
**UNIVERSIDADE FEDERAL DE MATO GROSSO DO SUL
CENTRO DE CIÊNCIAS EXATAS E TECNOLOGIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM TECNOLOGIAS AMBIENTAIS**

ARIEL ORTIZ GOMES

**MODELAGEM ESTATÍSTICA DA PRECIPITAÇÃO: ESTUDO DE
CASO BACIA DO RIO TAQUARIZINHO / MS**

CAMPO GRANDE, MS

2011

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MATO GROSSO DO SUL
CENTRO DE CIÊNCIAS EXATAS E TECNOLOGIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM TECNOLOGIAS AMBIENTAIS

ARIEL ORTIZ GOMES

MODELAGEM ESTATÍSTICA DA PRECIPITAÇÃO
ESTUDO DE CASO: BACIA DO RIO TAQUARIZINHO / MS

Dissertação apresentada para obtenção do grau de Mestre no Programa de Pós-Graduação em Tecnologias Ambientais da Universidade Federal de Mato Grosso do Sul, na área de concentração em Saneamento Ambiental e Recursos Hídricos.

ORIENTADORA: Prof^ª Dr^ª Maria Lucia Ribeiro

Aprovada em:

Banca Examinadora:

Prof^ª. Dra. Maria Lúcia Ribeiro
Orientadora -UFMS

Prof. Dr. Jorge Luiz Steffen
UFMS

Prof. Dr. Gilson Arimura Arima
UCDB

Campo Grande, MS
2011

DEDICATÓRIA

Ao meu avô, mestre inspirador,
Alcides Gomes Leite.

AGRADECIMENTOS

À professora Lucia pela orientação, paciência, sorrisos e alegria.

Ao professor Nobuyoshi pela parceria, atenção e disposição.

Ao professor Steffen pelos ensinamentos de Hidrologia.

Ao Fernando pelo apoio, atenção, disposição.

Aos colegas do mestrado, especialmente ao John e Anderson.

À minha família, principalmente minha avó Alaide, pela compreensão e apoio.

À Nay pelo amor e parceria.

A CAPES pela concessão da bolsa.

SUMÁRIO

DEDICATÓRIA	iii
AGRADECIMENTOS.....	iv
SUMÁRIO.....	v
LISTA DE FIGURAS.....	vii
LISTA DE TABELAS.....	viii
LISTA DE SIGLAS E ABREVIATURAS.....	ix
LISTA DE SIMBOLOS.....	x
RESUMO	xi
ABSTRACT	xii
1. INTRODUÇÃO	1
2. OBJETIVOS GERAIS E ESPECÍFICOS	3
3. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	4
3.1. Precipitação e pluviometria	4
3.1.1. Escolha do tempo de recorrência	4
3.1.2. Medição da precipitação	5
3.2. Análise dos dados de precipitação	6
3.2.1. Preenchimento de falhas	7
3.2.2. Análise de consistência.....	8
3.3. Precipitação media numa bacia.....	8
3.4. Precipitações máximas	8
3.4.1. Conceitos da estatística na Hidrologia	8
3.4.2. Distribuição generalizada de valores extremos.....	10
3.4.3. Distribuição Gumbel	11
3.4.4. Distribuição LogNormal (2 parâmetros)	12
3.5. Estimativa de parâmetros	13
3.6. Testes de aderência	14
3.7. Análise de frequências.....	15
3.8. Relações intensidade-duração-frequência (IDF).....	15
3.9. Distribuição temporal e espacial das chuvas	19
4. METODOLOGIA	20
4.1. Avaliação preliminar dos dados.....	21

4.2. Testes de homogeneidade, independência e estacionariedade	21
4.2.1. Homogeneidade	22
4.2.2. Independência	22
4.2.3. Estacionariedade	23
4.3. Desagregação da Precipitação	24
4.4. Distribuições de probabilidade acumuladas	25
4.5. Teste de aderência de Filliben	25
4.6. Determinação das relações IDF	26
4.6.1. Determinação do parâmetro c	27
4.6.2. Determinação do parâmetro d	27
4.6.3. Determinação dos parâmetros a e b	27
4.6.4. Validação das equações IDF	29
5. RESULTADOS E DISCUSSÃO	30
5.1. Parâmetros e Funções dos quantis	30
5.2. Equações IDF	34
6. CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES	38
7. REFERÊNCIAS	40
8. APÊNDICES	44
9. ANEXOS	49
ANEXO A	50

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 3.1 – Análise dos dados de precipitação.....	7
FIGURA 4.1 - Área de estudo. Bacia do Rio Taquarizinho até a seção da ANA.....	19
FIGURA 4.2 - Estações Pluviométricas no HidroWeb/ ANA.....	20
FIGURA 5.1 - Curvas IDF GEV.....	34
FIGURA 5.2 - Curvas IDF Gumbel.....	34
FIGURA 5.3 - Curva IDF LogNormal.....	35

LISTA DE TABELAS

TABELA 3.1 - Períodos de retorno para diferentes ocupações de área.....	5
TABELA 3.2 - Resumo de medidas estatísticas.....	9
TABELA 3.3 - Quadro resumo dos estimadores MML para as distribuições.....	14
TABELA 3.4 - Parâmetros a, b, c, d das relações IDF.....	17
TABELA 4.1 Coeficientes Método das Relações.....	23
TABELA 5.1- Testes de homogeneidade, independência e estacionariedade.....	31
TABELA 5.2 - Parâmetros estimados pelo MML e Teste de Filliben.....	32
TABELA 5.3 - Intensidades máximas do modelo GEV (mm/h).....	32
TABELA 5.4 - Intensidades máximas do modelo Gumbel (mm/h).....	33
TABELA 5.5 - Intensidades máximas do modelo LogNormal (mm/h).....	33
TABELA 5.6 - Valores parâmetro d.....	36
TABELA 5.7 - Valores parâmetros a e b.....	36
TABELA 5.8 - Intervalo de confiança dos parâmetros a e b ($\alpha=0,05$).....	36
TABELA 5.9 - Valores do Erro padrão percentual e do índice de concordância ds.....	37

LISTA DE SIGLAS E ABREVIATURAS

DAEE	Departamento de águas e energia elétrica
GEV	Generalizada de valores extremos
GOES	Geostationary operational environmental satellites
IDF	Intensidade-duração-frequencia
MML	Método dos momentos-L
MOM	Método dos Momentos
MVS	Método da maximaverossimilhança
TRMM	Tropical rainfall measuring mission

LISTA DE SIMBOLOS

γ	Coefficiente de assimetria
k	Coefficiente de curtose
CV	Coefficiente de variação
σ	Desvio-padrão
ε_p	Erro padrão percentual
d_s	Índice de concordância, %
\bar{x}	Média aritmética amostral
x_{md}	Mediana
x_{mo}	Moda
l_1	Momento-L de primeira ordem
l_2	Momento-L de segunda ordem
α	Parâmetro de escala
κ	Parâmetro de forma
β	Parâmetro de posição
$\sigma^2, Var[Y]$	Variância
a	Parâmetro da equação de chuva
b	Parâmetro da equação de chuva
c	Parâmetro da equação de chuva, min
d	Parâmetro da equação de chuva
R	Coefficiente de correlação do teste de Filliben
R	Fator de probabilidade na equação de Pfastetter
t	Tempo de duração da precipitação, min
T	Tempo de retorno, ano
$\mu, E[Y]$	Média populacional

RESUMO

GOMES, A. R. (2011). Modelagem estatística da precipitação: estudo de caso bacia do rio Taquarizinho / MS. Campo Grande, 2011. 63 p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Mato Grosso do Sul, Brasil.

A ocorrência de chuvas intensas proporciona geração de escoamento superficial de grande monta. Com o efeito da urbanização, este escoamento torna-se maior e com incremento de velocidade. Para o controle e a prevenção de enchentes deve-se efetuar o estudo de chuvas intensas, para projetar com eficiência medidas de drenagem urbana. O objetivo do trabalho foi avaliar diferentes modelos de distribuição de probabilidades para o ajuste de precipitações intensas, em função da duração e tempo de retorno da precipitação, para a bacia do Rio Taquarizinho. As informações foram obtidas de estações pluviométricas do HidroWeb, gerando uma série de 27 valores máximos anuais. Foram testadas a homogeneidade, independência e estacionariedade da amostra. Foram geradas intensidades máximas de precipitação, via Método das Relações, para tempos de duração de 5, 10, 15, 20, 25, 30 e 60 minutos e tempos de retorno de 2, 5, 10, 50, 100 anos. O ajuste foi realizado para as distribuições Generalizada de Valores Extremos, Gumbel e LogNormal, com o Método dos Momentos-L, e verificação da aderência pelo teste de Filliben. A família de curvas IDF Gumbel e IDF LogNormal têm um aspecto parecido, indicando, que as intensidades desses modelos são mais próximas, tomadas a cada T, do que quando comparadas com o modelo GEV. A distância entre as curvas do modelo GEV é menor do que o apresentado nos outros modelos, indicando a facilidade de adquirir uma equação de chuva mais adequada. Para tempos de retorno menores, o modelo GEV gera valores de intensidades máximas maiores que o modelo Gumbel, sendo decisivo ao aplicá-las no planejamento de obras de micro e macrodrenagem.

Palavras-chave: Equação de chuva, hidrologia estatística, águas pluviais.

ABSTRACT

GOMES, A. R. (2011). Statistical modeling of rainfall: a case study river basin Taquarizinho / MS. Campo Grande, 2011. 63 p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Mato Grosso do Sul, Brasil.

The occurrence of intense rainfall generates a lot of runoff. Taking effects of urbanization, this runoff becomes major and faster. For control and prevention of floods, must to make study of rainfall intensity, to design more efficiently urban drainage's measures. This work aims to evaluate different probability distributions models to adjust intense rainfall, depending on the duration and return time, for river basin Taquarizinho. The information's were obtained from gauges of HidroWeb, generating a series of 27 annual maximum values. The homogeneity, independence and stationarity samples' were tested. Were generated maximum intensity, by Methodh of Relations, for duration times of 5, 10, 15, 20, 25, 30 e 60 minutes and return times of 2, 5, 10, 50, 100 years. The adjustment was made for the Generalized Extreme Value, Gumbel and LogNormal distributions', by method of L-moments, and verification of compliance by Filliben test. The DDF Gumbel and DDF LogNrmal have similar appearance, indicating that intensities these models are more like. The distance between the curves of GEV model is smaller than that reported in other models, indicating the ease of fitting a rainfall equation most appropriate. For lower return periods, the GEV model generates values of intensities greater than the Gumbel model, and it will be critical to apply them in the planning of micro and macro drainage works.

Keywords: rainfall equation, statistical hydrology, rainwater.

1. INTRODUÇÃO

O processo de gestão de uma bacia hidrográfica tem com principal entrada, para o planejamento de recursos hídricos, o monitoramento desses recursos nas diversas fases do ciclo hidrológico, seja a precipitação, a evaporação, infiltração, escoamento ou reservas subterrâneas.

Neste sentido a rede de monitoramento operada pela Agência Nacional de Águas, principalmente composta por medidores de precipitação e nível de corpos d'água, é a principal fonte de informações, cujo banco de dados é o HidroWeb. No entanto, existem muitas recomendações de cautela para o uso desses dados.

O processo de gestão de uma bacia hidrográfica tem com principal entrada, para o planejamento de recursos hídricos, o monitoramento desses recursos nas diversas fases do ciclo hidrológico, seja a precipitação, a evaporação, infiltração, escoamento ou reservas subterrâneas.

Em muitos locais a falta de monitoramento faz surgir a necessidade de extrapolação dos dados. Assim, na literatura encontram-se muitas técnicas matemáticas de manipulação para extrair a maior quantidade de informações desses dados. Tais técnicas ajudam o tomador de decisão a construir projeções dos usos dos recursos hídricos na bacia.

Os modelos matemáticos aplicados à Engenharia de Recursos Hídricos são utilizadores dessas ferramentas, principalmente as da Estatística. Seja o modelo determinístico ou estocástico, sempre se procura associar as variáveis às suas condições de ocorrência, que naturalmente são avaliadas com medidas estatísticas, de tendência central ou medidas de dispersão.

A adoção de distribuições estatísticas para modelar variáveis hidrológicas promove, então, um processamento mais refinado para descrever a ocorrência dos processos do ciclo hidrológico

Neste espaço de tratamento de variáveis, como a precipitação, têm surgido ricas contribuições que podem ser tomadas para uso na gestão de recursos hídricos.

Um exemplo é a busca por modelos de probabilidades que possam descrever de forma satisfatória o fenômeno da precipitação, considerando a variabilidade temporal deste fenômeno. E isto é realmente interessante, pois a precipitação é a principal variável de entrada na maioria dos modelos hidrológicos.

O regime de precipitações influencia diretamente o escoamento em uma bacia, determinando a ocorrência de inundações, por exemplo. Por conseguinte, o uso de equações

de chuvas no planejamento de obras de drenagem torna-se importante para o dimensionamento dos seus elementos constituintes.

A determinação, ou seja, o ajuste de equações de chuva faz utilização da seleção de modelos de distribuição de probabilidades que se aproximam da realidade, podendo variar de bacia para bacia.

Este estudo irá ajustar equações de chuva para a Bacia do Rio Taquarizinho, por meio de diferentes modelos de distribuição estatística.

Salienta-se que existem vários estudos sobre a bacia, sobretudo relacionados à cobertura, uso, ocupação e perda do solo, qualidade da água, carecendo de um estudo de precipitação mais aprofundado. Este tipo de estudo contribuirá para simulação e cenários da drenagem urbana.

2. OBJETIVOS GERAIS E ESPECÍFICOS

O objetivo é determinar equações de chuva, ou seja, relações de Intensidade – Duração - Frequência (IDF) para o fenômeno da precipitação numa sub-bacia hidrográfica do Rio Taquarizinho, localizada no norte do Estado de Mato Grosso do Sul, abrangendo os municípios de São Gabriel do Oeste, Rio verde de Mato Grosso e Coxim.

Em termos específicos, procura-se a avaliar qual o melhor modelo de distribuição de probabilidades, entre Generalizada de valores extremos, Gumbel e LogNormal, para ajustar os dados a essa região, bem como, atualizar as relações IDF já existentes.

3. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

3.1. Precipitação e pluviometria

A chuva, do ponto de vista hidrológico, é o tipo de precipitação mais importante, devido à sua capacidade de produzir escoamento (Tucci, 2000). A disponibilidade de precipitação numa bacia durante o ano é o fator preponderante para quantificar, entre outros, a necessidade de irrigação de culturas e o abastecimento da água doméstico e industrial (Damé, Teixeira & Terra, 2008). A determinação de sua intensidade é importante para o controle de inundação e a erosão do solo.

A precipitação é um fenômeno aleatório e como variável hidrológica é contínua, podendo ser univariada, se tomado apenas um local para analisá-la, ou multivariada, considerando vários postos de medição.

As principais características da precipitação são o seu total, duração e distribuição espacial e temporal. As grandezas características da chuva são:

- *altura pluviométrica (P)*: é a espessura média da lâmina de água precipitada em determinada região, contando com a não existência de perda, seja por evaporação, escoamento ou infiltração;

- *duração (t)*: é o tempo durante o qual ocorre a chuva;

- *Intensidade (i = P/t)*: é a relação entre a altura pluviométrica da chuva e a sua duração;

- *Tempo de recorrência (T)*: é o período médio em anos durante o qual se espera que a precipitação analisada seja igualada ou superada. O inverso de T é a probabilidade de uma chuva igual ou superior, se apresentar em um ano qualquer.

3.1.1. Escolha do tempo de recorrência

A escolha e a justificativa de um período de retorno dependem da análise de economia e segurança da obra, que venha a ser impactada pela chuva intensa. Quanto maior o período de retorno, maiores serão os valores das vazões de pico encontradas e, conseqüentemente mais segura e dispendiosa será a obra (Wilken, 1978).

Porto *et al.* (2000) apontam que a escolha de T trata-se de decidir qual o risco aceitável pela comunidade, dado que um maior T pode fornecer maior segurança das obras

hidráulicas. A TABELA 3.1, apresenta o tempo de recorrência T sugerido pelo Departamento de Águas e Energia Elétrica (DAEE).

TABELA 3.1- Períodos de retorno para diferentes ocupações de área

Tipo de Obra	Tipo de ocupação da Área	T (anos)
Micro drenagem	Residencial	2
	Comercial	5
	Áreas com Edifícios e serviços públicos	5
	Aeroportos	2-5
	Áreas comerciais e tráfego	5-10
Macro drenagem	Áreas comerciais e Residenciais	50-100
	Área de importância específica	500

Fonte: Porto *et al.* (2000)

Observa-se que a TABELA 3.1 fornece o T para diferentes tipos de ocupação de área, valores que são comumente utilizados a literatura.

3.1.2. Medição da precipitação

A chuva é medida de forma pontual utilizando pluviômetros e pluviógrafos, e de forma espacial por meio de radares meteorológicos e satélites. Na primeira, comumente usada, mede-se a altura da chuva com distribuição supostamente homogênea e não submetida à evaporação.

O pluviógrafo registra a quantidade e o tempo da precipitação, facilitando, assim, a obtenção da intensidade.

O pluviômetro tem área de captação padronizada, em geral 200 ou 400 cm², sendo dotado de reservatório interno para o acúmulo da água, por exemplo, o *Ville de Paris*, comumente encontrado no Brasil (Paiva & Paiva, 2003).

A estimativa da precipitação via satélites (principalmente GOES e TRMM) tornou-se uma alternativa para regiões que apresentam baixa densidade e medidores pontuais. Collischonn *et al.* (2007) utilizam a estimativa por satélite para entrada em um modelo

chuva-vazão, sugerindo testes mais específicos para sua validação. Yan & Gebremichael (2009) e Téo & Grimes (2007) versam sobre metodologias utilizadas para quantificar a incerteza contida nestas estimativas.

Segundo Pessoa (2000), o uso de radar, além de permitir o registro da precipitação em escalas bem menores do que se consegue com satélite, fornece a possibilidade de quantificar a precipitação de forma quase contínua, tanto temporal quanto espacialmente.

As informações adquiridas por esses equipamentos formam as séries de precipitação, que podem ser anuais ou parciais.

As séries anuais ou de intensidade máxima anual, são compostas por um valor máximo em cada ano. No entanto, não é raro observar que a segunda precipitação máxima em um determinado ano seja maior que a máxima de outro ano da série (Wilken, 1978). Para Naghettini & Pinto (2007) essa constatação remete ao uso de séries de duração parcial, na qual todas as precipitações, que sejam independentes e superiores a um determinado valor limitante, são incluídas.

Cunnane (1973) estimou que para ser mais eficiente, o tamanho das series parciais deve ser no mínimo 1,65 vezes maior que as séries anuais. Todorovic (1981) *apud* Ben-Zvi (2009) observou que, na prática, o valor limiar foi selecionado para obter, em média, não mais que 3 eventos por ano. Wilken (1987) sugere 3 ou 4 valores por ano. Ainda, Tavares & Da Silva (1983) *apud* Ben-Zvi (2009) preferiram utilizar mais que 2 eventos por ano.

Essas informações indicam que o número de eventos para séries parciais não pode ser tomado de forma arbitrária, como se pudesse utilizar a quantidade de eventos que se desejasse.

3.2. Análise dos dados de precipitação

A análise dos dados de precipitação inicia-se com a observação e correção de possíveis erros nos dados coletados dos instrumentos, como pluviógrafos. Em termos de pluviometria, os erros de observação são preenchimento errado e valor estimado pelo observador.

A FIGURA 3.1 apresenta um esquema das etapas e respectivos métodos para a análise da precipitação, com fim à gestão de recursos hídricos.

Na sequência discorrem-se especificamente cada uma dessas etapas.

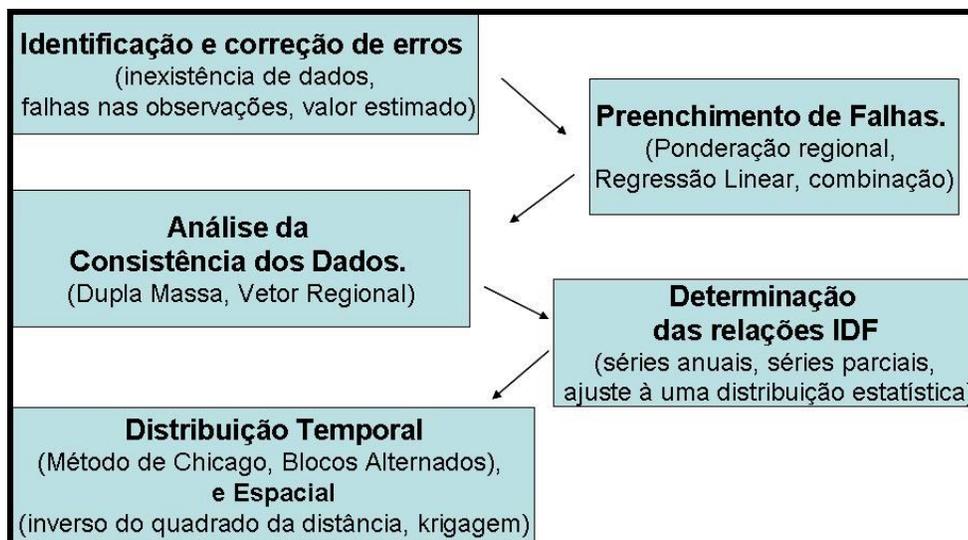


FIGURA 3.1 - Análise dos dados da Precipitação

3.2.1. Preenchimento de falhas

Muitas vezes são necessárias suplementações em séries de dados incompletos de precipitação, realizando um preenchimento de falhas. De acordo com Bertoni & Tucci (2000), para tais falhas pode-se utilizar o Método da Ponderação Regional, da Regressão Linear ou a combinação dos dois. No caso da regressão linear simples:

$$Y = \beta_0 X + \beta_1 \quad (3.1)$$

Onde :

Y = vazão do posto com falhas;

X = vazão do posto com dados;

β_0 e β_1 = parâmetros ajustados na regressão.

Para a aplicação do método adota-se como critério mínimo, a obtenção de coeficiente de determinação superior a 0,7 e a existência de pelos menos oito pares de eventos entre as estações para a realização da regressão (Souza *et al.*, 2009).

3.2.2. Análise de consistência

Após o preenchimento da série é preciso analisar a consistência dos dados, que deve ser efetuada para um conjunto de estações de uma área climaticamente homogênea. Um dos métodos comumente utilizado é o da Dupla Massa, desenvolvido pelo Geological Survey (USA), válido para séries mensais ou anuais. Outro é o Método do Vetor Regional, onde o vetor regional é uma série cronológica, sintética, de índices pluviométricos, oriundos da informação mais provável de estações agrupadas regionalmente.

3.3. Precipitação média numa bacia

Como colocam Garcez & Alvarez (1988), uma indicação da quantidade de chuva numa bacia hidrográfica é a altura média precipitada, que basicamente pode ser calculada por quatro métodos:

- a) média aritmética;
- b) média ponderada com base nas variações das características físicas da bacia;
- c) método das isoietas;
- d) método de Thiessen.

3.4. Precipitações máximas

A precipitação máxima é entendida como a ocorrência extrema em duração, distribuição temporal e espacial para uma bacia hidrográfica (Back, 1997).

A quantificação de chuvas intensas de interesse no projeto das obras de drenagem, segurança de estruturas hidráulicas, como barragens e pontes, e o funcionamento de infraestruturas, como sistema viários existentes em fundos de vale (Righetto, 1998).

Os dados para a quantificação de intensidades máximas podem ser divididos em séries anuais e séries parciais. Na série anual, escolhe-se um valor máximo por ano, compondo uma série na anual de máximos. Na série parcial, adota-se um valor limiar, de forma que todos os valores acima deste compõem a série parcial.

3.4.1. Conceitos da estatística na Hidrologia

As funções de densidade de probabilidade englobam medidas estatísticas de tendência central ou de posição (média, moda e mediana), medidas de dispersão (desvio padrão) e medidas de assimetria e curtose (coeficiente de assimetria e coeficiente de curtose). Na TABELA 3.2 apresenta-se um resumo, assumindo x como valor da variável considerada.

TABELA 3.2 - Resumo de medidas estatísticas

Medidas	Formula	Indicações
Média (\bar{x})	$\bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i$	Estimar da média populacional μ .
Moda (x_{mo})	x_{mo} . É o valor amostral que ocorre com maior frequência.	Avaliar a assimetria. Se $x_{mo} \sim x_{md} \sim \bar{x}$, então, histograma assimétrico.
Mediana (x_{md})	$x_{md} = x_{\left(\frac{N+1}{2}\right)}, \text{ se } N \text{ for impar;}$ $x_{md} = \frac{x_{\frac{N}{2}} + x_{\frac{N}{2}+1}}{2}, \text{ se } N \text{ for par}$	Avaliar a tendência central. Diferentemente da \bar{x} , é imune a valores atípicos, não tendo seu valor afetado por extremos.
Variância (s^2 ou σ^2) e Desvio Padrão (s ou σ)	$s^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2, \text{ amostral}$ $\sigma^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2, \text{ populacional}$	Avaliar a dispersão entorno da média. O desvio padrão s é a raiz quadrada da variância s^2 .
Coefficiente de variação (CV)	$CV = \frac{s}{\bar{x}}$	Comparar a variabilidade de duas ou mais variáveis.
Coefficiente de assimetria (γ)	$\gamma = \frac{N}{(N-1)(N-2)} \frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^3}{s^3}$	Avaliar a assimetria. Se: $\gamma > 0$, assimetria positiva; se $\gamma < 0$, negativa
Coefficiente de curtose (k)	$k = \frac{N^2}{(N-1)(N-2)(N-3)} \frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^4}{s^4}$	Avaliar o quão pontiagudo ou achatado é o histograma.

Fonte: Adaptado de Naghettini & Pinto (2007)

Naghattini & Pinto (2007) alertam que o coeficiente γ , por ser sensível à presença de extremos em amostras de tamanho reduzido, não deve constituir um balizador único ou inequívoco para a prescrição de modelos distributivos positivamente assimétricos.

Ao subtrair o valor 3 do resultado dado pela equação da curtose para estabelecer o coeficiente de excesso de curtose, em relação a uma distribuição perfeitamente simétrica ($k=3$). Isto serve para avaliar a forma do histograma.

O grau em que os valores de x se dispersa em torno da média é dado pelo parâmetro de escala. O valor em torno do qual os valores de x se dispersa é o parâmetro de posição. Por fim, o parâmetro de forma está relacionado à assimetria da distribuição de frequências.

Os modelos de distribuição de probabilidades descritos a seguir referem-se à modelagem de variáveis aleatórias contínuas. São apresentados os modelos de distribuição com maior aplicabilidade a eventos extremos, especificamente para as relações de Intensidade – Duração-Frequencia (IDF), que são Generalizada dos valores extremos (GEV), Gumbel, LogNormal.

3.4.2. Distribuição generalizada de valores extremos

A distribuição GEV incorpora as três formas assintóticas de valores extremos máximos em uma única expressão, são elas: Tipo I, com cauda na forma dupla exponencial; Tipo II, de forma exponencial simples e a Tipo III, com forma exponencial limitada nos extremos das caudas. A sua função de probabilidade acumulada e a função inversa ou de quantis são dadas por:

$$F_X(x) = \exp\left\{-\left[1 - \kappa\left(\frac{x - \beta}{\alpha}\right)\right]^{1/\kappa}\right\} \quad (3.2)$$

$$x(T) = \beta + \frac{\alpha}{\kappa} \left\{1 - \left[-\ln\left(1 - \frac{1}{T}\right)\right]^\kappa\right\} \quad (3.3)$$

A média, variância e assimetria, respectivamente, iguais a :

$$E[Y] = \beta + \frac{\alpha}{\kappa} [1 - \Gamma(1 + \kappa)] \quad (3.4)$$

$$\text{Var}[Y] = \left(\frac{\alpha}{\kappa}\right)^2 [\Gamma(1+2\kappa) - \Gamma^2(1+\kappa)] \quad (3.5)$$

$$\gamma = \frac{-\Gamma(1+3\kappa) + 3\Gamma(1+\kappa)\Gamma(1+2\kappa) - 2\Gamma^3(1+\kappa)}{[\Gamma(1+2\kappa) - \Gamma^2(1+\kappa)]^{3/2}} \quad (3.6)$$

O valor e o sinal de κ (parâmetro de forma) determinam a forma assintótica, ou seja, se $\kappa < 0$, a GEV representa a distribuição Tipo II, se $\kappa > 0$, representa a Tipo III e, se $\kappa = 0$, a GEV torna-se a distribuição de Gumbel com parâmetro de escala α e parâmetro de posição β (Naghetini & Pinto, 2007). O T é o tempo de retorno ou recorrência.

3.4.3. Distribuição Gumbel

A distribuição Gumbel é uma distribuição assintótica de valores extremos do Tipo I, que tem uma forma dupla exponencial e, pode ser conhecida também como Fischer-Tippet tipo I.

A importância da distribuição de Gumbel decorre do fato de ser entre as três únicas distribuições de valores extremos existentes, aquela com maior potencial de aplicação prática (Pinto *et al.*, 1976).

A distribuição Gumbel é a mais usada na análise de frequências de variáveis hidrológicas, com inúmeras aplicações na determinação de relações Intensidade-Duração-Frequência (IDF) para precipitações intensas (Naghetini & Pinto, 2007). A função de probabilidades acumuladas e a função inversa ou de quantis são dadas por:

$$F_x(x) = \exp\left[-\exp\left(-\frac{x-\beta}{\alpha}\right)\right] \quad (3.7)$$

$$x(T) = \beta - \alpha \ln\left[-\ln\left(1 - \frac{1}{T}\right)\right] \quad (3.8)$$

Onde: α é o parâmetro de escala, β é o parâmetro de posição e x é a moda de x .

As demais estatísticas são:

$$E[X] = \beta + 0,5772 \alpha \quad (3.9)$$

$$\text{Var}[X] = \frac{\pi^2 \alpha^2}{6} \quad (3.10)$$

$$\gamma = 1,1396 \quad (3.11)$$

Assim a distribuição de Gumbel possui um coeficiente de assimetria γ positivo e constante.

Apesar do comum uso desta distribuição na hidrologia, alguns autores denunciam limitações pelo fato de subestimar precipitações intensas (Coles, 2003; Koutsoyiannis, 2004; Sisson, Pericchi & Coles, 2005).

3.4.4. Distribuição LogNormal (2 parâmetros)

A transformação logarítmica $Y = \ln(X)$ de uma variável contínua X , resultante da ação multiplicativa de um grande número de componentes aleatórios independentes X_i ($i = 1, 2, \dots, n$), em decorrência do Teorema do Limite Central irá atender a uma variável Normal com parâmetros μ_y e σ_y . Sob tais condições a variável X segue uma distribuição Log-Normal, com parâmetros $\mu_{\ln(X)}$ e $\sigma_{\ln(X)}$ (Naghetini & Pinto, 2007). Tendo a sua função densidade de probabilidades e a função inversa ou de quantis são dadas por:

$$f_X(x) = \frac{1}{x\alpha\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left[\frac{\ln(X) - \beta}{\alpha}\right]^2\right\}, \text{ para } x > 0 \quad (3.12)$$

$$x(T) = \exp(\beta + \alpha \cdot Z_T) \quad (3.13)$$

onde Z_T é a variável normal central reduzida associada à probabilidade $(1-1/T)$.

O valor esperado $[E]$, a variância $Var[X]$, o coeficiente de variação CV_X e de assimetria γ da distribuição LogNormal são dados por:

$$[E] = \mu_X = \exp\left[\alpha + \frac{\beta}{2}\right] \quad (3.14)$$

$$Var[X] = \sigma_X^2 = \mu_X^2 [\exp(\alpha^2) - 1] \quad (3.15)$$

$$CV_X = \sqrt{\exp[\alpha^2] - 1} \quad (3.16)$$

$$\gamma = 3CV_X + (CV_X)^3 \quad (3.17)$$

Como $CV_X > 0$, resulta que a Log-normal é sempre assimetricamente positiva.

3.5. Estimativa de parâmetros

O uso de métodos para ajuste de parâmetros faz parte da inferência estatística, ou seja, de posse de uma amostra finita de observações de uma variável aleatória, neste caso a precipitação, pode-se extrair conclusões sobre:

- a) o modelo distributivo da população que contém a amostra;
- b) as estimativas dos valores numéricos dos parâmetros que descrevem o modelo.

Um dos problemas no uso de qualquer procedimento estatístico em dados hidrológicos está na estimativa dos parâmetros, cujos métodos podem conduzir a resultados diferentes (Valverde *et al.*, 2004).

Naghetini & Pinto (2007) relacionam uma variedade de métodos e dentre as aplicações na hidrologia os mais importantes são: método dos momentos (MOM); método dos momentos-L (MML) e método da máxima verossimilhança (MVS).

O método dos momentos (MOM) consiste simplesmente em igualar os momentos populacionais aos amostrais. Os momentos populacionais são funções dos parâmetros a estimar (às vezes, são os próprios parâmetros), e os momentos amostrais são números (Pinto *et al.*, 1976).

Clarke (1994) afirma que o uso desse método, atualmente, torna-se injustificado por conta das facilidades computacionais para a utilização de métodos mais robustos como a MVS. No entanto, para Naghetini & Pinto (2007), apesar do método dos momentos ser de estimativa simples para pequenas amostras, casos frequentes em hidrologia, podem ter atributos superiores aos demais métodos.

O conceito de momentos-L foi introduzido por Jhonatan R. Hosking, baseado na teoria dos momentos ponderados por probabilidade, facilitando a interpretação destes como descritores de formas das distribuições (Hosking & Wallis 1997; Pinheiro & Naghetini, 1998).

O MML tem sido frequentemente utilizado para ajustar a distribuição GEV para máximos anuais (Overeem, Buishand & Holleman, 2008).

Os momentos-L são medidas de posição, escala e forma das distribuições de probabilidade, similares aos momentos convencionais, porém estimadas por combinações lineares da assimetria, da curtose e do coeficiente de variação (Valverde *et al.*, 2004).

A TABELA 3.3 apresenta os parâmetros de forma, escala e posição encontradas pelo MML, para cada uma das distribuições consideradas.

TABELA 3.3 - Quadro resumo dos estimadores MML para as distribuições

		DISTRIBUIÇÕES		
		GEV	GUMBEL	LOGNORMAL
PARÂMETROS	FORMA $\hat{\kappa}$	$\hat{\kappa} = 7,8590 \cdot C + 2,9554 \cdot C^2$ Onde: $C = 2/(3 + t_3) - \ln 2/\ln 3$	*	*
	ESCALA $\hat{\alpha}$	$\hat{\alpha} = \frac{l_2 \hat{\kappa}}{\Gamma(1 + \hat{\kappa})(1 - 2^{-\hat{\kappa}})}$	$\hat{\alpha} = \frac{l_2}{\ln 2}$	$\hat{\alpha} = 2 \cdot u/\sqrt{2}$
	POSICÃO $\hat{\beta}$	$\hat{\beta} = l_1 - \frac{\hat{\alpha}}{\hat{\kappa}} [1 - \Gamma(1 + \hat{\kappa})]$	$\hat{\beta} = l_1 - 0,5772 \hat{\alpha}$	$\hat{\beta} = \ln l_1 - \frac{\hat{\alpha}^2}{2}$

* indica que a distribuição é de dois parâmetros

Os termos l_1 e l_2 são momentos do MML de ordem 1 e 2, respectivamente

O termo u representa a variável Normal padrão

3.6. Testes de aderência

Após o ajuste dos dados às distribuições estatísticas é necessário avaliar a qualidade deste ajuste por meio dos testes de aderência. Os principais métodos encontrados na literatura são Kolmogorov-Smirnov, Qui-quadrado, Anderson-Darling e Filliben.

O teste de Kolmogorov-Sminorv é um teste não-paramétrico e amplamente utilizado para validação de estatísticas, em diversas áreas da ciência. O teste é aplicável apenas a variáveis aleatórias contínuas e, tem como base a diferença máxima entre as funções de probabilidade acumuladas, empírica e teórica.

O teste do Qui-quadrado expressa a soma das diferenças quadráticas entre as realizações das variáveis aleatórias e suas respectivas médias populacionais. Assim, um valor elevado dessa diferença, significa pouca aderência.

O teste de Anderson-Darling a exemplo do Kolmogorov-Smirnov, baseia-se na diferença entre as funções de probabilidade acumuladas, empírica e teórica, constituindo-se uma alternativa que dá maior peso às caudas das distribuições, ao contrário dos dois testes anteriormente citados (NIST/SEMATECH, 2003). Portanto quando se deseja avaliar extremos, este teste pode ser mais adequado que os anteriores. A qualidade do ajuste é decidida assim: se o valor da estatística do teste for elevado, significa pouca aderência.

Por fim, o teste de Filliben, que tem por base o coeficiente de correlação linear entre as observações ordenadas de modo crescente e os quantis teóricos da distribuição ajustada. Este

teste será descrito mais completamente na metodologia. Apesar de simples, é um teste robusto (Maidment, 1993)

Segundo Naghettini & Pinto (2007), uma consideração importante é que os resultados dos diferentes testes de aderência não são comparáveis entre si e, portanto, não se prestam a auxiliar a tomada de decisão sobre qual o melhor modelo distributivo para as observações.

3.7. Análise de frequências

A Análise de frequências consiste em determinar a frequência (ou período de retorno) com que um evento acontecerá, ou ainda, dado um período de retorno, encontra-se a magnitude deste evento.

No projeto de obras hidráulicas, por exemplo, ocorre um risco de a estrutura falhar durante a sua vida útil devido a um evento extremo. Assim, no dimensionamento de tais projetos é preciso fazer um estudo da frequência das chuvas intensas. Esta análise pode ser feita de maneira local, quando considera apenas um posto de medição, ou de maneira regional, quando consideramos um conjunto de postos dispersos na bacia hidrográfica.

A Análise de frequências pode ser feita de modo empírico ou analítico. O primeiro consiste em construir um gráfico com as observações ordenadas numa escala de probabilidades, utilizando o papel de probabilidade de cada tipo de distribuição. No modo analítico parte-se da premissa que o modelo distributivo da variável é conhecido. Assim, neste caso, deve-se primeiro selecionar uma ou mais distribuições teóricas com objetivo de buscar aquela que melhor se ajuste à distribuição de frequência da amostra (Righetto, 1998).

Diversas distribuições têm sido propostas para a modelação estatística de eventos hidrológicos extremos, mas não há nenhuma que seja capaz de, sob quaisquer condições, descrever o comportamento da variável em foco (Naghettini & Pinto, 2007). Segundo os mesmo autores, os dados hidrológicos devem atender aos pressupostos de independência, estacionariedade e representatividade.

3.8. Relações intensidade-duração-frequência (IDF)

As precipitações máximas são retratadas pontualmente pelas curvas de intensidade, duração e frequência (IDF) e através da precipitação Máxima Provável (PMP). A IDF relaciona a duração, a intensidade e o risco da precipitação ser igualada ou superada a um

valor máximo. A PMP é mais utilizada para grandes obras onde o risco de rompimento de barragens, por exemplo, deve ser mínimo (Bertoni & Tucci 2000).

A determinação da relação IDF deve ser deduzida a partir de uma série histórica suficientemente longa e representativa dos eventos extremos do local, considerando-se séries anuais ou séries parciais.

A metodologia de séries anuais baseia-se na seleção das maiores precipitações anuais de uma duração escolhida, então para esta série de valores é ajustada uma distribuição de extremos, como exemplo, a distribuição de Gumbel do Tipo I (Pinto *et al*, 1976).

A relação entre a intensidade pluviométrica, duração e frequência (IDF) das chuvas intensas, representada por curvas em função do tempo de duração da precipitação (eixo das abscissas) e da intensidade (eixo das ordenadas), para cada tempo de retorno, pode ser expressa através de uma equação na forma:

$$I = \frac{a \cdot T^b}{(t + c)^d} \quad (3.18)$$

Onde:

I = intensidade máxima (mm/h);

t = duração da precipitação (min);

T = período de retorno (anos);

$a, b, c, e d$ = parâmetros locais.

Este tipo de equação sintetiza o feixe de curvas IDF, mas podem apresentar erros, por conta do ajuste.

O parâmetro c , dado em minutos, é uma correção para o tempo de duração da precipitação. Ao se acrescentar a t , em cada ponto da curva, a correção c , deve-se ter os pontos deslocados caindo, aproximadamente, sobre uma reta (Wilken, 1978).

Um trabalho pioneiro na determinação das curvas IDF, foi apresentado por Pfafstetter em 1957, que estabeleceu curvas para 98 postos localizados no Brasil, ajustadas para cada posto a seguinte equação empírica:

$$P = R \cdot [a \cdot t + b \cdot \log(1 + c \cdot t)] \quad (3.19)$$

$$R = T^{\left(\alpha + \frac{\beta}{T^\gamma}\right)}$$

onde, P = precipitação máxima (mm), correspondente à duração t (horas) e período de retorno T (anos), a , b e c constantes para cada posto e, R um fator de probabilidade, onde α , depende da duração, β depende do posto e da duração e γ uma constante igual a 0,25 (para todos os postos).

De acordo com Rondon (2001), das 193 estações pluviométricas no estado de Mato Grosso do Sul, 63 dispõem da relação IDF obtidas através de dados diários de precipitação. Essas equações podem ser consultadas em MATO GROSSO DO SUL (1990).

A TABELA 3.3 apresenta uma lista com os parâmetros da equação de chuva para diversas localizações.

TABELA 3.4 - Parâmetros a, b, c, d das relações IDF

Nome da Estação	a	b	c	d
Fazenda Taquari	1292,85	0,167	11	0,803
Cachoeira /Pólvora	1207,96	0,112	11	0,803
Rio Verde	1370,9	0,177	11	0,803
Coxim	1395,95	0,195	11	0,803
Rochedo	1232,6	0,146	11	0,803
Rio Negro	1224,55	0,192	11	0,803
Camapuã	1430,48	0,176	11	0,803
Bandeirantes	1453,36	0,197	11	0,803
Bodoquena	1329,08	0,172	10	0,801
Corumbá 83552	1381,16	0,163	10	0,812
Forte Coimbra	1566,7	0,1669	10	0,812
Água Clara	1131,06	0,213	11	0,78
Ribas do rio Pardo	1002,26	0,189	11	0,78
Campo Grande	1263,26	0,16	11	0,803
Sidrolândia	1396,58	0,196	11	0,803
Três Lagoas	1060,53	0,153	13	0,778
Aquidauana 83608	1228,72	0,161	11	0,803
Ivinhema	1039,50	0,145	11	0,78
Miranda	1467,3	0,196	11	0,803

Fonte: Mato Grosso do Sul, 1990

Os valores da TABELA 3.3 foram ajustados utilizando-se a distribuição de Gumbel, a partir de informações extraídas de isoietas.

A equação válida para Rio Verde de Mato Grosso, de acordo com a TABELA 2.3 é:

$$I = \frac{1370,9 \cdot T^{0,177}}{(t + 11)^{0,803}} \quad (3.20)$$

com I em mm/h, T em anos e t em minutos, com tempo de retorno (T) entre 2 e 25 anos e duração (t) entre 5 e 90min.

Fietz & Comunello (2007) encontraram bom ajuste com a utilização do modelo Gumbel, para 106 postos pluviométricos, localizados em 54 municípios do Estado de Mato Grosso do Sul, via máxima verossimilhança (MVS), e testando a aderência por Kolmogorov-Smirnov.

Longo, Sampaio & Suszek (2006) ajustaram as distribuições Gama e Log-Normal, com dados de 22 estações pluviométricas do Estado do Paraná, pelos métodos Kolmogorov-Smirnov e Qui-quadrado, verificando melhor aderência da Gama de 2 parâmetros, através da máxima verossimilhança.

Damé, Teixeira & Terra, (2008) compararam 4 métodos de desagregação de chuva diária para uma série de 16 anos, ajustando-os à distribuição de Weibull por MVS, comprovando qualidade superior do Método das Relações (CETESB, 1979) através do teste “t” de Student, ao avaliarem o erro relativo médio quadrático.

Back (2009), ao ajustar uma série de 23 anos de uma estação de Urussanga (SC) a partir da distribuição Gumbel-Chow, observou uma diferença menor que 10% ao comparar as estimativas das curvas IDF com o método de Bell, que relaciona a chuva diária com diferentes durações.

De acordo com Ben-Zvi (2009), que ajustou curvas IDF para séries parciais e máximas anuais, a distribuição GEV se ajusta bem aos dois tipos de séries e a LogNormal e Gama se ajustam bem apenas a séries anuais, considerando a aderência pelo método de Anderson-Darling.

Vieira et al. (1998), trabalhando com série anual (1970 - 1990) para o município de Mococa-SP, obtiveram boa correlação para o método Gumbel-Chow, utilizando Mínimos Quadrados no ajuste dos dados.

Sampaio *et al.* (2006) testou as distribuições Gama e LogNormal, em 22 séries para o estado do Paraná, utilizando os testes Qui-quadrado e de Kolmogorov – Smirnov, com 5% de significância, para avaliar a qualidade dos ajustes. A distribuição Gama ajustou-se melhor às condições do estado.

Devido o problema de poucos dados pluviógrafos para obter relações IDF, existem técnicas para desagregação de dados pluviométricos como o Método das Relações (CETESB, 1979) e o Método de Bartlett-Lewis do pulso Retangular Modificado (BLPRM) (Khaliq & Cunnane, 1995).

Segundo Damé *et al.*(2006), ao testar estes dois métodos, o BLPRM forneceu um ganho insatisfatório de informação em termos de curva IDF, apesar de ser mais complexo.

3.9. Distribuição temporal e espacial das chuvas

Quanto à distribuição temporal pode ser tratada em forma de hietogramas de projeto baseados nas curvas IDF, como o Método de Chicago. Outro método que avalia a distribuição da chuva ao longo da sua duração é o dos Blocos Alternados.

Bemfica, Goldenfum & Silveira (2000) utilizaram os Método de Chicago e dos Blocos Alternados para avaliar os hidrogramas gerados a partir dos hietogramas, constatando que geram escoamentos semelhantes para uma mesma condição de infiltração.

Por se tratar de um fenômeno natural aleatório, a distribuição espacial da precipitação não se repete exatamente a cada período anual sob o aspecto quantitativo, embora aponte, com certo grau de certeza, os locais onde se deve esperar que chova mais ou menos (Salgueiro & Montenegro, 2008).

Sampaio *et al.* (2006) utilizou interpolação matemática com o método inverso do quadrado das distâncias na construção de mapa de isolinhas de precipitação provável mensal, subsidiando a gestão de irrigação para o estado do Paraná.

Conforme Rondon (2001), na espacialização de informações hidrológicas, utilizam-se diferentes métodos de interpolação, de um lado aqueles que produzem resultados discretos, caso dos Polígonos de Thiessen, de outro, aqueles que buscam representar sob forma contínua um fenômeno, caso da modelação utilizando a Superfície Spline, o Método do Inverso da Potência da Distância, Regressão Múltipla e Krigagem.

Resultados obtidos por Carvalho & Assad (2005), e MELLO *et al.* (2003) confirmam que o interpolador geoestatístico de krigagem ordinária, por ser estatisticamente ótimo, apresenta melhor resultado que os demais interpoladores testados.

Em um estudo de distribuição espacial da precipitação, na bacia do Rio Pajeú, Salgueiro & Montenegro (2008) apontam o método geoestatístico de krigagem para avaliar a relação da precipitação com a geomorfologia.

Por fim, no tratamento das informações hidrológicas têm-se utilizado de softwares como MATLAB®, IDRISI®, ArcView®, SPRING® e outros sistemas de informação geográfica, que agilizam o trabalho.

4. METODOLOGIA

O estudo de caso é referente aos dados da Bacia do Rio Taquarizinho, ou Taquari-Mirim. Esta bacia está situada ao norte do Estado de Mato Grosso do Sul e possui aproximadamente 1480km² e o principal uso do solo é voltado para áreas agrícola, pastagens e agropecuária. No entanto, a área de estudo adotada é aquela drenada até a seção fluviométrica da ANA, que possui 496 km² (33,5% do total) (Oliveira, 2007).

A FIGURA 4.1 apresenta a disposição espacial das três estações pluviográficas na área de estudo, PL01, PL02 e PL03, instaladas para estudos do Programa de Pós-graduação em Tecnologias Ambientais da UFMS.

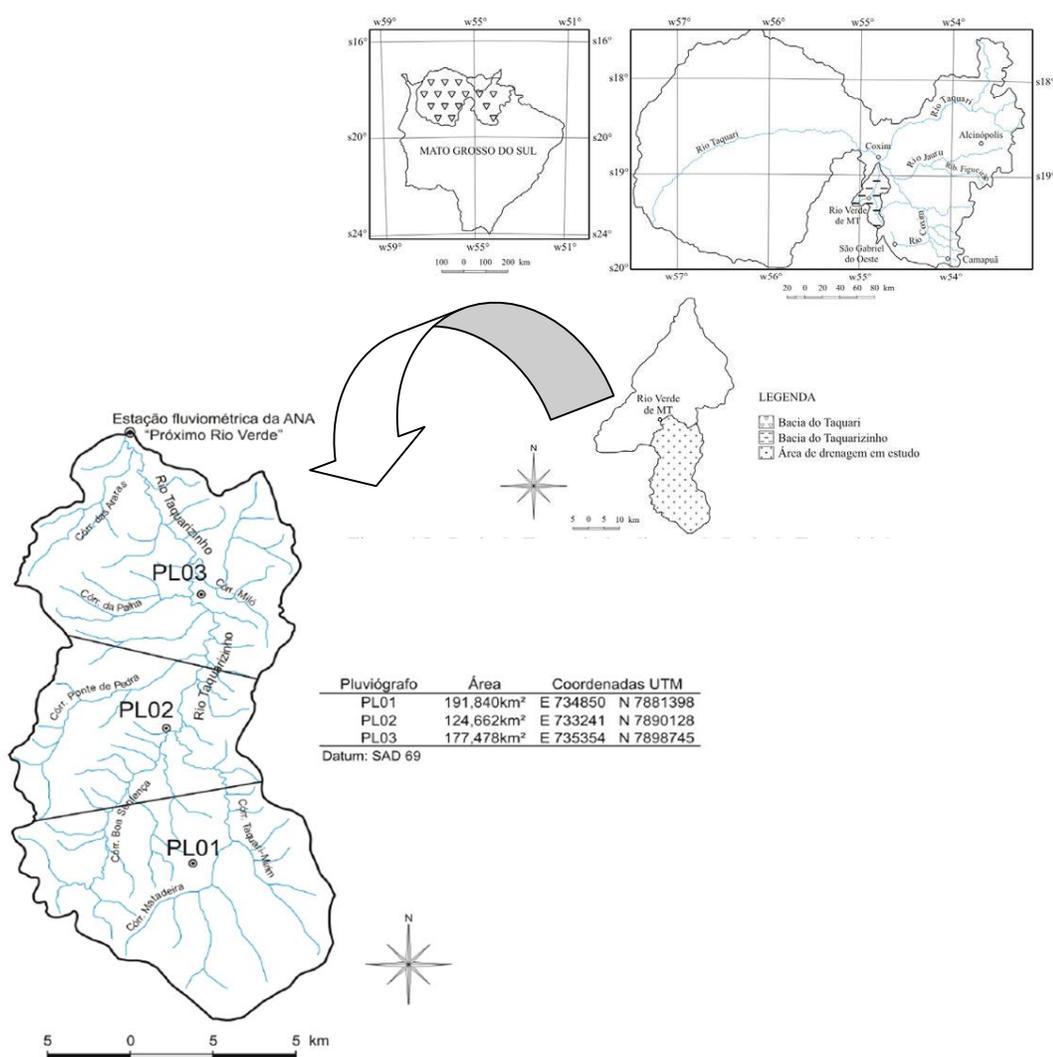


FIGURA 4.1 - Área de Estudo. Bacia do Rio Taquarizinho até a seção da ANA.

Além destas estações pluviográficas, o levantamento dos dados de precipitação hidrológicos, feito por meio do HidroWeb da Agência Nacional de Águas - ANA, apresentou 4 pluviômetros nas imediações da região (1854004, 1854000, 1854006 e 1854002) mostrados na FIGURA 4.2.



Fonte: Agência Nacional de Águas (2011).

FIGURA 4.2 - Estações Pluviométricas no HidroWeb/ ANA.

Bacchi (2007) apresenta uma descrição detalhada desta bacia, dividindo-a em 33 sub-bacias, para realizar simulação da perda de solo, com o método a Equação Universal da Perda de Solos.

4.1. Avaliação preliminar dos dados

Com a obtenção dos dados, o posto 1854002 foi selecionado para constituir as séries anuais e, os demais postos foram utilizados para o preenchimento de falhas, via método da regressão linear, de acordo com a equação (3.1).

As séries de dados deste posto, que contem informações de 1968 a 2006, com algumas falhas, foram filtradas para obtenção apenas dos valores máximos de cada ano disponível.

4.2. Testes de homogeneidade, independência e estacionariedade

Com a série de máximos do posto1854002, que resultou em 27 valores de altura de chuva (mm), foram testadas a homogeneidade, Independência e Estacionariedade da amostra. Para todos os testes utilizamos o nível de confiança $\alpha = 0,05$.

4.2.1. Homogeneidade

Este teste objetiva avaliar se todos os elementos da amostra provêm de uma única população. Para a decisão sobre a rejeição ou não da hipótese de homogeneidade foi utilizado o método não-paramétrico de Mann e Whitney, descrito a seguir.

Dada uma mostra de tamanho N , em ordem crescente, separa-se em duas sub-amostras, garantindo que N_1 (amostra 1) e N_2 (amostra2) sejam próximos, com $N_1 \leq N_2$ e $N_1 + N_2 = N$.

Deve-se calcular a estatística do teste, T , que segue uma distribuição Normal padrão, com a equação abaixo:

$$T_H = \frac{V - E[V]}{\sqrt{Var[V]}} \quad (4.1)$$

onde o valor de V é o menor valor entre V_1 e V_2 :

$$V_1 = N_1 N_2 + \frac{N_1(N_1 + 1)}{2} - R_1 \quad (4.2)$$

$$V_2 = N_1 N_2 - V_1 \quad (4.3)$$

onde R_1 é a soma das ordens de classificação dos elementos da amostra N_1 .

A média e a variância são calculadas por:

$$E[V] = \frac{N_1 N_2}{2} \quad (4.4)$$

$$Var[V] = \frac{N_1 N_2 (N_1 + N_2 + 1)}{12} \quad (4.5)$$

Rejeita-se a hipótese nula (H_0 : a amostra é homogênea) se $|T| > z_{1-\alpha/2}$.

4.2.2. Independência

Este teste objetiva verificar que nenhuma observação da amostra interferirá na ocorrência de outra observação. A rejeição ao não da hipótese de independência será decidida

pelo teste não paramétrico proposto por Wald e Wolfowitz (Naghattini & Pinto, 2007), descrito a seguir.

Dada uma amostra $\{X_1, X_2, \dots, X_N\}$, de tamanho N , e as diferenças $\{X'_1, X'_2, \dots, X'_N\}$ entre as observações X_i e a média amostral, calcula-se a estatística R

$$R = \sum_{i=1}^{N-1} X'_i X'_{i+1} + X'_1 X'_N \quad (4.6)$$

Deve-se calcular a estatística do teste, T , que segue uma distribuição Normal padrão, com a equação abaixo:

$$T_t = \frac{R - E[R]}{\sqrt{\text{Var}[R]}} \quad (4.7)$$

Os valores da média e variância são respectivamente,

$$E[R] = -\frac{s_2}{N-1} \quad (4.8)$$

$$\text{Var}[R] = \frac{s_2^2 - s_4}{N-1} + \frac{s_2^2 - 2s_4}{(N-1)(N-2)} - \frac{s_2^2}{(N-1)^2} \quad (4.9)$$

$$s_r = Nm'_r \text{ e } m'_r = \sum_{i=1}^N (X'_i)^r / N \quad (4.10)$$

onde r denota a ordem dos momentos amostrais.

Rejeita-se a hipótese nula (H_0 : a amostra é independente) se $|T| > z_{1-\alpha/2}$.

4.2.3. Estacionariedade

Este teste refere-se a identificar se a amostra tem alguma não-estacionariedade, que basicamente são 'saltos' e ciclos, ao longo do tempo. Para tanto, utilizamos o teste não paramétrico de Sperman, cuja base é o coeficiente de correlação r_s entre as ordens de classificação m_t , da sequência X_t , e os índices de tempo T_t , que são iguais a $1, 2, \dots, N$.

$$T_E = \frac{r_s}{\sqrt{\text{Var}[r_s]}} \quad (4.11)$$

Onde

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^N (m_i - T_i)^2}{N^3 - N} \quad (4.12)$$

que pode ser aproximada por uma Normal de média igual a zero e variância igual a

$$\text{Var}[r] = \frac{1}{N-1} \quad (4.13)$$

A decisão sobre rejeição da hipótese nula (H_0 : a mostra não apresenta tendência temporal) é dada se $|T| > Z_{1-\alpha/2}$.

4.3. Desagregação da Precipitação

A partir da série original, foi construída uma tabela com alturas de chuva (mm) para tempos de 5, 10, 15, 20, 25, 30 e 60 minutos, utilizando o Método das Relações (CETESB, 1979). Para obter altura de chuva desagregada, multiplica-se o valor da série original pelo coeficiente desejado, de acordo com a TABELA 4.1.

TABELA 4.1 Coeficientes do Método das Relações

Durações	Coeficientes	Durações	Coeficientes
5min/30min	0,34	1h/24h	0,42
10min/30min	0,54	6h/24h	0,72
15min/30min	0,70	8h/24h	0,78
20min/30min	0,81	10h/24h	0,82
25min/30min	0,91	12h/24h	0,85
30min/1h	0,74	24h/1dia	1,14

Fonte: CETESB (1979)

Em seguida, cada altura da precipitação (mm) foi transformada em intensidade (mm/h) fazendo:

$$i = \frac{X}{t} \cdot 60 \quad (4.14)$$

Onde i é a intensidade média da precipitação (mm/h), X é a altura da precipitação (mm/h) e t é o tempo de duração da precipitação. Com estes valores obtidos, a média e o desvio padrão foram calculados para cada uma das séries de 5, 10, 15, 20, 25, 30 e 60 min.

O uso destes coeficientes serve para a construção de relações Intensidade-Duração-Frequencia (IDF) onde não há disponibilidade de registros pluviográficos (Oliveira et al., 2000)

4.4. Distribuições de probabilidade acumuladas

Os dados de intensidade para cada tempo de duração foram utilizados, com as respectivas médias e desvios-padrão, para o cálculo dos quantis, em função do Tempo de Retorno. Como sugere o item 3.1.1, foram escolhidos os tempos de retorno 2, 5, 10, 50 e 100 anos.

Para cada uma das três distribuições estatísticas adotadas, as suas funções de probabilidade acumulada e as fórmulas dos parâmetros estimados pelo Método dos Momentos L (MML), apresentadas na FIGURA 3.2.

Essas distribuições foram escolhidas com base na revisão bibliográfica e considerando que cada uma delas está relacionada a um peso da cauda superior. Segundo Hosking e Wallis (1997) a LogNormal tem uma cauda superior mais pesada, a Generalizada de Valores Extremos tem cauda mais leve e a Gumbel é intermediária.

Para o cálculo destes parâmetros, foi utilizado o software SEAF 1.0 - Programa para análise de frequências de eventos hidrológicos máximos (Candido, 2007), obtidas por simulação de Monte Carlo com base nos momentos-L, assimetria-L e curtose-L. O cálculo dos quantis foi realizado em planilha eletrônica do Excel[®].

4.5. Teste de aderência de Filliben

Após o ajuste dos parâmetros a cada uma das três distribuições, via MML, é necessário testar a qualidade do ajuste. Para tanto, utilizou-se o teste de Filliben, que busca verificar se uma variável aleatória x foi extraída de uma determinada distribuição $F_X(x)$.

O teste é construído com base no coeficiente de relação linear r , entre as observações x e os quantis calculados por $w_i = F_X^{-1}(1-q_i)$, onde q_i representa a probabilidade empírica à ordem de classificação i .

$$r = \frac{\sum_{i=1}^N (x_{(i)} - \bar{x})(w_i - \bar{w})}{\sqrt{\sum_{i=1}^N ((x_{(i)} - \bar{x}))^2 \cdot \sum_{i=1}^N (w_i - \bar{w})^2}} \quad (4.15)$$

Assim, se existir uma forte associação linear entre $x_{(i)}$ e w_i , indica que as observações podem ter sido extraídas de uma população que segue uma distribuição $F_X(x)$. Rejeita-se a hipótese nula, a um nível de significância de 5%, comparando-se o valor calculado pela equação acima com o valor crítico tabelado, r_{crit} , que varia em função do tipo de distribuição $F_X(x)$ utilizada. Para a consulta dos valores de r críticos, consulte o ANEXO A.

4.6. Determinação das relações IDF

O desenvolvimento das etapas anteriores gerou uma tabela com os valores das intensidades (mm/h) para cada tempo de retorno e cada tempo de duração da precipitação. Isto foi feito para cada uma das três distribuições, GEV, Gumbel e LogNormal.

Com os dados desta tabela pode ser construído o gráfico da família de curvas IDF, com o eixo das abscissas indicando o tempo de duração da precipitação e, o das ordenadas indicando a intensidade. Dizem-se famílias, pois o gráfico contém tantas curvas quantos forem os tempos de retorno, que no presente caso são cinco curvas, com tempos de retorno 2, 5, 10, 50, 100 anos. Essas curvas podem ser expressas em forma de equações IDF.

A equação (3.14) pode ser modificada para :

$$I = A/(t + c)^d \quad (4.16)$$

$$A = aT^b \quad (4.17)$$

A seguir explicita-se a metodologia de determinação dos parâmetros de uma típica equação de chuva.

4.6.1. Determinação do parâmetro c

Para o cálculo do parâmetro c , seguiu-se o procedimento abordado em Fendrich (1998), descrito a seguir:

- i) Escolhem-se 2 pontos extremos das curvas, para cada tempo de retorno. As coordenadas são (i_1, t_1) e (i_2, t_2)
- ii) Considerando um terceiro ponto (i_3, t_3) das mesmas curvas, têm-se:

$$i_3 = \sqrt{i_1 \cdot i_2} \quad (4.18)$$

- iii) Obtém-se t_3 , correspondente a i_3 , através da leitura do gráfico.
- iv) Calcula-se o valor de c com a equação:

$$c = \frac{(t_3)^2 - t_1 \cdot t_2}{(t_1 + t_2 - 2t_3)} \quad (4.19)$$

4.6.2. Determinação do parâmetro d

A equação (4.16) pode ser linearizada, aplicando-se “ln” nos dois lados da igualdade, ficando:

$$\ln I = \ln A - d \cdot \ln(t + c) \quad (4.20)$$

Procedeu-se, então, sucessivas regressões lineares entre $\ln I$ e $\ln(t+c)$, lembrando que existe uma série de $\ln I$ para cada tempo de retorno, composta de sete valores, respectivos aos tempos de duração. A cada tempo de duração foi acrescentada a correção c e, calculado o logaritmo natural. Assim, tem-se uma tabela com duas colunas para aplicar a regressão linear.

Em seguida, depois de feita a regressão, foram tomados os valores de $\ln A$ e d , que são, respectivamente, os coeficientes linear e angular da reta ajustada, para cada tempo de retorno.

4.6.3. Determinação dos parâmetros a e b

A equação (4.17), como a equação (4.16), também pode ser linearizada, ficando

$$\ln A = \ln a + b \cdot \ln T \quad (4.21)$$

Com o conjunto de valores $\ln A$, obtidos na etapa anterior, foi novamente aplicada uma regressão linear, agora entre $\ln A$ e $\ln T$, para a obtenção dos coeficientes linear e angular, $\ln a$ e b .

O valor de a é facilmente encontrado calculando-se $e^{\ln a}$.

Pelo fato dos parâmetros a e b possuírem maior variação que c e d , foi construído um intervalo de confiança para os primeiros.

Os intervalos de confiança para os coeficientes da reta de regressão são estimados por

$$\hat{a} - t_{1-\frac{\alpha}{2}, n-2} \cdot s_a \leq a \leq \hat{a} + t_{1-\frac{\alpha}{2}, n-2} \cdot s_a \quad (4.22)$$

$$\hat{b} - t_{1-\frac{\alpha}{2}, n-2} \cdot s_b \leq b \leq \hat{b} + t_{1-\frac{\alpha}{2}, n-2} \cdot s_b \quad (4.23)$$

Onde: $t_{1-\frac{\alpha}{2}, n-2}$ é o valor do t de Student para $(1-\alpha/2)$ e $(n-2)$ graus de liberdade; \hat{a} e \hat{b} são estimadores dos parâmetros da reta de regressão; s_a e s_b são os desvios-padrão da estimativa do parâmetro a e b e indicam o quanto afastado os estimados estão dos parâmetros populacionais.

$$s_a = \sqrt{s_e^2 \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \right)} \quad (4.24)$$

$$s_b = \sqrt{\frac{s_e^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}} \quad (4.25)$$

$$s_e^2 = \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n-2} \quad (4.26)$$

Onde: $e_i = y_i - \hat{y}_i$; n é o tamanho da amostra; \bar{x} e x_i são a média e o valor observado da variável independente, neste caso, o $\ln T$.

Em seguida, procedeu-se à construção do intervalo de confiança para linha de regressão linear, dado por

$$\hat{y}' \pm t_{1-\frac{\alpha}{2}, n-2} \cdot s_e \sqrt{\left(\frac{1}{n} + \frac{(x' - \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \right)} \quad (4.27)$$

onde $\hat{y}' = a + bx'$ é a reta superior ou inferior do intervalo de confiança.

4.6.4. Validação das equações IDF

Uma vez determinado o valor de c , foi encontrada para cada T uma equação de chuvas intensas, denominadas equações parciais, no formato da eq. (4.16). Para a validação, foram comparados os valores das intensidades obtidas pelas fórmulas dos quantis (xq) com os valores estimados pelas equações parciais (xp).

A comparação foi realizada, como sugere Fendrich (1998), a partir do erro padrão percentual.

$$\varepsilon_p = \sqrt{\frac{\sum_{t=5}^{60} (xq_t - xp_t)^2}{n}} \quad (4.28)$$

Assim, os valores são tomados a cada tempo de duração (5, 10, 15, 20, 25,30 e 60 min.) e, resultando em tantos ε_p quantos forem os tempos de retorno.

Outro forma utilizada para avaliar o ajuste foi o calculo do índice de concordância d_s , dado em porcentagem, como exposto em Oliveira et al. (2000):

$$d_s = 100 \left[1 - \frac{\sum (o_i - e_i)^2}{\sum (|o_i| + |e_i|)^2} \right] \quad (4.29)$$

onde o_i e e_i são, respectivamente, os valores das chuvas máximas encontrados pelas distribuições e os calculados pela equação de chuva ajustada. O valor de d varia de 0 a 100%, e então, o ajuste será considerado bom quando d_s próximo de 100%.

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

O APÊNDICE A apresenta a disponibilidade de dados, contendo a porcentagem de dados registrados pelo pluviômetro de cada posto, a cada ano. A estação selecionada foi a 1854002, por apresentar maior quantidade de anos com dados registrados, resultando em 27 dados máximos anuais.

As demais estações pluviométricas serviram para avaliar as falhas, em termos de porcentagem, como mostra a TABELA A.1, no APÊNDICE A. Os registros das estações pluviográficas não foram utilizados, pois a série histórica não era volumosa o suficiente para aplicação em equações de chuvas intensas, mesmo utilizando séries parciais.

A TABELA 5.1 apresenta os valores dos testes de homogeneidade, independência e estacionariedade, para um nível de significância de 5% ($\alpha=0,05$).

TABELA 5.1- Testes de homogeneidade, independência e estacionariedade

Teste	Valor calculado	Valor crítico	Decisão sobre H0
Mann e Withney	0,922	1,96	Não rejeita
Wald e Wolfowitz	0,065	1,96	Não rejeita
Sperman	1,086	1,96	Não rejeita

Os valores calculados pelos testes de Mann e Withney, Wald e Wolfowitz e Speramn, resultaram menores que o valor crítico da tabela de Student, mostrando que não se deve rejeitar a possibilidade da amostra ser homogênea, independente e estacionaria, respectivamente.

Os valores das intensidades de precipitação calculadas pela eq. (4.14) e as respectivas desagregações em 5, 10, 25, 20, 25, 30 e 60 minutos, calculadas pelo Método das Relações, estão na TABELA B.1, no APÊNDICE B.

5.1. Parâmetros e Funções dos quantis

A TABELA 5.2 apresenta os parâmetros de escala α , posição β e forma κ , dos modelos distributivos, e o resultado do teste de Filliben.

Os valores dos parâmetros são dados para cada tempo de duração e cada distribuição, enquanto os valores de r, do teste de Filliben, associam-se as distribuições com apenas um valor, tido como constante para as diferentes durações.

TABELA 5.2 - Parâmetros estimados pelo MML e Teste de Filliben

Distribuição		Duração (min)							Teste de Filliben (r)
		5	10	15	20	25	30	60	
Gumbel	α	25,345	20,127	17,394	15,096	13,567	12,424	8,384	0,9585
	β	111,918	88,876	76,807	66,657	59,909	54,862	37,069	
Log Normal	α	0,259	0,259	0,259	0,259	0,259	0,259	0,259	0,9711
	β	4,81	4,579	4,433	4,291	4,185	4,097	3,705	
GEV	α	31,910	25,345	21,903	19,009	17,085	15,645	10,571	0,9833
	β	116,470	92,490	79,930	69,368	62,346	57,093	38,576	
	κ	0,342	0,342	0,342	0,342	0,342	0,342	0,342	

Os quantis para cada modelo distributivo foram calculados, para cada tempo de retorno T, utilizando os parâmetros acima.

Nota-se que o parâmetro de forma κ do modelo distributivo GEV é constante, não variando com a duração da chuva.

Os valores de o Teste de Filliben mostram que os três modelos se adéquam aos dados. No entanto, o modelo GEV se ajusta melhor, por apresentar um $r = 0,9833$.

As tabelas abaixo, TABELA 5.3, TABELA 5.4 e TABELA 5.5, apresentam os quantis calculados pelo GEV, Gumbel e LogNormal para cada tempo de retorno e cada tempo de duração da precipitação.

TABELA 5.3 - Intensidades máximas do modelo GEV (mm/h)

T (anos)	t (min)	5	10	15	20	25	30	60
2		127,462	101,221	87,475	75,916	68,231	62,482	42,217
5		153,912	122,229	105,63	91,673	82,393	75,45	50,98
10		166,557	132,272	114,31	99,205	89,163	81,65	55,169
50		185,207	147,086	127,111	110,315	99,149	90,794	61,347
100		190,426	151,23	130,693	113,424	101,943	93,352	63,076

Como se pode observar, os valores das intensidades são diretamente proporcionais ao o tempo de retorno T e, inversamente proporcionais ao a duração da precipitação.

O valor mínimo gerado pelo modelo distributivo foi de 42,22 mm/h para $T=2$ anos e $t = 60$ min, e máximo de 190,43 mm/h para $T=2$ anos e $t = 60$ min.

TABELA 5.4 - Intensidades máximas do modelo Gumbel (mm/h)

T (anos)	t (min)	5	10	15	20	25	30	60
2		121,207	96,253	83,182	72,19	64,881	59,416	40,142
5		149,934	119,065	102,897	89,3	80,259	73,497	49,644
10		168,954	134,169	115,95	100,629	90,44	82,821	55,936
50		210,813	167,41	144,677	125,561	112,847	103,34	69,783
100		228,509	181,463	156,822	136,101	122,319	112,014	75,637

TABELA 5.5 - Intensidades máximas do modelo LogNormal (mm/h)

T (anos)	t (min)	5	10	15	20	25	30	60
2		122,732	97,417	84,184	73,039	65,694	60,16	40,65
5		152,624	121,144	104,688	90,829	81,694	74,812	50,551
10		171,044	135,765	117,322	101,791	91,553	83,841	56,652
50		208,914	165,823	143,297	124,328	111,823	102,404	69,194
100		224,197	177,954	153,78	133,423	120,004	109,895	74,256

As tabelas apresentam valor mínimo de 40,14 mm/h e máximo de 228,51 mm/h para Gumbel e mínimo de 40,65 mm/h e máximo de 224,20 mm/h para a LogNormal. São valores bem próximos.

Esse comportamento descreve as características de chuvas convectivas, causadas pela ascensão da massa de ar mais quente que o meio circundante. São precipitações de curta duração e de alta intensidade, atingindo pequenas áreas.

Observa-se que, apenas para os tempos de retorno $T=2$ e $T=5$, os valores do GEV são maiores que dos outros modelos distributivos. Isto pode indicar que para T pequenos, o modelo GEV pode superestimar as intensidades. Assim, para obras de microdrenagem, este modelo pode resultar em projetos de maiores custos.

Os gráficos das famílias de curvas IDF estão representados na FIGURA 5.1. Em seguida, são apresentadas as FIGURA 5.2 e FIGURA 5.3, para curvas IDF Gumbel e IDF LogNormal.

GRAFICO IDF GEV (5 a 60min)

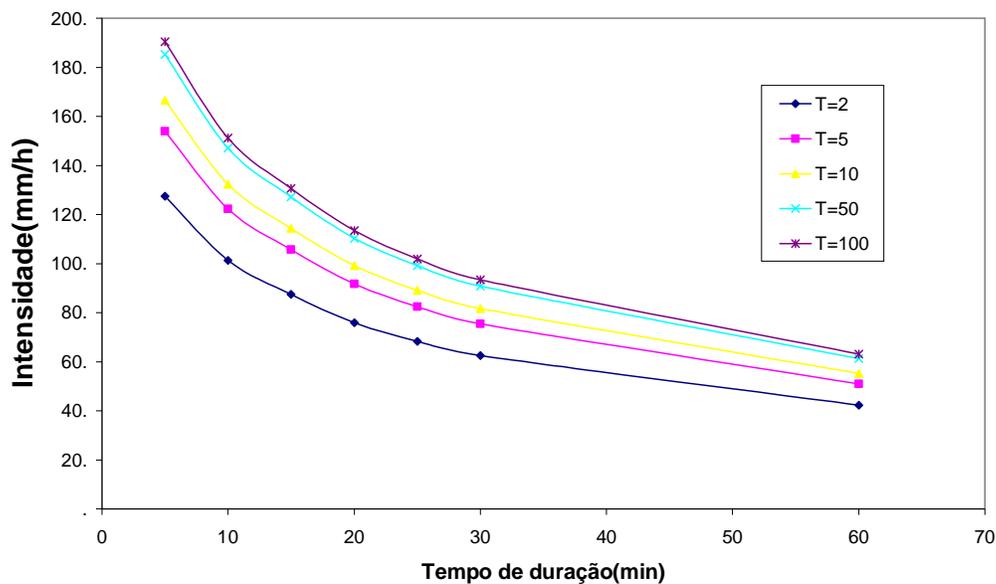


FIGURA 5.1 - Curvas IDF GEV

Observa-se que as curvas de T=50 e T=100 estão bem próximas, uma da outra, isso indica que na distribuição GEV, mesmo com uma considerável diferença de anos, a intensidade estimada pelo modelo não aumenta demasiadamente.

GRAFICO IDF GUMBEL (5 a 60min)

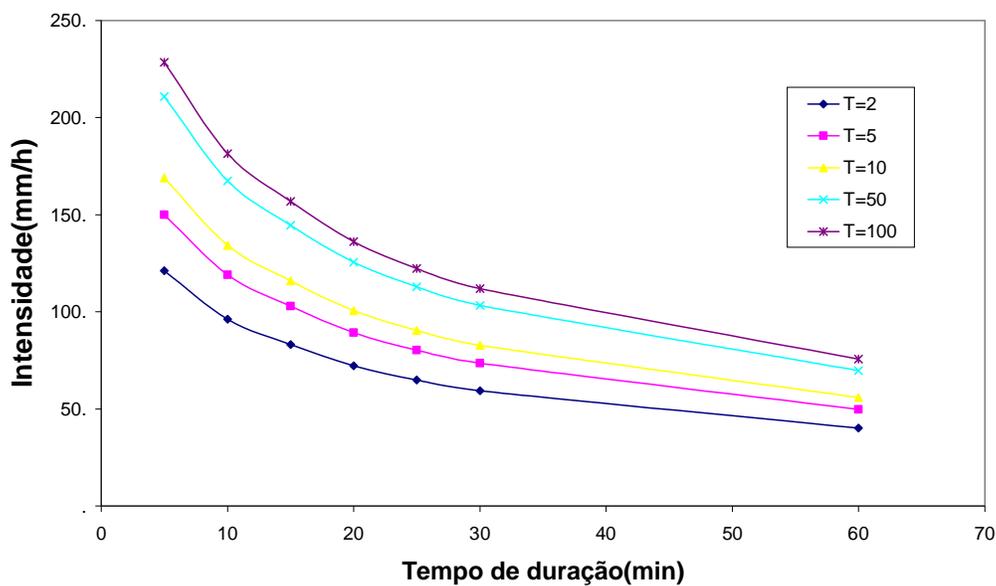


FIGURA 5.2 - Curvas IDF Gumbel

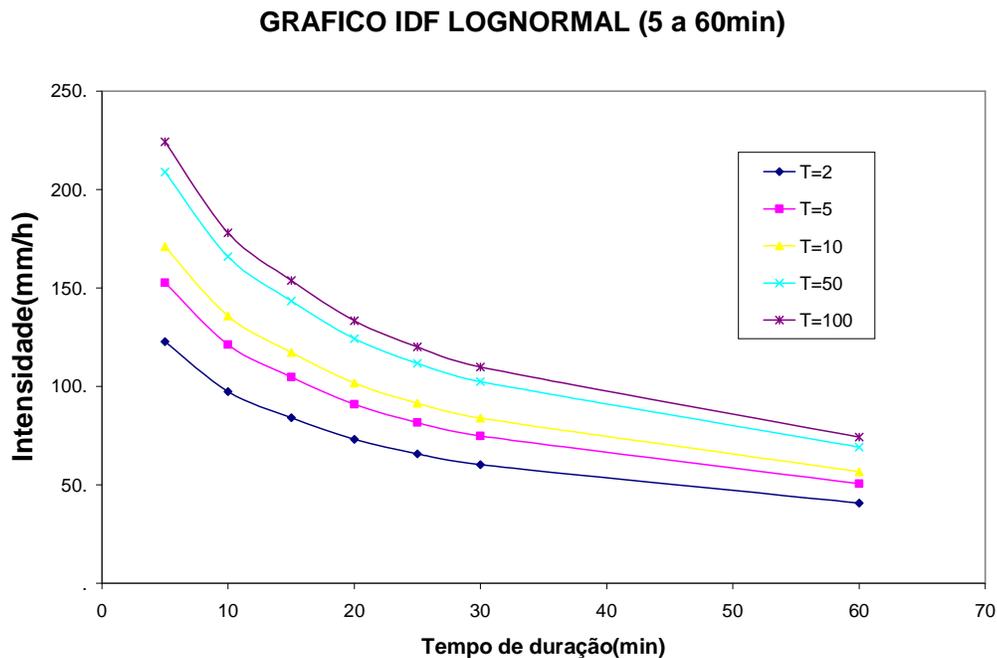


FIGURA 5.3 - Curva IDF LogNormal

Outro aspecto interessante, e que pode ser observado nas curvas é que a IDF Gumbel e IDF LogNormal têm um aspecto parecido, indicando, em maioria, que as intensidades desses modelos são mais próximas, tomadas a cada T , que quando comparadas com o modelo GEV.

O distanciamento entre as curvas do modelo GEV é menor do que o apresentado nos outros modelos. Isto pode indicar maior facilidade no ajuste dos parâmetros. De fato, aconteceu na determinação do parâmetro c , onde todos os valores, para cada tempo de retorno, foram iguais.

5.2. Equações IDF

A aplicação do procedimento descrito no item 4.6.1 resultou num valor de c igual a 8,76 para a maioria dos tempos de retorno. Portanto, foram testados os valores $c=8$ e $c=9$, resultando em $c=8$ o melhor ajuste para as equações parciais, do tipo eq. (4.16).

A regressão linear realizada para a eq.(4.20) resultou nos valores de $\ln A$ e d constantes nas TABELAS 5.6.

TABELA 5.6 - Valores parâmetro d

T	Modelo GEV		Modelo Gumbel		Modelo LogNormal	
	$\ln A$	d	$\ln A$	d	$\ln A$	d
2	6,548424	0,6647117	6,498257	0,6647635	6,509822	0,6645618
5	6,736966	0,6646978	6,711308	0,6648803	6,727802	0,6645618
10	6,815914	0,6646927	6,830907	0,6649359	6,841744	0,6645618
50	6,922044	0,6646865	7,052519	0,6650228	7,041743	0,6645618
100	6.949828	0.664685	7,133207	0,6650499	7,112346	0,6645618

A análise da TABELA 5.6 sugere adotar um valor d constante igual a 0,665, para os três modelos distributivos. Os parâmetros c e d são chamados de parâmetros locais.

Para cada uma dessas sequências de pares ($\ln A$, T) foi realizada uma regressão linear para encontrar os valores de a e b , conforme item 4.6.3, eq. (4.21). Os resultados seguem na TABELA 5.7.

TABELA 5.7 - Valores parâmetros a e b.

Parâmetros	Modelo GEV	Modelo Gumbel	Modelo LogNormal
a	694,86	620,89	637,26
b	0,096	0,158	0,148

Na TABELA 5.7 pode-se observar como as IDF Gumbel e IDF LogNormal são mais parecidas, se comparadas com a IDF GEV.

A TABELA 5.8 abaixo mostra a amplitude dos valores dos parâmetros a e b, obtida a partir dos intervalos de confiança (IC), de acordo com o item 4.6.3, com a utilização das eq.(4.22) a eq.(4.26).

TABELA 5.8 - Intervalo de confiança dos parâmetros a e b ($\alpha=0,05$)

Parâmetros		GEV	Gumbel	LogNormal
a	inferior	590,00	554,45	557,43
	superior	818,35	695,30	728,52
b	inferior	0,041	0,120	0,104
	superior	0,150	0,195	0,193

Esses valores apresentam grande variação, podendo influenciar significativamente os valores de intensidade que venham a ser gerados pela IDF determinada.

Verifica-se que para tempos de retorno maiores, os modelos Gumbel e LogNormal parecem superestimar as intensidades. Isso pode contribuir, quando se tratar de projetos de macrodrenagem, para uma elevação nos custos.

Os intervalos de confiança para a reta de ajuste dos parâmetros a e b pode ser visualizada no APÊNDICE C.

Finalmente, as IDF GEV, IDF Gumbel e IDF LogNormal podem ser representadas, respectivamente, pelas equações abaixo.

$$I = \frac{694,86 \cdot T^{0,096}}{(t + 8)^{0,665}} \quad (5.1)$$

$$I = \frac{620,89 \cdot T^{0,158}}{(t + 8)^{0,665}} \quad (5.2)$$

$$I = \frac{637,26 \cdot T^{0,148}}{(t + 8)^{0,665}} \quad (5.3)$$

Os valores do erro padrão percentual ε_p e do índice de concordância calculados conforme o item 4.6.4, pelas equações eq.(4.28) e eq.(4.29), encontram-se na TABELA 4.7

TABELA 5.9 - Valores do Erro padrão percentual ε_p e do índice de concordância d_s (%)

T (anos)	ε_p			d_s		
	GEV	Gumbel	LogNormal	GEV	Gumbel	LogNormal
2	0,522921	0,495492	0,522585	99,901	99,949	99,933
5	0,631461	0,608798	0,649866	99,947	99,971	99,958
10	0,683359	0,684673	0,728297	99,916	99,954	99,935
50	0,759911	0,853061	0,889543	99,989	99,989	99,987
100	0,781332	0,924628	0,954618	99,964	99,975	99,975

A partir TABELA 5.9, ao avaliar o erro padrão percentual, infere-se que a distribuição Gumbel se ajustou melhor para T menores e GEV para T maiores. Assim, a qualidade do ajuste da LogNormal é inferior à dos demais modelos.

Os valores do índice de concordância, próximos de 100%, mostram que os dados (quantis) obtidos com cada distribuição concordam com os valores estimados pelas respectivas equações de chuva determinadas.

Um aspecto importante é que as equações aqui determinadas têm aplicação restrita, podendo ser utilizadas para chuvas com duração de até 60 minutos. Optou-se fazer assim pela dificuldade em se ajustar o parâmetro c para durações de até 1440 minutos (24 horas). Se assim não o fosse, o erro incorporado na equação para diferentes tempos de duração poderia ser maior.

Ao se comparar a equações aqui determinadas com a eq. (3.20), que foi determinada a partir de isoietas (Mato Grosso do Sul, 1990), os valores da intensidade desta última chegam a ser bem maiores. No caso do modelo Gumbel, os valores chegam a ser 30% a 40% maiores, tomando respectivamente os tempos de retorno 2 e 100 anos.

6. CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

O uso de um ou outro modelo distributivo será preponderante na determinação de chuvas intensas, devido às diferenças nas intensidades estimadas. Assim, quando da utilização de IDF para projeto de obras de drenagem urbana, é interessante buscar aquela que melhor represente a realidade e esteja de acordo com as necessidades do projeto.

Pode-se observar que, dentre os três modelos distributivos, o LogNormal foi o que apresentou menor qualidade de ajuste.

O estudo de caso revela a necessidade de que o tomador de decisão seja cuidadoso ao escolher a distribuição, dado que para tempos de retorno menores o modelo GEV gera valores de intensidade máximas maiores que o modelo Gumbel. E isso será decisivo em obras de micro e macrodrenagem.

Em sua maioria os valores de GEV tiveram melhores ajustes.

Dentro de inúmeras distribuições estatísticas foram selecionadas três, o que não esgota a busca de distribuições que se ajustem melhor aos dados. Neste sentido, é interessante testar outras distribuições, como: LogPearson, Generalizada de Pareto e Gama, que aparecem bem conceituadas.

Criar uma rotina computacional otimizada para determinação dos parâmetros da equação de chuva, sobretudo o parâmetro b , que é feito por tentativa e erro.

Uma reflexão crítica em relação aos dados utilizados, sugere que o uso destes pode ser limitado, por conta das incertezas intrínsecas desde o processo de aquisição até as simplificações no seu processamento. Um exemplo é o uso do Método das Relações para desagregação da chuva diária. Ainda que, este método seja utilizado comumente para estudos de precipitação, devem-se avaliar as suas limitações e erro incorporados aos valores gerados.

Ainda com relação à qualidade dos dados originais, a densidade de estações pluviométricas e pluviográficas é baixa, e de maneira geral em todo o Brasil, excetuando regiões Sul e Sudeste. Isso pode ser um fator desestimulante na realização de pesquisas que dependem dessas variáveis hidrológicas, pois exige do pesquisador maior volume de recurso financeiro e quantidade de anos de monitoramento suficientes para avaliar as incertezas dos dados.

Salienta-se que a quantidade de anos monitorados contribui para melhor eficiência no ajuste dos parâmetros, ou seja, para uma quantidade diferente de elementos na amostra, os parâmetros também serão diferentes.

Outro fator que contribui para uma diferença nos valores dos parâmetros, mesmo que os dados sejam de uma mesma estação, é o método de ajuste.

Uma sugestão para driblar a dificuldade de estimativa do parâmetro c , pode ser o ajuste de mais de uma equação, cada uma para um intervalo de tempo de duração da precipitação.

Finalmente, não se pode ter a noção de que as equações de chuvas são eternas. Portanto elas devem ser reajustadas e reavaliadas com o passar dos anos.

7. REFERÊNCIAS

- AGÊNCIA NACIONAL DE ÁGUAS. **Hidro Web. Sistema de Informações Hidrológicas**. Disponível em: <<http://hidroweb.ana.gov.br/>>. Acesso em: 18 abril 2011.
- BACCHI, C. G. V. **Análise de modelos matemáticos na estimativa da produção de sedimentos em bacias com o auxílio de um SIG**. Dissertação de Mestrado do Programa de Pós-graduação em Tecnologias Ambientais da Universidade Federal de Mato Grosso do Sul. 2007.
- BACK, A. J. **Equação de chuvas para a região de Urussanga, SC**. Ver. Tecnol. Ambiente. Criciúma, v.3, n.2, p. 31-36, jul/dez. 1997.
- BACK, A. J. **Relações entre precipitações intensas de diferentes durações ocorridas no município de Urussanga, SC**. Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental, v.13, n.2, p. 170-175, 2009.
- BEMFICA, D. C.; GOLDENFUM, J. A.; SILVEIRA, A. L. L. **Análise da aplicabilidade de padrões de chuva de projeto de Porto Alegre**. Revista Brasileira de Recursos Hídricos, v.5, n.4, p.5-16, 2000.
- BEN-ZVI, A. **Rainfall intensity-duration-frequency relationships derived from large partial duration series**. Journal of Hydrology, n.367,p.104-144, 2009.
- BERTONI, J. C.; TUCCI, C E. M. **Precipitação**. In: TUCCI, C. E. (org). **Hidrologia: ciência e aplicação**. 2ed. Porto Alegre: Ed. da Universidade/UFRGS: ABRH, 2000. cap. 5, p.177 – 241.
- CANDIDO, M. O. **SEAF - Programa para análise de frequência de eventos hidrológicos máximos anuais**. exe. Versão 1.0, 2007.
- CARVALHO, J. R. P.; ASSAD, E. D. **Análise espacial da precipitação pluviométrica no Estado de São Paulo: comparação de métodos de interpolação**. Engenharia Agrícola, Jaboticabal, v.25, n.2, p.377-384, maio/ago. 2005.
- CETESB. **Manual de Drenagem Urbana**. 1979.
- CLARKE, R. T. **Statistical Modelling in Hydrology**. John Wiley e Sons. 1994.
- COLES, S. **A Fully Probabilistic Approach to Extreme Rainfall Modeling**. Journal of Hydrology, v. 273, n.4, p. 35-50, 2003.
- COLLISCHON, B.; ALLASIA, D.; COLLISCHONN, W.; TUCCI, C. E. M. **Desempenho do satélite TRMM na estimativa de precipitação sobre a bacia do Rio Paraguai Superior**. Revista Brasileira de Cartografia, n 59/01, p.93-98, abr. 2007.
- CUNNANE, C. **A particular comparison of annual maxima and partial duration series methods of flood frequency predictions**. Journal of Hydrology v.18, n 3-4, p.257– 271, 1973.

DAMÉ, R. C. F.; PEDROTTI, C. B. M.; CARDOSO, M. A. G.; SILVEIRA, C. P.; DUARTE, L. A.; ÁVILA, M. S. V.; MOREIRA, A. C. **Comparação entre curvas de intensidade-duração-frequência de ocorrência de precipitação obtidas a partir de dados pluviográficos com àquelas estimadas por técnicas de desagregação de chuva diária.** R.Bras. Agrociência, Pelotas, v.12, n.4, p. 505-509, out./dez.2006.

DAMÉ, R. C. F.; TEIXEIRA, C. F. A.; TERRA, V. S. S. **Comparação de diferentes metodologias para estimativa de curvas intensidade-duração-frequência para Pelotas-RS.** Revista Engenharia Agrícola Jaboticabal, v.28, n.2, p.245-255, abr./jun. 2008.

FENDRICH, R. **Chuvas intensas para obras de drenagem no Estado do Paraná.** Champagnat. Curitiba, 1998.

FIETZ, C. R.; COMUNELLO, E. **Chuvas intensas em Mato Grosso do Sul.** Dourados: Embrapa Agropecuária Oeste, 2007.

GARCEZ, L. N.; ALVAREZ, G. A. **Hidrologia.** Editora Edgard Blucher, S.Paulo, 1988.

HOSKING, J. R. M.; WALLIS, J. R. **Regional frequency analysis: An approach based on L-moments.** Cambridge University Press. 1997.

KHALIQ, M. N.; CUNANNE C. **Modelling point rainfall occurrences with the Modified Bartlett-Lewis Rectangular Pulses Model.** Journal of Hydrology, v.108, p. 109-138, 1995.

KOUTSOYIANNIS, D. **Statistics of extremes and estimation of extreme rainfall: I. Theoretical investigation.** Hydrological Sciences-Journal, v.49, n.4, p.575-590, 2004.

LONGO, A. J.; SAMPAIO, S. C.; SUSZEK, M. **Modelo computacional para estimativa das precipitações prováveis utilizando as distribuições de probabilidade Gama e Log-normal.** Revista Varia Scientia, v.06, n.11, p. 141-148, agosto 2006.

MAIDMENT, D. R. (org.). **Handbook of Hydrology.** McGraw-Hill, 1993. 1424p.

MATO GROSSO DO SUL. **Chuvas no Mato Grosso do Sul: equações de intensidade, duração e frequência.** Campo Grande: Secretária de Obras Públicas, 1990.

MELLO, C. R.; LIMA, C. R.; SILVA, C. R.; MELLO, C. R.; OLIVEIRA, M. S. **Krigagem e inverso do quadrado da distância para interpolação dos parâmetros da equação de chuvas intensas.** R. Bras. Ci. Solo, n.27, p.925 - 933, 2003.

NAGHETTINI, M.; PINTO, E. J. A. **Hidrologia Estatística.** Belo Horizonte: CPRM, 2007.

NIST/SEMATECH. **e-Handbook of Statistical Methods.** 2003. Disponível em: <http://www.itl.nist.gov/div898/handbook/>. Acessado em março de 2011.

OLIVEIRA, H. A. R. **Qualidade da Drenagem pluvial rural: Rio Taquarizinho-MS.** Dissertação de mestrado do Programa de pós-graduação em Tecnologias Ambientais, UFMS, 2007.

OLIVEIRA, L. F. C.; CORTÊS, F. C.; BARBOSA, F. O. A.; ROMÃO, P. A.; CARVALHO, D. F. **Estimativa das equações de chuvas intensas para algumas localidades no estado de Goiás pelo método da desagregação de chuvas.** Pesquisa Agropecuária Tropical, v.30, n.1, p. 23-27, jan. /jun. 2000.

OVEREEM, A.; BUISSAND, A.; HOLLEMAN, I. **Rainfall depth-duration-frequency curves and their uncertainties.** Journal of Hydrology, n.348, p. 124–134, 2008.

PAIVA, J. B. D.; PAIVA, E. M. C. D. (org). **Hidrologia aplicada à gestão de pequenas bacias hidrográficas.** Porto Alegre: ABRH, 2003.

PESSOA, M.L. **Hidrometeorologia com radar.** In: TUCCI, C.E., (org). **Hidrologia: ciência e aplicação.** 2ed. Porto Alegre: Ed. da Universidade/UFRGS: ABRH, 2000. cap. 23, p.877 - 914.

PINHEIRO, M. M. G.; NAGHETTINI, M. **Análise regional de frequência e distribuição temporal das tempestades na região metropolitana de Belo Horizonte.** Revista Brasileira de Recursos Hídricos v. 3, n.4, out/dez 1998, p.73-88.

PINTO, N. L. S.; HOLTZ, A. C. T.; MARTINS, J. A.; GOMIDE, F. L. S. **Hidrologia Básica.** Editora Blucher, 1976.

PORTO, R. L.; TUCCI, C. E. M.; ZAHED, K. F.; BIDONE, F. **Drenagem urbana.** In: TUCCI, C.E., (org). **Hidrologia: ciência e aplicação.** 2ed. Porto Alegre: Ed. da Universidade/UFRGS: ABRH, 2000. cap. 21, p.813 - 815.

RIGHETTO, A. M. **Hidrologia e Recursos Hídricos.** Editora da Escola de Engenharia de São Carlos. 1998.

RONDON, M. A. C. **Espacialização de intensidades pluviométricas de chuvas intensas em Mato Grosso do Sul.** Dissertação de Mestrado do Programa de Pós-graduação em Tecnologias Ambientais da Universidade Federal de Mato Grosso do Sul. 2001.

SALGUEIRO, J. H. P. B.; MONTENEGRO, S. M. G. L. **Análise da distribuição espacial da precipitação na bacia do rio Pajeú em Pernambuco segundo método geoestatístico.** Rev. Tecnol. Fortaleza, v. 29, n. 2, p.174-185, dez. 2008.

SAMPAIO, S. C.; LONGO, A. J.; QUEIROZ, M. M. F.; GOMES, B. N.; BOAS, M. A. V.; SUSZEK, M. **Estimativa da distribuição da precipitação mensal provável no Estado do Paraná.** Acta Sci. Human Soc. Sci. Maringá, v.28, n.2, p.267 – 272, 2006.

SISSON, S. A.; PERICCHI, R. L.; COLES, S. G. **A case for a reassessment of the risks of extreme hydrological hazards in the Caribbean.** Stochastic Environmental Research and Risk Assessment, v.20, n.4, p.296-306, 2005.

SOUZA, H. T.; PRUSKI, F. F.; BOF, L. H. N.; CECON, P. R.; SOUZA, J. R. C. **SisCAH 1.0 : Sistema Computacional para Análises Hidrológicas.** 1ª edição. Brasília, DF: ANA; Viçosa, MG: UFV, 2009.

TAVARES, L.V.; DA SILVA, J.E. **Partial duration series method revisited**. Journal of Hydrology, n.64, p.1-14, 1983.

TEO, C. K.; GRIMES, D. I. F. **Stochastic modelling of rainfall from satellite data**. Journal of Hydrology, n.346, p.33-50, 2007.

TUCCI, C.E., org. **Hidrologia: ciência e aplicação**. 2ed. Porto Alegre: Ed. da Universidade/UFRGS: ABRH, 2000.

VALVERDE, A. E. L.; LEITE, H. G.; SILVA, D. D.; PRUSKI, F. F. **Momentos - L: Teoria e aplicação em Hidrologia**. R. Árvore, Viçosa, v.28, n.6, p. 927-933, 2004.

VIEIRA, D. B.; LOMBARDI, F. N.; SANTOS, R. P. **Relação entre intensidade, duração e frequência de chuva em Mococa, SP**. 1998.

YAN, J.; GEBREMICHAEL, M. **Estimating actual rainfall from satellite rainfall products**. Atmospheric Research, n.92, p.481- 488, 2009.

WILKEN, P. S. **Engenharia de drenagem superficial**. São Paulo: CETESB, 1978.

8. APÊNDICES

APÊNDICE A - Disponibilidade de dados nas estações pluviométricas.

TABELA A.1 - Porcentagem de dados disponíveis

Cód. da Estação	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975
1854002	47	98	98	98	98	0	0	0
1854000	0	0	0	0	0	0	0	0
1854006	0	0	0	0	0	0	0	0
1854004	98	98	98	98	98	23	0	0

	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983
1854002	98	98	98	14	0	0	98	98
1854000	98	0	0	98	98	98	98	98
1854006	0	0	0	0	0	0	0	0
1854004	98	97	98	92	94	60	17	68

	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991
1854002	0	0	0	0	0	68	0	0
1854000	0	0	0	0	0	0	0	0
1854006	96	98	98	98	98	98	98	0
1854004	0	0	0	0	0	8	0	0

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
1854002	35	98	98	98	98	98	98	91
1854000	0	0	0	0	0	0	0	0
1854006	98	98	98	98	98	98	98	98
1854004	0	0	0	0	0	0	0	63

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
1854002	98	98	98	98	98	98	98
1854000	0	0	0	0	0	0	0
1854006	98	98	98	98	98	98	73
1854004	98	98	98	98	98	98	98

O valor em cada célula indica a porcentagem de dados para cada ano.

Legenda de cores para cada faixa de porcentagem:



TABELA A.2 - Valores Máximos anuais selecionados

Ano	1968	1969	1970	1971	1972	1976	1977	1978	1979
Máximas	65.5	65	55.2	85	85.2	60	85.5	102	90
Ano	1982	1983	1989	1992	1993	1994	1995	1996	1997
Máximas	89	122	95	106	128.3	98.8	63.8	107	95.4
Ano	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Máximas	123.5	55.4	91.3	101.6	46.7	91.1	90.2	89.8	75.3

APENDICE B – Alturas e Intensidades das precipitações

Alturas- mm

5min	10min	15min	20min	25min	30min	60min
15.4558	24.54744	31.82076	36.82117	41.36699	45.45823	61.43004
14.87756	23.62907	30.63027	35.4436	39.81935	43.75753	59.1318
14.69686	23.34207	30.25824	35.01311	39.33572	43.22606	58.4136
12.88987	20.47215	26.53797	30.70822	34.49936	37.91138	51.2316
12.7694	20.28082	26.28995	30.42123	34.17694	37.55707	50.7528
12.28754	19.5155	25.29788	29.27326	32.88724	36.13982	48.8376
12.23935	19.43897	25.19867	29.15846	32.75827	35.9981	48.64608
11.90205	18.90325	24.50422	28.35488	31.85548	35.00603	47.30544
11.49246	18.25274	23.66096	27.37911	30.75924	33.80136	45.67752
11.44428	18.17621	23.56175	27.26431	30.63027	33.65964	45.486
10.99855	17.46829	22.64408	26.20244	29.4373	32.34869	43.71444
10.97446	17.43002	22.59448	26.14504	29.37282	32.27782	43.61868
10.86604	17.25783	22.37126	25.88674	29.08264	31.95894	43.18776
10.84195	17.21956	22.32166	25.82934	29.01815	31.88808	43.092
10.81785	17.1813	22.27205	25.77195	28.95367	31.81722	42.99624
10.72148	17.02823	22.07364	25.54235	28.69573	31.53377	42.6132
10.29985	16.35859	21.20557	24.53788	27.56725	30.29368	40.9374
10.26371	16.30119	21.13117	24.45178	27.47052	30.18738	40.79376
10.23962	16.26292	21.08156	24.39438	27.40603	30.11652	40.698
9.071096	14.40703	18.67579	21.61055	24.27852	26.67969	36.05364
7.890528	12.53202	16.24521	18.79802	21.11877	23.20744	31.3614
7.830295	12.43635	16.1212	18.65453	20.95755	23.03028	31.122
7.685736	12.20676	15.82357	18.31014	20.57065	22.60511	30.54744
7.227965	11.47971	14.8811	17.21956	19.34544	21.25872	28.728
6.673821	10.5996	13.74022	15.8994	17.86229	19.62888	26.52552
6.649728	10.56133	13.69062	15.842	17.7978	19.55802	26.42976
5.625766	8.93504	11.58246	13.40256	15.0572	16.54637	22.35996

Intensidades -mm/h

5min	10min	15min	20min	25min	30min	60min	
185.4696	147.2847	127.283	110.4635	99.28077	90.91646	61.43004	
178.5307	141.7744	122.5211	106.3308	95.56645	87.51506	59.1318	
176.3623	140.0524	121.033	105.0393	94.40572	86.45213	58.4136	
154.6784	122.8329	106.1519	92.12466	82.79846	75.82277	51.2316	
153.2329	121.6849	105.1598	91.26368	82.02465	75.11414	50.7528	
147.4505	117.093	101.1915	87.81977	78.92938	72.27965	48.8376	
146.8722	116.6338	100.7947	87.47538	78.61985	71.9962	48.64608	
142.8246	113.4195	98.01687	85.06464	76.45316	70.01205	47.30544	
137.9096	109.5164	94.64382	82.13732	73.82218	67.60273	45.67752	
137.3313	109.0572	94.24699	81.79293	73.51265	67.31928	45.486	
131.9826	104.8097	90.57632	78.60731	70.64953	64.69737	43.71444	
131.6935	104.5801	90.3779	78.43511	70.49477	64.55565	43.61868	
130.3925	103.547	89.48504	77.66023	69.79833	63.91788	43.18776	
130.1034	103.3174	89.28662	77.48803	69.64357	63.77616	43.092	
129.8142	103.0878	89.08821	77.31584	69.4888	63.63444	42.99624	
128.6578	102.1694	88.29455	76.62706	68.86975	63.06754	42.6132	
123.5982	98.15151	84.82229	73.61363	66.16139	60.58735	40.9374	
123.1645	97.80712	84.52467	73.35534	65.92924	60.37476	40.79376	
122.8754	97.57752	84.32626	73.18314	65.77448	60.23304	40.698	
108.8531	86.44221	74.70314	64.83166	58.26845	53.35939	36.05364	
94.68634	75.19209	64.98082	56.39407	50.68504	46.41487	31.3614	
93.96354	74.61811	64.48478	55.96358	50.29813	46.06056	31.122	
92.22883	73.24054	63.2943	54.93041	49.36955	45.21021	30.54744	
86.73558	68.87825	59.52442	51.65869	46.42904	42.51744	28.728	
80.08585	63.59759	54.96088	47.69819	42.86948	39.25777	26.52552	
79.79673	63.36799	54.76246	47.52599	42.71472	39.11604	26.42976	
67.50919	53.61024	46.32984	40.20768	36.13727	33.09274	22.35996	
med	128.819	102.2975	88.4052	76.72309	68.95606	63.14657	42.6666
desvio	28.99274	23.02364	19.89698	17.26773	15.51964	14.21213	9.602788
max	185.4696	147.2847	127.283	110.4635	99.28077	90.91646	61.43004
min	79.79673	63.36799	54.76246	47.52599	42.71472	39.11604	26.42976

APÊNDICE C – Intervalo de Confiança para reta de ajuste dos parâmetros a e b

Ajuste de "a" e "b"- GEV

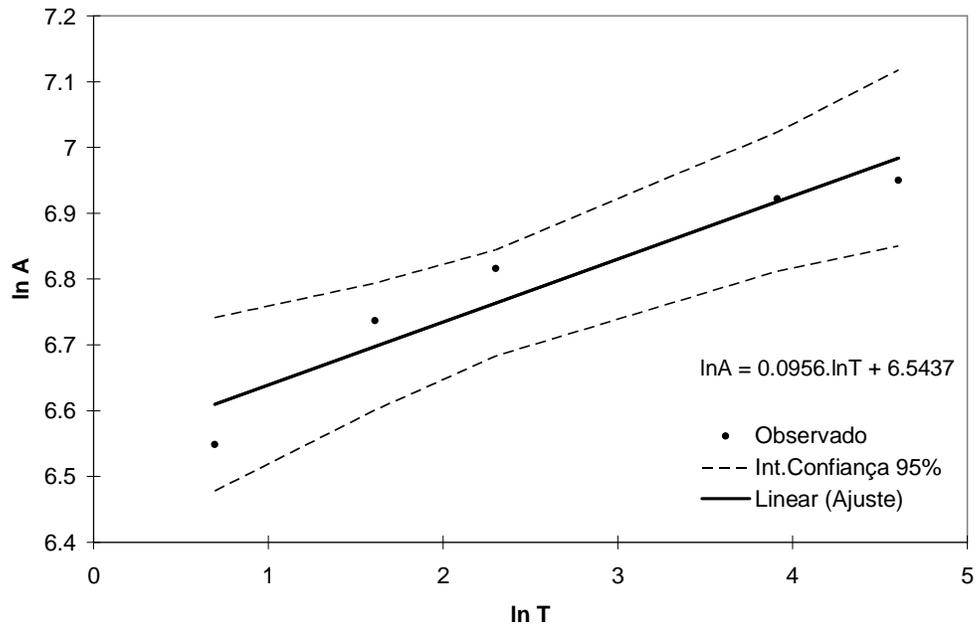


FIGURA C.1 - Intervalo de Confiança para a regressão $\ln A$ x $\ln T$, para GEV

Ajuste de "a" e "b"- Gumbel

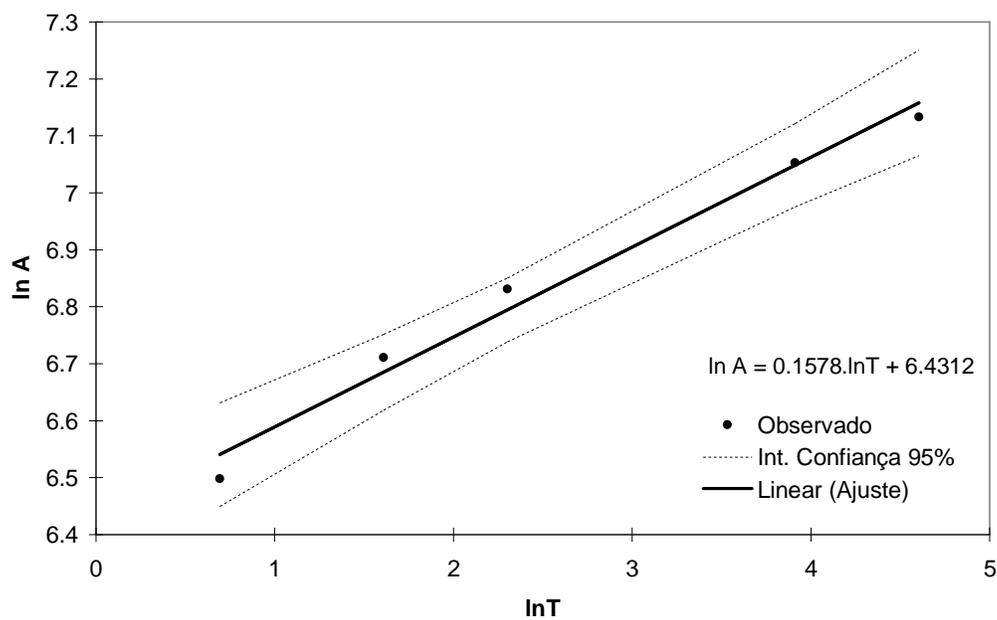


FIGURA C.1 - Intervalo de Confiança para a regressão $\ln A$ x $\ln T$, para Gumbel

APÊNDICE C (Continuação)

Ajuste de "a" e "b" - LogNormal

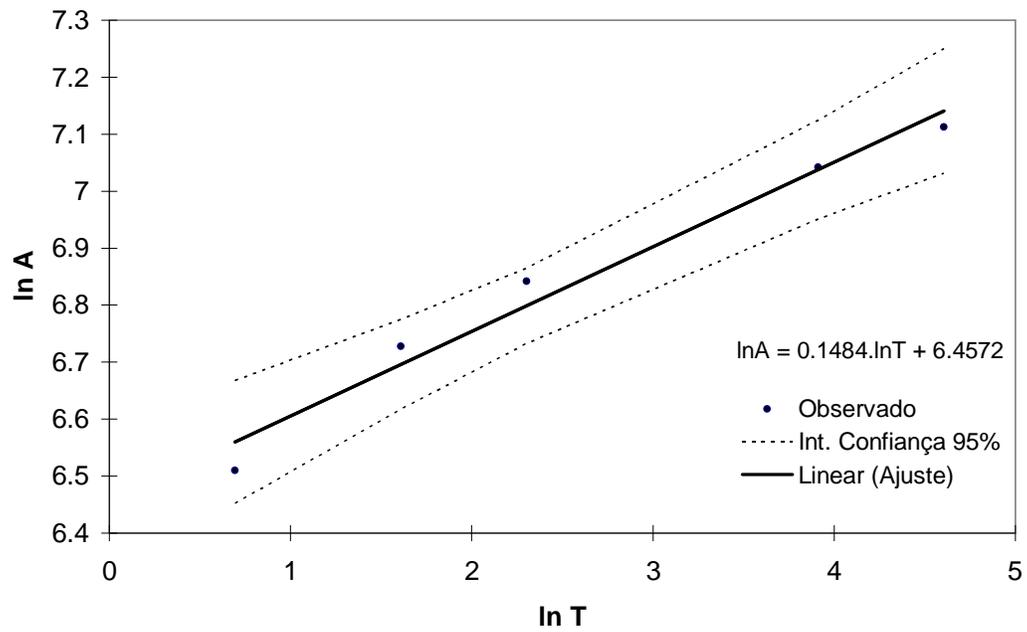


FIGURA C.3 - Intervalo de Confiança para a regressão LnA x LnT, para LogNormal

9. ANEXOS

ANEXO A

Valores críticos $r_{crit,\alpha}$ para a distribuição Normal, com $\alpha = 0,375$ na equação 7.32.			
N	$\alpha = 0,10$	$\alpha = 0,05$	$\alpha = 0,01$
10	0,9347	0,9180	0,8804
15	0,9506	0,9383	0,9110
20	0,9600	0,9503	0,9290
30	0,9707	0,9639	0,9490
40	0,9767	0,9715	0,9597
50	0,9807	0,9764	0,9664
60	0,9835	0,9799	0,9710
75	0,9865	0,9835	0,9757
100	0,9893	0,9870	0,9812

Fonte: Naghettini & Pinto (2007)

FIGURA A.1 Valores de r críticos para o teste de Filliben para LogNormal

Valores críticos $r_{crit,\alpha}$ para a distribuição Gumbel, com $\alpha = 0,44$ na equação 7.32.			
N	$\alpha = 0,10$	$\alpha = 0,05$	$\alpha = 0,01$
10	0,9260	0,9084	0,8630
20	0,9517	0,9390	0,9060
30	0,9622	0,9526	0,9191
40	0,9689	0,9594	0,9286
50	0,9729	0,9646	0,9389
60	0,9760	0,9685	0,9467
70	0,9787	0,9720	0,9506
80	0,9804	0,9747	0,9525
100	0,9831	0,9779	0,9596

Fonte: Naghettini & Pinto (2007)

FIGURA A.2 - Valores de r críticos para o teste de Filliben para Gumbel

ANEXO A (continuação)

Valores críticos $r_{crit,\alpha}$ para a distribuição GEV, com $\alpha=0,40$ na equação 7.32							
α	N	$\kappa=-0,30$	$\kappa=-0,20$	$\kappa=-0,10$	$\kappa=0$	$\kappa=0,10$	$\kappa=0,20$
0,01	5	0,777	0,791	0,805	0,817	0,823	0,825
0,01	10	0,836	0,845	0,856	0,866	0,876	0,882
0,01	20	0,839	0,855	0,878	0,903	0,923	0,932
0,01	30	0,834	0,858	0,89	0,92	0,942	0,953
0,01	50	0,825	0,859	0,902	0,939	0,961	0,97
0,01	100	0,815	0,866	0,92	0,959	0,978	0,985
0,05	5	0,853	0,863	0,869	0,874	0,877	0,88
0,05	10	0,881	0,89	0,9	0,909	0,916	0,92
0,05	20	0,898	0,912	0,926	0,938	0,948	0,953
0,05	30	0,903	0,92	0,937	0,952	0,961	0,967
0,05	50	0,908	0,929	0,95	0,965	0,974	0,979
0,05	100	0,914	0,94	0,963	0,978	0,985	0,989
0,10	5	0,888	0,892	0,896	0,899	0,901	0,903
0,10	10	0,904	0,912	0,92	0,927	0,932	0,936
0,10	20	0,92	0,932	0,943	0,952	0,958	0,962
0,10	30	0,928	0,941	0,953	0,962	0,969	0,973
0,10	50	0,935	0,95	0,963	0,973	0,979	0,982
0,10	100	0,944	0,961	0,974	0,983	0,988	0,991

Fonte: Naghettini & Pinto (2007)

FIGURA A.3 - Valores de r críticos para o teste de Filliben para Gumbel