

IV SEMINÁRIO NACIONAL DE
PRODUÇÃO E TRANSMISSÃO DE
ENERGIA ELÉTRICA

GRUPO VII

PLANEJAMENTO E
OPERAÇÃO ECONÔMICA
DE
SISTEMAS ELÉTRICOS
(GPO)

GERAÇÃO DE SÉRIES HIDROLÓGICAS MENSais
PARA ESTUDOS ENERGÉTICOS

PEDRO GUERRERO-SALAZAR
MARIO VEIGA FERRAZ PEREIRA
JERSON KELMAN
FREDERICO B. MAGALHÃES GOMES

CENTRO DE PESQUISAS DE ENERGIA ELÉTRICA - CEPEL

RIO DE JANEIRO - RJ - BRASIL
1977

1 - INTRODUÇÃO

O uso de séries sintéticas no planejamento energético apresenta grandes vantagens em relação ao emprego tradicional de dados históricos (ver, por exemplo, Gomes (1)).

Modelos de geração de séries univariadas mensais, que visam obter outras sequências com as mesmas características básicas da série histórica e com elas, por exemplo, estudar os aspectos probabilísticos do período crítico, foram sugeridos por Thomas (2). Posteriormente, Yevjevich (3) sugeriu analisar a estrutura da série temporal com o objetivo de identificar suas características de forma sistemática e efectuar geração de séries. Este processo foi aplicado no Brasil por Lattari e Guerrero (4).

Na geração das vazões para vários postos, além das características básicas individuais (univariadas) das séries, devem ser preservadas as de interdependência espacial (multivariadas). Isto pode ser feito com um modelo multivariado de geração de séries. Modelos deste tipo foram apresentados por Matalas (5) e Young e Pisano (6) entre outros. No Brasil, foram efetuadas algumas aplicações de modelos multivariados, tais como o caso do DAEE (7) e da CESP (8).

Este trabalho apresenta os resultados das experiências realizadas no CEPEL com a seleção de um modelo multivariado de geração de séries mensais, estimação de seus parâmetros e processo de geração de séries com o modelo selecionado. Critérios para comparação de modelos são apresentados por Helman, et al (9).

2 - SELEÇÃO DAS SÉRIES HISTÓRICAS DE VAZÕES

A utilização dos recursos hídricos para geração de energia leva ao emprego de dados hidrológicos (geralmente vazões médias mensais) nos lugares correspondentes a usinas existentes e a serem projetadas. Raramente encontram-se disponíveis postos de coleta de dados hidrológicos com longo período de observação.

ção nestes locais.

Um dos problemas de transferência de informação de postos com dados medidos a postos onde são necessários dados hidrológicos emprega relação de áreas. Isto é possível porque na quase totalidade dos casos pode-se encontrar um posto próximo com dados medidos à montante ou à jusante da usina. Entretanto, deve-se ter cuidado com a possibilidade de um mesmo posto ter sido empregado para transferir informação através de relação de áreas para duas ou mais usinas, pois nessa condição o grau de associação entre as séries dessas usinas é perfeita.

Outra dificuldade existente em relação a dados básicos são as falhas nas séries observadas. Estas falhas, resultado de ausência do observador, defeitos no equipamento de coleta ou outras, geralmente têm sido preenchidas através de regressão sem considerar os resíduos aleatórios. O processo de preenchimento é demorado e precisa ser feito com muito critério técnico.

Nos dados observados também podem existir inconsistências (erros sistemáticos inerentes às técnicas usadas na obtenção dos dados) e não homogeneidades (resultado de mudanças nas condições naturais nas bacias feitas pelo homem ou provocadas por acidentes naturais). Ambas as fontes de erros precisam ser identificadas e removidas antes de continuar com a análise da estrutura das séries.

Tendo em conta os critérios acima indicados, é muito difícil obter séries medidas consistentes e homogêneas de longo período no Brasil, embora estudos encontrem-se em andamento visando obter séries naturais com estas características. Na ausência destas séries utilizou-se neste trabalho os dados de vazões médias mensais existentes na ELETROBRÁS. Existem dois arquivos disponíveis:

- Dados de vazões naturais em postos fluviométricos para períodos efetivamente medidos.

- Dados em postos correspondentes a usinas existentes ou projetadas, obtidas para o período 1931 a 1970 de acordo com as técnicas expostas anteriormente.

Estas séries foram compiladas por Canambra (10) - CAEES - MECO (11) e ELETROBRÁS.

A compreensão dos resultados da análise estrutural das séries hidrológicas se faz mais facilmente quando é pequeno o número de usinas e/ou postos fluviométricas analisados. Neste sentido foram selecionadas as 14 usinas na tabela 2.1. Pode-se ver na ilustração 2.1 que a seleção feita abrange as principais bacias da região Sul e Sudeste do Brasil.

Um grupo de postos fluviométricos foi utilizado como controle para verificar se o preenchimento de dados das usinas introduziu alterações significativas na estrutura das séries (ver tabela 2.2 e ilustração 2.2)

3 - ANÁLISE E GERAÇÃO DE SÉRIES UNIVARIADAS

Serão analisadas as seguintes características nas séries hidrológicas:

- Saltos e tendências
- Sazonalidade
- Dependência temporal
- Distribuição dos resíduos

As premissas sobre as quais o modelo estrutural é construído são as mesmas apresentadas por Yevjevich (3).

Os saltos e/ou tendências geralmente são um resultado de inconsistências e/ou falta de homogeneidade nos registros históricos. O estudo deste problema foi efetuado partindo-se a série anual (40 anos) em duas séries de 20 anos cada. Foram utilizados os testes T e F para verificar a igualdade de médias e variâncias das duas séries. Obviamente a rejeição dos testes indica a possível existência de uma tendência ou salto. Os resultados encontram-se na tabela 3.1. Ape-

nas as séries de Três Marias e Mascarenhas deixaram de pas sar nos testes. Entretanto, nenhum método de remoção foi tentado devido a falta de dados complementares que o justificasse. A este respeito veja também Ferreira e Barreto (12) que estudaram com mais detalhes o Alto do São Francisco.

A análise estrutural tem sido feita utilizando-se os dados originais ou a transformação logarítmica. Veja por exemplo Burges (13), Codner et al (14) e Finzi et al (15). Neste trabalho, ambas as abordagens foram adotadas, de agora em diante conhecidas respectivamente como modelos CEPEL 1 e CEPEL 2.

O emprego de outras transformações como as registradas por Box e Cox (16) pode ser feito, porém com o ácrescimo de parâmetros e sem um ganho significativo, Holanda (17).

A análise da sazonalidade é feita na média, desvio padrão e coeficientes de correlação serial. A presença ou não de periodicidade na média e na variância pode resultar em uma das seguintes alternativas:

ALTERNATIVA	MÉDIA	VARIÂNCIA
A	Constante	Constante
B	Periódica	Constante
C	Periódica	Periódica

A análise pode ser efetuada utilizando-se testes de igualdade de médias (teste T tradicional) do conjunto de 12 parâmetros mensais, dividido em dois grupos de 6 valores sucessivos. A hipótese de igualdade de variâncias, necessária para o teste T tradicional, foi estudada utilizando-se o teste E. No caso de rejeição desta hipótese, foi empregada a estatística T com valores críticos para a metade dos graus de liberdade do teste tradicional, Snedecor, et al (18).

Como o arranjo dos grupos pode ser feito de seis maneiras diferentes (variação circular) utilizou-se como critério de

aceitação da constância do parâmetro a não rejeição da hipótese de igualdade no pior caso.

As tabelas 3.2 e 3.3 apresentam os resultados obtidos no estudo da periodicidade na média e na variância no caso dos modelos CEPEL 1 e CEPEL 2 para as séries de postos e usinas respectivamente. As tabelas indicadas mostram os máximos valores das estatísticas obtidas ao fazer variação circular para o caso das médias. Pode-se observar a predominância da alternativa C de periodicidade nas séries estudadas, exceto em alguns casos da região Sul, onde a alternativa B poderia ser indicada. Foi decidido o emprego da alternativa C para todas as séries de postos e usinas. Como hidrologicamente faz pouco sentido estabelecer com segurança a periodicidade em momentos de ordem superior se as variações em momentos de ordem inferior não forem detetáveis, a alternativa de periodicidade na variância com média constante não foi considerada.

O uso de análise harmônica na estimação dos parâmetros é comum em hidrologia. No caso de séries mensais, este método não foi adotado porque não traria grande economia no número de parâmetros a estimar e também devido à incerteza na seleção dos harmônicos significativos.

O modelo utilizado pode ser expresso como:

$$Z_{j,p,\tau} = \mu_{j,\tau} + s_{j,\tau} \theta_{j,p,\tau} \quad (S.1)$$

onde $Z_{j,p,\tau}$ corresponde à vazão média mensal, $X_{j,p,\tau}$, para o modelo CEPEL 1 e corresponde ao logaritmo da vazão, $Y_{j,p,\tau}$, para o modelo CEPEL 2. $\mu_{j,\tau}$ e $s_{j,\tau}$ correspondem à média e ao desvio padrão de X ou Y . $\theta_{j,p,\tau}$ corresponde à variável aleatória padronizada,

j corresponde ao posto, $j=1, \dots, m$,
 p corresponde ao ano, $p=1, \dots, n$,
 τ corresponde ao mês, $\tau=1, \dots, 12$

Para a análise da componente dependente precisam ser definidas

dos três aspectos:

- a) Tipo de modelo a ser utilizado para representar a dependência;
- b) Possível existência de periodicidade nesta componente;
- c) A ordem do modelo de dependência selecionado.

Em relação ao tipo de modelo empregado para representar a dependência, podem ser selecionados modelos autorregressivos, modelos de média móveis, ou mistura de autorregressivos e médias móveis (ARMA). Neste trabalho foram utilizados modelos autorregressivos, (pode-se encontrar em Yevjevich (19) argumentos em favor desta opção).

A possível existência de periodicidade pode ser examinada utilizando os testes de igualdade de médias (teste T) dos coeficientes de correlação da série, separados em dois grupos e fazendo variação circular, de forma similar à descrita anteriormente. As tabelas 3.4 e 3.5 mostram os resultados obtidos. Pode-se observar a predominância de periodicidade no coeficiente de correlação serial de ordem 1.

A determinação da ordem do esquema autorregressivo pode ser feita utilizando algum dos critérios apresentados por Yevjevich (3). Se os coeficientes são estatisticamente iguais a uma constante, os coeficientes médios podem ser empregados no processo de identificação. Se estes coeficientes forem periódicos, também estes coeficientes médios podem ser empregados na identificação, embora na remoção da dependência se empregue os coeficientes periódicos. O critério adotado baseia-se no diferencial da variância explicada pelo modelo autorregressivo de ordem i , D_i . As tabelas 3.6 e 3.7 apresentam os valores de D_1 , D_2 e D_3 obtidos para os modelos CEPELL e CEPEL2 para as séries de postos e usinas.

Nota-se que o acréscimo de variância explicada ao se adotar a dependência de ordem 2, é inferior a 3%. Concluiu-se pelo modelo de ordem 1, já que aquele acréscimo não justificaria

o aumento do número de parâmetros.

A ilustração 3.1 mostra os correlogramas para a componente dependente das séries de Capanema e Mascarenhas, que estão respectivamente entre os melhores e piores quando comparados com o correlograma teórico de um processo AR1. Observa-se também na ilustração a semelhança entre os correlogramas correspondentes dos modelos CEPEL 1 e CEPEL 2.

A remoção da componente dependente pode ser feita então utilizando as seguintes expressões:

(3.2)

$$\xi_{j,t} = \frac{\theta_{j,p,\tau} - (\alpha_{1,\tau}) \theta_{j,p,\tau-1}}{\sqrt{1 - \alpha_{1,\tau}^2}}, \quad p = 1, \dots, m \\ \tau = 2, \dots, 12$$

e

$$\xi_{j,t} = \frac{\theta_{j,p,\tau} - (\alpha_{1,\tau}) \theta_{j,p-1,12}}{\sqrt{1 - \alpha_{1,\tau}^2}}, \quad \tau = 1 \\ p = 2, \dots, n$$

para $j = 1, \dots, l$; $t = (p-1) \cdot 12 + \tau$

Os correlogramas dos resíduos $\xi_{j,t}$ parecem confirmar a adequação da seleção do modelo autorregressivo de primeira ordem. Isto pode ser verificado na ilustração 3.2, que mostra que os correlogramas da componente independente de Capanema e Mascarenhas (ambos os modelos) estão tipicamente em torno de zero.

No modelo CEPEL 2, os parâmetros são estimados a partir da série de logaritmos das vazões e é portanto de se esperar que em séries geradas suficientemente longas estas propriedades (dos logaritmos) sejam reproduzidas. Isto, entretanto, não implica em preservar automaticamente os parâmetros da série original de vazões.

Matalas (5) obteve expressões para os momentos da série de vazões em função dos momentos da série de logaritmos:

$$\mu_x = \exp \left(\frac{1}{2} \sigma_y^2 + \mu_y \right) \quad (3.4)$$

$$\sigma_x^2 = \exp (2 (\sigma_y^2 + \mu_y)) - \exp (\sigma_y^2 + 2\mu_y) \quad (3.5)$$

$$\rho_x = (\exp (\sigma_y^2 \mu_y) - 1) / (\exp (\sigma_y^2) - 1) \quad (3.6)$$

onde μ_x , σ_x^2 e ρ_x são respectivamente a média, variância e autocorrelação para a série de vazões, e μ_y , σ_y^2 e ρ_y os momentos correspondentes na série de logaritmos.

No mesmo trabalho, Matalas sugeriu como alternativa obter μ_y , σ_y^2 e ρ_y através do uso das equações 3.4 a 3.6 anteriores, onde μ_x , σ_x^2 e ρ_x seriam estimados diretamente da série de vazões.

Em outras palavras, os parâmetros dos logaritmos seriam obtidos como solução das equações:

$$\hat{\mu}_y = \log \left(\hat{\mu}_x^2 / \sqrt{\hat{\mu}_x^2 + \hat{\sigma}_x^2} \right) \quad (3.7)$$

$$\hat{\sigma}_y^2 = \log \left(1 + \hat{\sigma}_x^2 / \hat{\mu}_x^2 \right) \quad (3.8)$$

$$\hat{\rho}_y = \log \left((\hat{\rho}_x \exp (\hat{\sigma}_y^2) - 1) + 1 \right) / \hat{\sigma}_y^2 \quad (3.9)$$

Esta alternativa não foi escolhida porque julgou-se injustificada a preservação dos momentos da série original à custa da utilização de estimadores piores para os parâmetros do modelo. Além disto, pode-se verificar nas tabelas 3.8 e 3.9 que os resultados obtidos pelos dois procedimentos não diferem significativamente.

Por simplicidade de apresentação utilizou-se o coeficiente de autocorrelação constante para a comparação. A coluna $\hat{\rho}_x$ mostra o valor extraído da série de vazões, enquanto $\hat{\rho}'_x$ é o valor deste coeficiente na série de vazões se $\hat{\mu}_y$ for utilizado na série de logaritmos (equação 3.9). Os resultados para

média e desvio padrão mostraram-se similares.

No estudo da componente independente, o modelo CEPEL 1 considerou os resíduos como vindos de uma mesma população, ajustando-se uma distribuição log-normal de 3 parâmetros estimados através do método de máxima verossimilhança. Para o modelo CEPEL 2 considerou-se que todos os resíduos vêm de uma mesma população normal com média zero e variância unitária.

O critério de uma distribuição lognormal de 3 parâmetros diferente para cada mês não foi adotado porque a amostra de 40 valores não foi considerada suficiente para estimar momentos de ordem superior a 2. Ver Slade (20).

O critério de qui-quadrado com intervalos de igual probabilidade, para 5% de nível de significância foi empregado para avaliar o grau de ajustamento. As tabelas 3.10 e 3.11 apresentam os parâmetros da distribuição e os resultados do teste obtidos para a componente independente.

A comparação destes resultados indica que os ajustamentos para o modelo CEPEL 2 são melhores que para o modelo CEPEL 1.

Embora o ajuste do modelo CEPEL 2, medido pelo valor do qui-quadrado não tenha sido satisfatório, decidiu-se temporariamente pela não rejeição do modelo devido ao reconhecimento do rigor do teste de qui-quadrado. Parece razoável introduzir alguma informação suplementar que permita uma avaliação menos rigorosa. A ilustração 3.3 mostra um caso típico de rejeição (alto valor de qui-quadrado): a série independente de Capanema obtida a partir do CEPEL 2, é graficada num papel de probabilidade normal. Como se sabe, a confirmação da hipótese de correto ajustamento é obtida caso os pontos formem uma linha reta. Para o exemplo, a tendência linear é bastante óbvia.

A adoção do modelo CEPEL 2 é recomendável não só devido ao melhor ajuste marginal, mas também por apresentar uma maior variância explicada pelo modelo de dependência (ver tabelas

3.6 e 3.7).

Identificados os parâmetros do modelo, pode-se fazer a geração de séries univariadas de qualquer comprimento. Sendo um processo de reconstituição, é necessário gerar números aleatórios com a distribuição selecionada e restaurar dependência e periodicidade.

4 - ANÁLISE E GERAÇÃO DE SÉRIES MULTIVARIADAS

A análise da estrutura multivariada das séries compreende a análise estrutural univariada e a análise da estrutura de interdependência. A primeira foi explicada detalhadamente na seção anterior. Neste trabalho a estrutura de interdependência foi estudada para os resíduos $\xi_{j,t}$.

As ilustrações 4.1 e 4.2 mostram casos de variação do coeficiente de correlação de um determinado posto em relação aos demais. Os valores negativos são particularmente interessantes, uma vez que indicam uma possível complementaridade entre os resíduos do Sul e do Sudoste. Uma investigação com dados pluviométricos (atualmente em execução) poderá esclarecer melhor este assunto. Convém ainda lembrar que estas correlações negativas não podem ser atribuídas a variações sazonais e foram estimadas a partir de uma amostra grande (480 valores).

Dado que o vetor de resíduos ξ possui uma distribuição multivariada normal, o modelo de geração multivariado pode ser representado por

$$\xi = B \eta \quad (4.1)$$

onde:

η é o vetor de variáveis normais independentes entre si e B é uma matriz $m \times m$.

A matriz de covariância de ξ , $\text{cov}[\xi]$, é conhecida.

Sabe-se que

$$\text{cov} [\xi] = \text{cov} [B\eta] = B \text{cov} [\eta] B^T$$

(4.2)

onde

$\text{cov} [\eta]$ é por definição a matriz identidade

Portanto,

$$M_0 = \text{cov} [\xi] = BB^T$$

(4.3)

Conhecido M_0 , B pode ser obtido de diversas maneiras. (Matalas (5) e Young et al (6)). As tabelas 4.1 e 4.2 fornecem os valores de M_0 e B (obtido através do método de componentes principais).

Este esquema preserva a correlação dos resíduos. Matalas (5) sugeriu outro modelo que também preserva a correlação entre postos para meses consecutivos. Não se julgou hidrológicamente procedente a manutenção desta característica. A este respeito, veja também Kotegoda et al (21).

5 - CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

Como o objetivo inicial era obter um modelo único para as regiões Sul e Sudeste, escolheu-se um modelo com média, variância e coeficiente de autocorrelação sazonais (apesar das indicações de estacionariedade do coeficiente de autocorrelação para postos do Sul).

O modelo CEPEL 2 foi considerado melhor que o modelo CEPEL 1 devido a maior variância explicada da regressão e menor aderência dos resíduos à distribuição marginal proposta (embora persistam restrições quanto ao desempenho de CEPEL 1 neste aspecto).

O processo de estimação sugerido por Matalas para o modelo CEPEL 2 não conduz a diferenças significativas em relação ao adotado.

Os correlogramas das séries de vazões e das séries de nevega-

ritmos correspondentes são semelhantes.

A remoção da dependência foi julgada razoável, uma vez que o correlograma do resíduo é estatisticamente indistinguível do produzido por um "ruído branco".

Recomenda-se o uso de modelos que levem em conta particularidades regionais.

Recomenda-se a investigação de justificativas físicas que melhorem fundamentem as formulações adotadas.

Um desdobramento imediato deste trabalho é a avaliação do desempenho das séries geradas nos aspectos relevantes para o planejamento energético.

BIBLIOGRAFIA

1. GOMES, FREDERICO B. M., Considerações Sobre os Critérios de Planejamento da Expansão da Capacidade Geradora de Energia Elétrica, IV Seminário Nacional da Transmissão e Produção de Energia Elétrica, R. J., 1977.
2. THOMAS, H. A. e FIERING, M., The Nature of the Storage Yield Function in Operations Research in Water Utility Management, Chap 2, Harvard University Water Program , Cambridge, Massachusetts, 1963.
3. YEVJEVICH, VUJICA, Structural Analysis of Hydrologic Time Series, Hydrology Paper Nº 56, Colorado State University, November, 1972.
4. LATTARI BARRETO, L. A. e GUERRERO-SALAZAR, PEDRO, Modelagem Hidrológica para Estudos de Operação a Longo Prazo de Sistemas Hidrelétricos, Revista Brasileira de Energia Elétrica, Nº 30, Janeiro/Junho 1975.
5. MATALAS, N. C., Mathematical Assessment of Synthetic Hydrology, Water Resources Research, 3 (4), 937-943 , 1967.
6. YOUNG e PISANO, W. C. Operational Hydrology Using Kerimals, Journal of the Hydraulics Division, American Society of Civil Engineers, July 1968.
7. D.A.E.E. (Departamento de Águas e Energia Elétrica do Estado de São Paulo), Geração de Séries Sintéticas na Entrada dos Reservatórios, Vale de Paraíba, 1975.
8. C.E.S.P./SYSTAN Gerador e Analisador de Variações Sintéticas de um Posto, Maio 1976.

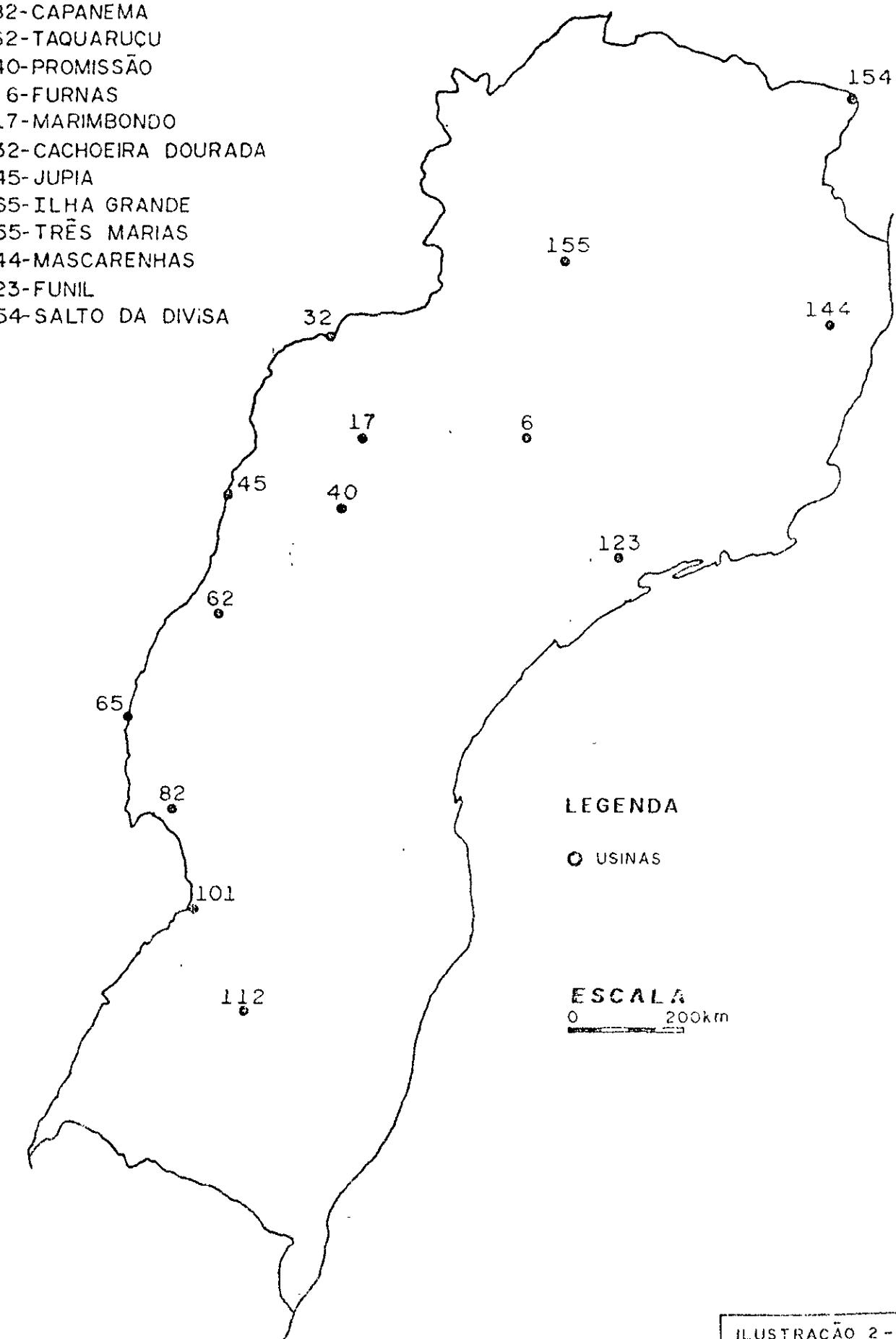
9. KELMAN, J. e FERRAZ PEREIRA, M. V. Critérios de Avaliação para Modelos de Séries Hidrológicas, IV Seminário Nacional de Transmissão e Produção de Energia Elétrica, R. J., 1977.
10. POWER STUDY OF CENTRAL BRASIL, Canambra Eng. Consultants Ltda, Rio, 1966.
11. CAEEB-MECC Group, Updated Streamflow Records for Southeast Brasil, Eng. Report 15, May 1972.
12. PERREIRA PINTO, E e BARRETO VIANNA, M., Aspectos Hidrológicos da Bacia do Rio São Francisco, Série E-01 DNAEE, Brasília, 1976.
13. BURGES, STEPHEN J., Some Problems With Log Normal Markov Runoff Models, Journal of the Hydraulics Division, American Society of Civil Engineers, HY9, 1972.
14. CODNER, G. P. e MC MAHON, T. A., Log-Normal Streamflow Generation Models Reexamined, Journal of the Hydraulics Division, American Society of Civil Engineers, HY9, 1973
15. FINZI, G., TODINI E., e WALLIS, J. R. Comment Upon Multivariate Synthetic Hydrology, Water Resources Research, Vol. 11, Nº 6, 1975.
16. BOX, G. E. P. e COX, D. R. An Analysis of Transformations, Journal of the Royal Statistical Society, B26, 211, 1964.
17. HOLANDA SALES, P. R., Um Modelo Determinístico Estocástico para Previsão de Séries Hidrológicas Temporais, Tese de Mestrado, COPPE/UFRJ, Março 1977.

18. SNEDECOR, G. W. e COCHRAN, W. G., Statistical Methods , . pp 114-115, The Iowa University Press, Ames, Iowa.
19. YEVJEVICH, V. , Fluctuations of Wet and Dry Years, Part II, Analysis by Serial Correlation, Colorado State University, 1973.
20. SLADE, J. J., The Reliability of Statistical Methods in the Determination of Flood Frequency, Flood in the United States - Magnitude and Frequency, USGS, Water Supply Paper 771, 1936-pp421.431 .
21. KOTTEGODA, N. T. e YEVJEVICH, V. , Preservation Correlation in Generated Hydrologic Samples Through Two Station Models, Journal of Hydrology, 1977.

LOCALIZAÇÃO DAS USINAS RJ/GPO/29
REGIÕES SUDESTE E SUL

LISTA DAS USINAS

112-JACUI
101-ITAPIRANGA
82-CAPANEMA
62-TAQUARUÇU
40-PROMISSÃO
6-FURNAS
17-MARIMBONDO
32-CACHOEIRA DOURADA
45-JUPIA
65-ILHA GRANDE
155-TRÊS MARIAS
144-MASCARENHAS
123-FUNIL
154-SALTO DA DIVISA



LEGENDA

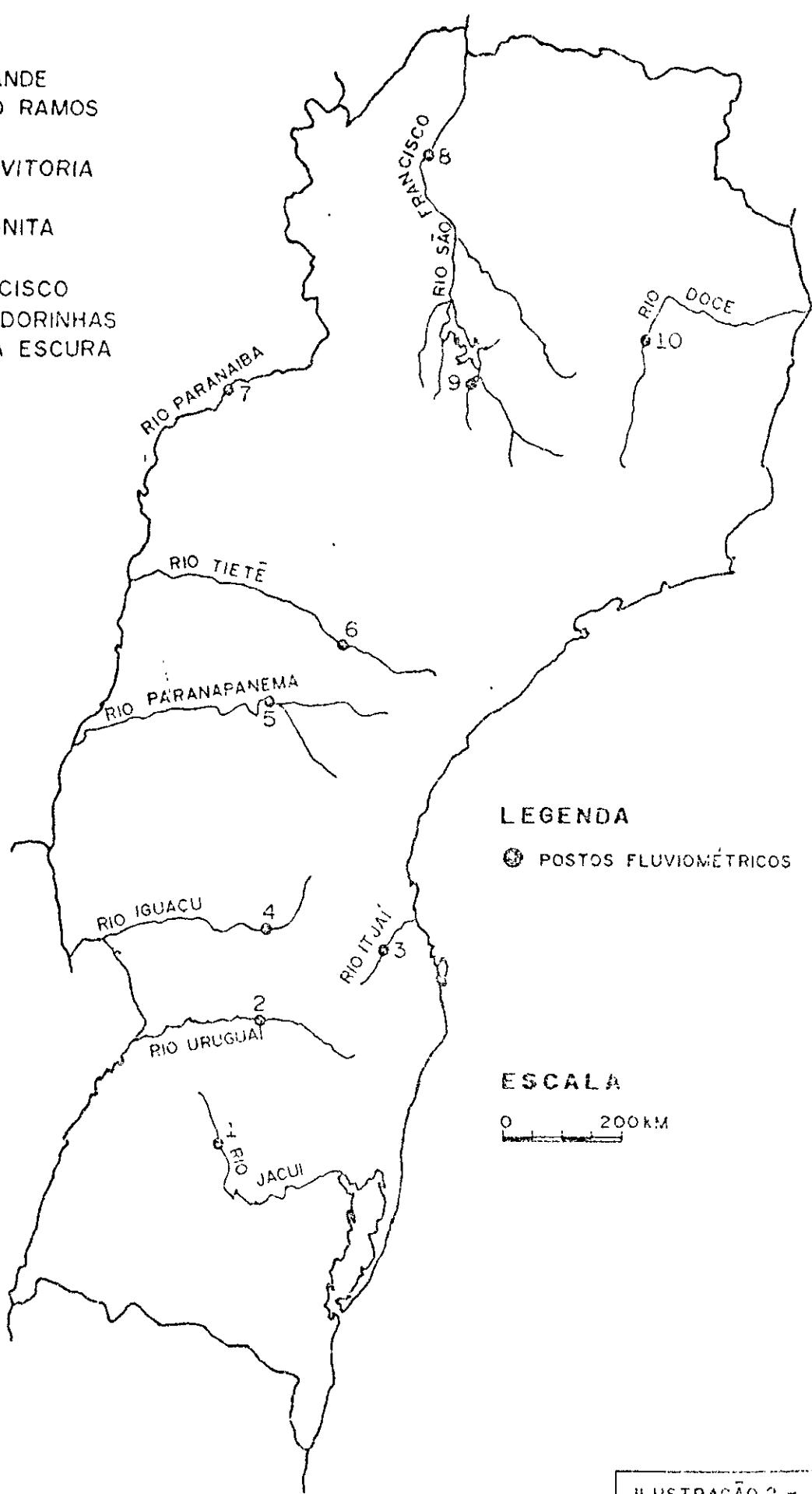
● USINAS

ESCALA
0 200km

LOCALIZAÇÃO DOS POSTOS REGIÕES SUDESTE E SUL

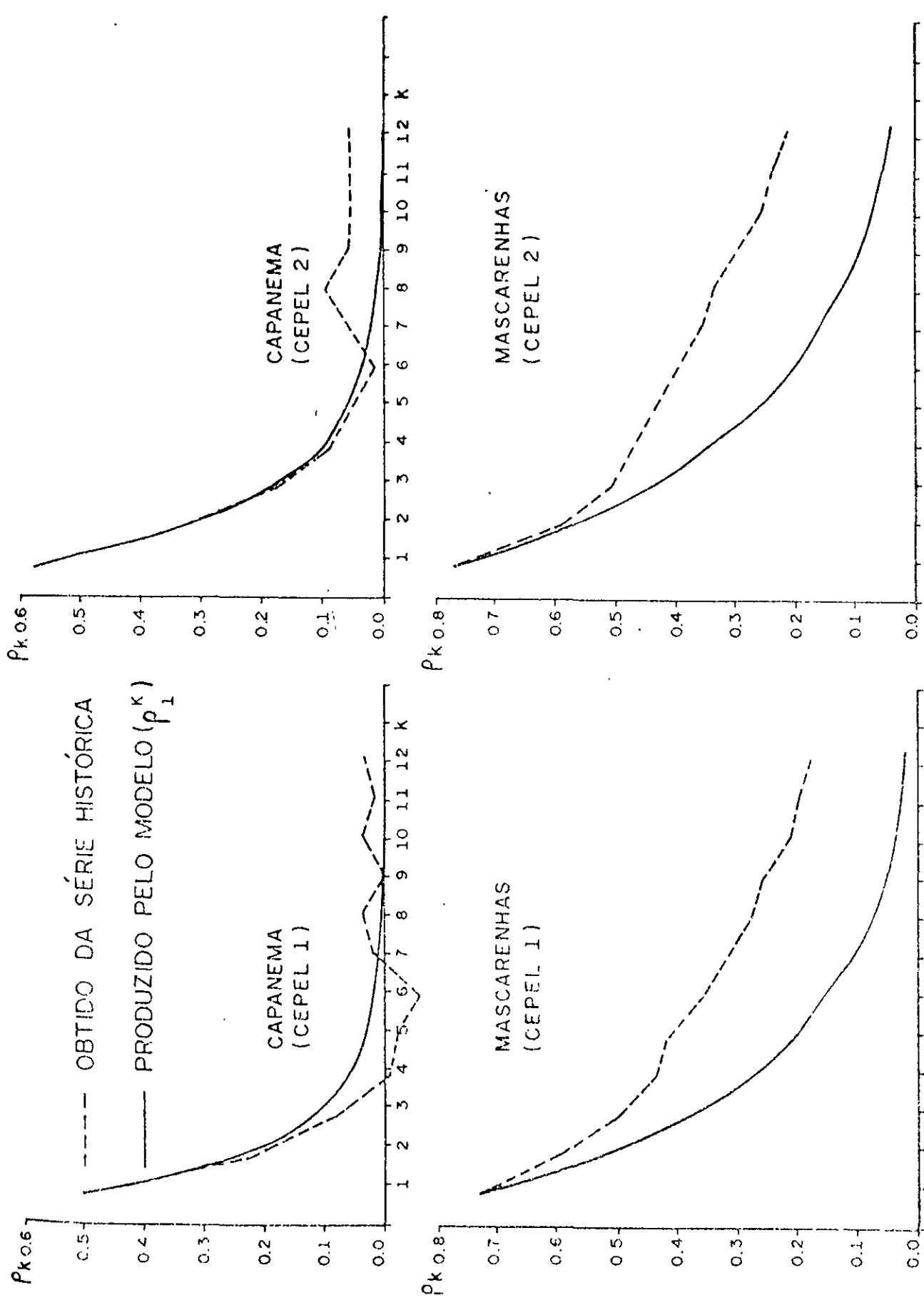
ÍNDICE

- 1 - SALTO GRANDE
- 2 - MARCELINO RAMOS
- 3 - APIÚNA
- 4 - UNIÃO DA VITÓRIA
- 5 - BAGUACU
- 6 - BARRA BONITA
- 7 - ITUMBIARA
- 8 - SÃO FRANCISCO
- 9 - PORTO ANDORINHAS
- 10 - CACHOEIRA ESCURA

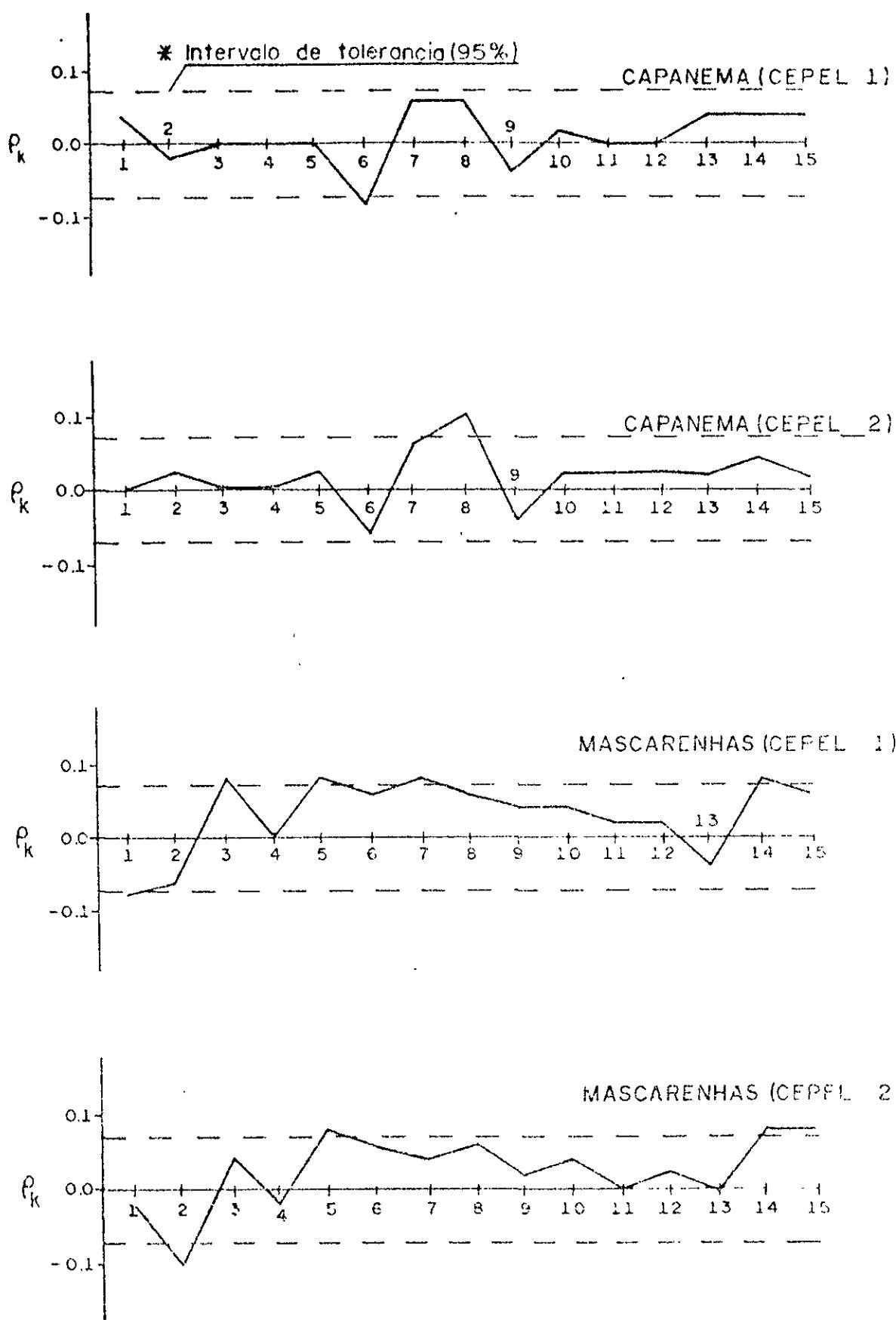


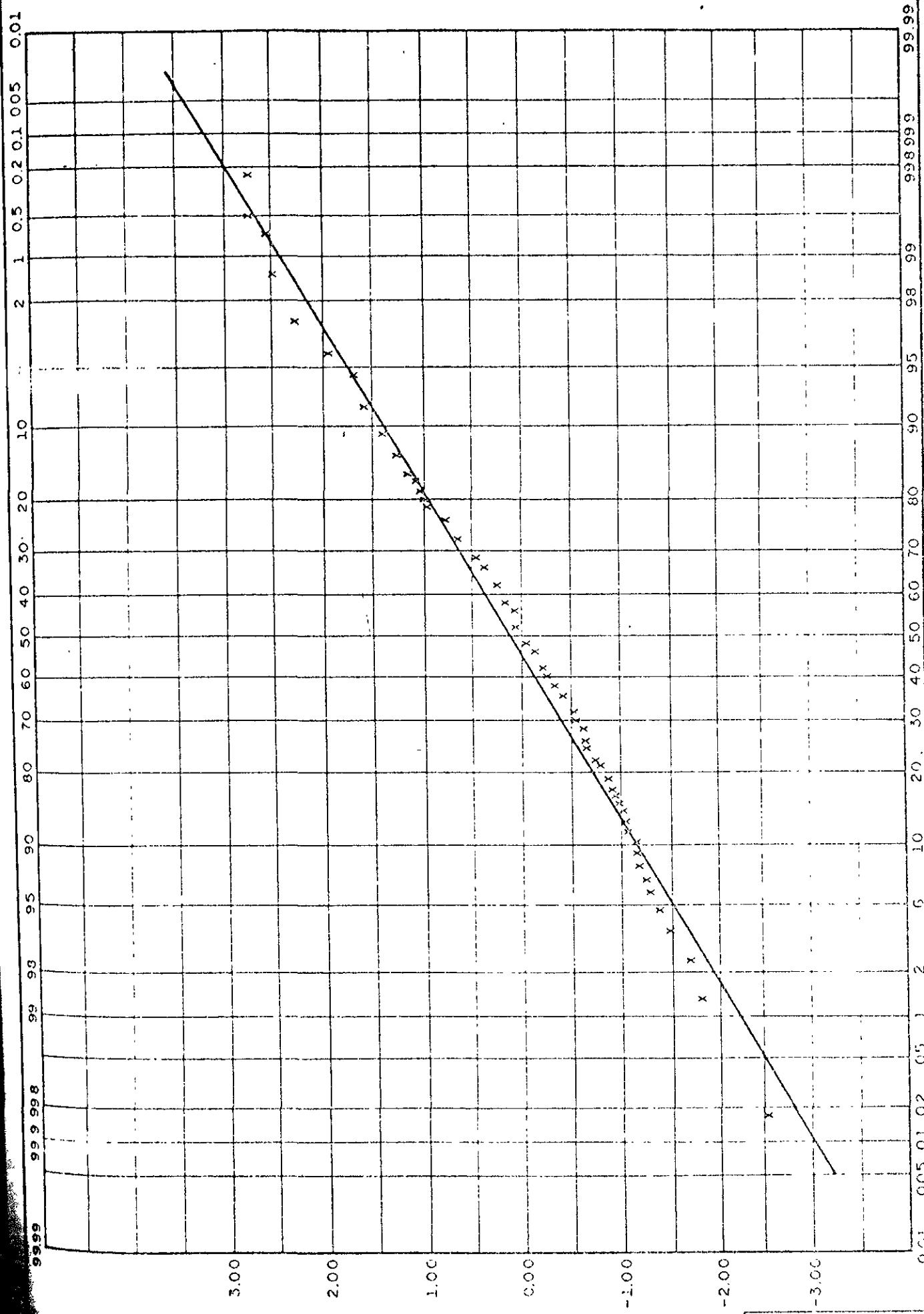
RJ/GPO/2

CORRELOGRAMO DA SÉRIE DEPENDENTE



CORRELOGRAMO DA SÉRIE INDEPENDENTE

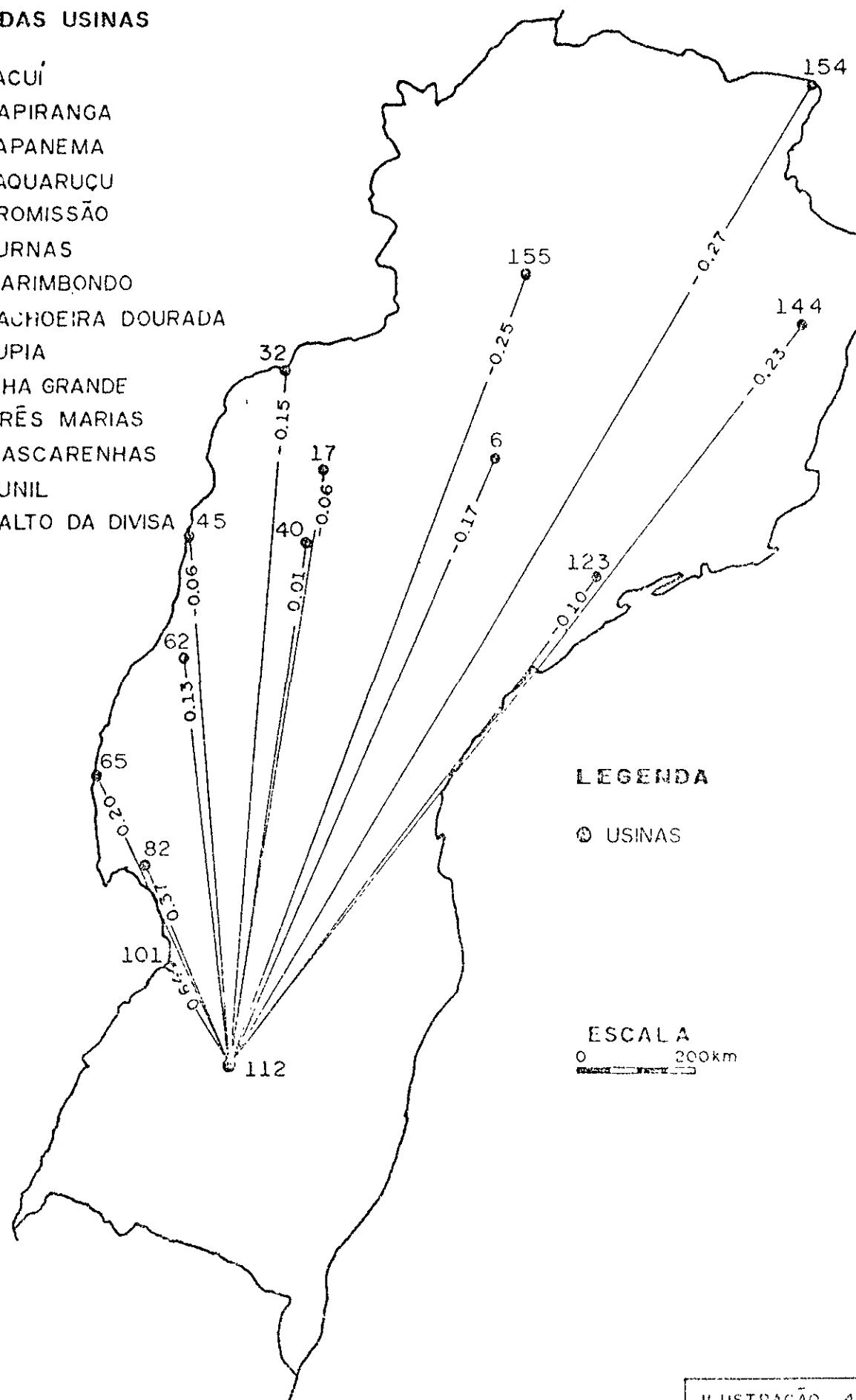


FREQUENCIA ACUMULADA
DOS RESIDUOS DE CAPANEMA

SÉRIE INDEPENDENTE
REGIÕES SUDESTE E SUL

LISTA DAS USINAS

- 112 - JACUÍ
- 101 - ITAPIRANGA
- 82 - CAPANEMA
- 62 - TAQUARUÇU
- 40 - PROMISSÃO
- 6 - FURNAS
- 17 - MARIMBONDO
- 32 - CACHOEIRA DOURADA
- 45 - JUPIA
- 65 - ILHA GRANDE
- 155 - TRÊS MARIAS
- 144 - MASCARENHAS
- 123 - FUNIL
- 154 - SALTO DA DIVISA



SÉRIE INDEPENDENTE
REGIÕES SUDESTE E SUL

LISTA DAS USINAS

- 112 - JACUÍ
101 - ITAPIRANGA
82 - CAPANEMA
62 - TAQUARUÇU
40 - PROMISSÃO
6 - FURNAS
17 - MARIMBONDO
32 - CACHOEIRA DOURADA
45 - JUPIA
65 - ILHA GRANDE
155 - TRÊS MARIAS
144 - MASCARENHAS
123 - FUNIL
154 - SALTO DA DIVISA

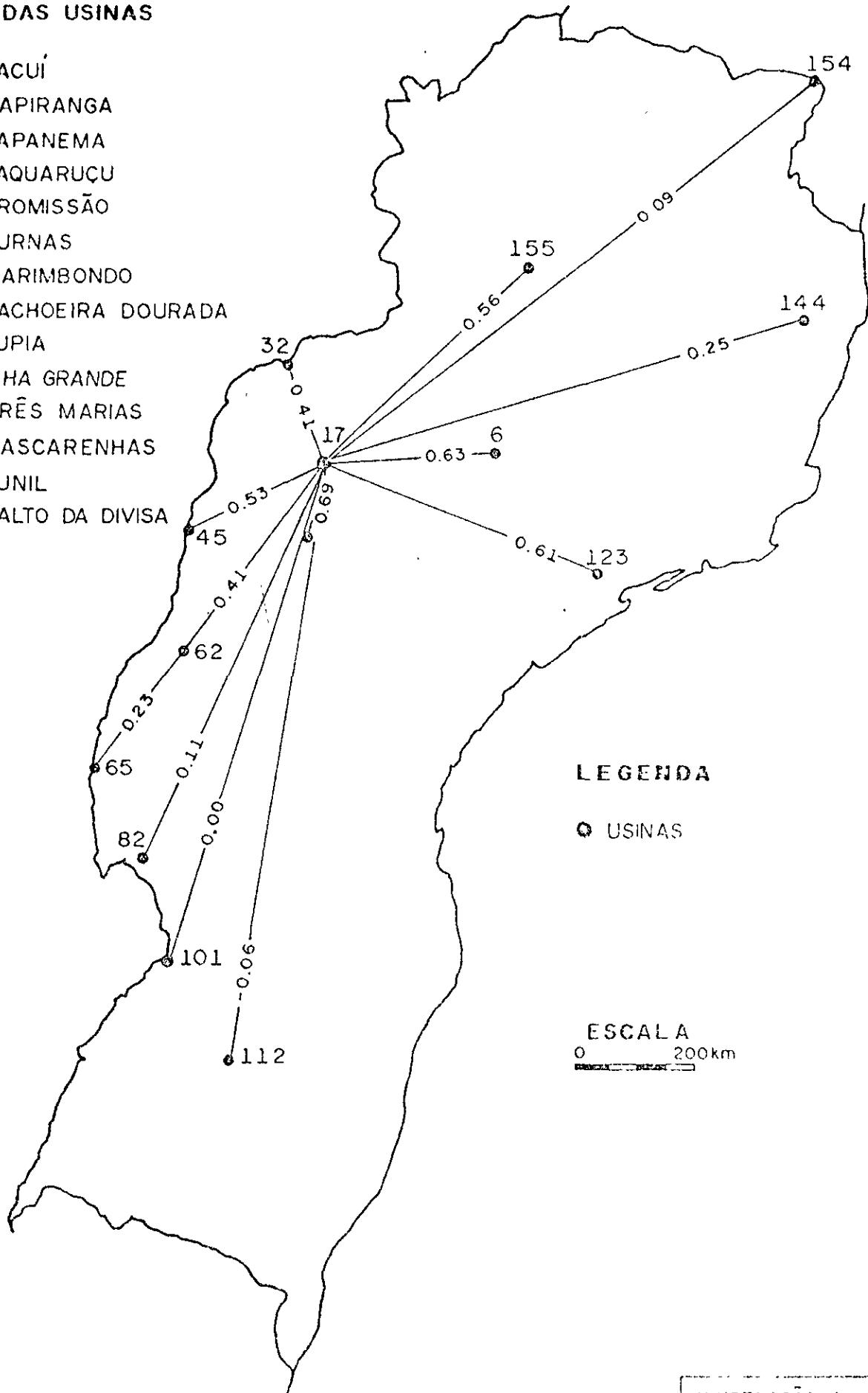


Tabela 2.1 Usinas Selecionadas

USINAS	LATITUDE (SUL)	LONGITUDE (OESTE)	ÁREA DE DRENAGEM (KM ²)	BACIA	VAZÃO MÉDIA (M ³ /S)
JACUÍ	29°05'	53°19'	8080	JACUÍ	178
ITAPIPANCA	27°10'	53°40'	72500	URUGUAI	1560
CAPAVEMA	25°30'	53°40'	61400	IGUAÇU	1310
TAQUAPUÇU	22°34'	51°59'	88000	PARANAPANEMA	948
PROMISSÃO	21°17'	49°04'	50980	TIETÊ	509
FURAD	20°40'	46°24'	53100	GRANDE	1912
MARIMBOMBO	20°18'	49°14'	118600	GRANDE	1710
CACHOEIRA DOURADA	18°29'	49°31'	99000	PARANAIBA	1580
JUPIÁ	20°50'	51°38'	470000	PARANÁ	5737
ILHA GRANDE	21°55'	54°20'	300000	PAPUA	8810
TRES RAMIAS	19°10'	46°18'	66600	SÃO FRANCISCO	726
MAGARENGAS	19°30'	46°17'	73500	POCE	969
PIVITI	21°37'	48°35'	13950	PARAÍBA DO SUL	227
SALTO DA DIVISA	16°00'	39°57'	67920	JEQUITINHONHA	457

Tabela 2.2 Postos Fluviométricos Selecionados

POSTOS FLUVIOMÉTRICOS	LATITUDE (SUL)	LONGITUDE (OESTE)	ÁREA DE DRENAGEM (KM ²)	BACIA	VAZÃO MÉDIA (M ³ /s)
SALTO GRANDE	29°02'	53°11'	8080	JACUÍ	191
MARCELINO RAMOS	27°28'	51°55'	40800	URUGUAI	769
APIÓNA	27°02'	49°23'	9200	ITAJAÍ - AÇU	157
UNIÃO DA VITÓRIA	26°14'	51°04'	23700	ICUAÇU	414
BAGUAÇU	22°53'	49°59'	37500	PARANAPANEMA	365
BARRA BONITA	22°30'	48°34'	27080	TIETÊ	298
ITUMBIARA	18°25'	49°12'	95700	PARANAÍBA	1562
SÃO FRANCISCO	15°56'	44°52'	185000	SÃO FRANCISCO	2007
PORTO ANDORINHAS	19°17'	45°16'	13300	SÃO FRANCISCO	227
CACHOEIRA ESCURA	19°19'	42°21'	24200	DOCE	380

Tabela 3.1 Análise de Tendência

U S I N A S	\bar{x}	\bar{x}_1	\bar{x}_2	t_{calc}	s^2	s_1^2	s_2^2	F_{calc}
JACUI	182	178	185	-0,26	6220	6620	6120	1,08
ITAPIRANGA	1560	1450	1660	-1,20	317000	303000	324000	1,07
CAPANEMA	1310	1260	1350	-0,66	206000	238000	179000	1,33
TAQUARUÇU	948	909	987	-0,85	84000	84500	84800	1,00
PROMISSÃO	509	508	511	-0,06	23200	21800	25900	1,19
FURNAS	912	943	881	0,81	58100	39400	77700	1,97
MARIMBONDO	1710	1770	1660	0,81	181000	123000	243000	1,96
CACHOEIRA DOURADA	1580	1520	1640	-0,99	152000	159000	165000	1,04
JUPIÁ	5737	5838	5636	0,53	1435635	1181830	1743562	1,48
ILHA GRANDE	8810	8800	8810	-0,02	3040000	2690000	3560000	1,33
TRÊS MARIAS	726	797	655	2,09	50300	41200	51400	1,25
MASCARENHAS	969	1070	863	2,59	76300	68800	64400	1,18
FUNIL	227	229	224	0,33	2570	2150	3110	1,45
SALTO DA DIVISA	457	454	460	-0,10	37300	43500	33000	1,32

 \bar{x} =Média das vazões anuais dos 40 anos \bar{x}_1 =Média das vazões anuais dos 20 primeiros anos \bar{x}_2 =Média das vazões anuais dos 20 últimos anos t_{calc} =Estatística t calculada (valor crítico: $t_{0,05} = 2,02$) s^2 =Variância amostral dos 40 anos s_1^2 =Variância amostral dos primeiros 20 anos s_2^2 =Variância amostral dos últimos 20 anos F_{calc} =Ocupante F calculada (valor crítico: $F_{0,05} = 2,17$)

Tabela 3.2 Análise de Sazonalidade para a Média e Variância - Dados de Usinas

U S I N A S	C E P E L 1					C E P E L 2				
	MÉDIA		VARIÂNCIA			MÉDIA		VARIÂNCIA		
	t	Classe	t	Classe	t	Classe	t	Classe	t	Classe
JACUÍ	4,51	DIF	3,36	LIF	5,97	DIF	2,82	DIF		
ITAPIRANGA	4,89	DIF	4,08	LIF	6,07	DIF	2,17	CON		
CAPANEMA	2,54	DIF	4,02	LIF	-2,59	DIF	5,58	DIF		
TAQUARUÇU	-3,36	DIF	-1,55	CON	-3,51	DIF	-2,40	CON ⁺		
PRONISSÃO	-4,33	DIF	-3,21	DIF	-5,24	DIF	-4,98	DIF		
URNAS	-4,65	DIF	-3,34	DIF	-5,64	DIF	-4,59	DIF		
MARIMBONDO	-4,90	DIF	-3,32	DIF	-5,97	DIF	-4,28	DIF		
CACHOEIRA DOURADA	-5,27	DIF	-3,69	LIF	-6,13	DIF	-3,51	DIF		
JUPIÁ	-5,05	DIF	-3,38	DIF	-6,14	DIF	-4,21	DIF		
ILHA GRANDE	-4,83	DIF	-3,11	DIF	-5,61	DIF	-2,97	DIF		
TRÊS MARIAS	-4,95	DIF	-3,40	LIF	-6,12	DIF	-5,88	DIF		
MASCARENHAS	-5,37	DIF	-3,85	DIF	-6,49	DIF	-3,12	DIF		
FUMIL	-4,58	DIF	-3,19	DIF	-5,72	DIF	-4,85	DIF		
SALTO DA DIVISA	-4,60	DIF	-3,07	DIF	-6,77	DIF	-5,46	DIF		

(DIF = hipótese de estacionaridade rejeitada,

CON = hipótese de estacionaridade não rejeitada, $t_{10} (5\%) = 2,23$, $t_5 (5\%) = 2,57$)

* O teste de F indicou variâncias distintas para duas amostras.

Tabela 3.3 Análise de Sazonalidade para a Média e Variância - Dados de Postos

POSTOS FLUVIOMÉTRICOS	CEPEL 1					CEPEL 2				
	MÉDIA		VARIANCIAS			MÉDIA		VARIANCIAS		
	t	Classe	t	Classe	t	Classe	t	Classe	t	Classe
SALTO GRANDE	3,91	DIF	2,84	DIF	5,77	DIF	2,40	CON ⁺		
MARCELINO RAMOS	3,86	DIF	3,32	DIF	4,74	DIF	3,47	DIF		
APIÓNA	1,97	CON	2,37	DIF	-2,16	CON	3,98	DIF		
UNIÃO DA VITÓRIA	1,68	CON	3,76	DIF	-2,91	DIF	5,25	DIF		
BAQUAÇU	-3,20	DIF	-2,36	CON ⁺	-3,76	DIF	-3,12	DIF		
BARRA BONITA	-4,32	DIF	-3,18	DIF	-5,33	DIF	-4,06	DIF		
ITUMBIARA	-5,41	DIF	-3,42	DIF	-6,20	DIF	-3,36	DIF		
SÃO FRANCISCO	-5,77	DIF	-5,55	DIF	-6,77	DIF	-7,08	DIF		
PORTO ANDORINHAS	-4,87	DIF	-3,37	DIF	-5,83	DIF	-5,33	DIF		
CACHOEIRA ESCURA	-4,89	DIF	-3,48	DIF	-5,91	DIF	-5,17	DIF		

(DIF = hipótese de estacionariedade rejeitada,

CON = hipótese de estacionariedade não rejeitada, $t_{10} (5\%) = 2,23, t_5 (5\%) = 2,57$)

* O teste de F indicou variancias distintas para duas amostras.

Tabela 3.4 Análise de Sazonalidade para a Autocorrelação - Dados de Usinas

U S I N A S	M O D E L O 1		M O D E L O 2	
	t	Classe	t	Classe
JACUI	-1,29	CON	2,94	DIF
ITAPIRANGA	1,50	CON	3,18	DIF
CAPANEMA	2,41	DIF	2,39	DIF
TAQUARUÇU	2,08	DIF	4,27	DIF
PROMISSÃO	4,71	DIF	3,73	DIF
FURNAS	6,00	DIF	6,93	DIF
MURIMBONDO	5,67	DIF	6,33	DIF
CACHOEIRA DOURADA	5,31	DIF	5,14	DIF
JUPIÁ	5,64	DIF	7,07	DIF
ILHA GRANDE	2,91	DIF	2,67	DIF
TRÊS MARIAS	6,24	DIF	6,49	DIF
MASCARENHAS	5,64	DIF	5,57	DIF
FUNIL	2,48	CON ⁺	3,12	DIF
SALTO DA DIVISA	3,78	DIF	6,38	DIF

(DIF = hipótese de estacionaridade rejeitada,

CON = hipótese de estacionaridade não rejeitada,

$$t_{10} (5\%) = 2,23, \quad t_5 (5\%) = 2,57$$

⁺ O teste do F indicou variações distintas para duas amostras.

Tabela 3-5 Análise de Sazonalidade para a Autocorrelação - Dados de Postos

POSTOS PLUVIOMÉTRICOS	C E P E L 1		C E P E L 2	
	t	Classe	t	Classe
SALTO GRANDE	-1,61	CON	2,07	CON
MARCELINO RAMOS	1,09	CON	0,77	CON
APIÓNA	1,11	CON	1,54	CON
UNIÃO DA VITÓRIA	2,38	DIF	2,74	DIF
BAGUAÇU	1,35	CON	2,18	CON
BARRA BONITA	4,48	DIF	3,70	DIF
ITUMBIARA	5,03	DIF	4,89	DIF
SÃO FRANCISCO	7,77	DIF	6,04	DIF
PORTO ANDORINHAS	6,30	DIF	6,54	DIF
CACHOEIRA ESCURA	7,54	DIF	5,25	DIF

(DIF = hipótese estacionaridade rejeitada,

CON = hipótese de estacionaridade não rejeitada,

$$t_{10} (5\%) = 2,23, \quad t_5 (5\%) = 2,57$$

Tabela 3.6 Valores de D_1 , D_2 , e D_3 para Seleção da Ordem do Esquema Autorregressivo

U S I N A S	C E P E L 1			C E P E L 2		
	D_1	D_2	D_3	D_1	D_2	D_3
JACUI	0,356	0,363	0,364	0,449	0,453	0,453
ITAPIRANGA	0,248	0,248	0,248	0,328	0,329	0,329
CAPANEMA	0,236	0,236	0,236	0,325	0,326	0,327
TAQUARUÇU	0,304	0,307	0,307	0,417	0,418	0,421
PROMISSÃO	0,412	0,431	0,432	0,473	0,489	0,493
FURNAS	0,506	0,522	0,523	0,532	0,543	0,546
MARIMBONDO	0,543	0,549	0,550	0,557	0,563	0,566
CACHOEIRA DOURADA	0,486	0,500	0,502	0,494	0,503	0,506
JUPIÁ	0,517	0,523	0,524	0,535	0,540	0,542
ILHA GRANDE	0,457	0,460	0,460	0,480	0,482	0,482
TRÊS MARIAS	0,479	0,487	0,488	0,536	0,542	0,543
MASCARENHAS	0,524	0,531	0,534	0,583	0,584	0,588
FUNIL	0,399	0,419	0,419	0,419	0,438	0,439
SALTO DA DIVISA	0,449	0,452	0,465	0,501	0,503	0,509

Tabela 3.7 Valores de D_1 , D_2 e D_3 para Seleção da Ordem do Esquema Autoregressivo

P O S T O S	C E P E L 1			C E P E L 2		
	D_1	D_2	D_3	D_1	D_2	D_3
SALTO GRANDE	0,4095	0,4124	0,4187	0,5346	0,5360	0,5402
MARCELINO RAMOS	0,2385	0,2415	0,2545	0,3129	0,3133	0,3203
APIÓNA	0,1932	0,1991	0,2012	0,2900	0,2927	0,2929
UNIÃO DA VITÓRIA	0,2187	0,2200	0,2207	0,2997	0,2998	0,3004
BAQUAÇU	0,3588	0,3639	0,3640	0,4484	0,4508	0,4529
BARRA BONITA	0,4202	0,4371	0,4371	0,4702	0,4890	0,4922
ITUMBIARA	0,5538	0,5645	0,5664	0,5448	0,5536	0,5548
SÃO FRANCISCO	0,5170	0,5226	0,5234	0,5028	0,5072	0,5094
PTO. ANDORINHAS	0,5125	0,5212	0,5252	0,5927	0,5997	0,6007
CACHOEIRA ESCURA	0,4404	0,4532	0,4586	0,5071	0,5117	0,5155

Tabela 3.8 Comparação entre o coeficiente de auto-correlação histórico e obtido pelo modelo CEPEL 2 usinas)

U S I N A S	$\hat{\rho}_y$	$\hat{\rho}_x$	$\hat{\rho}'_x$
JACUI	0,670	0,597	0,620
ITAPIRAJGA	0,573	0,498	0,502
CAPANEMA	0,572	0,486	0,519
JAQUARAÇU	0,646	0,553	0,619
PROMISSÃO	0,688	0,642	0,673
FURNAS	0,730	0,712	0,718
MARIMBONDO	0,747	0,737	0,737
CACHOEIRA DOURADA	0,704	0,698	0,693
JUPIÁ	0,732	0,719	0,725
ILHA GRANDE	0,693	0,677	0,685
TRÊS MARIAS	0,733	0,693	0,716
MASCARENHAS	0,764	0,724	0,753
FUNIL	0,648	0,632	0,637
SALTO DA DIVISA	0,708	0,671	0,679

$$Y = \log X$$

$$\hat{\rho}_y = \text{cov}(Y_i, Y_{i+1})$$

$$\hat{\rho}_x = \text{cov}(X_i, X_{i+1})$$

$$\hat{\rho}'_x = \frac{[\exp(\hat{\sigma}_y^2 \hat{\rho}_y) - 1]}{\exp(\hat{\sigma}_y^2) - 1}$$

Tabela 3.9 Comparação entre coeficientes de auto-correlação e o obtido por geração pelo modelo CIPER 2 (postos)

P O S T O S	y	$\hat{\rho}_x$	$\hat{\rho}'_x$
SALTO GRANDE	0,731	0,639	0,686
MARCELINO FAMOS	0,659	0,488	0,491
APIGNA	0,539	0,440	0,483
UNIÃO DA VITÓRIA	0,547	0,468	0,497
BAQUAÇU	0,670	0,664	0,653
BARRA BONITA	0,686	0,672	0,669
ITUMBIARA	0,738	0,776	0,729
SÃO FRANCISCO	0,709	0,715	0,695
PTO. ANDORINHAS	0,770	0,749	0,753
CACHOEIRA ESCURA	0,712	0,694	0,701

$$Y = \log X$$

$$\hat{\rho}_y = \text{cov}(Y_i, Y_{i+1})$$

$$\hat{\rho}_x = \text{cov}(X_i, X_{i+1})$$

$$\hat{\rho}'_x = \frac{[\exp(\hat{\sigma}_y^2 \hat{\rho}_y) - 1]}{\exp(\hat{\sigma}_y^2) - 1}$$

Tabela 3-10 Ajuste da Distribuição Marginal para Usinas

U S I N A S	C E P E L			CEPEL 2	
	μ_n	σ_n	γ	χ^2	χ^2
JACUI	1.20	0.267	-3.46	68.80	36.71
ITAPIRANGA	0.86	0.362	-2.51	45.70	11.92
CAPANEMA	1.08	0.293	-3.09	62.10	20.70
TAQUARUÇU	1.39	0.220	-4.10	66.45	49.95
PROMISSÃO	1.34	0.241	-3.93	25.87	23.10
FURNAS	1.31	0.254	-3.84	4.91	8.18
MARIMBONDO	1.41	0.215	-4.55	10.98	16.95
CACHOEIRA DOURADA	2.11	0.121	-8.29	19.46	9.38
JUPIA	1.73	0.172	-5.74	4.88	6.00
ILHA GRANDE	1.46	0.218	-4.43	19.80	16.39
TRES MARIAS	1.45	0.222	-4.35	9.11	6.26
MASCARENHAS	1.93	0.141	-6.98	15.48	7.05
FUNIL	1.38	0.237	-4.08	8.25	10.01
SALTO DA DIVISA	1.93	0.139	-6.96	41.51	6.18

$$\text{CEPEL 1 } \chi^2_7 (5\%) = 14.1$$

$$\chi^2_7 (1\%) = 18,5$$

μ_n = média da log-normal

$$\text{CEPEL 2 } \chi^2_8 (5\%) = 15,5$$

$$\chi^2_8 (1\%) = 20,1$$

σ_n = desvio padrão

γ = deslocamento ("shift")

Tabela 3-11 Ajuste da Distribuição Marginal para Postos

U S I N A S	C E P E L 1					C E P E L 2	
	μ_n	σ_n	γ	χ^2	GL	χ^2	GL
SALTO GRANDE	0.96	0.336	-2.75	28.00	6	22.33	7
MARCELINO RAMOS	1.20	0.270	-3.44	29.08	6	3.49	7
APIÓNA	0.86	0.356	-2.53	31.19	7	17.73	8
UNIÃO DA VITÓRIA	1.22	0.259	-3.49	79.82	7	16.36	8
BAQUAÇU	1.21	0.261	-3.48	25.43	6	19.13	7
BARRA BONITA	1.27	0.256	-3.69	34.79	7	30.46	8
ITUMBIARA	1.72	0.172	-5.66	5.59	6	4.57	7
SÃO FRANCISCO	1.83	0.158	-6.29	5.13	7	3.87	8
PTO. ANDORINHAS	1.62	0.190	-5.13	10.39	6	7.41	7
CACHOEIRA ESCURA	1.84	0.155	-6.35	28.93	7	10.79	8

$$\begin{cases} \text{Valores Críticos} \\ x_6^2 (5\%) = 12.6 \\ x_7^2 (5\%) = 14.3 \\ x_8^2 (5\%) = 15.5 \end{cases}$$

$$x_6^2 (1\%) = 16.8 \quad GL - \text{graus de liberdade}$$

$$x_7^2 (1\%) = 18.5 \quad \mu_n - \text{média da log normal}$$

$$x_8^2 (..) = 20.1 \quad \gamma - \text{deslocamento (shift)}$$

$$\sigma_n - \text{desvio padrão}$$

Tabela 4.1 - Matriz de correlação para série independente
 (Modelo CEPEL 2 - Vazões Incrementais)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
--	---	---	---	---	---	---	---	---	---	----	----	----	----	----

1	1,000	0,639	0,370	0,130	0,014	-0,172	-0,060	-0,153	-0,062	0,201	-0,254	-0,230	-0,095	-0,271
2		1,000	0,665	0,339	0,119	-0,097	0,000	-0,195	-0,062	0,389	-0,187	-0,257	-0,006	-0,294
3			1,000	0,640	0,335	0,040	0,107	-0,112	0,036	0,517	-0,068	-0,211	0,156	-0,283
4				1,000	0,703	0,278	0,406	0,099	0,240	0,575	0,146	-0,120	0,411	-0,202
5					1,000	0,590	0,690	0,306	0,462	0,366	0,418	0,111	0,680	-0,037
6						1,000	0,633	0,482	0,458	0,110	0,780	0,418	0,730	0,243
7							1,000	0,414	0,528	0,235	0,560	0,248	0,614	0,087
8								1,000	0,550	0,002	0,521	0,343	0,339	0,364
9									1,000	0,153	0,417	0,236	0,370	0,204
10										1,000	0,047	-0,078	0,196	-0,188
11											1,000	0,546	0,539	0,400
12												1,000	0,305	0,566
13													1,000	0,129
14														1,000

1- JACUÍ
 2- ITAPIRANGA
 3- CAPANEMA
 4- TAQUARUÇU
 5- PROMISSÃO

6- FURNAS
 7- MARIMBONDO
 8- CACHOEIRA DOURADA
 9- JUPIÁ
 10- ILHA GRANDE

11- TRÊS MARIAS
 12- MASCARENHAS
 13- FUNIL
 14- SALTO DA DIVISA

Tabela 4.2 - Matriz B para o Modelo CEPEL 2 (Vazões Incrementais)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1	-0,174	0,588	-0,537	-0,276	-0,339	-0,124	-0,141	-0,221	-0,048	-0,019	-0,204	0,126	0,008	0,001
2	-0,067	0,775	-0,464	-0,004	-0,148	0,068	0,078	0,134	0,114	0,011	0,192	-0,278	0,036	-0,033
3	0,151	0,817	-0,170	0,190	0,139	0,278	0,121	0,217	-0,073	-0,017	0,057	0,251	-0,079	0,089
4	0,494	0,683	0,207	0,139	0,237	0,198	-0,096	-0,086	-0,087	-0,137	-0,171	-0,047	0,137	-0,199
5	0,781	0,375	0,250	-0,011	-0,055	0,089	-0,239	-0,090	-0,046	-0,077	-0,086	-0,172	-0,146	0,209
6	0,859	-0,106	0,012	0,091	-0,276	-0,002	0,216	0,039	0,064	0,128	-0,120	-0,008	-0,228	-0,175
7	0,807	0,106	0,137	-0,154	-0,152	-0,183	-0,149	0,045	0,194	-0,312	0,243	0,130	0,004	-0,057
8	0,628	-0,282	-0,193	-0,429	0,232	0,175	0,294	-0,289	-0,157	-0,066	0,145	-0,016	-0,015	0,010
9	0,661	-0,038	-0,073	-0,542	0,255	-0,072	-0,161	0,339	-0,022	0,203	-0,089	-0,002	0,040	-0,012
10	0,282	0,637	-0,023	0,197	0,446	-0,459	0,112	-0,162	0,091	0,128	0,020	0,005	-0,032	0,028
11	0,790	-0,292	-0,134	0,144	-0,125	-0,059	0,309	0,102	0,126	-0,132	-0,212	-0,012	0,178	0,131
12	0,477	-0,491	-0,419	0,354	0,030	-0,187	-0,150	0,106	-0,379	-0,105	0,059	-0,036	-0,018	-0,028
13	0,796	0,093	0,138	0,168	-0,304	0,070	-0,090	-0,138	-0,065	0,351	0,171	0,067	0,154	0,026
14	0,309	-0,583	-0,463	0,209	0,268	0,229	-0,254	-0,119	0,316	0,050	-0,020	0,028	-0,026	-0,006

1- JACUI

2- ITAPIRANGA

3- CARAPEMA

4- TAQUARIÇU

5- PIAOMIÇAO

6- FURNAS

7- MARIMBONDO

8- CACHOEIRA DOURADA

9- JUPIÁ

10- ILHA GRANDE

11- TRÊS MARIAS

12- MASCARENHAS

13- FUNIL

14- SALTO DA DIVISA