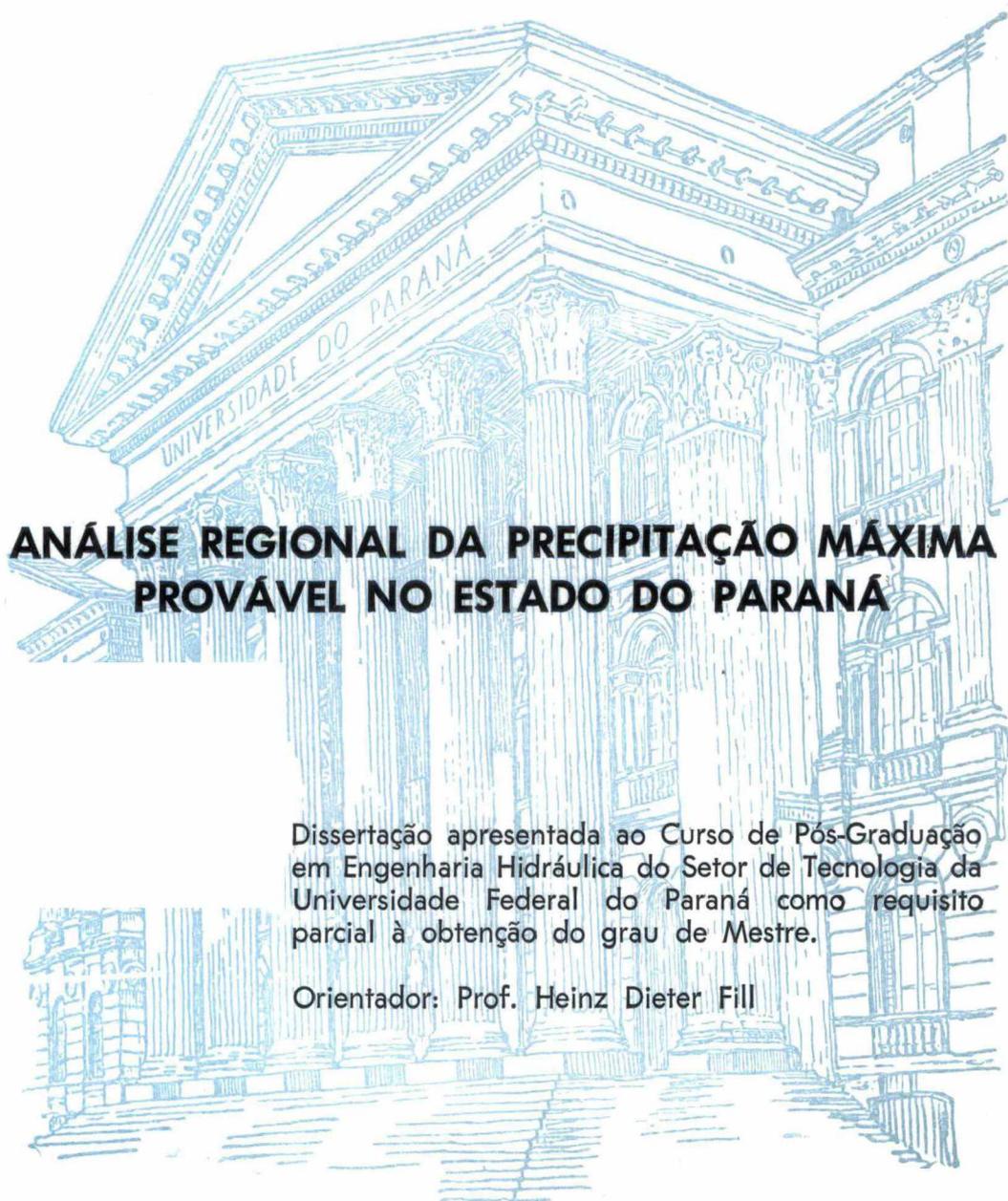


MÔNICA CORREIA LIMA DE CARVALHO



ANÁLISE REGIONAL DA PRECIPITAÇÃO MÁXIMA PROVÁVEL NO ESTADO DO PARANÁ

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

Orientador: Prof. Heinz Dieter Fill

CURITIBA

2000

MÔNICA CORREIA LIMA DE CARVALHO

ANÁLISE REGIONAL DA PRECIPITAÇÃO MÁXIMA PROVÁVEL NO ESTADO DO PARANÁ

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

Orientador: Prof. Heinz Dieter Fill

CURITIBA

2000

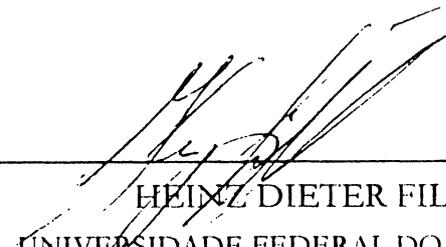
ANÁLISE REGIONAL DA PRECIPITAÇÃO MÁXIMA PROVÁVEL NO ESTADO DO PARANÁ

por

MÔNICA CORREIA LIMA DE CARVALHO

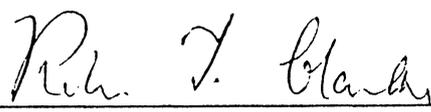
Dissertação aprovada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre no Curso de Pós-Graduação em Engenharia Hidráulica do Setor de Tecnologia da Universidade Federal do Paraná, pela comissão formada pelos professores:

ORIENTADOR:



HEINZ DIETER FILL
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

MEMBROS:



ROBIN THOMAS CLARKE
UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL



ELOY KAVISKI
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

Curitiba, 21 de dezembro de 2000

À Ronaldo e

Paulo José

AGRADECIMENTOS

Gostaria de agradecer a todos aqueles que de alguma maneira contribuíram e me apoiaram no desenvolvimento desta dissertação, em especial:

Ao professor Heinz Dieter Fill pela paciente orientação do trabalho.

À INTERTECHNE Consultores Associados pela oportunidade de realização do curso.

Ao CEHPAR e à COPEL pelo fornecimento dos dados e disponibilização computacional dos mesmos.

À Martha Regina Von Borstel Sugai e Eloy Kaviski por terem cedido os programas utilizados nesta dissertação e pelo apoio na sua utilização.

Ao colega de curso Cláudio Marchand Krüger pela constante ajuda ao longo de todo o curso.

Aos colegas da INTERTECHNE pelo apoio durante o desenvolvimento dos trabalhos e em especial a Daianny Hurin Mores e Félix Guevara Sanchez pela elaboração dos desenhos.

À minha família pela paciência e estímulo durante a realização do curso.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	vi
LISTA DE FIGURAS	vii
LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS.....	viii
RESUMO	ix
ABSTRACT.....	x
1. INTRODUÇÃO.....	1
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA E METODOLOGIA.....	5
2.1 Precipitação Máxima Provável (PMP).....	5
2.1.1 Altura de água precipitável.....	8
2.1.2 Precipitação Máxima Provável no Sul do Brasil	21
2.2 Regressão Regional.....	25
2.3 Métodos de Interpolação.....	33
3. REGIONALIZAÇÃO DA PMP NO ESTADO DO PARANÁ	41
3.1 Dados utilizados.....	41
3.2 Cálculo da PMP nas estações selecionadas.....	46
3.3 Análise regional da PMP por métodos de regressão.....	58
3.3.1 Seleção das variáveis explicativas	58
3.3.2 Ajuste dos parâmetros por WLS	65
3.4 Análise regional das variáveis explicativas por métodos de interpolação.....	85
3.5 Exemplo de aplicação do método de regionalização	95
4. CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES	97

APÊNDICE A – Cálculo da PMP na estação meteorológica Jacarezinho (02349028)	100
APÊNDICE B - Programa para ajuste de parâmetros pelo método WLS	103
APÊNDICE C - Programa para ajuste da interpolação multiquadrática.....	127
APÊNDICE D - Resultados do ajuste da interpolação multiquadrática	135
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	143

LISTA DE TABELAS

Tabela 2.1 -	Tensão de saturação do vapor de água (mb*) em função da temperatura (°C).....	15
Tabela 2.2 -	Resultados obtidos por Sugai (1989) para a PMP de 1 dia de duração	22
Tabela 2.3 -	Resultados obtidos por Sugai (1989) para a PMP de 2 dias de duração	23
Tabela 3.1 -	Características das estações meteorológicas utilizadas.....	43
Tabela 3.2 –	Precipitação máxima provável	50
Tabela 3.3 –	Grandezas físico-climáticas por estação meteorológica	61
Tabela 3.4 –	Resultados das regressões log-lineares efetuadas para a escolha das variáveis explicativas.....	63
Tabela 3.5 –	Parâmetros da distribuição GEV ajustados à precipitação máxima de 1 dia de duração nas estações meteorológicas com mais de 20 anos de dados	69
Tabela 3.6 –	Parâmetros da distribuição GEV ajustados à precipitação máxima de 2 dias de duração nas estações meteorológicas com mais de 20 anos de dados	71
Tabela 3.7 –	Parâmetros da distribuição Gumbel regionalizados.....	74
Tabela 3.8 –	Variância do $\ln P_p$	75
Tabela 3.9 –	Ajuste dos parâmetros da regressão log-linear pelo método WLS.....	78
Tabela 3.10 –	PMP de 1 dia de duração – estimativa local x estimativa regional.....	79
Tabela 3.11 –	PMP de 2 dias de duração – estimativa local x estimativa regional	80
Tabela 3.12 –	PMP de 3 dias de duração – estimativa local x estimativa regional	81
Tabela 3.13 –	PMP de 4 dias de duração – estimativa local x estimativa regional	82
Tabela 3.14 -	Postos pluviométricos complementares.....	88
Tabela 3.15 -	Estimativa da PMP pelo modelo de regressão proposto.....	96

LISTA DE FIGURAS

Figura 2.1 -	Localização dos postos pluviométricos utilizados por Sugai (1989) no cálculo da PMP na região Sul do Brasil	24
Figura 3.1 -	Localização das estações meteorológicas	45
Figura 3.2 -	Envoltória dos máximos pontos de orvalho do histórico – Estação meteorológica Jacarezinho (02349028)	52
Figura 3.3 -	Precipitações maximizadas – Estação meteorológica Jacarezinho (02349028)	53
Figura 3.4 -	Precipitação máxima provável de 1 dia de duração.....	54
Figura 3.5 -	Precipitação máxima provável de 2 dias de duração.....	55
Figura 3.6 -	Precipitação máxima provável de 3 dias de duração.....	56
Figura 3.7 -	Precipitação máxima provável de 4 dias de duração.....	57
Figura 3.8 -	Estimativa do parâmetro κ para precipitação de 1 dia de duração.....	73
Figura 3.9 -	Estimativa do parâmetro κ para precipitação de 2 dias de duração.....	73
Figura 3.10 -	PMP de 1 dia de duração – estimativa local x estimativa regional.....	83
Figura 3.11 -	PMP de 2 dias de duração – estimativa local x estimativa regional	83
Figura 3.12 -	PMP de 3 dias de duração – estimativa local x estimativa regional	84
Figura 3.13 -	PMP de 4 dias de duração – estimativa local x estimativa regional	84
Figura 3.14 -	Localização dos postos pluviométricos complementares.....	91
Figura 3.15 -	Isolinhas da média das precipitações máximas anuais de 1 dia de duração.....	92
Figura 3.16 -	Isolinhas do desvio padrão das precipitações máximas anuais de 1 dia de duração.....	93
Figura 3.17 -	Isoietas da máxima média das temperaturas anuais	94

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ANEEL:	Agência Nacional de Energia Elétrica
CEHPAR:	Centro de Hidráulica e Hidrologia Professor Parigot de Souza
COPEL:	Companhia Paranaense de Energia
DNAEE:	Departamento Nacional de Águas e Energia Elétrica
ELETROBRÁS:	Centrais Elétricas Brasileiras S.A.
GEV:	“Generalized Extreme Value Distribution” (Distribuição generalizada de extremos)
GLS :	“Generalized Least Squares” (Método dos mínimos quadrados generalizado)
IAPAR:	Instituto Agrônômico do Paraná
INMET:	Instituto Nacional de Meteorologia
OLS :	“Ordinary Least Squares” (Método dos mínimos quadrados ordinário)
PMP:	Precipitação Máxima Provável
PWM :	“Probability Weighted Moments” (Momentos com pesos probabilísticos)
UTM:	“Universal Transversal Mercator”
VMP:	Vazão Máxima Provável
WLS:	“Weighted Least Squares” (Método dos mínimos quadrados ponderado)
WMO:	“World Meteorological Organization”

RESUMO

O objetivo da presente dissertação é a obtenção de um modelo regional que permita estimar a precipitação máxima provável (PMP) para durações de 1 a 4 dias em qualquer ponto do Estado do Paraná, localizado na região Sul do Brasil. Foram selecionadas 45 estações meteorológicas distribuídas por todo o Estado, e estimada a PMP pelo método hidrometeorológico com ponto de orvalho máximo histórico. O modelo selecionado para a regressão da PMP de 1 a 4 dias de duração foi o log-linear com os parâmetros estimados pelo método dos mínimos quadrados ponderados (WLS). O Estado do Paraná foi dividido em quatro regiões, consideradas como variáveis explicativas no modelo de regressão, resultando em equações com termos independentes distintos para cada uma das regiões. Além da região, foram selecionadas como variáveis explicativas do modelo de regressão a média e o desvio padrão das precipitações máximas anuais de 1 dia de duração e a média das máximas temperaturas diárias anuais. O modelo de regressão log-linear ajustado à PMP de 1 a 4 dias de duração apresentou coeficiente de determinação R-quadrado na faixa de 0,71 a 0,54 e erro padrão de estimativa entre 9,7% a 15,3%. Em 95% das estações analisadas, os afastamentos da PMP estimada por regressão em relação à PMP calculada pelo método hidrometeorológico situaram-se entre $\pm 19\%$ e $\pm 24\%$, dependendo da duração, amplitude esta que pode ser considerada bastante satisfatória na análise de eventos extremos. As variáveis explicativas foram, por sua vez, regionalizadas pelo método de interpolação multiquadrática. Para melhorar a estimativa das variáveis média e desvio padrão das precipitações máximas anuais de 1 dia de duração, foram utilizados os dados de mais 87 postos pluviométricos distribuídos por todo o Estado do Paraná. Como produto final da regionalização das variáveis explicativas, foram traçados mapas de isolinhas destas grandezas. Um exemplo de aplicação do método também é apresentado.

ABSTRACT

The purpose of this dissertation is the development of a regional model for the estimation of the Probable Maximum Precipitation (PMP) for 1 to 4 days duration in the state of Paraná, South Brazil. For this purpose, the PMP was estimated by the hydrometeorological method using the maximum historical dew point at 45 weather stations distributed throughout the study area. A log-linear regression model with parameters estimated by weighted least squares (WLS) was used to regionalize the PMP regression for 1 to 4 days duration. The state of Paraná was divided into four regions, considered as explanatory variables in the regression model. Hence, the model equations have distinct intercepts terms for each region. Other explanatory variables are the mean and standard deviation of the annual maximum daily precipitation and the mean of the annual daily maximum temperatures. The log-linear model fitted to the 1 to 4 days PMP showed determination coefficients R-square of 0.71 to 0.54 and standard errors from 9.7% to 15.3%. In 95% of the stations analyzed, the difference between the PMP estimated by regression and the PMP calculated by the hydrometeorological method was between $\pm 19\%$ and $\pm 24\%$, depending on duration. The variables of the regression model were regionalized by multiquadric interpolation. In order to improve the estimation of the mean and standard deviation of the annual maximum daily precipitation, data from 87 additional rain gauge stations distributed throughout the state of Paraná were used. As a result of this regionalization, contour maps of those variables were also produced. An example of this application of the proposed method is also included.

1. INTRODUÇÃO

A segurança de uma grande obra hidráulica freqüentemente é garantida pela capacidade de descarga de sua estrutura extravasora, que deve ser dimensionada de modo que o risco de falha seja aceitável, principalmente quando os acidentes ocorridos com esse tipo de obra envolvem perda de vidas humanas.

A vazão de dimensionamento dessa estrutura extravasora é a chamada cheia de projeto. Para a determinação desta cheia, duas abordagens são utilizadas na prática da engenharia. Uma delas é a análise de frequência de cheias, que considera a vazão máxima uma variável aleatória e estima um quantil de probabilidade bastante pequeno. O outro método, que usa o conceito de vazão máxima provável (VMP), admite que as precipitações, e conseqüentemente as vazões, possuem um limite físico superior que pode ser estimado numericamente.

Na prática a VMP é obtida estimando-se inicialmente a precipitação máxima provável (PMP) e determinando-se a seguir, mediante um modelo chuva-vazão, a vazão correspondente usando-se condições iniciais (estado de umidade da bacia) as mais adversas. Na literatura encontram-se manuais e procedimentos práticos para a avaliação numérica da PMP (p.ex.: WMO, 1973; Hershfield, 1961, 1965).

Este trabalho não pretende entrar no mérito da análise de frequência de cheias, limitando-se a analisar a abordagem referente à VMP e dentro dela maneiras de avaliar a PMP, com ênfase a locais sem disponibilidade de observações hidrometeorológicas históricas.

A PMP é definida pela WMO como sendo uma estimativa da maior altura de precipitação meteorologicamente possível de acontecer, para uma dada duração, sobre uma determinada bacia hidrológica, numa certa época do ano.

A avaliação da PMP pode ser feita a partir de dados hidrometeorológicos disponíveis na região em estudo ou em regiões climaticamente similares. Sugai (1989) determinou a precipitação máxima provável em 45 postos pluviométricos no Sul do Brasil, utilizando dados de 18 estações meteorológicas existentes na região, sendo 9 no Estado do Paraná. As séries de dados estendiam-se até o ano de 1987.

Das recomendações apresentadas por Sugai no final de seu trabalho, duas parecem estimular a continuidade da pesquisa. São elas :

- (1) a investigação da sensibilidade da PMP com o tamanho da amostra de dados disponível;
- (2) usar preferencialmente a PMP obtida a partir de uma rede grande de estações, ou seja, utilizar técnicas de regionalização para determinação da PMP no local em estudo.

Estas informações se inserem no princípio geral de que a escassez de dados pode levar a resultados bastante distorcidos, principalmente quando se trata de eventos extremos. Uma das maneiras de se compensar a falta de dados locais é o uso de métodos regionais, que permitem melhorar a qualidade das estimativas obtidas, reduzindo o erro amostral pela inclusão de mais informações. Os métodos regionais também possibilitam extrapolar informações de locais com observações para locais sem dados.

O presente trabalho estende o estudo de Sugai, que dispunha de apenas 9 estações meteorológicas no Estado do Paraná, determinando as precipitações máximas prováveis

no conjunto de 45 estações meteorológicas existentes atualmente. Além disso, a série de dados é mais extensa do que a utilizada no estudo anterior, incluindo 8 anos de registros adicionais (1988 a 1995).

Uma vez estimada a PMP nos diversos postos, fez-se um estudo de regionalização a partir de técnicas de regressão e de interpolação espacial.

Como produto final do estudo, obteve-se um modelo regional que permite estimar a precipitação máxima provável em qualquer ponto do Estado do Paraná.

No capítulo 2 é apresentada uma revisão bibliográfica dos principais métodos para determinação da precipitação máxima provável. Ênfase maior é dada ao método hidrometeorológico e às técnicas utilizadas na determinação das grandezas envolvidas na aplicação deste método.

Ainda no capítulo 2 são apresentados alguns métodos de regionalização a partir de técnicas de regressão e interpolação espacial.

O capítulo 3 descreve a análise regional da precipitação máxima provável no Estado do Paraná. Neste capítulo são apresentadas as estações selecionadas para o estudo, os métodos aplicados e os resultados obtidos. O estudo foi dividido em três etapas:

- (1) estimativa da PMP nas estações selecionadas;
- (2) análise regional da PMP por métodos de regressão;
- (3) análise regional, por métodos de interpolação, das características físico-climáticas utilizadas na análise de regressão da PMP.

No capítulo 4 são discutidos os resultados obtidos, resumidas as principais conclusões deste estudo e apresentadas recomendações para o desenvolvimento de trabalhos futuros.

No final do trabalho são apresentadas as referências bibliográficas que subsidiaram o estudo.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA E METODOLOGIA

2.1 Precipitação Máxima Provável (PMP)

Occhipinti (1989) conceitua PMP como sendo o limite físico da precipitação que pode vir a ocorrer, com uma dada duração, sobre uma área de drenagem específica, em uma certa época do ano.

De acordo com Fill e Mine (1989), os estudos de frequência de eventos extremos, em geral, ignoram a existência de um limite à precipitação máxima, com as funções de distribuição convergindo apenas assintoticamente para a unidade. Entretanto é indiscutível a existência de um limite físico muito elevado, porém finito, para a precipitação, imposto pela capacidade de transporte e condensação de vapor de água na atmosfera.

Algumas pesquisas estão sendo direcionadas no sentido de tentar definir a probabilidade associada à PMP (Pfafstetter, 1967; Dawdy e Lettenmaier, 1987; Gomes et al., 1983; Sugai, 1989), porém pode-se observar diferenças significativas no risco associado à precipitação máxima provável, determinado por estes pesquisadores.

A partir da definição conceitual da PMP, a designação mais correta seria “precipitação máxima possível”. Entretanto, em virtude das incertezas que envolvem a determinação da PMP, os hidrometeorologistas passaram a chamá-la de “precipitação máxima provável”. Essa denominação caracteriza que o limite físico que se quer determinar está sujeito às incertezas inerentes ao método de cálculo utilizado.

Existem duas maneiras básicas de se obter a PMP. Uma delas utilizando-se os chamados métodos estatísticos, que estimam a PMP a partir da análise de uma grande quantidade de estações pluviométricas, em regiões supostamente homogêneas do ponto de

vista climático. Adota-se a equação de Ven Te Chow (2.1) com os valores mais conservadores encontrados para o fator de recorrência entre as estações de toda a região, baseado no princípio da extensão do período observado pela consideração de muitas estações (método estação-ano) (Clarke-Hafstad, 1942):

$$PMP = \bar{P} + K_T S \quad (2.1)$$

onde: \bar{P} = média das máximas;
 S = desvio padrão das máximas;
 K_T = fator de recorrência.

Sugai (1989) aplicou este método a uma série de postos na região Sul do Brasil e encontrou um fator de recorrência da ordem de 9, tanto para chuvas de 1 dia como de 2 dias de duração.

Outra maneira de se estimar a PMP é pela utilização dos métodos hidrometeorológicos. Estes métodos, mais visuais, maximizam algumas precipitações extremas selecionadas, considerando condições atmosféricas mais adversas. Estes métodos envolvem conhecimento de meteorologia e têm sido recomendados pela WMO (1973). É bastante aplicado em países de latitudes médias (30° - 60°) para avaliação de cheias de projeto em obras de grande responsabilidade como vertedouros de grandes barragens e usinas nucleares.

Nas regiões onde os efeitos orográficos não influenciam as precipitações extremas, o método proposto pela WMO (1973) segue uma série de etapas bem definidas:

- (1) seleção das maiores chuvas intensas observadas na região ou em locais climaticamente similares;

- (2) obtenção da umidade representativa tanto das maiores chuvas, como da máxima umidade para as diferentes épocas do ano;
- (3) cálculo dos fatores de maximização e das chuvas maximizadas.

No caso de grandes bacias, a seleção das maiores chuvas pode restringir-se a dados diários de chuva, não necessitando de dados de pluviógrafos.

Na maioria dos métodos consagrados pela prática, a umidade representativa é determinada a partir dos correspondentes pontos de orvalho representativos.

Como explica Occhipinti (1989), os hidrometeorologistas convencionaram adotar o maior ponto de orvalho persistente em 12 horas como o ponto de orvalho representativo do suprimento de umidade em uma dada tormenta. Este é o maior valor igualado ou excedido por todas as observações disponíveis em um período de 12 horas e registrado em uma ou mais estações meteorológicas situadas no interior da massa de ar supridora de umidade da tormenta.

As características das massas de ar alimentadoras das grandes tormentas e que prevalecem nas diversas latitudes, apresentam variações sazonais, ocasionando uma variação sazonal do ponto de orvalho representativo das mesmas. Usualmente define-se uma envoltória representando a variação sazonal dos máximos pontos de orvalho observados no histórico, numa determinada época do ano.

Na maximização tem-se utilizado geralmente os máximos pontos de orvalho lidos ao longo da envoltória, dentro de um intervalo de mais ou menos 15 dias para levar em conta as variações sazonais.

No Brasil os maiores pontos de orvalho são observados no verão e os menores no inverno. O máximo ponto de orvalho que tem sido aceito em estudos de PMP é de 26°C (ELETROBRÁS, 1987). Valores acima deste limite são decorrentes geralmente do efeito de evaporação superficial localizada, ou mesmo de erros grosseiros de observação, não representando a umidade nas diversas camadas da atmosfera.

O fator de maximização da umidade é definido pela relação entre a altura de água precipitável nas condições mais críticas para aquela época do ano (W_{\max}) e a altura de água precipitável nas condições em que foi observada a precipitação que se quer maximizar (W_i):

$$\alpha_i = W_{\max} / W_i \quad (2.2)$$

A PMP em um local é obtida, via de regra, pela envoltória das maiores precipitações observadas, cada uma majorada pelo fator de maximização correspondente.

$$PMP = \max(\alpha_i P_i) \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (2.3)$$

2.1.1 Altura de água precipitável

Para estimar-se com boa aproximação a PMP de uma dada bacia, seria desejável dispôr-se de sondagens aerológicas nas massas de ar que alimentam de umidade as tormentas observadas (Occhipinti, 1989).

As sondagens aerológicas determinam a quantidade de umidade ou de mistura de água em seus três estados (vapor, água e gelo) contida em uma coluna vertical da atmosfera. A rádio-sonda transmite e registra os perfis verticais de pressão, temperatura e umidade relativa do ar entre a superfície e a tropopausa. As sondagens aerológicas fornecem também, via de regra, os perfis verticais de direção e velocidade dos ventos.

A integração dos teores de umidade e do seu transporte ao longo da coluna vertical permite a avaliação do suprimento de umidade da massa de ar convergente à área.

Lamentavelmente a rede de observações aerológicas em nosso país é muito rarefeita e, ao que consta, não são realizadas observações regularmente.

Na falta de sondagens aerológicas admite-se uma lei teórica para a variação das grandezas temperatura, umidade e pressão ao longo da vertical, obtendo-se a altura de água precipitável em função de dados meteorológicos apenas de superfície.

A atmosfera é alimentada de umidade a partir das camadas inferiores em contato com as principais fontes de suprimento de vapor de água (oceanos, lagos, rios, florestas). Assim sendo, as camadas inferiores armazenam as maiores quantidades de umidade e seu transporte na vertical é responsável pela geração das precipitações.

O ar da camada de superfície, não estando saturado, eleva-se segundo um processo adiabático seco até um nível de condensação, e daí para cima eleva-se segundo o processo pseudoadiabático saturado.

Sabe-se que a tensão saturante de vapor cresce exponencialmente com a temperatura do ar. Quanto mais quente o ar, maior será sua capacidade de conter vapor de água.

A temperatura do ponto de orvalho é a temperatura à qual o ar deve ser resfriado isobaricamente para tornar-se saturado. Para uma dada temperatura T e umidade U em superfície, pode-se facilmente calcular a correspondente temperatura do ponto de orvalho, T_0 . Quanto mais úmido o ar, mais próximo de T será o valor de T_0 . Conclui-se então que aos maiores valores de T_0 corresponde o ar com teores mais elevados de vapor de água e, conseqüentemente, maior potencial de precipitação.

Quanto mais úmido o ar em superfície, mais baixo se encontrará seu ponto de condensação e maior será o valor da água precipitável que sua coluna vertical poderá conter.

Dessa maneira, admite-se que a temperatura do ponto de orvalho em superfície representa um índice de umidade característico da massa de ar sobrejacente.

As observações meteorológicas têm demonstrado que na ocorrência de tormentas com precipitações extremas, os valores de água precipitável aproximam-se dos valores máximos estimados a partir dos pontos de orvalho em superfície, admitindo-se que a estrutura vertical da atmosfera obedeça ao processo pseudoadiabático saturado.

Pelas razões expostas, os hidrometeorologistas convencionaram, na falta de sondagens aerológicas, adotar para a estimativa da máxima água precipitável a estrutura vertical da atmosfera pseudoadiabática saturada com temperatura pseudoadiabática potencial do bulbo úmido igual à do ponto de orvalho a 1000 mb.

Em outras palavras, os pontos de orvalho em superfície, representativos da afluência de umidade a uma dada tormenta, identificam sua adiabática saturada. As adiabáticas saturadas correspondentes aos máximos pontos de orvalho observados em um dado local e em uma dada época do ano, podem ser consideradas boas aproximações da adiabática saturada mais quente. A esta adiabática corresponderá a máxima água precipitável.

Sugai e Fill (1991) apresentam uma vasta revisão bibliográfica de alguns dos métodos de obtenção da altura de água precipitável em função dos dados de superfície:

- (1) integração numérica da massa de vapor de água numa coluna de ar;
- (2) uso de tabelas e ábacos;
- (3) fórmulas empíricas.

(1) Integração numérica da massa de vapor de água numa coluna de ar:

A massa total de vapor de água contida numa coluna de área unitária entre as cotas z_0 e z_t é dada por (Raudkivi,1979):

$$W = \int_{z_0}^{z_t} \rho_v \cdot dz \quad (2.4)$$

onde: ρ_v = massa específica do vapor.

Praticamente toda a massa de vapor de água contida na atmosfera terrestre está concentrada na troposfera. Assim, no cálculo da umidade atmosférica considera-se que z_0 representa o nível na superfície e z_t na tropopausa.

Substituindo-se na equação (2.4) a condição de estabilidade hidrostática do ar atmosférico:

$$dp = -\rho \cdot g \cdot dz \quad (2.5)$$

onde: p = pressão atmosférica;
 ρ = massa específica do ar;
 g = aceleração da gravidade.

e utilizando-se o conceito de umidade específica, obtém-se:

$$W_p = \frac{1}{g} \int_{p_i}^{p_0} q \, dp \quad (2.6)$$

onde: p_i = pressão na tropopausa;

p_0 = pressão na superfície;

q = umidade específica.

Como em termos práticos a umidade específica q e a razão de mistura r podem ser consideradas iguais, a equação (2.6) pode ser escrita:

$$W_p = \frac{1}{g} \int_{p_i}^{p_0} r \cdot dp \quad (2.7)$$

A definição de razão de mistura, também chamada de taxa de umidade de ar atmosférico, é apresentada como a relação entre a massa de vapor de água e a massa de ar seco, resultando (Raudkivi, 1979):

$$r = \varepsilon \cdot \frac{e}{p - e} \quad (2.8)$$

onde: e = pressão parcial de vapor;

p = pressão atmosférica.

ε = razão entre as massas moleculares do ar e da água, igual a 0,622;

Na ausência de informações mais precisas, supõe-se que durante a ocorrência de uma chuva intensa toda a atmosfera esteja saturada ($r = r^*$). Essa hipótese difere um pouco da situação real, pois nesta a camada de ar entre a superfície e a base da nuvem não está totalmente saturada, mas apenas próxima dessa situação.

A temperatura para a qual ocorre a condição de saturação representa o ponto de orvalho. A pressão parcial de vapor nesse caso é igual à tensão de saturação.

A determinação da pressão parcial de vapor de água no ar atmosférico é efetuada normalmente a partir das temperaturas do termômetro de bulbo seco - T , que é a temperatura do ar, e do termômetro de bulbo úmido - T_h , com a expressão (ELETROBRÁS, 1987):

$$e = e^*(T_h) + \frac{A \cdot p}{100} (T_h - T) \quad (2.9)$$

onde: $e^*(T_h)$ = tensão de saturação para a temperatura T_h ;

A = constante psicrométrica, que vale 0,79 ou 0,66, se as temperaturas forem obtidas com psicrômetro de ventilação natural ou forçada, respectivamente.

A pressão de vapor de água também pode ser determinada a partir dos dados de umidade relativa h e da temperatura do ar T , através da expressão abaixo, contudo com menor precisão do que com a equação (2.9):

$$e = \frac{h \cdot e^*(T)}{100} \quad (2.10)$$

A tensão de saturação é função exclusivamente da temperatura, sendo distinta no caso de temperaturas negativas para a água no estado líquido ou sólido (gelo). Para a obtenção da tensão de saturação podem ser utilizadas fórmulas, tabelas ou ábacos disponíveis na literatura.

Uma das fórmulas para o cálculo da pressão parcial nas condições de saturação sobre a água em estado líquido é a de Richards (ELETROBRÁS, 1987):

$$e^*(T) = 101,325 \exp(13,3185t_R - 1,9760t_R^2 - 0,6445t_R^3 - 0,1299t_R^4) \quad (2.11)$$

onde:

$$t_R = 1 - \frac{373,15}{T} \quad (2.12)$$

com: T = temperatura, em K;

e^* = tensão de saturação, em Pa.

As tabelas que fornecem a tensão de saturação são chamadas de tabelas psicrométricas. Em várias referências bibliográficas se encontra este tipo de tabela. Na tabela 2.1 está parcialmente reproduzida a tabela apresentada por Roche (1963).

Ábacos que fornecem a tensão de saturação são encontrados em algumas referências como Petterssen (1964) e Linsley et al. (1949).

Para o estudo teórico dos processos meteorológicos considera-se em geral, que o processo de ascensão de uma massa de ar na atmosfera é adiabático, isto é, não há trocas de calor. Numa atmosfera totalmente saturada, uma pequena parcela da energia interna correspondente à massa de água precipitada é perdida. Contudo, esta perda é em geral desconsiderada, uma vez que a razão da mistura é sempre muito menor que a unidade, passando o processo a ser denominado pseudo-adiabático.

Supondo a atmosfera saturada e pseudo-adiabática, a massa total de vapor de água numa coluna de ar de área unitária é função somente da temperatura e pressão na superfície e da pressão na troposfera.

Tabela 2.1 - Tensão de saturação do vapor de água (mb*) em função da temperatura (°C)

	0,0	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9
0	6,108	6,153	6,198	6,243	6,288	6,333	6,380	6,426	6,473	6,519
1	6,566	6,614	6,662	6,711	6,759	6,807	6,857	6,906	6,956	7,005
2	7,055	7,106	7,157	7,209	7,260	7,311	7,364	7,417	7,469	7,522
3	7,575	7,630	7,684	7,739	7,793	7,848	7,904	7,960	8,017	8,073
4	8,129	8,187	8,245	8,304	8,362	8,420	8,480	8,540	8,599	8,659
5	8,719	8,781	8,843	8,904	8,966	9,028	9,092	9,156	9,219	9,283
6	9,347	9,413	9,478	9,544	9,609	9,675	9,742	9,809	9,876	9,943
7	10,01	10,08	10,15	10,22	10,29	10,36	10,43	10,50	10,58	10,65
8	10,72	10,79	10,87	10,94	11,02	11,09	11,17	11,24	11,32	11,39
9	11,47	11,55	11,63	11,71	11,79	11,87	11,95	12,03	12,11	12,19
10	12,27	12,35	12,44	12,52	12,61	12,69	12,78	12,86	12,95	13,03
11	13,12	13,21	13,30	13,38	13,47	13,56	13,65	13,74	13,84	13,95
12	14,02	14,11	14,21	14,30	14,40	14,49	14,59	14,68	14,78	14,87
13	14,97	15,07	15,17	15,27	15,37	15,47	15,57	15,67	15,78	15,88
14	15,98	16,08	16,19	16,29	16,40	16,50	16,61	16,72	16,82	16,93
15	17,04	17,15	17,26	17,38	17,49	17,60	17,71	17,83	17,94	18,06
16	18,17	18,29	18,41	18,52	18,64	18,76	18,88	19,00	19,13	19,25
17	19,37	19,49	19,62	19,74	19,87	19,99	20,12	20,25	20,37	20,50
18	20,63	20,76	20,89	21,03	21,16	21,29	21,42	21,56	21,69	21,83
19	21,96	22,10	22,24	22,38	22,52	22,66	22,80	22,94	23,09	23,23
20	23,37	23,52	23,67	23,81	23,96	24,11	24,26	24,41	24,56	24,71
21	24,86	25,02	25,17	25,33	25,48	25,64	25,80	25,96	26,11	26,27
22	26,43	26,59	26,76	26,92	27,09	27,25	27,42	27,59	27,75	27,92
23	28,09	28,26	28,43	28,61	28,78	28,95	29,13	29,30	29,48	29,65
24	29,83	30,01	30,19	30,38	30,56	30,74	30,93	31,11	31,30	31,48
25	31,67	31,86	32,05	32,25	32,44	32,63	32,83	33,02	33,22	33,41
26	33,61	33,81	34,01	34,22	34,42	34,62	34,83	35,03	35,24	35,44
27	35,65	35,86	36,07	36,29	36,50	36,71	36,93	37,15	37,36	37,58
28	37,80	38,02	38,24	38,47	38,69	38,91	39,14	39,37	39,60	39,83
29	40,06	40,29	40,53	40,76	40,99	41,23	41,47	41,71	41,95	42,19
30	42,43	42,68	42,92	43,17	43,41	43,66	43,91	44,17	44,42	44,68
31	44,93	45,19	45,45	45,70	45,96	46,22	46,49	46,75	47,02	47,28
32	47,55	47,82	48,09	48,37	48,64	48,91	49,19	49,47	49,75	50,03
33	50,31	50,60	50,88	51,17	51,45	51,74	52,03	52,32	52,62	52,91
34	53,20	53,50	53,80	54,10	54,40	54,70	55,01	55,32	55,62	55,93
35	56,24	56,55	56,87	57,18	57,50	57,81	58,13	58,45	58,78	59,10
36	59,42	59,75	60,08	60,41	60,74	61,07	61,41	61,75	62,08	62,42
37	62,76	63,11	63,45	63,80	64,14	64,49	64,84	65,20	65,55	65,91
38	66,26	66,62	66,99	67,35	67,72	68,08	68,45	68,82	69,19	69,56
39	69,93	70,31	70,69	71,07	71,45	71,83	72,22	72,61	73,00	73,39
40	73,78									

Fonte: Roche, 1963

* 1 mb = 100 Pa

A integração numérica da equação (2.7) é possível desde que se conheça a variação da temperatura do ar e da pressão com a altitude que, no caso da hipótese pseudo-adiabática, pode ser obtida a partir das equações básicas da termodinâmica da atmosfera (Raudkivi,1979):

$$(a) \quad \text{equação de estado do ar atmosférico} - p = \rho RT ; \quad (2.13)$$

$$(b) \quad \text{equação de estabilidade hidrostática} - dp = \rho g dz ; \quad (2.14)$$

$$(c) \quad \text{equação de conservação de energia} - \Delta Q = C_p dT - dp/\rho \quad (2.15)$$

sendo R a constante do gás, que varia muito pouco em função da umidade presente na atmosfera, podendo ser adotado o valor correspondente ao ar seco (R_s).

No caso de uma atmosfera saturada e um processo de ascensão pseudo-adiabático, a equação de energia, entre os níveis “a” e “b” (ELETROBRÁS,1987), resulta:

$$C_{ps} \cdot \ln \frac{T_b}{T_a} - R_s \cdot \ln \frac{p_b}{p_a} + \left(\frac{L \cdot r^*}{T} \right)_b - \left(\frac{L \cdot r^*}{T} \right)_a = 0 \quad (2.16)$$

onde: C_{ps} = calor específico do ar seco a pressão constante, igual a 1005 J/kg. K;

T = temperatura do ar, em K;

p = pressão, em Pa;

r^* = razão de mistura de saturação;

L = calor latente de evaporação, em J/kg;

R_s = constante do ar seco, igual a 287 J/kg.K.

O calor latente de evaporação pode ser calculado por (Linsley et al., 1949):

$$L = 3.145.780 - 2.361 T \quad (2.17)$$

A taxa de variação da temperatura da atmosfera saturada pseudo-adiabática, $\alpha_s = -dT/dz$, pode ser calculada por (Raudkivi, 1979):

$$\alpha_s = \frac{g}{C_p} \cdot \frac{1 + \frac{L \cdot r}{R_s \cdot T}}{1 + \frac{\varepsilon \cdot L^2}{C_p \cdot R_v} \cdot \frac{r}{T^2}} \quad (2.18)$$

onde: r = razão de mistura;

R_s = constante do ar seco, igual a 287 J/kg.K;

R_v = constante do vapor de água, igual a 461 J/kg.K;

ε = razão entre as massas moleculares do ar e da água, igual a 0,622;

C_p = calor específico do vapor de água à pressão constante.

A distribuição da pressão neste caso resulta da solução da equação:

$$\frac{dp}{\rho} = \frac{g}{\alpha_s R} \frac{dT}{T} \quad (2.18a)$$

com α_s dado por (2.18) e sendo R a constante do ar úmido dada por:

$$R = 287(1 + 0,608r) \quad J / Kg \text{ } ^\circ C \quad (2.18b)$$

Em geral assume-se a taxa de variação da temperatura (“lapse rate”) constante, resultando em $T = T_0 - \alpha_s z$, o que permite calcular a temperatura ao longo de uma vertical.

Um valor médio de $\alpha_s = 0,0065$ foi adotado para uma atmosfera pseudo-adiabática saturada padronizada pela WMO. Neste caso, considerando-se ainda uma pressão de 101,31 kPa ao nível do mar, a equação (2.18a) pode ser integrada resultando:

$$p = 101,31 \left(1 - \frac{0.0065}{288} z \right)^{5.256} \quad (2.19)$$

onde: p = pressão, em kPa;
 z = altitude, em m.

A partir da distribuição da temperatura, pode-se calcular os valores correspondentes da razão de mistura de saturação (equação 2.8) e da pressão em cada ponto (equações 2.18a e 2.19). Resolve-se numericamente a equação (2.7), obtendo-se a altura de água precipitada.

(2) Tabelas e ábacos

As alturas de água precipitável em uma coluna de ar saturada podem ser lidas diretamente em gráficos ou em tabelas em função do ponto de orvalho na superfície. Pinto, Holtz, Martins e Gomide (1976) apresentam duas figuras nas quais se obtêm diretamente a altura de água precipitável numa coluna acima do nível de 1.000 mb em função do ponto de orvalho reduzido a 1.000 mb.

A World Meteorological Organization (1973) apresenta dois conjuntos de tabelas, um para os vários níveis de pressão e outro para as várias altitudes também em relação ao nível de 1.000 mb e em função do ponto de orvalho reduzido a 1.000 mb.

Vale a pena ressaltar que em particular essas figuras e tabelas foram obtidas considerando a atmosfera saturada com a temperatura variando segundo um processo pseudo-adiabático.

(3) Fórmulas empíricas

Para facilitar o cálculo da altura de água precipitável, vários pesquisadores tem procurado definir uma relação empírica entre o logaritmo da massa total de vapor de água - $\ln W_p$ e a temperatura do ponto de orvalho - T_0 na superfície, do tipo:

$$\ln W_p = a + b \cdot T_0 \quad (2.20)$$

Reitan (1963), utilizando dados mensais médios de 1954 a 1956 de 15 estações meteorológicas localizadas nos Estados Unidos, determinou uma reta de regressão com coeficiente de correlação de 0,98, dada por:

$$\ln W_p = 0,110 + 0,0614 \cdot T_0 \quad (2.21)$$

onde: W_p = altura de água precipitável, em cm;

T_0 = temperatura do ponto de orvalho, em °C.

Bolsegna (1965) observou, utilizando dados de uma estação próxima de Lebanon (43°37'N e 72°18'W) que equações similares podem ser obtidas utilizando dados diários e horários. Contudo, nesses casos os coeficientes de correlação são menores, respectivamente 0,85 e 0,80. As equações obtidas por Bolsegna com os dados diários e horários, respectivamente, são:

$$\ln W_p = 0,117 + 0,0769 \cdot T_0 \quad (2.22)$$

$$\ln W_p = -0,0592 + 0,0691 \cdot T_0 \quad (2.23)$$

Lowry e Glahn (1969) definiram uma reta de regressão a partir da altura de água precipitável abaixo de 500 mb às 12:00 horas do Tempo Médio de Greenwich e ponto de orvalho na superfície, com coeficiente de correlação de 0,834:

$$\ln W_p = -0,917 + 0,0576 \cdot T_0 \quad (2.24)$$

Viswanadhan (1981) demonstrou que se pode usar a seguinte relação para a determinação de W_p :

$$\ln W_p = 1,37 - \ln(\lambda + 1) + 0,0707 \cdot T_0 \quad (2.25)$$

onde: λ = índice de potência, função da latitude e estação do ano.

Dos resultados do seu trabalho, Viswanadhan concluiu que os coeficientes de correlação entre as variáveis $\ln W_p$ e T_0 variam significativamente (0,21 a 0,99), tanto com a latitude como em relação à época do ano, provavelmente influenciado pelo terceiro parâmetro que é o λ .

Sugai e Fill (1991) efetuaram uma investigação sobre a possibilidade de se definir uma relação explícita simples entre o ponto de orvalho na superfície e o logaritmo da altura de água precipitável calculada integrando-se numericamente a equação (2.7), utilizando-se a equação (2.16) para definir a lei de variação da temperatura do ar e da pressão com a altitude.

Os autores utilizaram temperaturas de ponto de orvalho variando entre 1 e 26°C e calcularam as correspondentes alturas de água precipitável integrando numericamente a equação (2.7) desde $p_0 = 101,3$ kPa até $p_i = 10$ kPa em intervalos de discretização de 1 kPa. Entre os logaritmos dessas alturas de água precipitável, em cm, e os pontos de orvalho, em °C, definiram a seguinte reta de regressão:

$$\ln W_p = -0,155 + 0,0895 \cdot T_0 \quad (2.26)$$

O coeficiente de correlação encontrado foi de 0,99997, o que valida a utilização da equação. Sugai e Fill (1991) utilizaram a equação (2.26) para estimar os valores da PMP em 11 postos pluviométricos localizados na região Sul do Brasil.

2.1.2 Precipitação Máxima Provável no Sul do Brasil

Em sua pesquisa de mestrado, Sugai (1989) estimou a PMP para 1 e 2 dias de duração em 45 postos pluviométricos no Sul do Brasil. Para maximização das tormentas foram utilizados os dados de 18 estações meteorológicas existentes na região, sendo 8 delas no Estado do Paraná, estendendo sempre os valores dos pontos de orvalho de cada estação meteorológica para as estações pluviométricas vizinhas.

Em seu trabalho, Sugai estimou a PMP tanto por métodos hidrometeorológicos quanto estatísticos. Na aplicação dos métodos hidrometeorológicos, a máxima altura de água precipitável foi estimada a partir de dois critérios. No primeiro deles foi utilizado o máximo ponto de orvalho histórico observado na estação meteorológica para a respectiva época do ano, denominado de “sem ajuste”. No segundo critério foi adotado como máximo o ponto de orvalho resultante para uma probabilidade de não excedência igual a 98% em uma distribuição gaussiana dos valores observados, denominado de “com ajuste”.

Sugai observou que os coeficientes de assimetria das séries dos pontos de orvalho eram muito próximos de zero, adotando assim a distribuição normal para o ajuste.

As tabelas 2.2 e 2.3 apresentam os resultados obtidos por Sugai para a PMP de 1 e 2 dias de duração, respectivamente, nos postos pluviométricos localizados na região Sul do Brasil. Os postos P1 a P21 localizam-se no Estado do Paraná, conforme pode-se observar na figura 2.1.

Tabela 2.2 - Resultados obtidos por Sugai (1989) para a PMP de 1 dia de duração

Nº	Código	Posto	Período	PMP Hidrometeorológico		
				PMP Estatístico	Sem ajuste	Com ajuste
P1	02350000	Jataizinho	38-85	250	222	228
P2	02450006	Salto Mauá	46-86	309	295	210
P3	02352000	Porto Paraíso do Norte	53-87	262	230	223
P4	02353001	Santa Isabel do Ivaí	58-86	273	310	301
P5	02451014	Ivaiporã	56-85	325	245	275
P6	02353002	Balsa do Goioerê	62-86	363	266	305
P7	02454001	Guáira	41-86	352	311	334
P8	02450002	Tibagi	39-86	234	266	266
P9	02550024	Vila Velha	54-86	235	209	219
P10	02451003	Tereza Cristina	57-86	260	189	205
P11	02548001	Praia Grande	40-86	268	276	301
P12	02549001	Porto Amazonas	40-86	240	162	174
P13	02549006	Curitiba	1889-85	247	190	198
P14	02550001	São Mateus do Sul	38-86	280	254	247
P15	02649006	Rio Negro	25-86	202	168	184
P16	02551000	Guarapuava	25-86	258	342	374
P17	02551004	Santa Clara	50-86	340	285	285
P18	02552000	Quedas do Iguaçu	50-86	374	310	339
P19	02554000	Foz do Iguaçu	41-87	396	283	313
P20	02651000	União da Vitória	38-87	252	226	240
P21	02651006	Palmas	25-86	397	252	300
P22	02652007	Porto Palmeirinha	56-87	420	301	356
P23	02651001	Campina da Alegria	44-87	326	426	401
P24	02652000	Abelardo Luz	58-87	295	303	336
P25	02652006	Xanxerê	41-71	314	296	280
P26	02652004	Passo Nova Erechim	59-85	229	197	197
P27	02753003	Iraí	39-85	291	247	262
P28	02754001	Alto Uruguai	49-87	341	217	229
P29	02749002	Ituporanga	41-87	266	205	205
P30	02749032	Santa Clara	60-84	273	299	294
P31	02750005	Lajes	31-85	251	213	202
P32	02750010	Ponte Alta do Norte	60-87	221	229	217
P33	02751002	Campos Novos	31-85	294	256	239
P34	02751005	Marcelino Ramos	31-72	326	211	235
P35	02851014	Lagoa Vermelha	14-85	270	188	188
P36	02755001	Porto Lucena	49-87	400	314	319
P37	02854011	São Luiz Gonzaga	12-85	361	300	300
P38	02755000	Posadas	55-83	354	251	290
P39	02852006	Usina Carazinho	41-87	370	360	360
P40	02852017	Maurício Cardoso	52-78	301	296	286
P41	02852020	Passo Fundo	12-85	282	281	268
P42	02753004	Linha Cescon	59-87	379	263	263
P43	02853005	Cruz Alta	39-85	341	352	352
P44	02853014	Santa Clara do Ingaí	45-87	322	221	221
P45	02957000	Paso de Los Libres	56-83	425	405	não calc.

Tabela 2.3 - Resultados obtidos por Sugai (1989) para a PMP de 2 dias de duração

Nº	Código	Posto	Período	PMP	PMP Hidrometeorológico	
				Estatístico	Sem ajuste	Com ajuste
P1	02350000	Jataizinho	38-85	369	259	282
P2	02450006	Salto Mauá	46-86	401	258	280
P3	02352000	Porto Paraíso do Norte	53-87	345	311	303
P4	02353001	Santa Isabel do Ivaí	58-86	376	338	328
P5	02451014	Ivaiporã	56-85	398	330	329
P6	02353002	Balsa do Goioerê	62-86	487	335	389
P7	02454001	Guaíra	41-86	416	317	341
P8	02450002	Tibagi	39-86	316	359	359
P9	02550024	Vila Velha	54-86	346	264	276
P10	02451003	Tereza Cristina	57-86	340	298	324
P11	02548001	Praia Grande	40-86	336	391	426
P12	02549001	Porto Amazonas	40-86	280	207	219
P13	02549006	Curitiba	1889-85	324	239	248
P14	02550001	São Mateus do Sul	38-86	332	331	322
P15	02649006	Rio Negro	25-86	252	226	248
P16	02551000	Guarapuava	25-86	353	424	463
P17	02551004	Santa Clara	50-86	467	385	422
P18	02552000	Quedas do Iguaçu	50-86	403	412	451
P19	02554000	Foz do Iguaçu	41-87	477	335	405
P20	02651000	União da Vitória	38-87	325	309	368
P21	02651006	Palmas	25-86	583	450	536
P22	02652007	Porto Palmeirinha	56-87	607	449	531
P23	02651001	Campina da Alegria	44-87	470	501	442
P24	02652000	Abelardo Luz	58-87	446	363	382
P25	02652006	Xanxerê	41-71	485	392	404
P26	02652004	Passo Nova Erechim	59-85	344	242	259
P27	02753003	Iraí	39-85	423	292	323
P28	02754001	Alto Uruguai	49-87	452	287	294
P29	02749002	Ituporanga	41-87	315	312	312
P30	02749032	Santa Clara	60-84	436	462	462
P31	02750005	Lajes	31-85	368	286	286
P32	02750010	Ponte Alta do Norte	60-87	296	322	331
P33	02751002	Campos Novos	31-85	409	275	260
P34	02751005	Marcelino Ramos	31-72	398	256	256
P35	02851014	Lagoa Vermelha	14-85	366	276	276
P36	02755001	Porto Lucena	49-87	550	503	495
P37	02854011	São Luiz Gonzaga	12-85	457	364	370
P38	02755000	Posadas	55-83	526	356	437
P39	02852006	Usina Carazinho	41-87	465	420	420
P40	02852017	Maurício Cardoso	52-78	435	359	359
P41	02852020	Passo Fundo	12-85	395	367	367
P42	02753004	Linha Cescon	59-87	396	350	320
P43	02853005	Cruz Alta	39-85	444	391	391
P44	02853014	Santa Clara do Ingaí	45-87	444	329	329
P45	02957000	Paso de Los Libres	56-83	582	441	não calc.

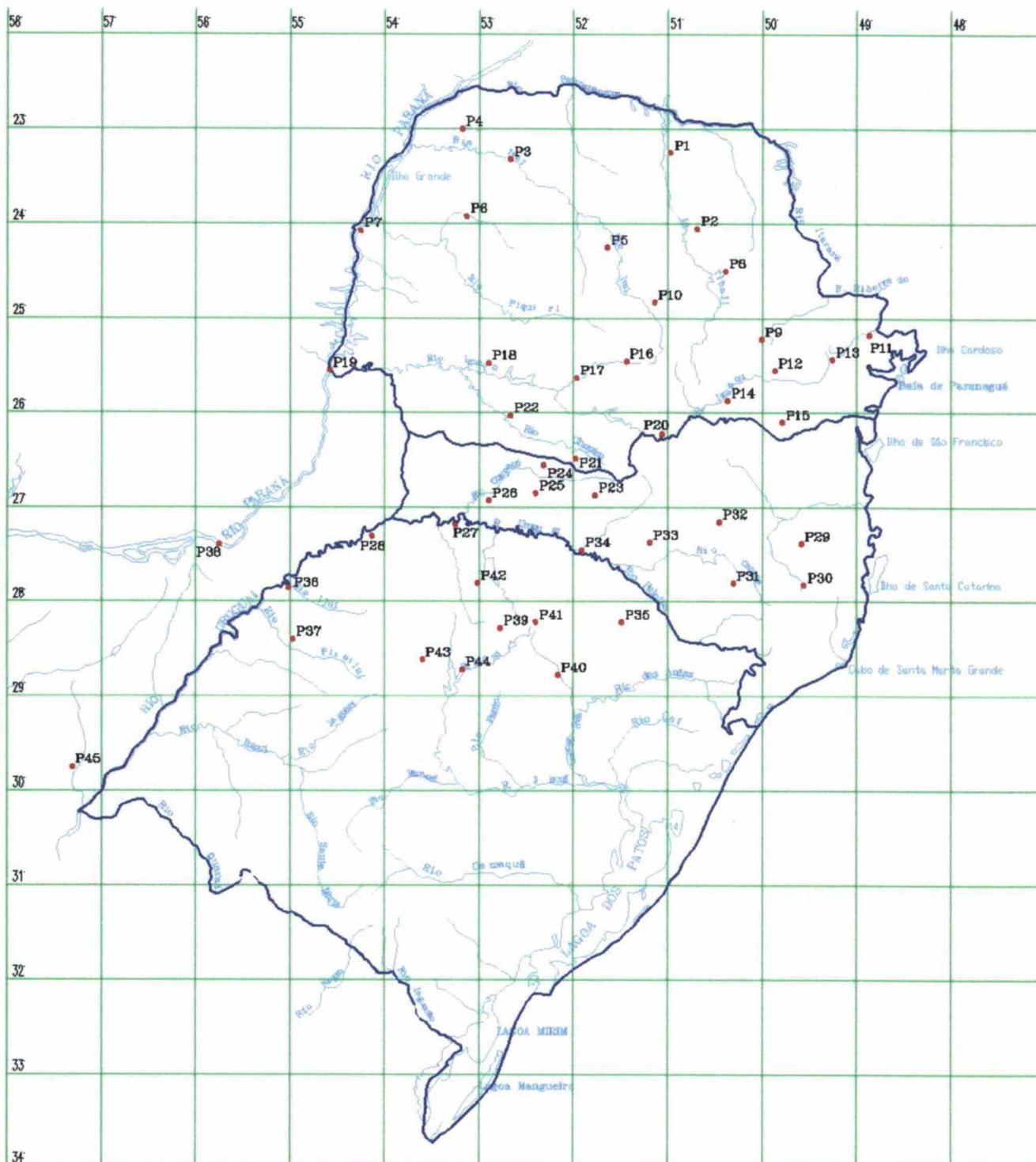


Figura 2.1 - Localização dos postos pluviométricos utilizados por Sugai (1989) no cálculo da PMP na região Sul do Brasil

2.2 Regressão Regional

A aplicação de técnicas de regressão regional para a estimativa de parâmetros hidrológicos tem sido usada há longo tempo. Em geral, consiste em estimar uma determinada variável hidrológica (vazão de cheia, vazão média, chuva) a partir de um conjunto de características mensuráveis da região ou do local.

A qualidade das estimativas de variáveis hidrológicas a partir de regressões regionais é bastante controversa. Por exemplo, Pires (1994) fez uso da regressão múltipla para correlacionar a média das precipitações máximas de 1 dia de duração, em diversos postos do Vale do Paraíba, com as grandezas físicas altitude e distância mínima do posto ao mar. Os resultados obtidos indicaram um fraquíssimo grau de correlação ($R^2=0,18$) entre as variáveis. Os coeficientes da equação de regressão foram estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinário (OLS).

Por outro lado, Benson (1962) e Thomas e Benson (1970) obtiveram resultados bastante razoáveis ao estabelecer regressões entre vazões extremas e médias e características fisiográficas na região Nordeste e Oeste dos Estados Unidos.

Fill (1994) e Krüger (1996) também obtiveram resultados bastante satisfatórios com vazões de cheias na região Sul do Brasil, usando como regressores a área e a declividade das respectivas bacias.

O modelo mais utilizado para a regressão de variáveis hidrológicas é o modelo log-linear (ver p.ex. Benson,1962; Thomas e Benson,1970):

$$\ln y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln a_1^i + \beta_2 \ln a_2^i + \dots + \beta_K \ln a_K^i + \varepsilon_i \quad i = 1, 2, \dots, M \quad (2.27)$$

sendo: y_i = variável a ser regionalizada;

β_k = parâmetros;

α_k^i = características físico-climáticas;

ε_i = erro do modelo;

M = número de locais;

K = número de características físico-climáticas consideradas.

No modelo expresso pela equação (2.27) os ε_i são variáveis aleatórias de média nula, independentes e identicamente distribuídas (iid), e representam o fato do modelo (2.27) não ser capaz de explicar integralmente a variabilidade da variável y_i , por ser o processo hidrológico real muito mais complexo. A variável aleatória ε (sendo os $\varepsilon \sim iid$ eles podem ser representados por uma única variável aleatória) é geralmente referida como erro do modelo.

No caso mais comum em hidrologia, onde não se dispõem de valores observados de y_i , mas apenas de uma estimativa \hat{y}_i , introduz-se no modelo um erro adicional, representado pelo conhecimento imperfeito de y_i , e que é comumente referido como erro amostral. A soma dos erros amostral e do modelo constitui o erro total a ser considerado na regressão.

Ao contrário do erro do modelo, os erros amostrais em geral não são independentes e identicamente distribuídos, pois a sua variância depende do tamanho da amostra em cada local, além de serem possivelmente correlacionados, uma vez que a ocorrência de eventos extremos muitas vezes coincide no tempo para locais próximos.

Os coeficientes da equação de regressão podem ser estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinário (OLS), no caso de erros essencialmente independentes e identicamente distribuídos, pelo método dos mínimos quadrados ponderado (WLS) (Tasker, 1980) quando os erros são independentes mas com variância diferente, ou ainda

pelo método dos mínimos quadrados generalizado (GLS) (Stedinger e Tasker, 1985) no caso de erros correlacionados.

A equação (2.27) pode ser escrita em forma matricial como:

$$\begin{Bmatrix} \ln y_1 \\ \ln y_2 \\ \vdots \\ \ln y_M \end{Bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \ln a_1^1 & \dots & \ln a_K^1 \\ 1 & \ln a_1^2 & \dots & \ln a_K^2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & \ln a_1^M & \dots & \ln a_K^M \end{bmatrix} \cdot \begin{Bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_K \end{Bmatrix} + \begin{Bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_M \end{Bmatrix} \quad (2.28)$$

Assumindo-se que os erros de modelo ε_i sejam variáveis independentes, normalmente distribuídas com média nula e variância γ^2 , então a equação (2.28) pode ser escrita em notação vetorial como:

$$\underline{x} = \underline{A}\underline{\beta} + \underline{\varepsilon} \quad (2.29)$$

onde $x = \ln y$ e $\underline{\varepsilon} \sim N(\underline{0}, \gamma^2 \underline{I})$, sendo $\underline{0}$ um vetor de zeros de dimensão M e I a matriz identidade também com dimensão M. O valor da matriz \underline{A} fica evidente pela equação (2.28).

Como os verdadeiros valores de \underline{x} são sempre desconhecidos, utiliza-se um estimador $\hat{\underline{x}}$ para a estimativa dos parâmetros $\underline{\beta}$:

$$\hat{\underline{x}} = \underline{A}\underline{\beta} + \underline{\varepsilon}' \quad (2.30)$$

O vetor $\underline{\varepsilon}'$ passa a ter média zero e matriz de covariâncias dada por:

$$\underline{\Lambda} = \gamma^2 \underline{I} + \underline{\Sigma} \quad (2.31)$$

A matriz $\underline{\underline{\Sigma}}$ é simétrica e descreve a variância amostral de $\hat{\underline{\underline{x}}}$. Quando as observações em diferentes pontos de amostragem são correlacionadas e o comprimento dos registros varia entre cada ponto, a matriz $\underline{\underline{\Sigma}}$ é uma matriz cheia. Neste caso a maneira mais adequada de estimar os valores de $\underline{\underline{\beta}}$ é pelo método dos mínimos quadrados generalizado (GLS), cujo estimador é dado por (Johnston, 1984):

$$\underline{\underline{\hat{\beta}}} = \left(\underline{\underline{A}}^T \left[\gamma^2 \underline{\underline{I}} + \underline{\underline{\hat{\Sigma}}} \right]^{-1} \underline{\underline{A}} \right)^{-1} \left(\underline{\underline{A}}^T \left[\gamma^2 \underline{\underline{I}} + \underline{\underline{\hat{\Sigma}}} \right]^{-1} \underline{\underline{\hat{x}}} \right) \quad (2.32)$$

A variância do erro de modelo γ^2 na equação (2.31) pode ser estimada por:

$$\left(\underline{\underline{\hat{x}}} - \underline{\underline{A}} \underline{\underline{\hat{\beta}}} \right)^T \left[\gamma^2 \underline{\underline{I}} + \underline{\underline{\hat{\Sigma}}} \right]^{-1} \left(\underline{\underline{\hat{x}}} - \underline{\underline{A}} \underline{\underline{\hat{\beta}}} \right) = M - (K + 1) \quad (2.33)$$

Stedinger e Tasker (1985) obtém $\underline{\underline{\hat{\beta}}}$ resolvendo as equações (2.32) e (2.33) da seguinte maneira:

- (1) admite-se $\gamma^2=0$;
- (2) substitui-se γ^2 na equação (2.32) e calcula-se os valores de $\underline{\underline{\hat{\beta}}}$;
- (3) substitui-se $\underline{\underline{\hat{\beta}}}$ na equação (2.33);
- (4) se para $\gamma^2=0$, o termo da esquerda na equação (2.33) não exceder $M - (K + 1)$, então $\gamma^2=0$ e o processo está terminado. Se isto não acontecer, resolver as equações (2.32) e (2.33) para γ^2 ;
- (5) se a precisão não for suficiente, voltar ao passo (2) com o novo valor de γ^2 .

Entretanto, para aplicar este método é necessário uma estimativa para a matriz de covariâncias amostrais $\underline{\underline{\hat{\Sigma}}}$. De um modo geral os elementos da matriz de covariâncias são dados por:

$$\Sigma_{ij} = \begin{cases} \text{var}[\hat{x}_i] = \text{var}[\ln \hat{y}_i] & i = j \\ \text{cov}[\hat{x}_i, \hat{x}_j] & i \neq j \end{cases} \quad (2.34)$$

onde $\ln \hat{y}_i$ é o valor estimado do $\ln y_i$.

O método dos mínimos quadrados ponderados (WLS) é uma variação do método dos mínimos quadrados generalizado (GLS) no qual os estimadores \hat{x} são considerados independentes. Dessa maneira a matriz $\hat{\Sigma}$ se reduz a uma matriz diagonal:

$$\Sigma_{ij} = \begin{cases} \text{var}[\hat{x}_i] = \text{var}[\hat{y}_i] & i = j \\ 0 & i \neq j \end{cases} \quad (2.34a)$$

No caso específico em que a variável a ser regionalizada é a PMP, a principal dificuldade de aplicação do método WLS na estimativa dos parâmetros da regressão é o desconhecimento da variância amostral do \hat{y} PMP.

Para superar estes problemas, admitiu-se no presente trabalho que a variância do \hat{y} PMP seja representada pela variância do \hat{y} P_p , onde P_p representa o valor da precipitação com uma probabilidade de não excedência $p = 1 - 1/T_R$ (T_R = tempo de recorrência), estimada a partir do ajuste de uma distribuição de extremos à série de precipitações máximas anuais, de tal modo que P_p seja equivalente à PMP.

Sugai (1989) fez uma avaliação do tempo de recorrência associado à PMP de 1 e 2 dias de duração, em 45 postos pluviométricos distribuídos na região Sul do Brasil, e concluiu que o tempo de recorrência da PMP calculada pelo método hidrometeorológico com ponto de orvalho máximo histórico resulta em média igual a 16.000 e 11.000 anos para 1 e 2 dias de duração, respectivamente. Adotando-se como valor representativo da recorrência da PMP a mediana dos valores obtidos nas várias estações, o que tem a vantagem de reduzir a influência dos pontos extremos, verificou-se para o método hidrometeorológico valores bastante próximos de $T_R = 10.000$ anos.

Em diversos trabalhos, a distribuição generalizada de extremos ou GEV, proposta por Jenkinson (1955), tem sido recomendada para modelar eventos extremos (Hosking et al. 1985a,b; Lettenmaier et al. 1987; Lu, 1991; Chowdhury et al., 1991; Lu and Stedinger,

1992a,b; Stedinger et al., 1993; Vogel et al., 1993; Alila et al., 1992a,b; Wallis, 1993; Fill, 1994; Krüger, 1996). Sua função de distribuição acumulada é dada por:

$$\begin{aligned}
 F(x) &= \exp\left[-\left(1 - K \frac{q - \xi}{\alpha}\right)^\kappa\right] & \kappa \neq 0 \\
 F(x) &= \exp\left[-\left(\exp\left\{\frac{q - \xi}{\alpha}\right\}\right)\right] & \kappa = 0
 \end{aligned} \tag{2.35}$$

onde ξ é um parâmetro de locação, α é um parâmetro de escala e κ é o parâmetro de forma (assimetria) da distribuição GEV. No caso de $\kappa=0$, a distribuição GEV corresponde à distribuição Gumbel.

Várias pesquisas (Wallis and Wood, 1985; Hosking et al., 1985b; Potter and Lettenmaier, 1990) têm mostrado que os estimadores dos parâmetros da distribuição GEV pelo método dos momentos lineares (momentos-L) (Hosking, 1986) são robustos e precisos, valendo as expressões:

$$\begin{aligned}
 \lambda_1 = E[X] &= \begin{cases} \xi + [1 - \Gamma(1 + \kappa)] \frac{\alpha}{\kappa} & \kappa \neq 0 \\ \xi + 0,5772\alpha & \kappa = 0 \end{cases} \\
 \lambda_2 &= \begin{cases} (1 - 2^{-\kappa}) \Gamma(1 + \kappa) \frac{\alpha}{\kappa} & \kappa \neq 0 \\ \alpha \ln 2 = 0,6932\alpha & \kappa = 0 \end{cases} \\
 \tau_3 = \frac{\lambda_3}{\lambda_2} &= \begin{cases} [2(1 - 3^{-\kappa}) / (1 - 2^{-\kappa})] - 3 & \kappa \neq 0 \\ 0,1699 & \kappa = 0 \end{cases}
 \end{aligned} \tag{2.36}$$

O primeiro momento-L, λ_1 , coincide com a média ou valor esperado da variável aleatória. O segundo momento-L, λ_2 , é uma medida da escala ou dispersão da distribuição. A razão entre o terceiro e o segundo momentos-L, τ_3 , corresponde ao coeficiente de assimetria-L ($L - Ca$).

Estimadores não tendenciosos para os momentos lineares são obtidos via PWM (momentos com pesos probabilísticos) (Hosking, 1986) como se segue:

$$\begin{aligned}\hat{b}_0 &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_{(i)} \\ \hat{b}_1 &= \frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=2}^n (i-1)X_{(i)} \\ \hat{b}_2 &= \frac{1}{n(n-1)(n-2)} \sum_{i=3}^n (i-1)(i-2)X_{(i)}\end{aligned}\tag{2.37}$$

onde $X_{(i)}$ é a observação de ordem i quando ordenada em ordem crescente (estatísticas de ordem):

$$X_{(1)} \leq X_{(2)} \leq X_{(3)} \leq \dots \leq X_{(n)}$$

A partir dos estimadores dos PWM, obtêm-se os estimadores dos momentos-L (Hosking, 1986):

$$\begin{aligned}\hat{\lambda}_1 &= \hat{b}_0 \\ \hat{\lambda}_2 &= 2\hat{b}_1 - \hat{b}_0 \\ \hat{\lambda}_3 &= 6\hat{b}_2 - 6\hat{b}_1 + \hat{b}_0\end{aligned}\tag{2.38}$$

e da razão de momento-L $\tau_3(L - Ca)$:

$$\hat{\tau}_3 = \hat{\lambda}_3 / \hat{\lambda}_2\tag{2.39}$$

Para $\kappa \neq 0$, os parâmetros da distribuição GEV podem ser estimados por:

$$\begin{aligned}\hat{\kappa} &= 7,8590c + 2,9554c^2 \\ \hat{\alpha} &= \frac{\hat{\lambda}_2 \hat{\kappa}}{\Gamma(1 + \hat{\kappa})(1 - 2^{-\hat{\kappa}})} \\ \hat{\xi} &= \hat{\lambda}_1 + \frac{\hat{\alpha}[\Gamma(1 + \hat{\kappa}) - 1]}{\hat{\kappa}}\end{aligned}\tag{2.40}$$

O parâmetro c pode ser calculado por:

$$c = \frac{2}{\hat{\tau}_3 + 3} - 0,6309 \quad (2.41)$$

Para $\kappa = 0$, os parâmetros da distribuição Gumbel podem ser estimados por:

$$\hat{\alpha} = \frac{\hat{\lambda}_2}{\ln 2} \quad (2.42)$$

$$\hat{\xi} = \hat{\lambda}_1 - 0,5772 \hat{\alpha}$$

O p -ésimo quantil de uma distribuição GEV pode ser estimado por:

$$\hat{x}_p = \hat{\xi} + \frac{\hat{\alpha}}{\hat{\kappa}} \{1 - [-\ln(p)]^{\hat{\kappa}}\} \quad \kappa \neq 0 \quad (2.43)$$

$$\hat{x}_p = \hat{\xi} - \hat{\alpha} \ln [-\ln(p)] \quad \kappa = 0$$

onde $p = 1 - \frac{1}{T_R}$ e T_R é o tempo de recorrência, em anos.

No caso da distribuição Gumbel ($\kappa=0$) e parâmetros estimados pelo método dos momentos lineares, a variância do p -ésimo quantil pode ser estimada assintoticamente por (Stedinger et al., 1993):

$$Var[\hat{x}_p] = \frac{\hat{\alpha}^2 [1,1128 - 0,4574.y + 0,8046.y^2]}{n} \quad (2.44)$$

onde n é o tamanho da amostra e $y = -\ln[-\ln(p)]$ é a variável reduzida de Gumbel.

Uma aproximação de primeira ordem para a variância do $\ln \hat{x}_p$ corresponde a:

$$\text{var}[\ln \hat{x}_p] = \frac{\text{var}[\hat{x}_p]}{\{E[\hat{x}_p]\}^2} \quad (2.45)$$

sendo $E[\hat{x}_p]$ o valor esperado do p -ésimo quantil da distribuição de Gumbel.

2.3 Métodos de Interpolação

Juntamente com a regressão regional, os métodos mais usados para regionalizar uma variável hidrológica são as técnicas de interpolação espacial.

A estimativa do valor da variável h_0 em um ponto com coordenadas x_0 e y_0 pode ser representada pela combinação linear ponderada de valores observados em outros locais.

$$h_0 = \sum_{j=1}^n w_j h_j \quad (2.46)$$

sendo h_j o valor observado da mesma variável no j -ésimo ponto de amostragem ($j = 1, 2, \dots, n$), cujas coordenadas são x_j e y_j , em um espaço bi-dimensional e w_j o peso correspondente.

A variável h pode ser uma grandeza hidrológica observada, como por exemplo a precipitação ou temperatura de um dado dia ou mês, ou pode ser uma função de variáveis observadas como por exemplo, a média ou o desvio padrão dos logaritmos das temperaturas diárias.

Uma série de técnicas clássicas de interpolação, como a interpolação polinomial, o método da distância inversa ou a interpolação multiquadrática, são comumente encontradas na literatura. A diferença entre essas técnicas reside basicamente na maneira de se estimar os pesos w_j . Como referência, pode-se citar os trabalhos de Brodlié (1980), Belousov et al (1971), Delfiner e Delhomme (1975), Gainbolati e Volpi (1979) e Hardy (1971).

O método de interpolação mais tradicional apresentado na literatura é certamente o método dos polígonos de Thiessen (1911). Este método baseia-se na teoria da menor

distância. A estimativa da variável h_0 em um determinado ponto de interesse é igual ao valor observado no ponto de amostragem mais próximo na área. Sendo d_{0j} a distância entre o ponto de interesse e um ponto de amostragem j e d_{\min} a menor distância entre o ponto de interesse e os pontos de amostragem $j=1, \dots, n$, então:

$$d_{\min} = \min(d_{01}, d_{02}, \dots, d_{0n})$$

então $w_j = 0$ para $j \neq i$ e $w_j = 1$ para $j = i$, resultando em $h_0 = h_i$.

A distância d_{0j} do ponto (x_0, y_0) ao ponto (x_j, y_j) pode, em alguns casos, ser estimado pela chamada distância euclidiana plana:

$$d_{0j} = \sqrt{(x_0 - x_j)^2 + (y_0 - y_j)^2} \quad (2.47)$$

No caso de pontos sobre a superfície da terra, as coordenadas (x, y) seriam obtidas em um sistema de projeção UTM (Universal Transversal Mercator), sendo em geral referenciadas como coordenadas UTM (SGI).

No caso de se utilizar coordenadas geográficas (longitude λ e latitude φ) é mais conveniente estimar a distância a partir da suposição da terra esférica, com raio médio de 6.372 km. Neste caso, a trigonometria esférica mostra que a distância entre dois pontos é dada por (Nadal, 1998):

$$d_{0j} = \arccos[\sin \varphi_0 \cdot \sin \varphi_j + \cos \varphi_0 \cdot \cos \varphi_j \cdot \cos(\lambda_0 - \lambda_j)] \cdot 6.372 \quad (2.48)$$

sendo λ e φ respectivamente a longitude e a latitude do ponto em graus.

No presente trabalho está sendo utilizada a expressão (2.48) para o cálculo da distância entre dois pontos, pois o procedimento é válido para distâncias inferiores a 1.000 km, onde o erro em relação ao elipsóide é muito pequeno.

Drozdo e Sephelevskii (1946) analisaram a variação espacial de uma determinada variável sobre uma área, estudando um critério de erro para a interpolação espacial. Infelizmente, por problemas de tradução, o trabalho destes dois pesquisadores não recebeu muita atenção na época. Foi a partir de meados dos anos sessenta que Gandin (1965) e Belousov et al. (1971) tomaram conhecimento do trabalho de Drozdov e Sephelevskii e formalizaram a técnica de interpolação chamada de interpolação ótima.

A interpolação ótima consiste em determinar os pesos w_j da equação (2.46) minimizando a variância do erro de interpolação σ_ε^2 , dado por:

$$\sigma_\varepsilon^2 = \text{var}[h_0 - \hat{h}_0] = \text{var}\left[h_0 - \sum_{j=1}^n w_j h_j\right] \quad (2.49)$$

sujeito à restrição de $\sum w_j = 1$, para que a estimativa de h_0 não seja tendenciosa.

A interpolação ótima, requer que o processo observado seja estacionário e isotrópico.

Estacionariedade significa que existe homogeneidade entre médias e variâncias, ou seja, $E[h_i] = \mu$ e $\text{var}[h_i] = \sigma^2$ para $i = 1, \dots, n$.

Isotropia significa que a função de covariância depende unicamente da distância que separa os pontos de amostragem e não da direção do vetor de separação, ou seja, $\text{cov}(h_i, h_j) = \text{cov}(d_{ij})$.

A aplicação do método dos multiplicadores de Lagrange (p.ex. Loucks et al., 1981) ao problema, consiste em resolver o seguinte sistema de equações para obtenção dos pesos w_j das estações envolvidas:

$$\begin{cases} \sum_{j=1}^n w_j \rho(d_{ij}) + \lambda = \rho(d_{0j}) & j = 1, \dots, n \\ \sum_{j=1}^n w_j = 1 \end{cases} \quad (2.50)$$

sendo: n = número de pontos de amostragem;

$\rho(d_{ij})$ = função de correlação espacial, função da distância entre as estações i e j ;

w_j = peso correspondente ao ponto de amostragem j ;

λ = multiplicador de Lagrange.

A variância do erro na interpolação ótima pode ser obtida por:

$$\hat{\sigma}_e^2 = \sigma^2 \left[1 - \sum_{j=1}^n w_j \rho(d_{0j}) \right] - \lambda \quad (2.51)$$

onde σ^2 é a variância de h_0 .

A função de correlação espacial pode ser de diversas formas. As mais comuns são as seguintes:

$$(a) \quad \text{modelo recíproco:} \quad \rho(d) = 1 / (1 + d / c_0) \quad (2.52)$$

$$(b) \quad \text{raiz quadrada:} \quad \rho(d) = 1 / \sqrt{1 + d / c_0} \quad (2.53)$$

$$(c) \quad \text{modelo exponencial:} \quad \rho(d) = \exp(-d / c_0) \quad (2.54)$$

onde c_0 é um parâmetro a ser estimado.

Para definir a função de correlação espacial a ser adotada, é necessário estimar a correlação amostral entre os diversos pontos de amostragem. Para os pontos i e j , o coeficiente de correlação amostral é dado por:

$$\hat{\rho}(d_{ij}) = \frac{(1/T_{ij}) \sum_{t=1}^{T_{ij}} [h_i(t) - m_i][h_j(t) - m_j]}{\hat{s}_i \hat{s}_j} \quad (2.55)$$

onde: $h_k(t)$ = série de observações no ano t , no ponto de amostragem k ;

m_k = média das observações no ponto de amostragem k ;

s_k = desvio padrão das observações no ponto de amostragem k ;

T_{ij} = número total de observações simultâneas nos pontos de amostragem i e j .

O modelo teórico da função de correlação é então ajustado aos valores obtidos pela expressão (2.55) para uma escolha adequada do parâmetro c_0 .

Um outro método clássico para interpolação de dados foi desenvolvido por Matheron (1971) . Este pesquisador introduziu a técnica de Kriging que é uma versão alternativa da interpolação ótima. A diferença entre as duas técnicas é a substituição da função de correlação espacial pelo chamado semivariograma, definido por:

$$\gamma(d_{ij}) = \frac{1}{2} \text{var}[h_i - h_j] \quad (2.56)$$

ou, se existe a função covariância:

$$\gamma(d_{ij}) = \sigma^2 - \text{cov}(d_{ij}), \quad ij = 1, \dots, n \quad (2.56a)$$

sendo $\gamma(d_{ij})$ o semivariograma função da distância d_{ij} entre os pontos i e j .

Uma série¹ de semivariogramas isotrópicos e homogêneos tem sido sugeridos na literatura (David, 1977; Delhomme, 1978). Alguns desses modelos são:

$$(a) \quad \text{modelo linear:} \quad \gamma(d) = \omega d \quad (2.57)$$

$$(b) \quad \text{modelo polinomial:} \quad \gamma(d) = \omega d^\alpha, \quad 0 < \alpha < 2 \quad (2.58)$$

$$(c) \quad \text{modelo exponencial:} \quad \gamma(d) = \omega [1 - \exp(-\alpha d)], \quad \alpha > 0 \quad (2.59)$$

$$(d) \quad \text{modelo de Gauss:} \quad \gamma(d) = \omega [1 - \exp(-\alpha d^2)], \quad \alpha > 0 \quad (2.60)$$

onde ω e α são parâmetros a serem estimados.

A aplicação do método de Kriging consiste em resolver o seguinte sistema de equações para obtenção dos pesos w_j das estações envolvidas:

$$\begin{cases} \sum_{j=1}^n w_j \gamma(d_{ij}) + \lambda = \gamma(d_{0j}) & j = 1, \dots, n \\ \sum_{j=1}^n w_j = 1 \end{cases} \quad (2.61)$$

sendo: n = número de pontos de amostragem;

$\gamma(d_{ij})$ = semi-variograma, função da distância entre as estações i e j ;

w_j = peso correspondente ao ponto de amostragem i ;

λ = multiplicador de Lagrange.

O semi-variograma amostral $\gamma(d_{ij})$ entre as estações i e j pode ser estimado por:

$$\hat{\gamma}(d_{ij}) = \frac{1}{2T_{ij}} \sum_{t=1}^T \{ [h_i(t) - \hat{m}_i] - [h_j(t) - \hat{m}_j] \}^2 \quad (2.62)$$

sendo: $h_i(t)$ = série de observações no ano t e ponto de amostragem i ;

\hat{m}_i = média das observações no ponto de amostragem i ;

T_{ij} = número total de observações simultâneas nos pontos de amostragem i e j .

O ajuste do modelo teórico do semi-variograma (eq. 2.57 a 2.60) ao semi-variograma amostral (eq. 2.62) permite a escolha e a estimativa dos parâmetros do modelo teórico.

A variância do erro na interpolação de Kriging é dada pela expressão:

$$\hat{\sigma}_e^2 = \sum_{j=1}^n w_j \gamma(d_{0j}) + \lambda \quad (2.62)$$

Tabios e Salas (1985) avaliaram a aplicabilidade de uma série de técnicas de interpolação, incluindo as apresentadas neste capítulo. Para aplicação dos métodos foram selecionadas 29 estações pluviométricas na região central dos Estados Unidos, todas com séries de 30 anos de dados mensais.

As técnicas foram comparadas estimando-se a precipitação em cinco locais selecionados dentro da área de estudo. A comparação entre os métodos indicou que para a estimativa da precipitação anual os melhores resultados foram obtidos com a interpolação ótima e a técnica de Kriging. Um modelo menos sofisticado, mas que apresentou resultados próximos aos obtidos com a interpolação ótima e de Kriging foi a interpolação multiquadrática.

Na interpolação multiquadrática os pesos w_j da equação (2.46) são obtidos por (Hardy, 1971):

$$w_j = \sum_{i=1}^n d_{ij}^{-1} h_i, \quad j = 1, \dots, n \quad (2.63)$$

sendo d_{ij}^{-1} um elemento da inversa da matriz de distâncias, cujos elementos são d_{ij} , $j = 1, \dots, n$ e $i = 1, \dots, n$.

$$\underline{\underline{D}}^{-1} = \begin{bmatrix} d_{11}^{-1} & d_{12}^{-1} & \dots & d_{1n}^{-1} \\ d_{21}^{-1} & d_{22}^{-1} & \dots & d_{2n}^{-1} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ d_{n1}^{-1} & d_{n2}^{-1} & \dots & d_{nn}^{-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & d_{12} & d_{13} & \dots & d_{1n} \\ d_{12} & 0 & d_{23} & \dots & d_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ d_{1n} & d_{2n} & d_{3n} & \dots & 0 \end{bmatrix}^{-1} \quad (2.64)$$

Assim o vetor dos pesos \underline{w}_j é dado pelo produto da matriz $\underline{\underline{D}}^{-1}$ pelo vetor contendo a variável regionalizada nos pontos de observação \underline{h}_i .

A interpolação multiquadrática tem sido usada com sucesso em várias aplicações de regionalização no sul do Brasil (Kaviski, 1991; Ilich, 1992; Kaviski, 1995).

3. REGIONALIZAÇÃO DA PMP NO ESTADO DO PARANÁ

3.1 Dados utilizados

A análise regional proposta nesta dissertação baseou-se nas estimativas da precipitação máxima provável em 45 estações meteorológicas distribuídas por todo o Estado do Paraná.

Parte das estações utilizadas pertencem ao IAPAR e estão com suas séries atualizadas até dezembro de 1995. As demais estações pertencem ao INMET e os dados disponíveis se estendem até agosto de 1989. A única estação que não pertence a nenhuma dessas entidades é a estação de Foz do Areia, pertencente à COPEL e cujos dados cobrem o período de 1981 a 1995.

Para a estimativa da PMP foram utilizados dados de estações meteorológicas, isto é, locais onde existam registros simultâneos de chuva e temperatura, ou pelo menos umidade relativa. O procedimento utilizado por Sugai (1989) de trabalhar com dados de postos pluviométricos localizados nas vizinhanças de uma estação meteorológica não foi adotado neste trabalho.

Nos locais com informações de mais de uma estação, operadas por entidades diferentes, as séries foram comparadas entre si e reunidas em uma série única. Este foi o caso das estações de Londrina, Guatapuava e Palmas.

No início do estudo haviam sido selecionadas 51 estações meteorológicas para se estimar a PMP. No entanto, ao longo do desenvolvimento dos trabalhos foi necessário abandonar os dados das estações de Bela Vista do Paraíso, Maringá e Ivaí por não ter sido

possível acessar os seus dados, o que pode ter sido ocasionado por problemas de consistência no banco de dados em que estas informações estão armazenadas.

A tabela 3.1 apresenta as características das 51 estações selecionadas para o estudo, incluindo as que foram abandonadas posteriormente. Na figura 3.1 pode-se observar a distribuição geográfica destas estações dentro do Estado do Paraná.

Ainda na figura 3.1, observa-se a divisão do estado em quatro regiões distintas, sendo que as regiões 1, 2 e 3 representam os três planaltos que se constituem o Estado do Paraná, e a região 0 representa a região litorânea.

Após o abandono das três estações citadas e a junção de dados em uma série única em outras três estações, restaram para a análise regional os valores da PMP estimados em 45 locais distintos distribuídos com razoável uniformidade sobre todo o Estado do Paraná.

Tabela 3.1 - Características das estações meteorológicas utilizadas

Código	Nome da estação	Período disponível	Órgão	Lat/long
02251027	Bela Vista do Paraíso	nov/71 a dez/95	IAPAR	22°57' / 51°12'
02349028	Jacarezinho	jan/61 a dez/85	INMET	23°10' / 49°58'
02349030	Joaquim Távora	out/71 a dez/95	IAPAR	23°30' / 49°52'
02350017	Cambará	mar/57 a dez/95	IAPAR	23°00' / 50°02'
02350018	Bandeirantes	mar/74 a dez/95	IAPAR	23°06' / 50°21'
02351003	Londrina	jan/76 a dez/95	IAPAR	23°18' / 51°09'
02351008	Apucarana	nov/64 a dez/95	IAPAR	23°30' / 51°32'
02351010	Londrina	jan/61 a dez/85	INMET	23°19' / 51°09'
02351011	Ibiporã	nov/71 a dez/95	IAPAR	23°16' / 51°01'
02351013	Maringá	jan/61 a ago/89	INMET	23°25' / 51°54'
02351063	Marilândia do Sul	ago/78 a mar/92	IAPAR	23°54' / 51°13'
02352017	Paranavaí	jun/74 a dez/95	IAPAR	23°05' / 52°26'
02352019	Cianorte	out/71 a dez/95	IAPAR	23°40' / 52°35'
02353008	Umuarama	nov/71 a dez/95	IAPAR	23°44' / 53°17'
02449013	Cerro Azul	abr/72 a dez/95	IAPAR	24°49' / 49°15'
02449019	Jaguariaiva	jan/61 a jul/81	INMET	24°14' / 49°42'
02450010	Castro	jan/61 a ago/89	INMET	24°47' / 50°00'
02450011	Telêmaco Borba	dez/71 a dez/95	IAPAR	24°20' / 50°37'
02451052	Candido Abreu	ago/88 a dez/95	IAPAR	24°38' / 51°15'
02452018	Campo Mourão	jan/61 a jan/86	INMET	24°03' / 52°22'
02452050	Nova Cantu	fev/76 a dez/95	IAPAR	24°40' / 52°34'
02453003	Palotina	set/72 a dez/95	IAPAR	24°18' / 53°55'
02453023	Cascavel	out/72 a dez/95	IAPAR	24°53' / 53°33'
02453058	Toledo	ago/75 a dez/85	INMET	24°41' / 53°49'
02454009	Guaira	fev/63 a dez/86	INMET	24°05' / 54°15'
02548038	Morretes	jan/66 a dez/95	IAPAR	25°30' / 48°49'

Tabela 3.1 - Características das estações meteorológicas utilizadas (continuação)

Código	Nome da estação	Período disponível	Órgão	Lat/long
02548039	Guaraqueçaba	nov/77 a dez/95	IAPAR	25°18' / 48°20'
02548055	Paranaguá	jan/61 a dez/85	INMET	25°32' / 48°31'
02548070	Antonina	nov/77 a dez/95	IAPAR	25°13' / 48°48'
02549006	Curitiba	mar/51 a ago/89	INMET	25°26' / 49°16'
02549041	Piraquara	fev/70 a dez/95	IAPAR	25°25' / 49°08'
02549091	Lapa	set/88 a dez/95	IAPAR	25°47' / 49°46'
02550006	Ivaí	jan/61 a ago/89	INMET	25°01' / 50°51'
02550007	Irati	set/66 a dez/85	INMET	25°28' / 50°38'
02550024	Ponta Grossa	jan/54 a dez/95	IAPAR	25°13' / 50°01'
02550025	Teixeira Soares	jan/63 a dez/95	IAPAR	25°27' / 50°35'
02551006	Guarapuava	jan/61 a jan/85	INMET	25°24' / 51°28'
02551010	Guarapuava	jul/73 a dez/95	IAPAR	25°21' / 51°30'
02552009	Laranjeiras do Sul	out/73 a dez/95	IAPAR	25°25' / 52°25'
02553015	Planalto	mar/73 a dez/95	IAPAR	25°42' / 53°46'
02553018	Quedas do Iguaçu	jul/72 a dez/95	IAPAR	25°31' / 53°01'
02554004	Foz do Iguaçu	jan/61 a abr/81	INMET	25°33' / 54°34'
02554026	São Miguel do Iguaçu	ago/82 a dez/93	IAPAR	25°11' / 54°08'
02649021	Rio Negro	jan/61 a mai/81	INMET	26°06' / 49°48'
02651006	Palmas	jan/61 a dez/79	INMET	26°29' / 51°59'
02651007	Porto União	jan/61 a dez/78	INMET	26°13' / 51°04'
02651043	Palmas	jan/79 a dez/95	IAPAR	26°29' / 51°59'
02651046	Foz do Areia	mai/81 a dez/95	COPEL	26°05' / 51°39'
02652003	Clevelândia	dez/72 a dez/95	IAPAR	26°25' / 52°21'
02652035	Pato Branco	jan/79 a dez/95	IAPAR	26°07' / 52°41'
02653012	Francisco Beltrão	mai/73 a dez/95	IAPAR	26°05' / 53°03'

3.2 Cálculo da PMP nas estações selecionadas

A precipitação máxima provável foi calculada nesta dissertação pelo método hidrometeorológico. O método foi aplicado seguindo basicamente os procedimentos recomendados pela WMO (1973), no entanto a altura de água precipitável foi estimada pelo uso da relação explícita apresentada por Sugai e Fill (1991), equação (2.26).

A máxima altura de água precipitável foi determinada a partir do máximo ponto de orvalho histórico observado na estação meteorológica para a respectiva época do ano. Os valores obtidos por Sugai (1989) para a PMP calculada com pontos de orvalho ajustados resultaram, em média, apenas cerca de 6% maiores que os calculados com o máximo histórico.

O procedimento para determinação da precipitação máxima provável nas estações meteorológicas selecionadas para o estudo foi o seguinte:

- (1) Seleção das cinco ou seis maiores precipitações observadas na estação para 1, 2, 3 e 4 dias de duração.
- (2) Determinação do ponto de orvalho persistente por 12 horas, por ocasião de cada uma das precipitações selecionadas:

Os pontos de orvalho foram determinados a partir dos dados das três leituras diárias dos termômetros de bulbo seco e de bulbo úmido. Nas estações meteorológicas do Sul do Brasil os horários de leitura desses termômetros são 9, 15 e 21 horas local e correspondem respectivamente a 12, 18 e 24 horas do Tempo Médio de Greenwich (Sugai, 1989).

Os programas de computador utilizados na determinação do máximo ponto de orvalho persistente por ocasião de cada evento, assim como aqueles utilizados na seleção das maiores precipitações observadas na estação, no cálculo dos pontos de orvalho diários e na determinação dos máximos pontos de orvalho persistentes no período histórico agrupados para períodos de 5 dias consecutivos, foram desenvolvidos por Sugai (1989) por ocasião de sua dissertação e cedidos para elaboração do presente trabalho.

Nestes programas, os pontos de orvalho são obtidos com o auxílio da tabela psicrométrica reproduzida na tabela 2.1 e da equação 2.9 para cálculo da pressão parcial de vapor. O ponto de orvalho corresponde à temperatura para a qual a pressão parcial de vapor representa a condição de saturação.

O ponto de orvalho persistente por 12 horas durante um evento é definido como o maior valor do ponto de orvalho abaixo do qual não há observações durante um intervalo de 12 horas.

- (3) Determinação do ponto de orvalho máximo persistente por 12 horas na época do ano em que ocorreu o evento a ser maximizado:

O programa utilizado agrupa os pontos de orvalho em cada mês em seis classes, determinando o máximo ponto de orvalho persistente a cada 5 dias (dias 1 a 5, 6 a 10, etc). O resultado é uma matriz de 6 x 12 valores de pontos de orvalho máximos persistentes por 12 horas para cada ano. Os máximos históricos são obtidos simplesmente selecionando-se dentro de cada classe os máximos valores observados no período de dados disponíveis.

Os pontos de orvalho máximos históricos foram plotados no ponto médio de cada 5 dias e foi definida uma envoltória superior, utilizada na determinação do ponto de orvalho máximo para cada evento selecionado.

Um exemplo dessa envoltória é apresentado na figura 3.2 para a estação de Jacarezinho.

A determinação do ponto de orvalho máximo foi feita selecionando-se ao longo da correspondente envoltória o máximo valor dentro de mais ou menos 15 dias em relação ao evento.

(4) Cálculo da altura de água precipitável:

O cálculo da quantidade de água precipitável durante os eventos selecionados para serem maximizados e as correspondentes situações máximas históricas foi efetuado utilizando-se a relação explícita apresentada por Sugai e Fill (1991) e definida pela equação (2.26).

(5) Maximização das precipitações selecionadas:

O fator de maximização foi calculado pela relação entre a altura de água precipitável nas condições mais críticas para a época do ano em que foi observado o evento e a altura de água precipitável nas condições em que foi observada a precipitação que se quer maximizar (equação 2.2).

As precipitações maximizadas foram calculadas pelo produto das chuvas pelos seus correspondentes fatores de maximização.

As precipitações máximas prováveis para durações de 1 a 4 dias foram determinadas traçando-se uma envoltória superior sobre as precipitações maximizadas, plotadas em função de sua correspondente duração. Um exemplo dessa envoltória é apresentado na figura 3.3 para a estação de Jacarezinho.

Na tabela 3.2 são apresentadas as precipitações máximas prováveis para 1 a 4 dias de duração, e o número de anos de observação utilizado na sua determinação. A distribuição espacial dessas precipitações é mostrada nas figuras 3.4 a 3.7, para durações de 1 a 4 dias respectivamente.

No Apêndice A é apresentado como exemplo o cálculo da PMP na estação meteorológica de Jacarezinho. Os cálculos efetuados para estimar a PMP nas demais estações meteorológicas estão disponíveis em um volume separado, não incluído nesta dissertação, e podem ser solicitados à autora.

Tabela 3.2 – Precipitação máxima provável

Código	Nome da estação	Nº anos	Precipitação máxima provável (mm)			
			1 dia	2 dias	3 dias	4 dias
02349028	Jacarezinho	25	209	275	332	380
02349030	Joaquim Távora	25	244	294	336	371
02350017	Cambará	39	230	344	390	409
02350018	Bandeirantes	22	297	386	436	462
02351003	Londrina *	35	218	346	415	457
02351008	Apucarana	32	177	214	246	275
02351011	Ibiporã	25	167	243	286	320
02351063	Marilândia do Sul	15	168	225	273	317
02352017	Paranavaí	22	229	311	363	388
02352019	Cianorte	25	262	331	366	386
02353008	Umuarama	25	265	312	341	360
02449013	Cerro Azul	24	191	250	274	282
02449019	Jaguariaiva	11	166	232	278	314
02450010	Castro	29	252	301	395	417
02450011	Telêmaco Borba	23	185	244	283	298
02451052	Candido Abreu	8	170	214	246	270
02452018	Campo Mourão	26	311	401	432	440
02452050	Nova Cantu	20	261	295	320	341
02453003	Palotina	24	265	334	354	363
02453023	Cascavel	24	213	333	370	388
02453058	Toledo	11	191	314	351	363
02454009	Guaira	24	245	323	367	377
02548038	Morretes	30	213	331	364	376
02548039	Guaraqueçaba	19	222	405	486	518
02548055	Paranaguá	25	244	326	386	437

Tabela 3.2 – Precipitação máxima provável (continuação)

Código	Nome da estação	Nº anos	Precipitação máxima provável (mm)			
			1 dia	2 dias	3 dias	4 dias
02548070	Antonina	19	229	312	393	472
02549006	Curitiba	39	195	289	308	310
02549041	Piraquara	26	196	261	286	300
02549091	Lapa	8	169	264	315	340
02550007	Irati	20	156	257	310	336
02550024	Ponta Grossa	42	211	265	295	306
02550025	Teixeira Soares	33	236	301	336	363
02551006	Guarapuava *	35	258	335	360	370
02552009	Laranjeiras do Sul	23	319	427	480	509
02553015	Planalto	23	258	376	428	442
02553018	Quedas do Iguaçu	24	325	386	414	414
02554004	Foz do Iguaçu	21	302	398	422	433
02554026	São Miguel do Iguaçu	14	252	340	369	375
02649021	Rio Negro	19	246	261	276	291
02651006	Palmas *	35	227	430	585	702
02651007	Porto União	18	168	230	289	348
02651046	Foz do Areia	15	210	391	475	518
02652003	Clevelândia	24	254	407	530	626
02652035	Pato Branco	17	302	476	577	622
02653012	Francisco Beltrão	23	277	449	540	594

(*) Estação cuja série foi reunida com a de outra estação localizada no mesmo local, operada por outra entidade, usando-se a série reunida para cálculo da PMP.

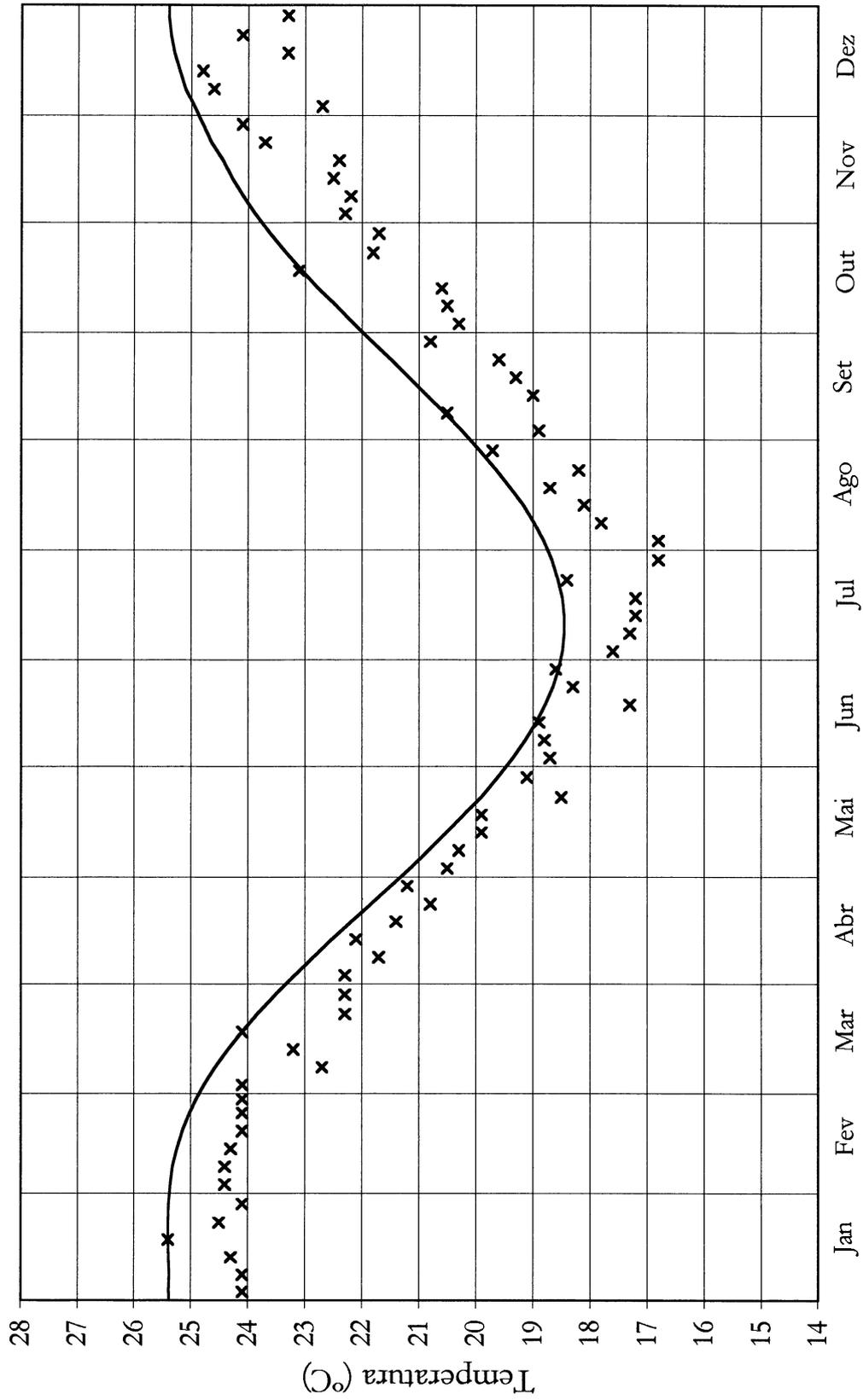


Figura 3.2 - Envoltória dos máximos pontos de orvalho do histórico - Estação meteorológica Jacarezinho (02349028)

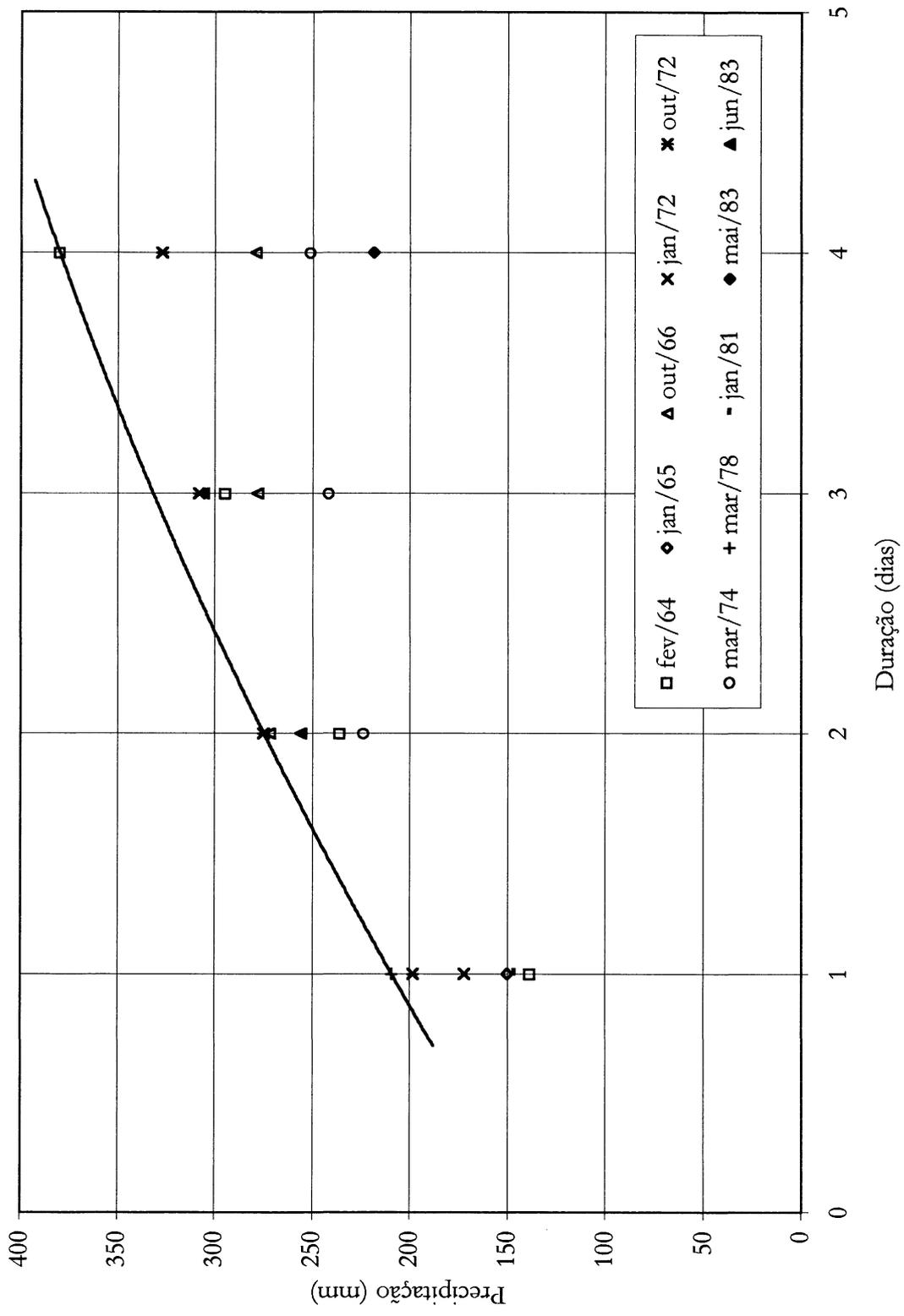


Figura 3.3 – Precipitações maximizadas – Estação meteorológica Jacarezinho (02349028)

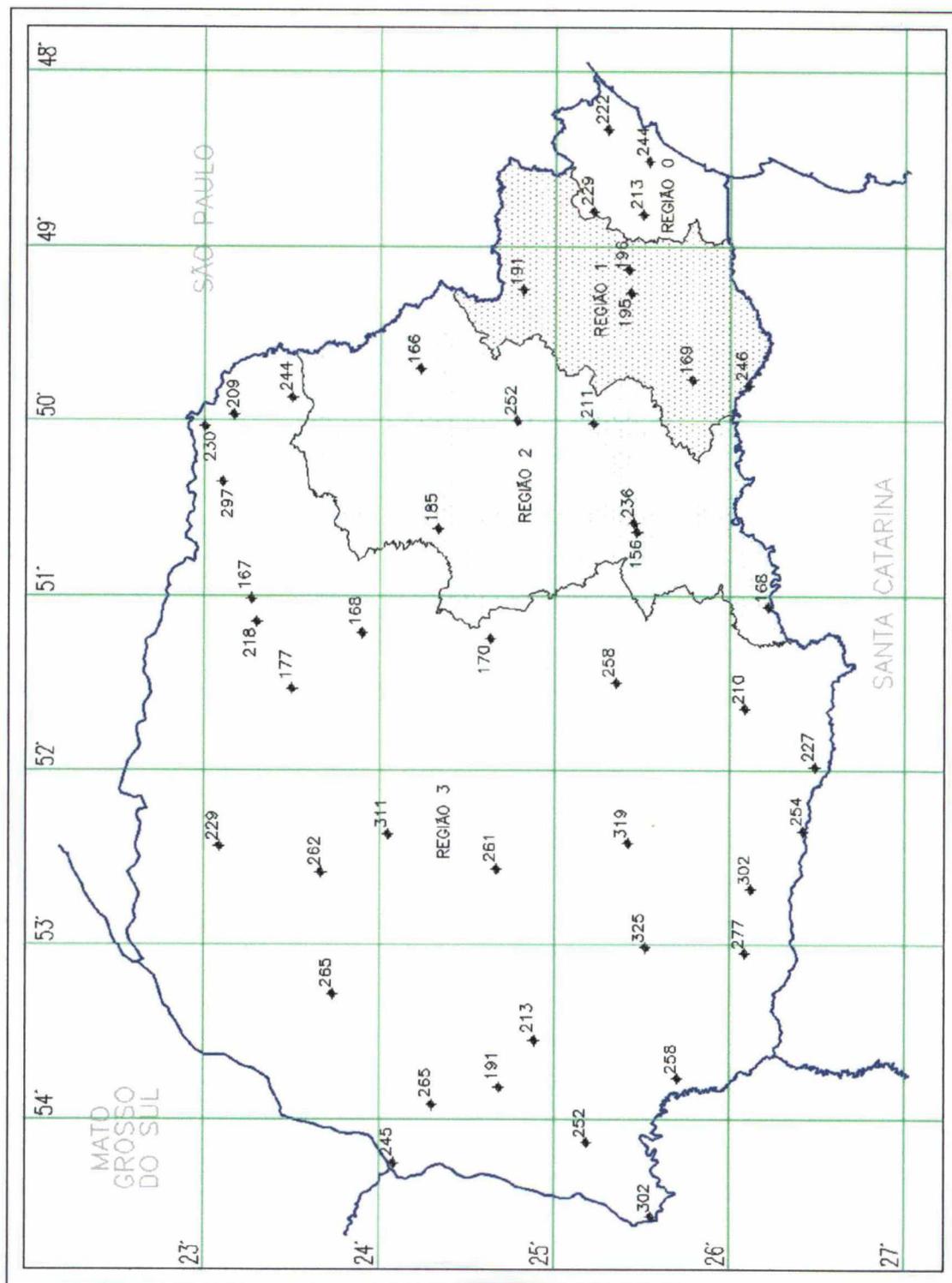


Figura 3.4 – Precipitação máxima provável de 1 dia de duração (mm)

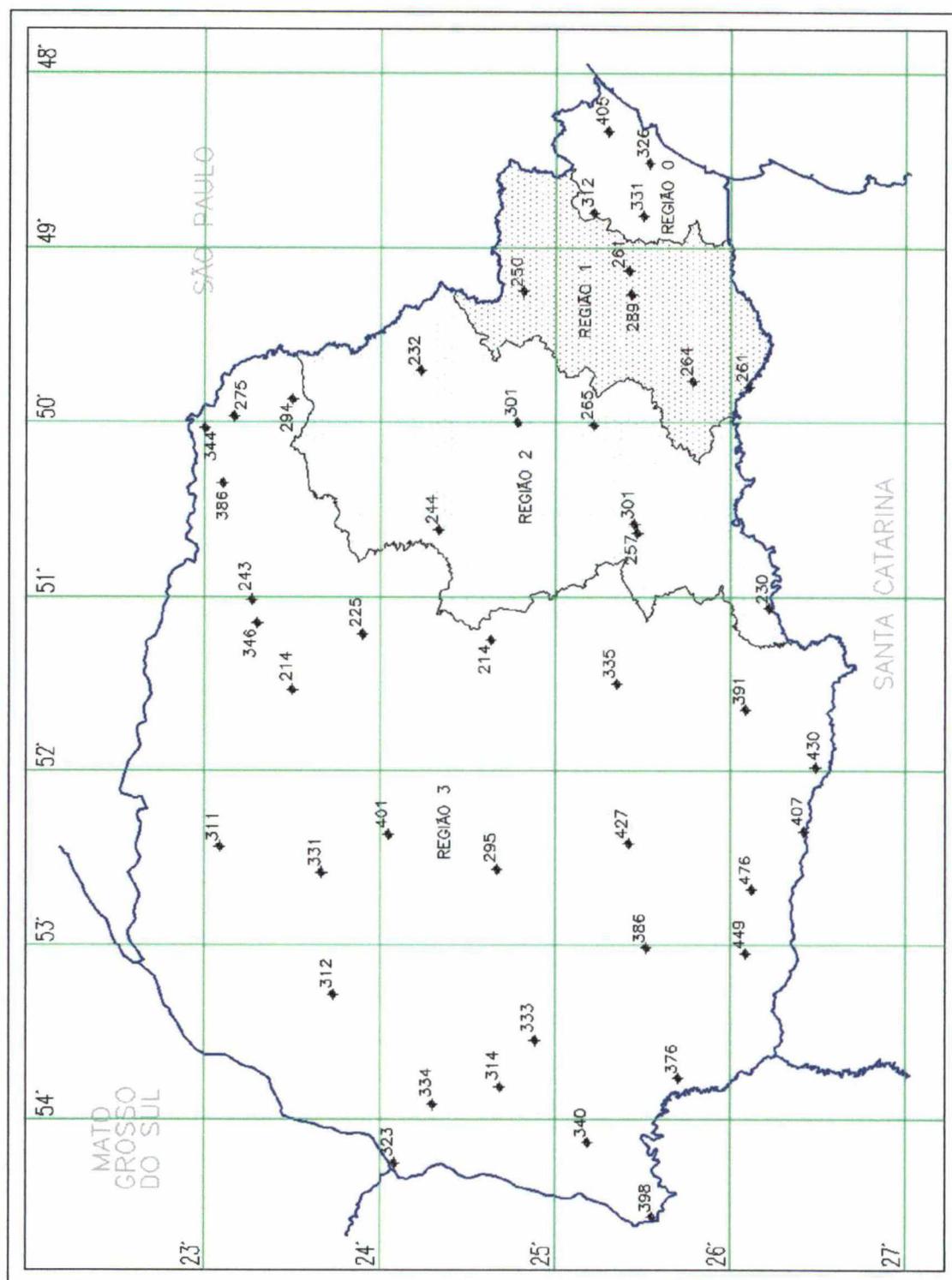


Figura 3.5 – Precipitação máxima provável de 2 dias de duração (mm)

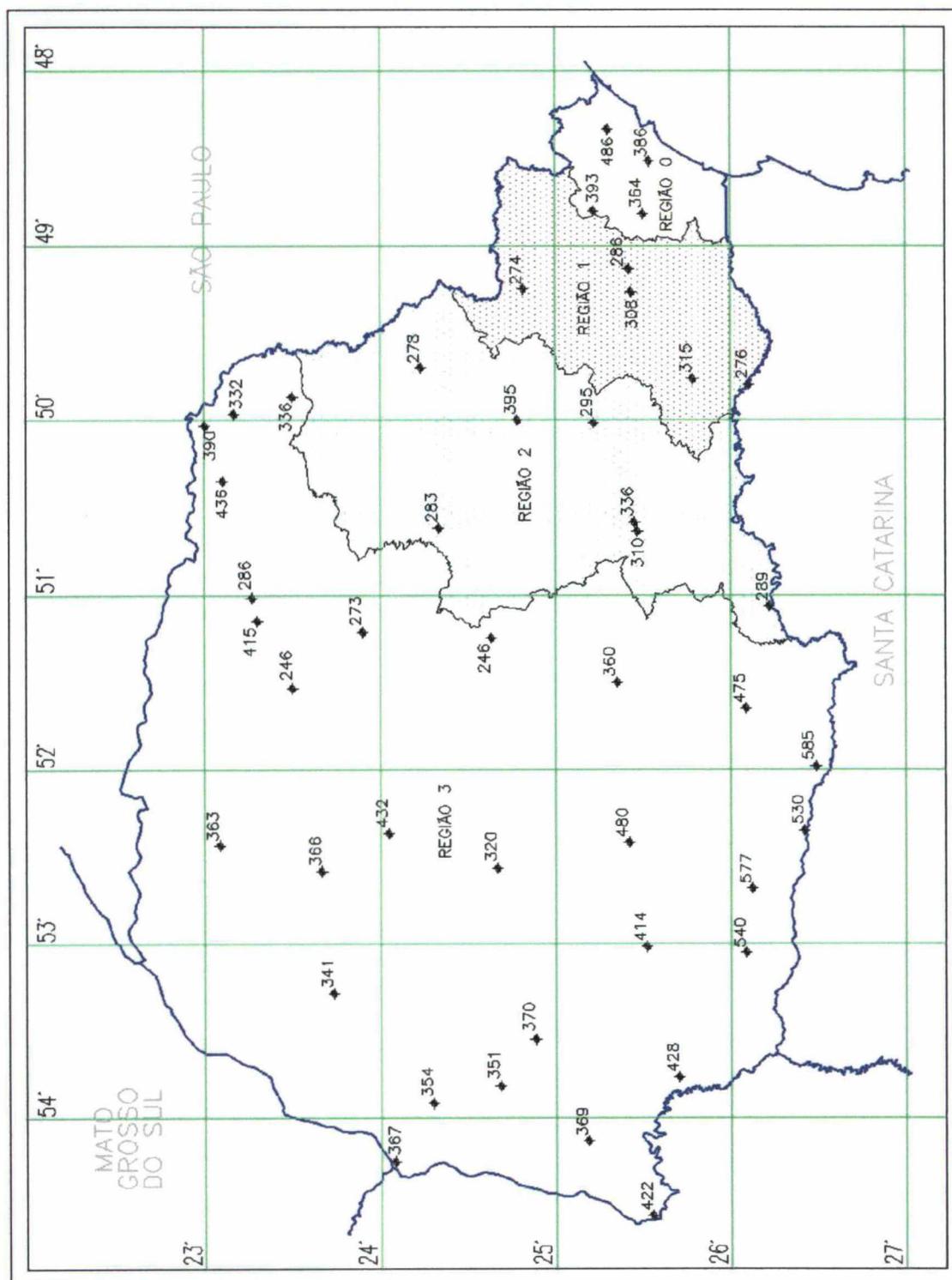


Figura 3.6 – Precipitação máxima provável de 3 dias de duração (mm)

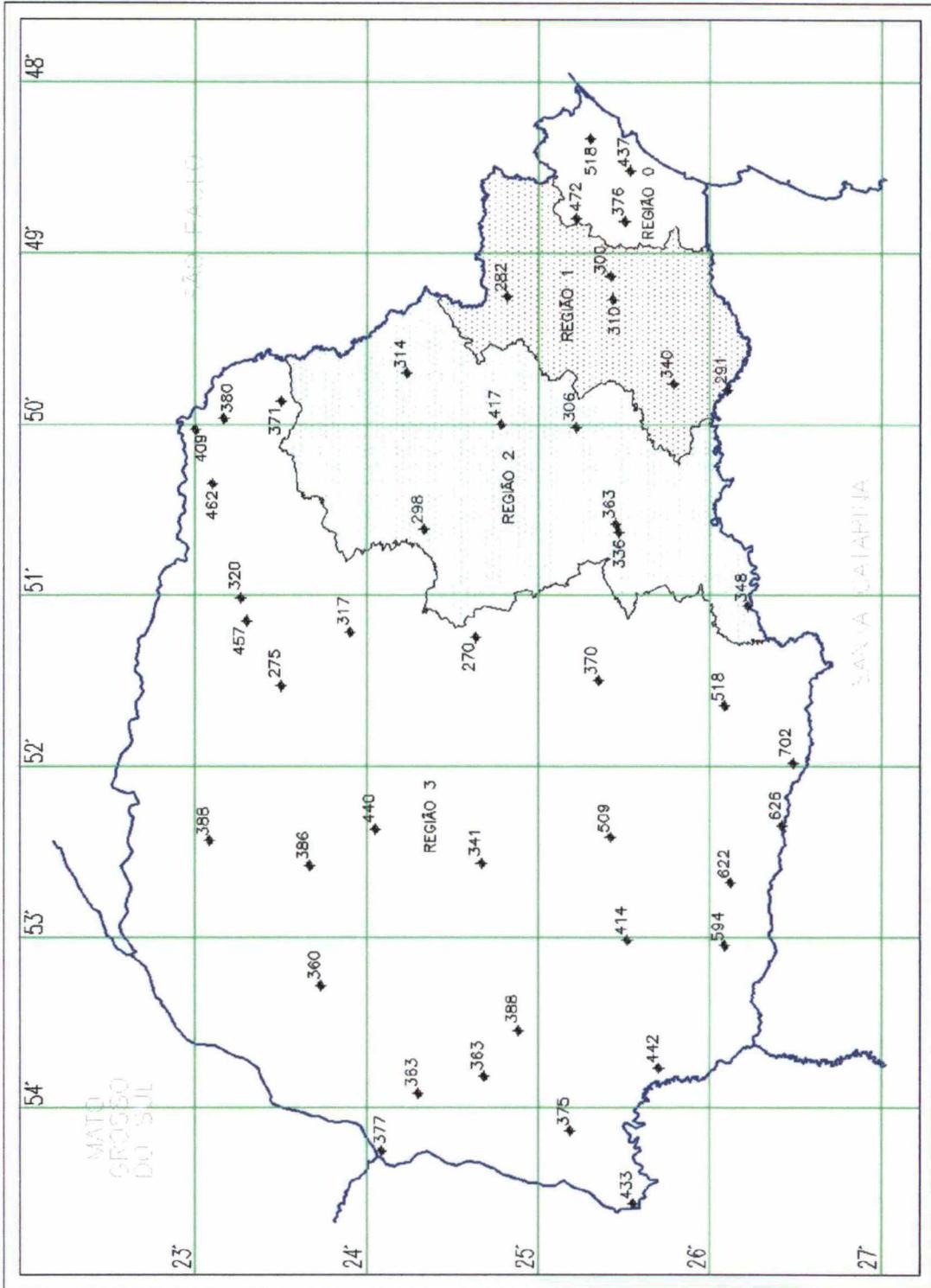


Figura 3.7 – Precipitação máxima provável de 4 dias de duração (mm)

3.3 Análise regional da PMP por métodos de regressão

3.3.1 Seleção das variáveis explicativas

O modelo selecionado para a regressão da PMP de 1 a 4 dias de duração foi o log-linear, definido pela equação (2.27):

$$\ln y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln a_1^i + \beta_2 \ln a_2^i + \dots + \beta_k \ln a_k^i + \varepsilon_i \quad (2.27)$$

Na presente aplicação, y_i representa a PMP estimada em cada uma das 45 estações meteorológicas utilizadas neste trabalho, a_k são as variáveis explicativas do fenômeno que está sendo regionalizado, β_k são os parâmetros da regressão e ε_i representa os erros de estimativa do modelo.

A seleção das variáveis explicativas a_k foi feita com base na análise do coeficiente de determinação global do ajuste e da avaliação da representatividade do parâmetro β_k correspondente a cada uma das variáveis explicativas utilizadas.

Foram inicialmente selecionadas as seguintes grandezas físico-climáticas como variáveis explicativas da PMP:

- (1) região onde está localizada a estação meteorológica;
- (2) média das precipitações máximas anuais de 1 dia de duração (\bar{P}_{\max});
- (3) desvio padrão das precipitações máximas anuais de 1 dia de duração ($S_{P_{\max}}$);
- (4) temperatura média anual (\bar{T}_{med});
- (5) média das máximas temperaturas diárias anuais (\bar{T}_{\max});
- (6) altitude.

A consideração da região como uma variável explicativa na regressão da PMP foi feita em função de não se dispor de um número suficiente de estações meteorológicas nas

regiões 0 e 1 que permitisse efetuar regressões independentes para cada uma das regiões em que se divide o Estado do Paraná.

Dentro da regressão, a variável região é um número igual a 1 ou 0, conforme a estação esteja ou não localizada na região considerada. Desse modo, como resultado final do ajuste dos parâmetros da regressão, irá se obter equações distintas para cada uma das regiões, mas que diferem unicamente no termo independente.

No caso de n regiões, são consideradas $n-1$ regiões como variáveis explicativas na regressão, sendo que na região desconsiderada as $n-1$ variáveis de região recebem o valor 0 e o termo independente da equação de regressão nesta região será o próprio valor de β_0 .

As grandezas (4) e (5), referentes à temperatura média anual e à média das máximas temperaturas diárias anuais, não foram consideradas em uma mesma regressão.

Na tabela 3.3 são apresentadas as grandezas (1) a (6) para cada uma das 45 estações meteorológicas para as quais foi determinado o valor da PMP.

Nesta fase de escolha das variáveis explicativas, o ajuste dos parâmetros da regressão foi feito pelo método dos mínimos quadrados ordinário (OLS) e as regressões foram efetuadas para a PMP de 1 dia de duração.

Na tabela 3.4 são apresentadas as diversas regressões efetuadas para a PMP de 1 dia de duração estimadas por OLS, para diversas combinações das grandezas (1) a (6) como variáveis explicativas, e o coeficiente de determinação obtido para cada uma delas.

Dos resultados apresentados na Tabela 3.4, verifica-se que os coeficientes de determinação das diversas regressões efetuadas são muito próximos. No entanto, a probabilidade de significância dos parâmetros varia bastante de uma regressão para a outra,

apresentando os melhores resultados para a Regressão 3, no qual o parâmetro menos significativo é o termo independente, com 43,41% de probabilidade de ser significativo.

Com base nestes resultados, foram adotadas como variáveis explicativas da PMP a região onde está localizada cada estação meteorológica, a média e o desvio padrão das precipitações máximas anuais de 1 dia de duração e a média das máximas temperaturas diárias anuais.

Definidas as variáveis explicativas, buscou-se melhorar a estimativa dos parâmetros da regressão log-linear, utilizando-se o método dos mínimos quadrados ponderado (WLS).

Tabela 3.3 – Grandezas físico-climáticas por estação meteorológica

Código	Nome da estação	Nº anos	Região	\bar{P}_{\max} (mm)	$S_{P_{\max}}$ (mm)	\bar{T}_{med} (°C)	\bar{T}_{\max} (°C)	Altitude (m)
02349028	Jacarezinho	25	3	81,3	20,9	21,4	29,2	471
02349030	Joaquim Távora	25	3	86,4	26,8	20,9	28,1	512
02350017	Cambará	39	3	84,0	19,6	20,9	28,6	450
02350018	Bandeirantes	22	3	99,6	27,8	21,7	28,5	440
02351003	Londrina	35	3	89,4	24,2	20,9	27,3	575
02351008	Apucarana	32	3	78,9	18,3	20,4	26,1	746
02351011	Ibiporã	25	3	82,2	15,7	21,7	27,8	484
02351063	Marlândia do Sul	15	3	80,2	13,6	18,6	23,5	1020
02352017	Paranavaí	22	3	85,1	21,3	22,0	28,5	480
02352019	Cianorte	25	3	94,2	28,9	21,5	27,4	530
02353008	Umuarama	25	3	97,0	28,5	21,8	27,4	480
02449013	Cerro Azul	24	1	70,2	22,5	20,2	27,6	445
02449019	Jaguariaíva	11	2	71,1	16,2	17,7	24,6	923
02450010	Castro	29	2	82,7	27,5	16,7	23,6	1009
02450011	Telêmaco Borba	23	2	79,7	20,8	18,4	25,8	768
02451052	Candido Abreu	8	3	88,4	29,4	19,5	26,2	645
02452018	Campo Mourão	26	3	98,0	36,4	20,5	27,3	616
02452050	Nova Cantu	20	3	97,7	20,7	21,0	27,8	540
02453003	Palotina	24	3	102,5	32,4	21,2	28,6	310
02453023	Cascavel	24	3	96,2	28,3	19,5	25,3	660
02453058	Toledo	11	3	82,6	16,3	20,7	26,5	547
02454009	Guaira	24	3	93,7	29,2	21,5	28,0	231
02548038	Morretes	30	0	86,9	19,7	20,5	26,2	59

Tabela 3.3 – Grandezas físico-climáticas por estação meteorológica (continuação)

Código	Nome da estação	Nº anos	Região	\bar{P}_{\max} (mm)	$S_{P_{\max}}$ (mm)	\bar{T}_{med} (°C)	\bar{T}_{\max} (°C)	Altitude (m)
02548039	Guaraqueçaba	19	0	110,0	34,7	20,8	26,3	40
02548055	Paranaguá	25	0	103,9	32,1	21,2	25,8	5
02548070	Antonina	19	0	101,5	24,0	20,5	26,3	60
02549006	Curitiba	39	1	74,9	18,3	16,7	23,0	929
02549041	Piraquara	26	1	75,3	19,6	16,4	22,5	930
02549091	Lapa	8	1	79,8	24,3	16,9	23,1	910
02550007	Irati	20	2	75,0	15,0	16,9	23,5	837
02550024	Ponta Grossa	42	2	78,0	19,9	17,6	24,1	880
02550025	Teixeira Soares	33	2	84,7	29,2	17,1	23,8	893
02551006	Guarapuava	35	3	84,2	28,9	16,8	23,1	1028
02552009	Laranjeiras do Sul	23	3	102,6	40,7	18,8	24,9	880
02553015	Planalto	23	3	100,0	24,1	21,3	27,3	400
02553018	Quedas do Iguaçu	24	3	105,0	28,1	20,2	26,8	514
02554004	Foz do Iguaçu	21	3	103,4	40,3	20,8	27,7	161
02554026	São Miguel do Iguaçu	14	3	96,3	27,9	21,4	27,7	307
02649021	Rio Negro	19	2	71,3	32,1	16,6	23,8	824
02651006	Palmas	35	3	75,4	15,1	17,2	24,5	778
02651007	Porto União	18	2	89,9	27,3	15,7	22,9	1100
02651046	Foz do Areia	15	3	112,0	27,6	17,9	24,4	600
02652003	Clevelândia	24	3	89,9	26,7	17,1	23,3	930
02652035	Pato Branco	17	3	101,4	26,5	18,7	25,1	700
02653012	Francisco Beltrão	23	3	107,8	25,0	19,1	26,0	650

Tabela 3.4 – Resultados das regressões log-lineares efetuadas para a escolha das variáveis explicativas

Variáveis	Regressão 1		Regressão 2		Regressão 3		Regressão 4	
	β_k	Prob.Signif.	β_k	Prob.Signif.	β_k	Prob.Signif.	β_k	Prob.Signif.
Termo indep.	0,581	26,9%	0,075	3,24%	0,854	43,4%	-0,033	2,48%
Região 1	0,011	4,98%	-0,010	4,56%	0,084	53,9%		
Região 2	0,055	26,0%	0,027	12,3%	0,127	79,4%		
Região 3	0,038	18,8%	0,015	7,14%	0,119	91,5%		
\bar{P}_{\max}	0,553	94,8%	0,569	95,4%	0,543	94,7%	0,575	99,3%
$S_{P_{\max}}$	0,407	99,9%	0,399	99,9%	0,387	99,9%	0,398	99,9%
\bar{T}_{\max}			0,398	71,8%	0,244	58,8%	0,417	87,9%
\bar{T}_{med}	0,278	60,9%						
Altitude	0,033	46,6%	0,036	52,5%			0,040	94,8%
Estatística:								
R múltiplo		0,821		0,823		0,820		0,822
R-Quadrado		0,674		0,678		0,673		0,676
Erro padrão		0,123		0,122		0,122		0,118

Tabela 3.4 – Resultados das regressões log-lineares efetuadas para a escolha das variáveis explicativas (continuação)

Variáveis	Regressão 5		Regressão 6		Regressão 7		Regressão 8	
	β_k	Prob.Signif.	β_k	Prob.Signif.	β_k	Prob.Signif.	β_k	Prob.Signif.
Termo indep.	1,145	78,8%	1,655	84,9%	1,685	87,3%	1,784	98,6%
Região 1			0,048	22,8%	0,060	41,9%		
Região 2			0,093	43,6%	0,106	72,8%		
Região 3			0,110	58,3%	0,122	92,4%		
\bar{P}_{\max}	0,458	97,3%	0,537	94,2%	0,534	94,5%	0,534	99,3%
$S_{P_{\max}}$	0,399	99,9%	0,389	99,9%	0,387	99,9%	0,389	99,9%
\bar{T}_{\max}	0,292	72,4%						
\bar{T}_{med}								
Altitude			0,004	8,06%				
Estatística:								
R múltiplo		0,802		0,817		0,817		0,795
R-Quadrado		0,643		0,667		0,667		0,632
Erro padrão		0,122		0,123		0,121		0,123

3.3.2 Ajuste dos parâmetros por WLS

A estimativa dos parâmetros β_k pelo método WLS consiste em resolver o sistema formado pelas equações (2.32) e (2.33). Sendo M o número de locais onde se dispõe da estimativa da PMP, igual a 45, e o número de variáveis explicativas selecionadas K igual a 6, têm-se:

$$\underline{\hat{\beta}} = \left(\underline{A}^T [\gamma^2 \underline{I} + \underline{\hat{\Sigma}}]^{-1} \underline{A} \right)^{-1} \left(\underline{A}^T [\gamma^2 \underline{I} + \underline{\hat{\Sigma}}]^{-1} \underline{\hat{x}} \right) \quad (3.1)$$

$$\left(\underline{\hat{x}} - \underline{A} \underline{\hat{\beta}} \right)^T [\gamma^2 \underline{I} + \underline{\hat{\Sigma}}]^{-1} \left(\underline{\hat{x}} - \underline{A} \underline{\hat{\beta}} \right) = M - (K + 1) = 38 \quad (3.2)$$

A matriz $\underline{\hat{\Sigma}}$ descreve a variância amostral do $\hat{\ln PMP}$, representado pelo vetor $\underline{\hat{x}}$ nas equações (3.1) e (3.2). No método WLS os estimadores $\underline{\hat{x}}$ são considerados independentes e a matriz $\underline{\hat{\Sigma}}$ é uma matriz diagonal, onde:

$$\hat{\Sigma}_{ij} = \begin{cases} \text{var}[\hat{\ln PMP}] & i = j \\ 0 & i \neq j \end{cases} \quad (3.3)$$

Para se obter um estimador da variância do $\hat{\ln PMP}$, admitiu-se que ela pode ser estimada através da variância do $\hat{\ln P}_p$, sendo P_p a precipitação máxima anual de 1 ou 2 dias de duração associada a uma probabilidade p de não excedência conveniente ($\text{Prob}[P \leq P_p] = p$).

Fill e Zschoerper (1979) analisando chuvas de 1 e 2 dias de duração na bacia do rio Iguaçu, concluíram que a PMP estimada conforme o método da WMO equivale a precipitações de 10.000 anos de retorno quando modeladas conforme uma distribuição de Gumbel.

Sugai (1989) fez uma avaliação do tempo de recorrência associado à PMP de 1 e 2 dias de duração, em 45 postos pluviométricos distribuídos na região sul do Brasil, concluindo que no caso da PMP calculada pelo método hidrometeorológico a mediana dos tempos de recorrência é da ordem de 10.000 anos, enquanto que a média resultou igual a 16.000 e 11.000 anos para 1 e 2 dias de duração, respectivamente.

Desse modo, foi feito um ajuste da distribuição GEV às séries de precipitações máximas anuais de 1 e 2 dias de duração e verificada a variância do $\hat{\ln} P_p$, para tempos de recorrência entre 5.000 e 20.000 anos. Esse ajuste foi limitado às estações meteorológicas com mais de 20 anos de dados.

Os estimadores não tendenciosos para os PWMs foram determinados pelas equações (2.37), sendo:

$$\begin{aligned}\hat{b}_0 &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n P_{(i)} \\ \hat{b}_1 &= \frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=2}^n (i-1)P_{(i)} \\ \hat{b}_2 &= \frac{1}{n(n-1)(n-2)} \sum_{i=3}^n (i-1)(i-2)P_{(i)}\end{aligned}\tag{3.4}$$

onde $P_{(i)}$ é a chuva máxima anual de ordem i quando ordenada em ordem crescente:

$$P_{(1)} \leq P_{(2)} \leq P_{(3)} \leq \dots \leq P_{(n)}$$

Os momentos-L $\hat{\lambda}_1$, $\hat{\lambda}_2$ e $\hat{\lambda}_3$ e a razão de momento-L $\hat{\tau}_3$ foram determinados pela equações (2.38) e (2.39), respectivamente. Os valores obtidos são apresentados nas tabelas 3.5 e 3.6, para as séries de precipitações máximas anuais de 1 e 2 dias de duração, respectivamente.

O parâmetro de forma κ define o tipo de distribuição GEV a ser ajustado:

$\kappa = 0$ corresponde à distribuição Gumbel ou extrema tipo 1;

$\kappa < 0$ corresponde à distribuição extrema tipo 2, com limite inferior $\xi + (\alpha/\kappa)$;

$\kappa > 0$ corresponde à distribuição extrema tipo 3, com limite superior $\xi + (\alpha/\kappa)$;

A média das estimativas do parâmetro κ resultou igual a 0,090 e 0,056 para precipitações máximas de 1 e 2 dias de duração, respectivamente. Como estes valores são muito próximos de zero, o que corresponderia a uma distribuição Gumbel, admitiu-se como hipótese básica $\kappa = 0$ e determinaram-se faixas de confiança para a variável aleatória $\hat{\kappa}$.

Sob a hipótese $\kappa = 0$, a distribuição de $\hat{\kappa}$ é aproximadamente normal com média nula e variância (Stedinger et al., 1993):

$$\text{var}[\hat{\kappa}] = \frac{0,5633}{n} \quad (3.5)$$

Portanto, uma faixa de confiança de 95% pode ser construída como sendo:

$$|\hat{\kappa}| \leq 1,96 \sqrt{\frac{0,5633}{n}} = \frac{1,471}{\sqrt{n}} \quad (3.5a)$$

para $n = 27$ anos (média das estações analisadas), resulta $|\hat{\kappa}| \leq 0.28$.

As tabelas 3.5 e 3.6 apresentam os valores de $\hat{\kappa}$ ajustados às precipitações máximas anuais de 1 e 2 dias de duração nas 33 estações meteorológicas com mais de 20 anos de dados. Nos dois casos, verifica-se que em apenas 3 estações os valores de $\hat{\kappa}$ não estão dentro do intervalo de confiança correspondente à hipótese da distribuição Gumbel. Este resultado pode ser melhor visualizado nas figuras 3.8 e 3.9.

No caso de um número grande de estações, certamente algumas poderão situar-se fora do intervalo de confiança apenas por acaso. Se n for o número de locais situados fora do intervalo de 95% de confiança de um total de m locais, N será uma variável aleatória binomial com distribuição (Fill, 1994):

$$\text{Prob}[N \leq n] = \sum_{j=0}^n \binom{m}{j} (0,05)^j (0,95)^{m-j} \quad (3.5b)$$

No presente caso $n = 3$ e $m = 33$, o que resulta em $\text{Prob}[N \leq 3] = 0,9192 < 0,95$. Portanto a hipótese da distribuição Gumbel para as precipitações diárias máximas anuais não pode ser rejeitada com 95% de confiança.

Ajustou-se então a distribuição Gumbel às séries de precipitações máximas anuais, estimando-se os parâmetros α e ξ pelas equações (2.42). Foram usadas, entretanto, apenas as 30 estações em que a estimativa do parâmetro κ encontra-se dentro do intervalo $|\hat{\kappa}| \leq 1,471/\sqrt{n}$. Os valores obtidos são apresentados nas tabelas 3.5 e 3.6 para precipitações de 1 e 2 dias de duração, respectivamente.

Tabela 3.5 – Parâmetros da distribuição GEV ajustados à precipitação máxima de 1 dia de duração nas estações meteorológicas com mais de 20 anos de dados

Nº	Código	Nome da estação	$\hat{\lambda}_1$	$\hat{\lambda}_2$	$\hat{\lambda}_3$	$\hat{\tau}_3$	\hat{c}	$\hat{\kappa}$	$\frac{1,471}{\sqrt{n}}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\xi}$
1	02349028	Jacarezinho	81,384	11,879	1,747	0,147	0,005	0,036	0,294	17,137	71,492
2	02349030	Joaquim Távora	86,488	15,050	2,434	0,162	0,002	0,013	0,294	21,713	73,955
3	02350017	Cambará	84,059	10,806	1,590	0,147	0,005	0,036	0,236	15,590	75,061
4	02350018	Bandeirantes	99,668	15,955	1,590	0,100	0,014	0,113	0,314	23,018	86,382
5	02351003	Londrina	89,389	13,597	2,476	0,182	-0,002	-0,019	0,249	19,616	78,066
6	02351008	Apucarana	78,981	10,207	-0,974	-0,095	0,058	0,463	0,260	*	*
7	02351011	Ibiporã	82,256	9,017	-0,676	-0,075	0,053	0,424	0,294	*	*
8	02352017	Paranavaí	85,127	12,410	1,313	0,106	0,013	0,103	0,314	17,904	74,793
9	02352019	Cianorte	94,276	16,393	2,759	0,168	0,000	0,003	0,294	23,650	80,625
10	02353008	Umuarama	97,012	15,908	0,843	0,053	0,024	0,192	0,294	22,951	83,765
11	02449013	Cerro Azul	70,271	12,561	2,589	0,206	-0,007	-0,056	0,300	18,122	59,811
12	02450010	Castro	82,783	15,464	3,442	0,223	-0,010	-0,080	0,273	22,310	69,906
13	02450011	Telêmaco Borba	79,743	11,756	0,285	0,024	0,030	0,242	0,307	16,961	69,954
14	02452018	Campo Mourão	98,092	20,698	2,238	0,108	0,013	0,099	0,288	29,861	80,856
15	02452050	Nova Cantu	97,740	11,802	-0,016	-0,001	0,036	0,287	0,329	17,026	87,913
16	02453003	Palotina	102,563	18,623	2,861	0,154	0,003	0,026	0,300	26,867	87,055
17	02453023	Cascavel	96,279	16,583	0,591	0,036	0,028	0,222	0,300	23,924	82,470
18	02454009	Guaira	93,717	15,191	3,108	0,205	-0,007	-0,053	0,300	21,915	81,067
19	02548038	Morretes	86,887	11,414	1,045	0,092	0,016	0,127	0,269	16,466	77,382

Tabela 3.5 – Parâmetros da distribuição GEV ajustados à precipitação máxima de 1 dia de duração nas estações meteorológicas com mais de 20 anos de dados (continuação)

Nº	Código	Nome da estação	$\hat{\lambda}_1$	$\hat{\lambda}_2$	$\hat{\lambda}_3$	$\hat{\tau}_3$	\hat{c}	$\hat{\kappa}$	$\frac{1,471}{\sqrt{n}}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\xi}$
20	02548055	Paranaguá	103,904	18,503	1,393	0,075	0,019	0,154	0,294	26,694	88,496
21	02549006	Curitiba	74,905	10,341	1,513	0,146	0,005	0,038	0,236	14,919	66,294
22	02549041	Piraquara	75,335	10,380	3,577	0,345	-0,033	-0,255	0,288	14,975	66,691
23	02550007	Irati	75,005	8,412	0,731	0,087	0,017	0,134	0,329	12,136	68,000
24	02550024	Ponta Grossa	78,026	10,911	1,904	0,174	-0,001	-0,007	0,227	15,742	68,940
25	02550025	Teixeira Soares	84,742	16,389	3,396	0,207	-0,007	-0,057	0,256	23,644	71,095
26	02551006	Guarapuava	84,218	15,451	1,013	0,066	0,022	0,170	0,252	22,291	71,351
27	02552009	Laranjeiras do Sul	102,657	20,043	7,108	0,355	-0,035	-0,269	0,307	28,917	85,966
28	02553015	Planalto	100,035	13,787	2,118	0,154	0,003	0,026	0,307	19,890	88,554
29	02553018	Quedas do Iguaçu	105,050	16,066	0,438	0,027	0,030	0,237	0,300	23,178	91,672
30	02554004	Foz do Iguaçu	103,438	21,977	3,350	0,152	0,004	0,028	0,321	31,706	85,138
31	02651006	Palmas	89,939	15,653	1,413	0,090	0,016	0,129	0,256	22,583	76,905
32	02652003	Clevelândia	89,996	14,783	-0,391	-0,026	0,042	0,333	0,300	*	*
33	02653012	Francisco Beltrão	107,870	14,524	1,168	0,080	0,018	0,145	0,307	20,953	95,775

* estações meteorológicas onde não se aplica a distribuição de Gumbel

Tabela 3.6 – Parâmetros da distribuição GEV ajustados à precipitação máxima de 2 dias de duração nas estações meteorológicas com mais de 20 anos de dados

Nº	Código	Nome da estação	$\hat{\lambda}_1$	$\hat{\lambda}_2$	$\hat{\lambda}_3$	$\hat{\tau}_3$	\hat{c}	$\hat{\kappa}$	$\frac{1,471}{\sqrt{n}}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\xi}$
1	02349028	Jacarezinho	110,484	18,202	4,506	0,248	-0,015	-0,118	0,294	26,260	95,327
2	02349030	Joaquim Távora	115,540	20,510	2,614	0,127	0,009	0,068	0,294	29,589	98,461
3	02350017	Cambará	110,485	13,157	2,013	0,153	0,003	0,027	0,236	18,982	99,528
4	02350018	Bandeirantes	125,200	17,680	0,443	0,025	0,030	0,240	0,314	25,506	110,478
5	02351003	Londrina	125,791	18,910	1,339	0,071	0,020	0,161	0,249	27,281	110,045
6	02351008	Apucarana	108,729	12,157	-0,238	-0,020	0,040	0,320	0,260	*	*
7	02351011	Ibiporã	121,132	17,455	0,579	0,033	0,028	0,226	0,294	25,182	106,597
8	02352017	Paranavaí	108,923	12,605	0,085	0,007	0,034	0,273	0,314	18,185	98,427
9	02352019	Cianorte	130,104	23,771	1,772	0,075	0,020	0,155	0,294	34,294	110,309
10	02353008	Umuarama	122,236	17,367	0,895	0,052	0,025	0,194	0,294	25,056	107,774
11	02449013	Cerro Azul	91,279	13,808	0,858	0,062	0,022	0,176	0,300	19,920	79,781
12	02450010	Castro	112,683	14,574	-0,963	-0,066	0,051	0,407	0,273	*	*
13	02450011	Telêmaco Borba	104,235	14,240	1,610	0,113	0,012	0,091	0,307	20,544	92,377
14	02452018	Campo Mourão	131,350	27,197	3,069	0,113	0,012	0,092	0,288	39,237	108,702
15	02452050	Nova Cantu	132,230	15,877	-0,211	-0,013	0,039	0,309	0,329	22,906	119,009
16	02453003	Palotina	128,358	19,150	3,210	0,168	0,000	0,004	0,300	27,628	112,411
17	02453023	Cascavel	131,379	24,922	2,667	0,107	0,013	0,101	0,300	35,955	110,626
18	02454009	Guaira	118,813	18,588	2,655	0,143	0,005	0,043	0,300	26,817	103,334
19	02548038	Morretes	118,623	13,916	1,387	0,100	0,014	0,113	0,269	20,076	107,035

Tabela 3.6 – Parâmetros da distribuição GEV ajustados à precipitação máxima de 2 dias de duração nas estações meteorológicas com mais de 20 anos de dados (continuação)

Nº Código	Nome da estação	$\hat{\lambda}_1$	$\hat{\lambda}_2$	$\hat{\lambda}_3$	$\hat{\tau}_3$	\hat{c}	$\hat{\kappa}$	$\frac{1,471}{\sqrt{n}}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\xi}$	
20	02548055	Paranaguá	132,968	22,227	3,611	0,162	0,002	0,012	0,294	32,066	114,459
21	02549006	Curitiba	97,626	13,302	2,718	0,204	-0,007	-0,053	0,236	19,191	86,548
22	02549041	Piraquara	97,454	13,417	3,582	0,267	-0,019	-0,146	0,288	19,357	86,281
23	02550007	Irati	106,375	12,554	3,728	0,297	-0,024	-0,189	0,329	18,112	95,921
24	02550024	Ponta Grossa	99,862	13,826	1,351	0,098	0,015	0,117	0,227	19,947	88,349
25	02550025	Teixeira Soares	112,297	17,842	3,985	0,223	-0,010	-0,082	0,256	25,741	97,439
26	02551006	Guarapuava	115,644	20,331	2,977	0,146	0,005	0,037	0,252	29,332	98,714
27	02552009	Laranjeiras do Sul	135,170	26,965	10,593	0,393	-0,041	-0,320	0,307	*	*
28	02553015	Planalto	100,035	13,787	2,118	0,154	0,003	0,026	0,307	19,890	88,554
29	02553018	Quedas do Iguaçu	138,233	25,509	6,326	0,248	-0,015	-0,118	0,300	36,802	116,991
30	02554004	Foz do Iguaçu	131,990	24,485	8,171	0,334	-0,031	-0,241	0,321	35,324	111,601
31	02651006	Palmas	124,621	21,012	4,898	0,233	-0,012	-0,096	0,256	30,314	107,124
32	02652003	Clevelândia	126,457	22,664	4,674	0,206	-0,007	-0,056	0,300	32,697	107,584
33	02653012	Francisco Beltrão	145,591	25,192	3,204	0,127	0,009	0,068	0,307	36,345	124,613

* estações meteorológicas onde não se aplica a distribuição de Gumbel

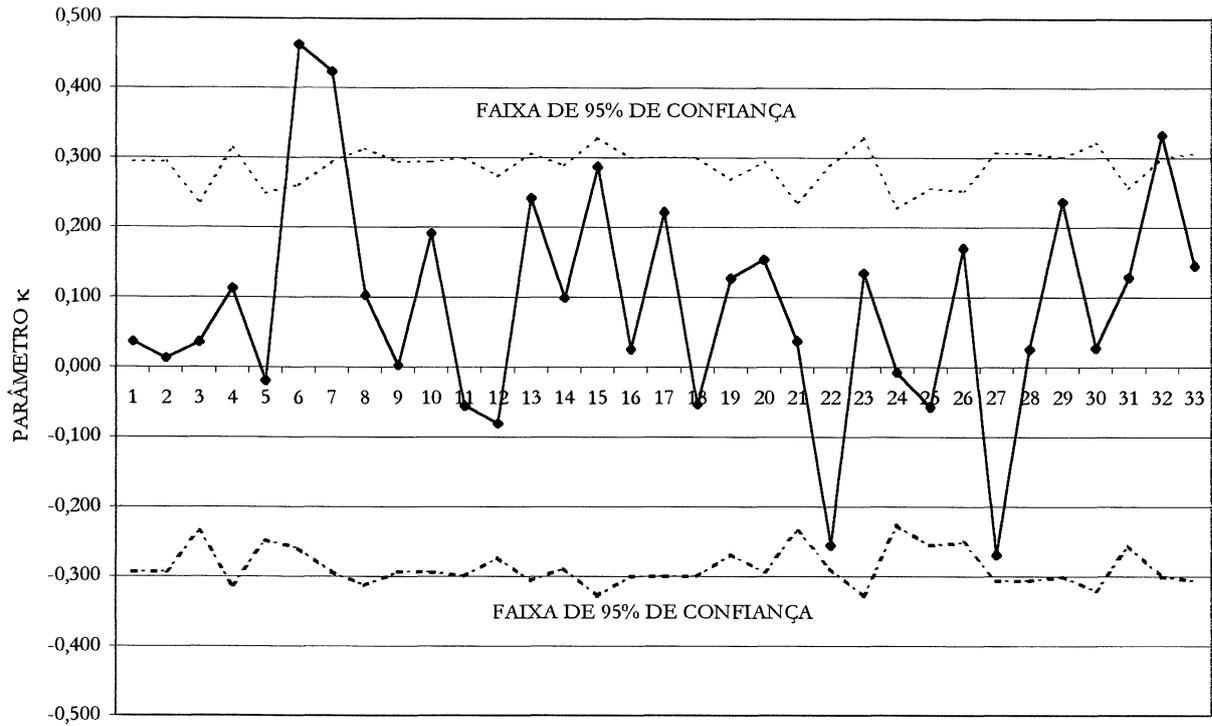


Figura 3.8 – Estimativa do parâmetro κ para precipitação de 1 dia de duração

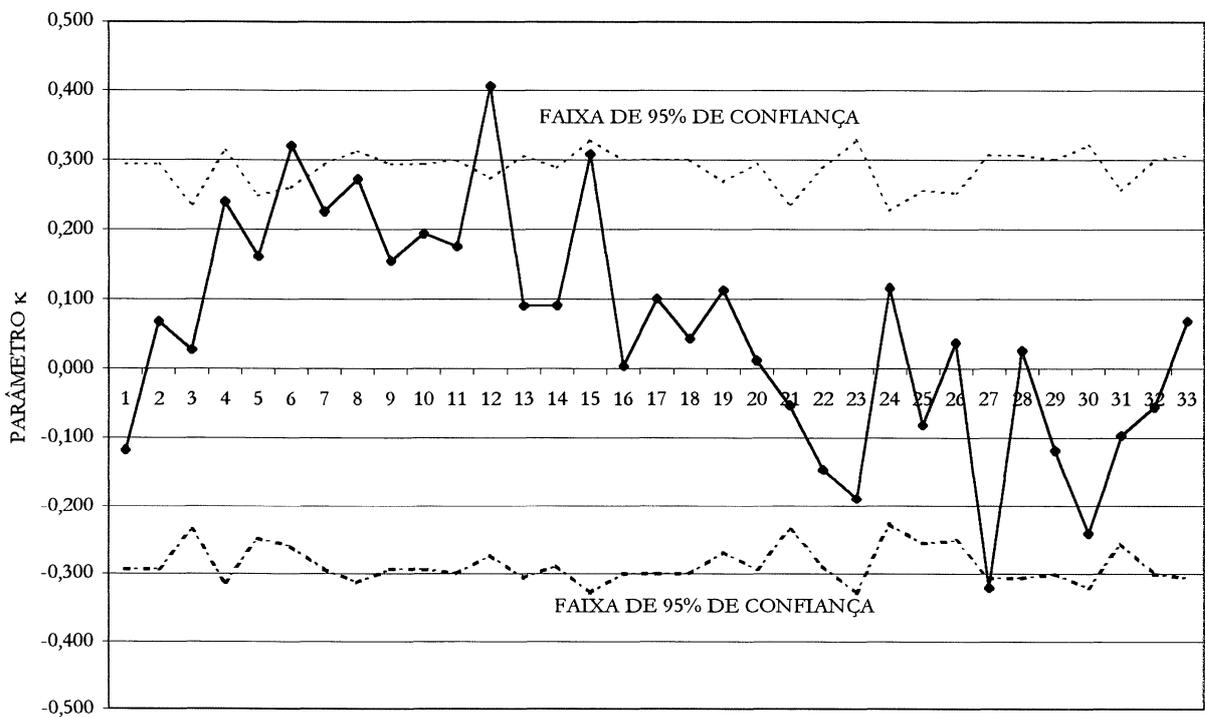


Figura 3.9 – Estimativa do parâmetro κ para precipitação de 2 dias de duração

A tabela 3.7 apresenta o valor médio dos parâmetros $\hat{\alpha}$ e $\hat{\xi}$ apresentados nas tabelas 3.5 e 3.6. Estes parâmetros médios foram considerados representativos dos parâmetros da distribuição Gumbel em todo o Estado do Paraná, para fins de se estimar a matriz de covariâncias amostrais.

Tabela 3.7 – Parâmetros da distribuição Gumbel regionalizados

Precipitação máxima	$\hat{\alpha}$	$\hat{\xi}$
1 dia de duração	26,618	103,147
2 dias de duração	21,089	78,181

O valor esperado de \hat{P}_p foi estimada pela equação (2.43):

$$E[\hat{P}_p] = \hat{\xi} - \hat{\alpha} \ln[-\ln(1 - \frac{1}{T})] \quad (3.6)$$

onde T é o tempo de recorrência, em anos.

A variância de \hat{P}_p foi estimada pela equação (2.44):

$$Var[\hat{P}_p] = \frac{\hat{\alpha}^2 (1,1128 - 0,4574y + 0,8046y^2)}{n} \quad (3.7)$$

e a variância do $\ln P_p$, pela equação (2.45):

$$var[\ln P_p] = \frac{var[\hat{P}_p]}{\{E[\hat{P}_p]\}^2} \quad (3.8)$$

Na tabela 3.8 são apresentadas as variâncias do $\ln P_p$ para tempos de recorrência de 5.000 a 20.000 anos, obtidas para as precipitações de 1 e 2 dias de duração.

Tabela 3.8 – Variância do $\ln P_p$

T_R (anos)	y	Precip. máxima 1 dia de duração			Precip. máxima 2 dias de duração		
		$E[\hat{P}_p]$	$n \cdot \text{var}[\hat{P}_p]$	$n \cdot \text{var}[\ln P_p]$	$E[\hat{P}_p]$	$n \cdot \text{var}[\hat{P}_p]$	$n \cdot \text{var}[\ln P_p]$
5.000	8,5171	258	24720	0,37	330	39382	0,36
10.000	9,2103	272	28976	0,39	348	46162	0,38
15.000	9,6158	281	31625	0,40	359	50383	0,39
20.000	9,9035	287	33576	0,41	367	53491	0,40

Verifica-se que o valor da variância do $\ln P_p$ se mantém praticamente constante dentro da faixa de tempo de recorrência associado por Sugai(1989) à PMP, assim como não varia significativamente da precipitação de 1 dia para 2 dias de duração.

Desse modo, adotou-se o valor de 0,39 como representativo de $n \cdot \text{var}[\ln PMP]$, resultando em uma matriz $\underline{\hat{\Lambda}} = [\gamma^2 \underline{I} + \underline{\hat{\Sigma}}]$ igual a:

$$\underline{\hat{\Lambda}} = \begin{bmatrix} \gamma^2 + \frac{0,39}{n_1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \gamma^2 + \frac{0,39}{n_2} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \gamma^2 + \frac{0,39}{n_M} \end{bmatrix} \quad (3.9)$$

Na equação (3.9) γ^2 é a parcela do erro total referente ao erro do modelo, enquanto que a matriz $\underline{\hat{\Sigma}} = \frac{0,39}{n}$ refere-se ao erro amostral.

O valor de γ^2 é obtido de maneira iterativa de acordo com o procedimento descrito no item 2.2 desta dissertação.

Foi utilizado um programa em linguagem Pascal para o ajuste dos parâmetros β_k pelo método WLS. Este programa é listado no Apêndice B.

Na tabela 3.9 são apresentados os valores dos parâmetros β_k obtidos por WLS para as PMP de 1 a 4 dias de duração, assim como os coeficientes de determinação, o erro de modelo γ^2 e o erro padrão da estimativa para cada um dos ajustes.

Na tabela 3.9 verifica-se que o erro de modelo γ^2 é um valor praticamente desprezível, o que indica que os erros de estimativa da PMP ocorrem essencialmente devido ao erro amostral.

Nas tabelas 3.10 a 3.13 são apresentadas as PMPs de 1 a 4 dias de duração, respectivamente, calculadas pelo método hidrometeorológico (estimativa local) e estimadas pelos modelos de regressão ajustados (estimativa regional), assim como os erros em relação ao valor da PMP calculado pelo método hidrometeorológico.

Nas figuras 3.10 a 3.13 são mostradas graficamente as PMPs calculadas e estimadas para durações de 1 a 4 dias, respectivamente. Como pode-se observar, cerca de 95% dos pontos estão dentro de uma faixa de $\pm 21\%$, $\pm 19\%$, $\pm 24\%$ e $\pm 24\%$ em relação à PMP calculada pelo método hidrometeorológico, amplitudes que podem ser consideradas bastante satisfatórias na análise de eventos extremos.

Dessa maneira, adotaram-se as seguintes equações de regressão para a estimativa da PMP de 1 a 4 dias de duração no estado do Paraná:

(1) região 0 (litoral):

$$\widehat{PMP}_i = [\exp(\hat{\beta}_0^i)].(\bar{P}_{\max})^{\hat{\beta}_4^i} \cdot (S_{P_{\max}})^{\hat{\beta}_5^i} \cdot (\bar{T}_{\max})^{\hat{\beta}_6^i} \quad (3.10)$$

(2) região 1 (planalto de Curitiba):

$$P\hat{M}P_i = [\exp(\hat{\beta}_0^i + \hat{\beta}_1^i)]. (\bar{P}_{\max})^{\hat{\beta}_4^i} . (S_{P_{\max}})^{\hat{\beta}_5^i} . (\bar{T}_{\max})^{\hat{\beta}_6^i} \quad (3.11)$$

(3) região 2 (2º planalto):

$$P\hat{M}P_i = [\exp(\hat{\beta}_0^i + \hat{\beta}_2^i)]. (\bar{P}_{\max})^{\hat{\beta}_4^i} . (S_{P_{\max}})^{\hat{\beta}_5^i} . (\bar{T}_{\max})^{\hat{\beta}_6^i} \quad (3.12)$$

(4) região 3 (3º planalto):

$$P\hat{M}P_i = [\exp(\hat{\beta}_0^i + \hat{\beta}_3^i)]. (\bar{P}_{\max})^{\hat{\beta}_4^i} . (S_{P_{\max}})^{\hat{\beta}_5^i} . (\bar{T}_{\max})^{\hat{\beta}_6^i} \quad (3.13)$$

sendo PMP_i a precipitação máxima provável de duração i , com $i=1,\dots,4$, e $\hat{\beta}_k^i$ o parâmetro de ordem k , $k=1,\dots,6$, ajustado para a duração i correspondente. Estes parâmetros são obtidos da tabela 3.9.

Tabela 3.9 – Ajuste dos parâmetros da regressão log-linear pelo método WLS

Variáveis	PMP 1 dia		PMP 2 dias		PMP 3 dias		PMP 4 dias	
	β_k	Prob.Signif.	β_k	Prob.Signif.	β_k	Prob.Signif.	β_k	Prob.Signif.
Termo indep.	1,461	64,9%	0,951	45,7%	1,548	60,6%	2,626	80,3%
Região 1	0,096	58,8%	0,129	72,7%	0,054	30,8%	-0,050	25,7%
Região 2	0,099	68,2%	0,086	61,6%	0,100	61,1%	0,053	32,1%
Região 3	0,115	88,4%	0,079	72,2%	0,059	52,1%	0,031	26,6%
\bar{P}_{\max}	0,485	90,0%	1,250	99,9%	1,415	99,9%	1,399	99,9%
$S_{P_{\max}}$	0,415	99,9%	0,148	82,3%	0,051	31,8%	-0,007	4,0%
\bar{T}_{\max}	0,115	27,9%	-0,413	79,6%	-0,682	92,7%	-0,903	96,5%
Estatística:								
Erro do modelo (γ^2)		0,000		0,000		5,297E-03		1,038E-02
R múltiplo		0,843		0,809		0,769		0,737
R-Quadrado		0,710		0,654		0,591		0,543
Erro padrão		0,097		0,116		0,137		0,153

Tabela 3.10 – PMP de 1 dia de duração – estimativa local x estimativa regional

Código	Nome da estação	n	Precipitação Máxima Provável (mm)			
			Local	Regional	Resíduo	Erro
02349028	Jacarezinho	25	209,0	213	-3,7	-1,8%
02349030	Joaquim Távora	25	244,0	242	2,2	0,9%
02350017	Cambará	39	230,0	210	20,1	8,7%
02350018	Bandeirantes	22	297,0	264	33,5	11,3%
02351003	Londrina	35	218,0	235	-16,9	-7,8%
02351008	Apucarana	32	177,0	196	-18,8	-10,6%
02351011	Ibiporã	25	167,0	189	-21,8	-13,1%
02351063	Marilândia do Sul	15	168,0	172	-4,4	-2,6%
02352017	Paranavaí	22	229,0	218	10,6	4,6%
02352019	Cianorte	25	262,0	259	2,6	1,0%
02353008	Umuarama	25	265,0	262	3,4	1,3%
02449013	Cerro Azul	24	191,0	199	-8,2	-4,3%
02449019	Jaguariaíva	11	166,0	173	-7,0	-4,2%
02450010	Castro	29	252,0	231	21,2	8,4%
02450011	Telêmaco Borba	23	185,0	204	-19,0	-10,3%
02451052	Candido Abreu	8	170,0	252	-82,0	-48,2%
02452018	Campo Mourão	26	311,0	291	20,1	6,5%
02452050	Nova Cantu	20	261,0	230	30,7	11,8%
02453003	Palotina	24	265,0	285	-19,8	-7,5%
02453023	Cascavel	24	213,0	257	-44,4	-20,8%
02453058	Toledo	11	191,0	191	-0,2	-0,1%
02454009	Guaira	24	245,0	261	-15,5	-6,3%
02548038	Morretes	30	213,0	189	24,3	11,4%
02548039	Guaraqueçaba	19	222,0	268	-45,7	-20,6%
02548055	Paranaguá	25	244,0	252	-7,5	-3,1%
02548070	Antonina	19	229,0	221	8,1	3,5%
02549006	Curitiba	39	195,0	185	10,3	5,3%
02549041	Piraquara	26	196,0	190	5,9	3,0%
02549091	Lapa	8	169,0	214	-45,4	-26,9%
02550007	Irati	20	156,0	171	-15,1	-9,7%
02550024	Ponta Grossa	42	211,0	197	14,3	6,8%
02550025	Teixeira Soares	33	236,0	240	-3,6	-1,5%
02551006	Guarapuava	35	258,0	241	17,1	6,6%
02552009	Laranjeiras do Sul	23	319,0	308	10,7	3,4%
02553015	Planalto	23	258,0	248	10,4	4,0%
02553018	Quedas do Iguaçu	24	325,0	270	55,4	17,0%
02554004	Foz do Iguaçu	21	302,0	312	-10,0	-3,3%
02554026	São Miguel do Iguaçu	14	252,0	259	-6,7	-2,7%
02649021	Rio Negro	19	246,0	229	16,7	6,8%
02651006	Palmas	35	227,0	239	-11,8	-5,2%
02651007	Porto União	18	168,0	176	-7,6	-4,5%
02651046	Foz do Areia	15	210,0	273	-63,2	-30,1%
02652003	Clevelândia	24	254,0	241	13,1	5,2%
02652035	Pato Branco	17	302,0	257	45,2	15,0%
02653012	Francisco Beltrão	23	277,0	259	17,8	6,4%

Tabela 3.11 – PMP de 2 dias de duração – estimativa local x estimativa regional

Código	Nome da estação	n	Precipitação Máxima Provável (mm)			
			Local	Regional	Resíduo	Erro
02349028	Jacarezinho	25	275	266	9,1	3,3%
02349030	Joaquim Távora	25	294	303	-8,5	-2,9%
02350017	Cambará	39	344	277	67,2	19,5%
02350018	Bandeirantes	22	386	361	24,9	6,5%
02351003	Londrina	35	346	315	31,4	9,1%
02351008	Apucarana	32	214	263	-49,1	-22,9%
02351011	Ibiporã	25	243	264	-20,8	-8,6%
02351063	Marilândia do Sul	15	225	268	-43,4	-19,3%
02352017	Paranavaí	22	311	286	25,0	8,0%
02352019	Cianorte	25	331	344	-13,3	-4,0%
02353008	Umuarama	25	312	356	-44,4	-14,2%
02449013	Cerro Azul	24	250	241	9,1	3,6%
02449019	Jaguariaíva	11	232	234	-2,3	-1,0%
02450010	Castro	29	301	311	-10,3	-3,4%
02450011	Telêmaco Borba	23	244	275	-30,9	-12,7%
02451052	Candido Abreu	8	214	325	-110,8	-51,8%
02452018	Campo Mourão	26	401	375	26,1	6,5%
02452050	Nova Cantu	20	295	341	-46,0	-15,6%
02453003	Palotina	24	334	382	-48,3	-14,5%
02453023	Cascavel	24	333	364	-31,2	-9,4%
02453058	Toledo	11	314	272	41,8	13,3%
02454009	Guaira	24	323	340	-16,5	-5,1%
02548038	Morretes	30	331	277	54,1	16,3%
02548039	Guaraqueçaba	19	405	404	1,4	0,3%
02548055	Paranaguá	25	326	375	-48,5	-14,9%
02548070	Antonina	19	312	346	-33,7	-10,8%
02549006	Curitiba	39	289	273	15,8	5,5%
02549041	Piraquara	26	261	280	-19,3	-7,4%
02549091	Lapa	8	264	308	-43,8	-16,6%
02550007	Irati	20	257	252	4,6	1,8%
02550024	Ponta Grossa	42	265	274	-8,5	-3,2%
02550025	Teixeira Soares	33	301	323	-21,5	-7,1%
02551006	Guarapuava	35	335	321	13,9	4,1%
02552009	Laranjeiras do Sul	23	427	419	7,8	1,8%
02553015	Planalto	23	376	362	14,3	3,8%
02553018	Quedas do Iguaçu	24	386	396	-10,3	-2,7%
02554004	Foz do Iguaçu	21	398	405	-6,5	-1,6%
02554026	São Miguel do Iguaçu	14	390	351	39,5	10,1%
02649021	Rio Negro	19	261	264	-2,7	-1,0%
02651006	Palmas	35	430	350	80,5	18,7%
02651007	Porto União	18	230	248	-18,0	-7,8%
02651046	Foz do Areia	15	391	445	-54,4	-13,9%
02652003	Clevelândia	24	407	343	63,8	15,7%
02652035	Pato Branco	17	476	386	89,6	18,8%
02653012	Francisco Beltrão	23	449	408	41,4	9,2%

Tabela 3.12 – PMP de 3 dias de duração – estimativa local x estimativa regional

Código	Nome da estação	n	Precipitação Máxima Provável (mm)			
			Local	Regional	Resíduo	Erro
02349028	Jacarezinho	25	332	301	30,9	9,3%
02349030	Joaquim Távora	25	336	342	-6,0	-1,8%
02350017	Cambará	39	390	316	73,8	18,9%
02350018	Bandeirantes	22	436	395	41,3	9,5%
02351003	Londrina	35	415	361	53,8	13,0%
02351008	Apucarana	32	246	321	-74,6	-30,3%
02351011	Ibiporã	25	286	311	-24,5	-8,6%
02351063	Marilândia do Sul	15	273	350	-77,4	-28,4%
02352017	Paranavaí	22	363	327	36,4	10,0%
02352019	Cianorte	25	366	388	-21,6	-5,9%
02353008	Umuarama	25	341	399	-58,4	-17,1%
02449013	Cerro Azul	24	274	244	30,2	11,0%
02449019	Jaguariaiva	11	278	268	10,4	3,7%
02450010	Castro	29	395	346	49,5	12,5%
02450011	Telêmaco Borba	23	283	296	-13,4	-4,7%
02451052	Candido Abreu	8	246	379	-132,5	-53,9%
02452018	Campo Mourão	26	432	415	16,7	3,9%
02452050	Nova Cantu	20	320	385	-64,5	-20,2%
02453003	Palotina	24	354	412	-58,0	-16,4%
02453023	Cascavel	24	370	427	-57,2	-15,5%
02453058	Toledo	11	351	328	22,9	6,5%
02454009	Guaira	24	367	378	-10,8	-2,9%
02548038	Morretes	30	364	336	27,7	7,6%
02548039	Guaraqueçaba	19	486	457	28,9	5,9%
02548055	Paranaguá	25	386	434	-48,4	-12,5%
02548070	Antonina	19	393	404	-11,0	-2,8%
02549006	Curitiba	39	308	305	2,7	0,9%
02549041	Piraquara	26	286	316	-29,8	-10,4%
02549091	Lapa	8	315	335	-19,9	-6,3%
02550007	Irati	20	310	294	16,1	5,2%
02550024	Ponta Grossa	42	295	308	-12,8	-4,3%
02550025	Teixeira Soares	33	336	354	-17,8	-5,3%
02551006	Guarapuava	35	360	405	-44,7	-12,4%
02552009	Laranjeiras do Sul	23	480	482	-2,1	-0,4%
02553015	Planalto	23	428	407	20,6	4,8%
02553018	Quedas do Iguaçu	24	414	444	-29,8	-7,2%
02554004	Foz do Iguaçu	21	422	438	-16,3	-3,9%
02554026	São Miguel do Iguaçu	14	369	391	-22,4	-6,1%
02649021	Rio Negro	19	276	297	-20,6	-7,5%
02651006	Palmas	35	585	436	149,5	25,6%
02651007	Porto União	18	289	284	4,8	1,7%
02651046	Foz do Areia	15	475	520	-44,8	-9,4%
02652003	Clevelândia	24	530	427	102,6	19,4%
02652035	Pato Branco	17	577	453	124,4	21,6%
02653012	Francisco Beltrão	23	540	465	75,3	13,9%

Tabela 3.13 – PMP de 4 dias de duração – estimativa local x estimativa regional

Código	Nome da estação	n	Precipitação Máxima Provável (mm)			
			Local	Regional	Resíduo	Erro
02349028	Jacarezinho	25	380	312	67,9	17,9%
02349030	Joaquim Távora	25	371	351	19,8	5,3%
02350017	Cambará	39	409	333	76,0	18,6%
02350018	Bandeirantes	22	462	423	39,1	8,5%
02351003	Londrina	35	457	378	78,6	17,2%
02351008	Apucarana	32	275	332	-56,5	-20,5%
02351011	Ibiporã	25	320	332	-11,9	-3,7%
02351063	Marilândia do Sul	15	317	374	-56,6	-17,9%
02352017	Paranavaí	22	388	342	45,8	11,8%
02352019	Cianorte	25	386	405	-19,2	-5,0%
02353008	Umuarama	25	360	422	-62,2	-17,3%
02449013	Cerro Azul	24	282	246	35,6	12,6%
02449019	Jaguariaíva	11	314	309	4,7	1,5%
02450010	Castro	29	417	395	21,8	5,2%
02450011	Telêmaco Borba	23	298	347	-49,0	-16,4%
02451052	Candido Abreu	8	270	386	-116,0	-43,0%
02452018	Campo Mourão	26	440	429	11,0	2,5%
02452050	Nova Cantu	20	341	422	-80,9	-23,7%
02453003	Palotina	24	363	438	-75,4	-20,8%
02453023	Cascavel	24	388	449	-60,5	-15,6%
02453058	Toledo	11	363	349	14,1	3,9%
02454009	Guaira	24	377	394	-17,4	-4,6%
02548038	Morretes	30	376	366	9,7	2,6%
02548039	Guaraqueçaba	19	518	506	12,4	2,4%
02548055	Paranaguá	25	437	475	-38,3	-8,8%
02548070	Antonina	19	472	453	19,0	4,0%
02549006	Curitiba	39	310	319	-8,6	-2,8%
02549041	Piraquara	26	300	327	-27,2	-9,1%
02549091	Lapa	8	340	346	-6,1	-1,8%
02550007	Irati	20	336	348	-11,5	-3,4%
02550024	Ponta Grossa	42	306	358	-52,1	-17,0%
02550025	Teixeira Soares	33	363	405	-42,4	-11,7%
02551006	Guarapuava	35	370	404	-34,1	-9,2%
02552009	Laranjeiras do Sul	23	509	497	12,3	2,4%
02553015	Planalto	23	442	443	-0,6	-0,1%
02553018	Quedas do Iguaçu	24	414	481	-67,3	-16,3%
02554004	Foz do Iguaçu	21	433	456	-23,1	-5,3%
02554026	São Miguel do Iguaçu	14	375	414	-38,9	-10,4%
02649021	Rio Negro	19	291	318	-27,4	-9,4%
02651006	Palmas	35	702	457	245,5	35,0%
02651007	Porto União	18	348	330	18,2	5,2%
02651046	Foz do Areia	15	518	573	-55,4	-10,7%
02652003	Clevelândia	24	626	440	186,3	29,8%
02652035	Pato Branco	17	622	487	135,5	21,8%
02653012	Francisco Beltrão	23	594	514	80,4	13,5%

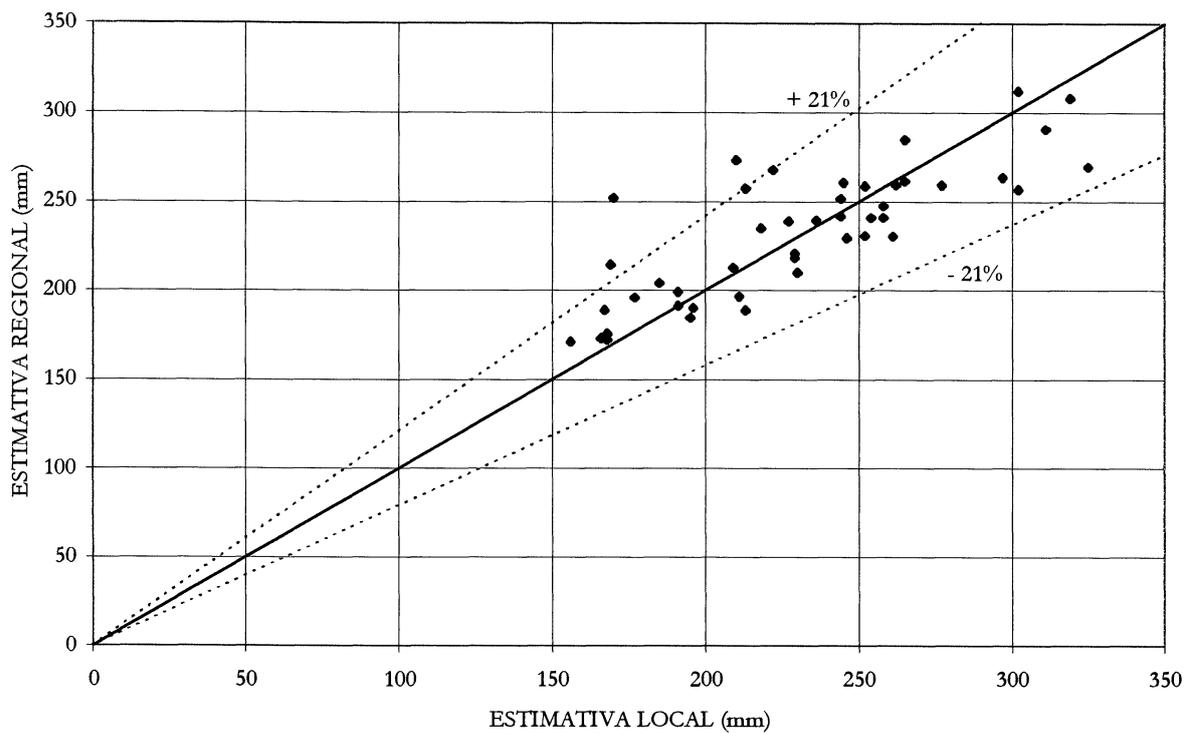


Figura 3.10 – PMP de 1 dia de duração – estimativa local x estimativa regional

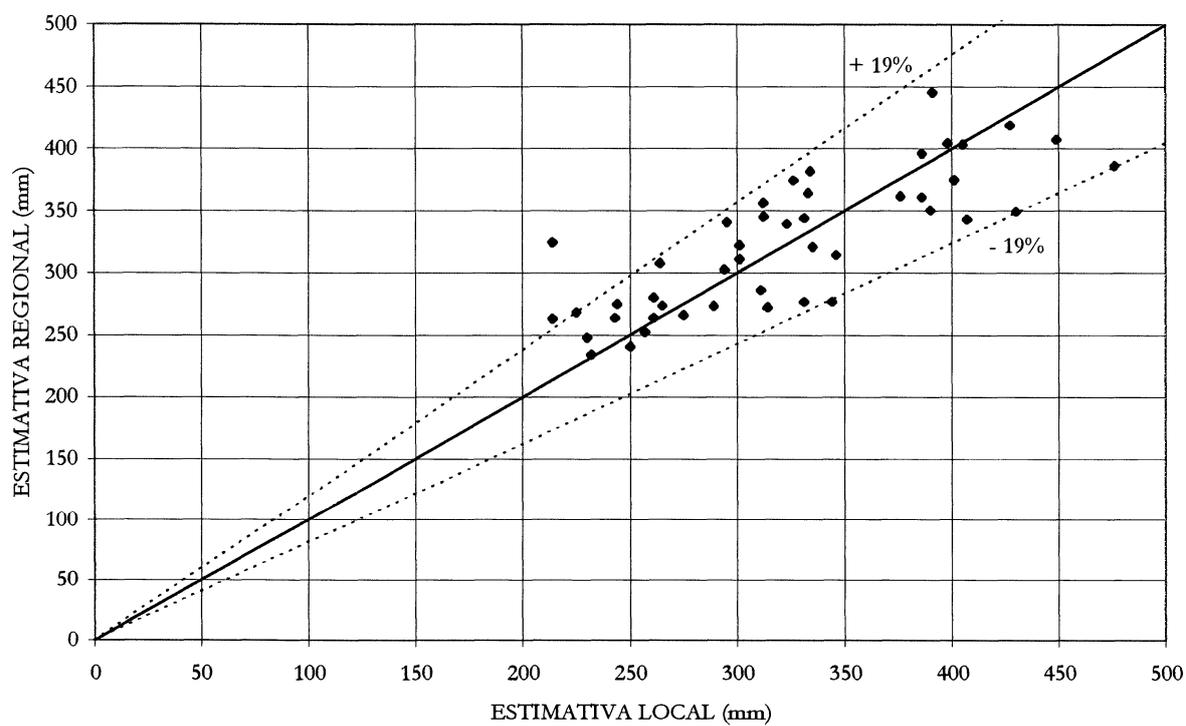


Figura 3.11 – PMP de 2 dias de duração – estimativa local x estimativa regional

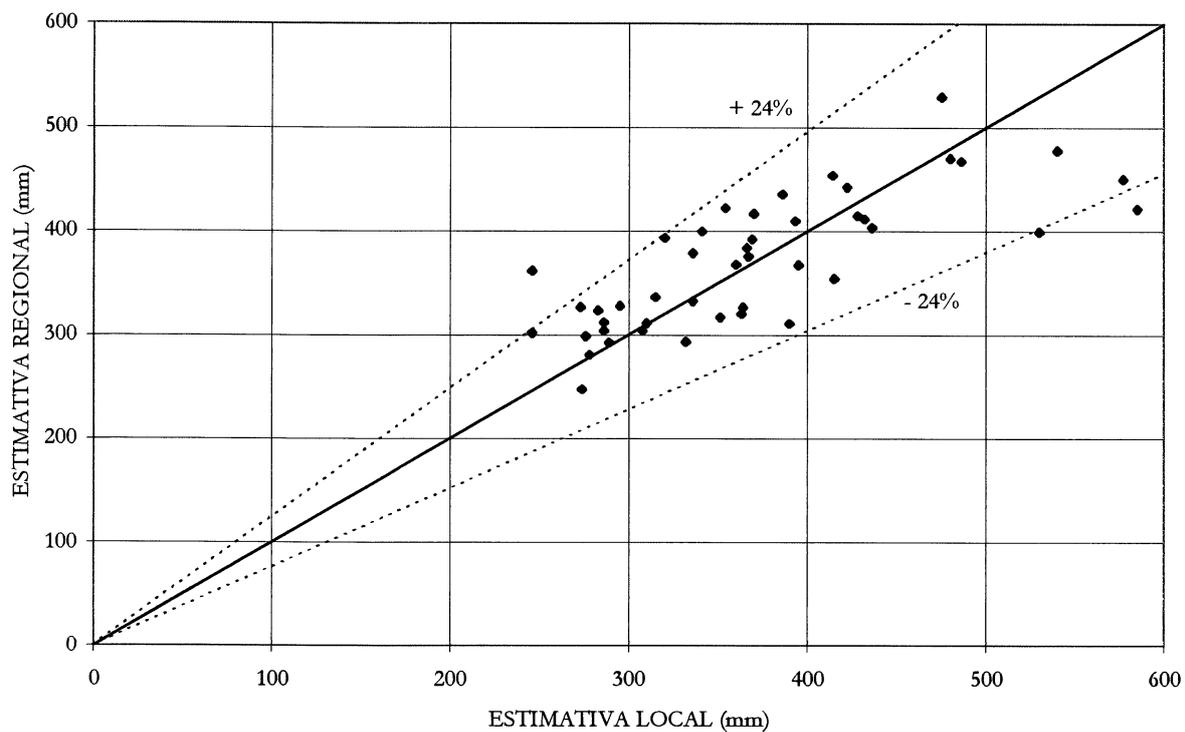


Figura 3.12 – PMP de 3 dias de duração – estimativa local x estimativa regional

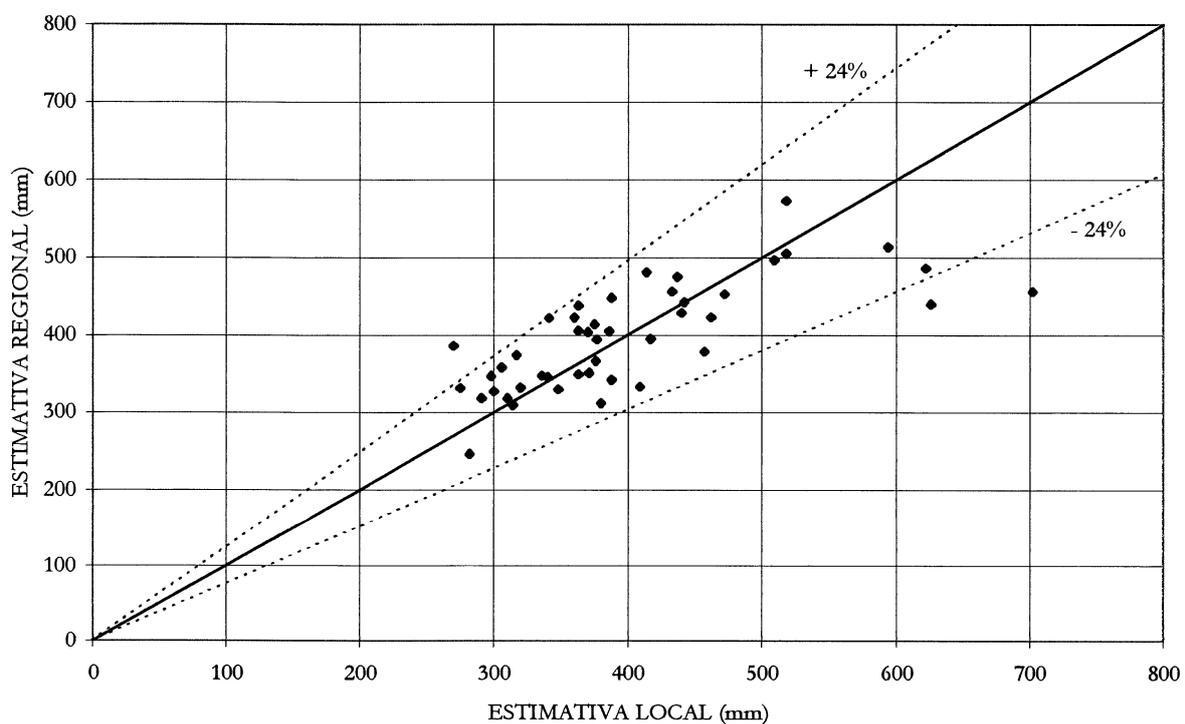


Figura 3.13 – PMP de 4 dias de duração – estimativa local x estimativa regional

3.4 Análise Regional das variáveis explicativas por métodos de interpolação

A estimativa da PMP pelas equações de regressão definidas no item 3.3 pressupõe o conhecimento das variáveis explicativas no local onde se deseja estimar a PMP.

No entanto, em muitos casos não se dispõe de postos pluviométricos com séries extensas, i.e. séries com mais de 50 anos de observação de precipitações diárias próximo ao local em estudo. Neste caso é mais recomendável estimar as variáveis explicativas através de técnicas de regionalização (Lu, 1991; Fill, 1994).

No presente trabalho selecionou-se o método de interpolação multiquadrática para regionalizar a média e o desvio padrão das precipitações máximas anuais de 1 dia de duração e a média das máximas temperaturas diárias anuais.

A interpolação multiquadrática é um modelo um pouco mais simples de ser aplicado do que a interpolação ótima e a de Kriging, mas que tem apresentado resultados próximos aos obtidos com esses dois modelos (Tabios e Salas, 1985).

Os métodos de interpolação são definidos pela equação (2.46):

$$h_0 = \sum_{j=1}^n w_j h_j \quad (2.46)$$

onde h_0 é o valor da variável no local onde não se dispõem de informações, h_j são os valores observados desta variável nos pontos de amostragem e w_j são os pesos atribuídos a cada local com observação.

O que distingue as técnicas de interpolação é a maneira de determinar w_j . No entanto estes pesos são sempre função da distância entre o local em que se procura determinar o valor da variável e os locais com observações.

Na interpolação multiquadrática os pesos w_j são determinados pelo produto da inversa da matriz de distâncias entre os locais com observações $\underline{\underline{D}}^{-1}$, pelo vetor contendo a variável regionalizada nos pontos de observação \underline{h}_j . Esse produto é representado pela equação (2.63):

$$w_j = \sum_{i=1}^n d_{ij}^{-1} h_i, \quad j = 1, \dots, n \quad (2.63)$$

sendo d_{ij}^{-1} um elemento da inversa da matriz de distâncias, cujos elementos são d_{ij} , $j = 1, \dots, n$ e $i = 1, \dots, n$, conforme a equação (2.64):

$$\underline{\underline{D}}^{-1} = \begin{bmatrix} d_{11}^{-1} & d_{12}^{-1} & \dots & d_{1n}^{-1} \\ d_{21}^{-1} & d_{22}^{-1} & \dots & d_{2n}^{-1} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ d_{n1}^{-1} & d_{n2}^{-1} & \dots & d_{nn}^{-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & d_{12} & d_{13} & \dots & d_{1n} \\ d_{12} & 0 & d_{23} & \dots & d_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ d_{1n} & d_{2n} & d_{3n} & \dots & 0 \end{bmatrix}^{-1} \quad (2.64)$$

onde d_{ij} é a distância entre os locais i e j .

As distâncias foram definidas a partir das coordenadas geográficas (longitude λ e latitude φ) dos locais com observações, pela equação (2.48):

$$d_{0j} = \arccos[\sin \varphi_0 \cdot \sin \varphi_j + \cos \varphi_0 \cdot \cos \varphi_j \cdot \cos(\lambda_0 - \lambda_j)] \cdot 6.372 \quad (2.48)$$

Como se sabe, um número maior de locais com observações, permite obter uma estimativa melhor da variável que está sendo regionalizada. Desse modo, além das 45 estações meteorológicas, com dados diários de precipitações, utilizadas na estimativa da PMP, foram selecionados mais 87 postos pluviométricos, perfazendo um total de 132 locais distribuídos por todo o estado do Paraná. Os dados destes postos foram utilizados na regionalização da média e desvio padrão das precipitações máximas anuais de 1 dia de duração.

As coordenadas de localização destes 87 postos, assim como o número de anos de observação e a média e desvio padrão das precipitações máximas anuais de 1 dia de duração em cada um dos postos, são apresentados na tabela 3.14. A figura 3.14 apresenta a distribuição destes postos dentro do estado do Paraná e em relação às estações meteorológicas.

Na regionalização da média das máximas temperaturas diárias anuais foram utilizadas somente os dados disponíveis nas 45 estações meteorológicas utilizadas no cálculo e regionalização da PMP. Não foi possível a obtenção de dados de temperatura em outras estações eventualmente existentes no estado do Paraná.

Foi utilizado um programa desenvolvido em Pascal para o ajuste da interpolação multiquadrática às variáveis explicativas que devem ser regionalizadas. Este programa é listado no Apêndice C.

Os parâmetros do ajuste da interpolação multiquadrática aos valores estimados da média e desvio padrão das precipitações máximas anuais de 1 dia de duração e da máxima média das temperaturas anuais, são apresentados no Apêndice D.

Para facilitar a visualização e a sua utilização, foram utilizados os ajustes da interpolação multiquadrática para o traçado de mapas de isolinhas das grandezas físico-climáticas que estão sendo regionalizadas.

As isolinhas obtidas pelo programa foram objeto de uma análise visual e revisão subjetiva para eliminar valores suspeitos e tornar o traçado das linhas mais suaves.

Nas figuras 3.15 a 3.17 são apresentados, respectivamente, os mapas de isolinhas da média e desvio padrão das precipitações máximas anuais de 1 dia de duração e da média das máximas temperaturas diárias anuais.

Tabela 3.14 – Postos pluviométricos complementares

Nº	Código	Nome da estação	n	Latit.	Long.	Prec. máx. 1 dia (mm)	
						Média	D. Padrão
1	02349033	Tomazina	56	23° 46'	49° 57'	79,8	17,8
2	02349034	Wenceslau Braz	39	23° 52'	49° 48'	87,9	25,6
3	02350015	Usina Apucarantina	40	23° 44'	50° 55'	89,3	31,4
4	02350022	Bancão	12	23° 22'	50° 30'	115,6	38,8
5	02350062	Usina Figueira	30	23° 51'	50° 23'	85,4	19,2
6	02351004	Bom Sucesso	13	23° 42'	51° 46'	96,3	36,1
7	02351005	Fênix	21	23° 55'	51° 59'	94,3	20,2
8	02351026	Rio Bom	14	23° 45'	51° 24'	91,3	24,5
9	02352000	P. Paraíso do Norte	39	23° 19'	52° 40'	81,0	23,2
10	02352010	Porto Bananciras	23	23° 40'	52° 07'	88,1	18,9
11	02352011	Tapejara	20	23° 43'	52° 52'	89,0	27,7
12	02352013	Porto Flórida	21	23° 07'	52° 00'	89,4	26,1
13	02353001	Santa Izabel do Ivaí	34	23° 00'	53° 11'	85,2	19,2
14	02353002	Balsa do Goio-Ere	27	23° 55'	53° 08'	93,9	24,4
15	02353003	Altonia	18	23° 51'	53° 53'	95,0	28,8
16	02353004	Cruzeiro do Oeste	23	23° 46'	53° 04'	95,6	21,8
17	02353005	Xambre	21	23° 43'	53° 29'	95,4	24,6
18	02353046	Alto Alegre	14	23° 36'	53° 20'	104,2	26,3
19	02449011	Pirai do Sul	16	24° 32'	49° 58'	79,4	17,1
20	02449028	Socavao	14	24° 46'	49° 42'	76,1	23,4
21	02449042	Fazenda Morungava	15	24° 14'	49° 23'	82,0	25,1
22	02450002	Tibagi	56	24° 30'	50° 24'	74,3	16,1
23	02450006	Salto Maua	48	24° 03'	50° 42'	86,3	26,4
24	02450009	Bom Jardim	47	24° 42'	50° 29'	72,8	24,7
25	02450052	Rio Novo	13	24° 25'	50° 58'	75,5	16,5
26	02451003	Tereza Cristina	36	24° 50'	51° 09'	85,5	20,3
27	02451013	Pitanga	22	24° 45'	51° 46'	82,6	17,5
28	02451014	Ivaiporã	36	24° 15'	51° 39'	93,2	26,5
29	02452000	Balsa do Cantu	26	24° 45'	52° 42'	91,5	19,9
30	02452001	Ponte do Goio-Bang	26	24° 37'	52° 56'	89,6	18,9
31	02452008	Iretama	22	24° 25'	52° 06'	89,9	17,6
32	02452010	Janiópolis	21	24° 08'	52° 46'	91,1	23,1

Tabela 3.14 – Postos pluviométricos complementares (continuação)

Nº	Código	Nome da estação	n	Latit.	Long.	Prec. máx. 1 dia (mm)	
						Média	D. Padrão
33	02452015	Roncador	25	24° 36'	52° 16'	88,8	18,4
34	02452016	Palmital	23	24° 53'	52° 13'	98,9	24,7
35	02452018	Campo Mourão	21	24° 03'	52° 12'	97,6	22,5
36	02453000	Balsa do Santa Maria	23	24° 10'	53° 44'	90,2	25,6
37	02453004	Assis Chateaubriand	29	24° 23'	53° 31'	94,4	24,6
38	02453008	Alto Piquiri	22	24° 02'	53° 28'	92,1	28,1
39	02453012	Corbelia	23	24° 48'	53° 18'	95,6	20,6
40	02453016	Goio-Ere	22	24° 10'	53° 01'	93,5	22,5
41	02454000	P.Mendes Goncalves	52	24° 30'	54° 20'	106,7	31,9
42	02548020	P.Branca Araraquara	24	25° 59'	48° 53'	130,4	50,7
43	02548041	Mananciais da Serra	51	25° 29'	48° 59'	91,4	34,8
44	02548053	Guaratuba	16	25° 53'	48° 35'	127,6	57,1
45	02549001	Porto Amazonas	57	25° 33'	49° 53'	58,6	20,6
46	02549003	R. Várzea dos Lima	49	25° 57'	49° 23'	77,9	21,0
47	02549007	Usina Guaricana	30	25° 44'	49° 00'	88,1	25,1
48	02549045	Bateias	13	25° 21'	49° 31'	81,7	21,3
49	02549046	Mato Queimado	16	25° 10'	49° 50'	79,8	30,1
50	02549061	Quitandinha	18	25° 41'	49° 30'	78,3	21,5
51	02550000	Rio dos Patos	58	25° 12'	50° 56'	81,4	22,1
52	02550001	Sao Mateus do Sul	56	25° 52'	50° 23'	79,1	25,7
53	02550002	Usina São Jorge	46	25° 02'	50° 05'	71,6	19,6
54	02550006	Ivai	43	25° 01'	50° 51'	77,0	19,5
55	02550034	Rio Azul	15	25° 43'	50° 47'	80,6	20,1
56	02550041	Vieiras	15	25° 29'	50° 18'	86,0	35,0
57	02551001	Leonópolis	30	25° 41'	51° 12'	68,0	21,4
58	02551004	Santa Clara	35	25° 38'	51° 58'	92,2	28,7
59	02551007	Fazenda Tagua	28	25° 31'	51° 47'	87,7	24,7
60	02551008	Colônia Vitória	24	25° 33'	51° 29'	101,2	35,8
61	02551009	Campina do Simão	22	25° 06'	51° 48'	80,3	21,1
62	02551035	Campo de Dentro	14	25° 16'	51° 15'	92,1	33,8
63	02552000	Quedas do Iguazu	46	25° 28'	52° 54'	110,6	32,6
64	2552001	Águas do Verê	35	25° 46'	52° 56'	95,6	25,1

Tabela 3.14 – Postos pluviométricos complementares (continuação)

Nº	Código	Nome da estação	n	Latit.	Long.	Prec.máx. 1 dia (mm)	
						Média	D. Padrão
65	2552002	Balsa do Santana	35	25° 54'	52° 51'	104,1	27,7
66	2552005	Usina Cavernoso	39	25° 30'	52° 13'	89,9	24,7
67	2552006	Guaraniçu	28	25° 05'	52° 53'	99,1	27,3
68	2552008	Marquinho	24	25° 06'	52° 16'	104,6	30,0
69	2552012	Segredo	16	25° 49'	52° 10'	111,4	27,4
70	2553001	Estreito do Iguaçu	17	25° 33'	53° 46'	98,9	35,2
71	2553003	Júlio Mesquita Filho	29	25° 34'	53° 07'	100,2	33,8
72	2553005	Pérola d'Oeste	25	25° 50'	53° 45'	110,9	37,9
73	2553009	Céu Azul	24	25° 08'	53° 51'	107,3	27,9
74	2553010	Sta Isabel do Oeste	27	25° 49'	53° 30'	107,2	21,8
75	2553016	Rio da Paz	16	25° 10'	53° 22'	111,2	31,6
76	2554002	Salto Cataratas	40	25° 41'	54° 26'	103,9	35,5
77	2554006	São Miguel doIguaçu	26	25° 21'	54° 15'	101,0	35,8
78	2651003	Jangada	49	26° 22'	51° 15'	67,0	26,9
79	2651004	Porto Vitória	41	26° 10'	51° 13'	83,4	19,1
80	2651005	Fazenda Maracanã	48	26° 02'	51° 09'	85,2	24,6
81	2651015	Usina Bituruna	37	26° 10'	51° 33'	88,2	24,1
82	2651019	Solais	15	26° 02'	51° 55'	106,4	30,9
83	2651024	Serraria Santa Rita	14	26° 38'	51° 25'	78,7	21,5
84	2652011	Mariópolis	17	26° 21'	52° 34'	96,5	18,8
85	2652012	Moinho Caçador	25	26° 16'	52° 48'	102,6	25,3
86	2652015	Salto Claudelino	21	26° 17'	52° 20'	109,2	32,2
87	2653008	Barracão	21	26° 16'	53° 39'	123,8	33,4

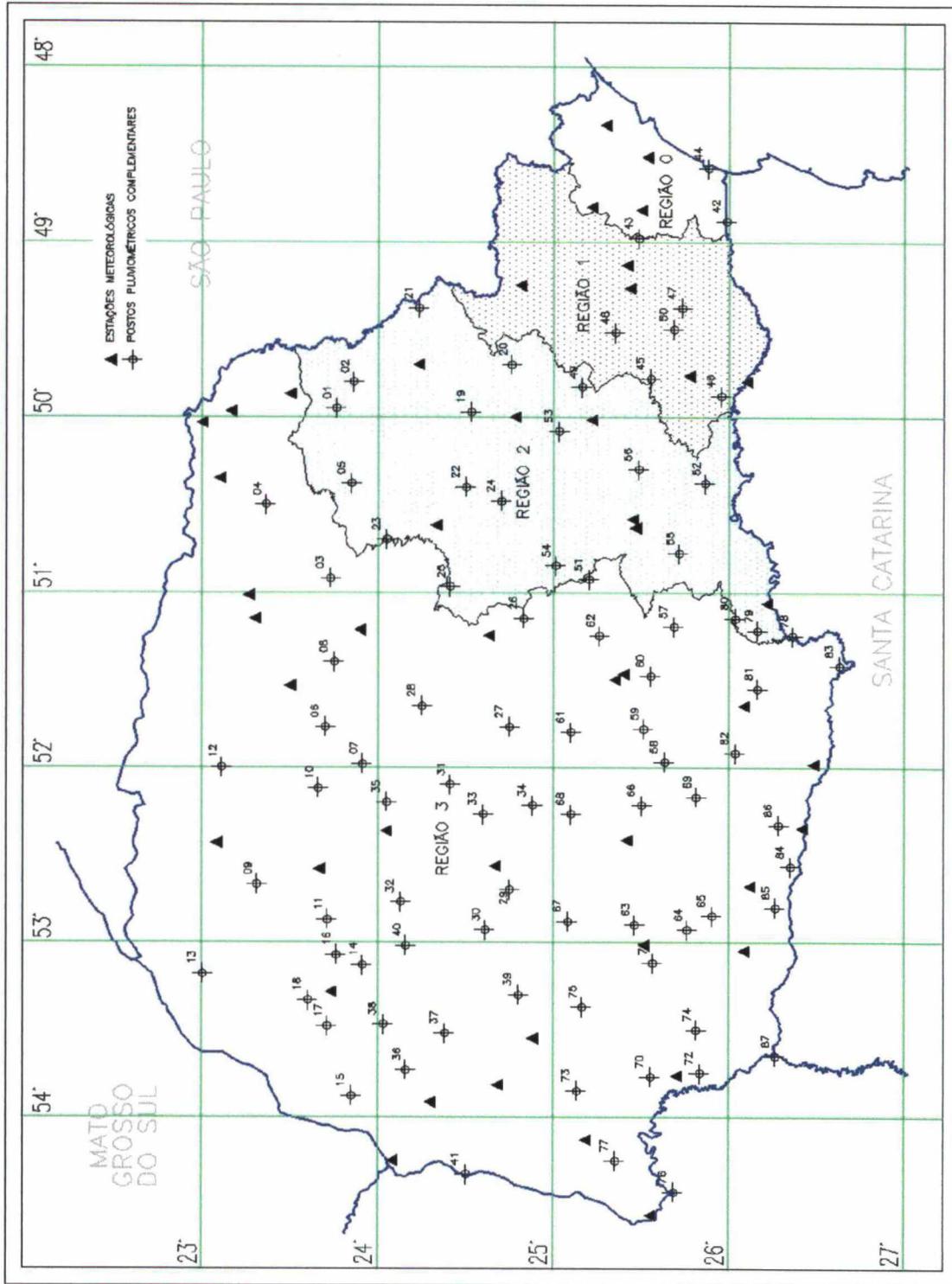


Figura 3.14 – Localização dos postos pluviométricos complementares

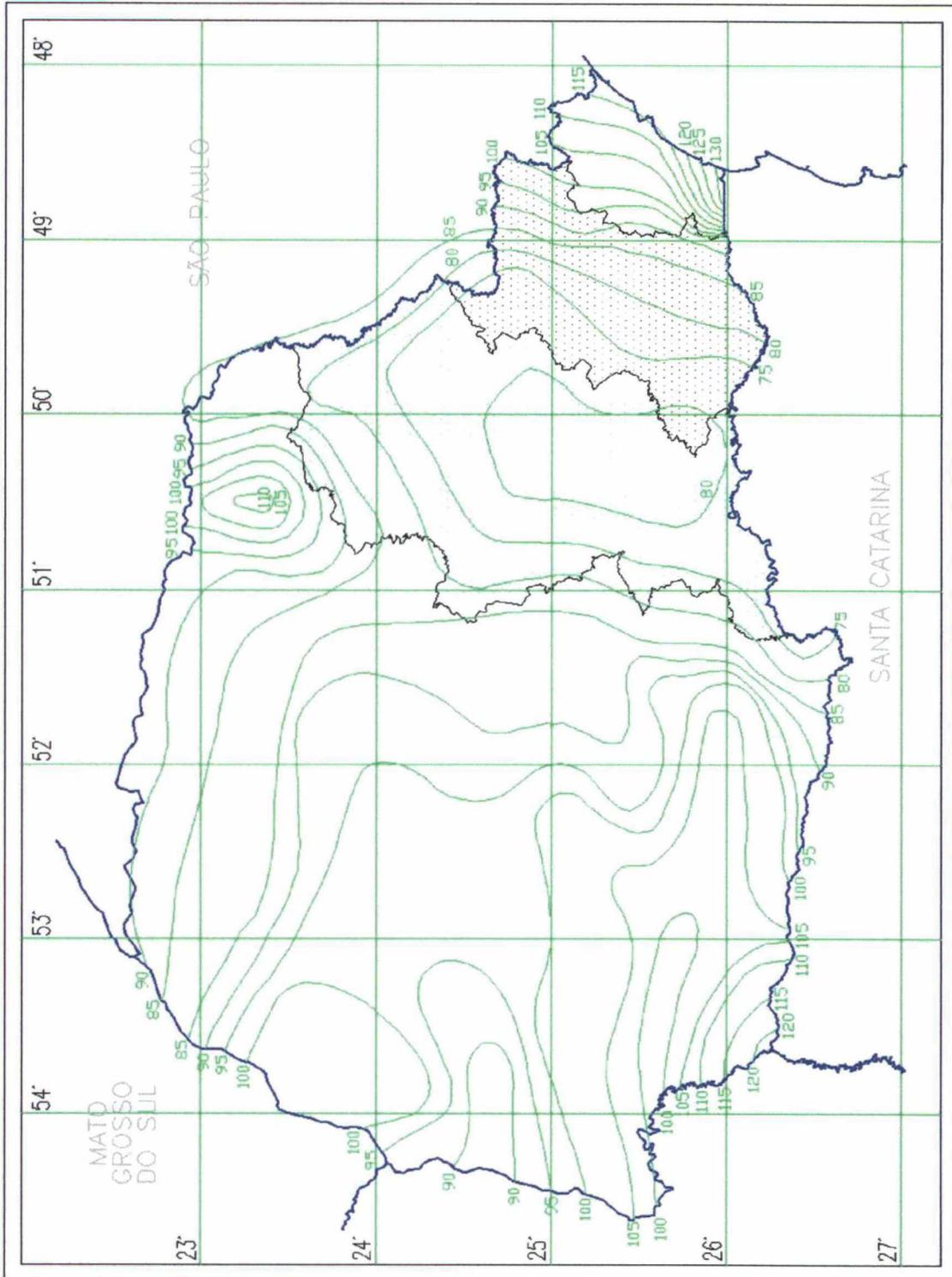


Figura 3.15 – Isolinhas da média das precipitações máximas anuais de 1 dia de duração (mm)

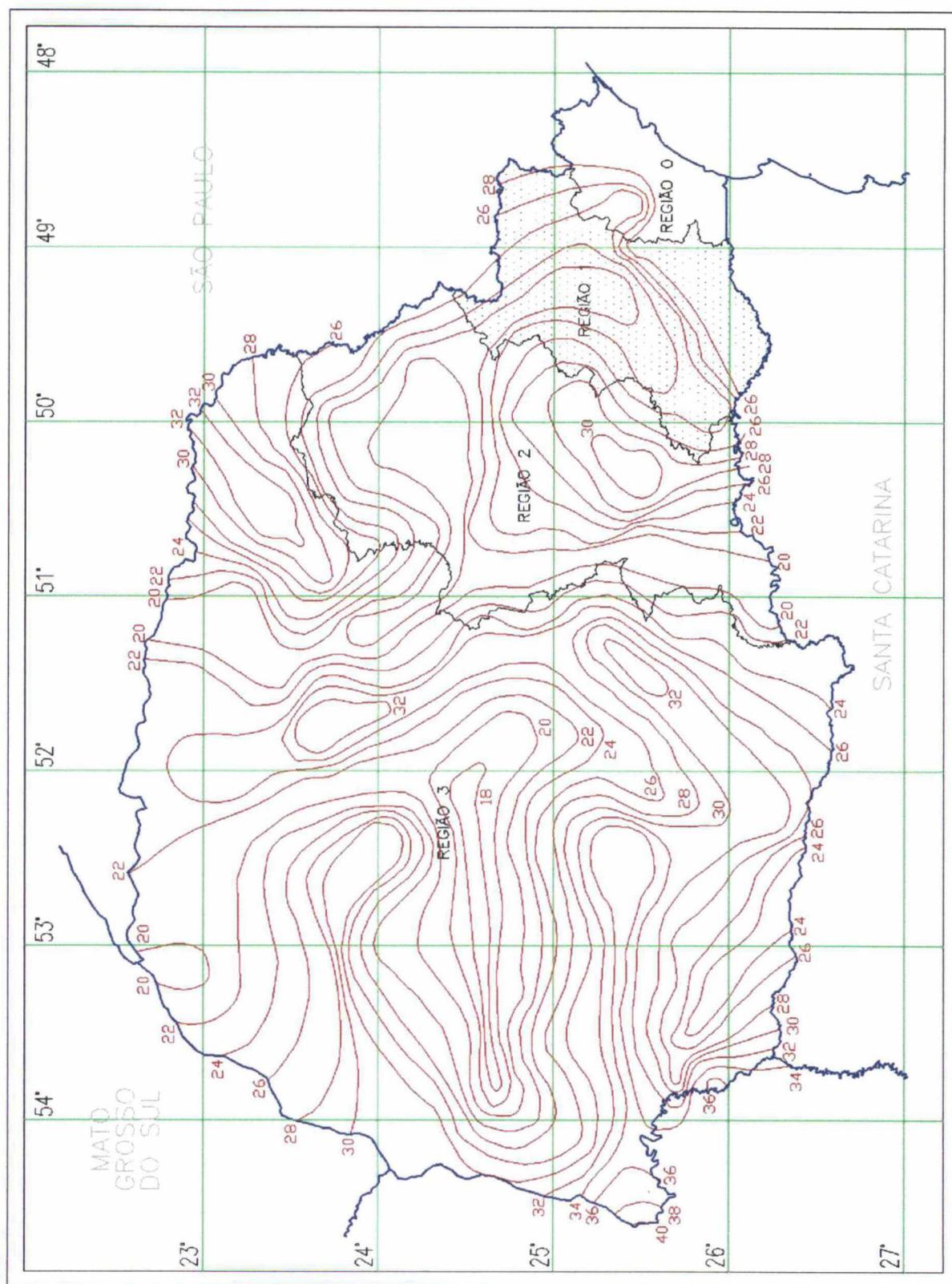


Figura 3.16 – Isolinhas do desvio padrão das precipitações máximas anuais de 1 dia de duração (mm)

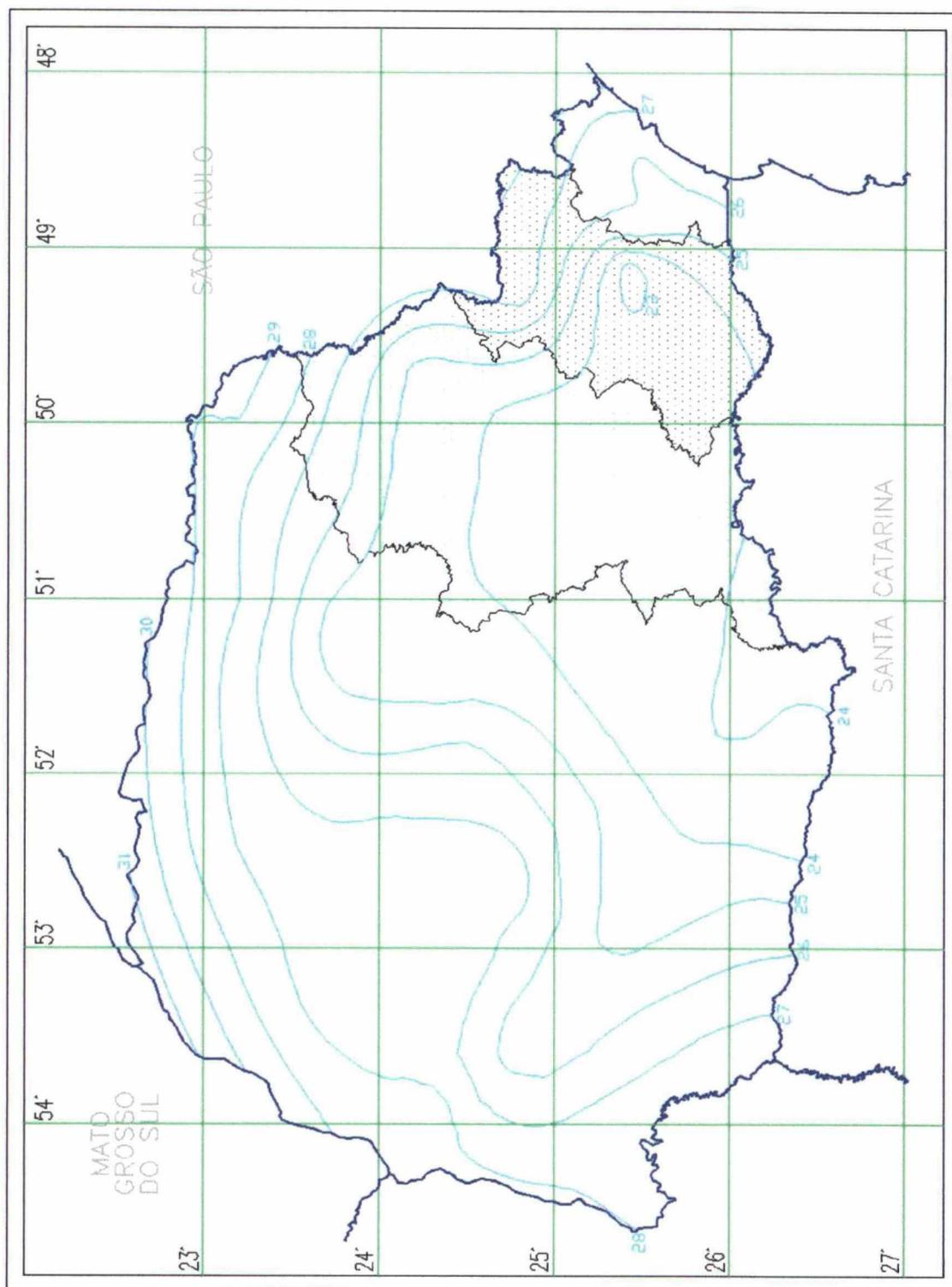


Figura 3.17 – Isoietas da média das máximas temperaturas diárias anuais (°C)

3.5 Exemplo de aplicação do método de regionalização

Supondo que se queira determinar a precipitação máxima provável de 1 a 4 dias de duração em um local de coordenadas 25°00'S e 52°00'W, o procedimento a ser seguido é o seguinte:

- (1) Verificação, no mapa da figura 3.1, da região em que se encontra o local em questão. Neste exemplo, o local estudado encontra-se na região 3;
- (2) Determinação das variáveis explicativas nos mapas de isolinhas das figuras 3.15 a 3.17. No caso:

$$\bar{P}_{\max} = 95 \text{ mm}$$

$$S_{P_{\max}} = 23 \text{ mm}$$

$$\bar{T}_{\max} = 25,3 \text{ }^{\circ}\text{C}$$

- (3) Estimativa da PMP no local estudado pelas equações (3.10) a (3.13). Neste exemplo, estando o local estudado na região 3, será utilizada a equação (3.12) na estimativa da PMP de 1 a 4 dias de duração. Os parâmetros β_k^i são obtidos da tabela 3.9. A aplicação da equação de regressão é mostrada na tabela 3.15. As PMPs estimadas são as seguintes:

$$\hat{PMP} \text{ de 1 dia de duração: } 234 \text{ mm}$$

$$\hat{PMP} \text{ de 2 dias de duração: } 348 \text{ mm}$$

$$\hat{PMP} \text{ de 3 dias de duração: } 406 \text{ mm}$$

$$\hat{PMP} \text{ de 4 dias de duração: } 441 \text{ mm}$$

Tabela 3.15 – Estimativa da PMP pelo modelo de regressão proposto

Variáveis	\widehat{PMP} 1 dia		\widehat{PMP} 2 dias		\widehat{PMP} 3 dias		\widehat{PMP} 4 dias		
	a_i	β_k^1	$a_i^{\beta_k}$	β_k^2	$a_i^{\beta_k^2}$	β_k^3	$a_i^{\beta_k^3}$	β_k^+	$a_i^{\beta_k^+}$
Termo indep.	-	1,461		0,951		1,548		2,626	
Região 3	-	0,115		0,079		0,059		0,031	
\bar{P}_{\max}	95,0 mm	0,485	9,103	1,250	296,59	1,415	628,75	1,399	584,57
$S_{P \max}$	23,0 mm	0,415	3,674	0,148	1,591	0,051	1,173	-0,007	0,978
\bar{T}_{\max}	25,3°C	0,115	1,450	-0,413	0,263	-0,682	0,110	-0,903	0,054
$PMP = \exp(\beta_0^i + \beta_3^i) \bar{P}_{\max}^{\beta_4^i} S_{P \max}^{\beta_5^i} \bar{T}_{\max}^{\beta_6^i}$									
			234		348		406		441

4. CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

Este trabalho apresenta um método para regionalização da precipitação máxima provável estimada pelo método hidrometeorológico, através da aplicação de um modelo de regressão regional log-linear, com os parâmetros ajustados pelo método dos mínimos quadrados ponderados (WLS).

As características físico-climáticas adotadas como variáveis explicativas no modelo de regressão foram a média e o desvio padrão das precipitações máximas anuais de 1 dia de duração e a média das máximas temperaturas diárias anuais. A regionalização destas variáveis foi feita pelo método de interpolação multiquadrática.

As principais conclusões e recomendações com relação ao trabalho são as seguintes:

- (1) O modelo de regressão log-linear ajustado à PMP de 1 a 4 dias de duração apresentou coeficiente de determinação R-quadrado na faixa de 0,71 a 0,54 e erro padrão de estimativa entre 9,7% a 15,3%.
- (2) Os afastamentos da PMP estimada por regressão em relação à PMP calculada pelo método hidrometeorológico situam-se, em 95% das estações analisadas, entre $\pm 19\%$ e $\pm 24\%$, dependendo da duração, amplitude esta que pode ser considerada bastante satisfatória na análise de eventos extremos. Esta amplitude também está coerente com a magnitude do erro padrão, que vale aproximadamente a metade da semi-amplitude.
- (3) Na aplicação do método WLS para estimar os parâmetros da regressão, verificou-se que o erro do modelo é praticamente desprezível frente ao erro

amostral. Isto indica que a variabilidade das estimativas da PMP em relação à regressão se devem essencialmente a flutuações amostrais.

- (4) Mesmo dispondo-se de dados meteorológicos observados no local, recomenda-se a utilização da PMP regionalizada em lugar da estimativa local sempre que a série de dados disponível for inferior a 50 anos. Também seria interessante combinar estimadores locais com regionais usando técnicas Bayesianas.
- (5) O modelo de regionalização da PMP proposto é de fácil aplicação e permite que se estime a PMP de 1 a 4 dias de duração, em qualquer ponto dentro do Estado do Paraná, com uma precisão bastante razoável para eventos extremos.

Como recomendação para estudos futuros, sugere-se:

- (1) Estender os estudos para outras regiões do Brasil, principalmente as de interesse energético, para as quais o conhecimento da PMP é muito importante no dimensionamento dos órgãos de descarga das usinas hidrelétricas.
- (2) Reavaliar o ajuste do modelo de regressão utilizando a PMP estimada pelo método hidrometeorológico com o ponto de orvalho ajustado por uma distribuição de probabilidades adequada.
- (3) Estender a regionalização para PMPs de durações inferiores a 1 dia, importantes para bacias pequenas.
- (4) Utilizar técnicas alternativas de regionalização como por exemplo as técnicas diretas de interpolação como multiquadrática e/ou Kriging.

- (5) Pesquisar outras variáveis explicativas, como por exemplo a latitude e a longitude, que podem se mostrar importantes em regiões mais extensas;
- (6) Analisar a influência da correlação espacial no ajuste dos parâmetros do modelo de regressão através da aplicação do método dos mínimos quadrados generalizados (GLS);
- (7) Usar técnicas de análise multivariada para melhor definir regiões homogêneas.

APÊNDICE A**Cálculo da PMP na estação meteorológica Jacarezinho (02349028)**

CÁLCULO DA PMP
 ESTAÇÃO JACAREZINHO - 02349028

MAXIMIZAÇÃO DAS MÁXIMAS PRECIPITAÇÕES DO HISTÓRICO
 PERÍODO DISPONÍVEL: JAN/61 a DEZ/85

1 DIA DE DURAÇÃO							
Data	Precipitação (mm)	Ponto de orvalho durante evento (°C)	Altura de água precipitável (cm)	Ponto de orvalho máximo (°C)	Altura de água precip. máxima (cm)	Fator de maximização	Precipitação maximizada (mm)
17/02/64	98.0	21.5	5.87	25.4	8.29	1.41	138.5
16/01/65	99.5	20.8	5.51	25.4	8.31	1.51	150.1
03/10/72	129.2	18.3	4.41	23.1	6.76	1.54	198.4
03/03/78	128.2	19.7	4.99	25.2	8.16	1.63	209.4
13/01/81	109.2	22.1	6.19	25.4	8.30	1.34	146.5
23/01/72	107.3	20.1	5.18	25.4	8.30	1.60	172.2

2 DIAS DE DURAÇÃO							
Data	Precipitação (mm)	Ponto de orvalho durante evento (°C)	Altura de água precipitável (cm)	Ponto de orvalho máximo (°C)	Altura de água precip. máxima (cm)	Fator de maximização	Precipitação maximizada (mm)
16/02/64	167.4	21.6	5.92	25.4	8.30	1.40	235.8
28/10/66	176.0	19.4	4.86	24.3	7.51	1.54	271.9
03/10/72	179.0	18.3	4.41	23.1	6.76	1.54	274.8
17/03/74	168.3	21.6	5.92	24.8	7.87	1.33	223.8
06/06/83	143.7	13.5	2.87	19.9	5.10	1.78	255.7

CÁLCULO DA PMP
 ESTAÇÃO JACAREZINHO - 02349028

MAXIMIZAÇÃO DAS MÁXIMAS PRECIPITAÇÕES DO HISTÓRICO
 PERÍODO DISPONÍVEL: JAN/61 a DEZ/85

3 DIAS DE DURAÇÃO							
Data	Precipitação (mm)	Ponto de orvalho durante evento (°C)	Altura de água precipitável (cm)	Ponto de orvalho máximo (°C)	Altura de água precip. máxima (cm)	Fator de maximização	Precipitação maximizada (mm)
15/02/64	209.2	21.6	5.92	25.4	8.30	1.40	294.5
28/10/66	180.0	19.4	4.86	24.3	7.51	1.54	278.0
03/10/72	200.7	18.3	4.41	23.1	6.76	1.54	308.1
17/03/74	181.7	21.6	5.92	24.8	7.87	1.33	241.7
05/06/83	170.9	13.5	2.87	20.0	5.13	1.79	305.7

4 DIAS DE DURAÇÃO							
Data	Precipitação (mm)	Ponto de orvalho durante evento (°C)	Altura de água precipitável (cm)	Ponto de orvalho máximo (°C)	Altura de água precip. máxima (cm)	Fator de maximização	Precipitação maximizada (mm)
14/02/64	272.3	22.0	6.13	25.4	8.30	1.35	379.9
27/10/66	180.7	20.5	5.36	24.3	7.51	1.40	279.0
02/10/72	213.1	18.3	4.41	23.1	6.76	1.54	327.2
16/03/74	189.4	22.3	6.30	24.8	7.87	1.25	251.3
28/05/83	192.8	19.1	4.73	20.5	5.36	1.13	218.5

APÊNDICE B**Programa para ajuste de parâmetros pelo método WLS**

```
program h77regmd;
```

```
(*
```

```
Programa para ajuste dos parâmetros de uma regressão
pelo método dos mínimos quadrados ponderados (WLS).
Desenvolvido por E. Kaviski, Janeiro/95
Adaptacoes efetuadas em novembro/2000 por M.Carvalho
```

```
*)
```

```
uses
```

```
  wincrt;
```

```
type
```

```
  str      = string[24];
  mat10020 = array[1..150,1..20] of double;
  mat2020  = array[1..20,1..20]  of extended;
  vet100   = array[1..150]       of double;
  vet20    = array[1..20]        of extended;
  vetb20   = array[1..20]        of integer;
  vetb100  = array[1..150]       of integer;
  char8    = array[1..8]         of char;
  vet370i  = array[1..370]       of integer;
```

```
  tregn    = record
    simb : string[ 6];
    nome : string[40];
  end;
```

```
  treg     = record
    cod : longint;
    x   : array[1..500]   of single;
    ajs : array[1..10,1..10] of byte;
  end;
```

```
  tregres  = record
    t,                                     (* Tipo de dados      *)
    k,                                     (* Numero de grupos  *)
    np : byte;                             (* Numero par.class. *)
    r : word;                              (* Num. do registro  *)
    p : array[1..5]   of integer;          (* Par. class.      *)
    bw : array[1..5]  of single;           (* Razao varb/varw  *)
    l : array[1..10]  of byte;             (* Num. est./grupo  *)
    e : array[1..10,1..150] of byte;       (* Estacoes p/grupo *)
    m : array[1..10,1..5] of double;       (* Media par./grupo *)
    v : array[1.. 5,1..5] of double;       (* matriz cov.      *)
  end;
```

```
  tregreg  = record
    pvd : integer; (* Pos. var. dep.      *)
    k   : byte;    (* Numero de grupos  *)
    r1,                                     (* Num. reg. do grupo *)
    r2 : word;     (* Num. reg. regre.  *)
    npv : array[1..10] of byte; (* Num. var. indepen. *)
    cd,                                     (* Coef. det. linea. *)
    cm,                                     (* Coef. det. mult.  *)
    s2 : array[1..10] of double; (* Var. resid.(log.) *)
    pvi : array[1..10,1..10] of integer; (* Pos. var. ind.    *)
    c   : array[1..10,0..10] of double; (* Coeficientes regr. *)
    v   : array[1..10,0..10,0..10] of double; (* Matriz Inversa   *)
  end;
```

```
var
```

```
  indrest,
  indregt      : text;
  arqresb     : file of tregres;
  arqregb     : file of tregreg;
  regres     : ^tregres;
  regreg     : ^tregreg;
  regn      : tregn;
```

```

arqn          : file of tregn;

arq           : file of treg;
reg           : treg;

narqger       : string[20];

ares,
dad,
sol,
parl,
sda           : text;

narqn,
narqtr,
nres,
nsol,
nparl,
narq,
nfim          : string[20];
a             : mat2020;
b,b1         : ^mat10020;
p,ap,bp,cp,
cv,cva,cve,
z,ze,nn,ca,ck : vet100;
c,ep11,
fprob        : vet20;
prob,tprob   : array[1..20] of real;
masc         : array[1..20,1..3] of char;
sp,
ep1,cd1,ep11,
ep,cd,cm,cml : extended;
i,j,k,m,r    : integer;
impr,
rc,it,gg,bkp : byte;
ts           : array[1..3] of real;
freq         : array[1..11] of real;
vlnpmp       : double;
sig2y        : double;
auxcv,
b2,b3,b4,
b5,b6,b7     : double;

var
ne,ppca,
pics,
npm,npv,
npm0,npv0,
ppck,ppn,
ppm,ppcv    : integer;
e           : ^vetb100;
pm,pv       : vetb20;
codigo      : array[1..150] of longint;
imin,
nparc       : integer;
parc        : ^vet370i;

nmin,nmax,
perc        : double;
impvar      : boolean;

label
fimloop;

const
niv : array[1..3] of real = (0.05,0.025,0.005);

```

```

leu : boolean = false;
tit : array[1..6] of string[21] = ('Vazoes minimas',
                                   'Vazoes medias diarias',
                                   'Vazoes medias mensais',
                                   'Vazoes medias anuais',
                                   'Vazoes maximas',
                                   'Hidrogramas');

{function dat_hor:str;

var
  ano,mes,dia,sem,
  hor,min,seg,s100 : word;

const
  mesa : array[1..12] of string[3] = ( 'jan','fev','mar','abr','mai','jun',
                                         'jul','ago','set','out','nov','dez');

begin

  getdate(ano,mes,dia,sem );
  gettime(hor,min,seg,s100);

  dat_hor := chr((dia div 10) + $30) + chr((dia mod 10) + $30) +
             '/' + mesa[mes] + '/' +
             chr(((ano-1900) div 10) + $30) + chr((ano mod 10) + $30) +
             '-' +
             chr((hor div 10) + $30) + chr((hor mod 10) + $30) +
             ':' +
             chr((min div 10) + $30) + chr((min mod 10) + $30) +
             ':' +
             chr((seg div 10) + $30) + chr((seg mod 10) + $30) +
             '.' +
             chr((s100 div 100) + $30) + chr(((s100 mod 100) div 10) + $30) + chr
((s100 mod 10) + $30);

  end;
}

procedure inormal(p:real; var xp:real; var erro:byte);
var sxp,c1,c2,c3,d1,d2,d3 :real;

begin
  c1:= 2.515517;
  c2:= 0.802853;
  c3:= 0.010328;
  d1:= 1.432788;
  d2:= 0.189269;
  d3:= 0.001308;

erro:=0;
if (p<=0) or (p>0.5)
  then
    begin
      erro:=1;
      exit;
    end;

xp:= sqrt(ln(1/(p*p)));
sxp := c1 +xp*(c2+xp*c3);
sxp:= sxp/(1+xp*(d1+xp*(d2+xp*d3)));
xp := xp-sxp;
end; {fim procedure normal}

procedure student( n:integer; tp:real; var atpn:real );

```

```

var s,s1,teta,costeta: real;
j:integer;
begin
if n =1 then
begin
atpn := arctan (tp)*0.6366197;
exit;
end;
teta := tp/sqrt(n);
teta := arctan (teta);
costeta := cos(teta);

if frac (n/2)=0 then
begin {procedimento para n par}
s1:=1;
s:=1;
costeta := costeta*costeta;
j:=4;
while j<=n do
begin
s1:=s1*costeta*(j-3)/(j-2);
s:= s+s1;
j:=j+2;
end;
s:=sin(teta)*s;
atpn:=s;
end
else
begin
s1:=costeta;
s:= s1;
costeta := costeta*costeta ;
j:=5;
while j<=n do
begin
s1:=s1*costeta*(j-3)/(j-2);
s:= s+s1;
j:= j+2;
end;
s:=sin(teta)*s+teta;
atpn := 0.6366197*s;
end;
end;{fim pprocedure student}

```

```

procedure istuden( n:integer; p:real; var tp:real; var erro:byte );
var g1,g2,g3,g4,xp,
xp2,nfloat :real;

```

```

procedure istudef;
var f1,f2,t1,t2,tpa,dt,atpn :real;
sinal1,sinal2,sinal :integer;

```

```

begin
student(n,tp,atpn);
f1:=1.0 - 2*p -atpn;
if f1 < 0 then
begin
dt := -(tp/10);
sinal1 :=-1;
end
else
begin
dt := (tp/10);
sinal1 := 1;
end;
end;

```

```

        t1:= tp;
        sinal2 := sinal1 ;
{determinacao dos limites de pesquisa da raiz }
        while (sinal1*sinal2>0) do
            begin
                tp:=tp+dt;
                t2:=tp;
student(n, tp, atpn);
f2:= 1-2*p-atpn;
if f2 <0
    then sinal2 :=-1
    else sinal2 := 1;
end;
{aplicacao da regra da falsa posicao }
        tp:=t2;
        tpa :=t1;
        while (abs(tpa-tp)>0.00001) do
            begin
                tpa := tp;
                tp:= t1-(f1*(t2-t1))/(f2-f1);
                student(n, tp, atpn);
atpn :=1-2*p-atpn;
if atpn <0
    then sinal :=-1
    else sinal := 1;
if sinal*sinal <0 then
begin
f2:= atpn;
sinal2 := sinal;
t2:=tp;
end
else begin
f1:=atpn;
t1:=tp;
sinal1:=sinal;
end;
end;
        end;{fim procedure istuddef}

begin

inormal(p, xp, erro);
if erro > 0
    then
        exit;

erro:=0;
if n<=0
    then
        begin
            erro:=1;
            exit;
        end
    else if n=1
        then
            begin
                tp:=sin (1.570796326 -3.141592653*p)/cos (1.570796326 -3.141592653*p);
                exit;
            end
        else if n=2
            then
                begin
                    xp2:=1.0-2.0*p;
                    xp2:=arctan(xp2/sqrt(1-xp2*xp2));
                    tp:=(sin (xp2) /cos (xp2))*1.4142136;
                    exit;
                end

```

```

end
else
nfloat := n;
xp2 := xp*xp ;
g1 := (1.0+xp2)/4.0;
g2 := (3.0+xp2*(16.0+5.0*xp2))/96.0;
g3 := (-15.0+xp2*(17.0+xp2*(19.0+3.0*xp2)))/384.0;
g4 := (-945.0+xp2*(-1920.0+xp2*(1482.0+xp2*(776.0+79.0*xp2))))/92160.0;

tp:= (g1+(g2+(g3+g4/nfloat)/nfloat)/nfloat)/nfloat;
tp:= xp*(1.0+tp);
if (n>=3) and (n<=10) then
  istundef;
end;{fim procedure istuden}

```

```

procedure gaujor( n:integer; var a:mat2020; var rc:byte );

```

```

{ Inversao de matrizes - metodo de Gauss-Jordan }

```

```

var
  i,
  j,
  k,
  r,
  hi : integer;
  max,
  hr : extended;
  hv : array[1..20] of extended;
  p : array[1..20] of integer;

```

```

begin

```

```

  for j := 1 to n do
    begin
      p[j] := j;
      writeln(p[j]);
    end;

```

```

  for j := 1 to n do
    begin
      max := abs(a[j,j]);
      r := j;
      for i := j+1 to n do
        if abs(a[i,j]) > max
          then
            begin
              max := abs(a[i,j]);
              r := i;
            end;

```

```

      if max < 1.0e-30
        then
          begin
            rc := 1;
            exit;
          end;

```

```

      if r > j
        then
          begin

```

```

            for k := 1 to n do
              begin
                hr := a[j,k];
                a[j,k] := a[r,k];

```

```

        a[r,k] := hr;
        end;

        hi := p[j];
        p[j] := p[r];
        p[r] := hi;

        end;

hr := 1.0/a[j,j];
for i := 1 to n do
    a[i,j] := hr*a[i,j];

a[j,j] := hr;
for k := 1 to n do
    if k <> j
    then
        begin

            for i := 1 to n do
                if i <> j
                then
                    a[i,k] := a[i,k] - a[i,j]*a[j,k];

                    a[j,k] := -hr*a[j,k];
                end;
            end;

        end;

end;

rc := 0;

for i := 1 to n do
    begin

        for k := 1 to n do
            hv[p[k]] := a[i,k];

        for k := 1 to n do
            a[i,k] := hv[k];

        end;

    end;

end;

```

```

procedure selamr( n:integer; var a:mat2020; var x:vet20; var rc:byte );

```

```

var
    i,j,it : integer;
    a1     : mat2020;
    z,r    : vet20;
    ok     : boolean;
    s      : extended;

```

```

begin

```

```

    a1 := a;

```

```

    gaujor(n,a,rc);

```

```

    if rc > 0
    then
        exit;

```

```

    for i := 1 to n do

```

```

begin
  x[i] := 0.0;
  for j := 1 to n do
    x[i] := x[i] + a[i,j]*a[j,n+1];
  end;

it := 0;
repeat

  it := it + 1;

  for i := 1 to n do
    begin
      s := 0.0;
      for j := 1 to n do
        s := s + a1[i,j]*x[j];
      r[i] := a[i,n+1] - s;
    end;

    for i := 1 to n do
      begin
        z[i] := 0.0;
        for j := 1 to n do
          z[i] := z[i] + a[i,j]*r[j];
        end;

        for i := 1 to n do
          x[i] := x[i] + z[i];
        (*
        ok := true;
        for i := 1 to n do
          if abs(z[i]/x[i]) > 0.0001
            then ok := false;

        until (it >= 10) or ok;
      *)
    until (it >= 10);

  end;

procedure selgau( n:integer; var a:mat2020; var x:vet20; var rc:byte );
{ sistema de equacoes lineares - metodo de eliminacao de Gauss }

var
  i,j,k,
  l,c      : integer;
  max,
  aux      : extended;
  p        : array[1..20] of integer;
  s        : array[1..20] of extended;

begin

  for i := 1 to n do
    p[i] := i;

  for i := 1 to n do
    begin
      s[i] := abs(a[i,1]);
      for j := 2 to n do
        if s[i] < abs(a[i,j])
          then
            s[i] := abs(a[i,j]);
    end;

```

```

end;

for i := 1 to n do
  begin
    c := i;
    l := i;
    max := abs(a[i,i])/s[i];
    for k := i to n do
      for j := i to n do
        if max < abs(a[k,j])/s[k]
          then
            begin
              max := abs(a[k,j])/s[k];
              c := j;
              l := k;
            end;

    if max < 1.0e-30
      then
        begin
          rc := 1;
          exit;
        end;

    if l > i
      then
        for j := 1 to n+1 do
          begin
            aux := a[i,j];
            a[i,j] := a[l,j];
            a[l,j] := aux;
          end;

    if c > i
      then
        begin
          k := p[i];
          p[i] := p[c];
          p[c] := k;
          for k := 1 to n do
            begin
              aux := a[k,i];
              a[k,i] := a[k,c];
              a[k,c] := aux;
            end;
          end;

    for j := i+1 to n do
      begin
        aux := a[j,i]/a[i,i];
        for k := i+1 to n+1 do
          a[j,k] := a[j,k] - aux*a[i,k];
        end;

    end;

if abs(a[n,n]) < 1.0e-30
  then
    begin
      rc := 1;
      exit;
    end;

for i := n downto 1 do

```

```

begin
  x[p[i]] := a[i,n+1];
  for j := i+1 to n do
    x[p[i]] := x[p[i]] - a[i,j]*x[p[j]];
  x[p[i]] := x[p[i]]/a[i,i];
end;

rc := 0;

end;

```

```

procedure mdec(n,m:integer; var z,ze:vet100; var ep,cd,cm,ep1,cdl,cml:extended );

```

```

var
  i      : integer;
  zm,zem,
  zd,zed : extended;

```

```

begin

```

```

  sp := 0.0;
  ep1 := 0.0;
  cdl := 0.0;
  cml := 0.0;

```

```

  zm := 0.0;
  zd := 0.0;
  zem := 0.0;
  zed := 0.0;

```

```

  for i := 1 to n do
    begin
      sp := sp + p[i];
      zm := zm + z[i];
      zem := zem + ze[i];
    end;

```

```

  if sp < m+1
  then
    begin
      for i := 1 to n do
        p[i] := 1.0;
      sp := n;
    end;

```

```

  zm := zm/n;
  zem := zem/n;

```

```

  for i := 1 to n do
    begin
      ep1 := ep1 + (ze[i]-z[i])*(ze[i]-z[i])*p[i];
      cdl := cdl + (ze[i]-zem)*(z[i]-zm)*p[i];
      zed := zed + (ze[i]-zem)*(ze[i]-zem)*p[i];
      zd := zd + (z[i]-zm)*(z[i]-zm)*p[i];
      cml := cml + (ze[i]-zm)*(ze[i]-zm)*p[i];
    end;

```

```

  cdl := cdl*cdl/(zd*zed);
  cml := cml/zd;

```

```

  ep := 0.0;
  cd := 0.0;
  cm := 0.0;

```

```

  zm := 0.0;

```

```

zd := 0.0;
zem := 0.0;
zed := 0.0;

for i := 1 to n do
begin
z[i] := exp(z[i]);
ze[i] := exp(ze[i]);
zm := zm + z[i];
zem := zem + ze[i];
end;

zm := zm/n;
zem := zem/n;

for i := 1 to n do
begin
ep := ep + (ze[i]-z[i])*(ze[i]-z[i])*p[i];
cd := cd + (ze[i]-zem)*(z[i]-zm)*p[i];
zd := zd + (z[i]-zm)*(z[i]-zm)*p[i];
zed := zed + (ze[i]-zem)*(ze[i]-zem)*p[i];
cm := cm + (ze[i]-zm)*(ze[i]-zm)*p[i];
end;
(*
*)
ep := ep/(n-m);
ep := ep/(sp-m);
cd := cd*cd/(zd*zed);
cm := cm/zd;

end;

procedure ols( n,m:integer; var b:mat10020; var z,ze:vet100;
var a:mat2020; var c:vet20; var ep,cd,cm,epl,cdl,cml:extended;
var rc:byte );

var
zm : double;
i,j,k : integer;

begin
for i:= 1 to n do
{p[i] := nn[i]/0.35;}
p[i] := 1.;

for i := 1 to m do
for j := 1 to m do
begin
a[i,j] := 0.0;
for k := 1 to n do
a[i,j] := a[i,j] + b[k,i]*b[k,j]*p[k];
end;

for i := 1 to m do
begin
a[i,m+1] := 0.0;
for k := 1 to n do
a[i,m+1] := a[i,m+1] + b[k,i]*z[k]*p[k];
end;

{ selgau(m,a,c,rc); }
{ gaujor(m,a,rc); }

```

```

selamr(m,a,c,rc);

if rc > 0
  then
    exit;
(*
  for i := 1 to m do
    begin
      c[i] := 0.0;
      for j := 1 to m do
        c[i] := c[i] + a[i,j]*a[j,m+1];
      end;
*)
  for i := 1 to n do
    begin
      ze[i] := 0.0;
      for j := 1 to m do
        ze[i] := ze[i] + b[i,j]*c[j];
      end;

mdec(n,m,z,ze,ep,cd,cm,ep1,cdl,cml);

end;

function var_ln_med(n,m,s:double):double;
(*
  Variancia de ln[media]

  n - tamanho da serie amostral
  m - media
  s - desvio padrao
*)
var
  aux : extended;

begin
  aux := s/m;

(*
  aux := s;   { Para qmin(30) - 269 }
*)

  var_ln_med := ln(1.0 + aux*aux/n);

end;

function fres(var n:integer; var nn:vet100; var sig2:double;
              var res:vet100; var vlnpmp:double):double;
(*
  n - numero de estacoes
  nn - numero de anos de observacao em cada local
  vlnpmp - variancia do ln[pmp]
*)
var
  fx,den : extended;
  k      : integer;

begin

```

```

fx := 0.0;

for k := 1 to n do
  begin
    den := sig2 + vlnpmp/nn[k];
    if den < 1.E-20 then
      den := 1.0;
    fx := fx + (res[k]/den)*res[k];
    writeln(fx);
  end;

fres := fx;
writeln('2 - fres: ',fx);

end;

```

```

procedure wls( n,m:integer; var b:mat10020; var z,ze:vet100;
  var vlnpmp:double; var a:mat2020;
  var c:vet20; var sig2y:double;
  var ep,cd,cm,epl,cdl,cml:extended; var rc:byte);

```

```

var
  i,j,k          : integer;
  zz,
  sigm2,
  fxnew          : double;
  ik             : integer;
  s2low, s2up,
  s2old,
  fxup, fxlow,
  delta, vlnini : double;
  res            : vet100;

```

```

begin

```

```

  ze := z;
  sig2y := 0.0;
  s2old := 0.0;

```

```

  for ik := 1 to 20 do      {Iteracao para determinar sig2y}
    begin

```

```

      sigm2 := sig2y;
      writeln(sda,'ik: ',ik:2,' ',sigm2);

```

```

      for i := 1 to n do      { Inicializacao dos pesos }
        begin
          p[i] := sigm2 + vlnpmp/nn[i];
          { p[i] := vlnpmp/nn[i];}
          p[i] := 1/p[i];
        end;

```

```

      for i := 1 to m do
        for j := 1 to m do
          begin
            a[i,j] := 0.0;
            for k := 1 to n do
              a[i,j] := a[i,j] + b[k,i]*b[k,j]*p[k];
            end;

```

```

      for i := 1 to m do
        begin
          a[i,m+1] := 0.0;
          for k := 1 to n do
            a[i,m+1] := a[i,m+1] + b[k,i]*z[k]*p[k];

```

```

end;

selamr(m,a,c,rc);

if rc > 0
then
exit;

for i := 1 to n do
begin
zz := 0.0;
for j := 1 to m do
zz := zz + b[i,j]*c[j];
ze[i] := zz;
res[i] := z[i] - ze[i];
writeln(sda,exp(z[i]):7:1,exp(ze[i]):7:1,exp(z[i])-exp(ze[i]):7:1);
end;

if ik = 1 then
begin
fxnew := m - n + fres(n,nn,sigm2,res,vlnpmp);
writeln(sda,'fres: ',(fxnew-(m-1)+n),' fxnew: ',fxnew);
if fxnew < 0.0 then
begin
sig2y := sigm2;
mdec(n,m,z,ze,ep,cd,cm,epl,ccl,cml);
exit;
end;
end;

{ Resolvendo sig2y pelo metodo regula falsi}

s2low := 0.0;
vlnini := 0.0;
s2up := fres(n,nn,s2low,res,vlnini)/(n-m);
fxup := m - n + fres(n,nn,s2up,res,vlnpmp);
fxlow := m - n + fres(n,nn,s2low,res,vlnpmp);

writeln(sda,ik,' ','fxup',fxup,'fxlow',fxlow);

repeat
writeln(sda,' s2old: ',s2old);
sig2y := s2up - fxup*(s2low-s2up)/(fxlow-fxup);
writeln(sda,' sig2y: ',sig2y);
fxnew := m - n + fres(n,nn,sig2y,res,vlnpmp);
writeln(sda,'ik:',ik:2,' fres: ',fxnew-m+n,' fxnew:',fxnew);
delta := abs(sig2y-s2old)/sig2y;
writeln(sda,'delta: ',delta);
if (fxnew*fxlow) < 0.0 then
begin
s2up := sig2y;
fxup := fxnew;
end
else
begin
s2low := sig2y;
fxlow := fxnew;
end;
s2old := sig2y;
until delta < 0.01;

delta := abs(sig2y - sigm2)/sig2y;
writeln(sda,'delta sigm2: ',delta);
if delta < 0.01 then
begin

```

```

        mdec(n,m,z,ze,ep,cd,cm,epl,cdl,cml);
        exit;
        end;

    end;

    writeln(sda,'saiu do loop',sig2y,sigm2);

    mdec(n,m,z,ze,ep,cd,cm,epl,cdl,cml);

    end;

procedure correl( kph:integer );
{
  Analise da estrutura de correlacao - Adpatado do programa CORREL.
  E. Kaviski - junho/94.
}

type
  vet370d   = array[1..370]      of double;
  vet370i   = array[1..370]      of integer;
  vet125s   = array[1..125]      of single;

var
  a          : file of vet125s;
  cor        : ^vet370d;
  v,
  vd,vi      : ^vet125s;
  medpil,
  medpdl,
  dpdpil,
  dpdpdl    : ^vet370d;
  par3       : text;
  cov        : double;
  i,j,k,m    : integer;
  npd,
  npi        : integer;
  pd,
  pi         : ^vet370i;

procedure meddpd( n,t:integer; var p:vet370i; var med,dpd:vet370d );
{
  t = 1 : linear;  t = 2 : log.
}
var
  i,j : integer;

begin
  if t = 1
  then
    begin
      for i := 1 to n do
        begin
          seek( a , p[i]-1 );
          read( a , v^ );
          med[i] := 0.0;
          for j := 1 to ne do
            med[i] := med[i] + v^[e^[j]];
          med[i] := med[i]/ne;
          end;
        end;
      for i := 1 to n do
        begin

```

```

        seek( a , p[i]-1 );
        read( a , v^ );
        dpd[i] := 0.0;
        for j := 1 to ne do
            dpd[i] := dpd[i] + (v^[e^[j]]-med[i])*
                               (v^[e^[j]]-med[i]);
        end;
    end
else
    begin
        for i := 1 to n do
            begin
                seek( a , p[i]-1 );
                read( a , v^ );
                med[i] := 0.0;
                for j := 1 to ne do
                    med[i] := med[i] + ln(v^[e^[j]]);
                med[i] := med[i]/ne;
            end;

            for i := 1 to n do
                begin
                    seek( a , p[i]-1 );
                    read( a , v^ );
                    dpd[i] := 0.0;
                    for j := 1 to ne do
                        dpd[i] := dpd[i] + (ln(v^[e^[j]])-med[i])*
                                             (ln(v^[e^[j]])-med[i]);
                    end;
                end;
            end;
        end;
    end;

procedure corr( nd,ni,t:integer; var pd,pi:vet370i;
                var medd,dpdd,medi,dpdi:vet370d );
{
    t = 1 : linear;  t = 2 : log.
}
var
    i,j,k : integer;
    cov   : double;

begin
    if t = 1
    then
        for i := 1 to nd do
            begin
                seek( a , pd[i]-1 );
                read( a , vd^ );
                for j := 1 to ni do
                    begin
                        seek( a , pi[j]-1 );
                        read( a , vi^ );
                        cov := 0.0;
                        for k := 1 to ne do
                            begin
                                cov := cov + (vd^[e^[k]]-medd[i])*
                                              (vi^[e^[k]]-medi[j]);
                            end;
                        if (abs(dpdi[j]) > 1.0e-5)
                        then
                            cov := cov/sqrt(abs(dpdd[i]*dpdi[j]))
                        else

```

```

        cov := 0.0;
        if pd[i] = pi[j]
            then
                cov := 0.0;
        cor^[j] := cov;
        end;
    end
else
    for i := 1 to nd do
        begin
            seek( a , pd[i]-1 );
            read( a , vd^ );
            for j := 1 to ni do
                begin
                    seek( a , pi[j]-1 );
                    read( a , vi^ );
                    cov := 0.0;
                    for k := 1 to ne do
                        cov := cov + (ln(vd^[e^[k]])-medd[i]) * (ln(vi^[e^[k]])-medi[j]);
                    if abs(dpdi[j]) > 1.0e-5
                        then
                            cov := cov/sqrt(dpdd[i]*dpdi[j])
                        else
                            cov := 0.0;

                    if pd[i] = pi[j]
                        then
                            cov := 0.0;

                    cor^[j] := cov;

                end;
            end;
        end;
    end;

begin
    new(cor);
    new(v);
    new(vd);
    new(vi);
    new(medpil);
    new(medpdl);
    new(dpdpil);
    new(dpdpdl);
    new(pd);
    new(pi);

    npd      := 1;
    pd^[npd] := kph;

    assign ( a , 'c:\bin\bacatu95.inv ' );
    reset  ( a      );

    assign ( par3, narqger + '.ddd' );
    reset  ( par3 );

    read(par3,npj);
    for i := 1 to npj do
        read(par3,pi^[i]);

```

```

close(par3);

m := 0;
for i := 1 to npi do
  begin
    seek( a , pi^[i]-1 );
    read( a , vi^          );

    k := 0;
    repeat

      k := k + 1;
      if (vi^[e^[k]] <= 0.0) or (vi^[e^[k]] > 90000.0)
      then
        k := 1000;

    until k >= ne;

    if k < 900
    then
      begin
        m      := m + 1;
        pi^[m] := pi^[i];
      end;

    end;

npi := m;
writeln(npi);

meddpd(npd,2,pd^,medpdl^,dpdpdl^);  { log.   }
meddpd(npi,2,pi^,medpil^,dpdpil^);  { log.   }
corr(npd,npi,2,pd^,pi^,medpdl^,dpdpdl^,medpil^,dpdpil^);

writeln(sol);
writeln(sol);
writeln(sol,'Analise de correlacao (log.) - Numero de estacoes:',ne:4);
writeln(sol);

writeln(sol);

for i := 1 to npd do
  begin
    seek(arqn,pd^[i]);
    read(arqn,regn);
    write(sol,' ---- ',regn.simb:6,' --- ',pd^[i]:2,' --- ',
           regn.nome:40);
  end;

writeln(sol);

for j := 1 to nparc do
  begin

    writeln(sol);

    for i := 1 to npd do
      begin

        m := 0;
        repeat
          m := m + 1;
          until (cor^[m] < 1000.0) or (m = npi);

        for k := 2 to npi do

```

```

        if (abs(cor^[m]) < abs(cor^[k])) and (cor^[k] < 1000.0)
            then
                m := k;

        seek(arqn,pi^[m]);
        read(arqn,regn);

        write(sol,pi^[m]:4,' ',regn.simb:6,' ',cor^[m]:11:7,' ',
            regn.nome:40);

        cor^[m] := 9000.0;
        parc^[j] := pi^[m];

    end;

end;

close ( a );

dispose(cor);
dispose(v);
dispose(vd);
dispose(vi);
dispose(medpil);
dispose(medpdl);
dispose(dpdpil);
dispose(dpdpdl);
dispose(pd);
dispose(pi);

cor := nil;
v := nil;
vd := nil;
vi := nil;
medpil := nil;
medpdl := nil;
dpdpil := nil;
dpdpdl := nil;
pd := nil;
pi := nil;

end;

procedure lerres;

var
    t,tt,
    k,kt,
    i      : byte;
    r      : word;
    p,pt   : array[1..5] of integer;
    fora   : boolean;

begin

    assign(arqresb,'h77clust.bin');
    assign(indrest,'h77clust.txt');

    reset(indrest);

    readln(par1,t,k,p[1],p[2],p[3],p[4],p[5]);
    repeat

        readln(indrest,tt,kt,pt[1],pt[2],pt[3],pt[4],pt[5],r);

        fora := false;

```

```

if t = tt
  then
    if k = kt
      then
        begin
          i := 1;
          while (p[i] = pt[i]) and (i <= 5) do
            i := i + 1;
          if i = 6
            then
              fora := true;
            end;
        until eof(indrest) or fora;

        close(indrest);

        if not fora
          then
            begin
              writeln('*** Os dados solicitados NAO EXISTEM no arquivo.');
              halt;
            end;

            reset(arqresb);
            seek (arqresb,r);
            read (arqresb,regres^);
            close(arqresb);

            end;

procedure fazbkp( var p:integer );

begin

  assign(arqregb,'h77regre.bin');
  assign(indregt,'h77regre.txt');

  reset (arqregb);
  append(indregt);
  (*
  rewrite(arqregb);
  rewrite(indregt);
  *)
  writeln(sol);
  writeln(sol);
  writeln(sol,'*** Solucao armazenada ***');
  writeln(sol,'*****');

  regreg^.pvd := p;
  regreg^.k := regres^.k;
  regreg^.r1 := regres^.r;
  regreg^.r2 := filesize(arqregb);

  seek (arqregb,regreg^.r2);
  write(arqregb,regreg^);

  writeln(indregt,regreg^.pvd:4 ,regres^.t:4 ,regres^.k:4 ,regres^.p[1]:4,
            regres^.p[2]:4,regres^.p[3]:4,regres^.p[4]:4,regres^.p[5]:4,
            regreg^.r1:4 ,regreg^.r2:4);

  close(arqregb);
  close(indregt);

  end;

```

```

procedure eliminar;

var
  i : byte;

begin
  for i := nparc downto 1 do
    if parc^[i] > 0
    then
      begin
        parc^[i] := 0;
        exit;
        end;

  end;

begin (* Modulo Principal *)

  new(e);
  new(parc);
  new(b);
  new(b1);
  new(regres);
  new(regreg);

  assign ( dad, 'c:\pascal\pmp4d.txt' );
  assign ( sda, 'c:\pascal\pmp4d.sda' );

  reset ( dad );
  rewrite( sda );

{  Leitura do numero de estacoes e do numero de variaveis explicativas }

  readln (dad,ne,npv);

{  Leitura da variancia do ln[pmp] }

  readln ( dad, vlnpmp );

{  Leitura e montagem das matrizes da variavel dependente,
do numero de anos de cada serie e das variaveis explicativas }

  for i := 1 to 150 do
    b^[i,1] := 1.0;

  for i:= 1 to ne do
    begin
      readln(dad,auxcv,nn[i],b2,b3,b4,b5,b6,b7);
      writeln(nn[i]);
      cv[i] := ln(auxcv);
      b^[i,2] := b2;
      b^[i,3] := b3;
      b^[i,4] := b4;
      b^[i,5] := ln(b5);
      b^[i,6] := ln(b6);
      b^[i,7] := ln(b7);
      end;

  readln (dad,nfim);

  writeln(sda,' - Analise de regressao multipla (log.-log.)');
  writeln(sda,' ');

```

```

cva := cv;

wls(ne,npv+1,b^,cv,cva,vlnpmp,a,c,
    sig2y,ep,cd,cm,epl,cdl,cml,rc);

{
    ols(ne,npv+1,b^,cv,cva,a,c,
        ep,cd,cm,epl,cdl,cml,rc);
}

for i:=1 to npv+1 do
begin
    for j:=1 to npv+1 do
        writeln(sda,'a('i','j')= ',a[i,j]);
    end;

    writeln(sda,' ');
    writeln(sda,'ep: ',ep);
    writeln(sda,'cd: ',cd);
    writeln(sda,'cm: ',cm);
    writeln(sda,'epl: ',epl);
    writeln(sda,'cdl: ',cdl);
    writeln(sda,'cml: ',cml);
    writeln(sda,' ');

    for i := 1 to ne do
        writeln(sda,cv[i]:7:1,cva[i]:7:1,cv[i]-cva[i]:7:1);
    writeln(sda,' ');

    epll := epl/(sp-npv-1);

    if rc > 0 then
        writeln(rc);

    for i := 1 to 3 do
        begin
            istuden(ne-npv-1,niv[i],ts[i],rc);
            writeln(sda,niv[i]:10:4,ts[i]:15:7);
        end;

(*
H0: c[i] = 0.
Rejeitada se tprob[i] > ts[j].
*)

for i := 1 to npv+1 do
begin
    fprob[i] := (epll[i] - epl)/epll;
    if fprob[i] < 0.0
        then fprob[i] := 0.0;
    tprob[i] := abs(c[i])/sqrt(epll*a[i,i]);

{
}

    tprob[i] := abs(c[i])/sqrt(a[i,i]);
    student(ne-npv-1,tprob[i],prob[i]);

    for j := 1 to 3 do
        if tprob[i] > ts[j]
            then
                masc[i,j] := ' ' (* H0 e rejeitada - c[i] <> 0 *)
            else
                masc[i,j] := '*'; (* H0 nao pode ser rejeitada - c[i] = 0 *)
        end;

    writeln(sda);
    writeln(sda);
    writeln(sda,'Coef. de determinacao (L) - ',cd:20:8 ,cdl:22:8 ,'
(log.)',sp:20:5);
    writeln(sda,'Coef. de determinacao (M) - ',cm:20:8 ,cml:22:8 ,' (log.)');

```

```

writeln(sda,'Erro medio quadratico      - ',ep:20:10,ep11:22:8,' (log.)');
writeln(sda,'Graus de liberdade        - ',ne:4,' - ',npv+1:2,' = ',ne-npv-
1:4);
writeln(sda);
writeln(sda);
writeln(sda,' n.      Coeficientes      "t"      "p"      "F"      ',
           '      SSE');

writeln(sda,'-----');
writeln(sda,'-----');

writeln(sda,'      ',
           ep1:15:5);
writeln(sda,' 1',c[1]:20:10,' ',masc[1,1],masc[1,2],masc[1,3],
           tprob[1]:10:4,prob[1]:10:5,fprob[1]:15:4,ep11[1]:15:5);

for j := 2 to npv+1 do
  begin
    writeln(sda,j:3,c[j]:20:10,' ',masc[j,1],masc[j,2],masc[j,3],
             tprob[j]:10:4,prob[j]:10:5,fprob[j]:15:4,ep11[j]:15:5);
  end;

close (dad);
close (sda);

end.

```

APÊNDICE C**Programa para ajuste da interpolação multiquadrática**

```

program ajustmqd;
{
  Ajuste de hiper-superfícies com multiquádricas,
  considerando as dimensões x e y e distância esférica.
  Autor: Eloy Kaviski
  Adaptações: Mônica Carvalho
}
uses
  wincrt;

type
  vet20    = array[1..200] of double;
  mat2020  = array[1..200] of ^vet20;

var
  auxd : double;
  auxl : longint absolute auxd;

var
  dad,sol,
  par,ver      : text;
  a,inva       : mat2020;
  x,y,z,h,f    : ^vet20;
  tipo,
  n,i,j,rc     : byte;
  sx2,sy2,sz2,hobs,
  mx,my,mz,dmax,
  x1,y1,z1,
  xx,yy,zz,hest : double;
  vint         : array[1..10] of integer;
  vreal        : real;
  vchar        : char;
  lat,lon,alt,c : longint;

procedure gaujor( n:byte; var a:mat2020; var rc:byte );
{ Inversao de matrizes - metodo de Gauss-Jordan }

var
  i,
  j,
  k,
  r,
  hi : byte;
  max,
  hr : extended;
  hv : array[1..200] of extended;
  p  : array[1..200] of byte;

begin
  for j := 1 to n do
    p[j] := j;

  for j := 1 to n do
    begin
      max := abs(a[j]^[j]);
      r   := j;
      for i := j+1 to n do
        if abs(a[i]^[j]) > max
        then
          begin
            max := abs(a[i]^[j]);
            r   := i;
          end;
    end;

```

```

if max < 1.0e-30
then
begin
rc := 1;
exit;
end;

if r > j
then
begin
for k := 1 to n do
begin
hr := a[j]^k;
a[j]^k := a[r]^k;
a[r]^k := hr;
end;

hi := p[j];
p[j] := p[r];
p[r] := hi;

end;

hr := 1.0/a[j]^j;
for i := 1 to n do
a[i]^j := hr*a[i]^j;

a[j]^j := hr;
for k := 1 to n do
if k <> j
then
begin
for i := 1 to n do
if i <> j
then
a[i]^k := a[i]^k - a[i]^j*a[j]^k;

a[j]^k := -hr*a[j]^k;
end;

end;

rc := 0;

for i := 1 to n do
begin
for k := 1 to n do
hv[p[k]] := a[i]^k;

for k := 1 to n do
a[i]^k := hv[k];

end;

end;

procedure selgau( n:byte; var a:mat2020; var x:vet20; var rc:byte );
{ sistema de equacoes lineares - metodo de eliminacao de Gauss }

```

```

var
  i,j,k,
  l,c      : byte;
  max,
  aux      : extended;
  p        : array[1..200] of byte;
  s        : array[1..200] of extended;

begin

  for i := 1 to n do
    p[i] := i;

  for i := 1 to n do
    begin
      s[i] := abs(a[i]^[1]);
      for j := 2 to n do
        if s[i] < abs(a[i]^[j])
        then
          s[i] := abs(a[i]^[j]);
      end;

  for i := 1 to n do
    begin
      c := i;
      l := i;
      max := abs(a[i]^[i])/s[i];
      for k := i to n do
        for j := i to n do
          if max < abs(a[k]^[j])/s[k]
          then
            begin
              max := abs(a[k]^[j])/s[k];
              c := j;
              l := k;
            end;

      if max < 1.0e-30
      then
        begin
          rc := 1;
          exit;
        end;

      if l > i
      then
        for j := 1 to n+1 do
          begin
            aux := a[i]^[j];
            a[i]^[j] := a[l]^[j];
            a[l]^[j] := aux;
          end;

      if c > i
      then
        begin
          k := p[i];
          p[i] := p[c];
          p[c] := k;
          for k := 1 to n do
            begin
              aux := a[k]^[i];
              a[k]^[i] := a[k]^[c];
              a[k]^[c] := aux;
            end;

```

```

        end;
    end;

    for j := i+1 to n do
    begin
        aux := a[j]^i/a[i]^i;
        for k := i+1 to n+1 do
            a[j]^k := a[j]^k - aux*a[i]^k;
        end;
    end;

    end;

    if abs(a[n]^n) < 1.0e-30
    then
    begin
        rc := 1;
        exit;
    end;

    for i := n downto 1 do
    begin
        x[p[i]] := a[i]^(n+1);
        for j := i+1 to n do
            x[p[i]] := x[p[i]] - a[i]^j*x[p[j]];
        x[p[i]] := x[p[i]]/a[i]^i;
        end;

    rc := 0;

    end;

procedure selamr( n:byte; var a:mat2020; var x:vet20; var rc:byte );

var
    i,j,k,it : byte;
    z,r      : vet20;
    zmax,
    s        : double;

begin

    inva := a;
    gaujor( n, inva, rc );

    if rc <> 0
    then
        halt;

    for i := 1 to n do
    begin
        x[i] := 0.0;
        for j := 1 to n do
            x[i] := x[i] + inva[i]^j*h^j;
        end;

    exit;

    it := 0;
    repeat

        it := it + 1;

        for i := 1 to n do
            begin

```

```

    s := 0.0;
    for j := 1 to n do
        s := s + a[i]^j*x[j];
    r[i] := h^i - s;
    end;

zmax := 0.0;
for i := 1 to n do
    begin
        z[i] := 0.0;
        for j := 1 to n do
            z[i] := z[i] + inva[i]^j*r[j];
        if abs(z[i]) > zmax
            then
                zmax := abs(z[i]);
        end;

    for i := 1 to n do
        x[i] := x[i] + z[i];

    writeln(it:5, ' ', zmax);
(*)
    for i := 1 to n do
        writeln(sol,i:5, ' ', x[i], ' ', r[i], ' ', z[i]);
*)
    until it = 10;

end;

begin

new(x);
new(y);
new(z);
new(h);
new(f);

for i := 1 to 200 do
    begin
        new(a[i]);
        new(inva[i]);
    end;

assign ( dad, 'c:\pascal\Dmax-132.prn');
assign ( sol, 'c:\pascal\Dmax-132.sda');
assign ( par, 'c:\pascal\Dmax-132.txt');

reset ( dad );
rewrite( sol );
rewrite( par );

mx := 0.0;
my := 0.0;
n := 132;

for i := 1 to n do
    begin
        readln (dad, j, h^i, x^i, y^i);
        writeln(sol, j:2, h^i:10:3, x^i:10:3, y^i:10:3);

        mx := mx + x^i;
        my := my + y^i;
    end;

close (dad);

```

```

mx := mx/n;
my := my/n;

sx2 := 0.0;
sy2 := 0.0;
for i := 1 to n do
  begin
    sx2 := sx2 + (x^[i]-mx)*(x^[i]-mx);
    sy2 := sy2 + (y^[i]-my)*(y^[i]-my);
  end;

sx2 := sx2/n;
sy2 := sy2/n;

writeln(n);

for i :=2 to n do
  for j := 1 to i-1 do
    begin
      yy := abs (y^[i]-y^[j]);
      xx := sin(x^[i]*pi/180.0)*sin(x^[j]*pi/180.0);
      xx := xx + cos(x^[i]*pi/180.0)*cos(x^[j]*pi/180.0)*cos(yy*pi/180.0);
      xx := ArcTan (sqrt (1 - sqr (xx)) /xx);

      a[i]^[j] := xx * 6372.0;

    end;

for i := 1 to n-1 do
  for j := i+1 to n do
    a[i]^[j] := a[j]^[i];

for i := 1 to n do
  begin
    a[i]^[i] := 0.0;
    a[i]^[n+1] := h^[i];
  end;

selamr( n, a, f^, rc );

writeln(sol,sx2:10:3,sy2:10:3);
writeln(par,n);

for i := 1 to n do
  begin
    writeln(sol,i:2,x^[i]:10:3,y^[i]:10:3,f^[i]:20:13);
    writeln(par,x^[i]:10:3,y^[i]:10:3,f^[i]:20:15)
  end;

{
Verificação do ajuste
}

assign ( ver, 'c:\pascal\ver-2d.prn' );
reset ( ver );

j := 1;
repeat

  readln(ver,x1,y1);

  hest := 0.0;
  for i := 1 to n do
    begin

```

```
yy := abs (y^[i]-y1);
xx := sin(x^[i]*pi/180.0)*sin(x1*pi/180.0);
xx := xx + cos(x^[i]*pi/180.0)*cos(x1*pi/180.0)*cos(yy*pi/180.0);
xx := ArcTan (sqrt (1 - sqr (xx)) /xx);

dmax := xx * 6372.0;

hest := hest + f^[i]*dmax;

end;

writeln(sol,x1:10:3,hest:10:3);

j := j + 1
until j > n;

close(ver);
close(sol);
close(par);

writeln('Fim');

end.
```

APÊNDICE D**Resultados do ajuste da interpolação multiquadrática**

Parâmetros para interpolar a média das precipitações máximas anuais de 1 dia de duração.

Latitude	Longitude	Parâmetro f[i]
23.767	49.950	0.345042830648748
23.867	49.800	-0.379202124208676
23.733	50.917	-0.080387449655352
23.367	50.500	-0.687685794663843
23.850	50.383	0.105934592922711
23.700	51.767	-0.308736334705609
23.917	51.983	0.035759150417361
23.750	51.400	-0.348444148590909
23.517	51.233	0.251464413987703
23.317	52.667	0.191480923991256
23.667	52.117	0.185643009038811
23.717	52.867	0.190789042127949
23.117	52.000	-0.085695762925922
23.000	53.183	0.090350824932616
23.917	53.133	0.053500503025488
23.850	53.883	-0.037638975759707
23.767	53.067	-0.171425433761843
23.717	53.483	-0.019725714658348
24.533	49.967	-0.096053584248801
24.767	49.700	0.019878222102977
24.233	49.383	-0.122304773703527
24.500	50.400	0.089536786229805
24.050	50.700	-0.116420665967253
24.700	50.483	0.081297750207884
24.417	50.967	0.226217659099494
24.833	51.150	-0.048708544439296
24.750	51.767	0.267455633013510
24.250	51.650	-0.127442915888452
24.750	52.700	0.245587873791568
24.617	52.933	0.112507428303484
24.417	52.100	0.040034326194929
24.133	52.767	0.108842353445751
24.600	52.267	0.218201864687068
24.883	52.217	-0.109885413059039
24.050	52.200	-0.092633085113584
24.167	53.733	0.281137959911032
24.383	53.517	-0.139943334288392
24.033	53.467	0.044812997687777
24.800	53.300	0.008039475552943
24.167	53.017	-0.073718205771077
24.500	54.333	-0.211026926980164
25.983	48.883	-0.479716056957875
25.483	48.983	-0.462980467907712
25.883	48.583	-0.146134940833525
25.950	49.883	-0.147698633474608
25.733	49.383	-0.233565026945191
25.350	49.517	-0.239783493575805
25.167	49.833	-0.109016623742843
25.683	49.500	0.324415649131331
25.200	50.933	0.019377006138551
25.867	50.383	-0.010393720431636
25.033	50.083	0.330132308107298
25.017	50.850	0.109687469418456
25.717	50.783	-0.009859714479350
25.483	50.300	-0.184989235764401
25.633	51.967	0.199382749087525
25.517	51.783	0.243357749922986
25.550	51.483	-0.558791018457214
25.100	51.800	-0.147001896058633
25.267	51.250	-0.276304957071013

25.467	52.900	-0.356608083244631
25.767	52.933	0.453527035852261
25.900	52.850	-0.205014730819746
25.500	52.217	0.442736172555816
25.083	52.883	0.115659118571644
25.100	52.267	-0.254795318933692
25.817	52.167	-0.401614358056463
25.550	53.767	0.119139742410611
25.567	53.117	0.218522688253744
25.833	53.750	-0.265041036958954
25.133	53.850	-0.359887308836496
25.817	53.500	-0.005546909809283
25.167	53.367	-0.311923539623596
25.683	54.433	0.068773902465860
25.350	54.250	-0.086486184847127
26.167	51.217	-0.120696978329241
26.033	51.150	-0.042764544255470
26.167	51.550	0.729659485097993
26.033	51.917	0.104163692388616
26.633	51.417	0.088956868516113
26.350	52.567	0.144854968825801
26.267	52.800	-0.024314820535800
26.283	52.333	-0.698938466260373
26.267	53.650	-0.195275367141602
23.167	49.967	0.251965652485522
23.500	49.867	-0.055550754868372
23.000	50.033	0.145008037964601
23.100	50.350	-0.066611092312842
23.300	51.150	-0.451439484548419
23.500	51.533	0.365560361452990
23.267	51.017	0.535670207863336
23.900	51.217	0.304152895355314
23.083	52.433	-0.001367811675693
23.667	52.583	-0.215998238823118
23.733	53.283	-0.126745917669466
24.817	49.250	0.276005238222973
24.233	49.700	0.323441166554263
24.783	50.000	-0.319951910836261
24.333	50.617	-0.087015514563527
24.633	51.250	-0.201018803455296
24.050	52.367	-0.127354870686054
24.667	52.567	-0.302774462670984
24.300	53.917	-0.425338536924620
24.883	53.550	0.034041531558152
24.683	53.817	0.513246886273190
24.083	54.250	0.235474414274496
25.500	48.817	0.653613224309683
25.300	48.333	-0.009737061196260
25.533	48.517	0.169064630250274
25.217	48.800	-0.468758488817502
25.433	49.267	0.170381913928126
25.417	49.133	0.482381422636038
25.783	49.767	-0.052928358754409
25.467	50.633	1.007283098907031
25.217	50.017	-0.007285757603320
25.450	50.583	-0.933233765009093
25.383	51.483	0.538848258803377
25.417	52.417	-0.153922240239670
25.700	53.767	0.313505386509396
25.517	53.017	-0.045090603598188
25.550	54.567	0.066973603762328
25.183	54.133	0.238815424208582
26.100	49.800	0.431018622417808
26.217	51.067	0.233413834769706

26.483	51.983	0.088712553846728
26.083	51.650	-0.992209461682378
26.417	52.350	0.582348422564251
26.117	52.683	0.136529000243336
26.083	53.050	-0.088131235840781

Parâmetros para interpolar o desvio padrão das precipitações máximas anuais de 1 dia de duração.

Latitude	Longitude	Parâmetro f[i]
23.767	49.950	0.310699630748516
23.867	49.800	-0.278529865735913
23.733	50.917	-0.287795098899947
23.367	50.500	-0.406045467571066
23.850	50.383	0.188580021024846
23.700	51.767	-0.583368720299997
23.917	51.983	0.209589293306688
23.750	51.400	-0.155302227737787
23.317	52.667	0.008904021114021
23.667	52.117	0.295311364657417
23.717	52.867	-0.128715076530814
23.117	52.000	-0.103294976760354
23.000	53.183	0.081661214067571
23.917	53.133	-0.006732599687818
23.850	53.883	-0.041599661406294
23.767	53.067	0.274207509474166
23.717	53.483	0.149708336352548
23.600	53.333	-0.030189903056883
24.533	49.967	0.137162601886295
24.767	49.700	0.010190916266175
24.233	49.383	-0.095066137613369
24.500	50.400	0.217982156821843
24.050	50.700	-0.167526032703830
24.700	50.483	-0.225337275245403
24.417	50.967	0.226931290423770
24.833	51.150	0.210180430336426
24.750	51.767	0.151020297177180
24.250	51.650	-0.161787311166196
24.750	52.700	0.090074205393092
24.617	52.933	0.047948105888852
24.417	52.100	0.119243735094558
24.133	52.767	0.114236920610834
24.600	52.267	0.078133795029718
24.883	52.217	-0.067057029345222
24.050	52.200	0.293401719556506
24.167	53.733	0.162958181582640
24.383	53.517	-0.053448151752796
24.033	53.467	-0.112907932898637
24.800	53.300	0.161356544612470
24.167	53.017	0.011298737759032
24.500	54.333	-0.057427805127679
25.983	48.883	-0.101984085682566
25.483	48.983	-0.844531383033577
25.883	48.583	-0.334502853998898
25.550	49.783	0.120972898911033
25.950	49.883	0.355996598695847
25.733	49.383	0.031344056432506
25.350	49.517	-0.013315369772349
25.167	49.833	-0.417269303960552
25.683	49.500	0.100547012357853
25.200	50.933	0.027772262228407
25.867	50.383	-0.033021171446986
25.033	50.083	0.240612181088586
25.017	50.850	0.102463313061755
25.717	50.783	-0.010664745210440
25.483	50.300	-0.348163072753162
25.683	51.200	0.237267605331518
25.633	51.967	-0.142823647370344
25.517	51.783	0.204968388759538
25.550	51.483	-0.422065623503947

25.100	51.800	0.095102733372302
25.267	51.250	-0.350409452755439
25.467	52.900	-0.154685011403535
25.767	52.933	0.205176326823203
25.900	52.850	-0.092281484754179
25.500	52.217	0.385360011759005
25.083	52.883	0.027809029656246
25.100	52.267	-0.072277763801366
25.817	52.167	0.093873027657240
25.550	53.767	-0.405262058620576
25.567	53.117	-0.411098186160414
25.833	53.750	-0.652222853614129
25.133	53.850	0.021489362054673
25.817	53.500	0.371132066212053
25.167	53.367	-0.087140940125031
25.683	54.433	0.143903618341537
25.350	54.250	-0.134095645169689
26.367	51.250	-0.346175926451891
26.167	51.217	0.194388401675767
26.033	51.150	-0.302105526480790
26.167	51.550	0.119935140561530
26.033	51.917	-0.073945067845156
26.633	51.417	0.139603149358644
26.350	52.567	0.391327798578084
26.267	52.800	-0.090594996794054
26.283	52.333	-0.319539304104120
26.267	53.650	-0.027841441092997
23.167	49.967	0.101890546526679
23.500	49.867	-0.141702467529330
23.000	50.033	0.121835112080292
23.100	50.350	-0.016530535606180
23.300	51.150	-0.346212289553653
23.500	51.533	0.348429171058919
23.267	51.017	0.519123391946730
23.900	51.217	0.451378977117667
23.083	52.433	0.054080219017252
23.667	52.583	-0.088377614695616
23.733	53.283	-0.233952736963085
24.817	49.250	0.011547229966157
24.233	49.700	0.177625989297003
24.783	50.000	-0.291626036370693
24.333	50.617	-0.071024492675649
24.633	51.250	-0.368352868424045
24.050	52.367	-0.614460387561123
24.667	52.567	-0.021571658470003
24.300	53.917	-0.277176990122332
24.883	53.550	-0.233429868594458
24.683	53.817	0.363878871513855
24.083	54.250	0.075361369589331
25.500	48.817	0.735575661451695
25.300	48.333	-0.036052979486660
25.533	48.517	0.126650702647435
25.217	48.800	-0.020025591185424
25.433	49.267	0.121640080436489
25.417	49.133	0.361824771003761
25.783	49.767	-0.118175576383089
25.467	50.633	1.414181439592721
25.217	50.017	0.321127103642800
25.450	50.583	-1.265872892956572
25.383	51.483	0.153847088669301
25.417	52.417	-0.494838244863159
25.700	53.767	0.743817024897960
25.517	53.017	0.382865875757435
25.550	54.567	-0.120352404875831

25.183	54.133	0.161250414519457
26.100	49.800	-0.222600741782972
26.217	51.067	0.355355462303250
26.483	51.983	-0.000116381953007
26.083	51.650	-0.060017558448356
26.417	52.350	0.025972068112434
26.117	52.683	-0.031589622371502
26.083	53.050	0.034903069175953

Parâmetros para interpolar a média das máximas temperaturas diárias anuais.

Latitude	Longitude	Parâmetro f[i]
23.167	49.967	-0.028405084092391
23.500	49.867	-0.005947702630942
23.000	50.033	0.039307699185165
23.100	50.350	-0.002742982450653
23.300	51.150	0.001656086911014
23.500	51.533	0.000502159198240
23.267	51.017	-0.017880167228425
23.900	51.217	0.049126997208437
23.083	52.433	0.007223550678709
23.667	52.583	-0.001065703574222
23.733	53.283	0.011887871608716
24.817	49.250	-0.051662596197997
24.233	49.700	0.030894899781770
24.783	50.000	0.023605967319644
24.333	50.617	-0.023688385600071
24.633	51.250	-0.030473003171834
24.050	52.367	-0.009577221374185
24.667	52.567	-0.029124283865994
24.300	53.917	-0.037139347320417
24.883	53.550	0.031807122883031
24.683	53.817	0.010032344291604
24.083	54.250	0.030189738459396
25.500	48.817	-0.057168005164832
25.300	48.333	0.028319192909786
25.533	48.517	0.023937585165782
25.217	48.800	-0.016357971137859
25.433	49.267	-0.009400914833378
25.417	49.133	0.086178599369986
25.783	49.767	0.007970662244372
25.467	50.633	0.028440963396215
25.217	50.017	-0.014594897634818
25.450	50.583	-0.028396809607283
25.383	51.483	0.023847319595006
25.417	52.417	0.010232448341141
25.700	53.767	-0.005712378208991
25.517	53.017	-0.021056038599389
25.550	54.567	0.026501582404302
25.183	54.133	-0.016503850435399
26.100	49.800	0.002521066409045
26.217	51.067	-0.008490282003576
26.483	51.983	0.025284598090274
26.083	51.650	-0.022241053360437
26.417	52.350	0.019377178769618
26.117	52.683	-0.008925114515029
26.083	53.050	0.002069682023606

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. ALLILA, Y. P., K. ADAMOWSKY e J. PILON, Regional Homogeneity Testing of Low-Flows Using L-moments, In: *Proceedings of 12th Conference on Probability and Statistics in the Atmospheric Sciences*, 5th International Meeting on Statistical Climatology, p. 242-246, Toronto, Ontario, Junho 22-26, 1992a.
2. ALLILA, Y. P., J. PILON E K. ADAMOWSKY, An Evaluation of Rainfall Frequency Data for Canada Using L-moments, In: *Proceedings of 12th Conference on Probability and Statistics in the Atmospheric Sciences*, 5th International Meeting on Statistical Climatology, p. 237-241, Toronto, Ontario, Junho 22-26, 1992b.
3. BELOUSOV, S. L., L. S. GANDIN e S. A. MASHKOVICH, *Computing Processing of Meteorological Data*, Israel Program for Scientific Translation, Jerusalem, 1971.
4. BENSON, M. A, Evolution of Methods for Evaluating the Occurrence of Floods, *USGS Water Supply Paper 1580-A*, US Govt. Printing Office, Washington DC, 1962.
5. BOLSENGA, S. J., The Relationship between Total Atmospheric Water Vapor and Surface Dew Point on a Mean Daily and Hourly Basis, *Journal of Applied Meteorology*, v.4, p. 430-432, 1965.
6. BRODLIE, K. W., *Mathematical Method in Computer Graphics and Design*, Academic Press, New York, 1980.
7. CHOW, V. T., *Handbook of Applied Hydrology*, New York, McGraw Hill Book Company, 1964.
8. CHOW, V. T., A General Formula for Hydrologic Frequency Analysis, *Transactions of American Geophysical Union*, v. 32, n. 2, p. 231-237.

9. CHOWDHURY, J. U., J. R. STEDINGER e L. H. LIU, Goodness of Fit Tests for Regional Flood Distributions, *Water Resources Res.*, v. 27, n. 7, p. 1765-1776, 1991.
10. CLARKE-HAFSTAD, K. A., Statistical Method for Estimating the Reliability of a Station-year Rainfall-record, *Transactions of the American Geophysical Union*, Washington, National Research Council: 526-9, part.I, 1938.
11. CRESSIE, N. A. C., *Statistics for Spatial Data*, New York: J. Wiley, 1993.
12. DAVID, M., *Geostatistical Ore Reserve Estimation*, Elsevier Scientific Publ. Co., New York, 1977.
13. DAWDY, D. R. e D. P. LETTENMAIER, Initiative for Risk-based Flood Design, *Journal of Hydraulic Engineering.*, ASCE, v. 113, n. 8, p. 1041-51, 1987
14. DELFINER, P. e J. P. DELHOMME, Optimum Interpolation by Kriging. In: *Display and Analysis of Spatial Data*, J. C. DAVID (Editor), NATO Advanced Study Institute, John Wiley and Sons, p. 96-114, 1975.
15. DELHOMME, J. P., Kriging in the Hydrosciences, *Advances in Water Resources*, v. 1, n. 5, p. 251-266, 1978.
16. DROZDOV, D. A. e A. A. SEPHELEVSKII, The Theory of Interpolation in a Stochastic Field of Meteorological Elements and Its Application to Meteorological Maps and Network Regionalization Problems (em Russo), *Trudy NIU GUGMS*, v. 1, n. 18, 1946.
17. ELETROBRÁS, Guia para Cálculo de Cheia de Projeto de Vertedouros, s. l., 1987
18. FILL, H. D. e MINE, M. R. M., *Hidrologia*, Notas de Aula - UFPR, 1989.

19. FILL, H. D. e D. J. ZSCHOERPER, Comparação da Máxima precipitação Provável com o Método de Gumbel na Bacia do Rio Iguaçu, In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE HIDROLOGIA E RECURSOS HÍDRICOS, 3, Brasília, 1979, *Anais*, v. 1, p. 311-323, 1979.
20. FILL, H. D., *Improving Flood Quantile Estimates Using Regional Information*, Tese de Doutorado, Cornell University, Ithaca, New York, 1994.
21. GANDIN, L. S., Objective Analysis of Meteorological Fields, *Israel Program for Scientific Translations*, Jerusalem, 1965.
22. GAMBOLATI, G. e G. VOLPI, A Conceptual Deterministic Analysis of the Kriging Technique in Hydrology, *Water Resources Res*, v. 15, n. 3, p. 625-629, 1979.
23. GOMES, A. M., M. A. PALERMO e P. T. NAKAYAMA, Concepção de Tormentas de Projeto: Cotejo entre as Aplicações dos Enfoques Hidrometeorológicos e Estatísticos para a Bacia do Rio Tamanduateí, In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE HIDROLOGIA E RECURSOS HÍDRICOS, 5, Blumenau, 1983, *Anais*, v. 2, p. 341-358, 1983.
24. HARDY, R. L., Multiquadric Equations of Topography and Other Irregular Surfaces, *Journal of Geophysical Research*, v. 76, n. 8, p. 1905-1915, 1971.
25. HERSHFELD, D. M., Estimating the Probable Maximum Precipitation, *Journal of the Hydraulic Division*, ASCE 87(HY5), p.99-116, 1961.
26. HERSHFELD, D. M., Method for Estimating Probable Maximum Rainfall, *Journal of the American Water Works Association*, v. 57, n.8, p. 965-972, 1965.

27. HOSKING, J. R. M., J. R. WALLIS e E. F. WOOD, Estimation of the Generalized Extreme Value Distribution by the Method of Probability Weighted Moments, *Technometrics*, v. 27, n. 3, p. 251-261, 1985a.
28. HOSKING, J. R. M., J. R. WALLIS e E. F. WOOD, An Appraisal of the Regional Flood Frequency Procedure in the UK Flood Studies Report, *Hydrological Sciences Journal*, v. 30, n. 1, p. 85-109, 1985b.
29. HOSKING, J. R. M., The Theory of Probability Weighted Moments, *Research Report RC 12210*, IBM Research Division, Yorkton Heights, New York, 1986.
30. ILLICH, I., *Métodos de Regionalização para cálculo da Evaporação Líquida: Relatório de Progresso nº 2*, Curitiba: CEHPAR, 1995.
31. JENKINSON, A. F., The Frequency Distribution of the Annual Maximum (or Minimum) Values of Meteorological Elements, *J. Royal Meteorological Soc.* 81, p. 158-171, 1955.
32. JOHNSTON, J., *Econometric Methods*, 3rd Edition, McGraw Hill, New York, 1984.
33. KAVISKI, E., I. ILLICH e C. M. KRÜGER, *Projeto HG-68 – Regionalização de Vazões em Pequenas Bacias Hidrográficas do Estado de Santa Catarina: Relatório Final*, Curitiba: CEHPAR, 1991.
34. KAVISKI, E., C. M. KRÜGER, *Projeto HG-77 – Regionalização de Vazões em Pequenas Bacias Hidrográficas do Estado do Paraná: Relatório nº 2*, Curitiba: CEHPAR, 1992.
35. KRÜGER, C. M., *Estimador de Quantis de Cheias Baseado em Assimetria Regional*, Dissertação de Mestrado, UFPR, Curitiba, 1996.

36. LETTENMAIER, D. P., J. R. WALLIS e E. F. WOOD, Effect of Regional Heterogeneity on Flood Frequency Estimation, *Water Resources Res.*, v. 23, n. 2, p. 313-323, 1987.
37. LINSLEY, R. K., M. A. KOHLER e J. L. II. PAULIUS, Applied Hidrology, McGraw Hill, New York, 1949.
38. LOUCKS, D. P., J. R. STEDINGER e D. A. HAITH, *Water Resources Systems Planning and Analysis*, Prentice Hall, Englewood Cliffs, New Jersey, 1981.
39. LOWRY, D. A. e H. R. GLAHN, Relationship Between Integrated Atmosphere Moisture and Surface Weather, *Journal of Applied Meteorology*, v. 8, p. 762-768, 1969.
40. LU, L. H., *Statistical Methods for Regional Flood Frequency Investigations*, Tese de Doutorado, Cornell University, Ithaca, New York, 1991.
41. LU, L. H. e J. R. STEDINGER, Sampling Variance of Normalized GEV/PWM Quantile Estimators and a Regional Homogeneity Test, *Journal of Hydrology*, v. 138, n. 1/2, p.223-245, 1992a.
42. LU, L. H. e J. R. STEDINGER, Variance of Two and Three-parameter GEV/PWM Quantile Estimators: Formulae, Confidence Intervals and a Comparison, *Journal of Hydrology*, v. 138, n. 1/2, p.247-267, 1992b.
43. MATHERON, G., The Theory of Regionalizer Variables and Its Applications, *Cahiers du centre de Morphologie Mathematique*, Ecole des Mines, Fountainbleau, France, 1971.
44. NADAL, C. A., Introdução à Trigonometria Esférica – Aplicações na Astronomia e na Cartografia, 1ª Edição, Curitiba, Departamento de Geociências – UFPR, 1998

45. OCCHIPINTI, A. G., Hidrometeorologia, *Engenharia Hidrológica 2*, ABRH/Editora UFRJ, p. 19-73, 1989.
46. PETERSEN, S., Meteorology, In: CHOW, V. T., *Handbook of Applied Hydrology*, a compendium of water-resources technology, McGraw Hill, New York, 1964, Section 3, 3.1-3.3.
47. PFAFSTETTER, O, Floods for Spillway Design, In: CONGRÉS DES GRANDS BARRAGES, 9, Instamboul, 1967, *Compte Rendu*, Instamboul, ICOLD, q. 33, r. 12, p. 181-197, 1967
48. PIRES, C. L. F., *Regionalização de Precipitações Máximas Diárias em uma Região no Vale do Paraíba do Sul utilizando Momentos-L*, Dissertação de Mestrado, COPPE/UFRJ, Rio de Janeiro, 1994.
49. POTTER, K. W. e D. P. LETTENMAIER, A Comparison of Regional Flood Frequency Estimation Methods Using a Resampling Method, *Water Resources Res.*, v. 26, n. 3, p. 415-424, 1990.
50. RAUDKIVI, A. J., *Hydrology*, Pergamon Press, New York, 1979.
51. REITAN, C. H., Surface Dew Point and Water Vapor Aloft, *Journal of Applied Meteorology*, v. 2, p. 776-779, 1963.
52. ROCHE, M. *Hidrologie de Surface*, Paris, Gautiers-Villars, 1963.
53. SGE, *CTA e Fotografia – Cartografia*, Ministério da Aeronáutica – Escola de oficiais Especialistas da Aeronáutica.

54. STEDINGER, J. R. e G. D. TASKER, Regional Hydrologic Analysis 1. Ordinary, Weighted and Generalized Least Squares Compared, *Water Resources Res.*, v. 21, n. 9, p. 1421-1432, 1985.
55. STEDINGER, J. R. e G. D. TASKER, Regional Hydrologic Analysis 2. Model Errors Estimators, Estimation of Sigma and Log-Pearson Type 3 Distributions, *Water Resources Res.*, v. 22, n. 10, p. 1487-1499, 1986a.
56. STEDINGER, J. R. e G. D. TASKER, Correction to Regional Hydrologic Analysis 1. Ordinary, Weighted and Generalized Least Squares Compared, *Water Resources Res.*, v. 22, n. 10, p. 844, 1986b.
57. STEDINGER, J. R. et al., Frequency analysis of extreme events, In: MAIDMENT, D. R. *Handbook of Hydrology*, New York: McGraw-Hill, 1993, cap. 18.
58. SUGAI, M. R. VON B., *Tempo de Recorrência associado a Precipitação Máxima Provável na Região Sul do Brasil*, Dissertação de Mestrado, CEHPAR/UFPR, Curitiba, 1989.
59. SUGAI, M. R. VON B., H. D. FILL, Uma Fórmula para a Altura de Água Precipitável e sua Utilização na Estimativa da PMP, *Revista Brasileira de Engenharia - Caderno de Recursos Hídricos*, v. 9, n. 2, p.71-85, 1991.
60. TABIOS III, G.Q. e J. D. SALAS, A Comparativa Analysis of Techniques for Spatial Interpolation of Precipitation, *Water Resources Bulletin - American Water Resources Association*, v. 21, n. 3, p. 365-380, 1985.
61. TASKER, G. D. Hydrologic Regression with Weighted Least Squares, *Water Resources Res.*, v. 16, n. 6, p.1107-1113, 1980.

62. THIESSEN, A. H., Precipitation Averages for Large Areas, *Monthly Weather Review*, v. 39, n. 7, p. 1082-1084, 1911.
63. THOMAS, D. M. e M. A. BENSON, Generalization of Streamflow Characteristics from Drainage-basin Characteristics, *USGS Water Supply Paper 1975*, US Govt. Printing Office, Washington DC, 1970.
64. VOGEL, R. M., T. A. MCMAHON e F. H. S. CHIEW, Floodflow Frequency Model Selection in Australia, *Journal of Hydrology*, v. 146, p. 421-449, 1993.
65. WALLIS, J. R. e E. F. WOOD, Relative Accuracy of Log Pearson III Procedures, *Journal of Hydraulic Engineering*, v.111, n. 7, p. 1043-1056, 1985.
66. WALLIS, J. R., Regional Frequency Studies Using L-Moments, In: *Concise Encyclopedia of Environmental Systems*, editor P. C. Young, Pergamon Press, New York, 1993.
67. WISWANADHAN, Y., The Relationship between Total Precipitable Water and Surface Dew Point, *Journal of Applied Meteorology*, v. 20, n. 1, p. 3-8, 1981.
68. WMO (World Meteorological Organization), *Manual for Estimation of Probable Maximum Precipitation*, Geneve, 1973 p. XII. (Operational Hydrology Report, 1).