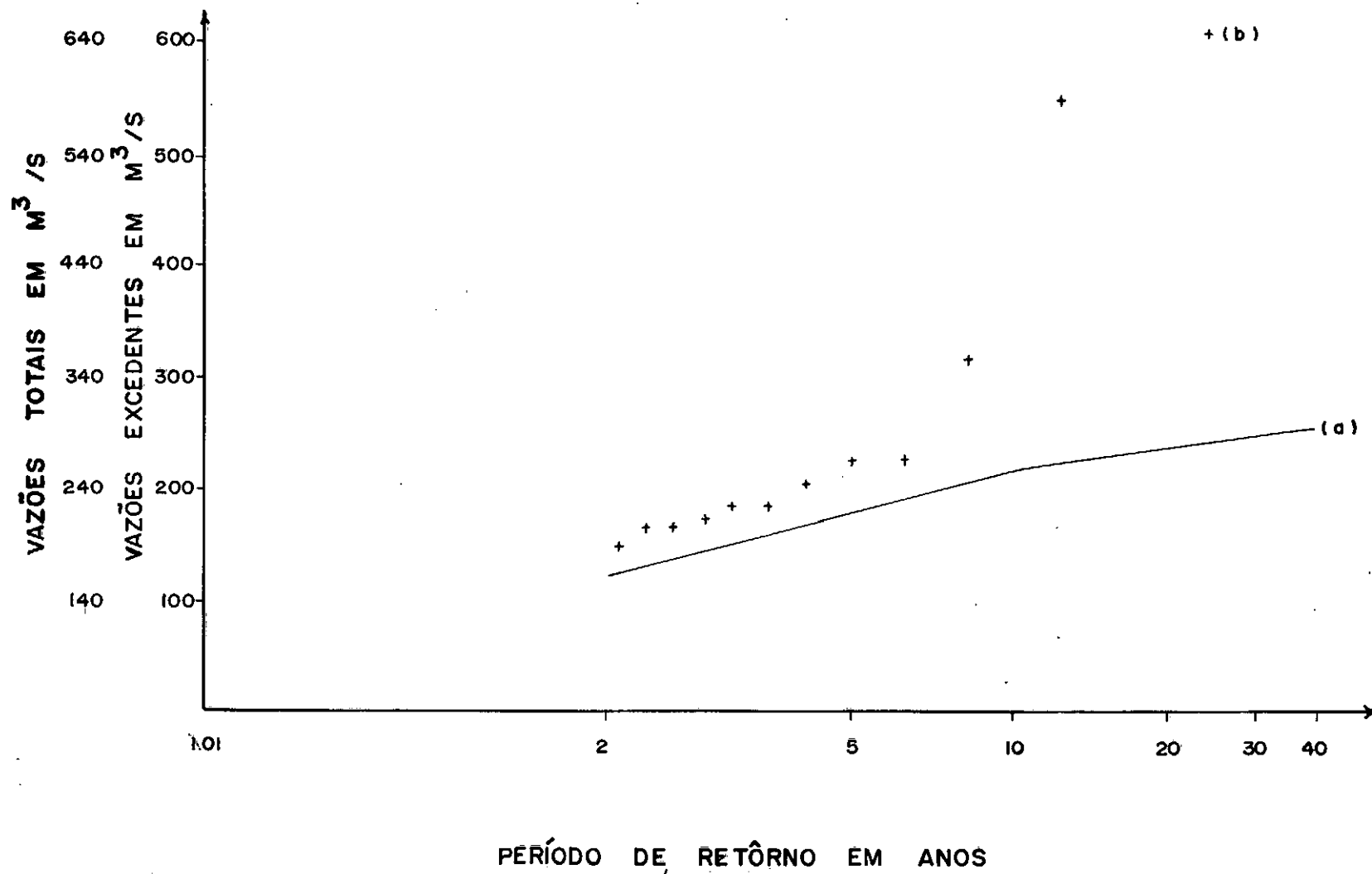


Figura 5.24 - Curvas de período de retôrno versus vazões excedentes para o Rio Jaguarí em Rio Abaixo (a) utilizando o modelo proposto com a distribuição Gama e 10 anos de observações (1959-1968) e (b) empregando as posições de plotagem $(\frac{n+1}{m})$ com 24 anos de observações (1945-1968), considerando uma vazão base de enchentes de 41m³/s em ambos os casos.

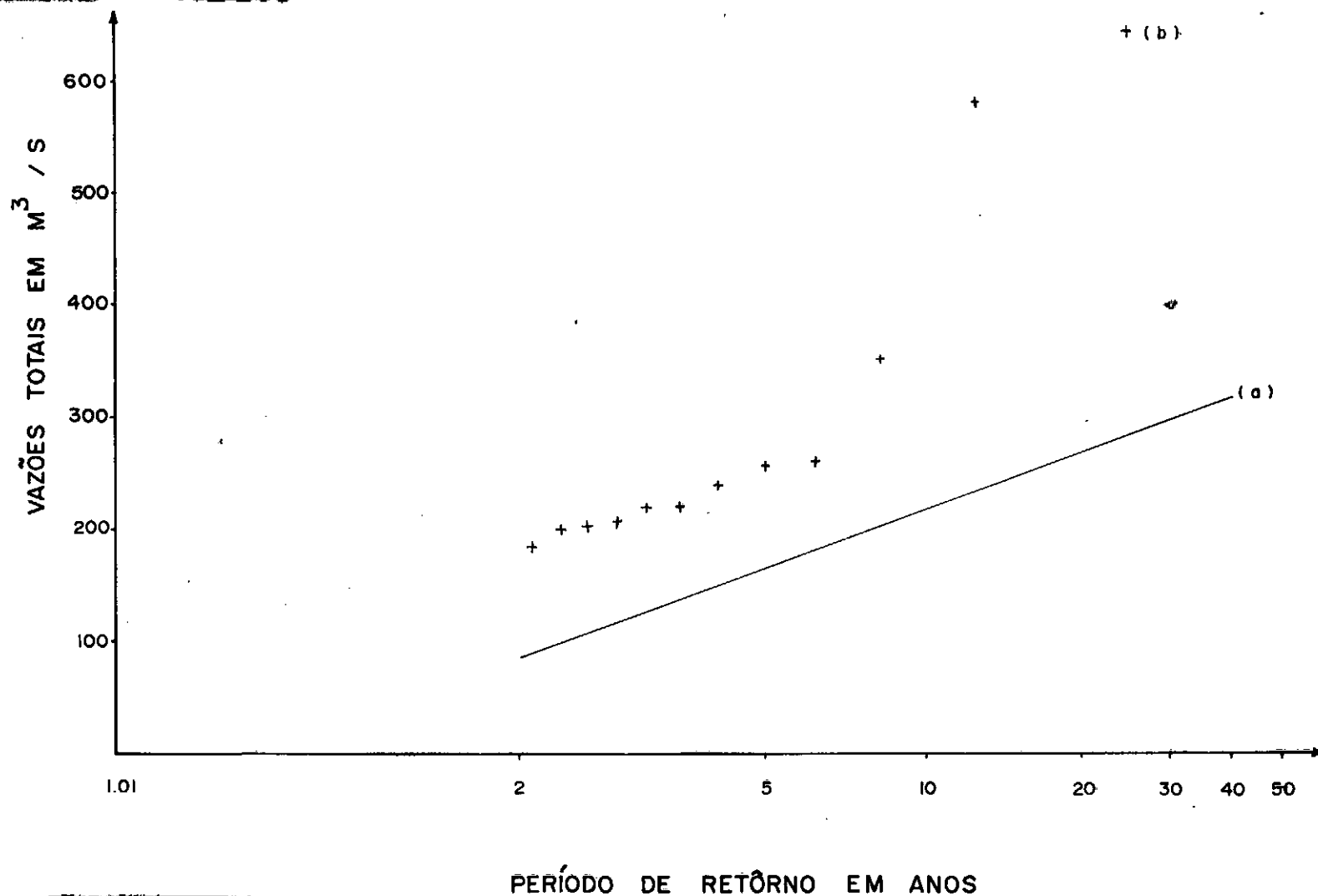


Figura 5.25 - Curvas de período de retorno versus vazão total de enchente para o Rio Jaguari em Rio Abaixo (a) utilizando a distribuição de Gumbel com uma variável e 10 anos de observações (1959-1968) e (b) empregando as posições de plotagem $\left(\frac{n+1}{m}\right)$ com 24 anos de observações (1945-1968), considerando a vazão base de enchente de $41 \text{ m}^3/\text{s}$ em ambos os casos.

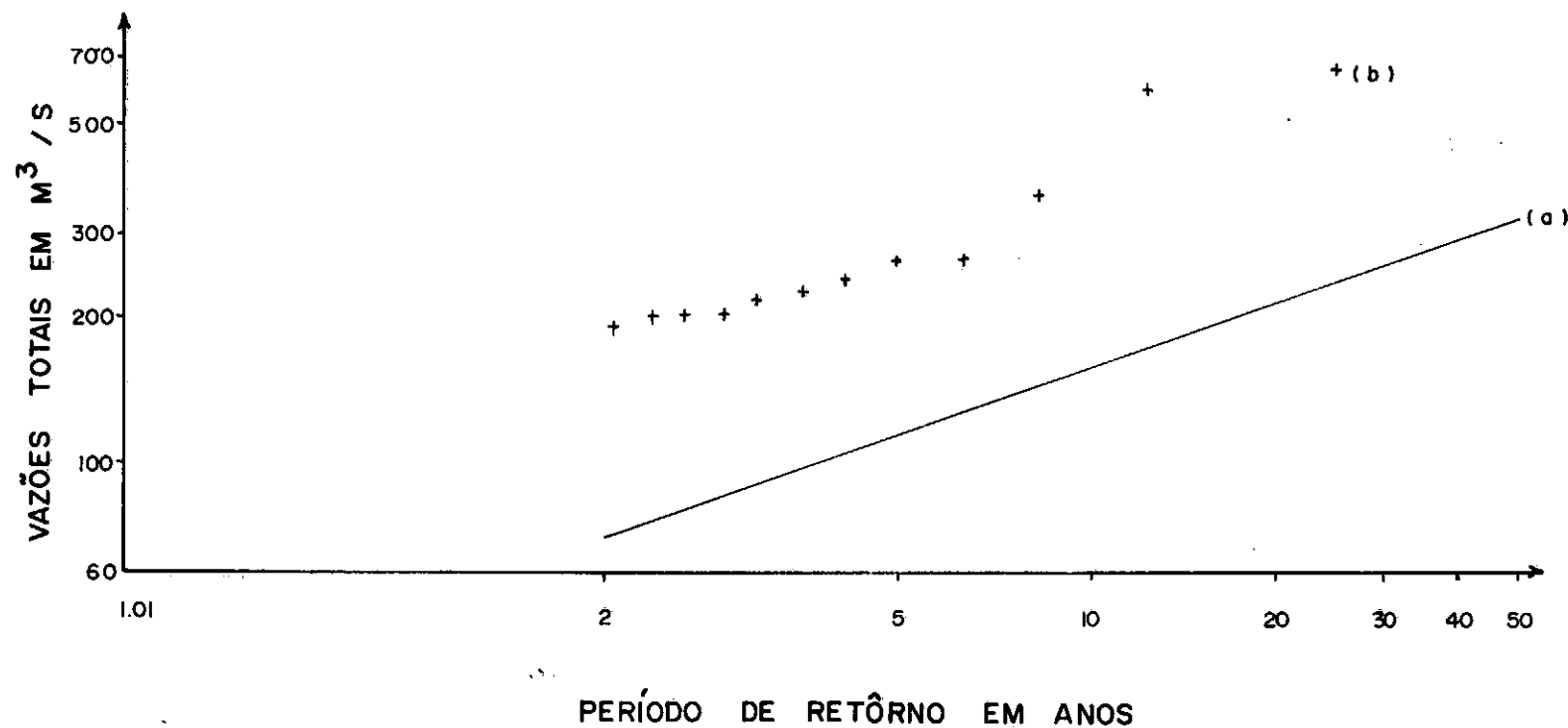


Figura 5.26 - Curvas de período de retorno versus vazão total de enchente para o Rio Jaguarí em Rio Abaixo (a) utilizando a distribuição de Log-Gumbel com uma variável e 10 anos de observações (1959-1968) e (b) empregando as posições de plotagem $(\frac{n+1}{m})$ com 24 anos de observações (1945-1968), considerando a vazão base de enchente de $41 \text{ m}^3/\text{s}$ em ambos os casos.

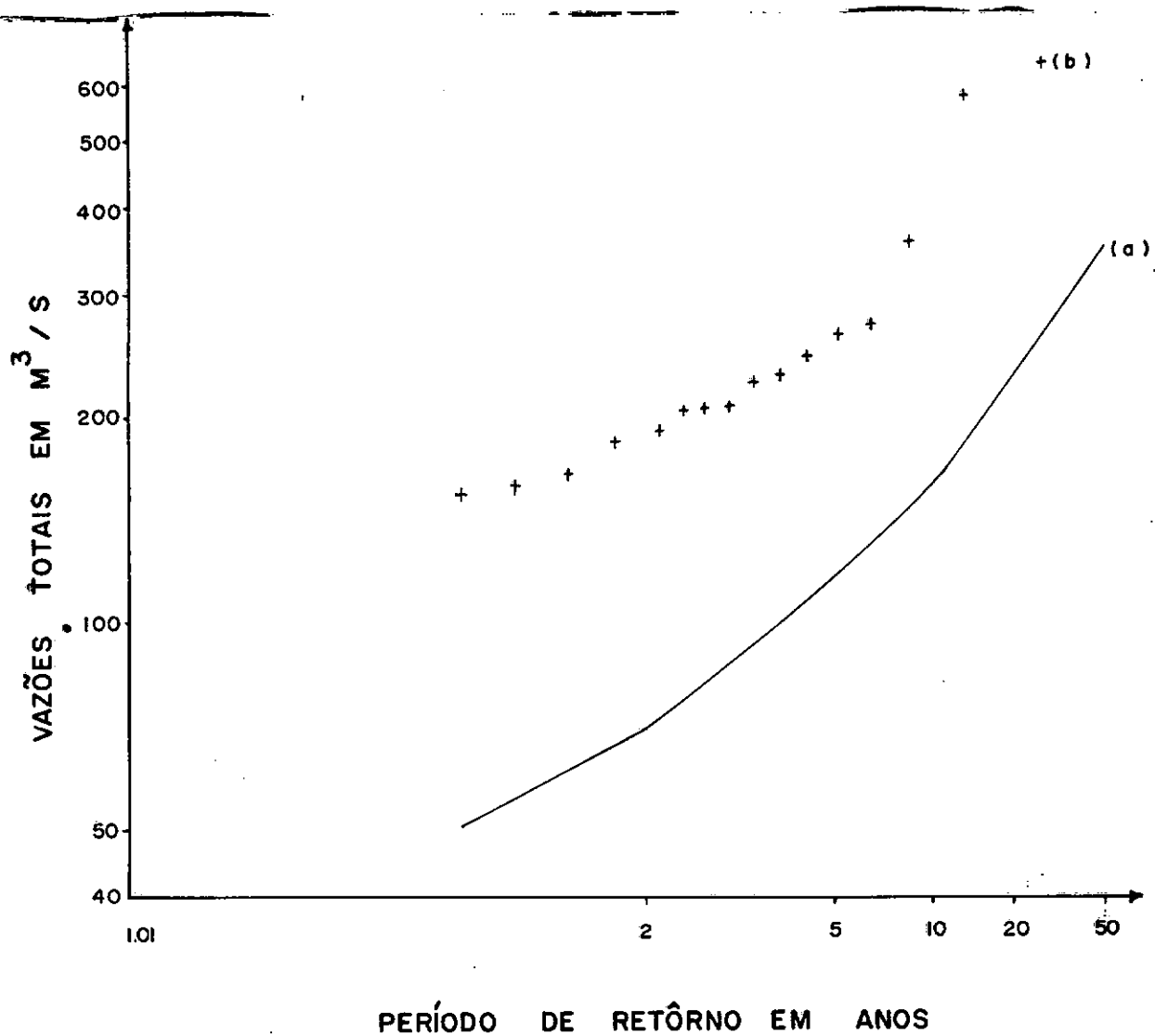


Figura 5.27 - Curvas de período de retorno versus vazão total de enchente para o Rio Jaguari em Rio Abaixo (a) utilizando a distribuição de Log-Pearson com uma variável e 10 anos de observações (1959-1968) e (b) empregando as posições de plotagem $\left(\frac{n+1}{m}\right)$ com 24 anos de observações (1945-1968), considerando a vazão base de enchente de 41 m³/s em ambos os casos.

VI - CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

Na análise dos resultados obtidos com a utilização do modelo proposto, podemos concluir o seguinte:

- a) o modelo apresentado pode servir para a determinação das probabilidades de ocorrência das enchentes em Postos com curto período de observações, utilizando informações das vazões observadas em um Posto adjacente com maior número de dados, para uma melhor estimativa das probabilidades do número de ocorrências de vazões excedentes e para o posto analisado a estimativa da distribuição de probabilidade das excedências baseada no curto período de observações.
- b) o comportamento do modelo, analisado isoladamente, proporcionou resultados razoáveis, principalmente para as funções de distribuição Exponencial, Gumbel e Gama, com ajustamentos sempre significativos. Quando comparados com os valores obtidos com os métodos com uma variável de Gumbel, Log-Gumbel e Log-Pearson, utilizando o mesmo período curto, podemos afirmar serem os resultados melhores do que os verificados com os três métodos com uma variável.
- c) o aumento da vazão base de enchente não proporciona variações sensíveis na probabilidade $(1 - P_{00} - P_{01})$ de ocorrência de vazões excedentes para cada Posto A. Por isso, o modelo proposto torna-se menos sensível a variação da vazão base de enchente, o que não ocorre com os modelos com uma variável de

Gumbel, Log-Gumbel e Log-Pearson.

- d) os melhores ajustamentos ocorreram para as bacias do Parapanema e Tietê, cujos coeficientes de correlação estimados entre Postos A e B, foram maiores do que o calculado para a Bacia do Rio Ribeira, onde foram obtidos resultados menos significativos.
- e) a distribuição Log-Normal aplicada ao modelo, proporcionou sempre resultados acima dos observados, superestimando as enchentes, e se ajustou melhor ao Posto do Rio Tietê, que apresentou um coeficiente de correlação mais alto entre os três Postos analisados.
- f) Para o modelo apresentado, uma grande diferença entre as áreas das bacias dos Postos A e B, pode acarretar resultados menos significativos, como ocorreu na bacia do Rio Ribeira, onde a área de drenagem do Posto do Rio Ribeira em Iporanga é aproximadamente três vezes maior do que a do Rio Juquiã. Por isso, será recomendável a utilização de bacias com características similares para aplicação do modelo.

As principais recomendações, baseadas

nos resultados e conclusões obtidas, são as seguintes:

- a) Comparações com modelos com duas variáveis utilizando-se séries anuais de enchentes, em lugar da série de duração parcial usada neste trabalho, para extensão das conclusões de

Langbein⁵ para casos com duas variáveis.

- b) Uma melhor estimativa para os parâmetros das distribuições das vazões excedentes, considerando-se funções de densidade de probabilidade com duas variáveis, tais como as apresentadas na seção 3.2 com diferentes períodos de observações, desde que, usando-se o método da máxima verossimilhança, encontrou-se dificuldades na resolução dos sistemas de equações, com tempo de computação elevado para as distribuições com duas variáveis, Exponencial, Normal e Log-normal e na formulação das equações para as funções densidade de probabilidade de Gumbel e Gama, onde se recomenda uma formulação mais detalhada do problema, desde que não constava dos objetivos e alcances da presente tese.

APÊNDICE A

A.1 - CONSIDERAÇÕES GERAIS

O programa para computação digital completo, consiste de um programa principal acoplado a 15 sub-rotinas, tendo sido utilizado o conjunto IBM SYSTEM/360 modelo 40H , em linguagem FORTRAN G.

Todas as tarefas que dizem respeito ao cálculo do período de retorno das enchentes e dos testes de aderência são desenvolvidos nas sub-rotinas, ficando as providências de caráter geral, tais como entrada e saída de dados, obtenção de expressões de entrada para as sub-rotinas, períodos de retorno observados, etc., afetos ao Programa Principal.

A.2 - PROGRAMA PRINCIPAL

A descrição do Programa Principal será feita interpretando-se as principais etapas do seu diagrama de blocos, apresentado no item 6.2.2.

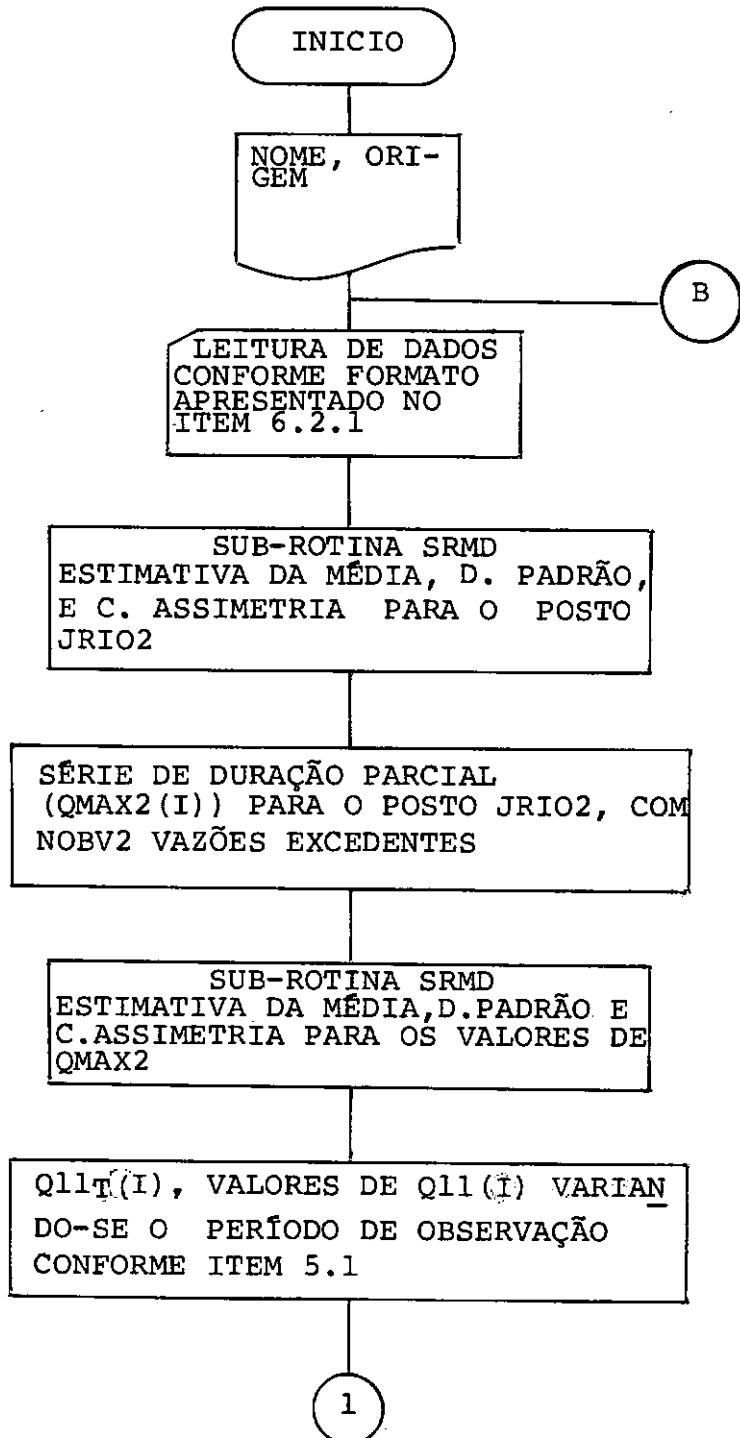
A.2.1 - ENTRADA DE DADOS

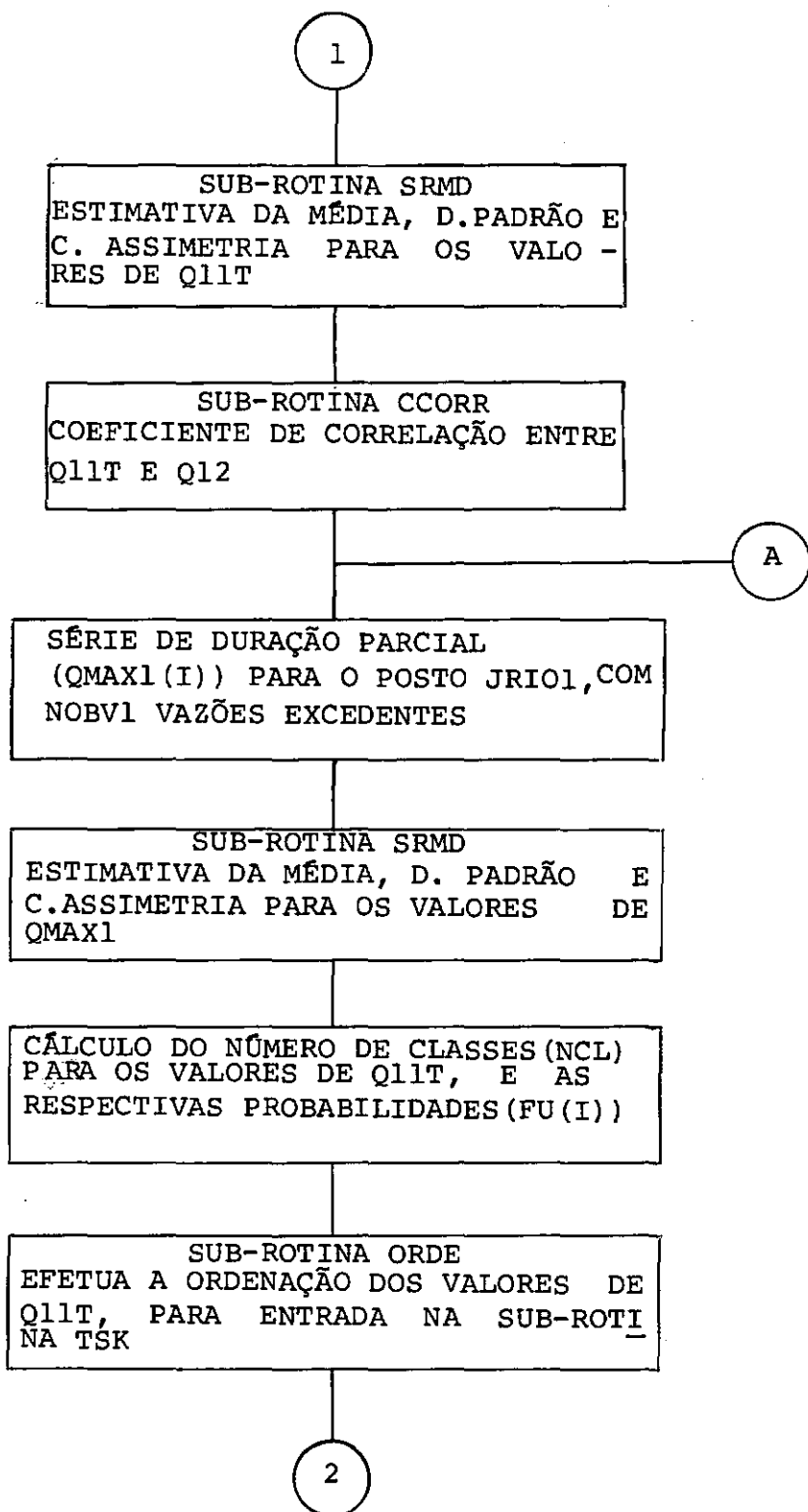
A análise de qualquer posto fluviométrico usando o presente programa, deverá seguir pelos formatos e ordem de entrada apresentados na tabela (6.1).

T A B E L A (A.1)

Nº DE CARTÕES	VARIÁVEL	FORMATO	COMENTÁRIOS
1	NIN	I2	Número de incremento de 5% efetuados na vazão base de enchente inicial
1	NPOST	I3	Número de postos nos quais se fará a previsão de enchentes
1	NPER	I5	Número de períodos de retorno desejados
NPER	T ()	F6.0	Períodos de retôrno
1	JBAC	28A1	Nome da bacia em que estão situados os postos JRIO1 e JRIO2
	NANO1 NANO2	2I4	Número de anos de observações para os postos JRIO1 e JRIO2
1	JRIO1	80A1	Comentários sobre o rio em que está localizado o posto JRIO1
1	NOB1	I4	Número de intervalos para o posto JRIO1
	QBAS1	F10.0	Vazão base de enchente inicial para o posto JRIO1
<u>NOB1</u> 10	Q11 ()	10F8.0	Vazões de enchente no posto JRIO1, para NOB1 intervalos de tempo
1	JRIO2	8A1	Comentários sobre o rio em que está localizado o posto JRIO2
1	NOB2	I4	Número de intervalos para o posto JRIO2
	QBAS2	F10.0	Vazão base de enchente inicial para o posto JRIO2
<u>NOB2</u> 10	Q12 ()	10F8.0	Vazões de enchente no posto JRIO2, para NOB2 intervalos de tempo

A.2.2 - DIAGRAMA DE BLOCOS





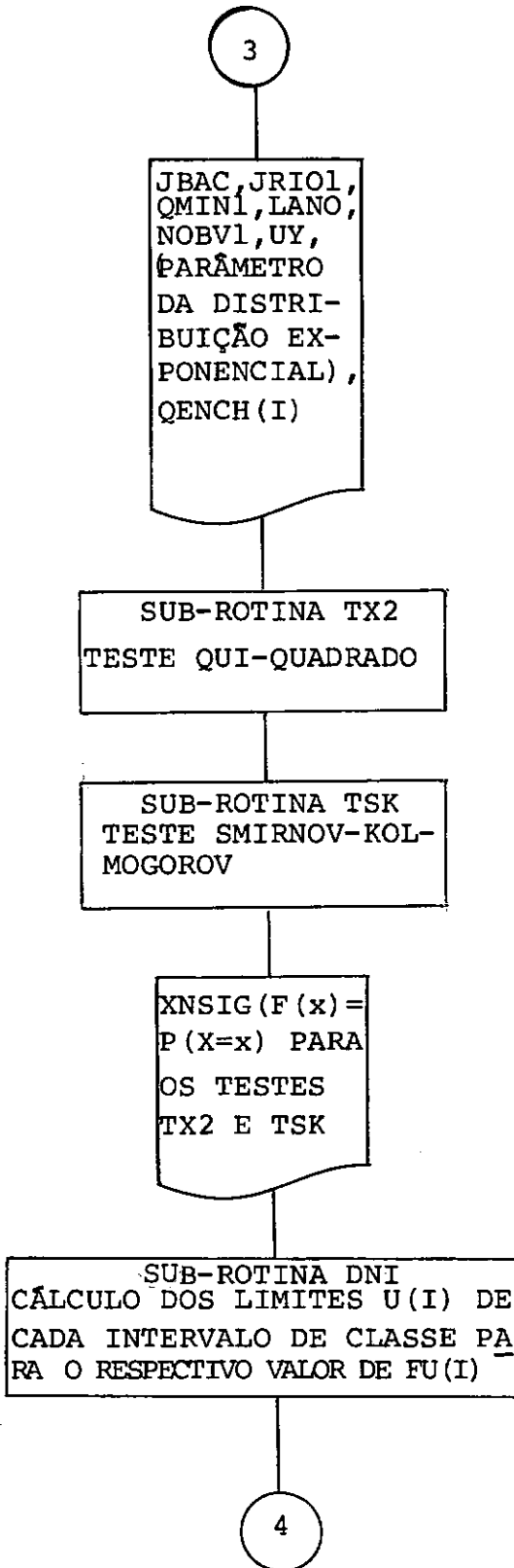
2

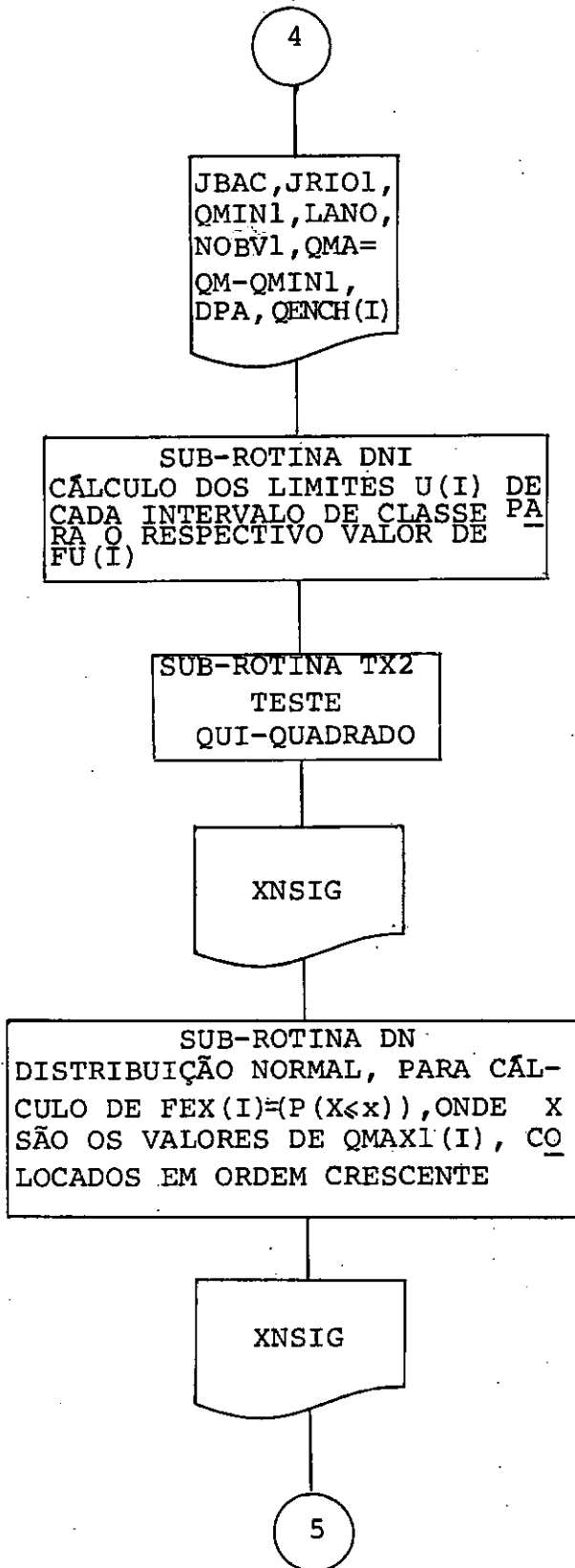
JBAC, JRIO1,
QMIN1, LANO
(PERÍODO DE
OBSERVAÇÃO)
QM, DPA, CCA
(MÉDIA, D.
PADRÃO, E
C. ASSIME-
TRIA) PARA
OS VALORES
DE QMAX1

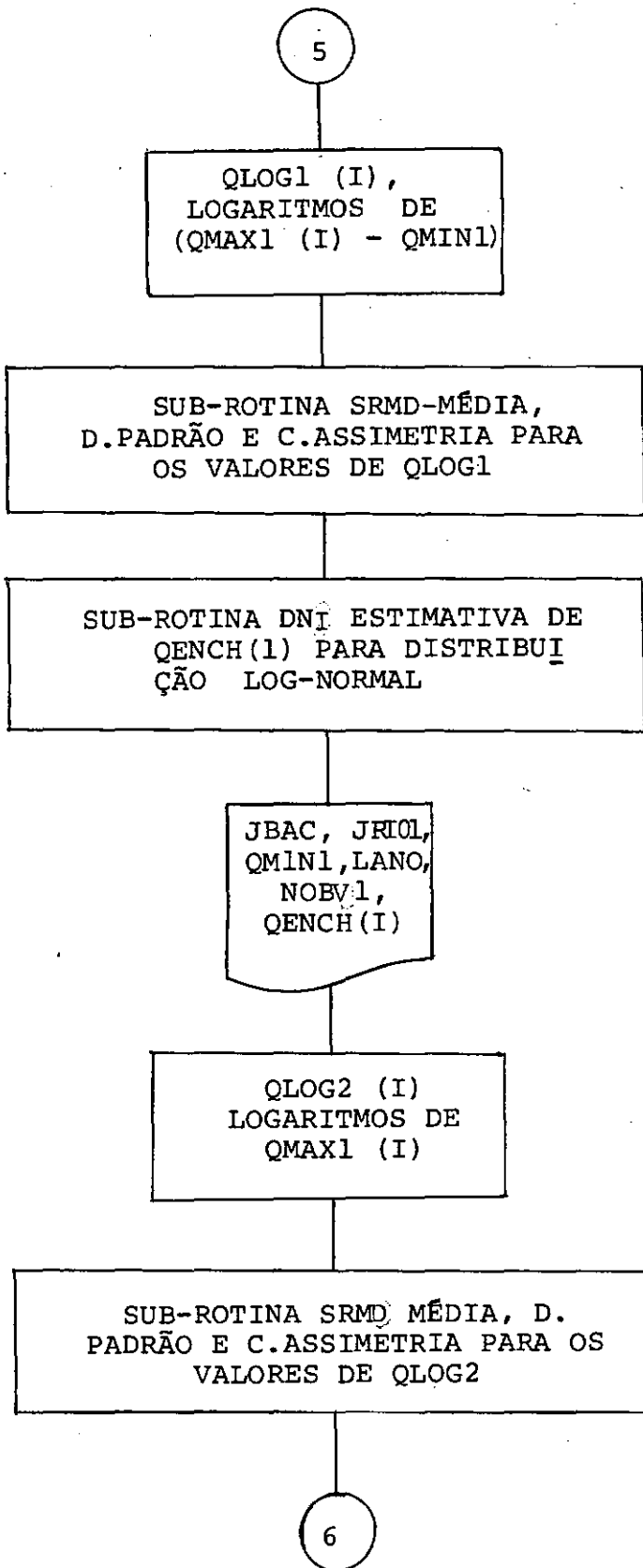
JRIO2, QMIN2
NANO2, QMB,
DPB, CAB (MÉDIA, D. PA-
DRÃO E C. ASSIMETRIA)
PARA OS VA-
LORES DE
QMAX2 (C. CORRELAÇÃO)

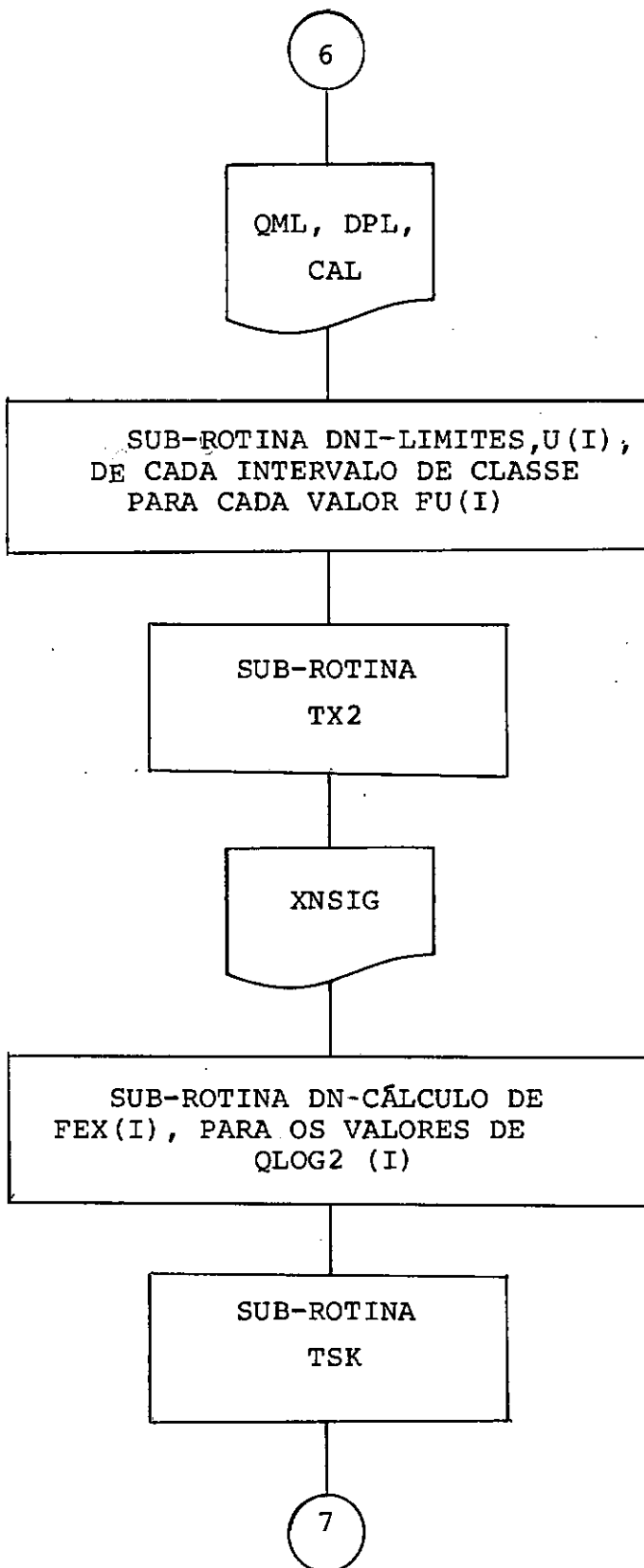
SUB-ROTINA BEDI
ESTIMATIVA DAS ENCHENTES
(QENCH(I)) UTILIZANDO A DIS-
TRIBUIÇÃO EXPONENCIAL APLI-
CADA AO MODELO PROPOSTO

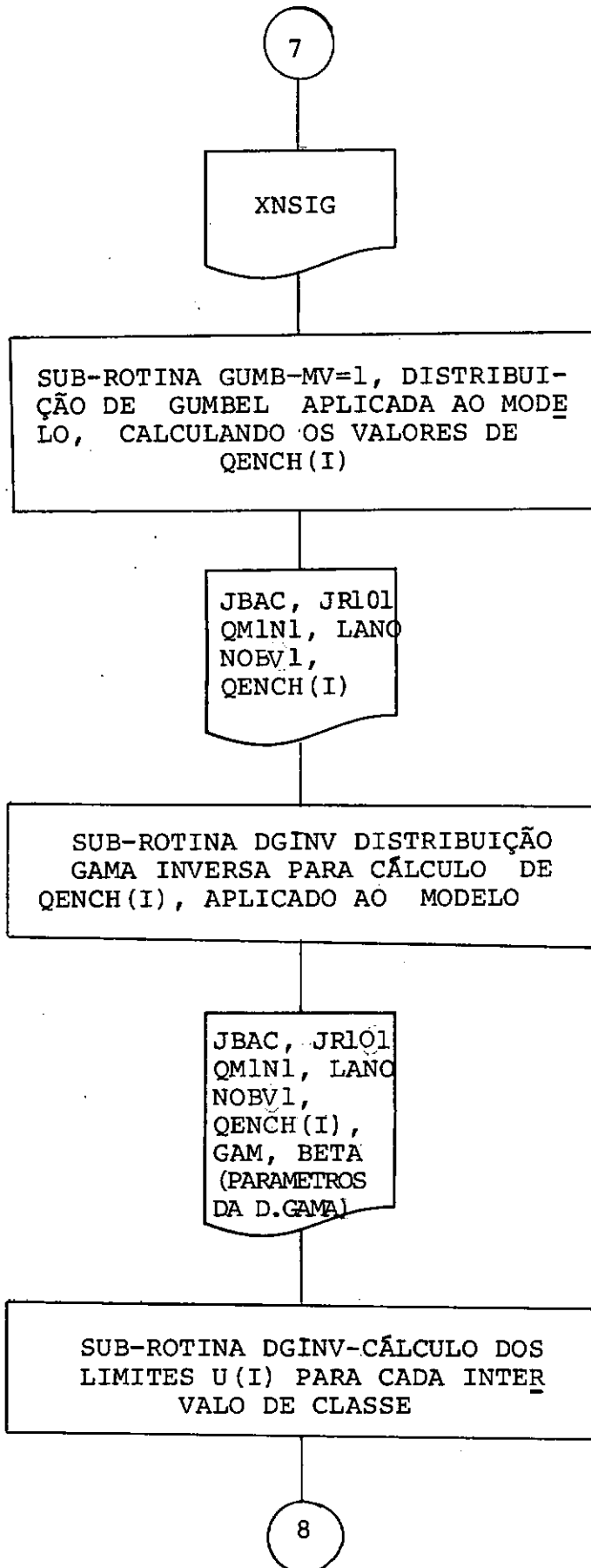
3

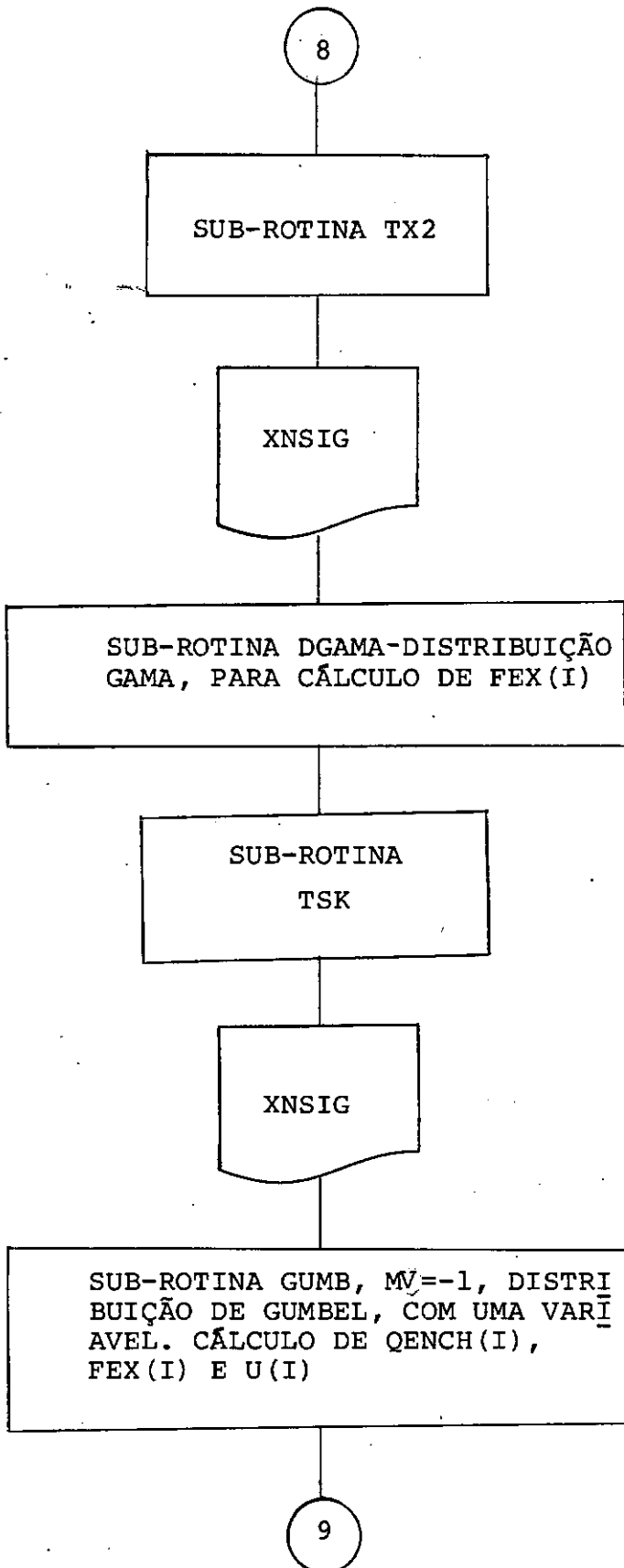


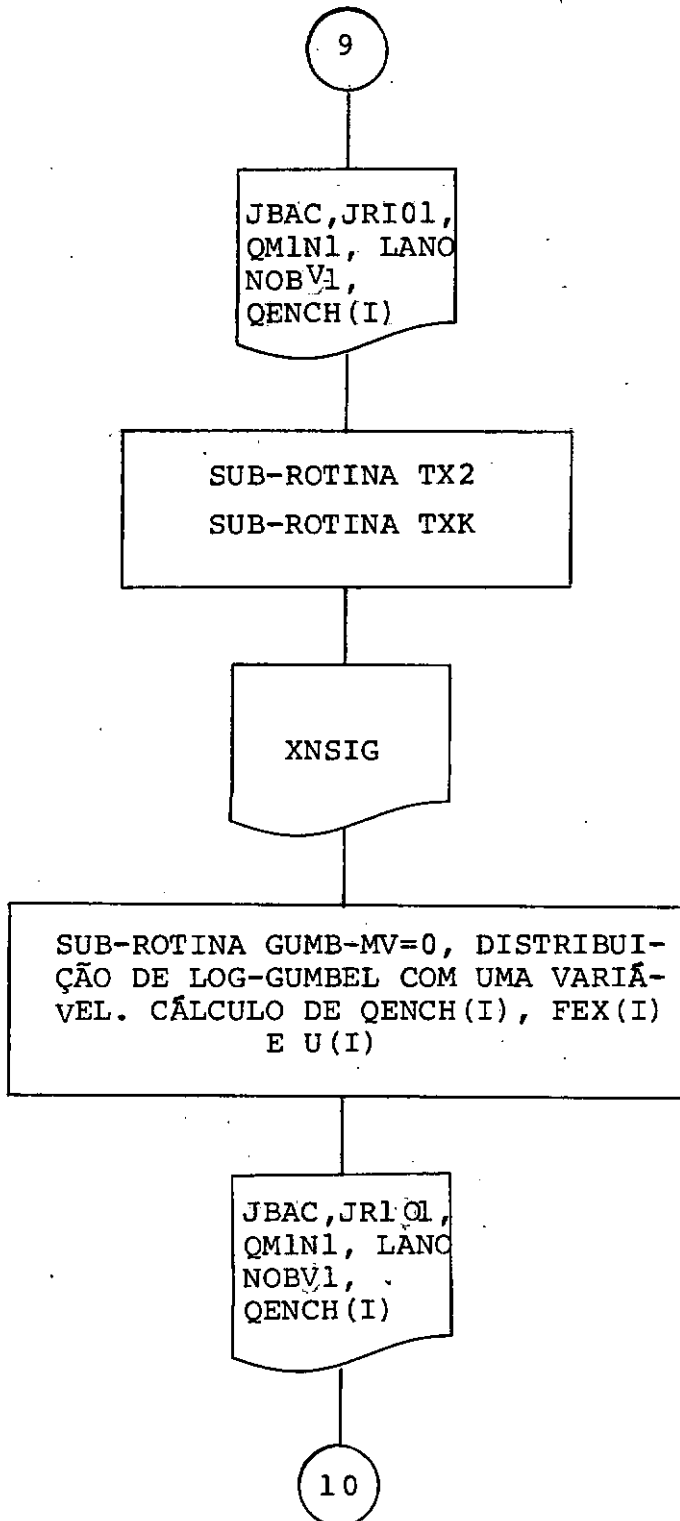


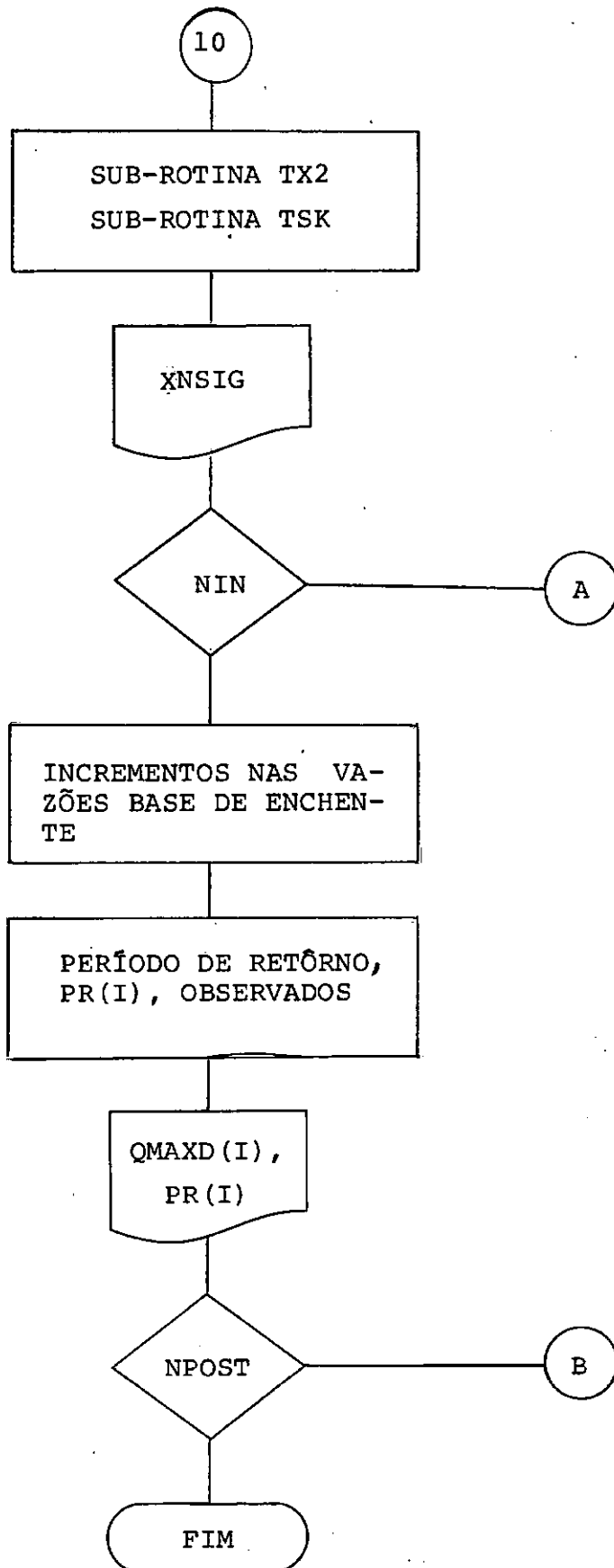












A.3 - SUB-ROTINAS

As sub-rotinas utilizadas serão apresentadas de acordo com a ordem que aparecem no Programa, com as respectivas explicações quanto aos métodos utilizados e participação no Programa.

A.3.1 - SUB-ROTINA SRMD

Calcula o valor da média, desvio padrão e coeficiente de assimetria de uma dada amostra com N valores.

A.3.2 - SUB-ROTINA CCORR

Dado (X,Y) , variável aleatória bi-dimensional, efetua a estimativa do coeficiente de correlação amostral, ρ , entre as duas amostras.

A.3.3 - SUB-ROTINA ORDE

Efetua a ordenação, no sentido crescente, de um conjunto de valores, tendo sido utilizada no teste de Smirnov-Kolmogorov.

A.3.4 - SUB-ROTINA BEDI

Efetua os seguintes cálculos:

- a) contagem do número de ocorrência dos eventos, N_{00} , N_{11} , N_{10} , N_{01} , M_0 e M_1 .
- b) cálculo das probabilidades p_{00} , p_{11} , p_{10} e p_{01} .
- c) impressão do número de ocorrências e suas respectivas probabilidades.
- d) cálculo das enchentes previstas de acordo com a distribuição exponencial.
- e) cálculo dos valores teóricos da distribuição exponencial para os testes de aderência utilizados.

A.3.5 - SUB-ROTINA TX2

Efetua a contagem do número de vazões excedentes em cada classe para o teste de aderência qui-quadrado, fornecendo o valor calculado de χ^2 .

A.3.6 - SUB-ROTINA CDTR

Fornece a sub-rotina TX2 o valor $F(x) =$ Probabilidade ($X < x$), onde X é uma variável aleatória seguindo a distribuição qui-quadrado (170).

A.3.7 - SUB-ROTINA DLGAM

É utilizada na sub-rotina CDTR para calcular, em precisão estendida, o logaritmo natural da função gama, para um argumento x dado, também, em precisão estendida. Assim como CDTR, a sub-rotina DLGAM foi retirada do manual de sub-rotinas científicas da IBM¹⁷⁰.

A.3.8 - SUB-ROTINA DN

Calcula $F(x)$ = Probabilidade ($X < x$), onde X é uma variável aleatória distribuída normalmente com média zero e variância um.

$$F(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-x^2/2} dx \quad (6.1)$$

Para o cálculo da equação (6.1), foi utilizada a aproximação devida a Hastings¹⁷⁰.

É utilizada pela sub-rotina CDTR, e também, nas estimativas das enchentes para as distribuições normal e Log-normal.

A.3.9 - SUB-ROTINA TSK

Efetua o teste de aderência de Smirnov Kolmogorov, segundo descrição apresentada no item 4.2.

A.3.10 - SUB-ROTINA SMIRN

Calcula o valor da distribuição limite de Smirnov-Kolmogorov para um dado argumento x , ou seja, o valor da expressão (4.16), $K(\lambda_0)$, onde $\lambda_0 = \sqrt{n} \Delta$

Esta sub-rotina foi obtida no Manual de Sub-rotinas Científicas da IBM¹⁷⁰.

A.3.11 - SUB-ROTINA DNI

Esta sub-rotina fornece o valor de $x = F^{-1}(y)$, onde $y = F(x)$ = Probabilidade ($X < x$), com X distribuída normalmente com média zero e variância um, isto é, dado $F(x)$, a equação (6.1) é resolvida para o valor do argumento x . Foi utilizada, também, a aproximação de Hastings¹⁷⁰.

A.3.12 - SUB-ROTINA GUMB

Esta sub-rotina calcula os valores das enchentes previstas seguindo as distribuições de Gumbel aplicada ao modelo, Gumbel e log-Gumbel com uma variável. Fornece ainda, os valores necessários aos testes de aderência qui-quadrado e Smirnov-Kolmogorov.

A.3.13 - SUB-ROTINA DGAMA

Calcula o valor $F(x; \gamma, \beta)$ = Probabilidade de $(X < x)$, onde X é uma variável aleatória seguindo a distribuição gama com dois parâmetros.

Como já vimos, a função de distribuição acumulada gama é definida por

$$F(x; \gamma, \beta) = \frac{1}{\beta^\gamma \Gamma(\gamma)} \int_0^x x^{\gamma-1} e^{-x/\beta} dx \quad (6.5)$$

Substituindo x por βt , e eliminando β , teremos uma forma mais conveniente para o cálculo da equação (6.5), ou seja

$$F(t; \gamma) = \frac{1}{\Gamma(\gamma)} \int_0^t t^{\gamma-1} e^{-t} dt \quad (6.6)$$

A resolução da integral foi feita pelo método introduzido por Pearson⁽¹²⁾, que consiste na integração sucessiva por partes, resultando na seguinte expressão:

$$F(t; \gamma) = \frac{t^\gamma}{\Gamma(\gamma+1)e^t} \left[1 + \frac{t}{\gamma+1} + \frac{t^2}{(\gamma+1)(\gamma+2)} + \dots \right] \quad (6.7)$$

Os valores de t ao retornarem ao programa principal são multiplicados pelo parâmetro β , para obtenção dos resultados reais.

A.3.14 - SUB-ROTINA DGINV

Calcula o valor de t na expressão (6.7) para um dado valor da função de distribuição acumulada $F(t;\gamma)$.

A inversa de $F(t;\gamma)$ não é explicitamente conhecida e a expressão (6.7) não pode ser calculada por métodos diretos. A obtenção dos valores de t , foi feita através da sub-rotina DGAMA, por aproximações sucessivas, partindo-se de um valor inicial t_0 .

A.3.15 - SUB-ROTINA FGAMA

Calcula o valor da função gama para um dado argumento n , ou seja:

$$\Gamma(n) = \int_0^{\infty} x^{n-1} e^{-x} dx \quad (6.8)$$

BIBLIOGRAFIA

- 1) SEWELL, W. R. D. - "Introduction to geographical hydrology",
Methuen & Co. Ltd., 1969
- 2) ROUSSELLE, J. - "On some problems of flood analysis",
Ph.D. Dissertation, Colorado State University, 1972
- 3) FROST, J. & CLARKE, R. T. - "Estimating the T - year flood
by extension of records of partial duration series",
Bulletin of the International Association of Hydrological
Sciences, XVII, 17., 1972
- 4) BENSON, A. M. - "Thoughts on the design of design floods",
Proc. Second International Hydrology Symposium, September
11-3, 1972, Fort Collins, Colorado, USA
- 5) CHOW, V. T. - "Handbook of applied hydrology", McGraw-Hill
Book Company, 1964
- 6) GUMBEL, E. J. - "Statistics of extremes", Columbia University
Press, 1960
- 7) DOWNTON, F. - "Bivariate exponential distribution in
reliability theory", J. R. Statistics Soc., B.32, 1970
- 8) MARKOVIC, R. D. - "Probability functions of best fit of
annual precipitation and runoff", Colorado State University,
Hydrology Papers, 8, 1965

- 9) YEYJEVICH, V. - "Probability and statistics in hydrology",
Water Resources Publication, 1972
- 10) BISWAS, A. K. - "Some thoughts on estimating spillway
design flood", Bulletin of the International
Association of Scientific Hydrology, XVI, 4, 12, 1971
- 11) DALINSKY, J. S. - "An unconventional approach to flood
frequency analysis", Bulletin of the International
Association of Scientific Hydrology, XV, 3, 9, 1970
- 12) THOM, H. C. S. - "Direct and inverse tables of the Gamma
distribution", Environmental Data Service, Silver Spring,
Maryland, 1968.
- 13) LOWERY, M. D. & NASH, J. E. - "A Comparison of methods of
fitting the doable exponential distribution", Journal
of Hydrology, North Holland Publishing Co., Amsterdam,
10 (259 - 275), 1970
- 14) MARDIA, K. V. - "Families of bivariate distributions",
Griffin Pub. Company, London, 1970
- 15) GUMBEL, E. J. - "Statiscal theory of floods and droughts",
J. Inst. Water Engrs., 12 (3), 1958
- 

- 16) GUMBEL, E. J. - "Extreme value analysis of hydrologic data", Statistical Methods in Hydrology, Proc. of Hydrology Symposium, nº 5, McGill University, 24, 25 Feb., 1969
- 17) IBM, System /360, Scientific Subroutine Package
- 18) - "Uniform technique for determining flood flow frequencies", Water Resources Council, Dez., 1967
- 19) - "Boletim Fluviométrico", Departamento Nacional de Águas e Energia Elétrica, nºs. 19, 21 e 24

L I S T A G E N S

(PROGRAMA PRINCIPAL E SUB-ROTINAS)

```
//PRJDUTRA EXEC FORTGCLG
```

```
//FORT.SYSIN DD *
```

```
    DIMENSION Q11(1440),Q12(1440),T(50),F(50),QMAX1(250),
    1QENCH(50),PR(250),FU(20),NFQ(20),U(20),FN(50),
    2FEX(250),PO(250),PT(250),DIF(250),QLOG1(250),FLOG(14)
    3,QMAX2(700),QMAXD(400),JRIO1(80),JRIO2(80),JBAC(28),
    4Q11T(1440),QLOG2(250),QLOGM(250),X1N(40),X1G(40),IPT(50)
```

```
    NL = NUMERO DA LEITORA
    NI = NUMERO DA IMPRESSORA
```

```
    NL=5
    NI=6
```

```
    WRITE(NI,1)
```

```
1  FORMAT(1H1,/,10X,'PROGRAMA DE ENGENHARIA CIVIL - AREA',
    11X,'HIDRAULICA',6X,'COPPE - UFRJ',/,10X,'ESTIMATIVA DO',
    21X,'PERIODO DE RETORNO DE ENCHENTES EM POSTOS',/,10X,
    3'FLUVIOMETRICOS COM CURTO PERIODO DE OBSERVACAO',/,10X,
    4'TESE - PAULO ROBERTO JUREMA DE DUTRA')
```

```
    ICB=1
```

```
    LEITURA DE DADOS
```

```
    READ(NL,2) NIN
```

```
2  FORMAT(I2)
```

```
    READ(NL,29) NPOST
```

```
29  FORMAT(I2)
```

```
    READ(NL,7) NPER
```

```
7  FORMAT(I5)
```

```
    READ(NL,3) (T(I),I=1,NPER)
```

```
3  FORMAT(F6.0)
```

```
5  IV=0
```

```
    READ(NL,30) JBAC,NANO1,NANO2
```

```
30  FORMAT(28A1,2I4)
```

```
    READ(NL,31) JRIO1
```

```
31  FORMAT(80A1)
```

```
    READ(NL,32) NOB1,QBAS1
```

```

32 FORMAT(I4,F10.0)
   READ(NL,40) (Q11(I),I=1,NOB1)
   READ(NL,31) JRIO2
   READ(NL,32) NOB2,QBAS2
   READ(NL,40) (Q12(I),I=1,NOB2)

```

```

40 FORMAT(10F8.0)
   DO 50 I=1,NPER
   F(I)=1.-1./T(I)
   IPT(I)=IFIX(T(I))
50 CONTINUE
   DT=FLOAT(NOB1)/FLOAT(NANO1)
   ND=NOB2-NOB1
   CALL SRMD(Q12,NOB2,YM,DPY,CA)
   QMIN1=QBAS1
   QMIN2=QBAS2
   NCLT=0

```

```

C
C
C
SERIE DE DURACAO PARCIAL DO POSTO B

```

```

   NOBV2=0
   DO 38 I=1,NOB2
   IF(Q12(I)-QMIN2) 38,38,37
37 NOBV2=NOBV2+1
   QMAX2(NOBV2)=Q12(I)
38 CONTINUE
   CALL SRMD(QMAX2,NOBV2,QMB,DPB,CAB)

```

```

C
C
C
VARIACAO DO NUMERO DE ANOS DE OBSERVACAO PARA O POSTO JRIO1
   IDT=IFIX(DT)
   DO 998 IK=1,15
   IV=0
   QMIN1=QBAS1
   QMIN2=QBAS2
   LV=IDT*IK*10
   LANO=LV/IDT
   IF(LV-NOB1) 84,84,83
83 LV=NOB1
   LANO=NANO1

```

84 CONTINUE

IL=NOB1-LV+1

ND=NOB2-LV

IL=NOB1-LV

DO 1002 I=1,LV

Q11T(I)=Q11(I+IL)

1002 CONTINUE

C

CALL SRMD(Q11T,LV,XM,DPX,CA)

C

C

ESTIMATIVA DO COEFICIENTE DE CORRELACAO

CALL CCORR(DPX,DPY,XM,YM,LV,Q11T,Q12,ND,RO)

C

C

SERIE DE DURACAO PARCIAL DO POSTO A

C

34 NOBV1=0

DO 35 I=I1,NOB1

IF(Q11(I)-QMIN1) 35,35,33

33 NOBV1=NOBV1+1

QMAX1(NOBV1)=Q11(I)

35 CONTINUE

CALL SRMD(QMAX1,NOBV1,QM,DP,CA)

QMA=QM-QMIN1

DPA=DP

CAA=CA

C

C

CALCULO DO NUMERO DE CLASSES

C

NCL=NOBV1/5

IF(NCL-5) 63,63,61

61 IF(NCL-20) 65,65,67

63 NCL=5

GO TO 69

65 NCL=NCL

GO TO 69

67 NCL=20

69 CONTINUE

IF(NCL-NCLT) 91,93,91

91 ICNC=1

```

NCLT=NCL
GO TO 95
93 ICNC=0
NCLT=NCL
GO TO 80
95 CONTINUE

```

```

C
C   INTERVALOS DE CLASSE
FINT=1./FLOAT(NCL)
DO 72 NC=1,NCL
FU(NC)=0.
72 CONTINUE
FU(1)=FINT
NCL1=NCL-1
DO 73 NC=2,NCL1
FU(NC)=FU(NC-1)+FINT
73 CONTINUE

```

```

C
C   ORDENACAO DAS DESCARGAS DE ENCHENTE
C
80 CALL ORDE(QMAX1,NOBV1)

```

```

C
WRITE(NI,300) JBAC,JRID1,QMIN1,LANO,QM,DPA,CAA
300 FORMAT(1H1,////,10X,28A1,/,10X,'POSTO A - ',80A1,/,10X,
1'VAZAO BASE DE ENCHENTE = ',F5.0,/,10X,I2,1X,'ANOS DE',
2'OBSERVACOES',/,10X,'ESTATISTICAS DA AMOSTRA',/,10X,
3'MEDIA = ',F5.0,2X,'DESVIO PADRAO = ',F5.0,2X,'C. ASSIME',
4'TRIA = ',F5.3)
WRITE(NI,302) JRIO2,QMIN2,NANO2,QMB,DPB,CAB,RO
302 FORMAT(/,10X,'POSTO B - ',80A1,/,10X,'VAZAO BASE DE',
1'ENCHENTE = ',F5.0,/,10X,I2,1X,'ANOS DE OBSERVACOES',/,
210X,'ESTATISTICAS DA AMOSTRA',/,10X,'MEDIA = ',F5.0,2X,
3'DESVIO PADRAO = ',F5.0,2X,'C. ASSIMETRIA = ',F5.3,/,
410X,'COEFICIENTE DE CORRELACAO ENTRE A E B = ',F5.3)

```

```

C
C   DISTRIBUICAO EXPONENCIAL APLICADA AO MODELO
C

```

```

CALL BEDI(Q11,Q12,NOB1,NOB2,F,QENCH,QMIN1,QMIN2,NCL1,
1U,FU,PP,ND,FEX,QMAX1,NOBV1,QM,NPER,DT,I1)

```

```

WRITE(NI,200) JBAC,JR101,QMIN1,LANO,NOBV1
200 FORMAT(1H1,////,10X,28A1,/,10X,80A1,/,10X,'VAZAO BASE',
1'DE ENCHENTE = ',F5.0,1X,'M3/S',/,10X,'PERIODO DE OBSER',
2'VACOES = ',12,1X,'ANOS',/,10X,'NUMERO DE VAZOES EXCEDEN',
3'TES = ',13)
UY=1./QMA
WRITE(NI,204) UY
204 FORMAT(//,10X,'DISTRIBUICAO EXPONENCIAL APLICADA AO MODELO'
1,/,10X,'PARAMETRO U = ',F5.3)
WRITE(NI,202)
202 FORMAT(//,10X,'INTERVALO DE RECORRENCIA (ANOS)',5X,
1'ENCHENTE PREVISTA (M3/S)',/)
WRITE(NI,203) (IPT(I),QENCH(I),I=1,NPER)
203 FORMAT(25X,15,29X,F7.1)
WRITE(NI,220)
220 FORMAT(//,10X,'TESTE DE ADERENCIA',10X,'PROBABILIDADES')
G=FLOAT(NCL1)-1.
CALL TX2(QMAX1,NCL,NCL1,U,NFQ,QUI2,NOBV1,G,XNSIG)
WRITE(NI,226) XNSIG
226 FORMAT(//,10X,'QUI-QUADRADO',16X,F5.3)
CALL TSK(FEX,PO,NOBV1,DIF,DIMAX,XNSIG)
WRITE(NI,234) XNSIG
234 FORMAT(//,10X,'SMIRNOV-KOLMOGOROV',10X,F5.3)

C
C DISTRIBUICAO NORMAL APLICADA AO MODELO
C -----
DO 100 I=1,NPER
FN(I)=((F(I)**(1./DT))-(1.-PP))/PP
VT2=FN(I)
CALL DNI(VT2,X,D,IE)
QENCH(I)=QM+X*DP
100 CONTINUE
WRITE(NI,200) JBAC,JR101,QMIN1,LANO,NOBV1
WRITE(NI,201) QMA,DPA
201 FORMAT(//,10X,'DISTRIBUICAO NORMAL APLICADA AO MODELO',
1/,10X,'MEDIA = ',F5.0,3X,'DESVID PADRAO = ',F5.0)
WRITE(NI,202)
WRITE(NI,203) (IPT(I),QENCH(I),I=1,NPER)
WRITE(NI,220)

```

```

      DO 110 NC=1,NCL1
      IF(ICNC) 301,303,301
301  VT4=FU(NC)
      CALL DNI(VT4,X,D,IE)
      X1N(NC)=X
303  U(NC)=QM+X1N(NC)*DP
110  CONTINUE
      G=FLOAT(NCL1)-2.
      CALL TX2(QMAX1,NCL,NCL1,U,NFQ,QUI2,NOBV1,G,XNSIG)
      WRITE(NI,226) XNSIG
      DO 190 I=1,NOBV1
      CALL DN(X,P,D)
      X=(QMAX1(I)-QM)/DP
      FEX(I)=P
190  CONTINUE
      CALL TSK(FEX,PO,NOBV1,DIF,DIMAX,XNSIG)
      WRITE(NI,234) XNSIG

```

C
C
C

DISTRIBUICAO LOG-NORMAL APLICADA AO MODELO

```

      DO 79 I=1,NOBV1
      QLOG1(I)=ALOG(QMAX1(I)-QMIN1)
79  CONTINUE
      CALL SRMD(QLOG1,NOBV1,QML1,DPL1,CA)
      DO 74 I=1,NPER
      VT3=FN(I)
      CALL DNI(VT3,X,D,IE)
      VT=QML1+X*DPL1
      QENCH(I)=EXP(VT)+QMIN1
74  CONTINUE
      WRITE(NI,200) JBAC,JRI01,QMIN1,LANO,NOBV1
      WRITE(NI,205) QML1,DPL1
205  FORMAT(/,10X,'DISTRIBUICAO LOG-NORMAL APLICADA AO MODELO',
1/,10X,'MEDIA = ',F5.3,3X,'DESVIO PADRAO = ',F5.3)
      WRITE(NI,202)
      WRITE(NI,203) (IPT(I),QENCH(I),I=1,NPER)
      WRITE(NI,220)
      DO 456 I=1,NOBV1
      QLOG2(I)=ALOG(QMAX1(I))

```



```

456 CONTINUE
  CALL SRMD(QLOG2,NOBV1,QML,DPL,CA)
  DO 801 NC=1,NCL1
    VT9=QML+XIN(NC)*DPL
    U(NC)=EXP(VT9)
801 CONTINUE
  CALL TX2(QMAX1,NCL,NCL1,U,NFQ,QUI2,NOBV1,G,XNSIG)
  WRITE(NI,226) XNSIG
  DO 64 I=1,NOBV1
    VT8=(QLOG2(I)-QML)/DPL
    CALL DN(VT8,P,D)
    FEX(I)=P
64 CONTINUE
  CALL TSK(FEX,PO,NOBV1,DIF,DIMAX,XNSIG)
  WRITE(NI,234) XNSIG

C
C  DISTRIBUICAO DE GUMBEL APLICADA AO MODELO
C
  MV=1
  CALL GUMB(QMAX1,F,QM,DP,QENCH,U,FU,NCL1,FEX,NOBV1,
1QMIN1,DT,MV,PP,QLOG1,QML,DPL,NPER)
  WRITE(NI,200) JBAC,JRI01,QMIN1,LANO,NOBV1
  WRITE(NI,206)
206 FORMAT(/,10X,'DISTRIBUICAO DE GUMBEL APLICADA AO MODELO')
  WRITE(NI,202)
  WRITE(NI,203) (IPT(I),QENCH(I),I=1,NPER)

C
C  DISTRIBUICAO GAMA APLICADA AO MODELO
C
  II=0
  ESTIMATIVA DOS PARAMETROS PELO METODO DA MAXIMA
  VEROSSIMILHANCA
  AA=ALOG(QM-QMIN1)-QML1
  GAM=(1.+SQRT(1.+4.*AA/3.))/(4.*AA)
  BETA=(QM-QMIN1)/GAM
  DO 900 I=1,NPER
    VT11=FN(I)
    CALL DGINV(VT11,GAM,X1)
    QENCH(I)=X1*BETA+QMIN1

```

```

900 CONTINUE
    WRITE(NI,200) JBAC,JR101,QMIN1,LANO,NOBV1
    WRITE(NI,902) GAM,BETA
902 FORMAT(/,10X,'DISTRIBUICAO GAMA APLICADA AO MODELO',/,
110X,'PARAMETRO DE FORMA = ',F6.3,3X,'PARAMETRO DE ESCALA',
2' = ',F6.1)
    WRITE(NI,202)
    WRITE(NI,203) (IPT(I),QENCH(I),I=1,NPER)
    WRITE(NI,220)
    AA=ALOG(QM)-QML
    GAM=(1.+SQRT(1.+4.*AA/3.))/(4.*AA)
    BETA=QM/GAM
    II=0
    DO 904 NC=1,NCL1
    IF(ICNC) 901,903,901
901 VT12=FU(NC)
    CALL DGINV(VT12,GAM,X1)
    X1G(NC)=X1
903 U(NC)=X1G(NC)*BETA
904 CONTINUE
    CALL TX2(QMAX1,NCL,NCL1,U,NFQ,QUI2,NOBV1,G,XNSIG)
    WRITE(NI,226) XNSIG
    DO 906 I=1,NOBV1
    XT=QMAX1(I)/BETA
    CALL DGAMA(XT,GAM,SOMA,FG)
    FEX(I)=FG
906 CONTINUE
    CALL TSK(FEX,PO,NOBV1,DIF,DIMAX,XNSIG)
    WRITE(NI,234) XNSIG

C
C
C   DISTRIBUICAO DE GUMBEL COM UMA VARIABEL
C
    MV=-1
    CALL GUMB(QMAX1,F,QM,DP,QENCH,U,FU,NCL1,FEX,NOBV1,
1QMIN1,DT,MV,PP,QLOG1,QML,DPL,NPER)
    WRITE(NI,200) JBAC,JR101,QMIN1,LANO,NOBV1
    WRITE(NI,207)
207 FORMAT(/,10X,'DISTRIBUICAO DE GUMBEL COM UMA VARIABEL')

```

```

WRITE(NI,202)
WRITE(NI,203) (IPT(I),QENCH(I),I=1,NPER)
WRITE(NI,220)
CALL TX2(QMAX1,NCL,NCL1,U,NFQ,QUI2,NOBV1,G,XNSIG)
WRITE(NI,226) XNSIG
CALL TSK(FEX,PO,NOBV1,DIF,DIMAX,XNSIG)
WRITE(NI,234) XNSIG

```

```

C
C
C  DISTRIBUICAO LOG-GUMBEL COM UMA VARIABEL

```

```

MV=0
CALL GUMB(QMAX1,F,QM,DP,QENCH,U,FU,NCL1,FEX,NOBV1,
1 QMIN1,DT,MV,PP,QLOG2,QML,DPL,NPER)
WRITE(NI,200) JBAC,JRIO1,QMIN1,LANO,NOBV1
WRITE(NI,208)
208 FORMAT(/,10X,'DISTRIBUICAO LOG-GUMBEL COM UMA VARIABEL')
WRITE(NI,202)
WRITE(NI,203) (IPT(I),QENCH(I),I=1,NPER)
WRITE(NI,220)
CALL TX2(QMAX1,NCL,NCL1,U,NFQ,QUI2,NOBV1,G,XNSIG)
WRITE(NI,226) XNSIG
CALL TSK(FEX,PO,NOBV1,DIF,DIMAX,XNSIG)
WRITE(NI,234) XNSIG

```

```

C
C  INCREMENTOS NAS DESCARGAS BASE DE ENCHENTES INICIAIS
-----IV=IV+1-----

```

```

IF(IV-NIN) 703,703,704
703 QMIN1=QMIN1*1.05
    QMIN2=QMIN2*1.05
    GO TO 34
704 CONTINUE

```

```

C
C  PERIODO DE RETORNO OBSERVADO
DO 70 I=1,NOBV1
  II=NOBV1+1-I
  QMAXD(I)=QMAX1(II)
  PR(I)=FLOAT(LANO+1)/FLOAT(I)
70 CONTINUE
  WRITE(NI,75)

```

```

75 FORMAT(1H1,10X,'VAZÕES HISTÓRICAS')
WRITE(NI,180) (PR(I),QMAXD(I),I=1,NOBV1)
180 FORMAT(10X,F7.2,10X,F15.2)
C
IF(LV-NOBV1) 998,999,999
998 CONTINUE
999 CONTINUE
C
C VERIFICAÇÃO DO NÚMERO DE POSTOS A SEREM ANALISADOS
IF(ICB-NPOST) 701,702,702
701 ICB=ICB+1
GO TO 5
C
702 STOP
END
C
C
C SUBROUTINE SRMD(Q,N,QM,DP,CA)
C
C EFETUA A ESTIMATIVA DA MÉDIA, DESVIO PADRÃO E COEFICIENTE
C DE ASSIMETRIA DE UMA DADA AMOSTRA
C
C DESCRIÇÃO DOS PARÂMETROS
C Q = VALORES DA AMOSTRA
C N = NÚMERO TOTAL DE OBSERVAÇÕES
C QM = MÉDIA
C DP = DESVIO PADRÃO
C CA = COEFICIENTE DE ASSIMETRIA
C
DIMENSION Q(1),SOMA(4)
DO 8000 J=1,4
SOMA(J)=0.
8000 CONTINUE
DO 8010 J=1,4
DO 8010 I=1,N
QQ=Q(I)
SOMA(J)=SOMA(J)+QQ**J
8010 CONTINUE

```

```

C
C  MEDIA AMOSTRAL
C  QM=SOMA(1)/FLOAT(N)

C
C  DESVIO PADRAO AMOSTRAL
C  DP=((FLOAT(N)/FLOAT(N-1))*((SOMA(2)/FLOAT(N))-QM**2))
C  DP=SQRT(DP)

C
C  COEFICIENTE DE ASSIMETRIA
C  A1=FLOAT(N)**2
C  A2=3.*FLOAT(N)
C  A3=SOMA(1)
C  A3=A3**3
C  A4=FLOAT(N)
C  A5=FLOAT(N-1)
C  A6=FLOAT(N-2)
C  A7=A4*A5*A6*(DP**3)
C  CA=(A1*SOMA(3)-A2*SOMA(1)*SOMA(2)+2.*A3)/A7

C
C  RETURN
C  END

C
C
C
C  SUBROUTINE CCORR(DPX,DPY,XM,YM,NOB1,Q11,Q12,ND,CCO)
C  DIMENSION Q11(1),Q12(1)
C  -----
C
C  ESTIMATIVA DO COEFICIENTE DE CORRELACAO
C
C  DESCRICAO DOS PARAMETROS
C  DPX = DESVIO PADRA DA VARIABEL X
C  DPY = DESVIO PADRAO DA VARIABEL Y
C  XM = MEDIA DA VARIABEL X
C  YM = MEDIA DA VARIABEL Y
C  NOB1 = NUMERO DE OBSERVACOES DA VARIABEL X
C  Q11 = VALORES DA VARIABEL X
C  Q12 = VALORES DA VARIABEL Y
C  ND = (NUMERO DE OBSERVACOES DE Y)-(NOB1)
C  CCO = COEFICIENTE DE CORRELACAO

```

```

C
  SOMA=0.
  DO 200 I=1,NOB1
    SOMA=SOMA+(Q11(I)-XM)*(Q12(I+ND)-YM)
200 CONTINUE
  CCO=SOMA/(NOB1*DPX*DPY)
  RETURN
  END

```

```

C
C
C
  SUBROUTINE ORDE(Q1,NOB)
C
C   SUB-ROTINA QUE EXECUTA A ORDENACAO DECRESCENTE DAS VAZOES
C
C   DESCRICAO DOS PARAMETROS
C   Q1 = VALORES A SEREM ORDENADOS
C   NOB = NUMERO TOTAL DE VALORES Q1
C

```

```

  DIMENSION Q1(1)
  NOB=NOB-1
5000 K=0
  I=0
5010 I=I+1
  IF(Q1(I)-Q1(I+1))5030,5030,5020
5020 TEMP=Q1(I)
  Q1(I)=Q1(I+1)
  Q1(I+1)=TEMP
  K=1
5030 IF(I-NOB)5010,5040,5040
5040 IF(K)5050,5050,5000
5050 NOB=NOB+1
  RETURN
  END

```

```

C
C
C
  SUBROUTINE BEDI(A,B,N1,N2,F,QENCH,QMIN1,QMIN2,
  INCL1,U,FU,PP,ND,FEX,QMAX1,NOBV1,QM,NPER,DT,I1)

```

DISTRIBUICAO EXPONENCIAL APLICADA AO MODELO

DESCRICAO DOS PARAMETROS

A = Q11

B = Q12

N1 = NOB1

N2 = NOB2

F = F(X)

QENCH = ENCHENTES CALCULADAS

QMIN1 = VAZAO BASE DE ENCHENTE DO POSTO JRIO1

QMIN2 = VAZAO BASE DE ENCHENTE DO POSTO JRIO2

NCL1 = NCL-1

U = VALORES LIMITES DOS INTERVALOS DE CLASSE

FU = PROBABILIDADES DE CADA VALOR LIMITE DE CLASSE

PP = 1-P00-P01

ND = NOB2-NOB1

FEX = PROBABILIDADE F(X) DA AMOSTRA

QMAX1 = SERIE DE DURACAO PARCIAL DO POSTO JRIO1

NOBV1 = NUMERO DE VALORES QMAX1

QM = MEDIA DE QMAX1

NPER = NUMERO DE PERIODOS DE RETORNO DESEJADOS

DT = NUMERO DE INTERVALOS POR ANO EM QUE FORAM DIVIDIDAS

AS OBSERVACOES DOS POSTOS A E B

I1 = INICIO DAS OBSERVACOES PARA O POSTO JRIO1, COM A

~~VARIACAO DO PERIODO DE OBSERVACAO~~

DIMENSION A(1),B(1),F(1),QENCH(1),U(1),FU(1)

~~1~~,FEX(1),QMAX1(1)

N1=6

M0=0

N00=0

N10=0

N01=0

N11=0

CALCULO DO NUMERO DE VEZES EM QUE OCORRERAM OS EVENTOS
(0,0) , (1,0) , (0,1) E (1,1)

```

      DO 1010 I=1,N1
      A(I)=A(I)-QMIN1
1010  CONTINUE
      DO 1030 I=1,N2
      B(I)=B(I)-QMIN2
1030  CONTINUE
      DO 1100 I=11,N1
      IF(A(I)) 1040,1040,1060
1040  IF(B(I+ND)) 1050,1050,1070
1050  N00=N00+1
      GO TO 1100
1060  IF(B(I+ND)) 1080,1080,1090
1070  N01=N01+1
      GO TO 1100
1080  N10=N10+1
      GO TO 1100
1090  N11=N11+1
1100  CONTINUE
      DO 1130 I=1,ND
      IF(B(I)) 1110,1110,1130
1110  M0=M0+1
1130  CONTINUE
      M1=ND-M0
C      ESTIMATIVA DAS PROBABILIDADES DE OCORRENCIA DOS EVENTOS
C
      C3=FLOAT(N00+N10)
      C4=FLOAT(N00+N10+M0)
      C5=FLOAT(N01+N11)
      C6=FLOAT(N01+N11+ND-M0)
      IF((C3.EQ.0.).OR.(C5.EQ.0.)) GO TO 1370
      P00=(FLOAT(N00)/C3)*(C4/FLOAT(N2))
      P10=(FLOAT(N10)/C3)*(C4/FLOAT(N2))
      P01=(FLOAT(N01)/C5)*(C6/FLOAT(N2))
      P11=(FLOAT(N11)/C5)*(C6/FLOAT(N2))
C
C      UY = PARAMETRO DA DISTRIBUICAO EXPONENCIAL
      UY=1./(QM-QMIN1)
C
      PP=1.-P00-P01

```



```

C
C ESTIMATIVAS DAS ENCHENTES MAXIMAS
C
DO 1190 I=1,NPER
FF=1.-F(I)**(1./DT)
QENCH(I)=(1./UY)*ALOG(PP/FF)+QMIN1
1190 CONTINUE

```

```

C
WRITE(NI,1200) N00,N11,N01,N10,M0,M1
1200 FORMAT(/,10X,54('*'),/,10X,'*',52X,'*',/,10X,'*',10X,
1'NUMERO DE OCORRENCIA DOS EVENTOS',10X,'*',/,10X,'*',52X,
2'*',/,10X,54('*'),/,10X,'*',52X,'*',/,10X,'*',1X,'N00=',I3,
32X,'N11=',I3,2X,'N01=',I3,2X,'N10=',I3,2X,'M0=',I3,2X,'M1='
4,I3,1X,'*',/,10X,'*',52X,'*',/,10X,54('*'))
WRITE(NI,1210)
1210 FORMAT(/,10X,54('*'),/,10X,'*',52X,'*',/,10X,'*',6X,'PRO',
1'BABILIDADES DE OCORRENCIA DOS EVENTOS',6X,'*',/,10X,'*',52
2X,'*',/,10X,54('*'),/,10X,'*',52X,'*',/,10X,'*',19X,'A ( 0'
3,' )',12X,'A ( 1 )',7X,'*',/,10X,'*',52X,'*',/,10X,54('*'),
4/,10X,'*',52X,'*')
WRITE(NI,1220) P00,P10,P01,P11
1220 FORMAT(10X,'*',4X,'B ( 0 )',6X,'P00 = ',F5.3,8X,'P10 = ',
1F5.3,5X,'*',/,10X,'*',52X,'*',/,10X,'*',4X,'B ( 1 )',6X,
2'P01 = ',F5.3,8X,'P11 = ',F5.3,5X,'*',/,10X,'*',52X,'*',/,
310X,54('*'))
-----
XMM=1./QM
DO 1330 NC=1,NCL1
TF=1.-FU(NC)
U(NC)=-ALOG(TF)/XMM
1330 CONTINUE
DO 1340 I=1,NOBV1
FEX(I)=1.-EXP(-XMM*QMAX1(I))
1340 CONTINUE
DO 1350 I=1,N1
A(I)=A(I)+QMIN1
1350 CONTINUE
DO 1360 I=1,N2
B(I)=B(I)+QMIN2
1360 CONTINUE

```

1370 RETURN
END

C
C
C

SUBROUTINE TX2(QMAXE,NCL,NCL1,U,NFQ,QUI2,NOBVM,G,XNSIG)
TESTE QUI-QUADRADO

C
C
C
C
C
C
C
C
C
C
C

QMAXE = VALORES OBSERVADOS
NCL = NUMERO DE CLASSES
NCL1 = NCL-1
QUI2 = QUI-QUADRADO OBSERVADO
NOBVM = NUMERO DE OBSERVACOES
G = NUMERO DE GRAUS DE LIBERDADE
XNSIG = PROBABILIDADE DE X MENOR OU IGUAL A X,
PARA A DISTRIBUICAO QUI-QUADRADO

DIMENSION QMAXE(1),U(1),NFQ(1)

SNFQ=0.

DO 9000 NC=1,NCL

NFQ(NC)=0.

9000 CONTINUE

DO 9012 I=1,NOBVM

IF(QMAXE(I)-U(1)) 9005,9005,9010

9005 NFQ(1)=NFQ(1)+1

GO TO 9012

9010 IF(QMAXE(I)-U(NCL1)) 9012,9012,9011

9011 NFQ(NCL)=NFQ(NCL)+1

9012 CONTINUE

DO 9020 NC=2,NCL1

DO 9018 I=1,NOBVM

IF(QMAXE(I)-U(NC)) 9016,9016,9018

9016 IF(QMAXE(I)-U(NC-1)) 9018,9018,9017

9017 NFQ(NC)=NFQ(NC)+1

9018 CONTINUE

9020 CONTINUE

DO 9030 NC=1,NCL

NFQT=NFQ(NC)**2

TNFQ=FLOAT(NFQT)

```

          SNFQ=SNFQ+TNFQ
9030  CONTINUE
          QUI2=(FLOAT(NCL)/FLOAT(NOBYM))*SNFQ-FLOAT(NOBYM)
          CALL CDTR(QUI2,G,XNSIG,D,IER)
          RETURN
        END

```

C
C
C

```

        SUBROUTINE CDTR(X,G,P,D,IER)

```

C
C
C
C

```

        SUB-ROTINA QUE CALCULA F(X) , ONDE X SEGUE A DISTRIBUICAO
        QUI-QUADRADO COM G GRAUS DE LIBERDADE

```

C
C
C
C
C
C
C

```

        DESCRICAO DOS PARAMETROS

```

```

        X = ARGUMENTO DADO

```

```

        G = NUMERO DE GRAUS DE LIBERDADE

```

```

        P = F(X)

```

```

        D = FUNCAO DENSIDADE

```

```

        IER = CODIGO DE ERRO

```

C
C
C
C
C
C

```

        SUB-ROTINAS REQUERIDAS

```

```

        DLGAM

```

```

        DN

```

```

----- DOUBLE PRECISION--XX,DLXX,X2,DLX2,GG,G2,DLT3,THETA,THP1,-----
        1GLG2,DD,T11,SER,CC,XI,FAC,TLOG,TERM,GTH,A2,A,B,C,DT2,DT3,
        2THPI

```

```

        IF(G-(.5-1.E-5)) 590,10,10

```

```

10  IF(G-2.E+5) 20,20,590

```

```

20  IF(X) 590,30,30

```

```

30  IF(X-1.E-8) 40,40,80

```

```

40  P=0.0

```

```

        IF(G-2.) 50,60,70

```

```

50  D=1.E75

```

```

        GO TO 610

```

```

60  D=0.5

```

```

        GO TO 610

```

```

70  D=0.0

```

```

      GO TO 610
80  IF(X-1.E+6) 100,100,90
90  D=0.0
      P=1.0
      GO TO 610
100 XX=DBLE(X)
      DLXX=DLOG(XX)
      X2=XX/2.00
      DLX2=DLOG(X2)
      GG=DBLE(G)
      G2=GG/2.00
      CALL DLGAM(G2,GLG2,IOK)
      DD=(G2-1.00)*DLXX-X2-G2*.6931471805599453 -GLG2
      IF(DD-1.68D02) 110,110,120
110 IF(DD+1.68D02) 130,130,140
120 D=1.E75
      GO TO 150
130 D=0.0
      GO TO 150
140 DD=DEXP(DD)
      D=SNGL(DD)
150 IF(G-1000.) 160,160,180
160 IF(X-2000.) 190,190,170
170 P=1.0
      GO TO 610
180 A=DLOG(XX/GG)/3.00
      A=DEXP(A)
      B=2.00/(9.00*GG)
      C=(A-1.00+B)/DSQRT(B)
      SC=SNGL(C)
      CALL DN(SC,P,DUMMY)
      GO TO 490
190 K= IDINT(G2)
      THETA=G2-DFLOAT(K)
      IF(THETA-1.D-8) 200,200,210
200 THETA=0.00
210 THP1=THETA+1.00
      IF(THETA) 230,230,220
220 IF(XX-10.00) 260,260,320

```

```

230 IF(X2-1.68D02) 250,240,240
240 T1=1.0
    GO TO 400
250 T11=1.D0-DEXP(-X2)
    T1=SNGL(T11)
    GO TO 400
260 SER=X2*(1.D0/THP1 -X2/(THP1+1.D0))
    J=+1
    CC=DFLOAT(J)
    DO 270 IT1=3,30
        XI=DFLOAT(IT1)
        CALL DLGAM(XI,FAC,IOK)
        TLOG= XI*DLX2-FAC-DLOG(XI+THETA)
        TERM=DEXP(TLOG)
        TERM=DSIGN(TERM,CC)
        SER=SER+TERM
        CC=-CC
        IF(DABS(TERM)-1.D-9) 280,270,270
270 CONTINUE
    GO TO 600
280 IF(SER) 600,600,290
290 CALL DLGAM(THP1,GTH,IOK)
    TLOG=THETA*DLX2+DLOG(SER)-GTH
    IF(TLOG+1.68D02) 300,300,310
300 T1=0.0
    GO TO 400
-----
310 T11=DEXP(TLOG)
    T1=SNGL(T11)
    GO TO 400
320 A2=0.D0
    DO 340 I=1,25
        XI=DFLOAT(I)
        CALL DLGAM(THP1,GTH,IOK)
        T11=-(13.D0*XX)/XI +THP1*DLOG(13.D0*XX/XI) -GTH-DLOG(XI)
        IF(T11+1.68D02) 340,340,330
330 T11=DEXP(T11)
    A2=A2+T11
340 CONTINUE
    A=1.01282051+THETA/156.D0-XX/312.D0

```

```

      B=DABS(A)
      C = -X2+THP1*DLX2+DLOG(B)-GTH-3.951243718581427
      IF(C+1.68D02) 370,370,350
350  IF (A) 360,370,380
360  C=-DEXP(C)
      GO TO 390
370  C=0.00
380  C=DEXP(C)
390  C=A2+C
      T11=1.00-C
      T1=SNGL(T11)
400  IF(G-2.) 420,410,410
410  IF(G-4.) 450,460,460
420  CALL DLGAM(THP1,GTH,IOK)
      DT2=THETA*DLXX-X2-THP1*.6931471805599453 -GTH
      IF(DT2+1.68D02) 430,430,440
430  P=T1
      GO TO 490
440  DT2=DEXP(DT2)
      T2=SNGL(DT2)
      P=T1+T2+T2
      GO TO 490
450  P=T1
      GO TO 490
460  DT3=0.00
      DO 480- I3=2,K
      THPI=DFLOAT(I3)+THETA
      CALL DLGAM(THPI,GTH,IOK)
      DLT3=THPI*DLX2-DLXX-X2-GTH
      IF(DLT3+1.68D02) 480,480,470
470  DT3=DT3+DEXP(DLT3)
480  CONTINUE
      T3=SNGL(DT3)
      P=T1-T3-T3
490  IF(P) 500,520,520
500  IF(ABS(P)-1.E-7) 510,510,600
510  P=0.0
      GO TO 610
520  IF(1.-P) 530,550,550

```

```

530 IF(ABS(1.-P)-1.E-7) 540,540,600
540 P=1.0
    GO TO 610
550 IF(P-1.E-8) 560,560,570
560 P=0.0
    GO TO 610
570 IF((1.0-P)-1.E-8) 580,580,610
580 P=1.0
    GO TO 610
590 IER=-1
    D=-1.E75
    P=-1.E75
    GO TO 620
600 IER=+1
    P= 1.E75
    GO TO 620
610 IER=0
620 RETURN
    END

```

```

C
C
C
    SUBROUTINE DLGAM(XX,DLNG,IER)
C
C    CALCULA EM PRECISAO EXTENDIDA O LOGARITMO NATURAL DA FUNCAO
C    GAMA PARA UM DADO ARGUMENTO EM PRECISAO EXTENDIDA
C
C    DESCRICAO DOS PARAMETROS
C    XX = ARGUMENTO DADO
C    DLNG = VALOR RESULTANTE DA FUNCAO GAMA
C    IER = CODIGO DE ERRO
C

```

```

    DOUBLE PRECISION XX,ZZ,TERM,RZ2,DLNG
    IER=0
    ZZ=XX
    IF(XX-1.D10) 2,2,1
1 IF(XX-1.D70) 8,9,9
2 IF(XX-1.D-9) 3,3,4
3 IER=-1

```

```

      DLNG=-1.D75
      GO TO 10
4    TERM=1.D0
5    IF(ZZ-18.D0) 6,6,7
6    TERM=TERM*ZZ
      ZZ=ZZ+1.D0
      GO TO 5
7    RZZ=1.D0/ZZ**2
      DLNG =(ZZ-0.5D0)*DLOG(ZZ)-ZZ +0.9189385332046727 -
      1DLOG(TERM)+(1.D0/ZZ)*( .8333333333333333D-1-(RZZ*(.27777777
      277777777D-2+(RZZ*(.7936507936507936D-3-(RZZ*(.595238095238
      30952D-3))))))
      GO TO 10
8    DLNG=ZZ*(DLOG(ZZ)-1.D0)
      GO TO 10
9    IER=+1
      DLNG=1.D75
10   RETURN
      END

```

```

SUBROUTINE DN(X,P,D)

```

```

SUB-ROTINA QUE CALCULA F(X), ONDE X E UMA VARIAVEL
ALEATORIA COM DISTRIBUICAO NORMAL REDUZIDA

```

```

DESCRICAO DOS PARAMETROS

```

```

X = ARGUMENTO DADO

```

```

P = F(X)

```

```

D = FUNCAO DENSIDADE

```

```

AX=ABS(X)

```

```

T=1.0/(1.0+.2316419*AX)

```

```

D=0.3989426*EXP(-X*X/2.0)

```

```

P=1.0-D*T*(((1.330274*T-1.821256)*T+1.781478)*T-0.3565638)
1*T+0.3193815)

```

```

IF(X) 1,2,2

```

```

1 P=1.0-P

```


2 RETURN
END

SUBROUTINE TSK(PT,PO,NOBVM,DIF,DIMAX,XNSIG)

TESTE DE SMIRNOV-KOLMOGOROV

DESCRICAO DOS PARAMETROS

PT = DISTRIBUICAO DE PROBABILIDADE TEORICA

PO = DISTRIBUICAO DE PROBABILIDADE AMOSTRAL

NOBVM = NUMERO TOTAL DE OBSERVACOES

DIF = ABS(PO-PT)

DIMAX = VALOR MAXIMO DE DIF

XNSIG = F(X) = VALOR RESULTANTE DA FUNCAO DE SMIRNOV

DIMENSION PO(1),PT(1),DIF(1)

DO 2 I=1,NOBVM

PO(I)=FLOAT(I)/FLOAT(NOBVM+1)

DIF(I)=ABS(PO(I)-PT(I))

2 CONTINUE

DIMAX=DIF(1)

DO 4 I=2,NOBVM

IF(DIMAX-DIF(I)) 3,4,4

3 DIMAX=DIF(I)

4 CONTINUE

DELTA=DIMAX*SQRT(FLOAT(NOBVM))

CALL SMIRN(DELTA,XNSIG)

RETURN

END

SUBROUTINE SMIRN(X,Y)

SUB-ROTINA QUE CALCULA O VALOR LIMITE DA FUNCAO DE
DISTRIBUICAO DO TESTE ESTATISTICO DE SMIRNOV-KOLMOGOROV

C DESCRICAO DOS PARAMETROS
 C X = ARGUMENTO DA FUNCAO DE SMIRNOV
 C Y = VALOR RESULTANTE DA FUNCAO DE SMIRNOV
 C

```

    IF(X-.27) 1,1,2
1  Y=0.0
    GO TO 9
2  IF(X-1.0) 3,6,6
3  C1=EXP(-1.233701/X**2)
    C2=C1*C1
    C4=C2*C2
    C8=C4*C4
    IF(C8-1.0E-25) 4,5,5
4  C8=0.
5  Y=(2.506628/X)*C1*(1.0+C8*(1.0+C8*C8))
    GO TO 9
6  IF(X-3.1) 8,7,7
7  Y=1.0
    GO TO 9
8  C1=EXP(-2.0*X*X)
    C2=C1*C1
    C4=C2*C2
    C8=C4*C4
    Y=1.0-2.0*(C1-C4+C8*(C1-C8))
9  RETURN
END
```

C
 C
 C

SUBROUTINE DNI(P,X,D,IE)

C
 C
 C
 C

C CALCULA O VALOR DE X, VARIÁVEL ALEATORIA DE DISTRIBUICAO
 C NORMAL REDUZIDA, PARA UM DADO VALOR DE F(X)

C
 C
 C
 C
 C
 C

C DESCRICAO DOS PARAMETROS

C P = F(X)

C X = VALOR CALCULADO

C D = FUNCAO DENSIDADE

```

      IE=0
      IF(P) 1,4,2
1    IE=-1
      GO TO 12
2    IF(P-1.0) 7,6,1
4    X=-.999999E+74
5    D=0.
      GO TO 12
6    X=0.999999E+74
      GO TO 5
7    D=P
      IF(D-0.5) 9,9,8
8    D=1.0-D
9    T2=ALOG(1.0/(D*D))
      T=SQRT(T2)
      X=T-(2.515517+0.802853*T+0.010328*T2)/(1.0+1.432788*T+
10.189269*T2+0.001308*T*T2)
      IF(P-0.5) 10,10,11
10   X=-X
11   D=0.3989423*EXP(-X*X/2.0)
12   RETURN
      END

```

C
C
C

```

----- SUBROUTINE GUMB(QMAX1,F,QM,DP,QENCH,U,FU,NCL1,FEX,
1NOBV1,QMIN1,DT,MV,PP,QLOG1,QML,DPL,NPER)

```

C
C
C
C

SUB-ROTINA QUE COMPUTA A DISTRIBUICAO DOS VALORES EXTREMOS
DE GUMBEL

C
C
C
C

DESCRICAO DOS PARAMETROS

C
C
C
C

QMAX1 = VAZUES DA SERIE DE DURACAO PARCIAL

F = F(X)

C
C
C

QM = MEDIA DOS VALORES DE QMAX1

DP = DESVIO PADRAO DOS VALORES DE QMAX1

QENCH = ENCHENTES CALCULADAS

U = VALORES LIMITES DOS INTERVALOS DE CLASSE

FU = PROBABILIDADES DE CADA VALOR LIMITE DE CLASSE

```

C      NCL1 = NCL-1
C      FEX = PROBABILIDADE F(X) DA AMOSTRA
C      NOBV1 = NUMERO DE VALORES QMAX1
C      QMIN1 = VAZAO BASE DE ENCHENTE DO POSTO A
C      DT = NUMERO DE INTERVALOS POR ANO EM QUE FORAM DIVIDIDAS
C      AS OBSERVACOES DOS POSTOS A E B
C      MV MENOR DO QUE ZERO, DISTRIBUICAO DE GUMBEL
C      MV IGUAL A ZERO, DISTRIBUICAO DE GUMBEL APLICADO AO MODELO
C      MV MAIOR DO QUE ZERO, DISTRIBUICAO DE LOG-GUMBEL
C      PP = 1-P00-P01
C      QLOG1 = LOGARITMOS DAS VAZOES QMAX1
C      QML = MEDIA DE QLOG1
C      DPL = DESVIO PADRAO DE QLOG1
C      NPER = NUMERO DE PERIODOS DE RETORNO DESEJADOS
C
      DIMENSION QMAX1(1),F(1),QENCH(1),U(1),FU(1),FEX(1),QLOG1(1)
      AL=1./((0.7797*DP)
      IF(MV) 4015,4095,4045
4015  U1=QM-0.45*DP
C
C      ESTIMATIVAS DAS ENCHENTES MAXIMAS
C
      DO 4020 I=1,NPER
      QENCH(I)=U1-ALOG(ALOG(1./F(I)))/AL
4020  CONTINUE
      DO 4030 NC=1,NCL1
      U(NC)=U1-ALOG(ALOG(1./FU(NC)))/AL
4030  CONTINUE
      DO 4040 I=1,NOBV1
      Y=AL*(QMAX1(I)-U1)
      FEX(I)=EXP(-EXP(-Y))
4040  CONTINUE
      GO TO 4090
4045  QG=QM-QMIN1
      U1=QG-0.45*DP
      DO 4060 I=1,NPER
      QENCH(I)=U1-ALOG(ALOG(PP/(F(I)**(1./DT)-1.+PP)))/AL+QMIN1
4060  CONTINUE
      GO TO 4090

```

```

4095 AL=1./(0.7797*DPL)
      U1=QML-0.45*DPL
      DO 4100 I=1,NPER
        QENCH(I)=U1-ALOG(ALOG(1./F(I)))/AL
        QENCH(I)=EXP(QENCH(I))
4100 CONTINUE
      DO 4110 NC=1,NCL1
        U(NC)=U1-ALOG(ALOG(1./FU(NC)))/AL
        U(NC)=EXP(U(NC))
4110 CONTINUE
      DO 4120 I=1,NOBV1
        Y=AL*(QLOG1(I)-U1)
        VT=EXP(-EXP(-Y))
        FEX(I)=VT
4120 CONTINUE
4090 RETURN
      END

```

C
C
C

SUBROUTINE DGINV(F,GAM,X1)

C
C
C
C

SUB-ROTINA QUE CALCULA F(X), ONDE X E UMA VARIÁVEL
ALEATORIA SEGUINDO A DISTRIBUIÇÃO GAMA

C
C
C
C
C

----- DESCRIÇÃO DOS PARÂMETROS -----

F = PROBABILIDADE DESEJADA

GAM = PARÂMETRO DE FORMA

X1 = ARGUMENTO DA DISTRIBUIÇÃO CALCULADO

```

      TOL=0.01
      IF(II) 30,30,1
30    II=II+1
      VT1=F**2
      VT2=GAM-1.
      IF(VT2) 210,22,22
22    VT3=1.0462*F
      VT4=2.*F*(1.-F)
      VT5=VT3/(1.-0.7404*VT1)

```

```

      IF(F-0.5) 24,26,26
24  X0=VT5+(0.49+VT4)*VT2
      X0=ABS(X0)
      GO TO 28
26  X0=VT5+(1.51-VT4)*VT2
      X0=ABS(X0)
28  CONTINUE
      GO TO 1
210 IF(F-0.5) 220,220,212
212 B=1.309*F/(1.-0.6258*VT1)
      IF(F-0.9) 214,216,216
214 A=-0.1
      GO TO 218
216 A=(0.015*F/(1.-F))-0.06
218 CONTINUE
      X0=B*GAM+A
      X0=ABS(X0)
      GO TO 1
220 B=1.5*F-0.033
      A=-0.1*B
      X0=B*GAM+A
      X0=ABS(X0)
1  CALL DGAMA(X0,GAM,FG)
      DIF=F-FG
      IF(DIF) 2,3,4
2  VT=-1.
      GO TO 5
3  VT=0.
      GO TO 6
4  VT=1.
5  DIF=ABS(DIF)
      IF(DIF-TOL) 6,6,7
6  X1=X0
      GO TO 12
7  CONTINUE
      IF((DIF.LT.1.0).AND.(DIF.GE.0.9)) XINCR=1.5
      IF((DIF.LT.0.9).AND.(DIF.GE.0.8)) XINCR=0.8
      IF((DIF.LT.0.8).AND.(DIF.GE.0.7)) XINCR=0.5
      IF((DIF.LT.0.7).AND.(DIF.GE.0.6)) XINCR=0.3

```

```

      IF((DIF.LT.0.6).AND.(DIF.GE.0.5)) XINCR=0.2
      IF((DIF.LT.0.5).AND.(DIF.GE.0.4)) XINCR=0.14
      IF((DIF.LT.0.4).AND.(DIF.GE.0.3)) XINCR=0.08
      IF((DIF.LT.0.3).AND.(DIF.GE.0.2)) XINCR=0.05
      IF((DIF.LT.0.2).AND.(DIF.GE.0.1)) XINCR=0.008
      IF((DIF.LT.0.1).AND.(DIF.GT.0.07)) XINCR=0.004
      IF((DIF.LT.0.07).AND.(DIF.GT.0.0105)) XINCR=0.001
      IF((DIF.LT.0.0105).AND.(DIF.GT.0.01)) XINCR=0.0008
      IF(GAM.GE.0.9) XINCR=XINCR*1.8
      IF(VT) 8,12,9
8     XO=XO-XINCR
      IF(XO) 10,10,11
10    XO=0.001
11    CONTINUE
      GO TO 1
9     XO=XO+XINCR
      GO TO 1
12    RETURN
      END

```

```

C
C
C
C     SUBROUTINE DGAMA(XT,GAM,FG)
C     SUB-ROTINA QUE CALCULA F(X), ONDE X E UMA VARIÁVEL
C     ALEATORIA SEGUINDO A DISTRIBUICAO GAMA

```

```

-----
C     DESCRICAO DOS PARAMETROS
C     XT = ARGUMENTO DADO
C     GAM = PARAMETRO DE FORMA
C     FG = F(X)
C

```

```

      DIMENSION VT2(50)
      VT2(1)=1.
      SOMA=1.
      DO 2 I=1,40
      VT1=XT**FLOAT(I)
      II=I+1
      VT5=GAM+FLOAT(I)
      VT2(II)=VT2(I)*VT5

```

```

SOMA1=SOMA
SOMA=SOMA+VT1/VT2(III)
DIF=ABS(SOMA-SOMA1)
IF(DIF.LE.0.0001) GO TO 3
2 CONTINUE
3 CONTINUE
VT3=XT**GAM
VT4=EXP(XT)
VT7=GAM+1.
CALL FGAMA(VT7,GX)
VT6=VT3/(GX*VT4)
FG=VT6*SOMA
RETURN
END

```

C
C
C

SUBROUTINE FGAMA(YY,GX)

C
C
C

CALCULO DA FUNCAO GAMA

C
C
C
C
C
C

DESCRICAO DOS PARAMETROS

YY = ARGUMENTO DADO

GX = VALOR CALCULADO

IF(YY-57.)6,6,4-----

4 CONTINUE

GX=12000

RETURN

6 Y=YY

ERR=0.000001

GX=1.0

IF(Y-2.0)50,50,15

10 IF(Y-2.0)110,110,15

15 Y=Y-1.0

GX=GX*Y

GO TO 10

50 IF(Y-1.0)60,120,110

60 IF(Y-ERR)62,62,80


```
62 X=FLOAT(IFIX(Y))-Y
   IF(ABS(X)-ERR)130,130,70
70 IF(Y-1.0)80,80,110
80 GX=GX/Y
   Y=Y+1.0
   GO TO 70
110 X=Y-1.0
   GY=1.0+X*(-0.5771017+X*(+0.9858540+X*(-0.8764218+X*(+0.8328212
1+X*(-0.5684729+X*(+0.2548205+X*(-0.05149930))))))
   GX=GX*GY
120 RETURN
130 CONTINUE
   RETURN
   END

/*
//GO.SYSIN DD *
/*
```