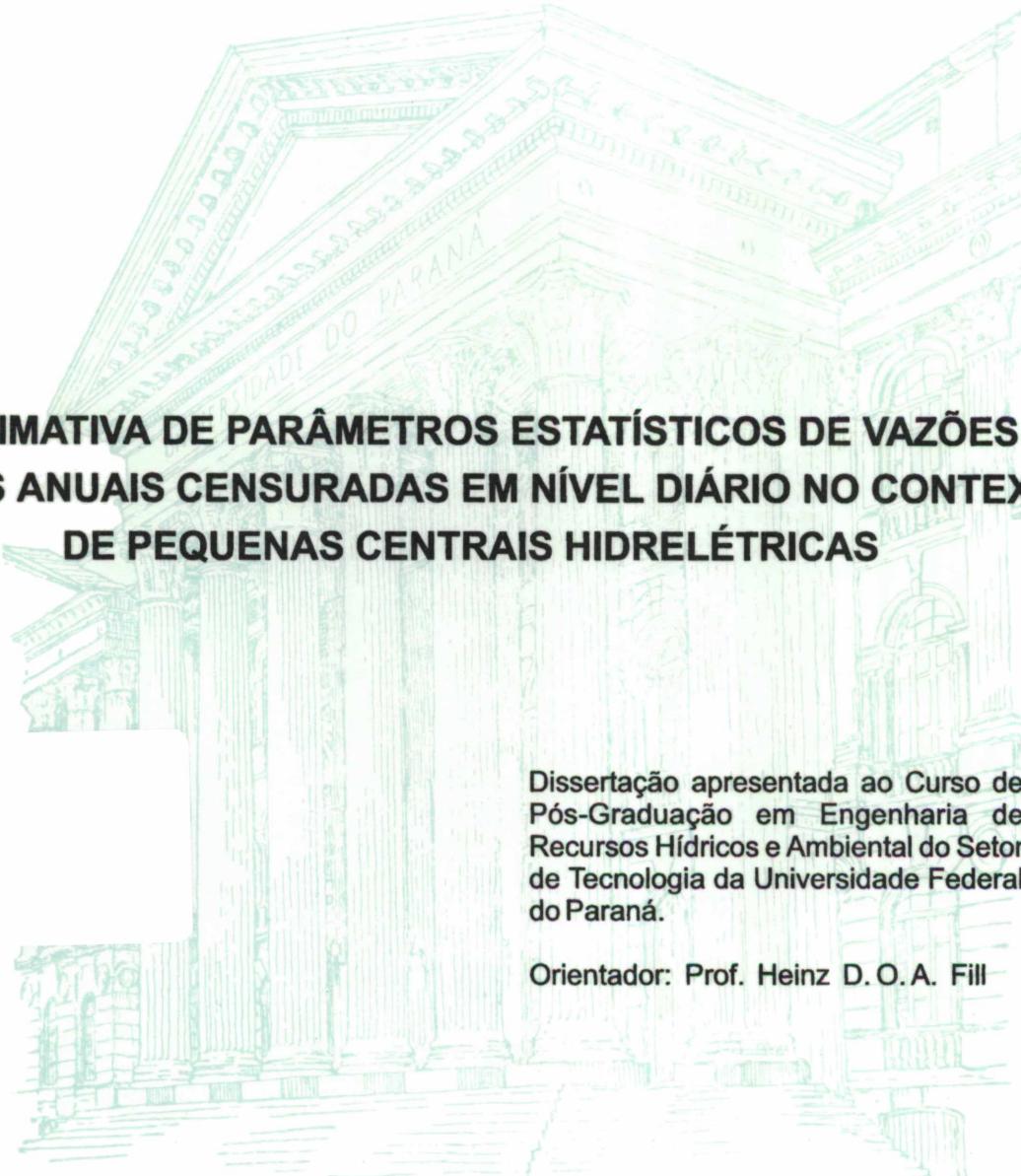


FLÁVIO JOSÉ BICCA



**ESTIMATIVA DE PARÂMETROS ESTATÍSTICOS DE VAZÕES
MÉDIAS ANUAIS CENSURADAS EM NÍVEL DIÁRIO NO CONTEXTO
DE PEQUENAS CENTRAIS HIDRELÉTRICAS**

Dissertação apresentada ao Curso de
Pós-Graduação em Engenharia de
Recursos Hídricos e Ambiental do Setor
de Tecnologia da Universidade Federal
do Paraná.

Orientador: Prof. Heinz D. O. A. Fill

CURITIBA

2003

**PARECER CONJUNTO
DA
COMISSÃO EXAMINADORA DA DISSERTAÇÃO DE MESTRADO**

ALUNA: FLÁVIO JOSÉ BICCA

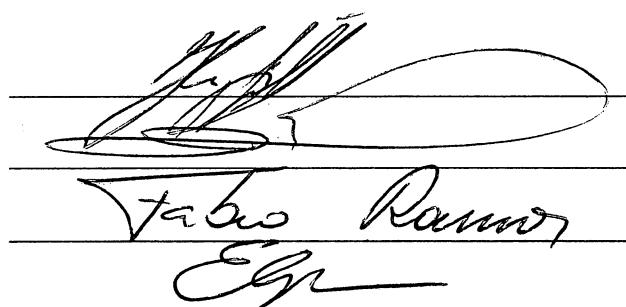
TÍTULO DA DISSERTAÇÃO: ESTIMATIVA DE PARÂMETROS ESTATÍSTICOS DE VAZÕES MÉDIAS ANUAIS CENSURADAS EM NÍVEL DIÁRIO NO CONTEXTO DE PEQUENAS CENTRAIS HIDRELÉTRICAS

Tendo examinado o candidato, os membros da Comissão manifestam-se favoráveis à concessão do grau de Mestre, atribuindo-lhe pela defesa da dissertação os conceitos a seguir indicados.

Prof. Heinz Dieter Fill	-	nota: <u>Dez. (10,0)</u>
Prof. Henrique de Melo Lisboa	-	nota <u>9,5</u>
Prof. Fábio Ramos	-	nota: <u>9,5</u>
Prof. Eloy Kaviski	-	nota: <u>9,5</u>
Média aritmética		<u>9,6</u>
CONCEITO MÉDIO FINAL		<u>A</u>

Curitiba, 16 de julho de 2003

Prof. Heinz Dieter Fill



Handwritten signatures of the examiners: Heinz Dieter Fill, Henrique de Melo Lisboa, Fábio Ramos, and Eloy Kaviski, all in cursive script.

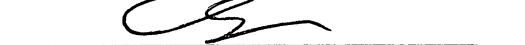
Prof. Henrique de Melo Lisboa

Prof. Fábio Ramos

Prof. Eloy Kaviski

1 ATA DE REUNIÃO DA COMISSÃO EXAMINADORA DA DISSERTAÇÃO
2 DE MESTRADO DO ALUNO FLÁVIO JOSÉ BICCA

3 Às treze horas e trinta minutos do dia dezesseis de julho de dois mil e três, em sessão pública realizada no
4 auditório Prof. Sinildo Hermes Neidert – CEHPAR – no Setor de Tecnologia da UFPR, procedeu-se à
5 defesa da dissertação de mestrado intitulada “Estimativa de parâmetros estatísticos de vazões médias
6 anuais censuradas em nível diário no contexto de pequenas centrais hidrelétricas” A Comissão
7 Examinadora foi constituída pelo professor Henrique de Melo Lisboa da Universidade Federal de Santa
8 Catarina - UFSC , e pelos professores Heinz Dieter Fill, - orientador do aluno, Fábio Ramos e Eloy
9 Kaviski, docentes do próprio curso. A Comissão foi presidida pelo professor orientador, em acordo com o
10 Regimento Interno do Curso. Aberta a sessão o presidente agradeceu a presença dos demais membros da
11 Comissão e solicitou ao candidato que fizesse uma breve retrospectiva de sua formação acadêmica e de
12 suas atividades profissionais. O candidato atendeu ao pedido do presidente passando, em seguida, à
13 exposição sobre seu trabalho de dissertação. Ao término da apresentação foi iniciada a defesa
14 propriamente , através de debate entre o aluno e os examinadores. Por sugestão do presidente o candidato
15 foi primeiramente argüido pelo professor convidado, Henrique de Melo, seguindo-se debates com Prof.
16 Fábio Ramos , Eloy Kaviski e, por último, com o professor orientador. Paralelamente à argüição os
17 membros da Comissão indicaram correções e sugestões a serem consideradas na dissertação. Encerrada a
18 parte pública da sessão, a Comissão se reuniu reservadamente para discutir a defesa do candidato. Os
19 membros da Comissão deram seus pareceres por escrito, declarando-se favoráveis à concessão do grau de
20 Mestre ao candidato e atribuindo-lhe as seguintes notas: professor Henrique de Melo: “ 9,5”; prof. Fábio
21 Ramos: “9,5”; prof. Eloy Kaviski ”9,5” e prof. Heinz Fill: “10,0”. A partir das notas individuais foi
22 calculada a média aritmética, que resultou “9,6“, e que corresponde ao conceito médio final “A”. O
23 presidente da Comissão determinou, de acordo com as normas em vigor, o prazo de sessenta dias para o
24 candidato proceder às correções indicadas pelos membros da Comissão, antes da impressão final da
25 dissertação, ficando sob responsabilidade do orientador a verificação final de conformidade. Em seguida o
26 presidente tornou pública a decisão da Comissão Examinadora, cumprimentando o candidato pelo
27 trabalho realizado. Nada mais havendo a tratar, o presidente deu por encerrada a sessão, da qual se lavrou
28 a presente ata que é assinada por todos os membros da Comissão, que a aprovam.

29
30 Prof. Heinz Dieter Fill - Presidente 
31
32 Prof. Henrique de Melo Lisboa - Membro 
33
34 Prof. Fábio Ramos - Membro 
35
36 Prof. Eloy Kaviski - Membro 

FLÁVIO JOSÉ BICCA

**ESTIMATIVA DE PARÂMETROS ESTATÍSTICOS DE VAZÕES
MÉDIAS ANUAIS CENSURADAS EM NÍVEL DIÁRIO NO CONTEXTO
DE PEQUENAS CENTRAIS HIDRELÉTRICAS**

Dissertação apresentada ao Curso de
Pós-Graduação em Engenharia de
Recursos Hídricos e Ambiental do Setor
de Tecnologia da Universidade Federal
do Paraná.

Orientador: Prof. Heinz D. O. A. Fill

CURITIBA
2003

TERMO DE APROVAÇÃO

FLÁVIO JOSÉ BICCA

ESTIMATIVA DE PARÂMETROS ESTATÍSTICOS DE VAZÕES MÉDIAS
ANUAIS CENSURADAS EM NÍVEL DIÁRIO NO CONTEXTO DE PEQUENAS
CENTRAIS HIDRELÉTRICAS

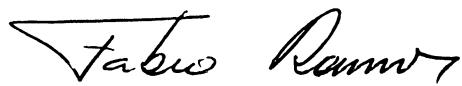
Dissertação aprovada como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre no Curso de Pós-Graduação em Engenharia de Recursos Hídricos e Ambiental da Universidade Federal do Paraná, pela seguinte banca examinadora:

Presidente:

Prof. Heinz Dieter Oskar August Fill
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
UFPR

Membros:

Prof. Henrique de Melo Lisboa
UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA
UFSC



Prof. Fábio Ramos
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
UFPR



Prof. Eloy Kaviski
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
UFPR

“Dedico esta dissertação ao
meu pai e à minha mãe”

AGRADECIMENTOS

Durante o desenvolvimento deste trabalho, recebi o apoio de inúmeras pessoas e entidades, essenciais à sua conclusão. Por este motivo, expresso os meus agradecimentos nas linhas seguintes, extremamente curtas, para descrever toda a minha gratidão.

Ao Professor Heinz Fill, orientador que contribuiu com a sua competência, inteligência, paciência e principalmente humildade para aprofundamento dos detalhes, tornando o desenvolvimento deste trabalho mais simples para mim.

Ao Prof. Eloy Kaviski pela inestimável ajuda, disponibilizando horas importantes para a continuidade desta pesquisa.

À coordenação do curso, em especial à professora Miriam R. Mine, ao professor Cristóvão Fernandes e à Helena M. de Freitas.

À ENGEVIX Engenharia e a todos os meus colegas, em especial ao Álvaro Sardinha, ao José Antunes Sobrinho, ao Maurício Costa e ao Paulo Afonso Foes. Ao Leonardo De Bem, à Carla Atvars, ao Roberto Kietzer e ao Hilton Marques pelo auxílio direto.

A todos os funcionários do CEHPAR, em especial à Mara por permitir que o autor estendesse o prazo de devolução das referências bibliográficas quando necessário.

Ao Giancarlo Castanharo, Luciano Quadros, Márcia Chella, Paulo Coelho, Fernando Terabe e a todos os colegas do curso.

Ao Leonardo Oliveira e ao André pela disponibilização de suas residências nas viagens à Curitiba.

À toda família Martins, Paulo, Mário e Arlete que como se eu pertencesse a ela, receberam-me em sua residência em Curitiba em tantas das minhas viagens a esta cidade, permitindo assim a conclusão deste trabalho dentro do prazo.

À Candice Cristina Stumpf, minha namorada.

À minha mãe, ao meu pai e à minha irmã pelo apoio e paciência.

SUMÁRIO

LISTA DE FIGURAS	VII
LISTA DE QUADROS	IX
LISTA DE TABELAS.....	X
LISTA DE ANEXOS.....	XII
RESUMO	XIII
ABSTRACT	XIV
1 INTRODUÇÃO	1
1.1 CONSIDERAÇÕES GERAIS	1
1.2 OBJETIVOS DO ESTUDO.....	4
1.3 ORGANIZAÇÃO DO TRABALHO.....	5
2 DESCRIÇÃO DO PROBLEMA E REVISÃO DA LITERATURA	6
2.1 QUANTIFICAÇÃO DO BENEFÍCIO ENERGÉTICO OBTIDO COM A ADIÇÃO DE UMA PCH AO SISTEMA INTERLIGADO.....	6
2.2 CARACTERIZAÇÃO DO PROBLEMA	15
2.3 CARACTERIZAÇÃO DE VAZÕES MÉDIAS DIÁRIAS	18
2.3.1 Aspectos Estruturais da Série de Vazões Médias Diárias	19
2.3.2 Modelagem da Série de Vazões Médias Diárias	20
2.4 REGIONALIZAÇÃO DE PARÂMETROS HIDROLÓGICOS.....	23
2.5 DISTRIBUIÇÕES CENSURADAS E TRUNCADAS.....	28
3 MÉTODOS E DADOS UTILIZADOS	34
3.1 GENERALIDADES	34
3.2 DADOS E ESTIMADORES UTILIZADOS	36
4 MODELOS ANALISADOS E PROPOSTO	44
4.1 MÉDIA DE LONGO TERMO	44
4.2 DESVIO PADRÃO DAS MÉDIAS ANUAIS	48
4.2.1 Obtenção do Desvio Padrão Anual pela Matriz de Covariâncias.....	50
4.2.2 Desvio Padrão das Vazões Médias Diárias	51
4.2.3 Estrutura de Correlação	53

4.3	REGIONALIZAÇÃO DOS PARÂMETROS	74
4.4	EXEMPLO DE APLICAÇÃO DA EQUAÇÃO DA ENERGIA GARANTIDA INCREMENTAL	89
5	CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES.....	97
5.1	CONCLUSÕES	97
5.2	RECOMENDAÇÕES	99
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	101
	ANEXOS	106

LISTA DE FIGURAS

Figura 2.1 – Influência de ρ_{us} na estimativa da energia garantida incremental	14
Figura 2.2 – Diferenças entre distribuições truncadas e censuradas	29
Figura 3.1 – Mapa de localização dos postos fluviométricos	38
Figura 3.2 – Valores de $\alpha(t)$ para os postos analisados – Sazonalidade da média	42
Figura 3.3 – Valores de $\beta(t)$ para os postos analisados – Sazonalidade do CV diário	43
Figura 4.1 – Correlograma de Rio Negro e ajuste de modelos AR(1) e AR(2).....	54
Figura 4.2 – Correlograma de Rio do Pouso e ajuste de modelos AR(1) e AR(2)	55
Figura 4.3 – Correlograma de Passo Marombas e ajuste de modelos AR(1) e AR(2) ..	55
Figura 4.4 – Comparação do efeito da censura sobre o coeficiente de correlação lag-1 observado e o respectivo modelo AR(1) para o posto de Rio Negro ($r_1=0,973$)	56
Figura 4.5 – Comparação do efeito da censura sobre o coeficiente de correlação lag-1 observado e o respectivo modelo AR(1) para o posto de Rio do Pouso ($r_1=0,732$)	57
Figura 4.6 – Ajuste de função potência para os correlogramas da faixa de $0,85 < r_1 < 0,95$	62
Figura 4.7 – Comparação do correlograma natural x correlograma censurado na MLT, posto fluviométrico de Rio do Pouso	63
Figura 4.8 – Fator de correção e_c para os postos fluviométricos com $r_1 > 0,95$ e $0,75 > r_1 > 0,85$	64
Figura 4.9 – Comparação da estrutura de correlação em locais distintos	67
Figura 4.10 – Matriz de correlação dos postos fluviométricos	69
Figura 4.11 – Efeito da censura no fator “F” de correlação, sub-regiões 65L e 83L ..	71
Figura 4.12 – Mapa de regionalização da média de longo termo - MLT	77
Figura 4.13 – Mapa de regionalização do coeficiente de variação diário - CV	78
Figura 4.14 – Mapa de regionalização da média dos logaritmos naturais das vazões diárias – m	79
Figura 4.15 – Mapa de regionalização do desvio padrão dos logaritmos naturais das vazões diárias - d	80
Figura 4.16 – Mapa de regionalização do fator de autocorrelação - F	81

Figura 4.17 – Definição das sub-regiões.....	82
Figura 4.18 – Efeito da censura sobre F – sub-regiões 64 SO e 64 NE.....	83
Figura 4.19 – Efeito da censura sobre F – sub-regiões 65 L e 65 O.....	84
Figura 4.20 – Efeito da censura sobre F – sub-regiões 70 e 71-72	85
Figura 4.21 – Efeito da censura sobre F – sub-regiões 73 e 81	86
Figura 4.22 – Efeito da censura sobre F – sub-regiões 82 e 83 L.....	87
Figura 4.23 – Efeito da censura sobre F – sub-regiões 83 O e 84	88
Figura 4.24 – Efeito da censura sobre ρ_{US}	90
Figura 4.25 – Energia disponível em função da potência instalada.....	92
Figura 4.26 – Variação de ΔE_g em função dos limites teóricos de ρ_{us}	95
Figura 4.27 – Variação da energia assegurada. Critério vigente x critério da energia garantida incremental.	96

LISTA DE QUADROS

Quadro 2.1 – Exemplos de dados que são necessários em função do estudo de regionalização a ser executado.....	26
Quadro 2.2 – Distribuição log-normal 2 e 3 parâmetros.....	32

LISTA DE TABELAS

Tabela 2.1 – Coeficientes para o cálculo da energia garantida incremental. Distribuição LN 3 com $C_s=0,3$, $r = 0,25$ e $\phi=0,183$	13
Tabela 3.1 – Postos fluviométricos utilizados.....	37
Tabela 3.2 – Estatísticas calculadas.	41
Tabela 4.1 – Ajuste da MLT – distribuição LN 2 estacionária, método dos momentos.	45
Tabela 4.2 – Ajuste da MLT – distribuição LN 3 estacionária, método dos momentos.	45
Tabela 4.3 – Ajuste da MLT – distribuição LN 2 sazonal, método dos momentos.....	45
Tabela 4.4 – Ajuste da MLT – distribuição LN 2 estacionária, método da máxima verossimilhança.	46
Tabela 4.5 – Ajuste da MLT – distribuição LN 3 estacionária, método da máxima verossimilhança.	47
Tabela 4.6 – Comparação dos modelos estacionário e sazonal para o desvio padrão anual ajustado pelo método dos momentos, distribuição LN 2.	50
Tabela 4.7 – Ajuste do desvio padrão diário – LN 2, método dos momentos.	52
Tabela 4.8 – Ajuste do desvio padrão diário – LN 3, método dos momentos.	52
Tabela 4.9 – Ajuste do desvio padrão diário – LN 2, método da máxima verossimilhança.	52
Tabela 4.10 – Ajuste do desvio padrão diário – LN 3, método da máxima verossimilhança.	53
Tabela 4.11 – Ajuste do desvio padrão anual. Distribuição LN 2 estacionária/ AR(1). Método dos momentos.	58
Tabela 4.12 – Ajuste do desvio padrão anual. Distribuição LN 2 sazonal/ AR(1). Método dos momentos.	58
Tabela 4.13 – Ajuste do desvio padrão anual. Distribuição LN 2 estacionária/ AR(1). Método da máxima verossimilhança.....	58

Tabela 4.14 – Ajuste do desvio padrão anual. Distribuição LN 2 estacionária/ AR(2).	
Método dos momentos.	59
Tabela 4.15 – Ajuste do desvio padrão anual. Distribuição LN 2 estacionária/ AR(2).	
Método da máxima verossimilhança.....	59
Tabela 4.16 – Ajuste de curva do tipo potencial para os correlogramas agrupados pelo coeficiente de correlação <i>lag-1</i>	61
Tabela 4.17 – Ajuste do desvio padrão anual. Distribuição LN 2 estacionária/ fator de correção e_c . Método dos momentos.	64
Tabela 4.18 – Ajuste do desvio padrão anual. Distribuição LN 2 estacionária/ fator de correção e_c . Método da máxima verossimilhança.	65
Tabela 4.19 – Parâmetros estimados sobre as séries estendidas.	70
Tabela 4.20 – Ajuste do desvio padrão anual. Distribuição LN 2, fator F . Método dos momentos.	72
Tabela 4.21 – Ajuste do desvio padrão anual. Distribuição LN 3, fator F . Método dos momentos.	72
Tabela 4.22 – Ajuste do desvio padrão anual. Distribuição LN 2, fator F . Método da máxima verossimilhança.	73
Tabela 4.23 – Ajuste do desvio padrão anual. Distribuição LN 3, fator F . Método da máxima verossimilhança.	73
Tabela 4.24 – Energia disponível em função da potência instalada.	92

LISTA DE ANEXOS

Anexo 1 – Listagem da rotina utilizada para a simulação de modelo AR(1) log-normal	107
.....	
Anexo 2 – Listagem da rotina utilizada para o cálculo dos correlogramas naturais e censurados	110
.....	
Anexo 3 – Listagem do programa utilizado na estimativa dos parâmetros censurados da fórmula da energia garantida	114
.....	

RESUMO

Alternativas de cálculo para a estimativa da energia garantida de aproveitamentos hidrelétricos integrados, particularmente pequenas centrais hidrelétricas - PCHs, vêm sendo desenvolvidas e estudadas nos últimos anos. FILL (1989) propôs uma fórmula analítica simplificada para o cálculo da energia garantida incremental de usinas hidrelétricas integradas a um sistema elétrico. Esta é apropriada para o uso em fases iniciais de estudos de implantação de novos aproveitamentos. Os dados de entrada dessa fórmula são função dos parâmetros estatísticos das vazões passíveis de serem turbinadas pela usina em questão, e consequentemente, dependentes da capacidade instalada. Para viabilizar o uso da fórmula em locais sem séries históricas de vazões disponíveis, fato comum no caso de PCHs, propõe-se uma regionalização dos parâmetros estatísticos básicos das vazões afluentes aliado a um modelo teórico que possibilita a consideração dos efeitos devidos a limitação da capacidade instalada.

O presente trabalho apresenta uma análise para a média e o desvio padrão das afluências energéticas médias anuais a uma PCH sem reservatório a montante considerando a censura imposta por uma certa capacidade instalada. A abordagem utilizada procurou modelar as séries de vazões médias diárias através de distribuições teóricas de probabilidade, além da consideração dos efeitos da censura pelas equações analíticas apresentadas por NAGAYAMA (1995). Os parâmetros destas distribuições foram regionalizados através de mapas de isolinhas. Efetuou-se também, uma análise estrutural da correlação serial das vazões diárias em que, inicialmente, foram testados modelos AR(p), além da regionalização direta da matriz de correlação, que mostrou-se mais adequada à realidade dos dados. Os efeitos da motorização da usina sobre a estrutura de correlação foram modelados através de diagramas regionais empíricos.

ABSTRACT

Alternatives to estimate the guaranteed energy of interconnected small hydro plants have been developed in the last few years. FILL(1989) proposed a simple analytical formula to compute the incremental guaranteed energy of hydro plants integrated in a large interconnected system. This formula is recommended for initial studies of new hydro projects. The formula inputs are statistical functions of the flow through the turbines, which is dependent of the plant capacity. The use of that formula at sites where flow observation are not available has to be developed. This fact is common in small hydro plants, and the use of that formula requires the regionalization of statistical parameters as well as a theoretical model to account for the effect of the plant capacity.

This thesis presents this analysis for the mean and the standard deviation of mean annual energy inflows of a small run-of-river hydro plant without upstream storage considering the censoring by the installed capacity. Theoretical probability distributions were fitted to the daily flow series and the censoring effect has been modelled by analytical formulas presented by NAGAYAMA(1995). Parameters of these distributions were regionalized by means of contour maps. The structural analysis of the autocorrelation of daily flow series was considered by classical AR(p) models as well as by the regionalization of the autocorrelation matrix. The latter approach has presented a better agreement with observed data. The effect of the censoring on the autocorrelation structure has been modelled by regional empirical diagrams.

1 INTRODUÇÃO

1.1 CONSIDERAÇÕES GERAIS

Desde o início da década de 1980, o setor elétrico brasileiro utiliza, no planejamento da expansão do sistema, modelos probabilísticos para avaliação da confiabilidade do suprimento energético. Nestes métodos, um conceito fundamental, é o da *energia garantida*, definida como a demanda possível de ser atendida por um sistema elétrico interligado a um risco de déficit pré-fixado, considerando regras de operação otimizadas. O risco de déficit anual é definido como a probabilidade do sistema ser incapaz de atender totalmente a demanda anual em um ano qualquer e é igual, portanto, ao complemento da confiabilidade. A energia garantida de um sistema é estimada, usualmente, a partir da simulação da operação do sistema com séries sintéticas de afluências por meio de modelos computacionais (FILL & KRÜGER, 1989). Alternativamente, pode-se estimar a energia garantida através de métodos baseados na teoria estocástica dos reservatórios (GOMIDE, 1986). Para o rateio da energia garantida entre os vários aproveitamentos do sistema, duas abordagens têm sido propostas: (1) o valor esperado da média ponderada da geração da usina em questão com os pesos proporcionais ao custo marginal de operação do sistema, e (2) o valor incremental da energia garantida do sistema, proporcionado pelo acréscimo da usina, mantendo-se fixo o risco de déficit.

Os empreendimentos do setor elétrico se dividem basicamente em dois grupos: os que operam conectados ao sistema interligado brasileiro e os que atendem a um mercado isolado. Dentre as usinas conectadas ao sistema interligado brasileiro, existem as *usinas integradas*, despachadas centralizadamente pelo Operador do Sistema Nacional – ONS, o que garante ao empreendedor do projeto uma remuneração proporcional a chamada *energia assegurada*, possibilitando o compartilhamento do risco hidrológico entre os agentes geradores. No caso de uma *usina não-integrada* ou *isolada*, não há desfrute de nenhuma remuneração, exceto a correspondente a energia efetivamente gerada no local. Isso significa que em períodos hidrologicamente

desfavoráveis no local, estas usinas não teriam a possibilidade de usufruir do benefício da interligação elétrica com o sistema (ELETROBRÁS, 1999) ocorrendo, neste caso, a opção do empreendedor de arcar sozinho com o risco hidrológico do local. A operação integrada otimizada visa garantir ao mercado atendido uma energia superior àquela que seria obtida pela soma das energias asseguradas das usinas operando isoladamente. Esse ganho, resultado da diversidade hidrológica e do compartilhamento das reservas, beneficia também o empreendedor que será remunerado por uma parcela maior de energia para o mesmo conjunto de instalações. No caso do sistema elétrico brasileiro, essa remuneração corresponde a uma parcela da geração hidrelétrica total, proporcional à *energia assegurada*. O valor da energia assegurada é outorgado pela Agência Nacional de Energia Elétrica – ANEEL para cada usina integrada do sistema e definido com base na energia garantida, porém, não necessariamente igual a esta. Esta forma de rateio da geração hidrelétrica global, conforme detalhado pela ANEEL (BRASIL, 1998) é conhecido como Mecanismo de Realocação de Energia – MRE.

A *energia garantida incremental* é definida como sendo o acréscimo da energia garantida do sistema pela adição de uma nova usina, mantendo-se o risco de déficit constante. A sua avaliação pode subsidiar decisões sobre a melhor maneira de expandir o sistema (FILL, 1989) ou ainda para definir regras e contratos de intercâmbio de energia entre os diversos geradores em um sistema integrado. Segundo GOMIDE (1986), há fundamentalmente três métodos para a avaliação da energia garantida: (1) o método determinístico ou histórico, baseado na simulação da série histórica de afluências (Energia Firme); (2) o método experimental, que simula o sistema com séries sintéticas de afluências e iguala a confiabilidade à frequência de sucesso e (3) o método analítico que, baseado em teoria estatística, particularmente em cadeias de Markov, determina a distribuição de probabilidade do chamado máximo déficit acumulado. O uso da diferença das energias firme ou garantida obtidas entre simulações do sistema com e sem a usina em questão, que define a energia garantida incremental, não é adequado para o caso de Pequenas Centrais Hidrelétricas – PCHs. Isto se deve ao fato de que as aproximações adotadas para representação das usinas nas simulações serem da mesma ordem de grandeza da geração dessas usinas, o que

conduz a erros consideráveis na avaliação da energia garantida pela PCH.

A Resolução n.º 394 da ANEEL, estabelece que os aproveitamentos com características de PCH são aqueles que têm potência instalada entre 1 e 30 MW e área inundada de até 3,0 km², para a cheia centenária (ELETROBRÁS, 1999). Até pouco tempo, apenas usinas hidrelétricas com potência maior do que 50 MW tinham a possibilidade de funcionarem como usinas integradas, sob critérios pré-estabelecidos pelo Operador Nacional do Sistema - ONS (BRASIL, 1998) participando assim do MRE. Em 7 de julho de 2000, o Governo Federal revisou esse decreto (BRASIL, 2000) e com a resolução n.º 169 de 2001 estabeleceu critérios onde usinas de menor porte não despachadas pelo ONS também poderão participar do MRE desde que atendendo alguns requisitos, possibilitando assim, o compartilhamento dos riscos hidrológicos (BRASIL, 2001).

Sendo assim, tendem a crescer em importância as PCHs, o que impõe a definição de metodologias adequadas para a determinação da energia garantida incremental, visto que uma vez possibilitada sua inserção no MRE, ganha importância a adoção de um instrumento capaz de avaliar previamente o correspondente acréscimo de energia ao sistema.

Com a inserção das PCHs no MRE, tem-se discutido recentemente, aspectos relacionados à avaliação da sua contribuição energética ao parque gerador brasileiro, sendo apresentadas propostas por diversas organizações, como a da Agência Nacional de Águas – ANA e a da própria ANEEL (BRASIL, 2002). A busca de um sistema elétrico confiável e economicamente viável no Brasil é uma das prioridades do atual governo, principalmente após os recentes problemas de déficit de energia, e os seus reflexos indesejados. A solução deste problema é fundamental para o desenvolvimento sustentado da nação e, até, para a sobrevivência do país, em uma economia mundial globalizada e altamente competitiva, visto que sem disponibilidade de energia nada se produz em escala.

1.2 OBJETIVOS DO ESTUDO

O objetivo geral dessa dissertação é contribuir com o desenvolvimento de uma metodologia para a avaliação do potencial hidrelétrico de PCHs sem reservatórios de acumulação a montante e operando integradas ao sistema elétrico interligado brasileiro, nos estados do Paraná e de Santa Catarina.

Nesse contexto, FILL (1989) propôs uma fórmula analítica para o cálculo da energia garantida incremental apropriada para utilização em estudos de avaliação do potencial hidroenergético de PCHs. Quando se dispõe de uma série histórica de vazões no local a ser estudado, a obtenção dos parâmetros de entrada para a aplicação da fórmula de FILL não apresenta maiores dificuldades. Porém, no caso de locais sem dados, a utilização da fórmula depende de regionalização, que devido às particularidades do problema, ainda apresentam dificuldades e demandam por estudos adicionais sobre as propriedades estatísticas da série de vazões médias diárias censuradas.

As estatísticas que servem de entrada à fórmula de FILL são: a média e desvio padrão das energias médias anuais turbináveis da usina e o coeficiente de correlação dessas afluências às do sistema interligado. As energias turbináveis resultam das vazões afluentes limitadas pela motorização da usina. No caso das PCHs, para tornar os resultados realistas, deve-se considerar um intervalo de discretização temporal igual a, no máximo, um dia. Quando se limita uma variável aleatória, substituindo todos os valores superiores a um certo limite pelo valor do próprio limite, obtém-se o que em estatística é conhecido por distribuição censurada. Assim, as três estatísticas que servem de entrada para a fórmula de FILL são função da motorização da usina, já que nem toda afluência ao local é turbinada.

O objetivo específico desta dissertação é regionalizar as vazões diárias e modelar analiticamente o problema da censura diária na média e no desvio padrão das afluências energéticas médias anuais. O método proposto deve auxiliar a preencher uma lacuna deixada na derivação da fórmula de FILL, que é o desenvolvimento de um método de obtenção das estatísticas em locais sem dados disponíveis. Portanto, as

estatísticas de entrada do modelo devem ser regionalizáveis, de modo que métodos de regionalização possam ser formulados com o mesmo objetivo para que possam ser aplicados em outras regiões.

1.3 ORGANIZAÇÃO DO TRABALHO

Esta dissertação está organizada em 5 capítulos. O capítulo 2 denominado “Descrição do Problema e Revisão da Literatura” apresenta a fórmula de energia garantida incremental derivada por FILL (1989) e expõe as características do problema a ser tratado. Fornece também, a base teórica de modelagem de vazões médias diárias, distribuições de probabilidade censuradas, e regionalização hidrológica que nortearam esta dissertação, além de rever trabalhos correlatos sobre o tema. No capítulo 3 - “Metodologia e Dados Utilizados” descreve-se a metodologia utilizada para atingir os objetivos propostos. O desenvolvimento do método é tratado no capítulo 4 – “Modelos Analisados e Apresentação do Modelo Proposto” onde analisa-se os modelos propostos para obtenção das estatísticas necessárias à avaliação da energia garantida, com os dados disponíveis, e através de um exemplo prático de aplicação da fórmula de FILL. Finalmente, encerra-se o trabalho no capítulo 5 – “Conclusões e Recomendações”, destacando-se os aspectos mais relevantes apresentados no estudo e sugerindo a continuidade dentro da linha desta pesquisa.

2 DESCRIÇÃO DO PROBLEMA E REVISÃO DA LITERATURA

A descrição do problema abordado nesta dissertação e o embasamento teórico e bibliografia correlata se encontram nas seções seguintes. A equação de FILL (1989), um método de estimativa da energia garantida incremental de usinas hidrelétricas, a caracterização do problema da representação da série de vazões médias diárias e de seus parâmetros, e algumas tentativas de equacionamento são resumidas a seguir.

2.1 QUANTIFICAÇÃO DO BENEFÍCIO ENERGÉTICO OBTIDO COM A ADIÇÃO DE UMA PCH AO SISTEMA INTERLIGADO

Baseados na teoria estocástica dos reservatórios, FILL & FIOR (1987) apresentaram uma forma simplificada de se avaliar a contribuição energética ao sistema de uma PCH a fio de água e sem regularização a montante, a um risco de déficit constante. A contribuição energética da usina ao sistema é função das distribuições de probabilidade das vazões afluentes, da correlação dessas vazões com a energia afluente ao sistema e das características físicas da usina, tais como a queda líquida, o rendimento e a vazão máxima de engolimento das turbinas correspondente à capacidade instalada.

O benefício energético da usina apresenta-se na forma de duas parcelas distintas e com valores econômicos diferenciados: (1) energia garantida incremental (ΔE_g) fornecida ao sistema, mantendo-se risco de déficit constante; (2) energia secundária, correspondente a uma energia com menor confiabilidade, que pode ser gerada em períodos com afluências favoráveis no local do aproveitamento.

Baseado na teoria estocástica dos reservatórios, GOMIDE (1981, *apud*: FILL & FIOR, 1987) mostrou que o risco de não atendimento de um sistema hidrelétrico puro com afluências médias anuais normalmente distribuídas e independentes em série, pode ser expresso em função de dois parâmetros adimensionais:

$$\mu = \frac{\bar{E} - E_g}{\sigma} \quad (\text{energia equivalente}) \quad (2.1)$$

$$a = \frac{A - \phi E_g}{\sigma} \quad (\text{armazenamento equivalente}) \quad (2.2)$$

onde: \bar{E} é a média das energias afluentes;

E_g demanda atendida pelo sistema hidrelétrico (energia garantida);

A armazenamento máximo do sistema;

σ desvio padrão das energias afluentes;

ϕ coeficiente de armazenamento sazonal (intra-anual);

A parcela $A - \phi E_g$ é chamada de armazenamento plurianual (A_p) e corresponde à parcela dos reservatórios usada para a transferência de água dos anos molhados para os anos secos. O armazenamento plurianual é obtido descontando a parcela do armazenamento necessário à regularização sazonal ou intra-anual do armazenamento total do sistema.

FILL & FIOR (1987) assumiram que, para o caso de uma pequena central hidrelétrica a fio de água acrescida ao sistema e não situada a jusante de nenhum reservatório importante, o acréscimo no armazenamento equivalente é praticamente nulo. Apresentaram também equação simplificada com base nessas hipóteses para a estimativa da energia garantida incremental.

As hipóteses e procedimentos assumidos por FILL & FIOR (1987) foram revistos por FILL (1989), culminando na proposição de uma fórmula analítica geral para a determinação da energia garantida incremental de uma usina hidrelétrica qualquer. Esta equação pode ser utilizada desde que as seguintes hipóteses simplificadoras possam ser adotadas:

- a) É aplicável o método da energia natural, que agrupa todas as usinas do sistema em uma única equivalente e todos os reservatórios em um único reservatório equivalente. O método da energia natural (CANAMBRA, 1969) é também conhecido como método do reservatório equivalente. A sua adoção significa que limitações locais não interferem

significativamente no desempenho do sistema todo.

- b) A regularização intra-anual é separável da plurianual, podendo ser expressa como uma fração da demanda, sendo que o acréscimo dessa usina não altera essa fração. GOMIDE (2001, *apud*: FILL, 2003) verificou a validade desta hipótese para diversos rios no mundo e em particular para as regiões Sul e Sudeste do Brasil.
- c) A geração térmica é separável e seu valor não se altera com o acréscimo da nova usina.
- d) O sistema antes e depois da adição da usina apresenta afluências identicamente distribuídas, com a mesma distribuição marginal. Há modificação apenas na média e na variância das afluências sem modificação da estrutura de correlação serial, e em momentos de ordem superior a dois.
- e) A confiabilidade é avaliada de forma estática, será mantida constante e é expressa pelo tempo de recorrência $Tr=1/(1-Prob[S])$ onde S é o evento condicionado “sucesso no atendimento da demanda no período corrente, dado que houve sucesso nos períodos anteriores”.

Atribuindo-se às estatísticas do sistema antes da adição da usina considerada o índice “ s ”, às estatísticas locais da usina o índice “ u ” e denotando as características do sistema após o acréscimo da usina por símbolos sem índices, o ganho proporcionado pela usina (energia garantida incremental) será:

$$\Delta E_g = (\bar{E} - \mu\sigma) - (\bar{E}_s - \mu_s\sigma_s) \quad (2.3)$$

Sabe-se que a média e a variância da soma de duas variáveis aleatórias podem ser expressadas por:

$$\bar{E} = \bar{E}_s + \bar{E}_u \quad (2.4)$$

$$\sigma^2 = \sigma_s^2 + \sigma_u^2 + 2\rho_{us}\sigma_u\sigma_s \quad (2.5)$$

ou sob a forma

$$\sigma = \sigma_s \sqrt{1 + \left(\frac{\sigma_u}{\sigma_s}\right)^2 + 2\rho_{us}\frac{\sigma_u}{\sigma_s}} \quad (2.5a)$$

onde ρ_{us} é o coeficiente de correlação entre as afluências energéticas médias anuais à usina e ao sistema. Substituindo (2.4) e (2.5) em (2.3), resulta:

$$\Delta E_g = \bar{E}_u - \mu_s \sigma_s \sqrt{1 + \left(\frac{\sigma_u}{\sigma_s}\right)^2 + 2\rho_{us}\frac{\sigma_u}{\sigma_s} + \mu_s \sigma_s} \quad (2.6)$$

fazendo

$$\xi = \sqrt{1 + \left(\frac{\sigma_u}{\sigma_s}\right)^2 + 2\rho_{us}\frac{\sigma_u}{\sigma_s}} \quad (2.7)$$

e

$$\mu = \mu_s + \Delta\mu \quad (2.8)$$

obtém-se

$$\Delta E_g = \bar{E}_u - \mu_s \sigma_s (\xi - 1) - \Delta\mu \sigma_s \xi \quad (2.9)$$

Considerando-se a confiabilidade do sistema constante ($Tr=\text{constante}$), resulta $\mu = f(a)$, e para pequenas variações no armazenamento equivalente do sistema, pode-se escrever:

$$\Delta\mu = \frac{d\mu}{da} \Delta a \quad (2.10)$$

com

$$\Delta a = a - a_s = \frac{Ap_s + \Delta Ap}{\sigma} - \frac{Ap_s}{\sigma_s} = \frac{Ap_s + \Delta Ap}{\sigma_s \xi} - \frac{Ap_s}{\sigma_s} \quad (2.11)$$

ou:

$$\Delta a = \frac{Ap_s}{\sigma_s} \left(\frac{1}{\xi} - 1 \right) + \frac{\Delta Ap}{\sigma_s} \frac{1}{\xi} \quad (2.12)$$

onde Ap é o armazenamento plurianual (parcela dos reservatórios que regulariza as vazões de ano para ano). Substituindo (2.12) em (2.10), e após em (2.9), tem-se:

$$\Delta E_g = \bar{E}_u - \mu_s \sigma_s (\xi - 1) + \frac{d\mu}{da} [Ap_s (\xi - 1) - \Delta Ap] \quad (2.13)$$

Fazendo $\zeta = \xi - 1$ e $\frac{d\mu}{da} = \mu'$ redonda em:

$$\Delta E_g = \bar{E}_u - \zeta \sigma_s (\mu_s - \mu_s' a_s) - \mu_s' \Delta Ap \quad (2.14)$$

com

$$\zeta = \sqrt{1 + \left(\frac{\sigma_u}{\sigma_s} \right)^2 + 2 \rho_{us} \frac{\sigma_u}{\sigma_s}} - 1 \quad (2.14a)$$

Conforme demonstrado por GOMIDE & CUNHA (1981), quando há regularização plurianual, que é o caso das regiões Sul e Sudeste do Brasil, o armazenamento necessário para a regularização intra-anual pode ser expresso como uma fração da demanda. Assim o valor incremental do armazenamento plurianual é

dado por:

$$\Delta A_p = A_u - \phi \Delta E_g \quad (2.15)$$

onde A_u é o ganho no armazenamento total do sistema devido ao acréscimo da usina e corresponde à soma das energias armazenadas a montante da usina.

Substituindo (2.15) em (2.14) e fazendo:

$$K_1 = \frac{1}{1 - \phi \mu_s},$$

$$K_2 = \frac{\mu_s - \mu_s' a_s}{1 - \phi \mu_s'} \quad (2.16)$$

$$K_3 = \frac{-\mu_s'}{1 - \phi \mu_s'}$$

tem-se a equação da energia garantida incremental devido à adição de uma hidrelétrica ao sistema interligado:

$$\Delta E_g = K_1 \bar{E}_u - K_2 \sigma_s \zeta + K_3 A_u \quad (2.17)$$

A expressão (2.17) facilita o cálculo devido à utilização do armazenamento incremental total A_u introduzido no sistema pela usina, mais simples de ser avaliado que a variação no armazenamento plurianual e dado pelo somatório dos volumes úteis a montante da usina multiplicado pela produtividade da usina.

Os coeficientes K_1 , K_2 e K_3 podem ser tabelados, considerando-se para o tempo de recorrência um valor de referência, adotando-se um modelo probabilístico padrão para as afluências (i.e. uma família de distribuições marginais com assimetria e curtose fixas e estrutura de autocorrelação também fixa) e fixando um valor para ϕ .

FILL (1989) verificou que a função $\mu = \mu(a)$ para $Tr = \text{constante}$ pode ser

aproximado de modo satisfatório por uma curva exponencial do tipo:

$$\mu = \alpha e^{-\beta a} \quad (2.18)$$

com derivada

$$\mu' = -\alpha \beta e^{-\beta a} \quad (2.19)$$

substituindo (2.18) e (2.19) em (2.16), resulta:

$$K_1 = \frac{1}{1 + \alpha \beta \phi e^{-\beta a}}$$

$$K_2 = \alpha e^{-\beta a} (1 + \beta a) K_1 \quad (2.20)$$

$$K_3 = \alpha \beta e^{-\beta a} K_1$$

FILL (1989) estimou os parâmetros α e β pelo método dos mínimos quadrados para pares de valores “ μ ” e “ a ” obtidos pela teria estocástica dos reservatórios e tabelou os valores obtidos para o caso de uma distribuição marginal de afluências log-normal 3 parâmetros, modelo aceito no setor elétrico brasileiro (KELMAN, 1987), com coeficiente de assimetria 0,3, coeficiente de correlação em série de 0,25, $Tr = 45$ anos e $\phi = 0,183$ (GOMIDE & CUNHA, 1981). Obteve:

$$\alpha = 1,793 \text{ e } \beta = 0,533$$

A expressão (2.18) assume um caráter realista, pois para α e β positivos, sempre teremos $\mu > 0$ e $\mu' < 0$ para quaisquer valores de “ a ”. Isso quer dizer que para uma correlação positiva entre as afluências à usina e ao sistema e com um aumento da regularização, a energia garantida se aproxima da energia média, porém sem nunca superá-la.

Os coeficientes dados pelas expressões em (2.20) foram então calculados para estas condições e seus valores foram listados na tabela 2.1.

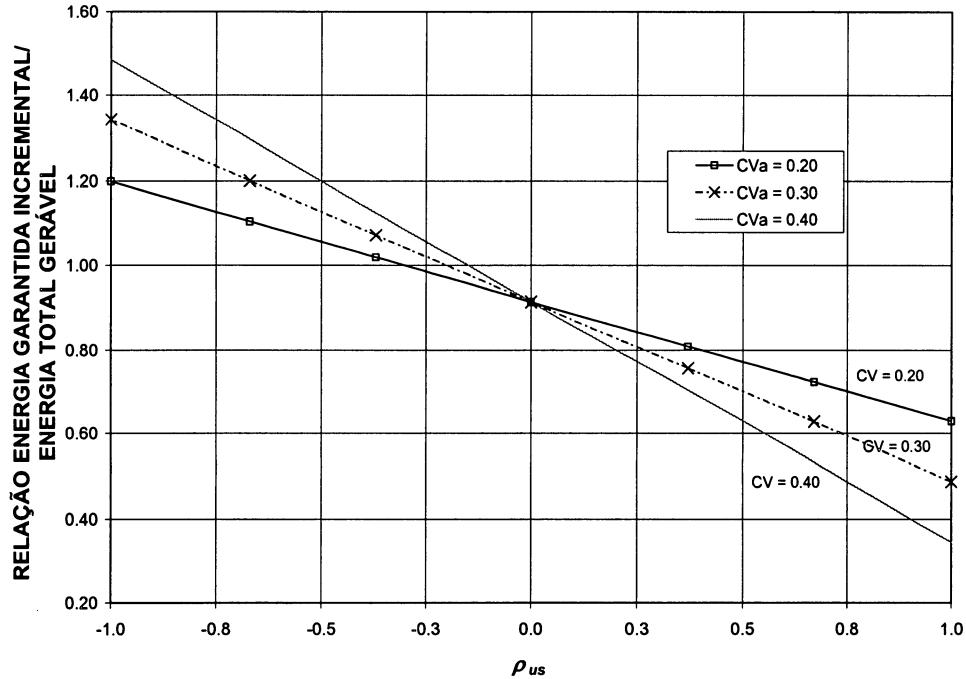
TABELA 2.1 – COEFICIENTES PARA O CÁLCULO DA ENERGIA GARANTIDA INCREMENTAL. DISTRIBUIÇÃO LN 3 COM $C_s=0,3$, $r=0,25$ E $\phi=0,183$.

a	K ₁	K ₂	K ₃	A	K ₁	K ₂	K ₃
0,000	0,851	1,526	0,814	1,550	0,929	1,331	0,389
0,050	0,854	1,531	0,795	1,600	0,931	1,318	0,379
0,100	0,858	1,536	0,777	1,650	0,932	1,304	0,370
0,150	0,861	1,539	0,760	1,700	0,934	1,290	0,361
0,200	0,864	1,541	0,743	1,750	0,936	1,276	0,352
0,250	0,867	1,542	0,726	1,800	0,937	1,261	0,343
0,300	0,870	1,542	0,709	1,850	0,939	1,247	0,335
0,350	0,873	1,542	0,693	1,900	0,940	1,232	0,327
0,400	0,876	1,540	0,677	1,950	0,942	1,218	0,318
0,450	0,879	1,537	0,661	2,000	0,943	1,203	0,311
0,500	0,882	1,534	0,646	2,050	0,945	1,188	0,303
0,550	0,885	1,530	0,631	2,100	0,946	1,174	0,295
0,600	0,887	1,525	0,616	2,150	0,947	1,159	0,288
0,650	0,890	1,519	0,602	2,200	0,949	1,144	0,281
0,700	0,892	1,513	0,588	2,250	0,950	1,129	0,274
0,750	0,895	1,506	0,574	2,300	0,951	1,114	0,267
0,800	0,897	1,498	0,560	2,350	0,952	1,099	0,260
0,850	0,900	1,490	0,547	2,400	0,954	1,084	0,254
0,900	0,902	1,482	0,534	2,450	0,955	1,069	0,247
0,950	0,905	1,472	0,521	2,500	0,956	1,055	0,241
1,000	0,907	1,463	0,509	2,550	0,957	1,040	0,235
1,050	0,909	1,453	0,497	2,600	0,958	1,025	0,229
1,100	0,911	1,442	0,485	2,650	0,959	1,010	0,223
1,150	0,913	1,431	0,473	2,700	0,960	0,996	0,218
1,200	0,915	1,420	0,462	2,750	0,961	0,981	0,212
1,250	0,918	1,408	0,451	2,800	0,962	0,967	0,207
1,300	0,920	1,396	0,440	2,850	0,963	0,952	0,202
1,350	0,921	1,384	0,429	2,900	0,964	0,938	0,196
1,400	0,923	1,371	0,419	2,950	0,965	0,924	0,191
1,450	0,925	1,358	0,408	3,000	0,966	0,910	0,187
1,500	0,927	1,345	0,398				

FONTE: FILL (1989)

A figura 2.1 mostra a relação entre ΔE_g e \bar{E}_u em função do coeficiente de correlação cruzado ρ_{us} para valores típicos do coeficiente de variação anual.

FIGURA 2.1 – INFLUÊNCIA DE ρ_{us} NA ESTIMATIVA DA ENERGIA GARANTIDA INCREMENTAL



Para o caso de uma PCH, considerando $\sigma_s \gg \sigma_u$ a equação (2.17) pode ser simplificada. Desenvolvendo (2.7) pelo binômio de Newton e desprezando os termos com grau superior ao primeiro a expressão se reduz:

$$\xi = \left(1 + 2\rho_{us} \frac{\sigma_u}{\sigma_s} \right)^{1/2} = \left(1 + \rho \frac{\sigma_u}{\sigma_s} + \dots \right) \cong 1 + \rho \frac{\sigma_u}{\sigma_s} \quad (2.21)$$

fazendo com que:

$$\zeta = \xi - 1 = \rho \frac{\sigma_u}{\sigma_s} \quad (2.22)$$

substituindo (2.22) em (2.17) resulta:

$$\Delta E_g = K_1 \bar{E}_u - K_2 \rho \sigma_u + K_3 A_u \quad (2.23)$$

como a maioria das PCHs são usinas a fio de água e sem reservatório a montante

$(A_u=0)$, a equação (2.23) se reduz a:

$$\Delta E_g = K_1 \bar{E}_u - K_2 \rho_{us} \sigma_u \quad (2.24)$$

O cálculo da contribuição da nova usina seguiria censurando-se a série de energias afluentes diárias à usina no nível de motorização (capacidade máxima de engolimento das turbinas) e calculando-se os parâmetros estatísticos das vazões médias anuais da série censurada.

A energia garantida incremental é obtida através da aplicação de (2.24) ou (2.23), no caso de uma usina com regularização. A energia secundária pode ser estimada pela diferença entre a energia média censurada \bar{E}_u e a energia garantida incremental ΔE_g .

2.2 CARACTERIZAÇÃO DO PROBLEMA

Tendo em vista as particularidades da fórmula proposta por FILL(1989) resta equacionar o problema de se estimarem as estatísticas \bar{E}_u , σ_u e ρ_{us} em um local qualquer definido pela localização geográfica e sem série de vazões disponível, levando-se em consideração a capacidade instalada da usina. Este trabalho dedicou-se apenas à modelagem dos dois primeiros parâmetros por serem dependentes apenas dos dados fluviométricos locais e possibilitarem uma análise independente das características do sistema interligado, sugerindo-se a continuação desta linha de pesquisa com a análise das propriedades estatísticas do coeficiente de correlação cruzado - ρ_{us} .

A energia média afluente (em kW médios) a uma usina sem reservatório de regularização a montante pode ser estimada pela fórmula (ELETROBRÁS, 1999):

$$\bar{E}_u = 9,81 \eta \bar{Q}_u \bar{H}_u \quad (2.25)$$

onde: η é o rendimento do conjunto turbina-gerador, \bar{Q}_u é a vazão afluente média

censurada no engolimento máximo das turbinas em m^3/s e \bar{H}_u é a queda líquida média em m. A queda líquida é igual a queda bruta menos perdas hidráulicas, que variam entre 3 e 5% em fases iniciais de estudos, de acordo com o tipo de arranjo físico considerado. Para a estimativa de \bar{Q}_u , as vazões afluentes devem ser censuradas em nível diário na capacidade máxima de engolimento das turbinas, uma vez que vazões superiores a esse limite não podem ser aproveitadas.

Do mesmo modo, o desvio padrão das energias afluentes médias anuais à usina tem a mesma unidade de \bar{E}_u , sendo:

$$\sigma_u = 9,81\eta s_u \bar{H}_u \quad (2.26)$$

onde: s_u é o desvio padrão das vazões médias anuais afluentes à usina censuradas na capacidade de engolimento máximo das turbinas.

Para o caso de PCHs operando a fio de água, conclui-se que as estatísticas das afluências energéticas a serem calculadas pelas equações (2.25) e (2.26) confundem-se com as estatísticas das vazões afluentes ao local, multiplicadas por um fator constante.

Percebe-se que a energia afluente à usina é função direta da capacidade máxima de engolimento das turbinas, uma vez que vazões superiores a essa capacidade são necessariamente vertidas, impondo a chamada censura superior às vazões. O conceito de censura será revisto na seção 2.5.

Além do limite superior, pode existir também um limite inferior de engolimento, função do tipo de turbina, representado por vazões afluentes baixas que não podem ser aproveitadas, devido a limites operacionais da turbina. Entretanto, a maioria das usinas mesmo sendo a fio de água, dispõe de um pequeno reservatório que regulariza vazões na escala diária e, portanto, permite em caso de afluências muito baixas concentrar a geração em poucas horas do dia evitando a censura inferior.

De posse de uma série de vazões médias diárias no local do aproveitamento, pode-se determinar a parcela da vazão afluente que efetivamente será aproveitada na geração, considerando-se:

$$q_c = q, \text{ se } q < q_{sup} \quad (2.27)$$

$$q_c = q_{sup}, \text{ se } q > q_{sup}$$

e no caso em que não existe regularização diária no local, isto é, a usina só pode aproveitar a vazão afluente instantânea, acrescenta-se a restrição:

$$q_c = 0, \text{ se } q < q_{min} \quad (2.28)$$

com: q_{sup} , o nível superior de censura das vazões igual ao engolimento máximo das turbinas; q_{min} , o nível inferior de censura; q , as vazões naturais; e q_c , as vazões censuradas.

Em estudos de PCHs não integradas a um sistema elétrico é comum determinar a capacidade de geração da usina, integrando-se a curva de permanência das vazões médias diárias dentro dos limites da equação (2.27), ou se for o caso também de (2.28). Na avaliação energética de usinas a fio de água, deve-se considerar uma série de vazões discretizadas pelo menos em nível diário, uma vez que o uso de médias mensais pode conduzir a sobreavaliações consideráveis da energia afluente da ordem de 3 a 14 % conforme FILL et al. (2003). Além do fato de que a maioria das PCHs dispõe de pequena regularização diária, o número de unidades de uma usina em geral é definido de tal maneira que o limite inferior de engolimento de cada máquina seja menor do que a vazão com 95 % de permanência, de modo que na modelagem proposta apenas a censura superior é considerada (NAGAYAMA 1995).

Isso posto, o problema a ser solucionado na presente pesquisa é propor um modelo de obtenção da média e desvio padrão das vazões médias anuais, censuradas em nível diário, que servem de entrada à fórmula da energia garantida e que possa ser regionalizado para permitir a estimativa da energia garantida incremental de uma PCH com localização geográfica e potência instalada definidas.

NAGAYAMA (1995) estudou o efeito da censura superior nos três parâmetros de entrada da fórmula de FILL, conseguindo um resultado teoricamente consistente

para a vazão média, não obtendo entretanto o mesmo sucesso no caso do desvio padrão e no coeficiente de correlação cruzado, propondo apenas alguns enfoques empíricos simplificados. A presente dissertação pretende dar continuidade ao trabalho de NAGAYAMA (1995) abordando de forma sistemática o efeito da censura com ênfase no desvio padrão anual – segunda estatística da fórmula de FILL, bem como propor uma regionalização das estatísticas básicas das vazões diárias necessárias à representação do problema nos Estados do Paraná e Santa Catarina.

2.3 CARACTERIZAÇÃO DE VAZÕES MÉDIAS DIÁRIAS

A abordagem utilizada na análise das vazões de um curso d'água deve ser selecionada tendo em vista o intervalo de discretização mais apropriado aos objetivos a serem alcançados. A vazão é função de um conjunto de variáveis hidrológicas determinísticas e aleatórias que influem no seu processo de geração, ou seja, a sequência das vazões de um curso d'água constitui um processo estocástico decorrente da aleatoriedade intrínseca das precipitações além dos efeitos de escala nas características da bacia e das incertezas das observações. Podemos citar a incerteza das propriedades dos aquíferos subterrâneos, a imprevisibilidade das precipitações, a variabilidade do tipo e uso do solo e a forma da bacia como fatores que influenciam na aleatoriedade das vazões. A modelagem de vazões pode ser realizada, a princípio, por duas metodologias distintas: (1) os métodos indiretos, nos quais se analisam as séries de precipitações que são transformadas em vazões através de um modelo chuva-vazão, e (2) por métodos diretos, caracterizados pelo uso de séries históricas de vazões sem considerar as suas causas físicas. A abordagem utilizada neste trabalho enquadra-se nesta última categoria.

Conhecendo-se um processo elementar e suas propriedades, é possível determinar as propriedades das variáveis aleatórias que são função deste processo em um procedimento conhecido como agregação (YEVJEVICH, 1984). Isso significa que a partir de uma série de vazões médias diárias ou de suas propriedades estatísticas, seja possível derivar as propriedades das séries temporais mensais ou anuais.

2.3.1 Aspectos Estruturais da Série de Vazões Médias Diárias

Uma análise detalhada das quatro componentes estruturais da série de vazões médias diárias foi realizada por YEVJEVICH (1984). São elas: a tendenciosidade, a intermitência, a periodicidade e a estocasticidade da série de vazões.

A tendenciosidade consiste numa variação contínua ao longo do tempo das propriedades estatísticas, tais como, a média e o desvio padrão. Desta forma, a tendenciosidade é tratada como uma medida de consistência e homogeneidade dos parâmetros, sendo influenciada por possíveis mudanças nas causas dos fenômenos, estas provocadas ou não pela ação do homem. Frequentemente, a tendenciosidade resulta da ocorrência de erros sistemáticos acumulados na obtenção dos dados da série. A tendenciosidade pode ainda aparecer quando se dispõe de séries demasiadamente curtas, onde a estocasticidade do processo pode inferir falsa tendenciosidade. YEVJEVICH (1984) conclui ainda que o não tratamento da tendenciosidade em uma série temporal pode incorrer em distorções no tratamento e modelagem da intermitência, da periodicidade e principalmente na estocasticidade do processo.

A intermitência ocorre devido às interrupções dos eventos, como no caso da precipitação ou da vazão em rios não-perenes ou intermitentes. Essa componente não será analisada neste trabalho, pelo simples motivo de que os dados disponibilizados se referem a séries de vazões de rios perenes.

A periodicidade, ou sazonalidade do processo, decorre do movimento de translação do planeta ao redor do sol ao longo do ano e, a exemplo da tendenciosidade, representa uma componente determinística do processo hidrológico. YEVJEVICH (1984) sugere que, essencialmente, existem 365 distribuições de probabilidade e 365 funções de dependência devido à periodicidade na variação dos parâmetros hidrológicos ao longo do ano. Para ilustração deste problema, o autor estudou a variação dos 4 parâmetros básicos das distribuições marginais da série diária: a média, a variância, a assimetria e a curtose ao longo dos 365 dias do ano. YEVJEVICH (1984) demonstrou que o erro amostral na determinação da sazonalidade é fator de peso na variabilidade dos resultados, conforme demonstrado ao longo deste trabalho. A variação amostral pode ser atenuada pela utilização de médias parciais, como por

exemplo: uma série de vazões mensais, ou através de uma função periódica ajustada tal como uma série de Fourier. Cabe lembrar que apesar de menor variação, o coeficiente de correlação é também afetado pela periodicidade, como demonstrado por YEVJEVICH (1984), justificando-se este fato pela diferença entre os fenômenos meteorológicos que geram chuvas de origem frontal no período de inverno e chuvas predominantemente convectivas no verão. O coeficiente de correlação mostra significativa variação devido às características de clima temperado da região estudada em seu trabalho, onde é comum no final do inverno, por ocasião do derretimento da neve, apresentar uma estrutura de dependência temporal bastante distinta dos outros períodos do ano, onde a variação da vazão depende, preponderantemente, da ocorrência ou não de chuvas.

A estocasticidade ou parcela probabilística do processo tem como principal fonte causadora a dinâmica da atmosfera e sua interação com a superfície continental, introduzindo um ruído na amostra obtida.

2.3.2 Modelagem da Série de Vazões Médias Diárias

RIGHETTO (1998) apresentou de forma sucinta, algumas das técnicas mais utilizadas em modelagem analítica para o regime de vazões de um curso d'água. As vazões podem ser modeladas por uma série temporal na forma:

$$X(t) = \alpha + \beta \cdot t + \sum_k [a_{1,k} \sin(b_{1,k}t) + a_{2,k} \cos(b_{2,k}t)] + \varepsilon(t) \quad (2.29)$$

Desta equação ressalta-se três componentes estruturais principais, o componente de tendência β que descreve o acréscimo ou o decréscimo dos valores de vazão com o tempo, o componente de periodicidade dado pelo somatório Σ que descreve as variações sazonais das vazões e o componente aleatório ou estocástico ε que como o próprio nome revela, implementa a aleatoriedade decorrente das ocorrências de precipitação no modelo.

Caso as vazões de um curso de água pudessem ser previstas com precisão, ter-

seja uma série temporal determinística, entretanto conforme já comentado, as vazões naturais são afetadas por vários fatores aleatórios, resultando uma série temporal representativa de um processo estocástico de características desconhecidas. Um processo é dito estacionário quando a distribuição de probabilidade das variáveis aleatórias não varia ao longo do tempo, como geralmente é assumido no caso de uma série de vazões médias anuais. Um processo não estacionário, por outro lado, é aquele onde os parâmetros da distribuição de probabilidade variam ao longo do tempo, como em uma série de vazões médias mensais ou diárias, conforme concluiu RIGHETTO (1998). A não estacionariedade de muitos processos está intimamente ligada à sazonalidade dos fenômenos hidrológicos, podendo ser eliminada frequentemente através de uma transformação de variável na forma $Y_i = [Q_i - E(Q_i)]/VAR(Q_i)$, amplamente utilizada ao longo deste trabalho e em YEVJEVICH (1984).

Para modelagem de vazões utilizam-se, freqüentemente, modelos autoregressivos - AR(p), que se apresentam em duas formas distintas, a primeira apropriada para uma série do tipo estacionária, descrita por (RIGHETTO, 1998):

$$Q_i = \bar{Q} + \sum_{k=1}^p \phi_k (Q_{i-k} - \bar{Q}) + \varepsilon_i \quad (2.30)$$

Para o caso de uma série não-estacionária, como ocorre frequentemente com uma série de vazões médias mensais:

$$Q_{i,j} = \bar{Q}_j + \sum_{k=1}^p \phi_{j,k} \frac{Q_{i,j-k} - \bar{Q}_{j-k}}{S_{j-k}} + S_j \xi_j \quad (2.31)$$

onde $\phi_{j,k}$ tem relação direta com o coeficiente de autocorrelação *lag-k* do mês j , p é o parâmetro que indica a ordem de influência considerada das vazões anteriores, geralmente menor do que três, S_j o desvio padrão do mês j , \bar{Q}_j a média do mês j e ξ_j uma variável aleatória independente, normalmente distribuída, com média zero e desvio padrão igual a unidade. RIGHETTO (1998) sugere que para a modelagem de

uma série de vazões médias anuais se utilize um modelo AR(1), na modelagem de uma série de vazões médias mensais um modelo AR(2) e no caso de uma série de vazões médias diárias deve-se analisar o correlograma para a tomada de decisões.

Citam-se ainda, os modelos de médias móveis MA(q) e os modelos auto-regressivos e de médias móveis ARMA(p,q) onde o termo auto-regressivo é função da contribuição das águas subterrâneas e o termo das médias móveis explicativo da contribuição superficial. O modelo ARMA(p,q) é falho ao tentar reproduzir a chamada irreversibilidade temporal, propriedade do processo diário que retrata a diferença nos trechos de ascensão e recessão do hidrograma, que segundo KELMAN (1987), já seria argumento suficiente para desestimular o seu emprego em modelagem de vazões médias diárias. Para a modelagem de uma série por um modelo do tipo ARMA(p,q) deve-se dispor de uma série estacionária, o que não se faz necessário na utilização de um modelo auto-regressivo e de médias móveis integrado do tipo ARIMA(p,d,q), como propõe RIGHETTO (1998), o que permite a eliminação da periodicidade da série através da diferença entre os valores observados adjacentes.

Os modelos *Shot Noise* se destacam por serem capazes de reproduzir a irreversibilidade temporal (NAGAYAMA, 1995), combinando conceitos de hidrologia estocástica e determinística. Os modelos *Shot Noise* fornecem hidrogramas de ascensões rápidas, seguidas de recessões com decaimento exponencial (WEISS, 1977).

Na modelagem de vazões, frequentemente são utilizadas distribuições teóricas de probabilidade da família normal para ajuste das séries pela facilidade com que se pode obter os valores dos quantis em tabelas (STEDINGER, 1980). A distribuição log-normal é muito utilizada na modelagem de vazões de cheias, curvas de permanência e curvas intensidades-duração de cheias. Entre os métodos mais utilizados de ajuste desta distribuição, estão o método dos momentos e o método da máxima verossimilhança. Ambos foram analisados por STEDINGER (1980) através de diferentes critérios de desempenho, onde este autor concluiu que o método da máxima verossimilhança geralmente apresenta melhores resultados, mormente quando se tratam de distribuições com coeficiente de variação maior do que 0,5.

Para verificação de ajuste de distribuições normais e log-normais a uma

amostra, VOGEL (1986) recomenda o *Probability Plot Correlation Coefficient Test - PPCC* proposto inicialmente por FILLIBEN (1975) por ser conceitualmente simples, robusto e mais poderoso que o tradicional teste do Qui-quadrado (SPIEGEL, 1977). Permite ainda a visualização do ajuste através de plotagem gráfica ou por planilha, tabelando-se lado a lado, os quantis teóricos, com os da distribuição a ser ajustada. FILLIBEN (1975) comparou o *PPCC* com outros testes de aderência, concluindo que este se destaca por sua robustez, recomendando a sua utilização em substituição a outros testes de aderência.

2.4 REGIONALIZAÇÃO DE PARÂMETROS HIDROLÓGICOS

A regionalização hidrológica é caracterizada como uma variedade de métodos que utilizam, simultaneamente, informações hidrológicas, fisiográficas e meteorológicas em locais distintos representados por postos pluviométricos, fluviométricos e estações meteorológicas da rede existente, para a sintetização dos dados (SILVEIRA, 1997).

Funcionalmente, a regionalização hidrológica serve a dois propósitos: (1) estimar variáveis hidrológicas ou as suas características estatísticas em locais sem observações e (2) melhorar a qualidade de estimadores das características hidrológicas em locais com séries curtas de observação.

Atualmente, existem inúmeros trabalhos apresentando diferentes técnicas de regionalização hidrológica. Basicamente, podemos classificar as técnicas de regionalização como subjetivas e objetivas. São técnicas subjetivas aquelas em que é necessário conhecimento e experiência do hidrólogo para a tomada de decisões resultantes de julgamento pessoal, que norteiam o seu trabalho. Técnicas objetivas são aquelas em que se faz uso de análise estatística multivariada e de regressão, e que conduzem aos mesmos resultados, independentemente das preferências do analista.

Quanto aos dados de entrada do estudo, é possível classificar os métodos de regionalização como diretos e indiretos. No caso de regionalização de vazões, o método direto utiliza apenas dados de vazões obtidos da rede fluviométrica para a

obtenção das estatísticas necessárias. No caso da metodologia indireta, as vazões utilizadas na análise resultam da transformação de dados de precipitação através da utilização de um modelo adequado.

KAVISKI (1992) dividiu os métodos de regionalização mais frequentemente utilizados em quatro grupos: os métodos empíricos, métodos de extensão de séries, métodos de regressão e métodos de mapeamento regional.

Os métodos empíricos se baseiam no uso direto de equações ajustadas a valores observados das variáveis de interesse. Muitas vezes, estas equações são obtidas a partir da análise dimensional e utilizam coeficientes corretores, relacionando um parâmetro de interesse a variáveis explicativas. Exemplos desses métodos são: a fórmula racional para determinação da vazão máxima de cheia, a fórmula do *Soil Conservation Service* para precipitação efetiva (CHOW et al., 1964), a equação de FULLER (1914), entre outros, caracterizando uma metodologia simples e de uso bastante prático sem, entretanto, buscar um embasamento teórico. Restringe-se o seu uso à faixa dos dados observados, e os coeficientes tabelados, a rigor, são válidos apenas para a região analisada. Tornam complexas e questionáveis as extrapolações e generalizações.

O método de extensão de séries, bastante utilizado em Hidrologia, tem a finalidade de melhorar as estimativas de parâmetros estatísticos, tais como a média e a variância de uma série amostral, com curto período de tempo disponível. Permite também obter séries mais longas para simulações que requerem períodos comuns, a fim de conduzir a resultados consistentes. A tendenciosidade e a variância dos parâmetros é reduzida aproveitando-se a correlação espacial entre dois ou mais locais com períodos de observação distintos, próximos ao local estudado, através de técnicas de regressão. KAVISKI (1992) concluiu que em geral, a extensão de uma série através de outra com coeficiente de correlação cruzado superior a 0,7, apresenta uma redução do erro médio quadrático das estatísticas.

As técnicas de regressão são utilizadas, principalmente, para obter estimadores mais eficientes da média, variância, momentos de terceira e quarta ordem, coeficiente de variação, assimetria e curtose, e coeficiente de correlação entre os locais (KAVISKI

& FIOR, 1989). Essas técnicas tem sido usadas também na busca de estimadores mais precisos dos quantis da distribuição de vazões extremas (STEDINGER & TASKER, 1985; LU, 1991 e FILL, 1994). Considera-se que as observações em cada local são aleatórias e independentes, trabalhando-se, em geral, com o logaritmo das variáveis (BENSON, 1962 e THOMAS & BENSON, 1970). Os métodos de regressão objetivam estimar os parâmetros hidrológicos em função de dados como parâmetros fisiográficos e outras características locais.

O mapeamento regional pode ser definido de maneira simplificada, como a utilização de técnicas de interpolação na transferência de dados entre locais dentro de uma região (KAVISKI, 1992), e basicamente, são divididas em três níveis: (1) como uma simples apresentação de dados registrados ou processados em tabelas ou mapas, (2) um mapa de isolinhas das variáveis hidrológicas ou parâmetros de interesse e finalmente, (3) a multiregionalização, uma mescla de diferentes técnicas. KAVISKI (1992) apresentou ainda, métodos objetivando a regionalização de vazões máximas de cheia para a região Sul do Brasil por meio de fórmulas empíricas, uma regionalização de parâmetros de séries de vazões médias diárias e uma regionalização de parâmetros de vazões máximas anuais.

Os parâmetros utilizados nesta dissertação para a caracterização das vazões médias diárias foram os mesmos utilizados em KAVISKI & FIOR (1989) e KAVISKI et al. (1991): a média de longo termo, o coeficiente de variação, a assimetria e os momentos de pesos probabilísticos (GREENWOOD et al., 1979), dados pelas respectivas equações (2.32) a (2.35):

$$\bar{Q} = \sum_{i=1}^n Q_i / n \quad (2.32)$$

$$Cv[Q] = \left[\sum_{i=1}^n (Q_i - \bar{Q})^2 / (n-1) \right]^{1/2} / \bar{Q} \quad (2.33)$$

$$Ca[Q] = \left[n \sum_{i=1}^n (Q_i - \bar{Q})^3 / (n-2)(n-1) \right] / (\bar{Q} Cv[Q])^3 \quad (2.34)$$

$$Mp_k[Q] = \sum_{i=1}^{n-k} Q_{(i)} \left(C_{n-i}^k / C_{n-1}^k \right) / n \quad (2.35)$$

onde: $Q_{(i)}$ são as vazões ordenadas de ordem i [$Q_{(1)} \leq Q_{(2)} \leq \dots \leq Q_{(n)}$] e

$$C_m^k = \frac{m!}{(m-k)!k!} \quad (2.36)$$

Não se apresentou em KAVISKI & FIOR (1989) e KAVISKI et al. (1991) técnicas visando a regionalização da correlação serial das vazões médias diárias.

SIMMERS (1984) propôs uma sistemática para identificar as técnicas e os tipos de dados necessários em função do problema de regionalização a ser solucionado, resumida no quadro 2.1.

QUADRO 2.1 – EXEMPLOS DE DADOS QUE SÃO NECESSÁRIOS EM FUNÇÃO DO ESTUDO DE REGIONALIZAÇÃO A SER EXECUTADO.

Tipos de dados necessários	Aplicação			
	Vazões de cheia	Vazão média	Transporte de sedimentos	Qualidade de água
Precipitação:				
anual	C	A	B	B
sazonal	C	B	B	A
intensa	A	B	A	A
Vazão:				
anual	C	A	B	B
sazonal	C	B	B	A
máxima	A	B	A	A
qualidade	C	B	B	A
Sedimento/erosão:				
razão	C	C	A	A
transporte	C	C	A	A
relação	B	C	A	A
Evapotranspiração:				
anual	C	A	B	B
sazonal	C	B	B	A
período curto	C	B	B	A
Água subterrânea:				
relação	C	A	C	A
recarga	C	A	C	A
qualidade	C	B	C	A

FONTE: SIMMERS (1984)

NOTA: A - essencial, B - desejável, C - marginal

Devido às variações climáticas globais, é comum encontrar séries históricas de precipitação ou vazão afetadas por períodos longos mais úmidos ou mais secos do que se esperaria normalmente. Por causa da existência dessas variações, deve-se procurar comparar estimadores de parâmetros estatísticos sobre períodos comuns de observação. Para a obtenção de períodos coincidentes deve-se recorrer a um método apropriado de extensão de séries para que as séries analisadas estejam disponíveis em um mesmo período base. A adoção de períodos base para a análise de dados de postos fluviométricos utilizados em trabalhos de análise regional de vazões médias é sugerida em ELETROBRÁS (1985). Utilizou-se, nesta dissertação, o período base 1941-1998 pela disponibilidade da maioria dos dados disponíveis, para a regionalização das estatísticas realizada na seção 4.3.

Estudo comparativo para a bacia do rio São Jerônimo foi realizado por KRUGER & VEIGA (1999), tendo em vista a obtenção de curvas de permanência de vazões diárias através de três metodologias distintas. Na primeira, utilizou-se um modelo de transformação chuva-vazão, o IPH2 desenvolvido pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul - UFRGS. A segunda metodologia relacionou dados de vazões diárias de postos próximos, com o local estudado, tomando-se o cuidado de selecionar postos com áreas de drenagem semelhantes. Finalmente, os dados obtidos foram comparados com o projeto HG-77 do Centro de Hidráulica Parigot de Souza – CEHPAR (KRUGER & KAVISKI, 1994), concluindo-se que houve convergência nos resultados, salvo um desvio na ordem de 10 % para os valores de cheia.

Uma síntese da metodologia geralmente utilizada em análise regional no Brasil foi apresentada por CHAVES & OLIVEIRA (2001). Inicialmente, é realizada uma caracterização da região, com a identificação de regiões hidrologicamente homogêneas. Na sequência, procede-se a escolha das variáveis explicativas entre as quais se destacam as características fisiográficas e climáticas. No caso da regionalização de vazões, as características fisiográficas mais utilizadas são: a área de drenagem, o comprimento do rio principal, a declividade média do rio principal, a densidade de drenagem, coeficientes de forma da bacia e indicadores do tipo e uso do solo. Entre as características climáticas destacam-se a precipitação, a temperatura e a

umidade do ar. Utilizando-se equações de regressão, correlacionam-se essas variáveis com as variáveis hidrológicas a serem determinadas. As estações fluviométricas e pluviométricas devem ser criteriosamente selecionadas, com séries extensas e dados confiáveis. Finalmente, chama-se a atenção para o cuidado na aplicação dos dados em bacias com áreas de drenagem muito diferentes à das bacias usadas para estimar a regressão do estudo de regionalização.

O trabalho de GÓES & CAMPANA (2001) para a região do Distrito Federal é um exemplo bem detalhado de um método de regionalização de parâmetros hidrológicos através de equações de regressão, ajustadas às variáveis explicativas de tipo de uso e ocupação do solo.

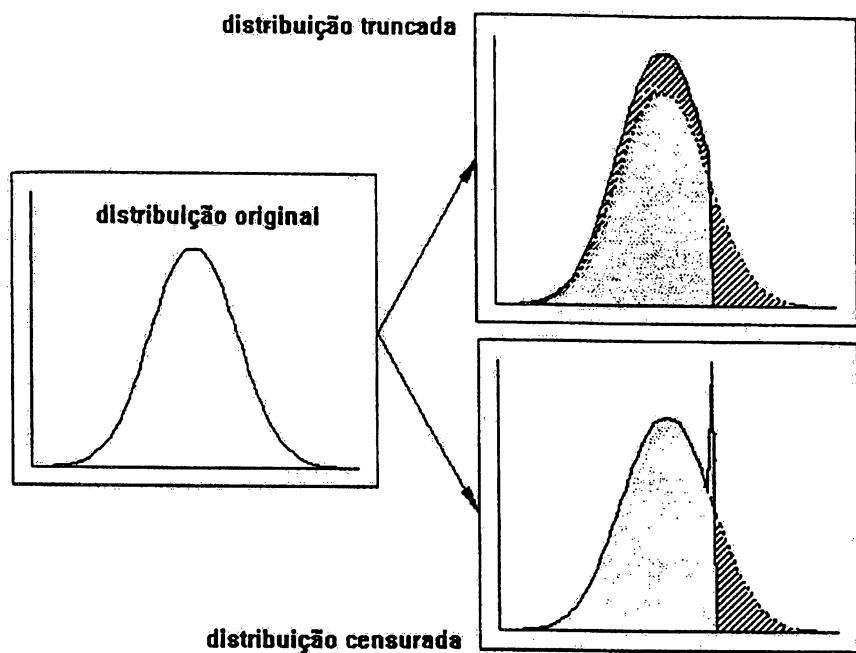
2.5 DISTRIBUIÇÕES CENSURADAS E TRUNCADAS

Uma distribuição é dita truncada quando a variável aleatória não pode assumir valores inferiores ou superiores a um certo limite, eliminando-se estes valores da amostra. Toma-se o exemplo de um exportador de camarões para a compreensão do problema: seleciona-se apenas os camarões com peso acima de determinado limite para embarque. O comprador dos camarões terá uma amostra do tipo truncada em um nível inferior previamente selecionado através de um contrato de compra e venda.

A censura ocorre quando em uma amostra, valores maiores ou menores de um certo nível são assumidos como iguais a este limite, tal como em uma usina hidrelétrica onde a parcela da vazão acima do limite de engolimento das turbinas é vertida e não é computada no cálculo da energia gerada.

A figura 2.1 ilustra graficamente a diferença entre as distribuições marginais truncadas e censuradas.

FIGURA 2.2 – DIFERENÇAS ENTRE DISTRIBUIÇÕES TRUNCADAS E CENSURADAS



Seja $f_X(x)$ a função densidade de probabilidade de uma distribuição de probabilidades, a função densidade para a variável aleatória X' truncada em x_t ou censurada em x_c superiormente (ou à direita) serão dados respectivamente, por:

$$f_{X'}(x') = \begin{cases} \frac{f_X(x')}{F_X(x_t)} & x' \leq x_t \\ 0 & x' > x_t \end{cases} \quad (2.37)$$

$$f_{X'}(x') = \begin{cases} 0 & x' > x_c \\ f_X(x') & 0 < x' < x_c \\ 1 - F_X(x_c) & x' = x_c \end{cases} \quad (2.38)$$

Observa-se que no caso da censura (2.38) a variável aleatória apresenta uma massa de probabilidades no ponto $x' = x_c$ de modo que uma variável aleatória contínua se converte, neste caso, em uma variável aleatória mista (contínua /discreta).

O efeito da censura e do truncamento nas propriedades de dependência de um processo inspirou o estudo de BHUYA & YEVJEVICH (1968). Neste trabalho foram analisados os efeitos do truncamento da série no coeficiente de autocorrelação em processos markovianos lineares de primeira ordem normais e log-normais. Verificou-

se que o processo truncado estudado apresentou coeficiente de autocorrelação inferior ao processo original. O processo y_t em questão assumia os seguintes valores:

$$y_t = \begin{cases} x_t - c & \text{se } x_t > c \\ 0 & \text{se } x_t \leq c \end{cases} \quad (2.39)$$

Um outro exemplo de série censurada são os dados de precipitações diárias, onde pode-se afirmar que os zeros da série são na verdade momentos onde a evaporação preponderou sobre a precipitação, ou seja, valores negativos de fluxo de água entre o solo e a atmosfera, censurados pela incapacidade de medição do fenômeno (BHYUA & YEVJEVICH, 1968).

A complexidade na estimação dos parâmetros de distribuições truncadas e censuradas é citada no trabalho de JOHNSON & KOTZ (1970). Nele os autores analisaram a influência do truncamento na obtenção dos momentos de algumas distribuições de probabilidade, concluindo que para truncamentos em níveis superiores, detectou-se reduções na média e no desvio padrão, a exemplo dos resultados obtidos neste trabalho para a censura de vazões médias diárias.

SAAD et al., (1992) consideraram métodos estatísticos que levassem em conta a censura imposta pela capacidade dos reservatórios, objetivando a modelagem adequada dos casos em que pequenos reservatórios oscilavam entre os limites máximos e mínimos em cada ano, enquanto os grandes não o faziam (regularização plurianual). O método da máxima verossimilhança mostrou ser efetivo para estimação dos parâmetros da matriz de covariâncias dos reservatórios que melhor descreveriam a distribuição das variáveis censuradas.

Seja $f_Q(q)$ a função densidade da distribuição marginal das vazões médias diárias e $F_Q(q)$ a sua função de distribuição acumulada. O valor esperado das vazões Q não censuradas é dado por:

$$E[Q] = \int_{-\infty}^{+\infty} q f_q(q) dq \quad (2.40)$$

No caso de censura a direita (ou superior) em um nível q_{sup} conforme explicitado em (2.27), o valor esperado da vazão censurada Q_c pode ser calculado decompondo-se a integral em (2.40) conforme:

$$E[Q_c] = \int_{-\infty}^{q_{sup}} q f_q(q) dq + \int_{q_{sup}}^{+\infty} q_{sup} f_q(q) dq = \int_{-\infty}^{q_{sup}} q f_q(q) dq + q_{sup} [1 - F_Q(q_{sup})] \quad (2.41)$$

Tendo em mente a figura 2.1, pode-se afirmar que a primeira integral representa a primeira parcela da distribuição e corresponde aos valores inferiores ao nível de censura, e a segunda parcela corresponde aos valores superiores ao nível de censura e que ficou concentrado concentrado no ponto $Q_c = q_{sup}$.

Analogamente, o procedimento é válido para estimar o momento de segunda ordem:

$$E[Q_c^2] = \int_{-\infty}^{q_{sup}} q^2 f_q(q) dq + q_{sup}^2 [1 - F_Q(q_{sup})] \quad (2.42)$$

possibilitando-se o cálculo da variância das vazões médias diárias censuradas, já que:

$$VAR[Q_c] = E[Q_c^2] - E[Q_c]^2 \quad (2.43)$$

Feito isso, é necessário apenas conhecer a distribuição de probabilidades das vazões médias diárias a fim de substituir as funções $f_Q(q)$ e $F_Q(q)$ por equações teóricas conhecidas e integráveis dentro dos limites definidos. NAGAYAMA (1995) apresentou as expressões analíticas para estimativa dos momentos das séries censuradas para diferentes distribuições teóricas de frequência. Para as distribuições log-normais, os momentos parciais de ordem r das distribuições censuradas são dados pelas equações do quadro 2.2.

QUADRO 2.2 – DISTRIBUIÇÃO LOG-NORMAL 2 E 3 PARÂMETROS.

Parâmetros:

ξ = limite inferior

m = médias das $\ln(x)$

d = desvio padrão das $\ln(x)$

domínio: $\xi < x < \infty$

função densidade de probabilidade: $f_x(x) = \frac{1}{(x - \xi)d\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x-\xi)-m}{d}\right)^2}$

função de distribuição acumulada: $F_x(x) = \Phi(z)$, com $z = \frac{\ln(x-\xi)-m}{d}$

momentos parciais de ordem “r” (em torno de “ ξ ”):

$$mp_r = \int_{x_{\text{inf}}}^{x_{\text{sup}}} (x - \xi)^r f_x(x) d(x) = e^{rm + r^2 d^2 / 2} [\Phi(z_{\text{sup}} - rd) - \Phi(z_{\text{inf}} - rd)]$$

obs.: para distribuição LN2, $\xi = 0$

FONTE: NAGAYAMA (1995)

NAGAYAMA (1995) procurou modelar o efeito da censura nas três estatísticas de entrada da fórmula da energia garantida. Sua abordagem diferenciou-se da realizada neste trabalho, como será apresentado a seguir.

Para a análise do efeito da censura na média de longo termo, NAGAYAMA (1995) obteve bons resultados através de curvas interpoladas e parametrizadas pelo coeficiente de variação diário e também pelo ajuste de distribuições teóricas com expressões semelhantes às apresentadas no quadro 2.2, utilizando sete distribuições teóricas usualmente adotadas em estudos hidrológicos.

Na análise da influência da censura no desvio padrão das afluências médias anuais, NAGAYAMA (1995) não utilizou os resultados teóricos mas acabou propondo curvas empíricas adimensionais parametrizadas pelo coeficiente de variação diário. Apesar disso, houve diferenças significativas em seus resultados, dado que ele buscou simplificar a influência das alterações na estrutura de correlação serial provocadas pela censura das vazões médias diárias. Não obteve portanto, um modelo teórico que

explicasse por completo o fenômeno. Entretanto, ele detectou que a censura superior provocava um aumento no coeficiente de correlação serial, pelo fato de que ela “desbastava” os picos do hidrograma, preservando as vazões baixas (na recessão as vazões são altamente correlacionadas).

Finalmente, nos estudos dos efeitos da censura no coeficiente de correlação cruzado entre as afluências energéticas médias anuais à usina e ao sistema, onde também adotou uma abordagem empírica, não obteve também resultados plenamente satisfatórios. NAGAYAMA (1995) justificou isso alegando que a variação amostral sobre os períodos levantados foi fator decisivo nos resultados. Além dos estudos de influência da censura sobre os três parâmetros da equação da energia garantida, também apresentou uma análise de sensibilidade a erros da equação (2.24) em relação aos erros cometidos pelas aproximações impostas nas três estatísticas. Essa análise foi importante para determinar a confiabilidade das previsões realizadas dentro dos Estados do Paraná e de Santa Catarina segundo a sua metodologia proposta.

NAGAYAMA (1995) pressupunha a existência das seguintes informações mínimas para a obtenção das estatísticas de entrada na fórmula de FILL: afluência média de longo termo, coeficiente de variação das afluências médias anuais e diárias, e o coeficiente de correlação cruzado entre as afluências anuais da usina e do sistema. Segundo ele, era também necessário definir uma distribuição teórica de probabilidades que obtivesse melhor ajuste às vazões médias diárias.

3 MÉTODOS E DADOS UTILIZADOS

3.1 GENERALIDADES

A revisão bibliográfica apresentou aspectos relativos à modelagem de vazões médias diárias, e ressaltou a complexidade enfrentada na tentativa de outros pesquisadores em reproduzir o fenômeno. A despeito das dificuldades, sua análise é extremamente importante, uma vez que propõe-se obter as estatísticas da série de vazões médias anuais através de um modelo de agregação, onde as variáveis primitivas se referem às estatísticas das vazões médias diárias. A modelagem de vazões diárias constitui um processo complexo devido à existência da forte influência das vazões anteriores, representado por uma estrutura de correlação complexa, não-estacionária, e com a possibilidade de carregar distorções produzidas por erros de observações ou pela extração imprecisa de curvas de descarga.

Reforça-se ainda que, segundo YEVJEVICH (1984), a sazonalidade dos fenômenos hidrológicos e outras não-estacionariedades, são importante parcela do problema, fazendo com que as vazões médias diárias não sejam variáveis aleatórias identicamente distribuídas, variando ao longo dos meses ou mesmos dias, a média, variância, o coeficiente de autocorrelação e outros parâmetros.

No que se refere a regionalização das estatísticas das vazões diárias, não há um procedimento simples, robusto e universal, e sim a adoção de uma sistemática integrada, essencialmente de tentativa e erro, combinando-se técnicas estatísticas de regressão e mapeamento, para a obtenção dos melhores resultados.

A abordagem desta dissertação é baseada no avanço gradual sobre as dificuldades encontradas, sempre procurando as soluções mais simples à descrição e equacionamento do problema, passando para as mais elaboradas na medida do necessário. Buscou-se dar a precisão necessária aos parâmetros obtidos para uma estimativa confiável da energia garantida através da utilização do modelo proposto neste trabalho, conforme discutido no capítulo 2. A derivação da fórmula de FILL foi obtida sob uma série de hipóteses simplificadoras, porém realistas para a configuração

do sistema interligado brasileiro, particularmente o sub-sistema Sul-Sudeste. Tendo em vista essas simplificações, espera-se que os parâmetros de entrada possam ser obtidos também por métodos simples, porém com grau de precisão adequado a um estudo preliminar, tal como um estudo de inventário ou de viabilidade de um aproveitamento energético da região, particularmente pequenas usinas hidrelétricas a fio de água, onde a disponibilidade de séries longas de vazões diárias é bastante limitada.

Foram efetuadas estimativas dos momentos de distribuições de probabilidades tradicionalmente utilizadas em hidrologia para descrever estatisticamente as séries de vazões médias diárias. Entretanto, após aplicar testes de aderência aos resultados obtidos, em alguns casos fez-se necessário a utilização de distribuições com maior número de parâmetros, o que torna as distribuições mais flexíveis, permitindo uma aderência melhor aos dados observados.

Na maioria dos casos utilizou-se para mensuração do ajuste dos modelos, o desvio $\delta[\alpha]$, também utilizado no trabalho de NAGAYAMA (1995). Assim os ajustes efetuados naquele trabalho podem ser comparados diretamente com os resultados da presente dissertação. O desvio $\delta[\alpha]$ mede o erro relativo dos resultados obtidos em relação aos valores observados em porcentagem:

$$\delta[\alpha] = 100 \left(\frac{\hat{\alpha} - \alpha_o}{\alpha_o} \right) \quad (3.1)$$

Os valores de $\hat{\alpha}$ correspondem ao valor do parâmetro estimado a partir do modelo teórico analisado, e α_o é o valor do mesmo parâmetro calculado a partir das séries de vazões observadas no mesmo local (posto fluviométrico).

Analisaram-se os ajustes dos modelos estudados para cinco níveis de censura distintos, expressos como uma fração da média de longo termo do local e iguais a: 0,3; 0,5; 1,0; 3,0 e 5,0. Para verificar a adequação dos modelos, foram utilizadas as estatísticas censuradas de sete estações fluviométricas aleatoriamente escolhidas entre as estações com mais de 30 anos de dados e posicionadas em diferentes sub-bacias. Os

resultados apresentam-se em quadros, contendo informações sobre o nível de censura imposto, o posto fluviométrico utilizado, e os desvios $\delta[\alpha]$ calculados para cada posto. Apresentam-se os desvios médios, os desvios máximos positivos e desvios máximos negativos para cada nível de censura considerado, entre as sete estações utilizadas. Os desvios médios serviriam como uma medida da tendenciosidade da estimativa, e os máximos funcionariam como uma medida de dispersão dos valores.

No caso prático de uma PCH, apenas os níveis de censura entre 0,5 e 3,0 da média de longo termo são relevantes, visto que é a faixa onde se situa a potência instalada da maioria das pequenas usinas (NAGAYAMA, 1995; ENGEVIX, 2001 e FILL et al., 2003). Entretanto, para efeitos da verificação de ajuste, consideraram-se todos os níveis citados no parágrafo anterior.

3.2 DADOS E ESTIMADORES UTILIZADOS

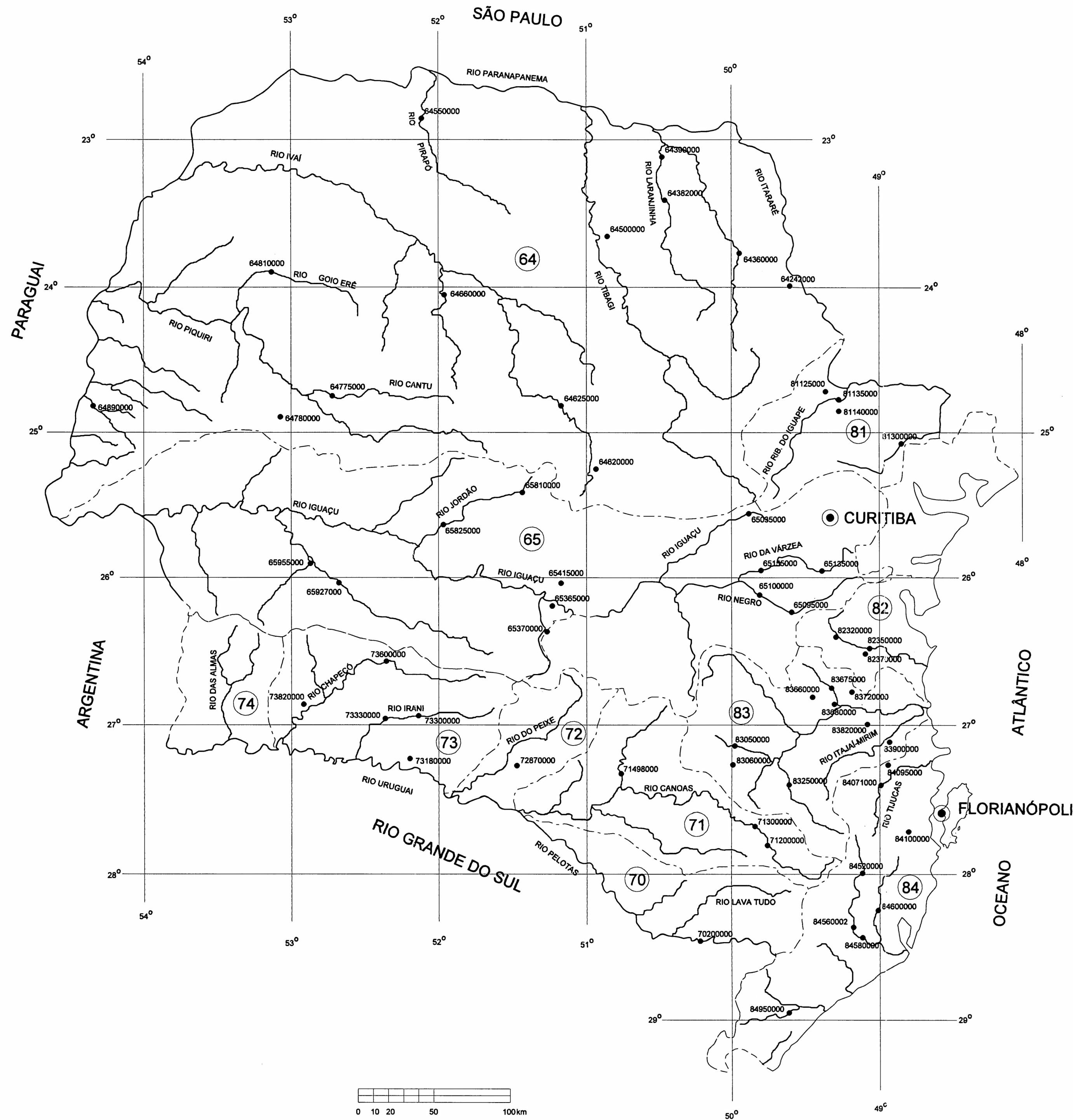
Procurou-se utilizar dados de bacias hidrográficas compatíveis com o conceito de PCHs selecionando-se postos fluviométricos com áreas de drenagem inferiores a 5000 km² e com pelo menos 10 anos de registros de vazões médias diárias, para permitir tratamento estatístico adequado e manter os erros amostrais dentro de limites aceitáveis. Dois postos fluviométricos merecem destaque quanto à sua utilização, uma vez que apresentavam problemas para se enquadrar nestes critérios: o posto de Santa Helena, do qual se dispunha apenas as estatísticas publicadas por KAVISKI & FIOR (1989) sem acesso às séries de vazões diárias, e o posto de Ponte Tourinho, com apenas 6 anos de observações. Apesar disso, estes dois postos foram incluídos nos estudos de regionalização pela ausência de outros na região.

Os 59 postos selecionados estão localizados nos estados do Paraná e Santa Catarina sendo a sua maioria já utilizada em outros trabalhos (KAVISKI & FIOR, 1989; KAVISKI et al., 1991; NAGAYAMA, 1995). A tabela 3.1 apresenta os postos utilizados nesta dissertação, juntamente com informação básica relativa a estes. Um mapa com a localização de todos os 59 postos fluviométricos utilizados neste trabalho pode ser visualizado na figura 3.1.

TABELA 3.1 – POSTOS FLUVIOMÉTRICOS UTILIZADOS.

N.º	Código	Estação / Rio	Latitude (S)		Longitude (O)		Área D. (km ²)	Período c/ dados	Período s/ falhas	anos s/falhas
			graus	minutos	graus	minutos				
1	64242000	Tamanduá / Jaguariaiva	23	58	49	35	1622	76-98	77-96	20
2	64360000	Tomazina / das Cinzas	23	46	49	57	2015	30-98	69-96	28
3	64382000	Fazenda Casa Branca / Laranjinha	23	24	50	27	2602	76-98	77-95	19
4	64390000	Porto Santa Terezinha / Laranjinha	23	06	50	27	3445	31-94	34-67	34
5	64500000	Salto São Pedro / Tigre	23	40	50	49	58.5	57-94	82-93	12
6	64550000	Vila Silva Jardim / Pirapó	22	50	52	06	4630	67-97	84-96	13
7	64620000	Rio dos Patos / dos Patos	25	12	50	56	1086	31-96	31-96	66
8	64625000	Tereza Cristina / Ivaí	24	50	51	09	3570	56-01	79-00	22
9	64660000	Barra do Ribeirão Raposo Tavares / Corumbataí	24	03	51	57	3243	66-01	66-00	35
10	64775000	Balsa do Cantu / Rio Cantu	24	45	52	42	2513	68-96	68-96	29
11	64780000	Ponte Tourinho / Tourinho	24	53	53	04	288	66-79	67-72	6
12	64810000	Balsa do Goio Erê / Goio Erê	23	55	53	08	2424	63-96	67-91	25
13	64890000	Santa Helena / São Francisco Falso	24	53	54	21	1660	62-75	62-75	14
14	65035000	Porto Amazonas / Iguaçú	25	33	49	53	3662	36-98	36-98	63
15	65095000	Rio Preto do Sul / Negro	26	13	49	36	2495	51-98	52-95	44
16	65100000	Rio Negro / Negro	26	06	49	48	3379	33-98	33-98	66
17	65135000	Rio da Várzea dos Lima / da Várzea	25	57	49	23	602	40-98	40-98	59
18	65155000	São Bento / da Várzea	25	56	49	47	2012	31-98	31-98	68
19	65365000	Porto Vitória / Espingarda	26	10	51	13	165	46-98	46-95	50
20	65370000	Jangada / Jangada	26	22	51	15	1055	46-98	53-98	46
21	65415000	Fazenda Maracanã / Palmital	26	02	51	09	323	46-98	46-92	47
22	65810000	Guarapuava / Jordão	25	27	51	27	731	37-66	37-66	30
23	65825000	Santa Clara / Jordão	25	38	51	58	3913	50-98	50-98	49
24	65927000	Porto Palmeirinha / Chopim	26	02	52	40	3410	55-01	84-01	18
25	65955000	Balsa do Santana / Santana	25	54	52	51	1720	56-98	57-98	36
26	70200000	Invernada Velha / Pelotas	28	27	50	18	2841	65-99	65-99	35
27	71200000	Vila Canoas / Canoas	27	48	49	47	989	59-99	59-90	32
28	71300000	Rio Bonito / Canoas	27	42	49	50	1984	42-99	43-89	47
29	71498000	Passo Marombas / das Marombas	27	20	50	45	3654	41-99	41-99	59
30	72870000	Barra do Rio Pardo / Leão	27	19	51	31	414	77-99	79-99	21
31	73180000	Engenho Velho / Jacutinga	27	14	52	13	938	52-97	52-93	42
32	73300000	Bonito / Irani	26	57	52	11	630	52-88	52-88	37
33	73330000	Passo Alto Irani / Irani	26	58	52	22	900	59-99	59-99	41
34	73600000	Abelardo Luz / Chapecó	26	39	51	54	1850	54-99	80-99	20
35	73820000	Passo Pio X / Burro Branco	26	34	52	59	992	61-99	61-91	31
36	81125000	Turvo / Turvo	24	45	49	20	392	46-96	46-96	51
37	81135000	B. do Cerro Azul / Rib. do Iguape	24	47	49	16	4570	31-96	31-80	50
38	81140000	Cerro Azul / Ponta Grossa	24	49	49	16	435	31-96	31-66	36
39	81300000	Praia Grande / Capivari	25	10	48	53	920	31-68	31-68	38
40	82320000	Corupá / Novo	26	25	49	18	164	46-84	46-84	39
41	82350000	Jaraguá do Sul / Itapocu	26	29	49	05	796	40-01	42-01	60
42	82370000	Jaraguá / Rio Jaraguá	26	30	49	05	391	45-99	45-90	46
43	83050000	Taió / Itajaí do Oeste	27	07	50	00	1575	34-99	34-82	49
44	83060000	Pouso Redondo / das Pombas	27	15	49	56	130	35-66	35-66	32
45	83250000	Ituporanga / Itajai do Sul	27	24	49	61	1774	31-99	31-97	67
46	83660000	Benedito Novo / Benedito	26	47	49	22	692	30-99	30-89	60
47	83675000	Arrozeira / dos Cedros	26	44	49	16	455	31-66	31-66	36
48	83680000	Timbó / Benedito	26	50	49	16	1342	35-90	35-71	37
49	83720000	Rio do Testo / do Testo	26	44	49	10	106	35-66	35-66	32
50	83820000	Garcia / Garcia	26	58	49	04	127	35-66	35-66	32
51	83900000	Brusque / Itajaí Mirim	27	06	48	55	1240	30-99	30-63	34
52	84071000	Major / Tijucas	27	24	48	56	1042	45-99	45-99	55
53	84095000	Nova Trento / Alto Braço	27	17	48	55	598	45-98	45-75	31
54	84100000	Poço Fundo / Cubatão	27	42	48	48	400	51-98	62-84	23
55	84520000	Divisa Anitápolis / Braço do Norte	27	59	49	07	380	75-98	75-91	17
56	84560002	São Ludgero II / Braço do Norte	28	19	49	09	1700	47-87	47-87	41
57	84580000	Rio do Pouso / Tubarão	28	25	49	06	2740	40-98	40-90	51
58	84600000	Armazém Capivari / Capivari	28	15	49	00	770	43-98	43-83	41
59	84950000	Taquaraçu / Itoupava	28	57	49	36	898	43-98	48-90	43

FONTE: ANEEL (2002)



LEGENDA

— — — — — **LIMITE DA BACIA HIDROGRÁFICA**
— — — — — **LIMITE ESTADUAL**
— — — — — **LITORAL**
● **ESTAÇÃO FLUVIOMÉTRICA**
74 **CÓDIGO DA SUB-BACIA**

DESENHOS DE REFERÊNCIA

NOTAS

REV.	DATA	NATUREZA DA REVISÃO		ELAB.	VERIF.	APROV.
DEPARTAMENTO		DHS		UFPR		
PROJETO		MÉTODOS E DADOS UTILIZADOS				
ÁREA		RECURSOS HÍDRICOS				
TÍTULO		LOCALIZAÇÃO DAS ESTAÇÕES UTILIZADAS				
ELAB.		VERIF.	APROV.	R. TÉC.	CREA Nº	
F.J.B.		H.D.O.A.F.	H.D.O.A.F.	F.J.B.	046577-8	
		CÓDIGO DOS DESCRIPTORES		DATA	ESCALA	FOLHA
		- -		JUN / 2003	INDICADA	1/1
P. DO CLIENTE		-		Nº FIGURA	REVISÃO	
				FIGURA 3.1	1	

As estatísticas previamente calculadas foram a média de longo termo (MLT) e o coeficiente de variação diário (CV), respectivamente através das equações (2.32) e (2.33). Calculou-se ainda o coeficiente de correlação serial diário *lag-1* através da equação:

$$r_1 = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (Q_i - \bar{Q})(Q_{i+1} - \bar{Q})}{\sum_{i=1}^n (Q_i - \bar{Q})^2} \quad (3.1)$$

Foram utilizados os testes de aderência do *PPCC* (STEDINGER et al., 1993) e do Qui-quadrado (HAAN, 1977) para verificar o ajuste de distribuições de probabilidade da família log-normal com 2 e 3 parâmetros, que foram escolhidas para as vazões médias diárias. A adoção destes modelos possibilita a utilização das expressões constantes no quadro 2.2 para a obtenção dos momentos das vazões diárias censuradas.

O teste do *PPCC* estima o coeficiente de correlação entre as observações padronizadas ordenadas $x_{(i)}$, com $[x_{(1)} \geq x_{(2)} \geq \dots \geq x_{(n)}]$ e os quantis $w_{(i)}$ correspondentes a posição de plotagem das observações ordenadas. Para uma distribuição normal, STEDINGER et al. (1993) recomendam a posição de plotagem de Blom dada por:

$$P_{(i)} = \frac{i - 3/8}{n + 1/4} \quad (3.2)$$

As observações padronizadas ordenadas $x_{(i)}$ e os quantis teóricos são dados respectivamente por:

$$x_{(i)} = \frac{\ln(q_{(i)} - \xi) - m}{d} \quad (3.3)$$

$$w_{(i)} = \Phi^{-1}(1 - p_{(i)}) \quad (3.4)$$

onde: i é a ordem do quantil ajustado;
 n é o número total de dados da amostra;
 $q_{(i)}$ são as vazões médias diárias específicas ordenadas;
 m é a média dos logaritmos naturais das vazões médias diárias específicas;
 d é o desvio padrão dos logaritmos naturais das vazões médias diárias específicas;
 ξ é o limite inferior das vazões específicas [$Prob(q < \xi) = 0$];
 Φ^{-1} é a inversa da distribuição normal padrão acumulada.

O valor do coeficiente de correlação r entre as observações padronizadas e os quantis teóricos fornece uma indicação da qualidade de ajuste dos dados a uma distribuição do tipo log-normal, e pode ser estimado pela equação:

$$r = \frac{\sum (x_{(i)} - \bar{x})(w_{(i)} - \bar{w})}{[\sum (x_{(i)} - \bar{x})^2 \sum (w_{(i)} - \bar{w})^2]^{0,5}} \quad (3.5)$$

O teste do *PPCC* foi aplicado para testar o ajuste dos dados com três modelos analisados nesta dissertação:

- Distribuição log-normal 2 parâmetros, com a média e desvio padrão variáveis ao longo dos 365 dias do ano, isto é, considerando a sazonalidade das vazões;
- Distribuição log-normal 2 parâmetros, com a média e desvio padrão estacionários ao longo do ano;
- Distribuição log-normal 3 parâmetros, com a média e desvio padrão estacionários ao longo do ano.

Dentre as 59 estações consideradas, 15 mostraram melhor aderência à hipótese “a”, e para as 44 restantes a hipótese “c” mostrou-se mais adequada. Um resumo das estatísticas calculadas a partir dos dados observados, é mostrado na tabela 3.2.

TABELA 3.2 – ESTATÍSTICAS CALCULADAS.

NÚM.	CÓDIGO	ESTAÇÃO / RIO	MLT (1) (l/s/km ²)	MLT (2) (l/s/km ²)	CV (2)	r ₁ (2) diário	Dist. ajustada
1	64242000	Tamanduá / Jaguariaiva	18,70	18,10	0,977	0,833	LN3
2	64360000	Tomazina / das Cinzas	13,79	17,08	1,025	0,851	LN2
3	64382000	Fazenda Casa Branca / Laranjinha	15,06	14,82	1,768	0,861	LN2
4	64390000	Porto Santa Terezinha / Laranjinha	11,37	8,40	1,634	0,882	LN3
5	64500000	Salto São Pedro / Tigre	19,64	22,59	1,046	0,547	LN2
6	64550000	Vila Silva Jardim / Pirapó	15,31	12,91	0,666	0,804	LN3
7	64620000	Rio dos Patos / dos Patos	18,94	18,94	1,653	0,899	LN3
8	64625000	Tereza Cristina / Ivaí	22,56	25,63	1,754	0,827	LN3
9	64660000	Barra do Ribeirão Raposo Tavares / Corumbataí	23,56	23,50	1,656	0,765	LN2
10	64775000	Balsa do Cantu / Rio Cantu	25,15	25,15	1,579	0,760	LN3
11	64780000	Ponte Tourinho / Tourinho	22,35	21,30	0,710	0,918	LN2
12	64810000	Balsa do Goio Erê / Goio Erê	18,82	18,60	0,566	0,933	LN3
13	64890000	Santa Helena / São Francisco Falso	24,09	24,09	1,602	N.D.	N.D.
14	65035000	Porto Amazonas / Iguacuá	18,33	18,33	0,934	0,964	LN3
15	65095000	Rio Preto do Sul / Negro	21,04	20,25	0,949	0,952	LN3
16	65100000	Rio Negro / Negro	20,03	20,03	0,951	0,973	LN3
17	65135000	Rio da Várzea dos Lima / da Várzea	19,02	19,02	0,829	0,962	LN3
18	65155000	São Bento / da Várzea	17,18	17,18	0,798	0,981	LN3
19	65365000	Porto Vitória / Espingarda	28,51	27,26	1,225	0,788	LN2
20	65370000	Jangada / Jangada	24,45	24,71	1,273	0,825	LN3
21	65415000	Fazenda Maracanã / Palmital	27,92	26,54	1,272	0,875	LN3
22	65810000	Guarapuava / Jordão	18,78	18,78	1,167	0,797	LN3
23	65825000	Santa Clara / Jordão	28,23	28,23	1,127	0,923	LN2
24	65927000	Porto Palmeirinha / Chopim	30,72	34,28	1,112	0,920	LN3
25	65955000	Balsa do Santana / Santana	30,09	30,28	1,396	0,892	LN3
26	70200000	Invernada Velha / Pelotas	27,21	27,21	1,807	0,625	LN3
27	71200000	Vila Canoas / Canoas	31,94	30,19	1,176	0,910	LN2
28	71300000	Rio Bonito / Canoas	25,71	24,82	1,022	0,967	LN2
29	71498000	Passo Marombas / das Marombas	22,36	22,36	1,210	0,900	LN2
30	72870000	Barra do Rio Pardo / Leão	29,52	30,95	2,392	0,722	LN3
31	73180000	Engenho Velho / Jacutinga	26,94	26,13	1,909	0,774	LN3
32	73300000	Bonito / Irani	29,39	29,39	1,356	0,829	LN3
33	73330000	Passo Alto Irani / Irani	33,27	33,27	1,555	0,758	LN3
34	73600000	Abelardo Luz / Chapecó	34,29	39,85	1,248	0,873	LN3
35	73820000	Passo Pio X / Burro Branco	28,20	25,56	2,198	0,661	LN3
36	81125000	Turvo / Turvo	19,14	19,14	0,751	0,780	LN3
37	81135000	B. do Cerro Azul / Rib. do Iguape	15,54	14,78	0,745	0,801	LN3
38	81140000	Cerro Azul / Ponta Grossa	11,88	9,85	0,902	0,551	LN3
39	81300000	Praia Grande / Capivari	17,58	17,58	0,754	0,824	LN3
40	82320000	Corupá / Novo	40,22	40,22	1,243	0,687	LN2
41	82350000	Jaraguá do Sul / Itapocu	31,87	32,27	1,415	0,568	LN3
42	82370000	Jaraguá / Rio Jaraguá	25,01	24,08	1,474	0,499	LN2
43	83050000	Taió / Itajai do Oeste	24,05	22,77	1,298	0,880	LN3
44	83060000	Pouso Redondo / das Pombas	21,29	21,29	1,730	0,715	LN3
45	83250000	Ituporanga / Itajai do Sul	15,90	15,71	2,072	0,715	LN3
46	83660000	Benedito Novo / Benedito	26,85	26,25	1,267	0,753	LN2
47	83675000	Arrozeira / dos Cedros	30,72	30,72	1,183	0,665	LN3
48	83680000	Timbó / Benedito	30,22	28,62	1,127	0,743	LN3
49	83720000	Rio do Testo / do Testo	33,18	33,18	0,901	0,560	LN3
50	83820000	Garcia / Garcia	26,88	26,88	1,009	0,524	LN3
51	83900000	Brusque / Itajai Mirim	20,99	20,50	0,836	0,807	LN3
52	84071000	Major / Tijucas	22,24	22,24	0,855	0,707	LN3
53	84095000	Nova Trento / Alto Braço	21,16	20,87	0,871	0,783	LN2
54	84100000	Poço Fundo / Cubatão	31,45	32,29	1,111	0,625	LN2
55	84520000	Divisa Anitápolis / Braço do Norte	33,50	33,38	1,293	0,423	LN3
56	84560002	São Ludgero II / Braço do Norte	26,19	26,19	1,083	0,676	LN3
57	84580000	Rio do Pouso / Tubarão	24,93	24,42	1,088	0,732	LN3
58	84600000	Armazém Capivari / Capivari	24,82	24,13	0,785	0,821	LN3
59	84950000	Taquaraçu / Itoupava	38,32	38,44	1,817	0,707	LN2

(1) Calculado sobre o período com dados.

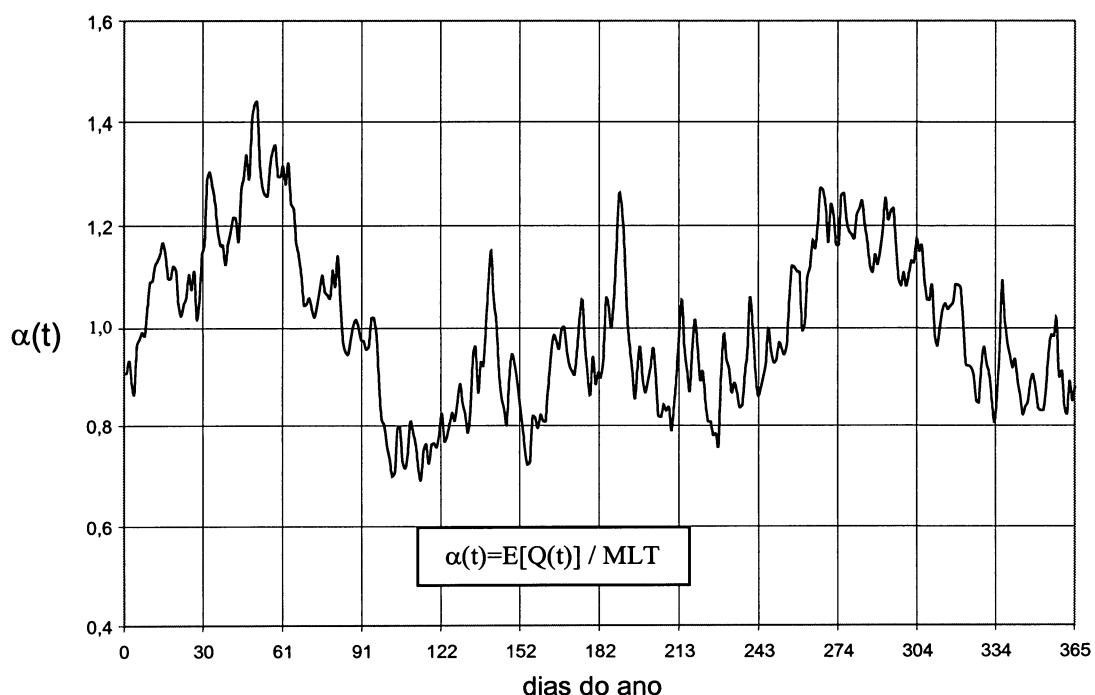
(2) Calculado sobre o período sem falhas no histórico.

Devido a sazonalidade, em geral, a média e o coeficiente de variação das vazões diárias não são identicamente distribuídos ao longo do ano na região estudada, tornando a análise mais complexa. O mesmo ocorre com a estrutura de correlação serial existente. Para verificar este problema, foram realizados nesta dissertação, testes estatísticos clássicos sugeridos por SNEDOCOR & COCHRAN (1980) de igualdade de médias e variâncias para alguns postos na região estudada, concluindo-se pela não-estacionariedade da média e do coeficiente de variação diário.

Para representação da sazonalidade das médias e do coeficiente de variação diário, foram selecionados seis postos fluviométricos (Balsa do Cerro Azul, Benedito Novo, Passo Marombas, Rio da Várzea dos Limas, Rio do Pouso e Rio dos Patos), posicionados em diferentes sub-bacias, e tomados como postos representativos da região em análise para verificação da influência deste fenômeno na obtenção das estatísticas anuais censuradas.

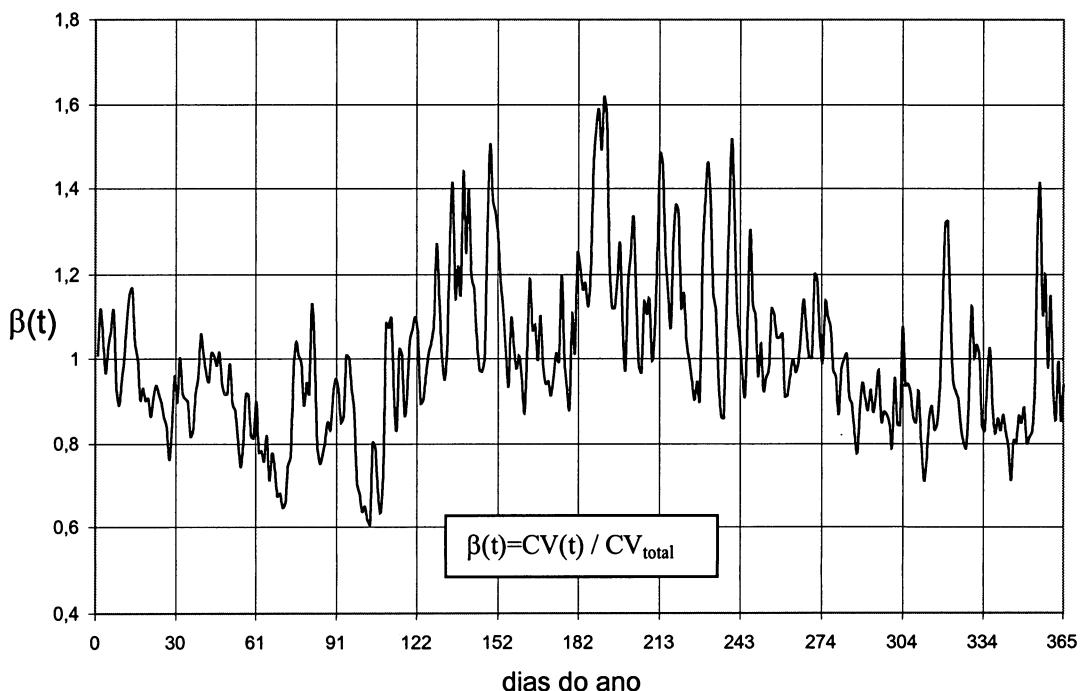
A figura 3.2 ilustra a variação da média em relação à média de longo termo – $\alpha(t)$, ao longo do ano para a região estudada, considerando os seis postos analisados. Observa-se que para os postos selecionados, há um pequeno acréscimo na média das vazões no verão (janeiro/fevereiro) e na primavera (setembro/outubro).

FIGURA 3.2 – VALORES DE $\alpha(t)$ PARA OS POSTOS ANALISADOS – SAZONALIDADE DA MÉDIA



A figura 3.3 é análoga a 3.2, relacionando agora a variabilidade do coeficiente de variação diário ao longo do ano em relação ao coeficiente de variação diário de toda a série histórica. Apesar de apresentar elevado ruído devido ao erro amostral inferido, pode-se perceber uma pequena sazonalidade do coeficiente de variação ao longo do ano na região, a exemplo do ocorrido com a média. Porém, ao contrário da média, os valores mais elevados de CV ocorreram no período do inverno na região estudada. Esse resultado condiz com a experiência de hidrólogos convedores da região (FILL, 2003). No caso do Rio Iguaçu por exemplo, tanto a vazão mínima histórica como a máxima ocorreram no inverno.

FIGURA 3.3 – VALORES DE $\beta(t)$ PARA OS POSTOS ANALISADOS – SAZONALIDADE DO CV DIÁRIO



Apesar da existência da sazonalidade na região, acredita-se que no problema particular analisado nesta dissertação, a sua desconsideração não implicaria em erros importantes pois ao calcular as estatísticas das afluências anuais, haveria uma compensação dos efeitos da sazonalidade entre as estações mais secas e mais úmidas. Essa hipótese foi testada e confirmada durante o desenvolvimento do capítulo 4.

4 MODELOS ANALISADOS E PROPOSTO

Serão apresentados neste capítulo, os modelos analisados nesta dissertação, para obtenção da média e do desvio padrão das vazões médias anuais censuradas em nível diário. Os resultados obtidos com os modelos foram comparados com as estatísticas calculadas das séries históricas de vazões médias diárias dos 7 postos selecionados aleatoriamente. Finalmente, para o modelo que conduziu ao melhor ajuste, as variáveis de entrada foram regionalizadas para a região estudada (Estados do Paraná e de Santa Catarina).

4.1 MÉDIA DE LONGO TERMO

Foram realizadas cinco tentativas de ajuste de distribuições às vazões médias diárias censuradas, com cada etapa descrita na seqüência. As tentativas de ajuste foram avaliadas utilizando-se os desvios δ/α calculados pela equação (3.1). Foram testados três ajustes com a distribuição teórica de probabilidades LN 2 e dois ajustes com a distribuição teórica LN 3.

As duas primeiras tentativas consideraram as distribuições log-normais – LN 2 e LN 3 estacionárias (média e desvio padrão constantes) com ajuste dos parâmetros pelo método dos momentos. Os desvios em relação aos valores calculados com as séries observadas são mostrados nas tabelas 4.1 e 4.2, respectivamente. Comparando-se os resultados das tabelas 4.1 e 4.2, percebe-se que o ajuste com a distribuição LN 2 mostrou diferenças menores em relação aos valores empíricos, apesar da maioria dos postos usados na comparação apresentarem um melhor ajuste à distribuição LN 3, conforme tabela 3.2. Entretanto, os desvios ainda se apresentaram bastante elevados em termos absolutos. O próximo modelo testado, corresponde à distribuição LN 2 não estacionária (sazonal), considerando a existência de 365 médias e 365 coeficientes de variação distintos ao longo do ano com estimativa dos parâmetros ainda pelo método dos momentos, sendo os desvios obtidos mostrados na tabela 4.3.

TABELA 4.1 – AJUSTE DA MLT – DISTRIBUIÇÃO LN 2 ESTACIONÁRIA, MÉTODO DOS MOMENTOS.

POSTO	DESVIOS RELATIVOS EM %				
	NÍVEL DE CENSURA				
	0,3	0,5	1,0	3,0	5,0
64620000	-6,9	-6,0	-2,2	2,2	1,6
65100000	-2,7	-3,7	-0,7	0,6	-0,1
65825000	-2,4	-3,0	-2,5	0,2	0,3
71498000	0,4	0,7	2,4	1,7	0,8
73180000	-3,9	-1,1	3,3	4,2	2,7
83250000	-11,7	-12,5	-10,3	-3,4	-1,1
84580000	-4,1	-6,6	-4,5	0,7	0,6
$\delta[\alpha]$ méd.	-4,5	-4,6	-2,1	0,9	0,7
$\delta[\alpha]$ máx. (-)	-11,7	-12,5	-10,3	-3,4	-1,1
$\delta[\alpha]$ máx. (+)	0,4	0,7	3,3	4,2	2,7

TABELA 4.2 – AJUSTE DA MLT – DISTRIBUIÇÃO LN 3 ESTACIONÁRIA, MÉTODO DOS MOMENTOS.

POSTO	DESVIOS RELATIVOS EM %				
	NÍVEL DE CENSURA				
	0,3	0,5	1,0	3,0	5,0
64620000	-7,6	-7,3	-3,8	0,2	-0,4
65100000	-3,7	-7,2	-7,5	-8,0	-8,6
65825000	-3,5	-5,0	-6,0	-4,2	-4,1
71498000	-0,7	-1,0	-0,3	-1,7	-2,4
73180000	-5,8	-3,9	-1,0	-0,8	-2,2
83250000	-12,8	-14,3	-12,4	-6,1	-4,0
84580000	-5,4	-9,4	-9,4	-5,7	-5,7
$\delta[\alpha]$ méd.	-5,7	-6,9	-5,8	-3,7	-3,9
$\delta[\alpha]$ máx. (-)	-12,8	-14,3	-12,4	-8,0	-8,6
$\delta[\alpha]$ máx. (+)	-0,7	-1,0	-0,3	0,2	-0,4

TABELA 4.3 – AJUSTE DA MLT – DISTRIBUIÇÃO LN 2 SAZONAL, MÉTODO DOS MOMENTOS.

POSTO	DESVIOS RELATIVOS EM %				
	NÍVEL DE CENSURA				
	0,3	0,5	1,0	3,0	5,0
64620000	-6,9	-6,3	-2,2	2,1	1,4
65100000	-3,0	-4,1	-1,0	0,4	-0,2
65825000	-2,8	-3,2	-2,8	0,0	0,1
71498000	0,0	0,2	2,0	1,4	0,7
73180000	-3,9	-1,1	3,1	4,2	2,5
83250000	-11,7	-12,8	-10,3	-3,4	-1,2
84580000	-4,4	-6,8	-4,8	0,5	0,5
$\delta[\alpha]$ méd.	-4,7	-4,9	-2,3	0,7	0,6
$\delta[\alpha]$ máx. (-)	-11,7	-12,8	-10,3	-3,4	-1,2
$\delta[\alpha]$ máx. (+)	0,0	0,2	3,1	4,2	2,5

Verificou-se que a consideração da sazonalidade não alterou significativamente os desvios observados, havendo em média até um pequeno acréscimo dos desvios para níveis de censura igual ou inferior a vazão média de longo termo. Calculando-se a média dos valores absolutos do desvio médio para cada nível de censura, não há alteração com a consideração da sazonalidade. A média das amplitudes para cada nível de censura reduz-se apenas em 0,2 % para o caso do modelo sazonal. Concluiu-se daí que os efeitos da sazonalidade não são relevantes na estimativa da média de longo termo censurada na região estudada, possibilitando assim por simplicidade, a adoção de um modelo estacionário. É importante ressaltar que no caso do modelo estacionário, a média das vazões diárias é igual à média anual, o que simplificou consideravelmente a manipulação dos dados.

Seria desejável que o ajuste pelos métodos dos momentos se mostrasse adequado, visto que muitas vezes nos estudos de regionalização esta é a metodologia utilizada. Porém na tentativa de se obter um melhor ajuste, foi testado um modelo baseado na estimativa dos parâmetros pelo método da máxima verossimilhança, uma vez que estimadores de máxima verossimilhança são mais eficientes (STEDINGER, 1980). Os resultados do ajuste por esse método para as distribuições LN 2 e LN 3 estacionárias estão apresentados nas tabelas 4.4 e 4.5, respectivamente.

TABELA 4.4 – AJUSTE DA MLT – DISTRIBUIÇÃO LN 2 ESTACIONÁRIA, MÉTODO DA MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA.

POSTO	DESVIOS RELATIVOS EM %				
	NÍVEL DE CENSURA				
	0,3	0,5	1,0	3,0	5,0
64620000	-1,4	0,8	4,3	2,1	-2,2
65100000	-1,0	-0,7	2,7	0,0	-2,4
65825000	-0,3	0,0	0,7	0,8	-0,7
71498000	-0,4	-0,2	1,1	0,1	-0,6
73180000	0,0	3,0	5,8	0,6	-4,0
83250000	-1,1	0,5	3,1	1,6	-1,6
84580000	-1,0	-1,1	1,7	1,2	-1,5
$\delta[\alpha]$ méd.	-0,8	0,3	2,8	0,9	-1,9
$\delta[\alpha]$ máx. (-)	-1,4	-1,1	0,7	0,0	-4,0
$\delta[\alpha]$ máx. (+)	0,0	3,0	5,8	2,1	-0,6

TABELA 4.5 – AJUSTE DA MLT – DISTRIBUIÇÃO LN 3 ESTACIONÁRIA, MÉTODO DA MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA.

POSTO	DESVIOS RELATIVOS EM %				
	NÍVEL DE CENSURA				
	0,3	0,5	1,0	3,0	5,0
64620000	-2,9	-1,5	1,4	-0,1	-3,8
65100000	-2,7	-5,7	-6,1	-8,8	-10,3
65825000	-2,4	-3,7	-4,5	-3,5	-4,0
71498000	-2,5	-3,8	-3,5	-3,0	-2,7
73180000	-6,6	-5,3	-3,3	-4,9	-7,2
83250000	-3,3	-3,0	-1,2	-1,6	-3,7
84580000	-2,4	-5,0	-4,9	-5,2	-7,1
$\delta[\alpha]$ méd.	-3,3	-4,0	-3,1	-3,9	-5,5
$\delta[\alpha]$ máx. (-)	-6,6	-5,7	-6,1	8,8	-10,3
$\delta[\alpha]$ máx. (+)	-2,4	-1,5	1,4	-0,1	-2,7

Dado que a consideração da sazonalidade nas distribuições marginais das vazões diárias mostrou-se pouco importante, nos ajustes pelo método da máxima verossimilhança foram testadas apenas distribuições estacionárias.

A comparação do ajuste pelo método dos momentos com o método da máxima verossimilhança através das tabelas 4.1 a 4.5, mostrou-se favorável a este último, com desvios significativamente menores.

A comparação dos cálculos realizados com as distribuições LN 2 e LN 3 mostra que apesar de os testes estatísticos se demonstrarem favoráveis ao uso da distribuição com 3 parâmetros para a maioria dos postos, os resultados apresentados nas tabelas 4.1 a 4.5 sugerem o contrário. O método de obtenção do limite inferior (ξ), terceiro parâmetro da distribuição LN 3, pode ser o motivo dos desvios. O método utilizado nessa dissertação foi proposto por STEDINGER (1980) que mostra ser esse método superior ao método dos momentos. KITE (1977) apresenta os métodos dos momentos e da máxima verossimilhança para a estimativa deste parâmetro. Contudo, considerou-se neste trabalho, que a distribuição LN 2 estacionária com estimativa dos parâmetros pelo método da máxima verossimilhança apresenta grau de precisão satisfatório, tendo sido adotada para a estimativa da média censurada.

4.2 DESVIO PADRÃO DAS MÉDIAS ANUAIS

A obtenção do desvio padrão anual das energias afluentes, segundo parâmetro da equação da energia garantida, constitui a essência do problema a ser analisado nesta dissertação, visto a complexidade de sua modelagem quando a série de vazões diárias é submetida à censura, conforme demonstrou NAGAYAMA (1995).

Teoricamente, a variância da média de um conjunto de variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas (iid) pode ser representada pela variância dessas variáveis dividida pelo número de observações (HAAN, 1977). No caso da variável aleatória vazão média anual de um rio (Q_a), a sua variância seria dada pela soma das variâncias das vazões médias diárias (Q_d) divididas pelo número de dias do ano. Entretanto, as variáveis aleatórias que representam a vazão média diária não são independentes nem identicamente distribuídas (sazonais) e, além disso, a distribuição de probabilidades da vazão média diária depende, em geral, do valor das vazões médias diárias de dias anteriores. Uma propriedade básica da variância de uma combinação linear de variáveis aleatórias é:

$$VAR\left[\sum_{i=1}^n a_i X_i\right] = \sum_{i=1}^n a_i^2 VAR[X_i] + 2 \sum_{i < j} a_i a_j COV[X_i, X_j] \quad (4.1)$$

onde: n é o número de variáveis do processo aleatório primitivo com $(n^2-n)/2$ covariâncias distintas.

Para variáveis aleatórias independentes que pressupõe que $COV[X_i, X_j]=0$, e considerando $\bar{X} = \sum X_i / n$ resulta:

$$VAR[\bar{X}] = \sum_i^n VAR[X_i] / n \quad (4.2)$$

No caso das vazões médias diárias essa simplificação não é válida, pois geralmente $COV[X_i, X_j] \neq 0$. Com isto e de acordo com (4.1), a variância da média de duas variáveis X_1 e X_2 , não independentes seria:

$$VAR[\bar{X}] = \{VAR[X_1] + VAR[X_2] + 2COV[X_1, X_2]\}/4 \quad (4.3)$$

Adotando uma convenção usual em estatística e lembrando que:

$$\sigma_{12} = r_{12}\sigma_1\sigma_2 \quad (4.4)$$

com σ_{12} , a covariância entre as duas variáveis; r_{12} , o coeficiente de correlação entre as variáveis X_1 e X_2 ; e σ_1, σ_2 os desvios padrão respectivos, iguais à raiz quadrada da variância, a equação (4.3) pode ser representada na forma matricial:

$$\sigma^2 = \frac{1}{4} \begin{bmatrix} 1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & r_{12}\sigma_1\sigma_2 \\ r_{12}\sigma_1\sigma_2 & \sigma_2^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \end{bmatrix} \quad (4.5)$$

Generalizando para o caso de n variáveis não independentes, com $(n^2-n)/2$ covariâncias, tem-se:

$$\sigma^2 = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n r_{i,j} \sigma_i \sigma_j \quad (4.6)$$

onde r_{ij} é o coeficiente de correlação entre a variável X_i e a variável X_j . A matriz na equação (4.5) e a sua generalização para n variáveis (4.6) é conhecida como matriz de covariâncias, e foi utilizada por FILL & KRUGER (1989) para determinar a soma das energias garantidas incrementais de um sistema hidrelétrico integrado com n usinas. O uso da matriz de covariâncias para o cálculo do desvio padrão das vazões médias anuais, segundo parâmetro da fórmula da energia garantida, constitui etapa essencial deste trabalho.

Uma vez demonstrado analiticamente que a variância das vazões médias anuais pode ser estimada pela média das variâncias e covariâncias das vazões diárias, testou-se a teoria com valores práticos, conforme descrito na próxima sub-seção.

4.2.1 Obtenção do Desvio Padrão Anual pela Matriz de Covariâncias

Para validar a utilização do modelo apresentado na seção anterior, foram estimados os desvios padrão diários e a estrutura de correlação das 365 vazões médias diárias referentes a cada local. Assumindo-se o modelo teórico expresso pela equação (4.6), e considerando os parâmetros estimados para cada dia do ano, os valores obtidos foram comparados com os valores estimados do histórico. O modelo de obtenção do desvio padrão anual (matriz de covariâncias) permite que se considere a sazonalidade no coeficiente de variação diário nos 365 dias do ano. Sendo assim, o modelo com consideração da sazonalidade e aquele sem a consideração deste efeito (vazões médias diárias estacionárias), foi testado. Os resultados dos testes realizados são apresentados na tabela 4.6 que apresenta para esses dois casos (ajustados pelo método dos momentos) os desvios em relação aos valores observados nos postos (i.e. calculando as médias anuais das vazões diárias e a seguir o desvio padrão destas).

TABELA 4.6 – COMPARAÇÃO DOS MODELOS ESTACIONÁRIO E SAZONAL PARA O DESVIO PADRÃO ANUAL AJUSTADO PELO MÉTODO DOS MOMENTOS, DISTRIBUIÇÃO LN 2.

POSTO	DESVIOS RELATIVOS EM %	
	MODELO	
	Estacionário	Sazonal
64620000	6,0	6,5
65100000	-3,2	-2,7
65825000	-1,0	-0,5
71498000	-2,5	-2,0
73180000	-1,0	-0,2
83250000	-4,1	-3,8
84580000	-1,8	-1,2
$\delta[\alpha]$ méd.	-1,1	-0,6
$\delta[\alpha]$ máx. (-)	-4,1	-3,8
$\delta[\alpha]$ máx. (+)	6,0	6,5

A comparação dos resultados leva a concluir que na estimativa do desvio padrão anual, com exceção do posto 64620000 (Rio dos Patos), o modelo sazonal tem vantagem em relação ao estacionário (variâncias iguais ao longo do ano) como esperado.

Considerou-se, entretanto, que as diferenças entre os desvios apresentados nos

dois modelos foram reduzidas, levando-se em conta outras fontes de erros na obtenção deste parâmetro, tais como a distribuição marginal, a estrutura de dependência temporal e o erro amostral.

Desta forma considerou-se razoável para os propósitos desta dissertação adotar o modelo de obtenção do desvio padrão anual expresso pela equação (4.6), sem levar em conta a sazonalidade dos seus parâmetros de entrada, os desvios padrão das vazões médias diárias e a respectiva estrutura de correlação. Também, a possibilidade de modelar de forma mais simples e eficaz a estrutura de correlação temporal, influí na opção por um modelo estacionário para as vazões diárias. O problema então, se desloca para a análise dos efeitos introduzidos pela censura das vazões médias diárias nesses parâmetros e em consequência, na estimativa do desvio padrão anual pela matriz de covariâncias.

4.2.2 Desvio Padrão das Vazões Médias Diárias

Nesta etapa analisou-se o efeito da censura sobre o desvio padrão diário. Analogamente a aproximação efetuada para a média de longo termo, utilizou-se a equação (2.43) e as equações do quadro 2.2 para as distribuições LN 2 e LN 3, sendo os parâmetros destas obtidas pelo método dos momentos e da máxima verossimilhança.

As tabelas 4.7 e 4.8 ilustram os desvios resultantes com a utilização das distribuições LN 2 e LN 3 com os parâmetros ajustados pelo método dos momentos, e as tabelas 4.9 e 4.10 mostram os desvios obtidos com o uso das mesmas distribuições com seus parâmetros ajustados pelo método da máxima verossimilhança.

A análise dos resultados mostra, na maioria dos casos, a superioridade da máxima verossimilhança, com o método dos momentos introduzindo uma forte tendenciosidade ao desvio padrão diário estimado, principalmente nos níveis de censura reduzidos.

TABELA 4.7 – AJUSTE DO DESVIO PADRÃO DIÁRIO – LN 2, MÉTODO DOS MOMENTOS.

POSTO	DESVIOS RELATIVOS EM %				
	NÍVEL DE CENSURA				
	0,3	0,5	1,0	3,0	5,0
64620000	48,9	23,4	10,8	6,6	2,0
65100000	131,2	35,8	11,0	1,6	-1,9
65825000	30,6	15,6	4,9	5,2	3,3
71498000	-11,8	-10,8	-10,4	-11,6	-13,7
73180000	24,6	11,5	6,6	1,7	-1,7
83250000	61,0	28,7	13,2	11,0	11,4
84580000	92,1	37,5	16,3	9,1	5,4
$\delta[\alpha]$ méd.	53,8	20,2	7,5	3,4	0,7
$\delta[\alpha]$ máx. (-)	-11,8	-10,8	-10,4	-11,6	-13,7
$\delta[\alpha]$ máx. (+)	131,2	37,5	16,3	11,0	11,4

TABELA 4.8 – AJUSTE DO DESVIO PADRÃO DIÁRIO – LN 3, MÉTODO DOS MOMENTOS.

POSTO	DESVIOS RELATIVOS EM %				
	NÍVEL DE CENSURA				
	0,3	0,5	1,0	3,0	5,0
64620000	52,1	24,7	11,3	5,9	1,4
65100000	189,0	58,0	17,1	0,3	-3,3
65825000	45,4	23,0	7,2	4,1	2,3
71498000	-3,8	-6,7	-8,8	-12,2	-14,4
73180000	33,1	15,4	7,2	0,4	-3,4
83250000	64,8	30,2	13,2	10,2	10,4
84580000	118,3	51,3	19,9	7,8	4,0
$\delta[\alpha]$ méd.	71,3	28,0	9,6	2,4	-0,4
$\delta[\alpha]$ máx. (-)	-3,8	-6,7	-8,8	-12,2	-14,4
$\delta[\alpha]$ máx. (+)	189,0	58,0	19,9	10,2	10,4

TABELA 4.9 – AJUSTE DO DESVIO PADRÃO DIÁRIO – LN 2, MÉTODO DA MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA.

POSTO	DESVIOS RELATIVOS EM %				
	NÍVEL DE CENSURA				
	0,3	0,5	1,0	3,0	5,0
64620000	16,5	6,5	3,5	-4,2	-13,8
65100000	73,4	16,0	4,3	-7,8	-15,0
65825000	6,8	3,9	0,4	-1,2	-5,9
71498000	-7,8	-9,2	-9,8	-11,9	-14,0
73180000	10,5	3,8	2,1	-7,2	-14,3
83250000	12,4	3,9	2,9	-3,1	-10,5
84580000	22,3	8,4	5,8	-4,4	-13,8
$\delta[\alpha]$ méd.	19,1	4,8	1,3	-5,7	-12,5
$\delta[\alpha]$ máx. (-)	-7,8	-9,2	-9,8	-11,9	-15,0
$\delta[\alpha]$ máx. (+)	73,4	16,0	5,8	-1,2	-5,9

TABELA 4.10 – AJUSTE DO DESVIO PADRÃO DIÁRIO – LN 3, MÉTODO DA MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA.

POSTO	DESVIOS RELATIVOS EM %				
	NÍVEL DE CENSURA				
	0,3	0,5	1,0	3,0	5,0
64620000	26,2	11,7	5,6	-3,0	-11,9
65100000	154,3	49,4	13,9	-4,8	-10,4
65825000	36,5	17,7	5,3	2,1	-0,9
71498000	0,2	-7,5	-13,3	-15,9	-16,3
73180000	33,1	15,4	6,6	-2,8	-7,4
83250000	23,6	11,6	5,5	-0,7	-6,9
84580000	70,3	31,1	12,6	-1,6	-9,6
$\delta[\alpha]$ méd.	49,2	18,5	5,2	-3,8	-9,1
$\delta[\alpha]$ máx. (-)	0,2	-7,5	-13,3	-15,9	-16,3
$\delta[\alpha]$ máx. (+)	154,3	49,4	13,9	2,1	-0,9

Com relação à distribuição marginal, observa-se que a exemplo da modelagem da vazão média, a distribuição LN 2 apresentou resultados superiores à distribuição LN 3, com exceção dos níveis de censura elevados, geralmente de pouco interesse prático no caso das PCHs.

Percebe-se ainda, uma tendenciosidade nas estimativas do desvio padrão no sentido de subestimar o desvio padrão diário à medida que se incrementa o nível da censura ($\delta < 0 \rightarrow \alpha < \alpha_0$ vide equação 3.1). Para baixos níveis de censura, a tendência é superestimar o desvio padrão diário. Os resultados obtidos com a distribuição LN 2 e estimativa de parâmetros pelo método da máxima verossimilhança foram considerados aceitáveis, principalmente nos níveis de censura interessantes sob o enfoque prático, que no caso das PCHs situa-se em geral entre 0,5 e 3,0 da média de longo termo, conforme descrito no capítulo 3. Não foi realizada uma comparação direta dos desvios padrão diários para a LN 2 com sazonalidade, haja vista que seria necessária a comparação um a um dos 365 valores para avaliar a distribuição e o tipo de ajuste. Os efeitos da sazonalidade para vazões censuradas foram analisados de forma indireta, pelo seu impacto no valor do desvio padrão anual ao longo da sub-seção 4.2.3.

4.2.3 Estrutura de Correlação

Analizando-se a equação (4.6) percebe-se que a estrutura de correlação da série diária, expressa pelo conjunto dos coeficientes de autocorrelação $r_{i,j}$, também

deve ser analisada quanto aos efeitos da censura (KAVISKI & MULLER,1999) . O correlograma é uma forma de condensar essas informações e permite através de análise visual, escolher um modelo teórico adequado para sua modelagem. Três abordagens básicas para modelar o correlograma foram testadas e serão descritas a seguir: o ajuste por um modelo AR(p), o ajuste por uma curva de potência ajustada pelo método dos mínimos quadrados e a estimativa do chamado fator F , a ser apresentado a seguir.

4.2.3.1 Ajuste por modelo AR(p).

Uma primeira aproximação testada para a estrutura de correlação das vazões médias diárias, considerou a utilização de um esquema do tipo AR(1) também conhecido como cadeia de Markov, e um modelo do tipo AR(2). Os ajustes foram comparados visualmente com os correlogramas de 3 postos fluviométricos típicos da região, representativos da estrutura de correlação temporal das vazões médias diárias.

As figuras 4.1, 4.2 e 4.3 mostram que os modelos AR(1) e AR(2) não conseguem reproduzir a estrutura de correlação, levando a subestimar os coeficientes de autocorrelação com *lag* elevados, o que segundo a equação (4.6) se traduziria em uma redução significativa da estimativa do desvio padrão anual, superestimando a energia garantida. No posto de Rio do Pouso, mostrado na figura 4.2, o modelo AR(1) coincide com o modelo AR(2).

FIGURA 4.1 – CORRELOGRAMA DE RIO NEGRO E AJUSTE DE MODELOS AR(1) E AR(2)

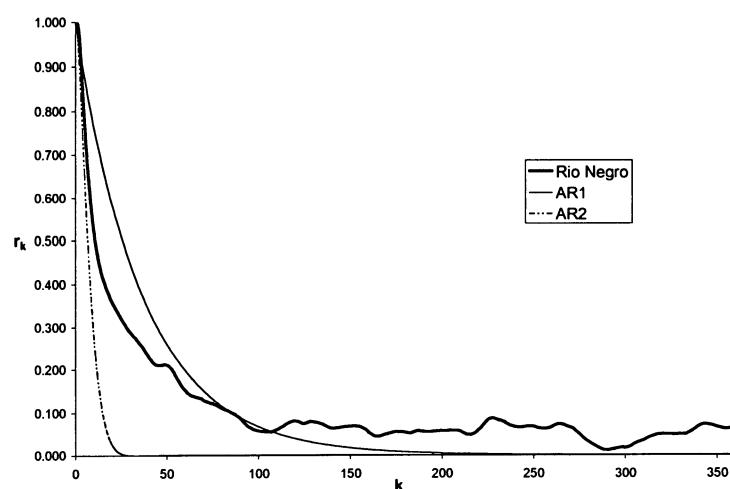


FIGURA 4.2 – CORRELOGRAMA DE RIO DO POUSO E AJUSTE DE MODELOS AR(1) E AR(2)

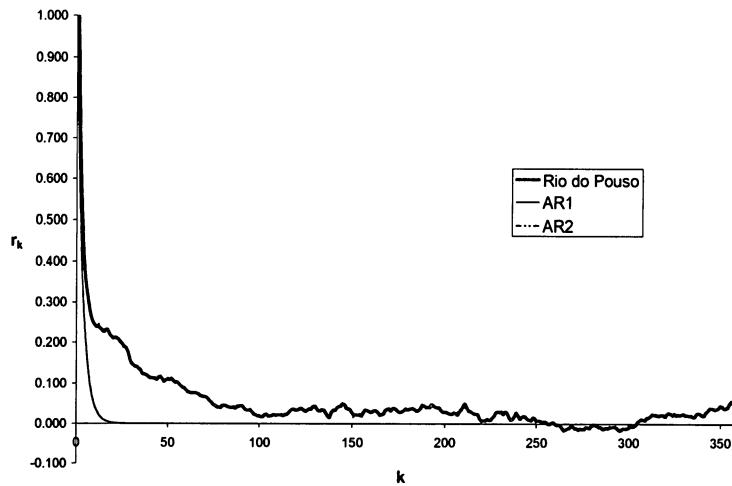
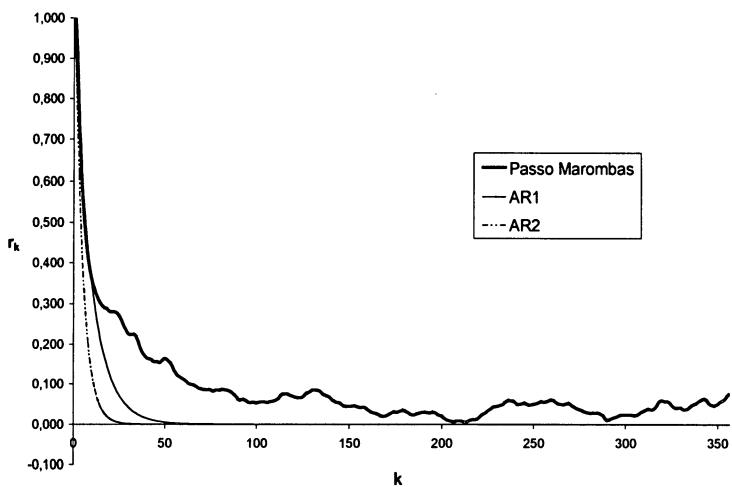


FIGURA 4.3 – CORRELOGRAMA DE PASSO MAROMBAS E AJUSTE DE MODELOS AR(1) E AR(2)



As figuras 4.1 a 4.3 não recomendam, visualmente, o ajuste por modelos do tipo AR(1), ou AR(2) para a estrutura das vazões médias diárias dos postos da região. Apesar disso, os ajustes com os modelo AR(1) e AR(2) foram testados, visto que a simplificação da estrutura de correlação da região por um modelo do tipo AR(p), principalmente no caso de um modelo markoviano AR(1), simplificaria em muito a solução do problema, uma vez que apenas um parâmetro, o coeficiente de correlação serial *lag-1* define por completo o modelo.

A seguir, analisam-se os efeitos da censura sobre o coeficiente de correlação *lag-1* de um modelo AR(1), e sobre o coeficiente de correlação *lag-1* das séries históricas para efeitos de comparação. Para avaliação dos efeitos da censura no modelo AR(1), efetuou-se uma simulação, utilizando um modelo tradicional baseado em cadeias de Markov estacionárias (BRÁS & ITURBE-RODRIGUEZ, 1985):

$$X_t = \mu + r_1(X_{t-1} - \mu) + \sigma(1 - r_1^2)^{1/2} \varepsilon_t \quad (4.7)$$

onde: μ é a média, σ o desvio padrão, r_1 o coeficiente de correlação *lag-1*

ε_t é uma variável aleatória independente normalmente distribuída com média zero e desvio padrão unitário.

A listagem da rotina utilizada para a simulação se encontra no ANEXO 1, com os resultados da simulação comparados com os valores obtidos do histórico nas figuras 4.4 e 4.5. A rotina de cálculo dos correlogramas naturais e suas respectivas versões censuradas se encontra no ANEXO 2.

FIGURA 4.4 – COMPARAÇÃO DO EFEITO DA CENSURA SOBRE O COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO LAG-1 OBSERVADO E O RESPECTIVO MODELO AR(1) PARA O POSTO DE RIO NEGRO ($r_1=0,973$)

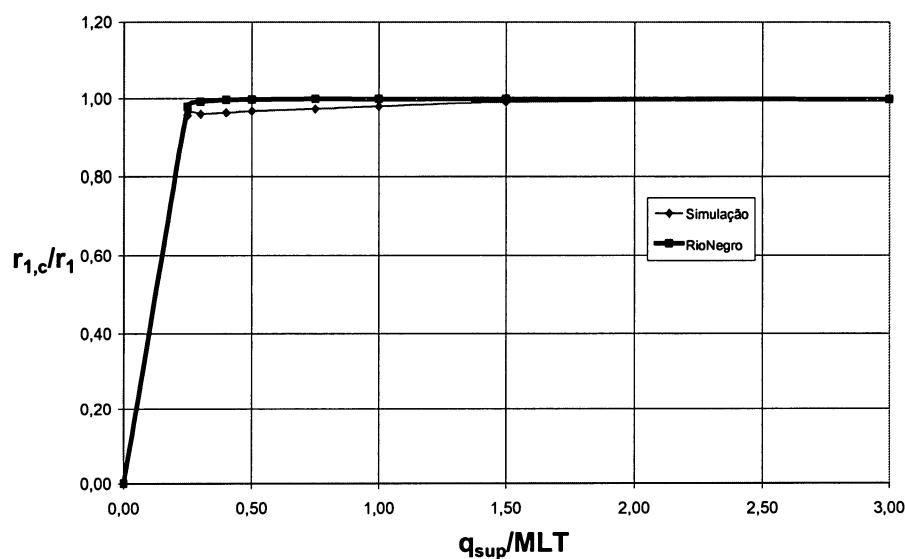
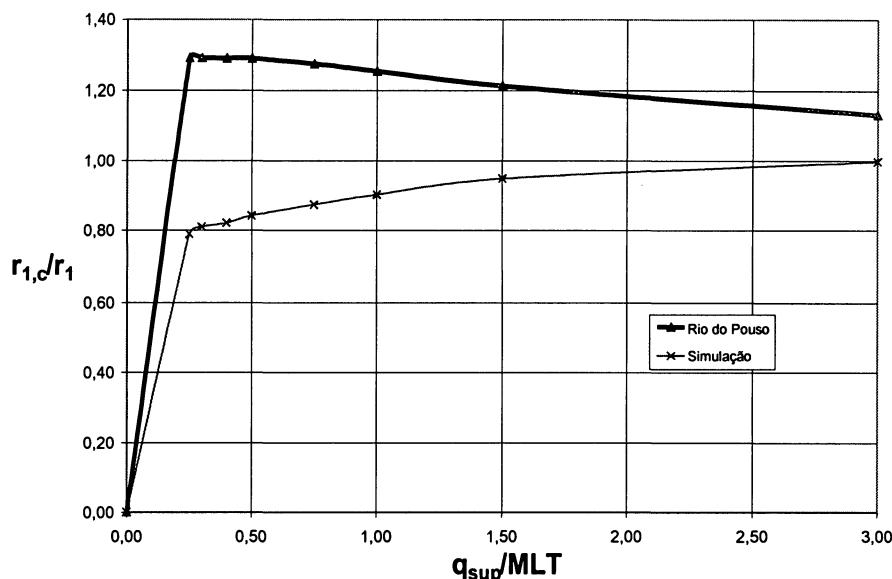


FIGURA 4.5 – COMPARAÇÃO DO EFEITO DA CENSURA SOBRE O COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO LAG-1 OBSERVADO E O RESPECTIVO MODELO AR(1) PARA O POSTO DE RIO DO POUSO ($r_1=0,732$)



A análise das figuras 4.4 a 4.5, mostra que, apesar da simulação do modelo AR(1) fornecer sempre menores valores de r_1 principalmente em níveis de censura baixos, o oposto ocorre com os dados das séries observadas censuradas. Os motivos deste comportamento foram relatados no capítulo 2. A utilização do modelo AR(1) reflete em piora no ajuste, tanto quanto for menor o valor do r_1 local, conforme se verifica nas figuras 4.4 e 4.5.

Inicialmente, foram testadas as tentativas de obtenção do desvio padrão anual considerando um modelo de estrutura temporal AR(1) e AR(2) sem considerar os efeitos da censura sobre o modelo AR(1), já que a simulação forneceria sempre $r_{1,c} < r_1$, o que contraria a evidência obtida pelos dados observados conforme demonstrado pelas figuras 4.4 e 4.5. As tabelas 4.11 a 4.15 mensuram o ajuste do desvio padrão anual por modelos do tipo AR(1) e AR(2). Os ajustes testados a seguir consideraram os efeitos da censura apenas sobre o desvio padrão diário.

TABELA 4.11 – AJUSTE DO DESVIO PADRÃO ANUAL. DISTRIBUIÇÃO LN 2 ESTACIONÁRIA/ AR(1). MÉTODO DOS MOMENTOS.

POSTO	DESVIOS RELATIVOS EM %				
	NÍVEL DE CENSURA				
	0,3	0,5	1,0	3,0	5,0
64620000	-32,1	-43,5	-43,1	-32,7	-28,7
65100000	104,0	4,6	-9,1	-3,1	-2,4
65825000	-27,3	-36,8	-37,8	-32,0	-30,1
71498000	-60,0	-59,0	-56,2	-48,0	-44,2
73180000	-60,0	-60,7	-58,5	-49,6	-47,1
83250000	-69,5	-76,7	-77,2	-72,4	-69,9
84580000	-57,1	-72,0	-72,7	-63,8	-60,9
$\delta[\alpha]$ méd.	-28,9	-49,1	-50,6	-43,1	-40,5
$\delta[\alpha]$ máx. (-)	-69,5	-76,7	-77,2	-72,4	-69,9
$\delta[\alpha]$ máx. (+)	104,0	4,6	-9,1	-3,1	-2,4

TABELA 4.12 – AJUSTE DO DESVIO PADRÃO ANUAL. DISTRIBUIÇÃO LN 2 SAZONAL/ AR(1). MÉTODO DOS MOMENTOS.

POSTO	DESVIOS RELATIVOS EM %				
	NÍVEL DE CENSURA				
	0,3	0,5	1,0	3,0	5,0
64620000	-32,1	-44,2	-43,4	-33,2	-29,1
65100000	113,9	5,6	-9,7	-4,0	-3,0
65825000	-25,0	-36,8	-38,4	-32,4	-30,4
71498000	-60,0	-59,0	-56,8	-48,4	-44,4
73180000	-60,0	-60,7	-58,8	-50,0	-47,4
83250000	-69,5	-76,7	-77,5	-72,6	-70,0
84580000	-54,8	-72,0	-72,9	-64,0	-61,0
$\delta[\alpha]$ méd.	-26,8	-49,1	-51,1	-43,5	-40,8
$\delta[\alpha]$ máx. (-)	-69,5	-76,7	-77,5	-72,6	-70,0
$\delta[\alpha]$ máx. (+)	113,9	5,6	-9,7	-4,0	-3,0

TABELA 4.13 – AJUSTE DO DESVIO PADRÃO ANUAL. DISTRIBUIÇÃO LN 2 ESTACIONÁRIA/ AR(1). MÉTODO DA MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA.

POSTO	DESVIOS RELATIVOS EM %				
	NÍVEL DE CENSURA				
	0,3	0,5	1,0	3,0	5,0
64620000	-46,4	-50,7	-46,7	-39,7	-39,7
65100000	49,3	-11,1	-14,8	-12,0	-15,4
65825000	-40,9	-43,2	-40,5	-36,0	-36,3
71498000	-62,9	-60,9	-57,0	-49,3	-46,3
73180000	-64,3	-63,6	-60,2	-54,1	-54,0
83250000	-79,7	-80,8	-79,4	-76,0	-75,8
84580000	-71,4	-78,0	-75,2	-68,2	-67,9
$\delta[\alpha]$ méd.	-45,2	-55,5	-53,4	-47,9	-47,9
$\delta[\alpha]$ máx. (-)	-79,7	-80,8	-79,4	-76,0	-75,8
$\delta[\alpha]$ máx. (+)	49,3	-11,1	-14,8	-12,0	-15,4

TABELA 4.14 – AJUSTE DO DESVIO PADRÃO ANUAL. DISTRIBUIÇÃO LN 2 ESTACIONÁRIA/ AR(2). MÉTODO DOS MOMENTOS.

POSTO	DESVIOS RELATIVOS EM %				
	NÍVEL DE CENSURA				
	0,3	0,5	1,0	3,0	5,0
64620000	-57,1	-63,8	-63,2	-56,4	-53,7
65100000	-0,5	-48,1	-54,5	-51,7	-51,3
65825000	-45,5	-52,8	-53,4	-48,8	-47,3
71498000	-68,6	-68,3	-66,3	-60,1	-57,1
73180000	-62,9	-62,9	-60,9	-52,9	-50,4
83250000	-67,8	-74,7	-75,6	-70,5	-67,8
84580000	-52,4	-69,5	-70,2	-60,3	-57,2
$\delta[\alpha]$ méd.	-50,7	-62,9	-63,4	-57,2	-55,0
$\delta[\alpha]$ máx. (-)	-68,6	-74,7	-75,6	-70,5	-67,8
$\delta[\alpha]$ máx. (+)	-0,5	-48,1	-53,4	-48,8	-47,3

TABELA 4.15 – AJUSTE DO DESVIO PADRÃO ANUAL. DISTRIBUIÇÃO LN 2 ESTACIONÁRIA/ AR(2). MÉTODO DA MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA.

POSTO	DESVIOS RELATIVOS EM %				
	NÍVEL DE CENSURA				
	0,3	0,5	1,0	3,0	5,0
64620000	-66,1	-68,1	-65,5	-60,8	-60,9
65100000	-25,4	-55,6	-57,4	-56,1	-57,8
65825000	-54,5	-57,6	-55,2	-51,7	-52,0
71498000	-71,4	-69,6	-67,1	-61,0	-58,8
73180000	-67,1	-65,7	-62,7	-57,0	-56,9
83250000	-78,0	-79,5	-78,1	-74,4	-74,0
84580000	-69,0	-75,6	-72,9	-65,3	-65,0
$\delta[\alpha]$ méd.	-61,7	-67,4	-65,6	-60,9	-60,8
$\delta[\alpha]$ máx. (-)	-78,0	-79,5	-78,1	-74,4	-74,0
$\delta[\alpha]$ máx. (+)	-25,4	-55,6	-55,2	-51,7	-52,0

Os ajustes mostrados nas tabelas 4.11 a 4.15 consideraram a utilização de distribuição LN 2 estacionária e sazonal ajustada pelo método dos momentos e LN 2 estacionária ajustada pelo método da máxima verossimilhança. Nesta fase não se apresentaram resultados para distribuição LN 3, dado que os resultados desta distribuição já se mostraram inferiores para o desvio padrão diário. A estrutura de correlação considerada foi aproximada, segundo modelos AR(1) e AR(2), sem ajustes devido aos efeitos da censura.

A análise dos resultados apresentados reforça a idéia da importância da estrutura de correlação na avaliação do desvio padrão anual. Os valores apresentados nas tabelas 4.11 a 4.15 exprimem forte tendenciosidade no sentido de subestimar o

desvio padrão anual, o que como visto anteriormente, provocaria super estimação da energia garantida. A consideração da sazonalidade na média e no coeficiente de variação diário se mostra pouco importante para os propósitos de obtenção das estatísticas em nível anual.

Uma análise mais atenta dos resultados faz concluir que há uma correlação dos resultados com o coeficiente de correlação serial *lag-1* (tabela 3.1). Quanto maior este coeficiente, menores serão os desvios considerando um ajuste por um modelo do tipo AR(1). As figuras 4.1 a 4.3 já sugeriram esta afirmação. Ainda, uma variação sistemática nos desvios é percebida no sentido inverso ao observado no caso do desvio padrão diário. Aparentemente, a incorreta representação da estrutura de dependência temporal contribuiu para estes resultados.

O desvio padrão anual, portanto, resultado dos efeitos da censura no desvio padrão diário e na estrutura de correlação, não pode ser representado por um modelo do tipo AR(1) nem AR(2), sob pena de se cometer erros da magnitude dos apresentados nas tabelas 4.11 a 4.15.

A equação (4.6) pode ser apresentada na forma matricial para modelagem do desvio padrão anual ($n=365$ dias) da seguinte maneira:

$$\sigma_a^2 = \frac{1}{365^2} [1 \ 1 \ \dots \ 1]_{1x365} \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & r_1\sigma_1\sigma_2 & \dots & r_{364}\sigma_1\sigma_{365} \\ r_1\sigma_2\sigma_1 & \sigma_2^2 & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ r_{364}\sigma_{365}\sigma_1 & r_{363}\sigma_{365}\sigma_2 & \dots & \sigma_{365}^2 \end{bmatrix}_{365x365} \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ \dots \\ 1 \end{bmatrix}_{365x1} \quad (4.8)$$

A equação (4.8) e os resultados apresentados nos parágrafos anteriores sugerem que a consideração do coeficiente de correlação serial *lag-1* como parâmetro único representativo de toda a série estrutural é inadequada, sendo necessário portanto, uma representação mais completa da estrutura de correlação serial a ser inserida no modelo matricial. Como já comentado, o modelo AR(2) também mostrou-se incapaz de descrever a estrutura de dependência temporal. Modelos AR(p) com $p>2$ não são recomendados na literatura (LOUCKS et al., 1981).

4.2.3.2 Curvas ajustadas pelo método dos mínimos quadrados.

Dado que não foi encontrado um modelo linear teórico simples e adequado para representação da estrutura de correlação, investigou-se o ajuste de curvas do tipo exponenciais e potenciais aos correlogramas extraídos dos dados existentes pelo método dos mínimos quadrados. A curva do tipo potência e na forma da equação (4.9) se mostrou mais adequada aos correlogramas da região estudada:

$$r_k = ck^d \quad (4.9)$$

onde: c e d são coeficientes ajustados por mínimos quadrados

k é o intervalo entre os dias i e j ou *lag*.

Na primeira tentativa de aproximação da estrutura de correlação constatou-se uma correlação dos resultados com o r_1 , agrupou-se os correlogramas de todos os postos com mais de 30 anos com dados sem falhas (75 % do total de postos) segundo 6 faixas de valores de r_1 , com limites escolhidos convenientemente, ajustando assim 6 curvas do tipo potência, sendo uma para cada faixa. A tabela 4.16 ilustra as faixas utilizadas com os coeficientes das curvas de potência ajustados e os respectivos coeficientes de determinação R^2 , que medem a fração do fenômeno que é explicada pela curva ajustada (SPIEGEL, 1977). A tabela 4.16 e a figura 4.6 apresentadas a seguir procuram avaliar a qualidade do ajuste dessas curvas.

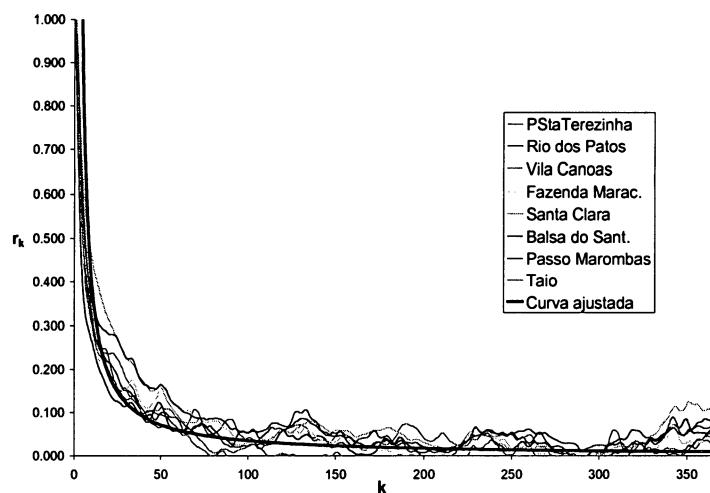
TABELA 4.16 – AJUSTE DE CURVA DO TIPO POTENCIAL PARA OS CORRELOGRAMAS AGRUPADOS PELO COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO *LAG-1*

FAIXA	c	D	R^2
$0,95 < r_1$	3,023	-0,777	0,650
$0,85 < r_1 < 0,95$	3,739	-1,019	0,482
$0,75 < r_1 < 0,85$	1,861	-0,774	0,709
$0,65 < r_1 < 0,75$	1,995	-0,907	0,550
$0,55 < r_1 < 0,65$	1,259	-0,811	0,570
$r_1 < 0,55$	2,455	-1,053	0,451

Apesar dos coeficientes de determinação mostrarem um ajuste apenas razoável, percebe-se visualmente significativa melhora do ajuste em relação aos

modelos AR(p). Entretanto, para valores baixos de k ($k < 5$) as curvas ajustadas superestimam consideravelmente os valores de r_k apresentando inclusive valores superiores a unidade, o que é conceitualmente impossível. O baixo valor de R^2 se explica pelo fato de que o correlograma das vazões diárias locais apresentam um rápido decréscimo de r_k para valores baixos de k , e uma lenta convergência dos valores de r_k para zero para valores elevados de k . Segundo YEVJEVICH(1984), esta lenta convergência, muito comum no caso de vazões diárias, é conhecida como “*long-range climatic persistence*”, e é explicada pelas longas durações de diversos fenômenos climáticos, como por exemplo longas estiagens.

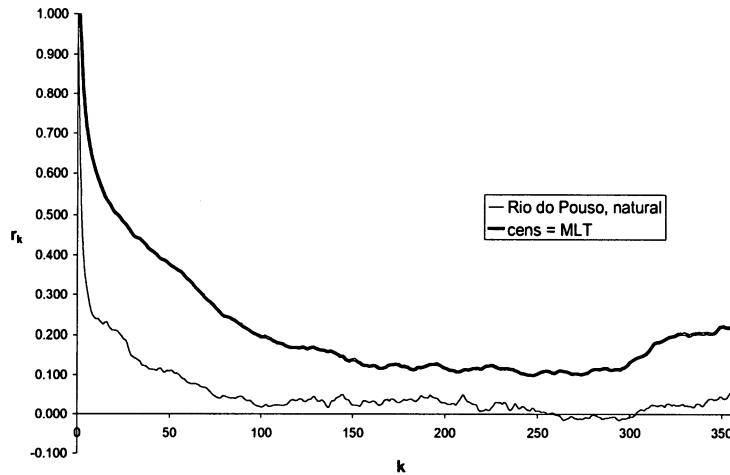
FIGURA 4.6 – AJUSTE DE FUNÇÃO POTÊNCIA PARA OS CORRELOGRAMAS DA FAIXA DE $0,85 < r_k < 0,95$.



Conforme visto na tentativa descrita em 4.2.3.1, a consideração da censura no modelo de persistência temporal também é necessária, porém esta provoca alterações desiguais ao longo do correlograma, dificultando a análise. Estas diferenças são ilustradas na figura 4.7, com o correlograma natural do posto de Rio do Pouso e o seu correlograma censurado na média de longo termo ($q_{sup}/MLT = 1,00$).

Uma vez que a equação (4.6) leva em conta toda a estrutura de correlação, uma idéia inicial de incorporar o efeito da censura na estrutura de autocorrelação seria considerar um acréscimo médio nos valores de r_k provocados pelos efeitos da censura nas vazões médias diárias.

FIGURA 4.7 – COMPARAÇÃO DO CORRELOGRAMA NATURAL X CORRELOGRAMA CENSURADO NA MLT, POSTO FLUVIOMÉTRICO DE RIO DO POUSO



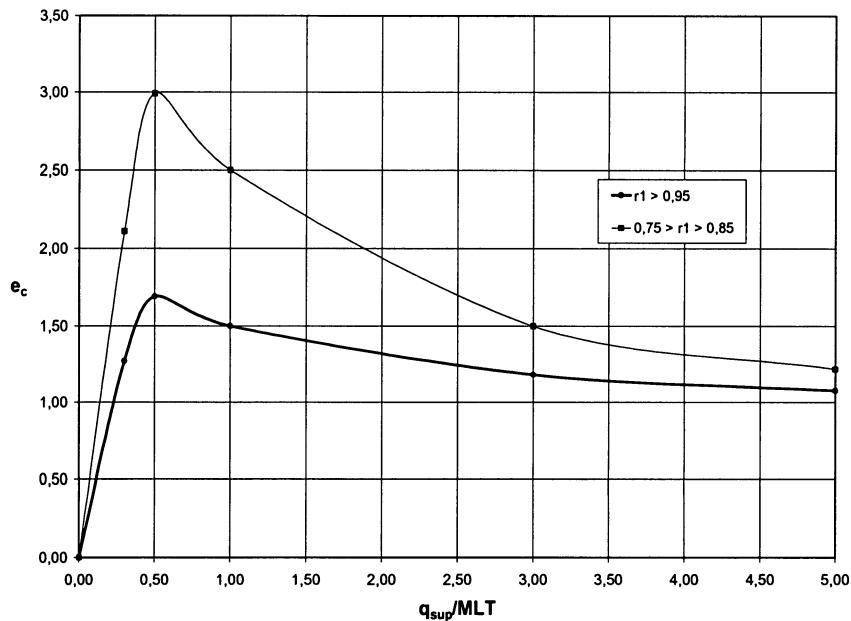
Os efeitos da censura sobre a estrutura de correlação seriam então representados por um fator de correção e_c , correspondente ao incremento médio nos valores de r_k para cada nível de censura considerado, e seria calculado da seguinte forma:

$$e_c = \frac{\sum_{k=0}^{364} \rho_{k,c}}{\sum_{k=0}^{364} \rho_k} \quad (4.10)$$

Os fatores e_c foram calculados, e analogamente ao critério utilizado para as curvas ajustadas para os correlogramas não censurados, seus valores foram agrupados pelas respectivas faixas de coeficientes de correlação *lag-1* não censurados. Os resultados apresentados sob formas de figuras, a exemplo da figura 4.8, poderiam ser utilizados para a estimativa do desvio padrão anual censurado no nível de censura desejado, segundo a equação:

$$\sigma_{a,cens}^2 = \frac{e_c}{365^2} \begin{bmatrix} 1 & \dots & 1 \end{bmatrix}_{1 \times 365} \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & r_1 \sigma_1 \sigma_2 & \dots & r_{364} \sigma_1 \sigma_{365} \\ r_1 \sigma_2 \sigma_1 & \sigma_2^2 & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ r_{364} \sigma_{365} \sigma_1 & r_{363} \sigma_{365} \sigma_2 & \dots & \sigma_{365}^2 \end{bmatrix}_{365 \times 365} \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ \dots \\ 1 \end{bmatrix}_{365 \times 1} \quad (4.11)$$

FIGURA 4.8 – FATOR DE CORREÇÃO e_c PARA OS POSTOS FLUVIOMÉTRICOS COM $r_l > 0,95$ E $0,75 > r_l > 0,85$



A estrutura de correlação censurada ficaria, então, representada pelas curvas ajustadas, e pelo fator e_c . A figura 4.8 ilustrou os valores estimados de e_c para os postos fluviométricos pertencentes às faixas $r_l > 0,95$ e r_l entre 0,75 e 0,85.

Os resultados apresentados nas tabelas 4.17 e 4.18 são expressivamente melhores do que a tentativa realizada com os modelos AR(p).

TABELA 4.17 – AJUSTE DO DESVIO PADRÃO ANUAL. DISTRIBUIÇÃO LN 2 ESTACIONÁRIA/ FATOR DE CORREÇÃO e_c . MÉTODO DOS MOMENTOS.

POSTO FLU.	DESVIOS RELATIVOS EM %				
	0,3	0,5	1,0	3,0	5,0
64620000	71,4	39,1	28,3	22,4	21,6
65100000	113,9	30,6	7,4	1,5	-2,2
65825000	59,1	34,4	20,7	7,2	12,6
71498000	-8,6	-5,0	-4,5	-7,8	0,0
73180000	35,7	58,6	52,8	42,8	37,2
83250000	42,4	15,1	0,0	-7,1	-7,9
84580000	100,0	32,9	16,5	18,7	15,9
$\delta[\alpha]$ méd.	59,1	29,4	17,3	11,1	11,0
$\delta[\alpha]$ máx. (-)	-8,6	-5,0	-4,5	-7,8	-7,9
$\delta[\alpha]$ máx. (+)	113,9	58,6	52,8	42,8	37,2

TABELA 4.18 – AJUSTE DO DESVIO PADRÃO ANUAL. DISTRIBUIÇÃO LN 2 ESTACIONÁRIA/ FATOR DE CORREÇÃO e_c . MÉTODO DA MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA.

POSTO FLU.	DESVIOS RELATIVOS EM %				
	NÍVEL DE CENSURA				
	0,3	0,5	1,0	3,0	5,0
64620000	33,9	21,0	20,1	9,9	2,8
65100000	59,2	11,1	0,6	-7,8	-15,2
65825000	31,8	20,8	15,5	0,8	2,7
71498000	-5,7	-3,1	-3,7	-8,1	-0,3
73180000	20,0	47,9	46,5	30,5	19,5
83250000	-1,7	-6,8	-9,4	-18,9	-26,0
84580000	31,0	4,9	5,6	4,0	-5,2
$\delta[\alpha]$ méd.	24,1	13,7	10,7	1,5	-3,1
$\delta[\alpha]$ máx. (-)	-5,7	-6,8	-9,4	-18,9	-26,0
$\delta[\alpha]$ máx. (+)	59,2	47,9	46,5	30,5	19,5

A tendência dos desvios do desvio padrão diário foi mantida na estimativa do desvio padrão anual, conforme conclui-se pela análise das tabelas 4.17 e 4.18. Porém, os desvios máximos obtidos sugerem um desajuste nas considerações realizadas. A sensibilidade obtida na análise da censura na estrutura de correlação diária permitiu algumas conclusões, descritas a seguir.

A estrutura de correlação diária, conforme citou YEVJEVICH(1984), carrega importantes informações locais sobre a bacia, como geologia, topografia, cobertura vegetal, climatologia, entre outros. O agrupamento dos correlogramas pelo r_l pode negligenciar alguns desses fatores inerentes à estrutura das vazões médias diárias. Com base nesses dados e nos resultados obtidos, apresenta-se uma nova tentativa para a modelagem da estrutura de correlação objetivando a obtenção do desvio padrão anual.

4.2.3.3 Ajuste pelo fator F .

Analizando-se a expressão (4.8), percebe-se que os coeficientes de correlação reaparecem mais vezes quanto menor for o seu *lag*. Enquanto r_{364} aparece apenas duas vezes na matriz 365x365, o seu coeficiente de correlação r_l aparece 728 vezes. Isso tende a distorcer o fator de correção e_c que considera todos os coeficientes de correlação r_k com mesmo peso. Considerando o desvio padrão diário estacionário ($\sigma_i=\sigma=\text{constante}$), o que parece aceitável, conforme já comentado e em sintonia com os objetivos deste estudo, a expressão (4.8) se torna:

$$\sigma_a^2 = \frac{1}{365^2} [1 \ 1 \ \dots \ 1]_{1 \times 365} \begin{bmatrix} \sigma^2 & r_1\sigma^2 & \dots & r_{364}\sigma^2 \\ r_1\sigma^2 & \sigma^2 & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ r_{364}\sigma^2 & r_{363}\sigma^2 & \dots & \sigma^2 \end{bmatrix}_{365 \times 365} \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ \dots \\ 1 \end{bmatrix}_{365 \times 1} \quad (4.12)$$

ou:

$$\sigma_a^2 = \frac{\sigma^2}{365^2} [1 \ 1 \ \dots \ 1]_{1 \times 365} \begin{bmatrix} 1 & r_1 & \dots & r_{364} \\ r_1 & 1 & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ r_{364} & r_{363} & \dots & 1 \end{bmatrix}_{365 \times 365} \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ \dots \\ 1 \end{bmatrix}_{365 \times 1} \quad (4.13)$$

O produto dos vetores $[1 \ 1 \ \dots \ 1]$ e $[1 \ 1 \ \dots \ 1]^T$ com a matriz constituída pelos coeficientes r de correlação serial é um artifício algébrico usado para somar os elementos da matriz de correlação. Essa soma dividida por 365^2 será o fator transformador da variância das vazões médias diárias em variância das vazões médias anuais, e que será denominado de “fator F ”:

$$\sigma_a^2 = F\sigma^2 \quad (4.14)$$

onde:

$$F = \frac{1}{365^2} \sum_{i=1}^{n=365} [1 + 2(n-i)r_i] \quad (4.15)$$

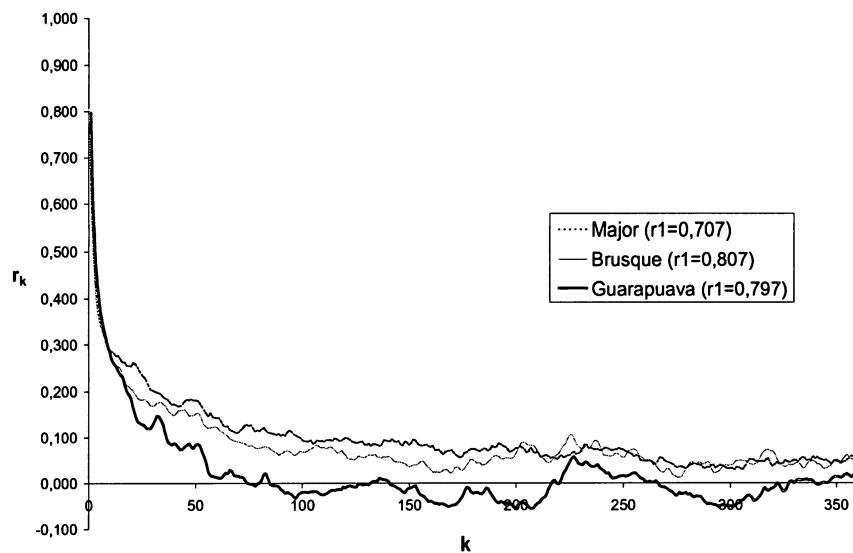
O uso do fator F para a representação da estrutura de correlação dentro da expressão (4.8) é preferível à curva ajustada por mínimos quadrados. Isto se deve ao fato de que a curva dos mínimos quadrados tende a se ajustar a todos os elementos do correlograma sem ponderar a influência que cada um exerce na expressão (4.8).

Além disso, o agrupamento dos correlogramas pelo coeficiente de correlação *lag-1* (tabela 4.16) não leva em consideração algumas das informações relevantes carregadas pelo correlograma. Toma-se o exemplo dos postos fluviométricos de Brusque ($r_1=0,807$) localizado na sub-bacia 83 e o posto de Guarapuava ($r_1=0,797$) localizado na sub-bacia 65. Os dois postos foram agrupados na mesma faixa na tabela 4.16

anterior. Porém, se compararmos os seus correlogramas com o do posto de Major ($r_1=0,707$) localizado na sub-bacia 84, próxima ao posto de Brusque, percebe-se que o correlograma de Brusque é muito mais parecido com o de Major do que com o de Guarapuava que possui r_1 quase igual (figura 4.9). Portanto, o agrupamento dos correlogramas por proximidade geográfica (sub-regiões) parece ser mais interessante do que o agrupamento por faixa de r_1 .

Desta forma propõe-se para a modelagem da estrutura das vazões médias diárias, tendo em vista a obtenção do desvio padrão anual, o uso do fator F combinado com um modelo probabilístico baseado na distribuição log-normal LN 2 e curvas empíricas para a consideração dos efeitos da censura na matriz de correlação, agrupados por sub-regiões.

FIGURA 4.9 – COMPARAÇÃO DA ESTRUTURA DE CORRELAÇÃO EM LOCAIS DISTINTOS



Uma vez concluído que o método baseado no fator F atende satisfatoriamente os objetivos pretendidos, estimou-se o seu valor para cada posto fluviométrico utilizado neste trabalho com vistas a sua regionalização. Os valores estão listados na tabela 4.19.

Para a consideração dos efeitos da censura sobre o fator F , agruparam-se os postos fluviométricos estudados em sub-regiões. A delimitação das sub-bacias

existentes nos estados do Paraná e Santa Catarina forneceriam a primeira opção de agrupamento dos postos estudados, porém algumas sub-bacias apresentaram mudanças significativas devido a sua própria extensão. Em outros casos foi possível também agrupar duas sub-bacias na mesma sub-região. Os valores de coeficientes de correlação cruzado entre as vazões médias diárias de diferentes locais, estimados e apresentados na figura 4.10, forneceram informação adicional para a seleção de 12 sub-regiões aproximadamente homogêneas quanto a estrutura de dependência serial das vazões médias diárias. A delimitação das sub-regiões homogêneas pode ser visualizada na figura 4.17.

REV.	DATA	NATUREZA DA REVISÃO		ELAB.	VERIF.	APROV.	
DEPARTAMENTO		DHS		UFPR			
PROJETO		ESTRUTURA DE CORRELAÇÃO					
ÁREA		RECURSOS HÍDRICOS					
TÍTULO		MATRIZ DE CORRELAÇÃO DOS POSTOS FLUVIOMÉTRICOS					
ELAB.	F.J.B.	VERIF.	H.D.O.A.F.	APROV.	H.D.O.A.F.	R. TÉC.	CREA Nº
CÓDIGO DOS DESCRIPTORES				DATA		ESCALA	FOLHA
- -				JUN / 2003		INDICADA	1/1
Nº DO CLIENTE				Nº PROJETO			REVISÃO
-				FIGURA 4.10			0

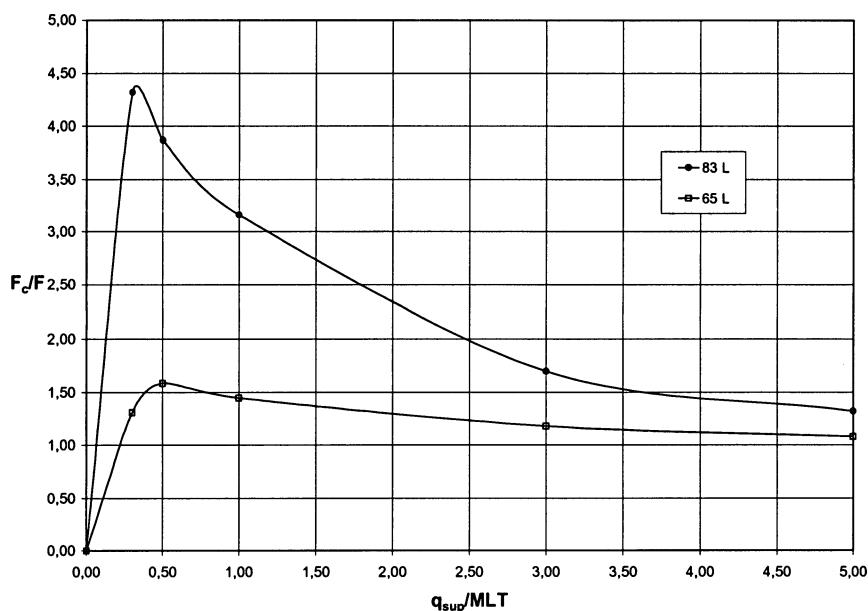
TABELA 4.19 – PARÂMETROS ESTIMADOS SOBRE AS SÉRIES ESTENDIDAS.

NÚM.	CÓDIGO	SUB - REGIÃO	POSTOS BASE	q _{MLT} (l/s/km ²)	CV _q	m M(lnq _i)	d Dp(lnq _i)	F
1	64242000	64 NE	2	15,66	1,122	2,437	0,755	0,133
2	64360000	64 NE	4	14,11	1,143	2,315	0,771	0,122
3	64382000	64 NE	2	12,70	1,514	2,118	0,839	0,092
4	64390000	64 NE	2	11,94	1,555	1,929	0,966	0,107
5	64500000	64 NE	2	18,21	1,107	2,645	0,679	0,112
6	64550000	64 NE	2	12,62	0,913	2,270	0,722	0,203
7	64620000	64 SO	8	20,70	1,624	2,488	0,942	0,079
8	64625000	64 SO	7	20,28	1,761	2,368	1,021	0,072
9	64660000	64 SO	7	20,89	1,697	2,367	1,097	0,070
10	64775000	64 SO	7	21,65	1,595	2,527	0,951	0,077
11	64780000	64 SO	10;7	23,36	1,464	2,680	0,894	0,084
12	64810000	64 SO	23	18,12	0,814	2,676	0,651	0,161
13	64890000	64 SO	10;7	27,52	1,595	2,767	0,951	0,077
14	65035000	65 L	-	18,57	0,941	2,601	0,796	0,175
15	65095000	65 L	16	20,19	0,952	2,725	0,703	0,142
16	65100000	65 L	-	20,66	0,945	2,750	0,703	0,157
17	65135000	65 L	-	19,15	0,827	2,714	0,658	0,145
18	65155000	65 L	-	17,28	0,824	2,614	0,662	0,193
19	65365000	65 O	23	27,97	1,241	2,917	0,881	0,112
20	65370000	65 O	29	23,41	1,279	2,680	0,961	0,101
21	65415000	65 O	23	27,36	1,261	2,900	0,860	0,096
22	65810000	65 O	23	21,22	1,160	2,674	0,837	0,113
23	65825000	65 O	22	27,31	1,127	2,946	0,819	0,119
24	65927000	65 O	25;19	29,22	1,170	2,955	0,896	0,119
25	65955000	65 O	23	29,05	1,341	2,815	1,035	0,089
26	70200000	70	29	23,79	1,725	2,597	1,004	0,054
27	71200000	71-72	28	29,46	1,128	2,956	0,896	0,109
28	71300000	71-72	27;29	26,34	1,006	2,876	0,880	0,131
29	71498000	71-72	-	22,38	1,210	2,676	0,915	0,122
30	72870000	71-72	29	25,18	1,943	2,660	0,977	0,062
31	73180000	73	29	25,23	1,839	2,534	1,085	0,061
32	73300000	73	33;29	29,51	1,429	2,842	0,997	0,097
33	73330000	73	32;29	29,70	1,431	2,848	0,997	0,097
34	73600000	73	29	31,27	1,283	2,993	0,932	0,124
35	73820000	73	34;29	24,99	1,971	2,355	1,265	0,058
36	81125000	81	37;2	19,06	0,819	2,795	0,495	0,179
37	81135000	81	36;2	16,13	0,886	2,608	0,526	0,156
38	81140000	81	37;2	12,95	1,078	2,357	0,552	0,161
39	81300000	81	37;2	21,11	0,884	2,863	0,555	0,165
40	82320000	82	41	40,44	1,371	3,288	0,845	0,047
41	82350000	82	-	31,99	1,431	3,060	0,813	0,043
42	82370000	82	41	24,50	1,530	2,787	0,804	0,040
43	83050000	83 O	29	24,56	1,336	2,602	1,114	0,088
44	83060000	83 O	43;29	24,60	1,475	2,591	1,099	0,072
45	83250000	83 O	-	17,80	1,948	2,377	0,907	0,075
46	83660000	83 L	41	27,82	1,275	2,859	0,975	0,062
47	83675000	83 L	46	34,52	1,124	3,225	0,747	0,083
48	83680000	83 L	46	30,40	1,135	3,051	0,832	0,079
49	83720000	83 L	46	32,73	1,232	3,055	0,946	0,070
50	83820000	83 L	46	26,25	1,278	2,831	0,943	0,064
51	83900000	83 L	52	21,93	0,962	2,853	0,632	0,132
52	84071000	84	51	21,67	0,868	2,856	0,626	0,141
53	84095000	84	51;52	21,11	1,031	2,756	0,752	0,122
54	84100000	84	52;51	29,98	1,164	3,067	0,802	0,083
55	84520000	84	56;57	29,97	1,142	3,143	0,652	0,073
56	84560002	84	57;52	25,37	1,062	2,945	0,709	0,084
57	84580000	84	52	25,04	1,066	2,925	0,716	0,078
58	84600000	84	57	24,64	0,861	3,002	0,592	0,175
59	84950000	84	57	37,89	1,819	2,833	1,309	0,038

NOTA: Estatísticas calculadas para a série de vazões médias diárias específicas.

Com as 12 sub-regiões definidas e apresentadas na tabela 4.19, estimou-se a influência da censura sobre o fator F em cada uma delas. Essa influência foi resumida e apresentada sob forma de figuras, sendo uma para cada sub-região. A figura 4.11 ilustra o efeito da censura sobre o parâmetro F nas sub-regiões 65 L e 83 L. O efeito da censura sobre F para todas as sub-regiões pode ser visualizado nas figuras disponibilizadas ao final da seção 4.3.

FIGURA 4.11 – EFEITO DA CENSURA NO FATOR “ F ” DE CORRELAÇÃO, SUB-REGIÕES 65L E 83L.



Com base nas informações apresentadas, foram estimados os desvios padrão anuais, analogamente as tentativas anteriores, segundo a expressão (4.16) para a variância:

$$\bar{\sigma}_{a,cens}^2 = F \frac{F_c}{F} \sigma_c^2 \quad (4.16)$$

onde: F é obtido na tabela 4.19 ou pela figura 4.16

F_c/F , obtido através das figuras 4.17 a 4.22, onde F_c é o F censurado.

σ_c^2 é a variância das vazões médias diárias censuradas e obtida por (2.43)

O método baseado no fator de correlação F foi aplicado para os sete postos

representativos e conduziu aos resultados apresentados nas tabelas 4.20 a 4.23 para distribuições de vazões diárias LN 2 e LN 3 e métodos distintos para estimativa dos parâmetros (método dos momentos e da máxima verossimilhança).

TABELA 4.20 – AJUSTE DO DESVIO PADRÃO ANUAL. DISTRIBUIÇÃO LN 2, FATOR F . MÉTODO DOS MOMENTOS.

POSTO	DESVIOS RELATIVOS EM %				
	NÍVEL DE CENSURA				
	0,3	0,5	1,0	3,0	5,0
64620000	57,1	29,7	17,8	12,8	8,0
65100000	113,9	25,0	4,3	-1,1	-4,7
65825000	38,6	22,4	14,6	8,5	4,9
71498000	1,4	-5,6	-10,9	-11,3	-8,7
73180000	0,0	-3,6	-6,3	-4,3	-5,7
83250000	42,4	8,9	-5,6	-7,5	-7,5
84580000	35,7	7,3	-0,7	2,2	-0,2
$\delta[\alpha]$ méd.	41,3	12,0	1,9	-0,1	-2,0
$\delta[\alpha]$ máx. (-)	0,0	-5,6	-10,9	-11,3	-8,7
$\delta[\alpha]$ máx. (+)	113,9	29,7	17,8	12,8	8,0

TABELA 4.21 – AJUSTE DO DESVIO PADRÃO ANUAL. DISTRIBUIÇÃO LN 3, FATOR F . MÉTODO DOS MOMENTOS.

POSTO	DESVIOS RELATIVOS EM %				
	NÍVEL DE CENSURA				
	0,3	0,5	1,0	3,0	5,0
64620000	62,5	31,2	18,4	12,4	7,3
65100000	163,7	45,4	9,7	-2,5	-6,0
65825000	54,5	29,6	17,1	7,7	3,7
71498000	8,6	-1,2	-9,5	-12,0	-9,5
73180000	4,3	-0,7	-6,0	-5,6	-7,2
83250000	45,8	10,3	-5,6	8,3	-8,4
84580000	54,8	17,7	2,3	0,9	-1,6
$\delta[\alpha]$ méd.	56,3	18,9	3,8	-1,1	-3,1
$\delta[\alpha]$ máx. (-)	4,3	-1,2	-9,5	-12,0	-9,5
$\delta[\alpha]$ máx. (+)	163,7	45,4	18,4	12,4	7,3

Os desvios calculados sugerem a adoção de distribuição LN 2 ajustada pela máxima verossimilhança para a estimativa do desvio padrão diário, o que já havia sido demonstrado na sub-seção 4.2.2. No caso da estrutura de correlação diária, o modelo do fator F se mostrou adequado, uma vez que não alterou a tendência dos desvios apresentados quando da estimativa do desvio padrão anual, mantendo a mesma ordem de grandeza nos erros cometidos na avaliação do desvio padrão diário censurado. Isso

leva a crer que futuras pesquisas deveriam investigar melhorias na precisão do modelo de obtenção do desvio padrão diário censurado.

TABELA 4.22 – AJUSTE DO DESVIO PADRÃO ANUAL. DISTRIBUIÇÃO LN 2, FATOR F . MÉTODO DA MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA.

POSTO	DESVIOS RELATIVOS EM %				
	NÍVEL DE CENSURA				
	0,3	0,5	1,0	3,0	5,0
64620000	17,9	9,4	6,9	-2,6	-12,8
65100000	49,3	8,3	-0,9	-8,4	-16,4
65825000	13,6	9,6	10,1	2,6	-4,3
71498000	0,0	-5,0	-9,8	-13,6	-12,5
73180000	-15,7	-15,0	-15,5	-17,4	-18,7
83250000	1,7	-8,2	-11,9	-18,4	-25,4
84580000	-9,5	-7,9	-2,3	-4,8	-13,9
$\delta[\alpha]$ méd.	8,2	-1,3	-3,3	-8,9	-14,9
$\delta[\alpha]$ máx. (-)	-15,7	-15,0	-15,5	-18,4	-25,4
$\delta[\alpha]$ máx. (+)	49,3	9,6	10,1	2,6	-4,3

TABELA 4.23 – AJUSTE DO DESVIO PADRÃO ANUAL. DISTRIBUIÇÃO LN 3, FATOR F . MÉTODO DA MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA.

POSTO	NÍVEL DE CENSURA				
	0,3	0,5	1,0	3,0	5,0
64620000	23,2	13,0	10,2	1,5	-8,8
65100000	59,2	5,6	-2,3	-10,2	-17,4
65825000	13,6	9,6	9,8	2,3	-4,5
71498000	-5,7	-9,3	-12,2	-13,6	-12,2
73180000	-11,4	-10,0	-10,6	-12,5	-17,8
83250000	-1,7	-12,3	-14,4	-19,4	-25,7
84580000	-11,9	-15,9	-9,7	-10,5	-18,3
$\delta[\alpha]$ méd.	9,3	-2,8	-4,2	-8,9	-15,0
$\delta[\alpha]$ máx. (-)	-11,9	-15,9	-14,4	-19,4	-25,7
$\delta[\alpha]$ máx. (+)	59,2	13,0	10,2	2,3	-4,5

Na faixa de interesse prático da censura (0,5 a 3,0xMLT), os desvios máximos absolutos estimados e apresentados na tabela 4.22 que corresponde ao modelo recomendado, não superam os 20 %. Na média os desvios são inferiores a 10 % nessa faixa. Esse valor parece adequado para os objetivos da fórmula de FILL, conforme a análise de sensibilidade desenvolvida por NAGAYAMA (1995).

4.3 REGIONALIZAÇÃO DOS PARÂMETROS

A análise efetuada nas seções 4.1 e 4.2 exige que sejam regionalizados os parâmetros da distribuição de probabilidades das vazões médias diárias, bem como os da estrutura de dependência temporal para permitir a aplicação do método.

Optou-se utilizar o método do mapeamento regional através do traçado de isolinhas com base nos valores dos parâmetros obtidos nas estações fluviométricas apresentadas na tabela 4.19. O método de regionalização utilizado pode ser classificado como um método direto, pois utiliza apenas dados de vazões para obtenção dos parâmetros regionalizados. Para obter um período comum de observações nos postos foi aplicado um método simplificado de extensão de séries, como será descrito a seguir. Além disso, no traçado das linhas foram tomadas algumas decisões subjetivas, com base no conhecimento da região, e de suas características climáticas e fisiográficas (FILL, 2003). Assim, conforme KAVISKI (1992), o método de regionalização pode ser classificado como um método subjetivo e direto.

Os parâmetros regionalizados correspondem às estatísticas obtidas a partir das séries de vazões médias diárias específicas estendidas nos postos fluviométricos selecionados e com suas falhas preenchidas através técnicas de regressão utilizando informações de postos adjacentes com alto coeficiente de correlação cruzado. A figura 4.10 subsidiou a tomada de decisões quanto à transferência de dados de um posto fluviométrico ao outro. As eventuais falhas de leitura e falta de dados, foram preenchidas de acordo com a equação:

$$q_P = \frac{\bar{q}_P}{\bar{q}_B} q_B \quad (4.17)$$

onde: q_B é a vazão no posto B (posto base com dados);

\bar{q}_P é a média das vazões do posto P em um período longo sem falhas;

\bar{q}_B é a média das vazões do posto B no mesmo período em que se estimou \bar{q}_P .

Esse método é sugerido em KAVISKI (1992). Todas as séries foram estendidas para o período comum de 1941-1998, selecionado em função da disponibilidade geral dos dados coletados. Para a escolha do posto B, consideraram-se os seguintes critérios: (1) disponibilidade de dados para o período com falhas no posto P, (2) posto B no mesmo rio do posto P e (3) posto com maior coeficiente de correlação cruzado com o posto P.

A tabela 4.19 exibe as estimativas dos parâmetros das séries estendidas para cada posto fluviométrico e necessárias à modelagem do problema do efeito da censura diária sobre as estatísticas de médias anuais.

A variabilidade de baixa frequência das vazões conduz a diferenças substanciais nos estimadores da média e estrutura de correlação espacial (YEVJEVICH, 1984) quando são usados períodos de observações distintos mesmo que moderadamente longos (aproximadamente 30 anos). Quando os períodos disponíveis diferem de posto para posto, surgem variações na estimativa da média populacional e outras estatísticas básicas levando a distorções na estrutura de distribuição espacial desses parâmetros.

O caso do posto de Rio dos Patos é representativo do problema descrito, pois a média calculada para o período 1931-1963 foi de 14,5 l/s/km² enquanto a do período 1964-1996 vale 23,4 l/s/km², com ambos períodos abrangendo mais de 30 anos de dados de vazões diárias. Neste caso, é quase certo que a parcela estocástica do processo não é a única fonte das diferenças apresentadas. Três possíveis causas deste fenômeno podem ser: (1) Mudanças no uso do solo na bacia; (2) alterações climáticas de baixa frequência, tais como fenômenos do tipo *el nino* e maiores ou menores atividades solares; e (3) alterações locais na curva de descarga devido a cheias excepcionais ou obras hidráulicas a jusante.

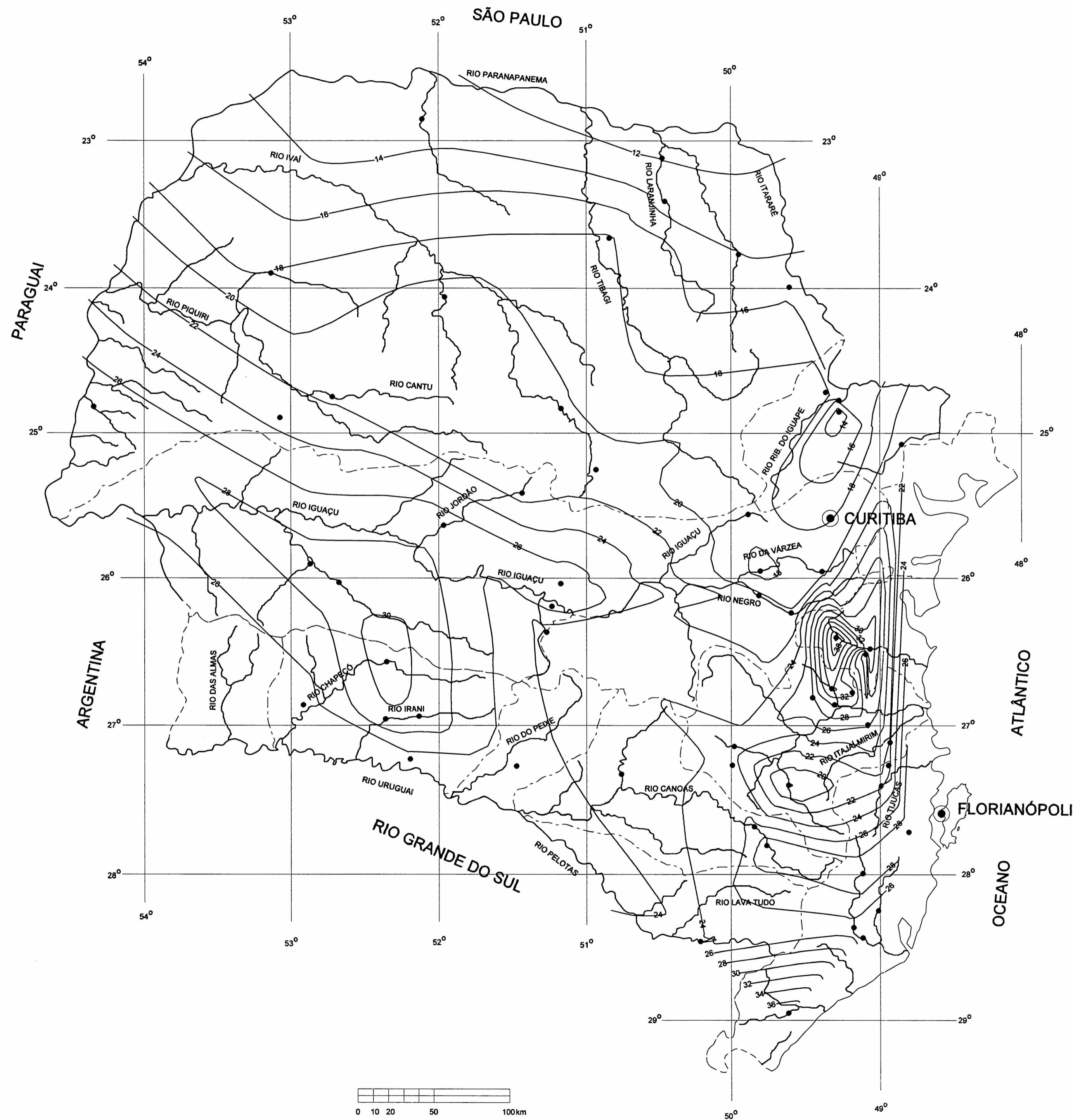
Para minimizar este problema selecionou-se um período base único 1941-1998 para a estimativa das estatísticas populacionais em todos os postos fluviométricos manipulados neste trabalho.

As estatísticas regionalizadas foram: a média de longo termo das vazões médias diárias específicas (MLT), o coeficiente de variação das vazões médias diárias

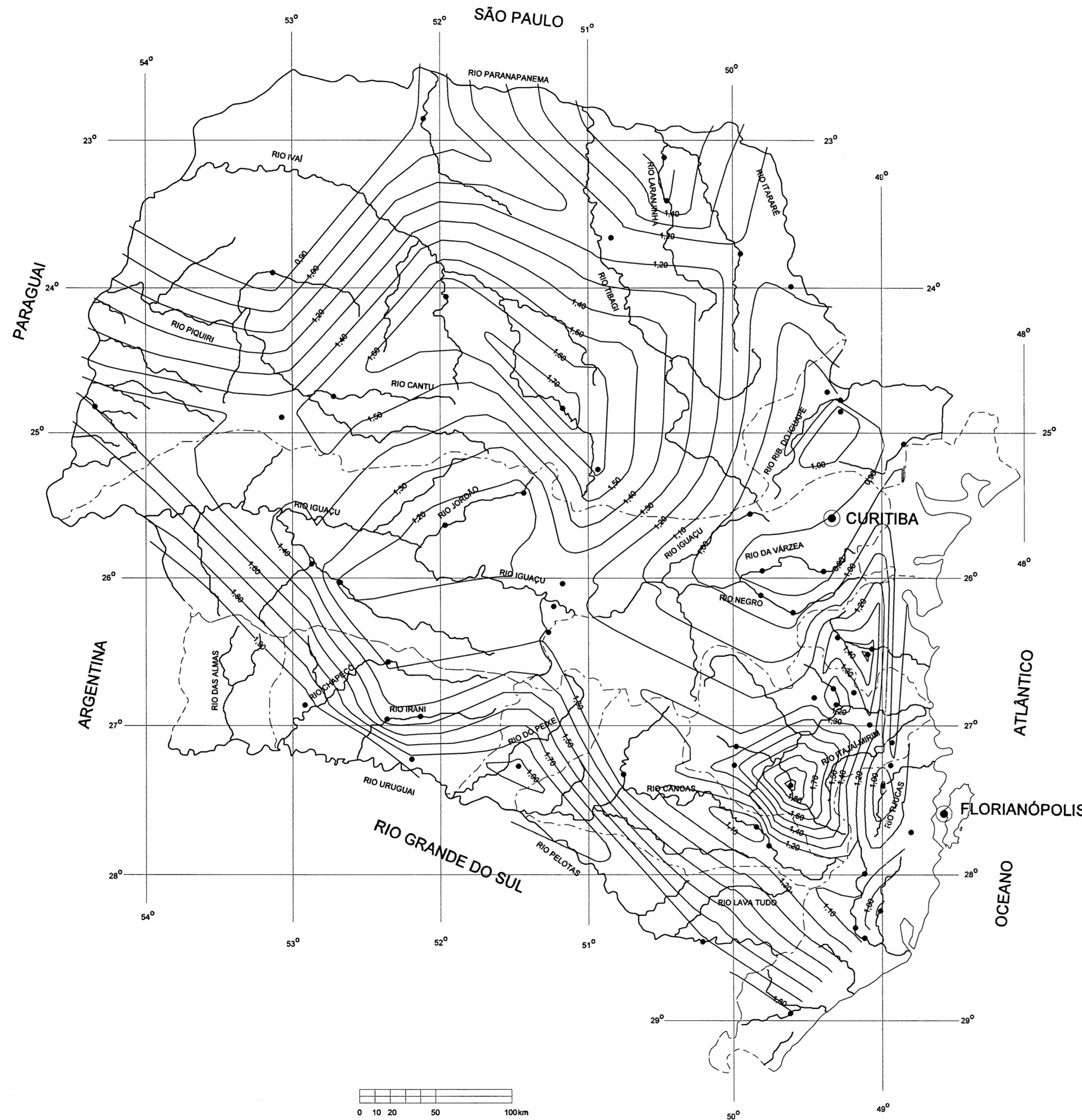
específicas (CV), a média dos logaritmos naturais das vazões médias diárias específicas (m), o desvio padrão dos logaritmos das vazões médias diárias específicas (d) e o fator de autocorrelação (F).

Para representar a variação espacial dos parâmetros estimados na tabela 4.19 em todo a região estudada, optou-se pela utilização de mapas de isolinhas. A construção das isolinhas foi feita interpolando-se as estimativas de cada parâmetro nos locais das estações utilizadas por meio de linhas traçadas com o auxílio do computador e dos softwares *Microstation v8* da Bentley e o *Inxpress 7.0* da Intergraph Corporation. As linhas foram ainda suavizadas subjetivamente, para eliminar descontinuidades e variações bruscas devido à possíveis erros amostrais.

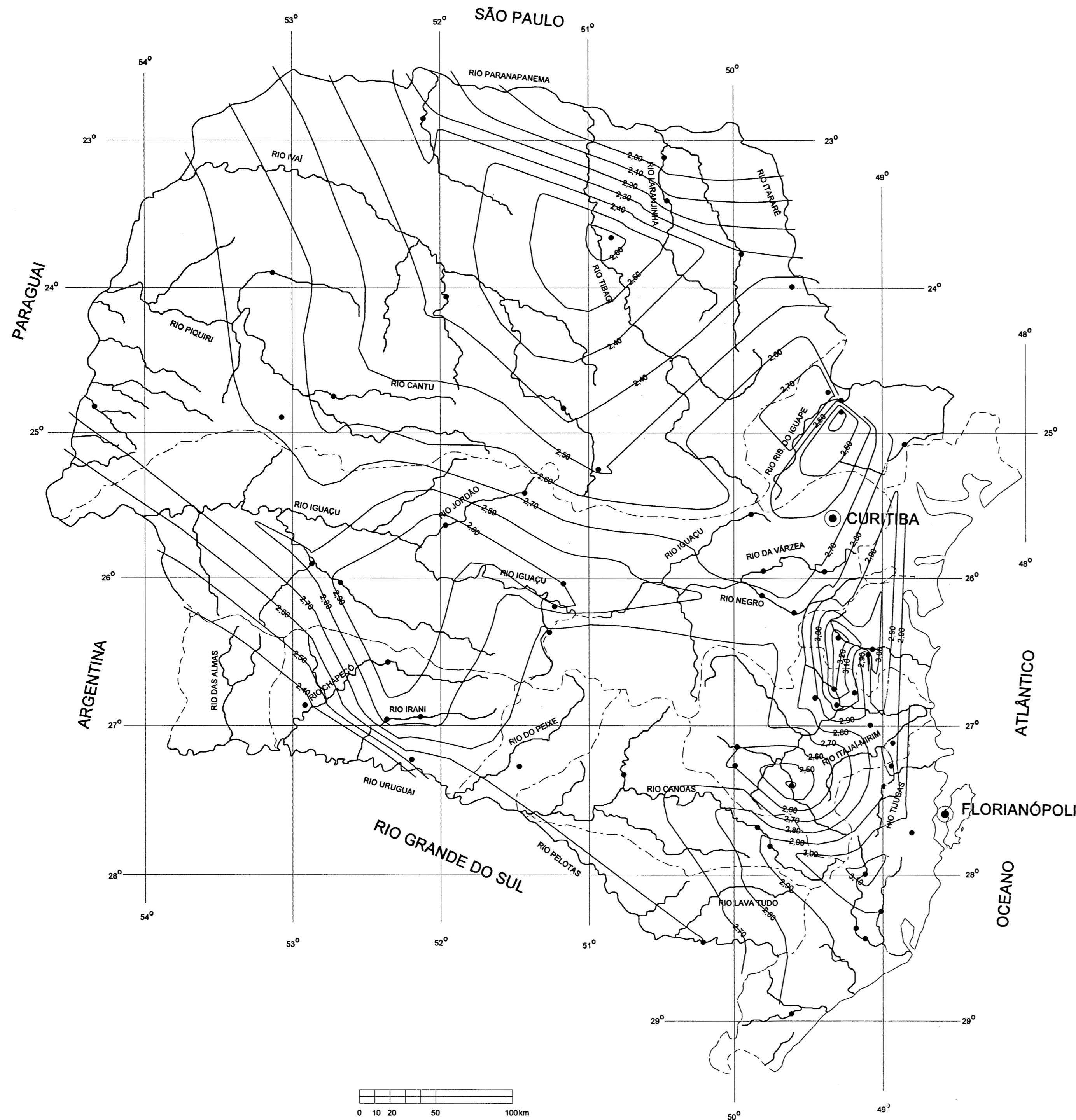
Os valores apresentados na tabela 4.19 diferem dos apresentados na tabela 3.2 pelo fato da utilização de um período único em todas as estações, havendo para tanto o preenchimento das falhas e a extensão dos períodos disponíveis, quando necessário. Os mapas com isolinhas dos cinco parâmetros estimados estão apresentados nas figuras 4.12 a 4.16. A figura 4.17 ilustra os limites das sub-regiões homogêneas quanto a estrutura de correlação serial.



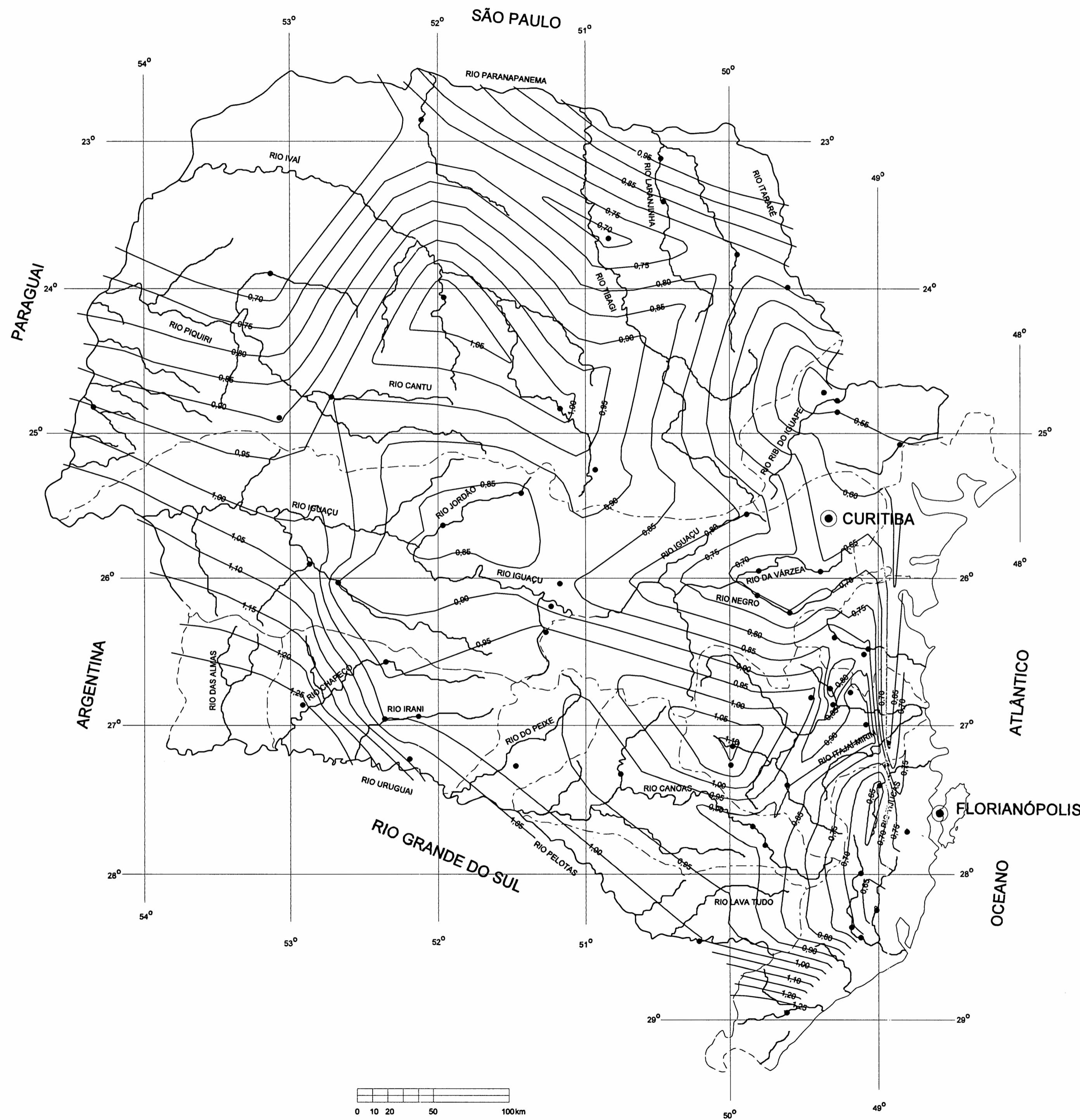
LEGENDA													
								LIMITE DA BACIA HIDROGRÁFICA					
ISOLINHAS DA MLT (l/s/km ²)													
ESTAÇÃO FLUVIOMÉTRICA													
DESENHOS DE REFERÊNCIA													
NOTAS													
REV.	DATA	NATUREZA DA REVISÃO						ELAB.	VERIF.				
DEPARTAMENTO													
DHS						UFPR							
PROJETO													
REGIONALIZAÇÃO DE PARÂMETROS													
ÁREA													
RECURSOS HÍDRICOS													
TÍTULO													
ISOLINHAS DE PARÂMETROS ESTATÍSTICOS													
\bar{q} - VAZÃO MÉDIA ESPECÍFICA DE LONGO PERÍODO													
ELAB.	VERIF.	APROV.		R. TEC.		CREA Nº							
F.J.B.		H.D.O.A.F.		F.J.B.		046577-8							
CÓDIGO DOS DESCRIPTORES													
DATA		ESCALA		INDICADA									
JUN / 2003													
# DO CLIENTE													
# PROJETO													
FIGURA 4.12													
		REVISÃO											
		1											



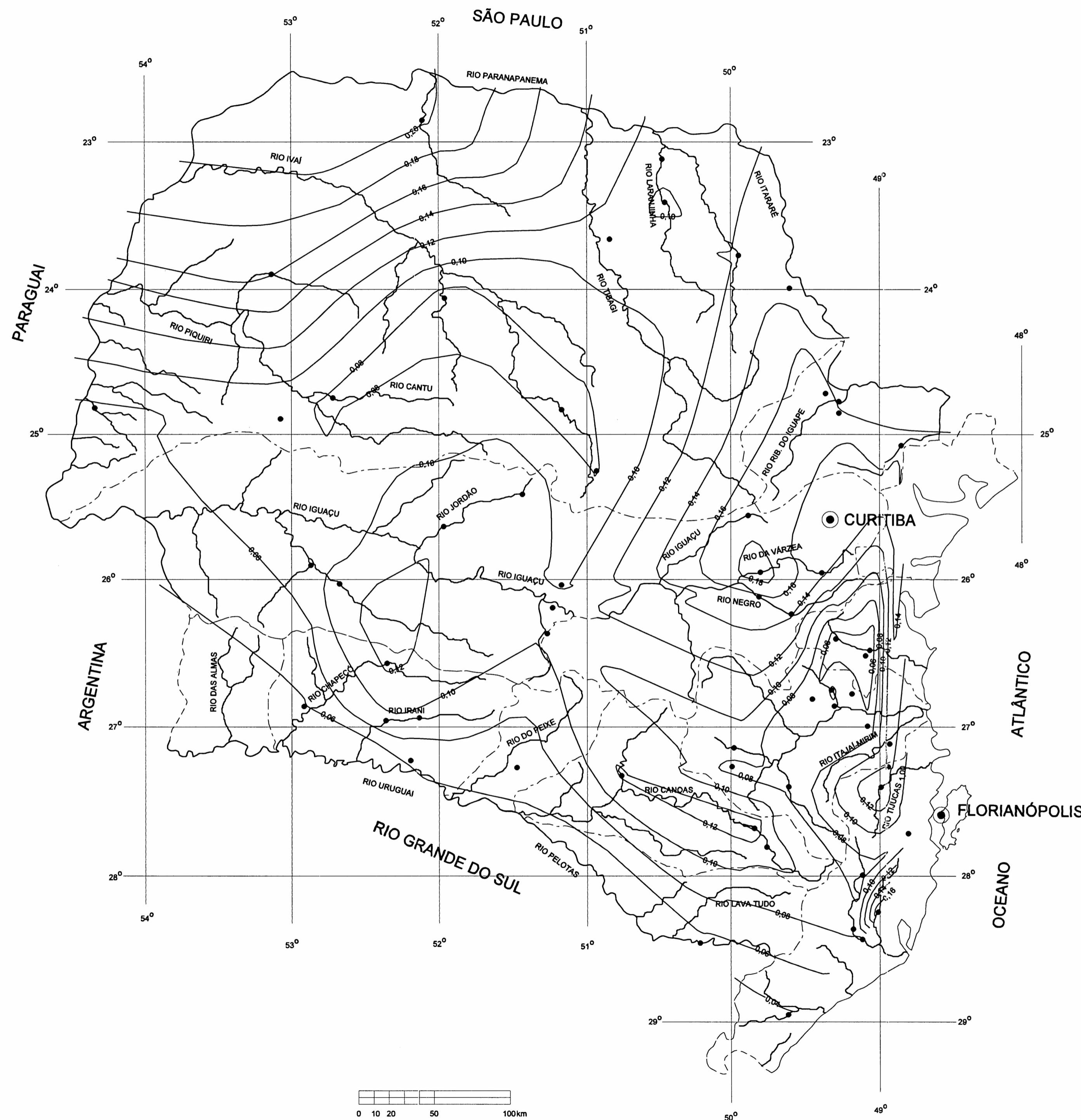
LEGENDA					
—	LIMITE DA BACIA HIDROGRÁFICA				
—	ISOLINHAS DE CV				
●	ESTAÇÃO FLUVIOMÉTRICA				
DESENHOS DE REFERÊNCIA					
NOTAS					
REV.	DATA	NATUREZA DA REVISÃO	ELAB.	VERIF.	APROV.
DEPARTAMENTO		DHS	UFPR		
PROJETO REGIONALIZAÇÃO DE PARÂMETROS					
ÁREA RECURSOS HÍDRICOS					
TÍTULO ISOLINHAS DE PARÂMETROS ESTATÍSTICOS					
CV - COEFICIENTE DE VARIAÇÃO					
ELAB.	F.J.B.	VERIF.	H.D.O.A.F.	APROV.	R. TEC.
CÓDIGO DOS DESCRIPTORES			H.D.O.A.F.	F.J.B.	CREA Nº
DATA	JUL / 2003	ESCALA	INDICADA	FOLHA	046577-8
Nº DO CLIENTE	-	Nº PROJETO	1/1	REVISÃO	0
FIGURA 4.13					

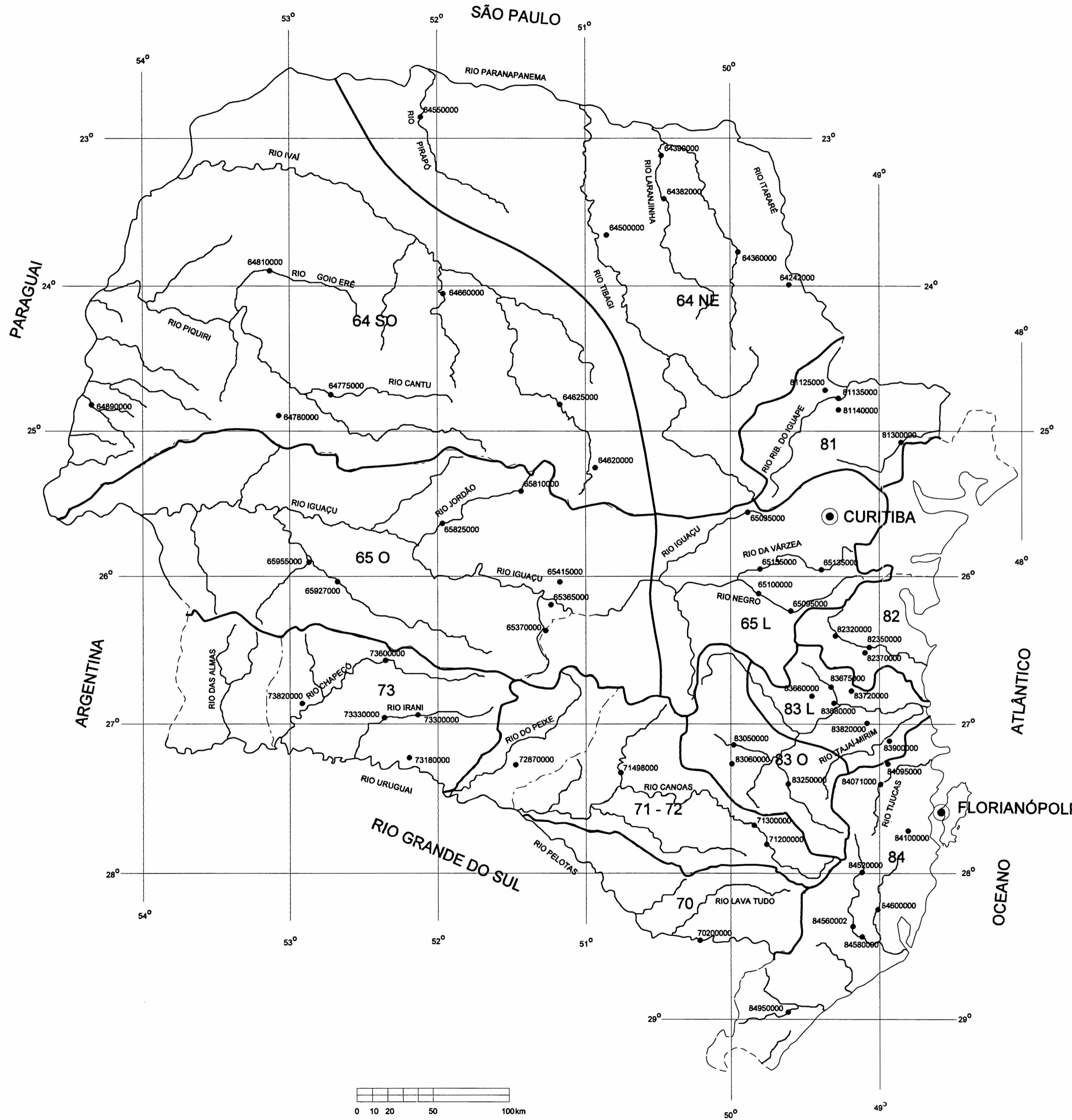


REV.	DATA	NATUREZA DA REVISÃO			ELAB.	VERIF.	APROV.
DEPARTAMENTO		DHS			UFPR		
PROJETO		REGIONALIZAÇÃO DE PARÂMETROS					
ÁREA		RECURSOS HÍDRICOS					
TÍTULO		ISOLINHAS DE PARÂMETROS ESTATÍSTICOS m - MÉDIA DAS LN[q]					
ELAB.	F.J.B.	VERIF.	F.J.B.	APROV.	H.D.O.A.F.	R. TÉC.	CREA Nº 046577-8
CÓDIGO DOS DESCRIPTORES				DATA	JUN / 2003	ESCALA INDICADA	FOLHA 1/1
Nº DO CLIENTE				Nº PROJETO	REVISÃO		
-				FIGURA 4.14			0



REV.	DATA	NATUREZA DA REVISÃO	ELAB.	VERIF.	APROV.
DHS	UFPR				
PROJETO	REGIONALIZAÇÃO DE PARÂMETROS				
ÁREA	RECURSOS HÍDRICOS				
TÍTULO	ISOLINHAS DE PARÂMETROS ESTATÍSTICOS d - DESVIO PADRÃO DAS $LN[q]$				
ELAB.	F.J.B.	VERIF.	H.D.O.A.F.	APROV.	R.TÉC.
			H.D.O.A.F.	F.J.B.	CREA N°
					046577-8
CÓDIGO DOS DESCRIPTORES			DATA	ESCALA	
Nº DO CLIENTE	-		JUN / 2003	INDICADA	1/1
Nº PROJETO					
FIGURA 4.15					0





REV.	DATA	NATUREZA DA REVISÃO	ELAB.	VERIF.	APROV.
DEPARTAMENTO		DHS	UFPR		
PROJETO		REGIONALIZAÇÃO DE PARÂMETROS			
ÁREA		RECURSOS HÍDRICOS			
TÍTULO		DEFINIÇÃO DAS SUB-REGIÕES			
ELAB.		VERIF.	APROV.	R. TÉC.	CREA Nº
F.J.B.		H.D.O.A.F.	H.D.O.A.F.	F.J.B.	046577-8
CÓDIGO DOS DESCRIPTORES				DATA	ESCALA
- -				JUN / 2003	INDICADA
Nº DO CLIENTE		Nº FIGURA		REVISÃO	
-		FIGURA 4.17		0	

FIGURA 4.17

FIGURA 4.18 – EFEITO DA CENSURA SOBRE F – SUB-REGIÕES 64 SO E 64 NE

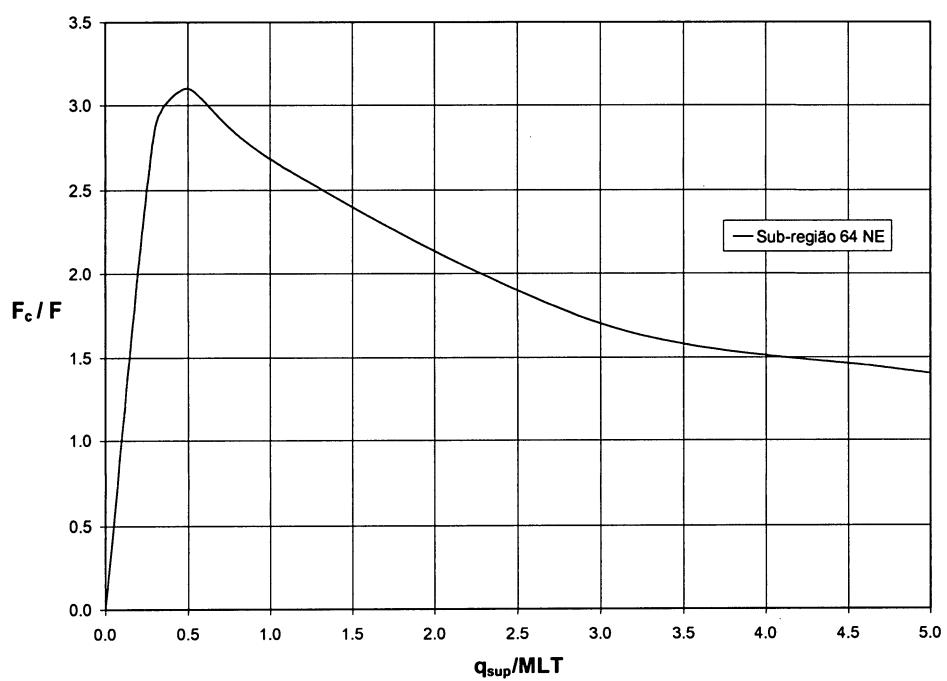
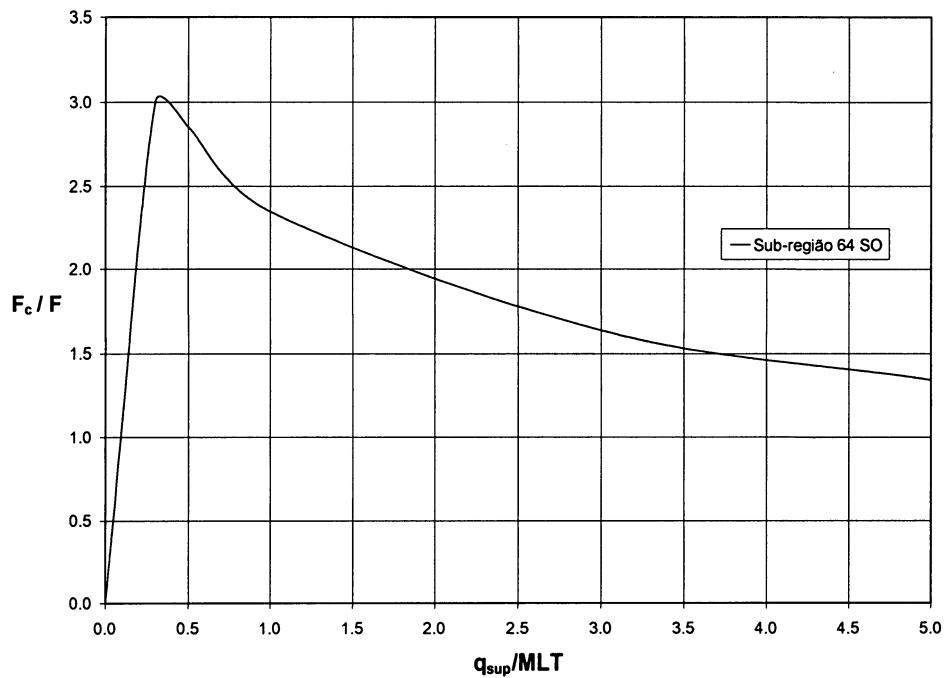


FIGURA 4.19 – EFEITO DA CENSURA SOBRE F – SUB-REGIÕES 65 L E 65 O

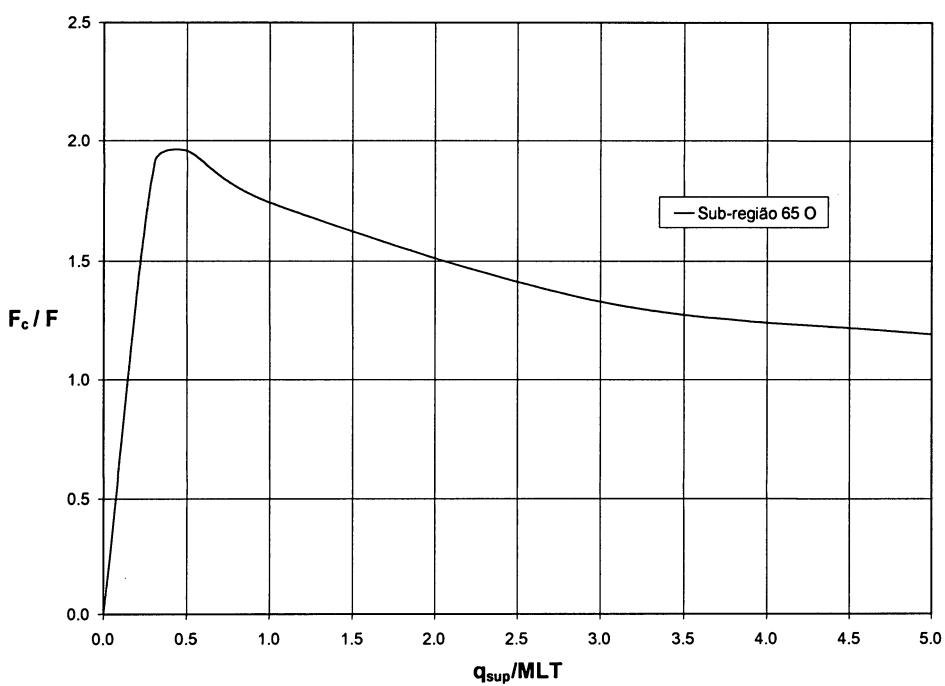
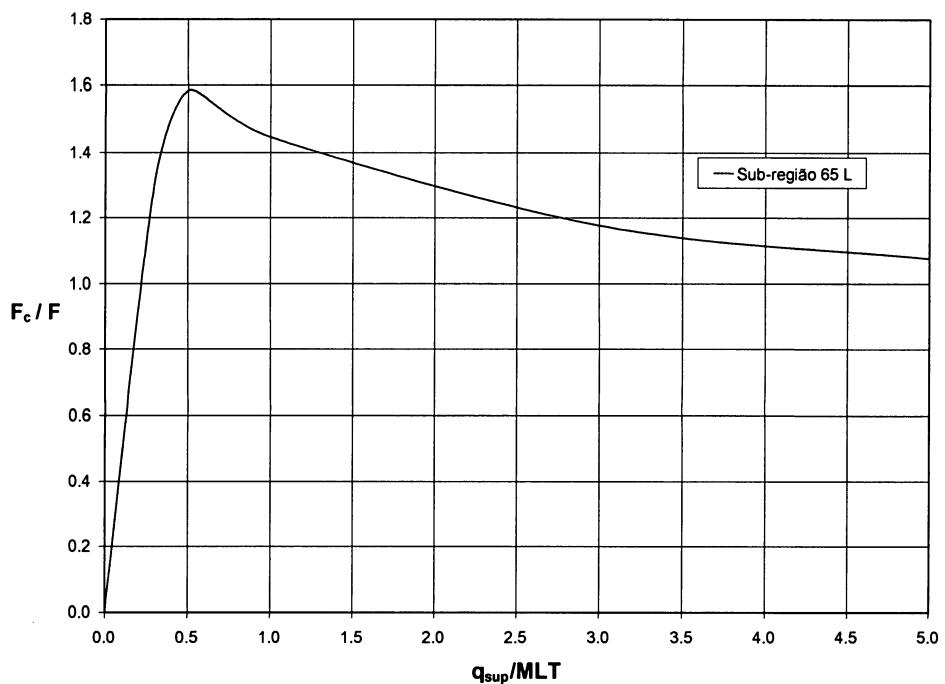


FIGURA 4.20 – EFEITO DA CENSURA SOBRE F – SUB-REGIÕES 70 E 71-72

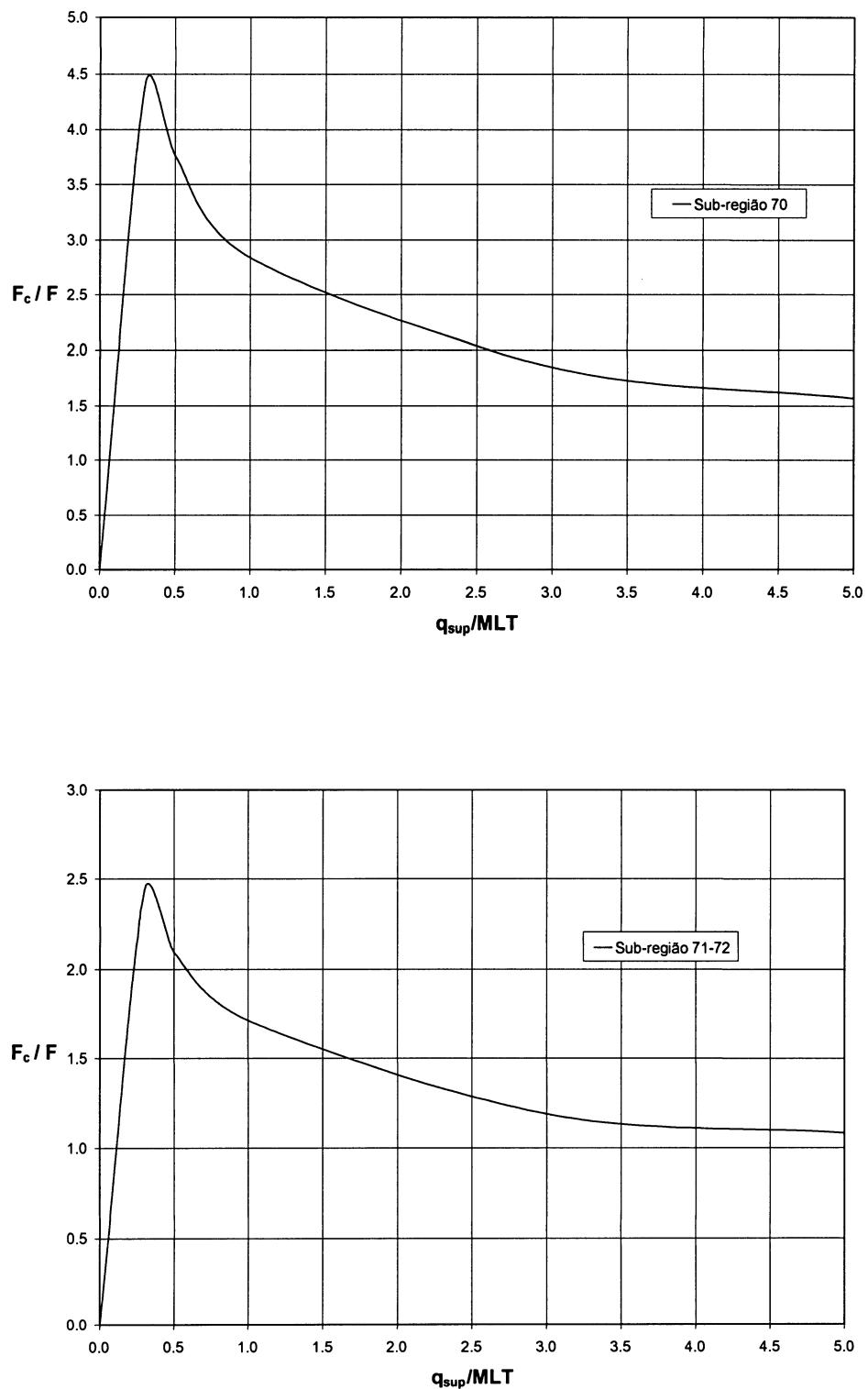


FIGURA 4.21 – EFEITO DA CENSURA SOBRE F – SUB-REGIÕES 73 E 81

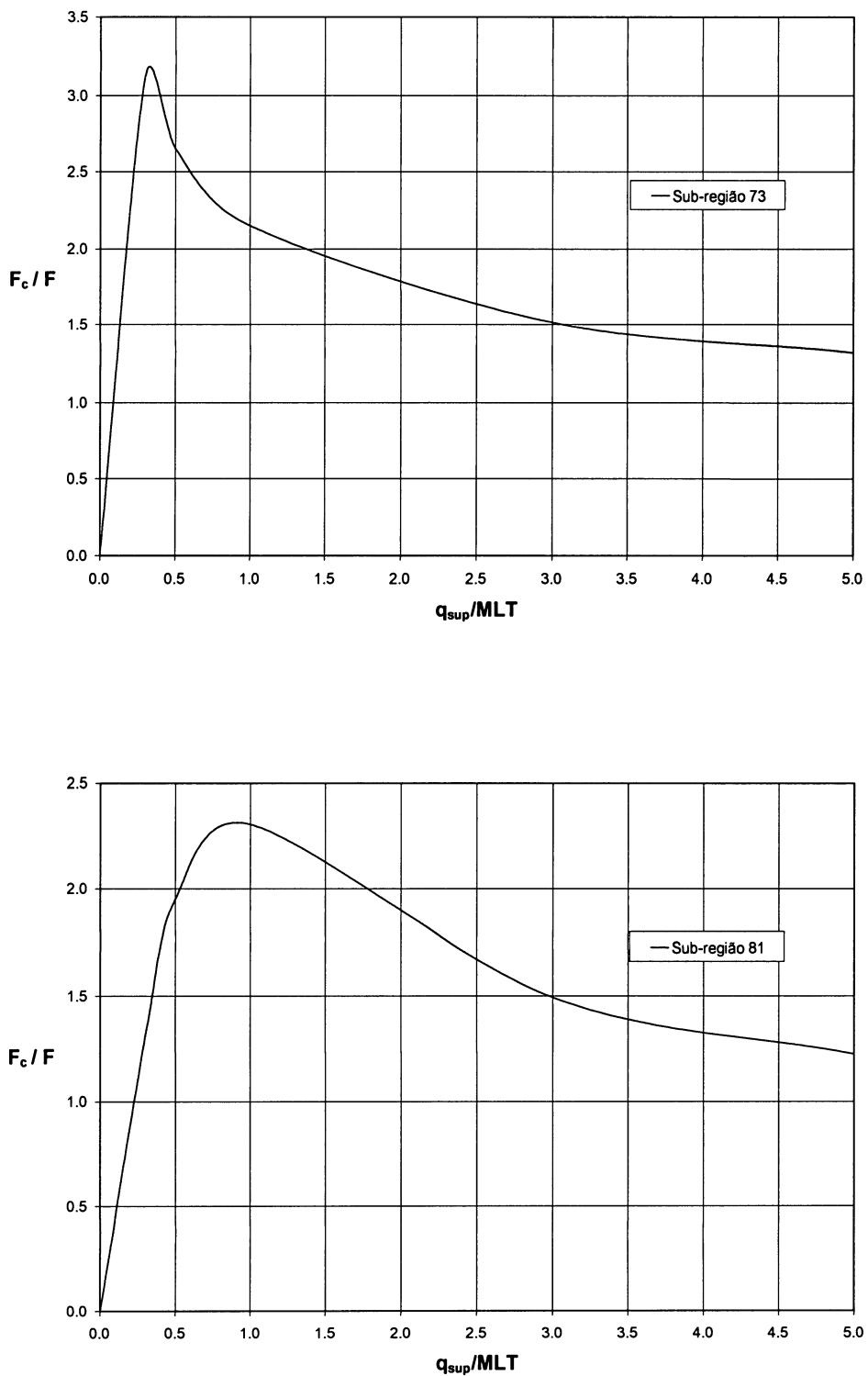


FIGURA 4.22 – EFEITO DA CENSURA SOBRE F – SUB-REGIÕES 82 E 83 L

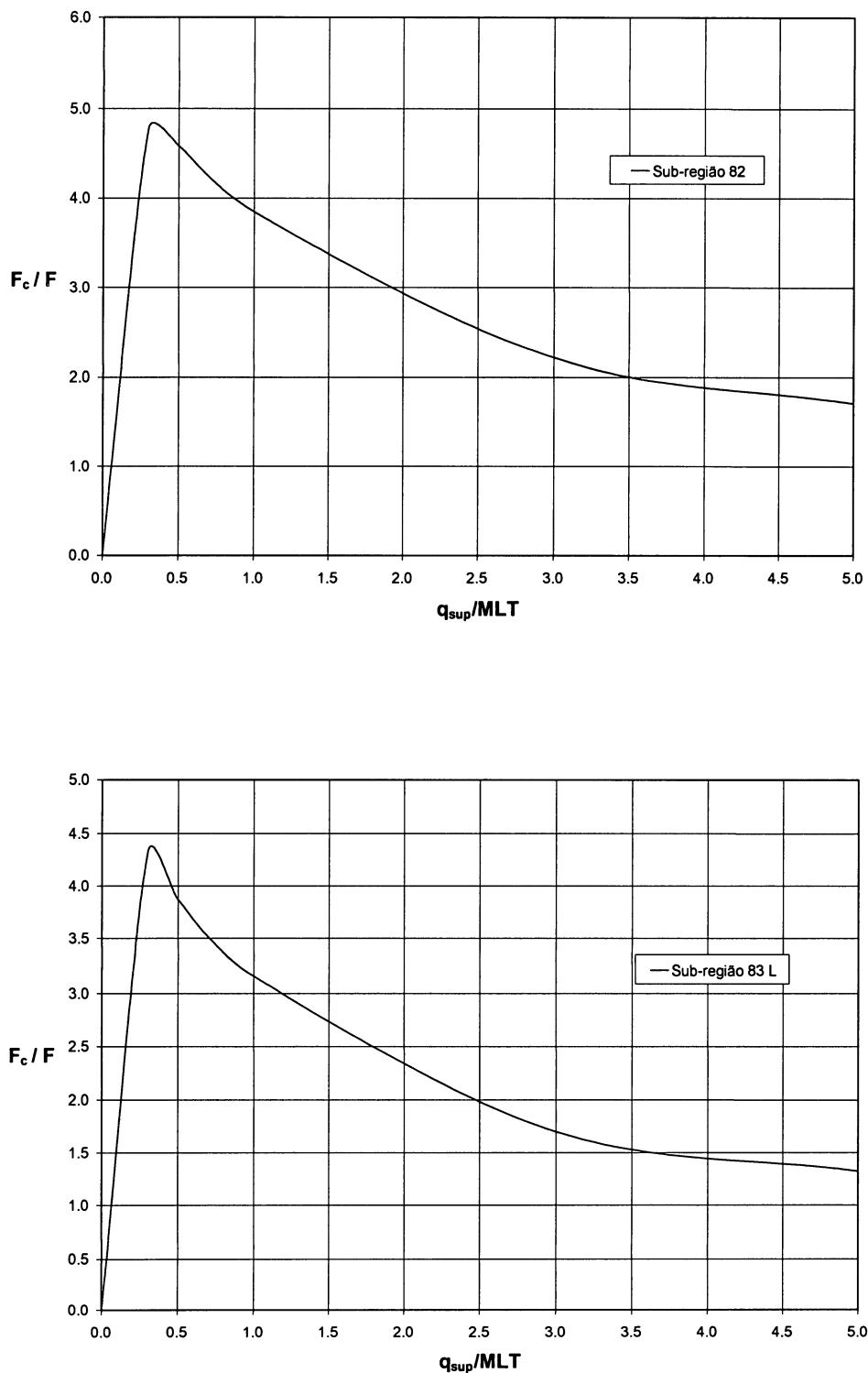
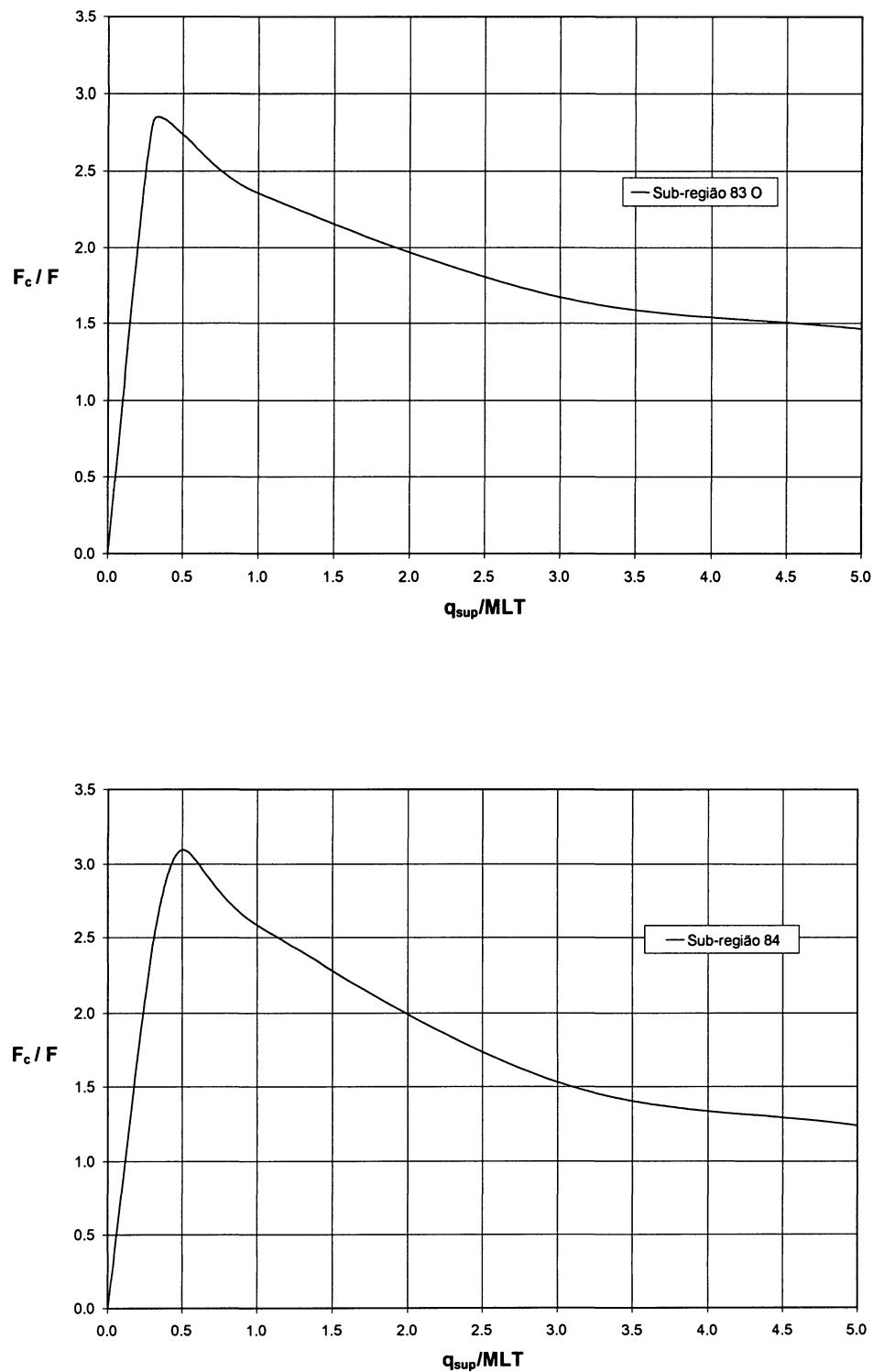


FIGURA 4.23 – EFEITO DA CENSURA SOBRE F – SUB-REGIÕES 83 O E 84



4.4 EXEMPLO DE APLICAÇÃO DA EQUAÇÃO DA ENERGIA GARANTIDA INCREMENTAL

Para ilustração prática da utilização do método proposto em estudos preliminares de uma PCH sem reservatório a montante, foram quantificados os benefícios energéticos de uma suposta usina localizada em Benedito Novo, no rio Benedito, cuja bacia hidrográfica drena uma área de 692 km². Os benefícios energéticos computados levam em conta a usina integrada ao sub-sistema interligado Sul-Sudeste do Brasil, configuração janeiro de 2001, com série de afluências disponível no período 1946-1996 (CHELLA, 2003):

$$\bar{E}_s = 34176 \text{ MW médios}$$

$$\sigma_s = 8081 \text{ MW médios}$$

$$a = 1,183 \rightarrow K_1 = 0,914 \text{ e } K_2 = 1,424, \text{ conforme tabelado por FILL(1989)}$$

Os dados de projeto no local foram extraídos das tabelas apresentadas ou através dos mapas anexados:

$$A_d = 692 \text{ km}^2$$

$$MLT = 27,8 \text{ l/s/km}^2 = 0,0278 \text{ m}^3/\text{s/km}^2$$

$$CV = 1,275$$

$$m = E[\ln(q)] = 2,859$$

$$d = Dp[\ln(q)] = 0,975$$

$$F = 0,062$$

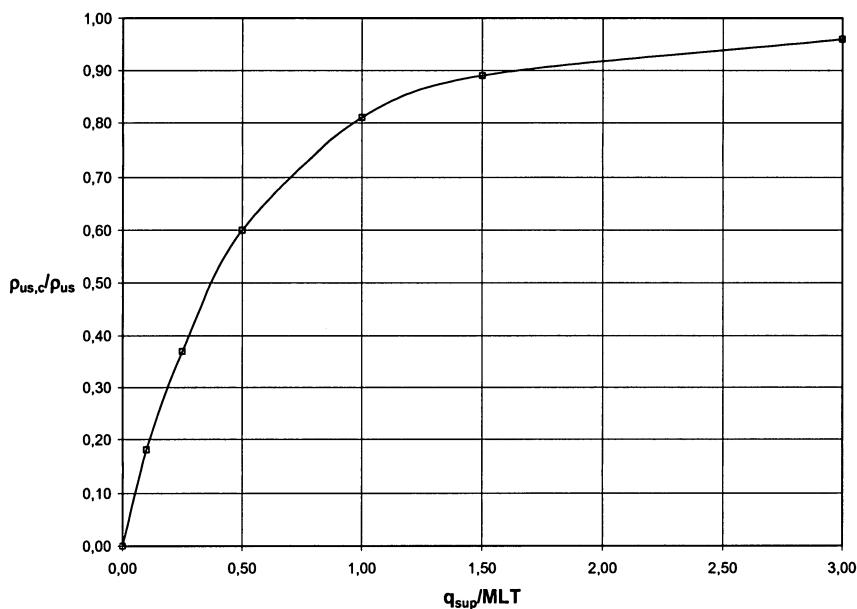
Considerando a distribuição LN 2 ajustada pelo método da máxima verossimilhança para as vazões médias diárias, pode-se utilizar as equações (2.41) e (2.43) para determinar a média e o desvio padrão diário nos níveis de censura desejados. Para a obtenção da variação de F com o nível de censura, utiliza-se a figura 4.21 correspondente a sub-região indicada para este local. Finalmente, com o uso da

equação (4.16) é possível determinar o desvio padrão anual.

Para permitir a estimativa da energia garantida incremental segundo a fórmula (2.24), é necessário também o estudo da censura sobre a terceira variável – o coeficiente de correlação das energias médias anuais cruzado - ρ_{us} . Com a série histórica disponibilizada, estimou-se este coeficiente em 0,462 para o posto fluviométrico de Benedito Novo.

NAGAYAMA (1995) calculou ρ_{us} para os postos fluviométricos utilizados em seu trabalho. Esse autor também concluiu que, em geral, o comportamento de ρ_{us} devido aos efeitos da censura, se aproxima por uma curva do tipo apresentada na figura 4.24. Estes valores aproximados são válidos para a região do Paraná e de Santa Catarina, para um sub-sistema interligado Sul/Sudeste/Centro-Oeste.

FIGURA 4.24 – EFEITO DA CENSURA SOBRE ρ_{us} .



FONTE: NAGAYAMA (1995).

No exemplo apresentado, as funções densidade de probabilidade e densidade acumulada ($f_Q(q)$ e $F_Q(q)$), são obtidas pelo quadro 2.2, para uma distribuição marginal de probabilidade LN 2, adotada para as vazões médias diárias específicas. Assim sendo é possível determinar os momentos de primeira e segunda ordem respectivamente por:

$$E[q_c] = e^{m+d^2/2} [\Phi(z_{\text{sup}} - d)] + q_{\text{sup}} [1 - \Phi(z_{\text{sup}})] \quad (4.18)$$

$$E[q_c^2] = e^{2m+4d^2/2} [\Phi(z_{\text{sup}} - 2d)] + q_{\text{sup}}^2 [1 - \Phi(z_{\text{sup}})] \quad (4.19)$$

Na sequência, estima-se a energia total gerável no nível de censura q_{sup} (expresso como uma fração da MLT), pela expressão (2.25):

$$\bar{E}_u = 9,81\eta E[q_c] \bar{H}_u A_d / 1000 \quad (4.20)$$

Para a obtenção do desvio padrão das vazões médias anuais, procede-se determinando primeiramente o desvio padrão das vazões médias diárias específicas no nível de censura desejado pela raiz da variância:

$$\sigma_c^2 = VAR[q_c] = E[q_c^2] - E[q_c]^2 \quad (4.21)$$

entrando com esse valor na equação (4.16), estima-se o desvio padrão anual das vazões médias anuais censuradas. Para as afluências energéticas tem-se com o uso de (2.26):

$$\sigma_u = 9,81\eta \sigma_{a,cens} \bar{H}_u A_d / 1000 \quad (4.22)$$

A energia garantida da usina operando isoladamente corresponde a sua vazão mínima considerada, geralmente adotando-se a vazão de 95 % de permanência, que neste caso corresponde a aproximadamente 2,46 l/s/km². Portanto a energia garantida isolada é determinada por:

$$\bar{E}_{\text{isolada}} = 9,81\eta q_{95} \bar{H}_u A_d / 1000 \quad (4.23)$$

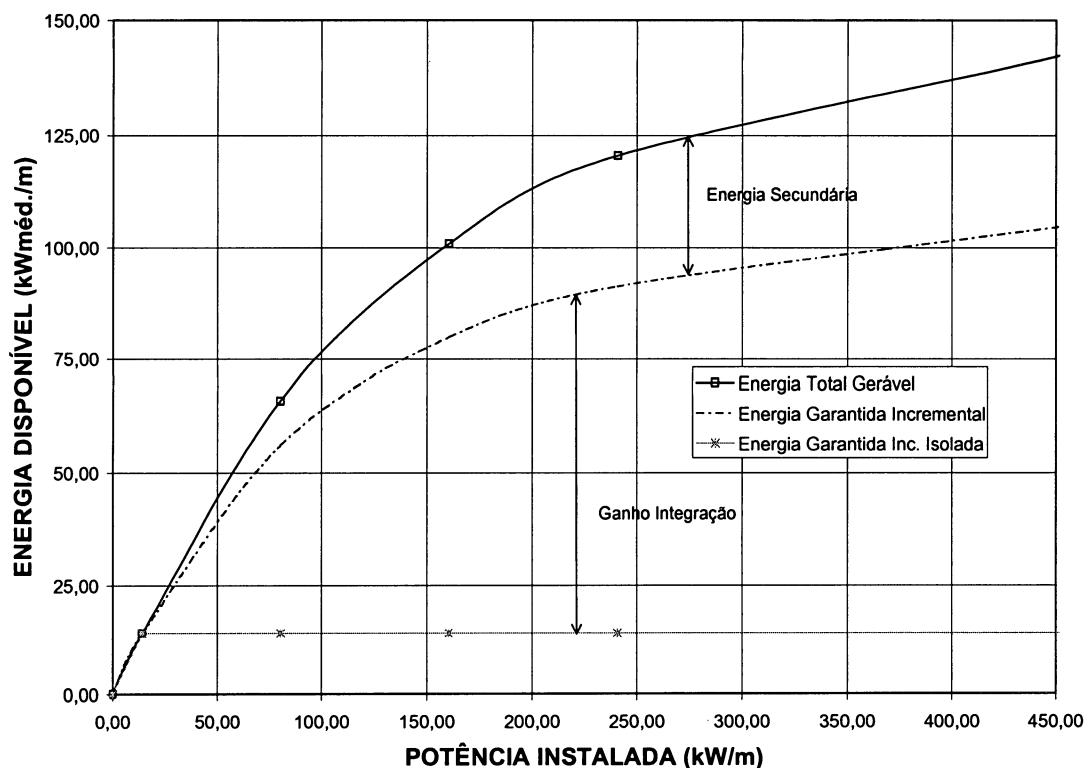
A potência instalada pode ser obtida substituindo-se q_{95} em (4.23) por q_{sup} .

Considerando $\eta = 0,85$ o rendimento do conjunto turbina-gerador e queda líquida unitária, obtém-se os valores constantes na tabela 4.24 de acordo com a metodologia apresentada e a equação da energia garantida incremental (2.24). Os resultados também foram plotados na figura 4.25.

TABELA 4.24 – ENERGIA DISPONÍVEL EM FUNÇÃO DA POTÊNCIA INSTALADA.

PARÂMETRO (kW médios/m)	NÍVEL DE CENSURA				
	0,10 x MLT	0,50 x MLT	1,00 x MLT	1,50 x MLT	3,00 x MLT
Potência Instalada (kW/m)	14,18	80,26	160,53	240,79	481,58
Energia Total Gerável	14,18	65,92	100,92	120,44	145,23
Desvio Padrão Anual	0,27	10,44	23,22	32,16	41,39
Coeficiente de Correlação (adim.)	0,08	0,28	0,37	0,41	0,44
Energia Garantida Incremental	14,18	56,13	79,86	91,25	106,60
Energia Garantida Increm. Isolada	14,18	14,18	14,18	14,18	14,18

FIGURA 4.25 – ENERGIA DISPONÍVEL EM FUNÇÃO DA POTÊNCIA INSTALADA.



A diferença entre a energia garantida incremental e a energia isolada corresponde ao benefício energético obtido devido à interligação da usina com o sub-sistema Sul-Sudeste, considerando um risco de não atendimento da demanda correspondente a $T_r=45$ anos. A diferença entre a energia total gerável e a energia garantida incremental é denominada energia secundária, e corresponde àquela que pode ser negociada apenas em épocas de afluências favoráveis.

Uma previsão é de pouco uso se não estabelecermos uma medida de precisão para ela. Com este objetivo, é possível estimar intervalos de confiança para os cálculos, em função dos desvios obtidos para as estatísticas estudadas. Os erros máximos e mínimos obtidos nas tabelas 4.4 e 4.22, respectivamente, para a média de longo termo e o desvio padrão anual das afluências, considerando níveis de censura entre 0,5 e 3,0 da MLT, foram:

- Maior erro positivo cometido para a MLT (\bar{E}_u)= 5,8 %
- Maior erro negativo cometido para a MLT (\bar{E}_u)= -1,1 %
- Maior erro positivo cometido para o Desvio Padrão Anual (σ_u)= 10,1 %
- Maior erro negativo cometido para o Desvio Padrão Anual (σ_u)= -18,4 %

Com esses dados é possível estimar os erros cometidos na avaliação da energia garantida incremental (ΔE_g), uma vez que a energia total gerável (\bar{E}_u) está sujeita aos mesmos erros cometidos na avaliação da média de longo termo.

A tabela 4.24 nos forneceu para o nível de censura igual a 1,00xMLT:

$$\bar{E}_u = 100,92 \text{ kWmédios/m}$$

$$\sigma_u = 23,22 \text{ kWmédios/m}$$

$$\rho_{us} = 0,374$$

onde a equação (2.24) nos forneceria:

$$\Delta E_g = K_1 \bar{E}_u - K_2 \rho_{us} \sigma_u = 0,914 \cdot 100,92 - 1,424 \cdot 0,374 \cdot 23,22 = 79,9 \text{ kWmédios/m}$$

O formato da equação (2.24) indica que para sobre-avaliar ΔE_g , deve-se cometer erros no sentido positivo de \bar{E}_u e negativo de $\bar{\sigma}_u$. O inverso também é válido para a sub-avaliação do parâmetro, e nesses casos:

$$\Delta E_g (+) = 0,914 \cdot 106,77 - 1,424 \cdot 0,374 \cdot 18,95 = 87,5 \text{ kWmédios/m}$$

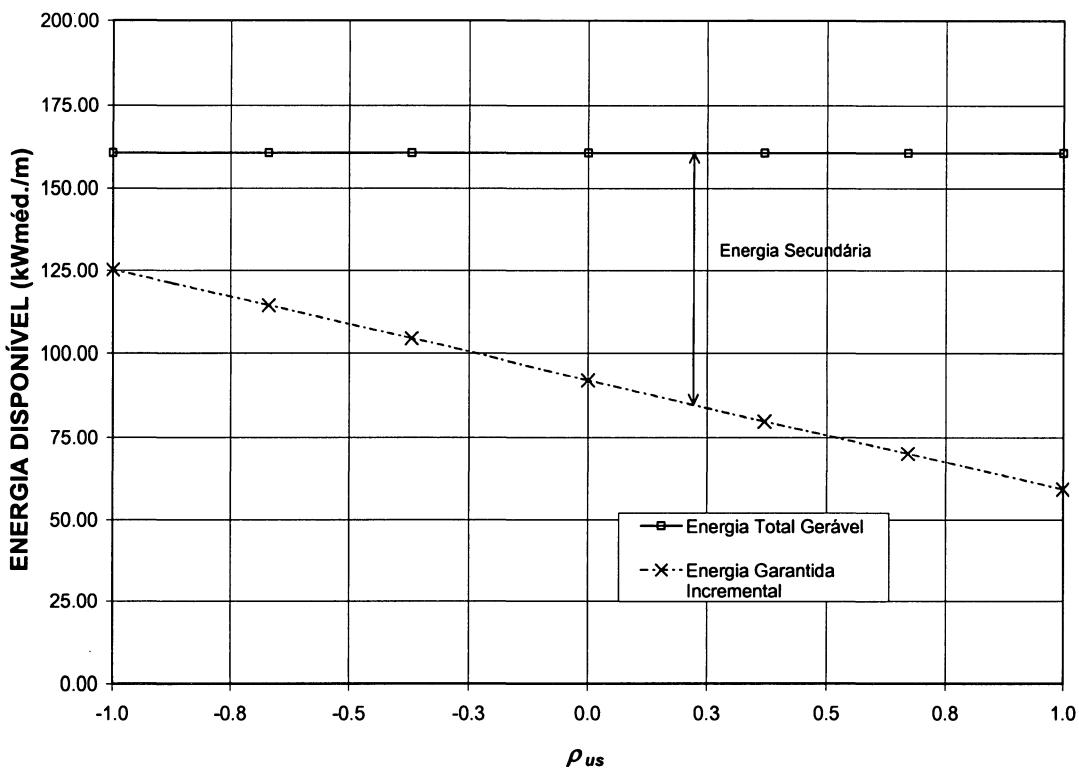
$$\Delta E_g (-) = 0,914 \cdot 99,81 - 1,424 \cdot 0,374 \cdot 25,57 = 77,6 \text{ kWmédios/m}$$

Conclui-se portanto que para o nível de censura considerado, os erros passíveis de serem cometidos são da ordem de + 10 % e - 3 % sobre o valor real de ΔE_g , podendo adotar-se estes limites como uma simplificação dos intervalos de confiança da previsão realizada. Ressalta-se que pressupõe-se que as considerações sobre a censura sobre o parâmetro ρ_{us} estejam inteiramente corretas, o que não reflete a realidade (NAGAYAMA, 1995). Outra opção seria considerar os erros cometidos normalmente distribuídos (HAAN, 1977) e definir os intervalos de confiança segundo metodologia clássica. Sugere-se que isto seja feito por ocasião da definição dos estudos do coeficiente de correlação cruzado - ρ_{us} para as regiões do Paraná e de Santa Catarina.

A rotina computacional utilizada para a obtenção dos resultados que subsidiaram os estudos de comparação das estatísticas censuradas pode ser visualizada no ANEXO 3. O programa utilizado é compatível com a linguagem *Visual Basic 6.0*.

Para se ter uma idéia da variação de ΔE_g devido a ρ_{us} , delineou-se um gráfico da variação da mesma devido a este fator. Variando-se ρ_{us} entre os seus limites teóricos, ou seja, entre +1 e -1, tem-se o gráfico apresentado na figura 4.26 para um nível de censura igual a 1,00xMLT. A figura 4.26 nos sensibiliza quanto a influência de ρ_{us} no método proposto para a estimativa da energia garantida incremental. Percebe-se que quando há incremento na correlação com o sistema, o ganho energético é reduzido e vice-versa.

FIGURA 4.26 – VARIAÇÃO DE ΔE_g EM FUNÇÃO DOS LIMITES TEÓRICOS DE ρ_{us} .



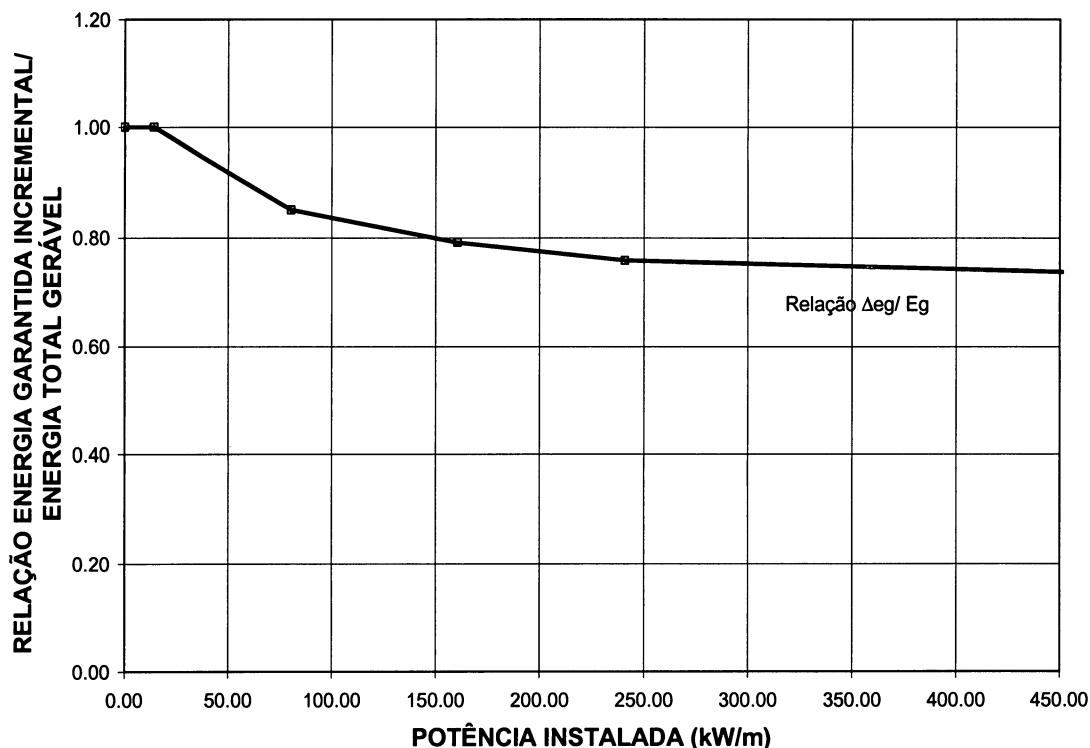
Atualmente, a energia assegurada de aproveitamentos hidrelétricos de pequeno porte integrados ao sistema é determinada com base na energia total gerável (BRASIL, 2001). A energia total gerável é igual a média da energia que o aproveitamento pode gerar levando-se em consideração a série histórica de vazões disponíveis. As figuras 4.25 e 4.26 ilustram que dificilmente a energia garantida incremental superará ou até mesmo igualará o valor da energia total gerável. Certamente, a resolução n.º 169 (BRASIL, 2001) trouxe um incentivo regulatório para a implementação de PCHs, visto que geralmente asseguram ao proprietário da usina uma remuneração superior aquela que realmente ele mereceria, dado o benefício energético realmente acrescido ao sistema interligado pela sua PCH.

Os estudos de inventário e viabilidade existentes de PCHs estão geralmente definidos em função de critérios tradicionais de dimensionamento energético, tal como a energia firme. Por isso se faz necessário a análise econômica da viabilidade de empreendimentos integrados ao MRE, podendo assim haver modificações de projeto

importantes, considerando a metodologia atual. CLEMENTE (2001) e CLEMENTE & RAMOS (2002) são trabalhos correlatos ao tema.

A definição da energia assegurada pela energia garantida incremental parece ser mais realista e favorável a confiabilidade do sistema interligado, porém não beneficiaria tanto o investidor. Para o caso do exemplo apresentado, a figura 4.27 ilustra a variação da energia assegurada, quando definida pela energia garantida incremental e quando definida pela energia total gerável.

FIGURA 4.27 – VARIAÇÃO DA ENERGIA ASSEGURADA. CRITÉRIO VIGENTE x CRITÉRIO DA ENERGIA GARANTIDA INCREMENTAL.



Lembra-se ainda que a energia total gerável, definida pela resolução n.º 169, é baseada em uma série histórica de vazões médias mensais, o que superestima ainda mais o benefício energético devido a adição da suposta PCH (FILL et. al, 2003).

5 CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

5.1 CONCLUSÕES

O presente trabalho estabeleceu um método para a determinação de estimativas de algumas das informações hidrológicas necessárias ao estudo de um aproveitamento hidrelétrico de pequeno porte, bastante útil em estudos de viabilidade de PCHs.

Na presente dissertação foram analisadas várias aproximações teóricas e empíricas, objetivando a modelagem da média e do desvio padrão das afluências médias anuais a uma PCH a fio de água, considerando uma censura no nível da potência instalada em locais sem série disponíveis de vazões médias diárias observadas. Estas duas estatísticas servem de entrada para uma equação que permite o cálculo da energia garantida, proposta por FILL (1989). Algumas alternativas de modelos foram analisadas e os seus resultados foram comparadas com valores observados das séries históricas em locais disponíveis. Com base na análise efetuada, algumas conclusões podem ser inferidas:

- A influência da censura sobre as estatísticas das vazões médias diárias e consequentemente anuais, se mostrou relevante e não pode ser desconsiderada.
- A matriz de covariâncias se mostrou adequada para a estimativa do desvio padrão das vazões médias anuais, porém a modelagem de seus parâmetros mostrou-se muito mais complexa e significativa do que se esperava inicialmente, sendo descartados os modelos do tipo autoregressivos AR(p) principalmente com valores de $p < 3$, para a representação aproximada da estrutura de correlação serial das vazões médias diárias.
- A consideração da sazonalidade na região estudada não se mostrou relevante na caracterização da distribuição das vazões médias anuais

censuradas em nível diário. Apesar da comprovação através de testes estatísticos que as vazões diárias não são identicamente distribuídas ao longo do ano, essa variação não influi significativamente na análise dos dois primeiros momentos das vazões médias anuais censuradas em nível diário. Pode ser adotada a simplificação de assumir a média e o coeficiente de variação das vazões médias diárias como estacionários ao longo do ano dentro da região analisada.

- O efeito da censura sobre a média e o desvio padrão das vazões diárias, parâmetro fundamental na estimativa do desvio padrão anual, puderam ser modelados de maneira satisfatória com o uso de uma distribuição estacionária de probabilidades LN 2, dentro dos objetivos propostos e nos níveis de censura interessantes sob o ponto de vista prático, na faixa de 50 % a 300 % da MLT. Os estimadores obtidos pelo método da máxima verossimilhança para os parâmetros da distribuição se mostraram superiores aos seus correspondentes obtidos pelo método dos momentos.
- Apesar de obtidos resultados satisfatórios para o desvio padrão anual, para uma boa representação dos efeitos da censura sobre a estrutura de correlação diária, foi necessária a regionalização de parâmetros pouco usuais. Foi necessário o estudo dos correlogramas de 59 postos fluviométricos, para cada nível de censura estudado, dado que não foi possível ajustar um modelo teórico usual à estrutura de correlação das vazões diárias. Evidentemente, pode ser preferível uma apresentação empírica direta do desvio padrão anual e suas variações espaciais em função do nível de censura especificado, sem considerar os aspectos estruturais das vazões médias diárias. Ressalta-se a complexidade dos efeitos causados pela censura sobre a estrutura de correlação serial diária, refletindo nas dificuldades impostas à sua modelagem.

5.2 RECOMENDAÇÕES

O presente trabalho permitiu avaliar o comportamento das estatísticas censuradas necessárias a avaliação da energia garantida incremental de uma PCH. O uso dos mapas e figuras de regionalização das estatísticas deve levar em consideração a qualidade obtida na extensão dos dados. Isto pode ser feito em análise conjunta da tabela 4.19 e da figura 4.10.

Faz-se necessário também, algumas recomendações para o desenvolvimento da sequência desta linha de pesquisa:

- O estudo analítico do efeito da censura sobre o coeficiente de correlação cruzado entre a usina e o sistema integrado, terceiro parâmetro da equação da energia garantida - ρ_{us} e a regionalização dos parâmetros necessários à sua modelagem deve dar sequência a este trabalho.
- A ampliação da abrangência geográfica do presente estudo produzindo mapas ou outro tipo de saída de informações para a média e coeficiente de variação das vazões diárias, bem como gráficos explicativos da influência da censura sobre a estrutura de correlação para outras regiões do Brasil.
- Investigar o uso de análise estatística multivariada tendo em vista a substituição dos mapas de isolinhas por um modelo mais elaborado de regionalização. Sugere-se também a análise direta do desvio padrão das vazões médias anuais através de modelos de regressão, estabelecendo relações com variáveis explicativas fisiográficas e climatológicas. O coeficiente de variação diário, o nível de censura, a forma da bacia hidrográfica, o tipo de solo, a densidade de drenagem, o comprimento do talvegue principal são algumas sugestões de parâmetros explicativos a serem testados para a representação do problema.
- O uso de outras distribuições teóricas de probabilidade, diferentes da log-normal, deve ser testado para a modelagem das vazões médias diárias.
- A ampliação da abrangência deste trabalho visando a modelagem de

usinas com reservatório a montante, como sugerido por FILL (1989) e NAGAYAMA (1995) também deve ser objeto de futuras pesquisas.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BENSON, M. A. **Evolution of Methods for Evaluating the Ocurrence of Floods.** USGS Water Suply Paper 1580-B, US Govt. Printing Office, Washington DC, 1962.
- BHUYA, R. K., YEVJEVICH, V. **Effects of truncation on dependence in hydrologic time series.** Hydrology Papers, Fort Collins, Colorado State Univ., n. 31, Nov. 1968.
- BRAS, R. L., ITURBE-RODRIGUEZ, I. **Random functions and Hydrology.** Addison-Wisley Publishing Company, Massachusetts Institute of Technology, USA. 1985.
- BRASIL. Decreto n.º 2655, de 02 de julho de 1998. **Diário Oficial da União**, Brasília, 03/07/1998, Seção 1, p. 2, v. 136, n. 125.
- _____. Decreto n.º 3653, de 07 de novembro de 2000. **Diário Oficial da União**, Brasília, 08/11/2000, Seção 1, p. 3, v. 138, n. 215-E.
- _____. Resolução n.º 169, de 03 de maio de 2001. **Diário Oficial da União**, Brasília 04/05/2001, Seção 1, p. 104, v. 139, n. 86-E.
- _____. CGSE – Câmara de Gestão da Crise de Energia Elétrica **Propostas de Metodologia de Cálculo de Energia Assegurada de Usinas Hidrelétricas e para o Mecanismo de Realocação de Energia - MRE.** GT11+28, Brasília, 11/06/2002, 36 p.
- _____. ANEEL – Agência Nacional de Energia Elétrica. **Consulta à internet, site da ANEEL.** www.aneel.gov.br, 2002.
- CANAMBRA ENGINEERING CONSULTANTS. **Power Study of South Brazil.** Appendix XVII. Curitiba, 1969
- CENTRAIS ELÉTRICAS BRASILEIRAS - ELETROBRÁS. **Diretrizes para Estudos e Projetos de Pequenas Centrais Hidrelétricas.** Rio de Janeiro, 1999. CD-Rom.
- _____. **Metodologia para a Regionalização de Vazões.** Rio de Janeiro, 1985. p. 23-29.
- CHAVES, A. G. M.; OLIVEIRA E. **Regionalização de Dados Hidrológicos de Bacias Hidrográficas Brasileiras.** In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE RECURSOS HÍDRICOS. (14. 2001 : Aracaju-SE) Anais. Porto Alegre : ABRH, 2001. CD-Rom.
- CHELLA, M. R. **Cálculo do 'a'.** [mensagem pessoal]. Mensagem para: fibicca@hotmail.com em: 25/06/2003
- CHOW, V. T., MAIDMENT D. R., MAYS, L. W. **Applied Hydrology.** McGraw Hill, New York, 1964.

CLEMENTE, L. "Seleção da potência instalada ótima de PCHs no contexto de mercados competitivos." Curitiba: UFPR, 2001. 270 p. Dissertação de Mestrado – DHS, Setor de Tecnologia.

CLEMENTE, L., RAMOS, F. **Seleção da potência instalada de pequenas centrais hidrelétricas.** In: SIMPÓSIO BRASILEIRO SOBRE PEQUENAS E MÉDIAS CENTRAIS HIDRELÉTRICAS (3. : 2002 : Foz do Iguaçu) Anais. Foz do Iguaçú, Paraná.

ENGEVIX ENGENHARIA LTDA. **Otimização do Projeto Básico da PCH São Bernardo.** Florianópolis, 2001. R0, 127 p.

FILL, H. D., **Avaliação analítica da energia garantida incremental de uma usina hidrelétrica.** In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE RECURSOS HÍDRICOS. (8. : 1989 : Foz do Iguaçu) Anais. São Paulo : ABRH, 1989. V. 1, p. 122-129.

_____. "Improving Flood Quantile Estimates Using Regional Information." Ph-D Dissertation, Cornell University, NY, 1994.

_____. **Informações adicionais.** [mensagem pessoal]. Mensagem para: fibicca@hotmail.com em: 20/06/2003

FILL, H. D., FIOR, M.T.A.B. **Avaliação da contribuição energética de uma pequena central hidrelétrica a fio de água e sem reservatório a montante.** In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE HIDROLOGIA E RECURSOS HÍDRICOS (7. : 1987 : Salvador) Anais. São Paulo : ABRH, 1987. V. 1, p. 691-697.

FILL, H.D.O.A., KRUGER, C. M. **Valor assintótico da soma de energias garantidas incrementais das usinas de um sistema hidrelétrico integrado.** In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE RECURSOS HÍDRICOS (8. : 1989 : Foz do Iguaçu) Anais. São Paulo: ABRH, 1989. v. 1, p. 172-182.

FILL H. D., FREITAS C., KAVISKI, E., CHELLA, M. R., MINE, M. R. M. **Comparação da Média de Séries de Vazões Censuradas a Nível Mensal e Diário – Aplicação para Pequenas Centrais Hidrelétricas.** Artigo enviado para: XV SIMPÓSIO BRASILEIRO DE RECURSOS HÍDRICOS, Curitiba 2003.

FILLIBEN, J. J., **The probability plot correlation coefficient test for normality.** Technometrics, 17(1), 1975.

FULLER, W. E. **Flood Flows.** Trans. Am. Soc. Civil Engrs., 77, pp. 564-617, 1914.

GÓES, V. C.; CAMPANA N. A., **Regionalização de Vazões no Distrito Federal.** In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE RECURSOS HÍDRICOS. (14. 2001 : Aracaju-SE) Anais. Porto Alegre : ABRH, 2001. CD-Rom.

GOMIDE, F. L. S. **Projeto HG-48.** Substituição do óleo combustível por energia elétrica: relatório preliminar. Curitiba, CEHPAR, 1981. 14 p. tab., gráf. *apud:* FILL & FIOR, 1987.

_____. "Teoria Estocástica dos reservatórios aplicada ao planejamento de sistemas hidrelétricos." Curitiba : UFPR, 1986. Tese para concurso de professor titular - UFPR.

_____. Informações pessoais [Comunicação Pessoal]. Curitiba, 2001. *apud:* FILL, 2003.

GOMIDE, F. L. S., CUNHA, L. M. **Dimensionamento de Reservatórios para Regularização de Vazões.** In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE HIDROLOGIA E RECURSOS HÍDRICOS (4. : 1981 : Fortaleza) Anais. São Paulo : ABRH, 1981. v. 4, p. 551-568.

GREENWOOD, J. A., LANDWEHR, J. M., MATALAS, N. C. e WALLIS, J. R. Probability Weighted Moments: Definition and Relation to Parameters of Several Distributions Expressible in Inverse Form. **Water Resources Research** 15(6), pp. 1049-1054. New York, 1979.

HAAN, C. T. **Statistical Methods in Hydrology.** The Iowa State University, Iowa, 1977. 332 p.

JOHNSON, N., KOTZ, S. **Distributions in Statistics: Continuous Univariate Distributions 1.** New York: J. Wiley & Sons 1970.

KAVISKI, E. "Métodos de regionalização de eventos e parâmetros hidrológicos." Curitiba : UFPR, 1992. 296 p. Dissertação de Mestrado – CEHPAR, UFPR 1992.

KAVISKI, E., FIOR, M. T. A. B. **Projeto HG-52.** Aproveitamentos hidrelétricos de pequeno porte: Regionalização de curvas de permanência em pequenas bacias hidrográficas do Estado do Paraná: relatório final. Curitiba CEHPAR, 1989. v. 3.

KAVISKI, E., KRUGER, C. M., ILLICH, I. **Projeto HG-68.** Regionalização de vazões em pequenas bacias hidrográficas no Estado de Santa Catarina: relatório final. Curitiba : CEHPAR, ago. 1991.

KELMAN, J. Modelos estocásticos no gerenciamento dos recursos hídricos. In: **Modelos para Gerenciamento de Recursos Hídricos.** Coleção ABRH de Recursos Hídricos. São Paulo: Nobel: ABRH, 1987. p. 325-424.

KITE, G. W. **Frequency and Risk Analysis in Hydrology.** Waters Resource Publications. Littleton, Colorado, 1977.

KRUGER, C. M., KAVISKI E. **Projeto HG-77.** Regionalização de vazões em pequenas bacias hidrográficas no Estado do Paraná: relatório n. 01; anexo I – dados das bacias hidrográficas. Curitiba: CEHPAR, 1994. HG 77.

KRUGER, C. M.; VEIGA, B. V. **Estudo comparativo das estimativas de vazões com um modelo chuva-vazão e métodos regionalização.** In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE RECURSOS HÍDRICOS, 13., 1999, Belo Horizonte-MG. Anais. CD-Rom.

LOUCKS, D. P., STEDINGER, J. R., HAITH, D. A. **Water Resource Systems Planning and Analysis.** Prentice Hall, Inc. Englewood Cliffs, New Jersey, 1981. 559 p.

LU, L. H. "Statistical Methods for Regional Flood – Frequency Investigations." Ph-D Dissertation, Cornell University, Ithaca, New York, 1991.

NAGAYAMA, M. U. "Parâmetros anuais de afluências censuradas na escala diária, utilizados no cálculo da energia garantida de pequenas hidrelétricas integradas." Curitiba: UFPR, 1995. 80 p., Dissertação de Mestrado.

RIGHETTO, A. M. **Hidrologia e Recursos Hídricos.** São Carlos: EESC-USP, 1998.

SAAD, M., TURGEON, A. , STEDINGER, J. R Censored-data correlation and principal component dynamic programming. **Water Resources Research** v.28, n. 8, p. 2135-2140, Aug. 1992.

SILVEIRA, G. L. "Quantificação de Vazão em Pequenas Bacias com Carência de Dados Fluviométricos." Porto Alegre: UFRGS, 1997. Tese de Doutorado. 115 p.

SIMMERS, I. **A systematic problem-oriented approach to hydrological data regionalization.** Journal of Hydrology, v.73, n 1 /2, p. 71-87, July 1984.

SNEDOCOR, G. W., COCHRAN, W.G. **Statistical Methods.** The Iowa State University, 7a. edição, p. 215-254, 1980

SPIEGEL, M. R. **Probabilidade e estatística.** Coleção Schaum, Editora Mc Graw Hill do Brasil Ltda., São Paulo, 1977

STEDINGER, J. R. Fitting Log Normal Distributions to Hydrologic Data. **Water Resources Research**, v.16, n. 3, p. 481-490. Cornell University, New York, 1980.

STEDINGER, J. R., VOGEL, R. M., FOUFOULA-GEORGIOU E. Frequency analysis of extreme events.In: **Handbook of Hydrology.** Austin, University of Texas, 1993. p. 18.1 – 18.29

STEDINGER, J.R., TASKER G. D. Regional Hydrologic Analysis. 1. Ordinary, Weighted and Generalized Least Squares Compared. **Water Resources Research.** Pp 1421-1432, 1985.

THOMAS, D. M., BENSON M. A. **Generalization of Streamflow Characteristics from Drainage-basin Characteristics.** USGS Water Supply Paper, 1975, US Govt. Printing Office, Washington DC, 1970.

VOGEL, R. M. The Probability Plot Correlation Coefficient Test for the Normal, Lognormal, and Gumbel Distributional Hypotheses. **Water Resources Research**, v.22, n. 4, p. 587-590. Tufts University, Medford, 1986.

WEISS, G. Shot Noise models for the generation of synthetic streamflow data. **Water Resources Research**, v. 13, n. 1, p. 101-108, Feb. 1977.

YEVJEVICH, V. **Structure of daily hydrologic series**. Littleton: Water Resources Publ., 1984. 252 p.

ANEXOS

**ANEXO 1 – LISTAGEM DA ROTINA UTILIZADA PARA A SIMULAÇÃO DE
MODELO AR(1) LOG-NORMAL**

LISTAGEM DA ROTINA UTILIZADA NA SIMULAÇÃO DE ESQUEMA AR(1)

```
' Leitura dos dados de entrada
' Dim mltd, cvd, fsup, cc, desvpad as single
mltd = Val(Text1.Text)
cvd = Val(Text2.Text)
qsup = Val(Text4.Text)
cc=val(text3.text)

' simulação de Monte Carlo para obtenção do cc censurado
' Dim sx1, sx2, sx1x2, sx12, sx22 As Single
Dim u1, u2, z1, z2, x1, x2 As Single
Dim mltdts, vardts As Single
Dim vardts1, vardts2, covdts as single
Dim ccdts as single

sx1 = 0
sx2 = 0
sx1x2 = 0
sx12 = 0
sx22 = 0
' início da simulação
n = 0
Randomize
For n = 1 To 100000
    u1 = Rnd
    u2 = Rnd
    ' gera variável padrão z1,z2 normalmente distribuída com m=0 e d=1
    z1 = (-2 * ln(u1)) ^ 0.5 * Cos(2 * 3.14159265 * u2)
    z2 = (-2 * ln(u1)) ^ 0.5 * Sin(2 * 3.14159265 * u2)
    ' gera variáveis x1 e x2 normalmente distribuídas correlacionadas por ccd c/
    médias mltd e desvio padrão desvpad
    x1 = mltd + desvpad * z1
    x2 = mltd + ccd * (x1 - mltd) + desvpad * ((1 - ccd ^ 2) ^ 0.5) * z2
    ' censura os valores de x1 e x2 em qsup
    If x1 > qsup Then
        x1 = qsup
    End If
    If x2 > qsup Then
        x2 = qsup
    End If
    ' soma as parcelas
```

```

sx1 = sx1 + x1
sx2 = sx2 + x2
sx1x2 = sx1x2 + x1 * x2
sx12 = sx12 + x1 ^ 2
sx22 = sx22 + x2 ^ 2
Next n
mltdts = 0.5 * (sx1 + sx2) / n
covdts = (sx1x2 / n) - ((sx1 / n) * (sx2 / n))
vardts1 = (sx12 / n) - (sx1 / n) ^ 2
vardts2 = (sx22 / n) - (sx2 / n) ^ 2
ccdts = covdts / (Sqr(vardts1) * Sqr(vardts2))

' final da simulação, saída dos resultados
'
Label5.Caption = Format(sx1, "#.000")      'mostra na tela um valor p/ teste
Label10.Caption = Format(sx2, "#.000")      'mostra na tela um valor p/ teste

' saída dos parâmetros da distribuição censurada

Text12.Text = Format(mltdts, "#.000")
Text13.Text = Format(ccdts, "#.000")
Text14.Text = Format(Sqr(vardts2), "#.000")

```

**ANEXO 2 – LISTAGEM DA ROTINA UTILIZADA PARA O CÁLCULO DOS
CORRELOGRAMAS NATURAIS E CENSURADOS**

LISTAGEM DA ROTINA UTILIZADA PARA OBTENÇÃO DOS CORRELOGRAMAS

```
' Módulo Básico
Public i, n, k, a As Integer
Public cens, media, max As Single
Public selectedfile As String
Dim db As Database
Dim rs As Recordset

' Módulo Principal
Private Sub Command1_Click()
Command1.Caption = "Calculando..."
'
' leitura dos dados
'
Dim x(30000) As Variant 'dimensiona varalpha/beta como variante (completa)
Set db = OpenDatabase(selectedfile) 'fornece o caminho do banco de dados acess a
ser aberto
Set rs = db.OpenRecordset("tabela1") 'posiciona a variável rs no formulário com o
nome ALPHABETA dentro do banco de dados
rs.MoveFirst 'posiciona a variável leitora rs na primeira posição
i = 1
Do Until rs.EOF 'laço para leitura de todas as variáveis
  x(i) = rs!qdia 'aloca para a variável valvar o valor lido na coluna alpha da planilha
ALPHABETA
  rs.MoveNext 'posiciona a variável leitora na próxima posição
  i = i + 1
Loop
rs.Close 'fecha o procedimento
Set db = Nothing 'fecha o banco de dados

'
' Leitura dos dados de entrada
'
n = i
cens = Val(Text2.Text)

'
' censura dos valores
'
Dim sx As Single
```

```

k = 1
sx = 0
For i = 1 To n - k
    sx = sx + x(i)
Next i
media = sx / i
max = cens * media
Label5.Caption = media 'mostra na tela um valor p/ teste
Label10.Caption = max 'mostra na tela um valor p/ teste

'
' calculo do cc lag(1) censurado
'

Dim sxy, sxk, sx2, sxk2, cc(365) As Single
Dim cov, varx, varxk As Single
For k = 1 To 365
    sxxk = 0
    sx = 0
    sxk = 0
    sx2 = 0
    sxk2 = 0
    For i = 1 To n - k
        If x(i) > max Then
            x(i) = max
        End If
        If x(i + k) > max Then
            x(i + k) = max
        End If
        sxxk = sxxk + x(i) * x(i + k)
        sx = sx + x(i)
        sxk = sxk + x(i + k)
        sx2 = sx2 + x(i) ^ 2
        sxk2 = sxk2 + x(i + k) ^ 2
    Next i
    'cov = (sxxk / (n - k)) - ((sx / (n - k)) * (sxk / (n - k)))
    'varx = (sx2 / (n - k)) - (sx / (n - k)) ^ 2
    'varxk = (sxk2 / (n - k)) - (sxk / (n - k)) ^ 2
    'cc = cov / (Sqr(varx) * Sqr(varxk))
    cc(k) = (sxxk - (sx * sxk) / (n - k)) / (Sqr(sx2 - (sx) ^ 2 / (n - k)) * Sqr(sxk2 - (sxk) ^ 2 / (n - k)))
    Next k
    Label7.Caption = Format(cc(1), "#.000")

```

Set db = OpenDatabase(selectedfile) 'fornece o caminho do banco de dados acess a ser aberto

```
Set rs = db.OpenRecordset("tabela2") 'posiciona a variável rs no formulário com o
nome ALPHABETA dentro do banco de dados
'posiciona a variável leitora rs na primeira posição
a = 1
Do Until a = k
    rs.Edit
    rs!cclag365 = cc(a)
    rs.Update
    a = a + 1
    'aloca para a variável valvar o valor lido na coluna alpha da planilha ALPHABETA
    rs.MoveNext 'posiciona a variável leitora na próxima posição
Loop
rs.Close 'fecha o procedimento
Set db = Nothing
Command1.Caption = "Calcula"

End Sub
```

```
Private Sub Command2_Click()
    End
End Sub
```

```
Private Sub Command3_Click()
    MsgBox ("Entre o valor do numero de dados de vazoes do banco de dados")
End Sub
```

```
Private Sub Command4_Click()
    MsgBox ("Entre o limite superior para censura das vazões. O valor deve ser uma
fração da média do histórico a ser calculado.")
End Sub
```

```
Private Sub Dir1_Change()
    File1.Path = Dir1.Path
End Sub
```

```
Private Sub Drive1_Change()
    Dir1.Path = Drive1.Drive
End Sub
```

```
Private Sub File1_Click()
    selectedfile = File1.Path & "\" & File1.FileName
End Sub
```

**ANEXO 3 – LISTAGEM DO PROGRAMA UTILIZADO NA ESTIMATIVA
DOS PARÂMETROS CENSURADOS DA FÓRMULA DA ENERGIA
GARANTIDA**

LISTAGEM DO PROGRAMA PRINCIPAL PARA A ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS CENSURADOS DA FÓRMULA DA ENERGIA GARANTIDA (FÓRMULA DE FILL)

‘ Módulo Básico

```
Public mltsaz(365), cvsaz(365), d(365), m(365) As Single
Public mltd, cvd, ccd, fsup, fmult, ksi As Single
Public qsup, desvpad, dpanual As Single
Public adrenagem, quedaliq As Single
Public c As Single
Public mltdln2, desvpadln2, zsup2, fizsup2 As Single
Public mltdln3, desvpadln3, zsup3, fizsup3 As Single
Public a, b As Single
Public mtrunc(365), vartrunc(365), dp(365), mcens1 As Single
Public ccdlnts, ccdts, ccdfited(366) As Single
Public f, g As Single
Public macens, varcens, dpcens As Single
Public selectedfile As String
Public i, n, j, k As Integer
Dim db As Database
Dim rs As Recordset

Function ln(ByVal x As Single) As Single
    ln = Log(x) / Log(Exp(1))
End Function
```

‘ Formulário 1

```
Private Sub Command1_Click()
    MsgBox ("O programa auxilia na obtenção dos parâmetros necessários ao cálculo da energia garantida de uma PCH adicionada ao sistema interligado pela fórmula de FILL")
End Sub
```

```
Private Sub Command2_Click()
    Load Form2
    Form1.Hide
    Form2.Show
End Sub
```

```
Private Sub Command3_Click()
    End
End Sub
```

‘ Formulário 2

```
Private Sub form_load()
    Combo1.AddItem "Log-Normal 2 - M. Momentos"
    Combo1.AddItem "Log-Normal 3 - M. Momentos"
    Combo1.AddItem "Log-Normal 2 e 3 - M. Verossimilhança"
End Sub
Private Sub Check1_Click()

If Check1.Value = 1 Then
    ' ligar opcao de consideracao da sazonalidade
    Label22.Visible = True
    Label24.Visible = True
    Command14.Visible = True
    Command10.Visible = True
    Drive1.Visible = True
    Dir1.Visible = True
    File1.Visible = True
Else
    ' desliga a opcao de consideracao da sazonalidade
    Label22.Visible = False
    Command10.Visible = False
    Drive1.Visible = False
    Dir1.Visible = False
    File1.Visible = False
End If

End Sub
Private Sub Combo1_Click()
    Select Case Combo1.ListIndex
    Case 0
        ' apaga da tela a opcao de entrada do ksi para LN3
        Label25.Visible = False
        Text8.Visible = False
        Command13.Visible = False
        ' apaga a opcao de entrada dos momentos ajustados pela Verossimilhanca
        Label7.Visible = False
        Label27.Visible = False
        Label8.Visible = False
        Text5.Visible = False
        Text6.Visible = False
        Command7.Visible = False
        Command8.Visible = False
        ' religa a opcao do uso do arquivo de sazonalidade
    End Case
End Sub
```

```
Label22.Visible = True
Label24.Visible = True
Command14.Visible = True
Command10.Visible = True
Drive1.Visible = True
Dir1.Visible = True
File1.Visible = True
Check1.Visible = True
Check1.Value = 1
'religa a opcao pela entrada dos momentos ajustados pelo metodo
Label2.Visible = True
Label3.Visible = True
Text1.Visible = True
Text2.Visible = True
Command3.Visible = True
Command4.Visible = True
```

Case 1

```
' religa a opcao pela entrada dos momentos ajustados pelo metodo
Label2.Visible = True
Label3.Visible = True
Text1.Visible = True
Text2.Visible = True
Command3.Visible = True
Command4.Visible = True
'religa a opcao de entrada do ksi para LN3
Label25.Visible = True
Text8.Visible = True
Command13.Visible = True
' apaga a opcao de entrada dos momentos ajustados pela Verossimilhanca
Label7.Visible = False
Label27.Visible = False
Label8.Visible = False
Text5.Visible = False
Text6.Visible = False
Command7.Visible = False
Command8.Visible = False
' apaga da tela a opcao do uso do arquivo de sazonalidade
Label22.Visible = False
Label24.Visible = False
Command14.Visible = False
Command10.Visible = False
Drive1.Visible = False
Dir1.Visible = False
File1.Visible = False
Check1.Visible = False
```

Case 2

```
' liga as opcoes da distribuicao LN2 ajustada pela Verossimilhanca
' apaga da tela a opcao do uso do arquivo de sazonalidade
Label22.Visible = False
Label24.Visible = False
Command14.Visible = False
Command10.Visible = False
Drive1.Visible = False
Dir1.Visible = False
File1.Visible = False
Check1.Visible = False
'religa a opcao de entrada do ksi para LN3
Label25.Visible = True
Text8.Visible = True
Command13.Visible = True
' apaga da tela a opcao dos parametros ajustados pelo metodo dos momentos
Label2.Visible = True
'Label3.Visible = False
Text1.Visible = True
' Text2.Visible = False
Command3.Visible = True
' Command4.Visible = False
' liga a opcao de entrada dos momentos ajustados pela Verossimilhanca
Label17.Visible = True
Label27.Visible = True
Label8.Visible = True
Text5.Visible = True
Text6.Visible = True
Command7.Visible = True
Command8.Visible = True
End Select
```

End Sub

```
Private Sub Check2_Click()
If Check2.Value = 1 Then
    Label4.Visible = True
    Text3.Visible = True
    Command5.Visible = True
Else
    Label4.Visible = False
    Text3.Visible = False
    Command5.Visible = False
End If
End Sub
```

```

Private Sub Command1_Click()

    ' Leitura e análise dos dados de entrada
    ' 

    mltd = Val(Text1.Text)
    cvd = Val(Text2.Text)
    fsup = Val(Text4.Text)
    fmult = Val(Text15.Text)
    ccd = Val(Text3.Text)
    ksi = Val(Text8.Text)
    a = Val(Text5.Text)
    b = Val(Text6.Text)
    adrenagem = Val(Text7.Text)
    f = Val(Text16.Text)
    rendimento = Val(Text12.Text)
    quedaliq = Val(Text13.Text)
    ccus = Val(Text14.Text)
    qsup = fsup * mltd
    desvpad = cvd * mltd
    dpanual = cvanual * mltd

If Combo1.ListIndex = 0 And Check1.Value = 1 Then
    ' leitura dos parâmetros sazonais adimensionalizados em arquivo do access para o PR
    e SC (m e d)
    ' 

    Dim varalpha(365), varbeta(365) As Variant
    Set db = OpenDatabase(selectedfile)
    Set rs = db.OpenRecordset("ALPHABETA")
    rs.MoveFirst
    i = 1
    Do Until rs.EOF  'laço para leitura de todas as variáveis
        varalpha(i) = rs!alpha
        varbeta(i) = rs!beta
        rs.MoveNext
        i = i + 1
    Loop
    rs.Close
    Set db = Nothing  'fecha o banco de dados
ElseIf Combo1.ListIndex = 0 And Check1.Value = 0 Then
    i = 1
    For i = 1 To 365
        varalpha(i) = 1
        varbeta(i) = 1
    
```

```
    Next i
End If
```

```
' multiplicação dos valores adimensionais sazonais e/ou estacionarios p/ obtenção
das 365 m e 365 CVs do local escolhido
```

```
i = 0
For i = 1 To 365
    mltsaz(i) = varalpha(i) * mltd
    cvsaz(i) = varbeta(i) * cvd
Next i
```

```
' modelo AR(1)
i = 1
For i = 1 To 365
    ccdfited(i) = ccd ^ i
Next i
```

```
' transformação das variaveis das vazões q para parametros das distribuicoes
```

```
Dim z As Single
```

```
If Combo1.ListIndex = 0 Then 'se a distribuicao for LN2 faca
```

```
' LN 2 - Obtencao dos momentos e parametros censurados da distribuicao LN2
Dim zsup(365), fi(365), fizsup(365), m1(365), m2(365)
i = 0
```

```
For i = 1 To 365
    d(i) = (ln(1 + cvsaz(i) ^ 2)) ^ 0.5
    m(i) = ln(mltsaz(i)) - 0.5 * ln(1 + cvsaz(i) ^ 2)
Next i
```

```
mltdln2 = ln(mltd / Sqr(1 + (desvpad ^ 2 / mltd ^ 2)))
```

```
desvpadln2 = (ln(1 + (desvpad ^ 2 / mltd ^ 2))) ^ 0.5
```

```
' obtencao dos parâmetros censurados
```

```
zsup2 = (ln(qsup) - mltdln2) / desvpadln2
```

```
If zsup2 > 0 Then
```

```
    fizsup2 = 1 - 0.5 * Exp(-((83 * zsup2 + 351) * zsup2 + 562) / (703 / zsup2 +
165))
```

```
Else
```

```
    fizsup2 = 1 - (1 - 0.5 * Exp(-((83 * Abs(zsup2) + 351) * Abs(zsup2) + 562) / (703
/ Abs(zsup2) + 165)))
```

```
End If
```

```

' cálculo da média e desvio padrão (variância) diários censurados
i = 0
For i = 1 To 365
    zsup(i) = (ln(qsup) - m(i)) / d(i)
    If zsup(i) > 0 Then
        fizsup(i) = 1 - 0.5 * Exp(-((83 * zsup(i) + 351) * zsup(i) + 562) / (703 / zsup(i) +
165))
    Else
        fizsup(i) = 1 - (1 - 0.5 * Exp(-((83 * Abs(zsup(i)) + 351) * Abs(zsup(i)) + 562) /
(703 / Abs(zsup(i)) + 165)))
    End If
    ' média
    If (zsup(i) - d(i)) < 0 Then
        z = Abs(zsup(i) - d(i))
        fi(i) = 1 - 0.5 * Exp(-((83 * z + 351) * z + 562) / (703 / z + 165))
        m1(i) = Exp(m(i) + d(i) * d(i) / 2) * (1 - fi(i))
        mtrunc(i) = m1(i) + qsup * (1 - fizsup(i))
    Else
        z = zsup(i) - d(i)
        fi(i) = 1 - 0.5 * Exp(-((83 * z + 351) * z + 562) / (703 / z + 165))
        m1(i) = Exp(m(i) + d(i) * d(i) / 2) * fi(i)
        mtrunc(i) = m1(i) + qsup * (1 - fizsup(i))
    End If
    ' desvio padrão (variância)
    If (zsup(i) - 2 * d(i)) < 0 Then
        z = Abs(zsup(i) - 2 * d(i))
        fi(i) = 1 - 0.5 * Exp(-((83 * z + 351) * z + 562) / (703 / z + 165))
        m2(i) = Exp(2 * m(i) + 2 * d(i) * d(i)) * (1 - fi(i)) + qsup ^ 2 * (1 - fizsup(i))
        vartrunc(i) = m2(i) - mtrunc(i) ^ 2
        dp(i) = Sqr(vartrunc(i))
    Else
        z = zsup(i) - 2 * d(i)
        fi(i) = 1 - 0.5 * Exp(-((83 * z + 351) * z + 562) / (703 / z + 165))
        m2(i) = Exp(2 * m(i) + 2 * d(i) * d(i)) * fi(i) + qsup ^ 2 * (1 - fizsup(i))
        vartrunc(i) = m2(i) - mtrunc(i) ^ 2
        dp(i) = Sqr(vartrunc(i))
    End If
    Next i
    Text11.Text = Format(dp(1) * adrenagem * 9.81 * rendimento * quedaliq / 1000,
"#.000")
    ElseIf Combo1.ListIndex = 1 Then
        ' LN3 - Calculo dos momentos e parametros censurados da distribuicao LN3
        Dim fi3, mr1, mr2 As Single

```

```

mltdln3 = ln((mltd - ksi) / Sqr(1 + (desvpad ^ 2 / (mltd - ksi) ^ 2)))
desvpadln3 = Sqr(ln(1 + (desvpad ^ 2 / (mltd - ksi) ^ 2)))
' obtencao dos parâmetros censurados
zsup3 = (ln(qsup - ksi) - mltdln3) / desvpadln3
If zsup3 > 0 Then
    fizsup3 = 1 - 0.5 * Exp(-((83 * zsup3 + 351) * zsup3 + 562) / (703 / zsup3 +
165))
Else
    fizsup3 = 1 - (1 - 0.5 * Exp(-((83 * Abs(zsup3) + 351) * Abs(zsup3) + 562) / (703
/ Abs(zsup3) + 165)))
End If
' média
If (zsup3 - desvpadln3) < 0 Then
    z = Abs(zsup3 - desvpadln3)
    fi3 = 1 - 0.5 * Exp(-((83 * z + 351) * z + 562) / (703 / z + 165))
    mr1 = Exp(mltdln3 + desvpadln3 * desvpadln3 / 2) * (1 - fi3)
    mcens1 = mr1 + qsup * (1 - fizsup3)
Else
    z = zsup3 - desvpadln3
    fi3 = 1 - 0.5 * Exp(-((83 * z + 351) * z + 562) / (703 / z + 165))
    mr1 = Exp(mltdln3 + desvpadln3 * desvpadln3 / 2) * fi3
    mcens1 = mr1 + qsup * (1 - fizsup3)
End If
' desvio padrão (variância)
If (zsup3 - 2 * desvpadln3) < 0 Then
    z = Abs(zsup3 - 2 * desvpadln3)
    fi3 = 1 - 0.5 * Exp(-((83 * z + 351) * z + 562) / (703 / z + 165))
    mr2 = Exp(2 * mltdln3 + 2 * desvpadln3 * desvpadln3) * (1 - fi3) + qsup ^ 2 * (1 -
fizsup3)
    varcens = mr2 - mcens1 ^ 2
    dpcens = Sqr(varcens)
Else
    z = zsup3 - 2 * desvpadln3
    fi3 = 1 - 0.5 * Exp(-((83 * z + 351) * z + 562) / (703 / z + 165))
    mr2 = Exp(2 * mltdln3 + 2 * desvpadln3 * desvpadln3) * fi3 + qsup ^ 2 * (1 -
fizsup3)
    varcens = mr2 - mcens1 ^ 2
    dpcens = Sqr(varcens)
End If
Text11.Text = Format(dpcens * adrenagem * 9.81 * rendimento * quedaliq / 1000,
"#.000")
Else
'
' Distribuicao LN 2 e LN3 ajustada pela Maxima Verossimilhanca

```

```

Dim fi2, mrmv1, mrmv2 As Single
zsup2 = (ln(qsup - ksi) - a) / b
If zsup2 > 0 Then
    fizsup2 = 1 - 0.5 * Exp(-((83 * zsup2 + 351) * zsup2 + 562) / (703 / zsup2 +
165))
Else
    fizsup2 = 1 - (1 - 0.5 * Exp(-((83 * Abs(zsup2) + 351) * Abs(zsup2) + 562) / (703
/ Abs(zsup2) + 165)))
End If
'média
If (zsup2 - b) < 0 Then
    z = Abs(zsup2 - b)
    fi2 = 1 - 0.5 * Exp(-((83 * z + 351) * z + 562) / (703 / z + 165))
    mrmv1 = Exp(a + b * b / 2) * (1 - fi2)
    mcens1 = mrmv1 + qsup * (1 - fizsup2)
Else
    z = zsup2 - b
    fi2 = 1 - 0.5 * Exp(-((83 * z + 351) * z + 562) / (703 / z + 165))
    mrmv1 = Exp(a + b * b / 2) * fi2
    mcens1 = mrmv1 + qsup * (1 - fizsup2)
End If
'desvio padrão (variância)
If (zsup2 - 2 * b) < 0 Then
    z = Abs(zsup2 - 2 * b)
    fi2 = 1 - 0.5 * Exp(-((83 * z + 351) * z + 562) / (703 / z + 165))
    mrmv2 = Exp(2 * a + 2 * b * b) * (1 - fi2)
    varcens = mrmv2 + qsup ^ 2 * (1 - fizsup2) - mcens1 ^ 2
    dpcens = Sqr(varcens)
Else
    z = zsup2 - 2 * b
    fi2 = 1 - 0.5 * Exp(-((83 * z + 351) * z + 562) / (703 / z + 165))
    mrmv2 = Exp(2 * a + 2 * b * b) * fi2
    varcens = mrmv2 + qsup ^ 2 * (1 - fizsup2) - mcens1 ^ 2
    dpcens = Sqr(varcens)
End If
Text11.Text = Format(dpcens * adrenagem * 9.81 * rendimento * quedaliq / 1000,
"#.000")
End If

'
' obtenção da média anual censurada em nível diário
'
' LN 2
If Combo1.ListIndex = 0 Then

```

```

i = 0
macens = 0
For i = 1 To 365
    macens = macens + mtrunc(i) / 365
Next i
Else
    ' se a distribuicao for LN 3 momentos ou LN 2,3 ajustada pela Verossimilhanca
    macens = mcens1
End If
Text9.Text = Format(macens * adrenagem * 9.81 * rendimento * quedaliq / 1000,
"#.000")

'
' obtenção da variância e desvio padrão anual censurados em nível diário
'
Dim s As Single
i = 0
n = 0
j = 0
s = 0
' LN 2
If Combo1.ListIndex = 0 And Check2.Value = 1 Then 'se a distribuicao for LN2
    MMom faca
        For n = 1 To 365
            For i = 1 To 365
                j = Abs(n - i)
                s = s + dp(n) * dp(i) * ccdfit(j)
            Next i
        Next n
        varat = s / (365 ^ 2)
        dpat = Sqr(varat)
    ElseIf Combo1.ListIndex = 0 And Check2.Value = 0 Then
        For n = 1 To 365
            For i = 1 To 365
                s = s + dp(n) * dp(i)
            Next i
        Next n
        varat = (s / (365 ^ 2)) * f * fmult
        dpat = Sqr(varat)
    Else ' se a distribuicao for LN3 ou LN2 MVerossimilhanca faca
        For n = 1 To 365
            For i = 1 To 365
                j = Abs(n - i)
                s = s + dpcens * dpcens * ccdfit(j)
            Next i
        Next n
    End If
End Sub

```

```
    Next i
    Next n
    If Check2.Value = 1 Then
        varat = s / (365 ^ 2)
    Else
        varat = dpcens * dpcens * f * fmult
    End If
    dpat = Sqr(varat)
End If
Text10.Text = Format(dpat * adrenagem * 9.81 * rendimento * quedaliq / 1000,
"#.000")
```

```
End Sub
```

```
Private Sub Command10_Click()
    MsgBox ("Selecione o caminho do arquivo sazonal1.mdb para o caso de se
considerar os efeitos sazonais nos parâmetros.")
End Sub
```

```
Private Sub Command11_Click()
    MsgBox ("Consultar os anexos do trabalho e inserir um fator médio de multiplicação
da estrutura de correlação."), , ("f censurado")
End Sub
```

```
Private Sub Command2_Click()
    End
End Sub
```

```
Private Sub Command3_Click()
    MsgBox ("Entre o valor da média histórica das vazões no local do aproveitamento
(litros/segundo/km2). Utilize ponto (.) como separador da parte inteira e da parte
decimal."), , ("MLT - Média de longo termo")
End Sub
```

```
Private Sub Command4_Click()
    MsgBox ("Entre o valor do coeficiente de variação das vazões diárias no local do
aproveitamento. Utilize ponto (.) como separador da parte inteira e da parte decimal."), ,
("CV - Coeficiente de variação")
End Sub
```

```
Private Sub Command5_Click()
    MsgBox ("Entre o valor do coeficiente de correlação das vazões diárias no local do
aproveitamento. Verificar a 'CheckBox' abaixo. Utilize ponto (.) como separador da
parte inteira e da parte decimal."), , ("CC - Coeficiente de correlação")
```

End Sub

Private Sub Command6_Click()

MsgBox ("Entre o valor da capacidade máxima de engolimento das turbinas no local do aproveitamento. O valor a ser inserido neste local é um multiplicador, ou seja, a relação entre a vazão máxima turbinada e a MLT no local estudado. Utilize ponto (.) como separador da parte inteira e da parte decimal."), , ("Qmax - Vazão máxima turbinada")

End Sub

Private Sub Command7_Click()

MsgBox ("Insira o valor do estimador de a. a é a média dos valores dos logarítmos naturais das vazões do período considerado."), , ("a - Média dos ln(x)")

End Sub

Private Sub Command8_Click()

MsgBox ("Insira o valor do estimador de b. b é o desvio padrão dos logarítmos naturais das vazões do período."), , ("b - Desvio Padrão dos ln(x)")

End Sub

Private Sub Command12_Click()

MsgBox ("Selecione a distribuição de probabilidades a ser utilizada no cálculo."), , ("Distribuição teórica de probabilidade")

End Sub

Private Sub Command14_Click()

MsgBox ("Ativando a check box, é possível considerar os efeitos sazonais da média e do coeficiente de variação diário no local estudado. Os efeitos são introduzidos através da leitura de um arquivo de banco de dados no formato do ACCESS-97. Ver arquivo README."), , ("Sazonalidade")

End Sub

Private Sub Command13_Click()

MsgBox ("Limite inferior estimado das vazões no local estudado."), , ("ksi - vazão mínima")

End Sub

Private Sub Command15_Click()

MsgBox ("Caso ative a checkbox, o modelo adotado será o AR(1), senão, será adotado o modelo do parâmetro f."), , ("Modelo estrutural")

End Sub

Private Sub Command16_Click()

MsgBox ("Insira o valor de F - parâmetro estrutural."), , ("F - parâmetro estrutural")

End Sub

Private Sub Command9_Click()

```
MsgBox ("Insira o valor da área de drenagem no local do aproveitamento em km2."),  
, ("Ad - Área de Drenagem")  
End Sub  
Private Sub Dir1_Change()  
    File1.Path = Dir1.Path  
End Sub  
  
Private Sub Drive1_Change()  
    Dir1.Path = Drive1.Drive  
End Sub  
  
Private Sub File1_Click()  
    selectedfile = File1.Path & "\" & File1.FileName  
End Sub
```