

Projeto de regionalização de vazões nas bacias hidrográficas brasileiras

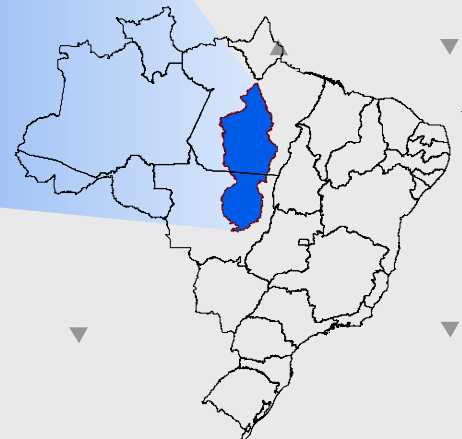
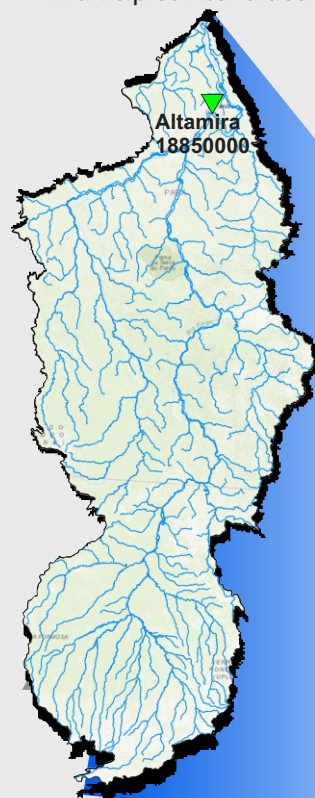
Análise de Frequência de Cotas e Vazões dos Sistemas de Alerta

Sistema de Alerta: Bacia do Rio Xingu

Rio Xingu em Altamira

Código: 18850000

Municípios Atendidos: Altamira - PA, Senador José Porfírio - PA e
Vitória do Xingu - PA



2022

MINISTÉRIO DE MINAS E ENERGIA
SECRETARIA DE GEOLOGIA, MINERAÇÃO E TRANSFORMAÇÃO MINERAL
SERVIÇO GEOLÓGICO DO BRASIL - CPRM
DIRETORIA DE HIDROLOGIA E GESTÃO TERRITORIAL
DEPARTAMENTO DE HIDROLOGIA
SUPERINTENDÊNCIA REGIONAL DE GOIÂNIA

PROGRAMA GESTÃO DE RISCOS E DE DESASTRES
AÇÃO LEVANTAMENTOS, ESTUDOS, PREVISÃO E ALERTA DE EVENTOS
HIDROLÓGICOS CRÍTICOS

PROJETO DE REGIONALIZAÇÃO DE VAZÕES NAS
BACIAS HIDROGRÁFICAS BRASILEIRAS

ANÁLISE DE FREQUÊNCIA DE COTAS E VAZÕES

DOS SISTEMAS DE ALERTA

Sistema de Alerta: Bacia do Xingu

Rio: Xingu
Estação Fluviométrica: Altamira
Código: 18850000
Municípios Atendidos: Altamira - PA,
Senador José Porfírio - PA e Vitória do Xingu - PA

Denise Christina de Rezende Melo
Eber José de Andrade Pinto



GOIÂNIA

2022

PROGRAMA GESTÃO DE RISCOS E DE DESASTRES
AÇÃO LEVANTAMENTOS, ESTUDOS, PREVISÃO E ALERTA DE
EVENTOS HIDROLÓGICOS CRÍTICOS

PROJETO DE REGIONALIZAÇÃO DE VAZÕES
NAS BACIAS HIDROGRÁFICAS BRASILEIRAS

ANÁLISE DE FREQUÊNCIA DE COTAS E VAZÕES
DOS SISTEMAS DE ALERTA

Executado pelo Serviço Geológico do Brasil – SGB/CPRM
Superintendência Regional de Goiânia

Copyright @ 2022 CPRM - Superintendência Regional de Goiânia
Rua 148, 485 – Setor Marista
Goiânia- GO
CEP: 74170-110
Telefone: (62) 3240-1431
Fax: (62) 3240-1417
<http://www.cprm.gov.br>

Dados Internacionais de Catalogação-na-Publicação (CIP)

M528p Melo, Denise Christina de Rezende.
Projeto de regionalização de vazões nas bacias hidrográficas
brasileiras: Análise de frequência de cotas e vazões dos sistemas
de alerta : sistema de alerta Bacia do Rio Xingu, Rio Xingu : estação
fluviométrica Altamira, código 18850000, municípios atendidos:
Altamira - PA, Senador José Porfírio - PA, e Vitória do Xingu - PA /
Denise Christina de Rezende Melo, Eber José de Andrade Pinto. -
Goiânia : CPRM, 2022.
1 recurso eletrônico : PDF ; il.
ISBN 978-65-5664-314-4

Ação Levantamentos, Estudos, Previsão e Alerta de Eventos
Hidrológicos Críticos

1. Hidrologia. 2. Recursos Hídricos. 3. Bacia do Xingu. I. Melo,
Denise Christina de Rezende. II. Pinto, Eber José de Andrade.
III. Título.

CDD 551.49

Ficha catalográfica elaborada pela bibliotecária Maria Gasparina de Lima CRB1- 1243

Direitos desta edição: SGB/CPRM - Serviço Geológico do Brasil
É permitida a reprodução desta publicação desde que mencionada a fonte.

MINISTÉRIO DE MINAS E ENERGIA

MINISTRO DE ESTADO

Adolfo Sachsida

SECRETÁRIO EXECUTIVO

Hailton Madureira de Almeida

SECRETÁRIA DE GEOLOGIA, MINERAÇÃO E TRANSFORMAÇÃO MINERAL

Lília Mascarenhas Sant'Agostino

SERVIÇO GEOLÓGICO DO BRASIL (CPRM/SGB)

CONSELHO DE ADMINISTRAÇÃO

Presidente

Lília Mascarenhas Sant'Agostino

Vice-Presidente

Cassiano de Souza Alves - Interino

Conselheiros

Antônio Simões Branco Junior

Fernando Antônio Freitas Lins

Cássio Roberto da Silva

DIRETORIA EXECUTIVA

Diretor-Presidente Interino

Cassiano de Souza Alves

Diretor de Hidrologia e Gestão Territorial

Alice Silva de Castilho

Diretor de Geologia e Recursos Minerais

Márcio José Remédio

Diretor de Relações Institucionais e Desenvolvimento

Paulo Afonso Romano

Diretor de Administração e Finanças

Cassiano de Souza Alves

SUPERINTENDÊNCIA REGIONAL DE GOIÂNIA

Sheila Soraya Alves Knust
Superintendente

Vivian Athaides Canelo Fernandes
Gerente de Hidrologia e Gestão Territorial

Marcelo Ferreira da Silva
Gerente de Geologia e Recursos Minerais

Wiliam Ribeiro de Padua
Gerente de Infraestrutura Geocientífica

Alessandra Patrícia Diniz
Gerente de Administração e Finanças

REGIONALIZAÇÃO DE VAZÕES NAS BACIAS BRASILEIRAS

Departamento de Hidrologia
Frederico Cláudio Peixinho

Divisão de Hidrologia Aplicada
Adriana Dantas Medeiros
Achiles Monteiro (*In memorian*)

Coordenação Executiva do DEHID
Projeto de Regionalização nas Bacias Hidrográficas Brasileiras
Eber José de Andrade Pinto

Equipe Executora

Denise Christina de Rezende Melo – SUREG/GO

Francisco F. N. Marcuzzo – SUREG/PA

Múcio Valença Virões – SUREG/RE

Myrla de Souza Batista Vieira – SEDE

Paula Kristhina Cordeiro Freire – REFO

Sistema de Informações Geográficas e Mapa

Ivete Souza do Nascimento – SUREG/BH

APRESENTAÇÃO

O projeto Regionalização de Vazões nas Bacias Hidrográficas Brasileiras é uma iniciativa dentro do programa de Gestão de Riscos e de Desastres que tem por objetivo ampliar o conhecimento sobre a disponibilidade hídrica no território nacional, bem como, sobre a frequência de ocorrência das vazões e/ou das cotas.

O conhecimento da disponibilidade de água doce de uma bacia hidrográfica é o principal instrumento de gestão de recursos hídricos, com base no qual pode ser concedido de forma adequada e sustentável o direito de uso deste bem, seja para fins energéticos, de irrigação, de abastecimento e outros. Além disto, o conhecimento da frequência é uma informação útil para o planejamento nos setores elétrico, agrícola, abastecimento público e na adoção de políticas públicas.

Dentre os objetivos da ação dos Levantamentos, Estudos, Previsão e Alerta de Eventos Hidrológicos Críticos, destaca-se a realização de estudos de análise de frequência local das séries históricas de vazões máximas ou cotas máximas das estações fluviométricas.

A análise de frequência possibilita a determinação das vazões máximas ou cotas máximas associadas a uma probabilidade de ser igualda ou superada. Os resultados da análise, ou seja, os quantis, serão utilizados como valores de projeto no dimensionamento de diversas estruturas hidráulicas ou de aproveitamento dos recursos hídricos. Esta análise estatística também pode ser utilizada de forma inversa, ou seja, estimar a frequência de um evento de cheia ocorrido, definindo se o evento foi raro ou ordinário. Tipo de informação que é bastante útil para sistemas de alerta de cheias que poderão divulgar, além das previsões e dos valores observados, a raridade do evento acompanhado.

Este estudo apresenta os resultados das análises de frequência das cotas e vazões máximas observadas no Rio Xingu, especificamente na estação fluviométrica Altamira, código 18850000. Esta estação fluviométrica faz parte do sistema de alerta de cheias do rio Xingu e constitui um ponto de acompanhamento das vazões e cotas dos municípios de Altamira, Senador José Porfírio e Vitória do Xingu, no Estado do Pará.

SUMÁRIO

1 – INTRODUÇÃO	01
2 – METODOLOGIA PARA ANÁLISE DE FREQUÊNCIA LOCAL	07
3 – RESULTADOS DA ANÁLISE DE FREQUÊNCIA LOCAL.....	09
4 – EXEMPLOS DE APLICAÇÃO.....	12
5 – REFERÊNCIAS	15
ANEXO I	16
ANEXO II	20
ANEXO III	29

LISTA DE FIGURAS

- Figura 01 – Mapa da bacia do Rio Xingu
Figura 02 – Localização das estações fluviométricas do SACE Rio Xingu
Figura 03 – Localização da estação fluviométrica de Altamira
Figura 04 – Perfil da seção transversal do Rio Xingu na estação de Altamira
Figura 05 – Ajuste das distribuições empírica e teórica para as séries de cotas
Figura 06 – Ajuste das distribuições empírica e teórica para as séries de vazões

LISTA DE TABELAS

- Tabela 01 – Cotas em cm, associadas a diferentes tempos de retorno
Tabela 02 – Vazões em m³/s, associadas a diferentes tempos de retorno

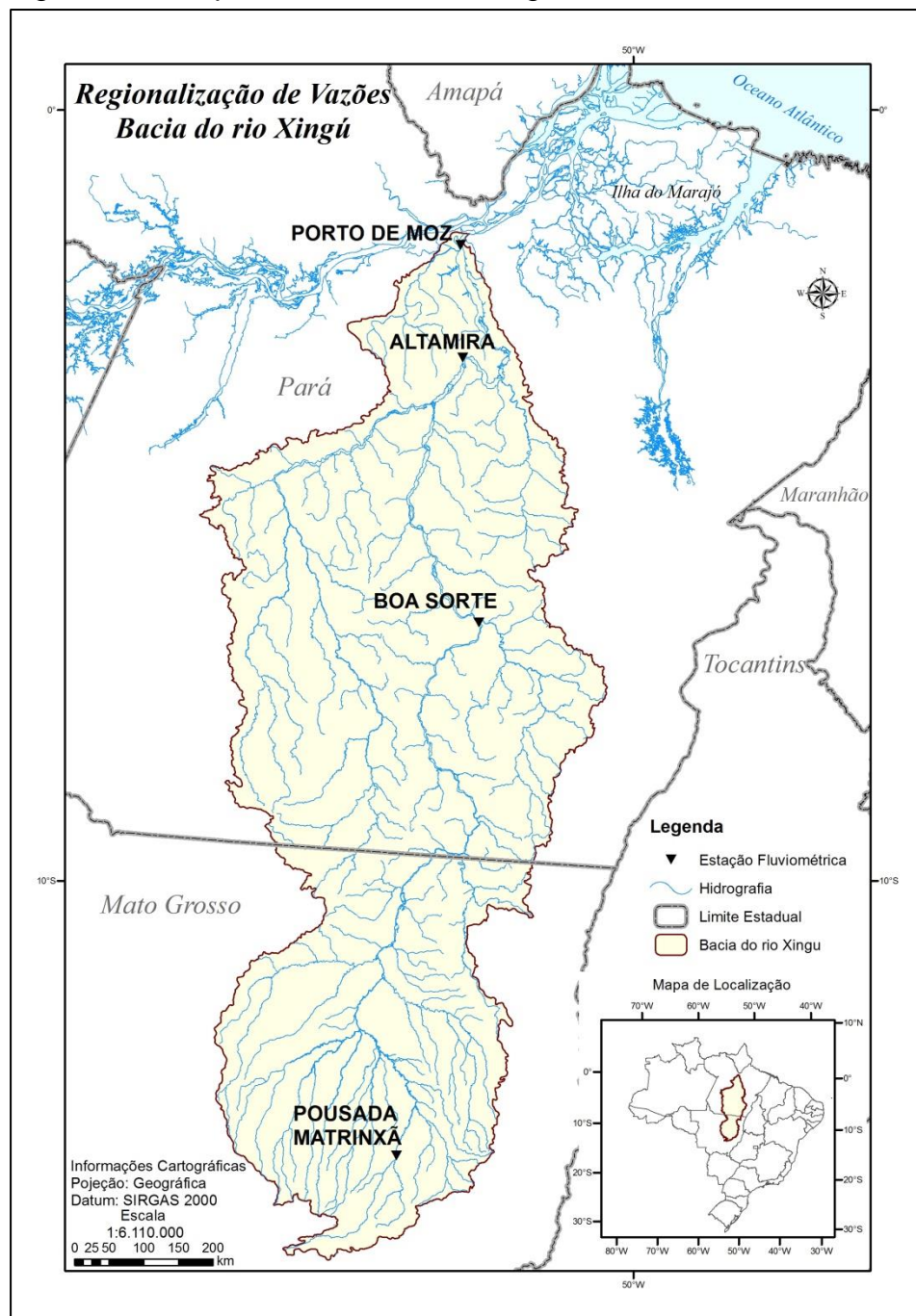
ANEXOS

- Anexo I – Ficha Descritiva da Estação Fluviométrica
Anexo II – Distribuições Candidatas
Anexo III – Série de dados utilizados, Estatísticas da série, Parâmetros das curvas-chaves

1 – INTRODUÇÃO

A bacia do Rio Xingu está situada entre as regiões Centro-Oeste e Norte, tem uma extensão de 531.250 km². Dois terços da bacia se localizam no Estado do Pará, e o restante no Estado do Mato Grosso. O mapa da bacia do Rio Xingu está apresentado na Figura 01.

Figura 01 – Mapa da bacia do Rio Xingu



Fonte: Elaborada pela DHT/SUREG-BH

O Rio Xingu é o quarto maior tributário do Amazonas, tem quase 2500 km de extensão e contribui com cerca de 4% da descarga anual do rio Amazonas, cujo valor é

de 131.947 m³/s, segundo dados da ANA (AGÊNCIA NACIONAL DE ÁGUAS, 2007). A confluência do Xingu com o Amazonas localiza-se a cerca de 420 km do Oceano Atlântico. Contudo, a influência de marés oceânicas pode ser verificada até 100 km dentro do Xingu. A maior parte da bacia do Xingu se localiza dentro da região de floresta amazônica, mas as cabeceiras se localizam em regiões dominadas por savanas arbustivas. A estação chuvosa na maior parte do Xingu ocorre de dezembro a maio, período em que o nível do rio atinge seu pico máximo (ÁGUAS AMAZONICAS, 2022).

O Rio Xingu nasce no encontro das Serras Formosa e do Roncador e está dividido basicamente em três compartimentos: Alto Xingu, Médio Xingu e Baixo Xingu. No Alto Xingu seus formadores são: o Rio Ferro, o Rio Culuene e o Rio Sete de Setembro. Entra no Parque Indígena do Xingu, onde recebe outros importantes afluentes como o Suiá-Miçu, Manissaua-Miçu e Arraias. No Médio Xingu, recebe entre outras, as contribuições do Rio Fresco, no município de São Félix do Xingu, e mais a jusante, do Rio Iriri, o afluente mais importante do Xingu. No Baixo Xingu, o rio recebe a contribuição de outro grande afluente, o Rio Bacajá, e após um trecho com muitas corredeiras, se abre em um lago, até sua foz na margem direita do Rio Amazonas, na cidade de Porto de Moz

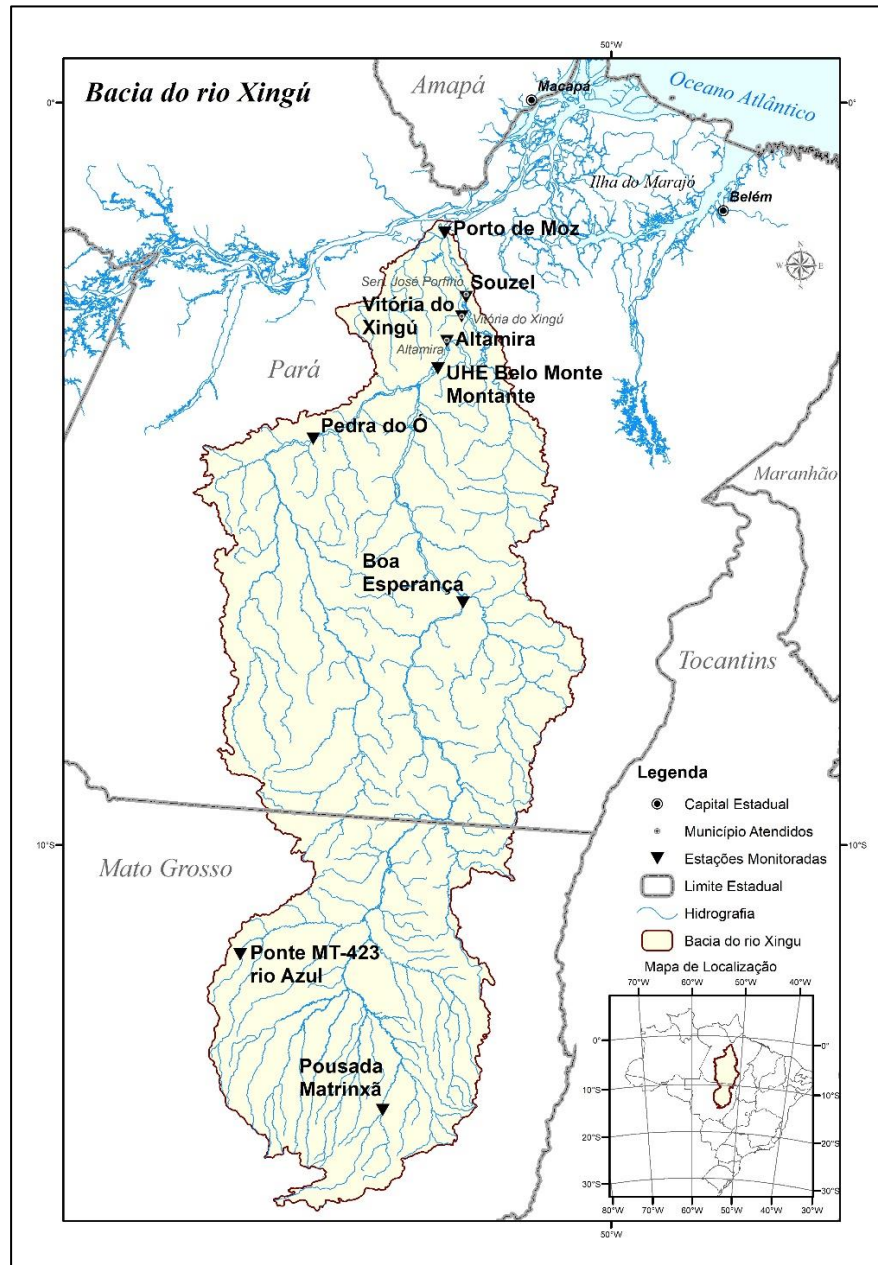
As bacias amazônicas convivem anualmente com eventos de cheia, já conhecidos e esperados pelas populações ribeirinhas. No entanto, a ocupação desordenada do território leva a construção de habitações em áreas vulneráveis a inundações. Diante dessa situação, qualquer evento que supere os níveis médios das cheias anuais é um potencial causador de danos. A bacia do Rio Xingu também se enquadra nesta realidade, registrando seguidamente cheias que deixam desabrigados e trazem vários transtornos para economia local.

Para atender esta demanda, a CPRM iniciou em 2014 o estudo de viabilidade para implantação do Sistema de Alerta Hidrológico na Bacia do Rio Xingu. O sistema tem o objetivo de gerenciar e/ou reduzir os impactos causados por inundações, por meio do monitoramento contínuo, previsão dos níveis dos rios, e divulgação de boletins. E desde 2017 o sistema está em operação, sendo as informações divulgadas através do site da CPRM, <http://sace.cprm.gov.br/Xingu/>, e encaminhadas para o Cemaden, ANA, Cenad, Defesas Civil estadual, municipal e comunidade em geral.

No caso dessa bacia, o sistema de alerta hidrológico atende a vários municípios dos estados de Mato Grosso e Pará, sendo os principais no Pará: Altamira, Senador José Porfírio, Vitória do Xingu e Porto de Moz. E uma população afetada direta ou indiretamente de aproximadamente 274.000 habitantes. O sistema de alerta hidrológico ajuda a suprir a demanda por dados em escala temporal adequada a tomada de decisão (SISTEMA DE ALERTA DE EVENTOS CRÍTICOS – SACE, 2022).

A localização das nove estações fluviométricas que compõem o Sistema de Alerta Hidrológico da Bacia do Rio Xingu está apresentada na Figura 02.

Figura 02 – Localização das estações fluviométricas do SACE Rio Xingu



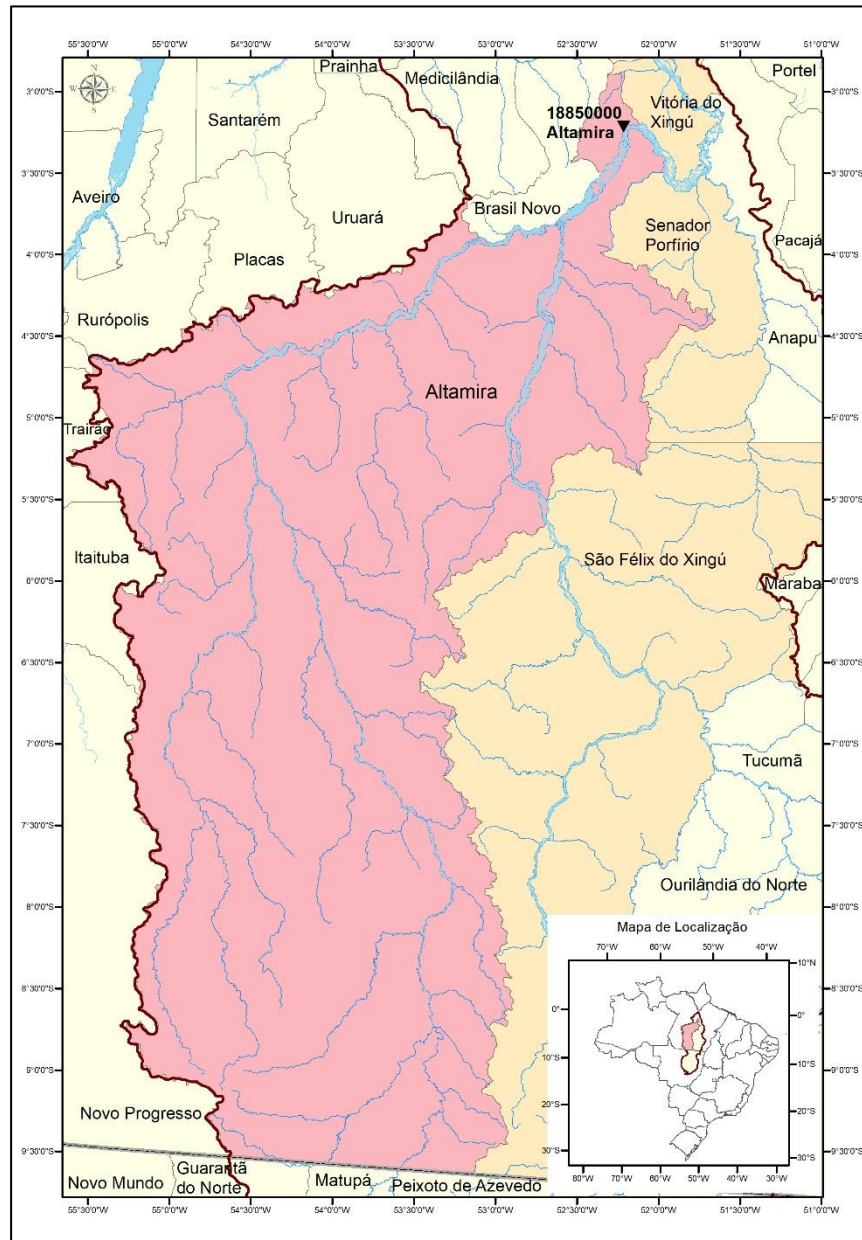
Fonte: Elaborada pela DHT/SUREG-BH

A estação fluviométrica de Altamira, código 18850000, está localizada na Latitude $03^{\circ}13'43,1''S$ e Longitude $52^{\circ}09'47,1''O$, no Rio Xingu e possui uma área de drenagem de 448.000 km². A estação está instalada na margem esquerda do rio Xingu, em frente ao novo cais da cidade de Altamira.

Portanto, os dados e informações dessa estação são fornecidos ao Sistema de Alerta de Eventos Críticos (SACE) da bacia do Rio do Xingu, atendendo aos municípios de Altamira, Senador José Porfírio e Vitória do Xingu, no Estado do Pará.

A localização da estação Altamira pode ser visualizada na Figura 03.

Figura 03 – Localização da estação fluviométrica de Altamira



Fonte: Elaborada pela DHT/SUREG-BH / Elaborada a partir do Google Earth

A estação de Altamira possui, desde maio de 1928, réguas linimétricas instaladas para realização de duas leituras diárias pelo observador dos níveis do rio Xingu, as 7 e as 17 hs. E desde junho de 1997 estão instalados equipamentos automáticos para registro contínuo e transmissão dos níveis do Rio Xingu, sendo que desde 2015 esta estação é operada pela UFC Engenharia.

Na série de cotas houve um período com falhas, entre os anos de 1960 e 1968, onde se observa mudança no zero da régua. Outra descontinuidade na série de cotas pode ser vista após o ano de 2015, pois com o início da operação da UHE Belo Monte, ocorreu mudança no regime hidrológico e o local da estação passou a ter remanso. Portanto, a partir de fevereiro de 2016 não foi possível gerar a série de vazões médias diárias dessa estação. No histórico da estação consta ainda que em 22 de novembro de 2017 foi reinstalada a seção de réguas 90 metros a montante da antiga seção, ocorrendo alteração nas cotas da estação.

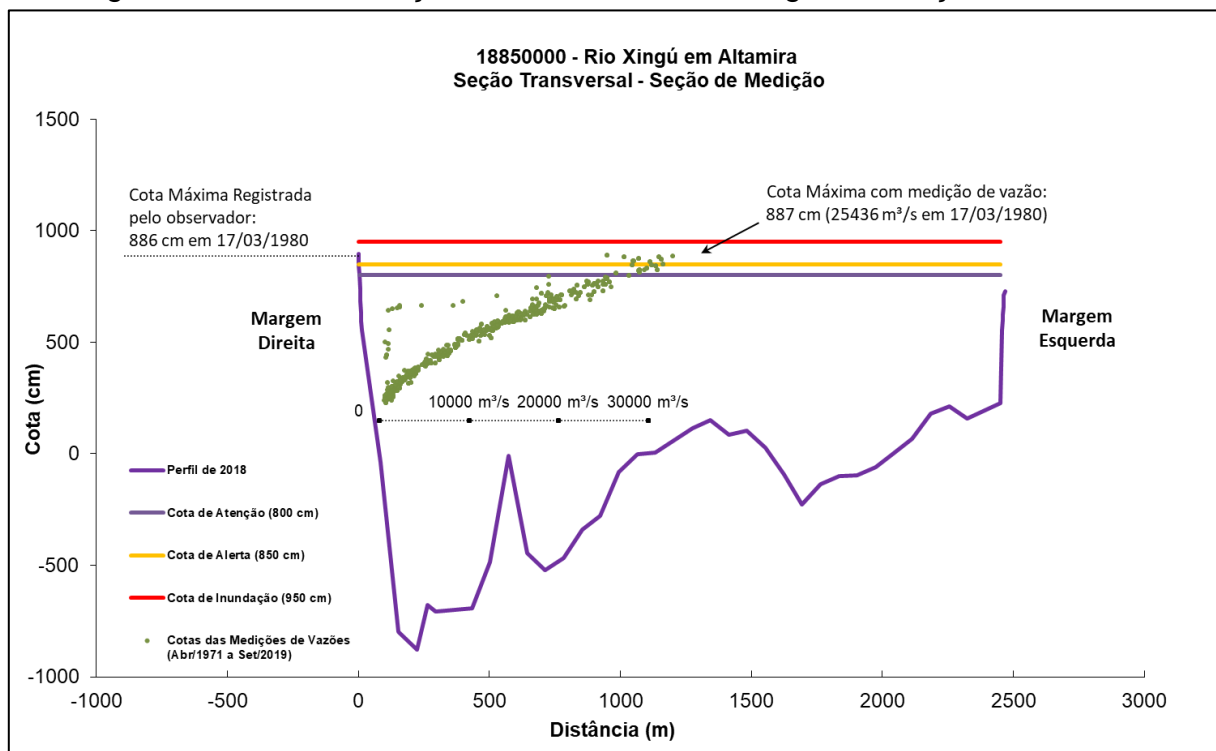
A cota de atenção da estação de Altamira é de 800 cm, a cota de alerta é de 850 cm e a cota de inundação de 950 cm.

A cota de inundação (onde o primeiro dano é observado no município) foi nivelada em campo, pela equipe de hidrologia da Superintendência Regional de Belém, considerando a seção de réguas da estação fluviométrica de Altamira. As informações sobre o nivelamento estão registradas em um documento interno da CPRM.

Maiores detalhes sobre a estação podem ser encontrados na sua ficha descritiva que consta do Anexo 01.

A Figura 04 apresenta o perfil da seção transversal do Rio Xingu na seção de réguas da estação. Esta figura também apresenta as cotas de atenção, alerta e inundação para a cidade de Altamira, bem como, as medições simultâneas de vazões e cotas realizadas entre Abr/1971 e Set/2019 e a máxima cota observada (886 cm em 17/03/1980).

Figura 04 – Perfil da seção transversal do Rio Xingu na estação de Altamira



Fonte: Elaborada pela DHT/SUREG-GO

A diferença entre a máxima cota com vazão medida (25436 m³/s na cota 887 cm) e a máxima cota observada nas réguas é de apenas 1 cm. No Anexo III observa-se que a série de cotas máximas por ano hidrológico apresenta 47 valores, sendo que não há valores superiores a 887 cm. A razão entre as cotas máximas com medição de vazão e a observada é 0,99 (886cm/887cm). Segundo Tucci (2002) a melhores curvas-chaves, aquelas com menor extrapolação do tramo superior, possuem a razão entre as cotas máximas com medição de vazão e a observada inferior a 1,25.

2 – METODOLOGIA PARA A ANÁLISE DE FREQUÊNCIA LOCAL

A análise estatística deve ser realizada utilizando séries históricas representativas do processo analisado, sem a presença de erros acidentais ou sistemáticos e possuindo um número mínimo de elementos para garantir uma boa confiabilidade nas extrapolações. É recomendável o emprego de séries com pelo menos 30 anos hidrológicos e aceitável no mínimo 15 anos hidrológicos.

Considerando Pinto (2013) e Naghettini e Pinto (2007), foram definidas as seguintes etapas para análise de frequência local de máximos por ano hidrológico:

- Avaliar a consistência dos dados e organizar a série de cotas ou vazões máximas por ano hidrológico.

Na etapa de consistência procura-se identificar problemas com os registros de cotas ou vazões que poderiam desacreditar as informações. Para tanto podem ser realizados métodos consagrados no meio técnico, como por exemplo, verificar se há mudança do zero da régua (mudança de referência), se há presença de erro de metro ou de 1/2 metro nas cotas; e se há de erro de digitação; comparar a cota máxima com a cota média diária; avaliar o comportamento dos cotogramas das estações de montante e jusante; verificar as cotas máximas da série disponível nos bancos de dados com os boletins de campo; avaliar os dados que estão como duvidosos ou estimados; avaliar o preenchimento de falhas (média, linígrafo e PCD); verificar as medições de vazões; analisar as curvas-chaves; verificar a continuidade das vazões; etc.

- Verificar a presença de valores atípicos (*outliers*)

A presença de valores atípicos (superiores e inferiores) é avaliada com o critério baseado na amplitude interquartil, AIQ (NAGHETTINI; PINTO, 2007, página 39), e com o teste de Grubbs e Beck (NAGHETTINI; PINTO, 2007, página 287). O valor atípico pode ter origem em erros de medição ou de processamento, mas também pode ser o produto de causas naturais indeterminadas. Se for identificado que o valor atípico é inconsistente, este deve ser excluído da amostra. Em caso de presença de *outliers* realmente observados deve-se avaliar a manutenção ou retirada destes pontos amostrais atípicos. Pois a presença de pontos atípicos em uma dada amostra, pode afetar drasticamente o ajuste da distribuição de probabilidades.

- Avaliar a independência, a homogeneidade e a estacionariedade das séries.

A independência dos valores de uma série significa que nenhuma observação pode influenciar a ocorrência, ou não ocorrência, da observação seguinte. No projeto de Regionalização de Vazões do Brasil a hipótese de independência é avaliada com o teste não paramétrico proposto por Wald e Wolfowitz (1943). A descrição detalhada deste teste é encontrada em Naghettini e Pinto (2007), página 264.

Uma amostra é considerada homogênea quando todos os elementos provêm de uma única e idêntica população. A recomendação é avaliar a homogeneidade da

série por meio do teste não-paramétrico proposto por Mann e Whitney (1947), o qual está descrito em detalhes em Naghettini e Pinto (2007), página 265.

A estacionariedade de uma série, de um ponto de vista intuitivo, está associada a não alteração das características estatísticas ao longo do tempo o que significa a não existência de tendências, saltos e outras propriedades. Nos trabalhos da Regionalização a verificação da estacionariedade das séries é efetuada pelo teste não-paramétrico de Spearman, o qual encontra-se descrito em Naghettini e Pinto (2007), página 267.

- Estimar a distribuição empírica.

A estimativa da distribuição empírica é realizada com ordenação decrescente da série e o cálculo da posição de plotagem pela fórmula de Weibull, ou seja, no caso de séries de máximos por ano hidrológico temos $P(P > p) = m/(N + 1)$, onde m é número de ordem e N o tamanho de amostra.

- Definir as distribuições teóricas de probabilidades candidatas a modelagem das vazões ou cotas máximas por ano hidrológico.

A definição da distribuição teórica de probabilidade é de suma importância, pois valores calculados para um mesmo período de retorno podem apresentar grandes variações quando estimados por diferentes distribuições. Os modelos teóricos candidatos são as distribuições de dois parâmetros Gumbel e Log-Normal e de três parâmetros GEV, Log-Normal com três parâmetros e a Log-Pearson Tipo III. No caso de séries inferiores a 30 anos serão avaliadas somente distribuições com dois parâmetros.

- Calcular os parâmetros das distribuições teóricas de probabilidades candidatas.

A estimativa dos parâmetros das distribuições candidatas é efetuada pelo método dos momentos-L (HOSKING; WALLIS, 1997). O Anexo II apresenta as funções densidade e acumulada de probabilidades das distribuições candidatas e as equações para cálculo dos parâmetros.

- Definir a distribuição teórica que será adotada na modelagem das séries a partir da verificação da aderência à distribuição empírica.

A aderência da distribuição teórica candidata à curva da distribuição empírica é verificada pelo teste de Kolmogorov-Smirnov. A descrição detalhada destes testes é encontrada em Naghettini e Pinto (2007), páginas de 275 a 278.

- Estimar os quantis associados a diferentes tempos de retorno.

Após a conclusão das etapas anteriores, calcular os quantis associados a diferentes tempos de retorno de interesse.

3 – RESULTADOS DA ANÁLISE DE FREQUÊNCIA LOCAL

As análises de frequência local dos níveis e vazões do Rio Xingu em Altamira, código 18850000, foi efetuada utilizando as séries de cotas e vazões máximas com 47 anos, ambas por ano hidrológico (01/Dez a 30/Nov), referente ao período novembro de 1968 a dezembro de 2015, apresentadas no Anexo III. Foram retirados os períodos de 1929 a 1968, série anterior aos anos com falha (1960 a 1968), com mudança do zero das réguas e os anos após início da operação da UHE Belo Monte, 2016 a 2021.

Para a análise de cotas máximas, primeiramente foram realizados os testes de independência, homogeneidade e estacionariedade. As hipóteses nulas dos testes foram aceitas com nível de significância de 0,05. A cota máxima do ano hidrológico de 1997/1998, em 03/04/1998, não foi utilizada na análise de frequência, pois foi considerada um *outlier* inferior. Ambas as distribuições, Gumbel e Log-Normal, não foram rejeitadas pelo teste de aderência com nível de significância de 0,05. A distribuição de frequência selecionada foi a de Gumbel, com os parâmetros calculados pelo método dos momentos-L, por apresentar baixo desvio padrão dos resíduos entre a distribuição empírica e a teórica.

Na análise de vazões máximas a distribuição de frequência selecionada também foi a de Gumbel, com os parâmetros calculados pelo método dos momentos-L, sendo ambas as distribuições, Gumbel e Log-Normal, não rejeitadas pelo teste de aderência com nível de significância de 0,05. A distribuição de Gumbel foi selecionada por apresentar melhor ajuste e baixo desvio padrão dos resíduos entre as distribuições empíricas e teóricas.

Os resultados das análises de cotas e vazões estão apresentados no Anexo III.

A inversa da distribuição de Gumbel é a seguinte:

$$x_T = \beta - \alpha \ln \left[-\ln \left(1 - \frac{1}{T} \right) \right] \quad (01)$$

Onde:

T é o tempo de retorno (anos)

x_T é o quantil associado a tempo de retorno, T

β é o parâmetro de posição (710,25 para as cotas e 21163,26 para as vazões)

α é o parâmetro de forma (54,148 para as cotas e 3586,252 para as vazões)

A equação 01 é válida para tempos de retorno de 1,01 até 100 anos, para as séries de cotas e vazões.

A Figura 05 apresenta o gráfico com as distribuições empírica e teórica ajustadas para as séries de cotas.

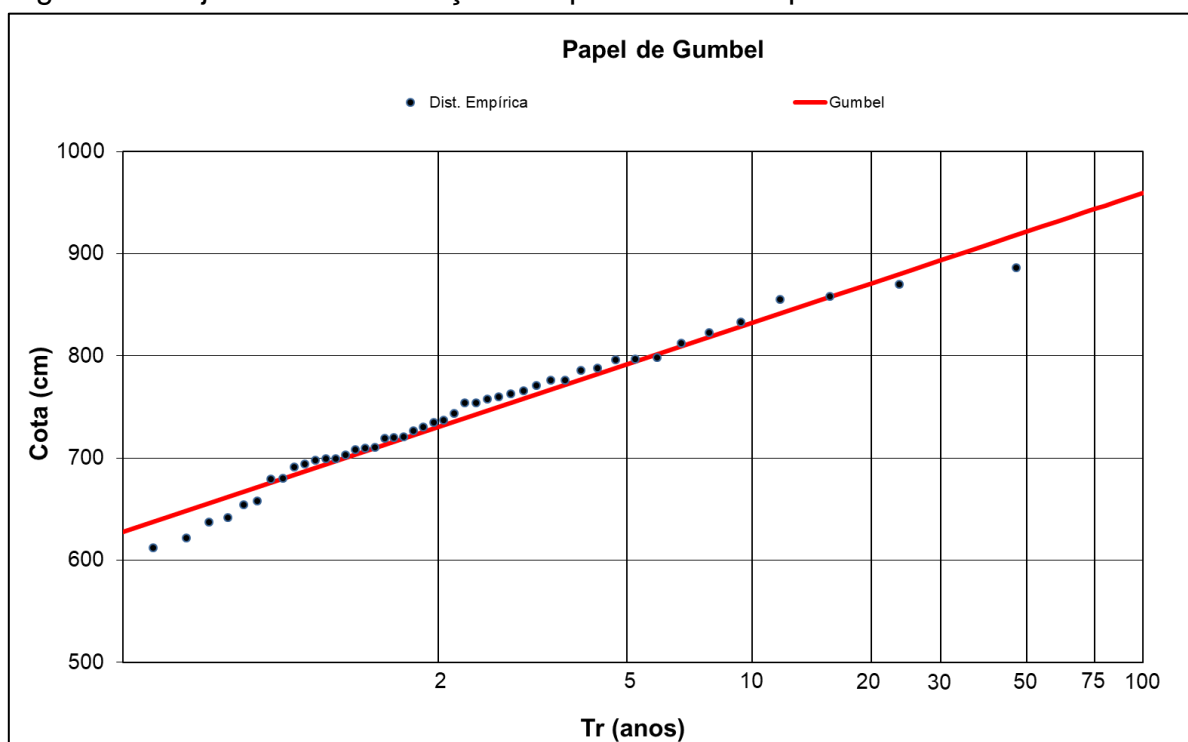
Empregando a equação 01 foi possível calcular as cotas associadas a diferentes tempos de retorno. Os resultados estão apresentados na Tabela 01.

Tabela 01 – Cotas em cm, associadas a diferentes tempos de retorno

Cotas (cm)	Tempo de Retorno, T (anos)												
	2	5	10	15	20	25	30	40	50	60	75	90	100
	730	791	832	855	871	883	893	909	921	931	944	954	959

Fonte: Elaborada pela DHT/SUREG-GO

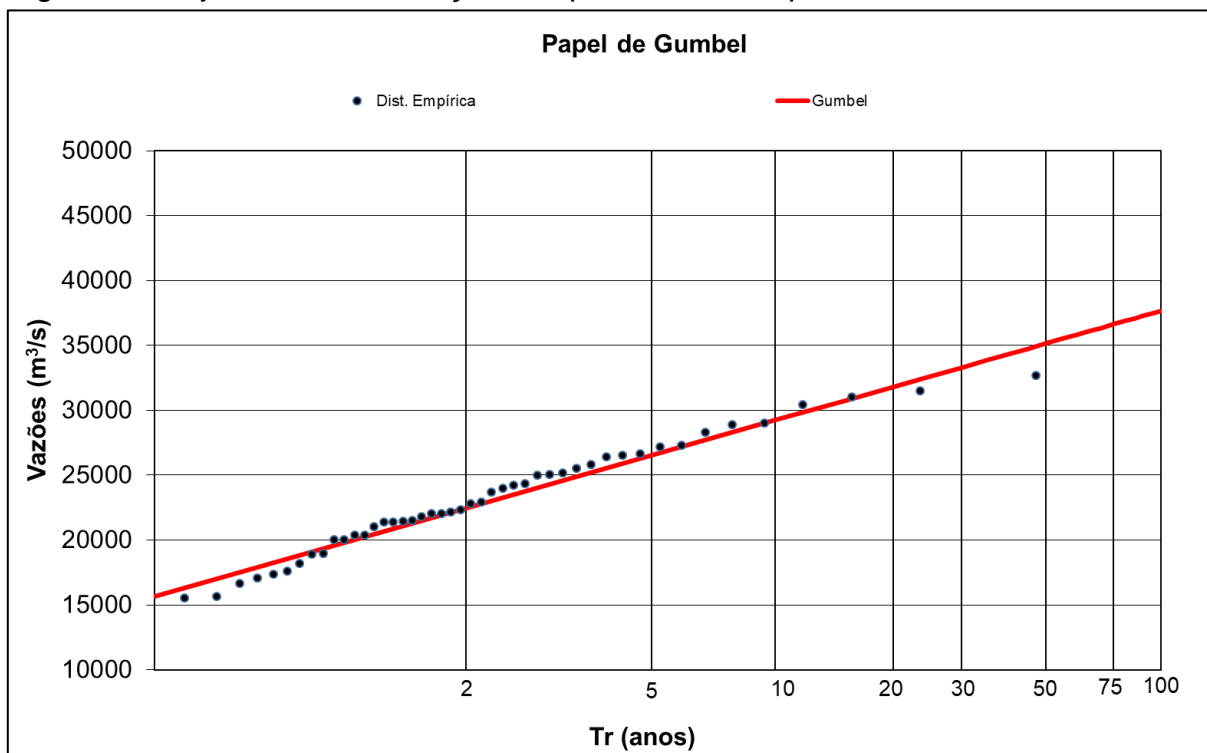
Figura 05 – Ajuste das distribuições empírica e teórica para as séries de cotas



Fonte: Elaborada pela DHT/SUREG-GO

A Figura 06 apresenta o gráfico com as distribuições empírica e teórica ajustadas para as séries de vazões.

Figura 06 – Ajuste das distribuições empírica e teórica para as séries de vazões



Fonte: Elaborada pela DHT/SUREG-GO

A Tabela 02 apresenta as vazões associadas a diferentes tempos de retorno calculadas com a equação 01.

Tabela 02 –Vazões em m³/s, associadas a diferentes tempos de retorno

Vazões (m³/s)	Tempo de Retorno, T (anos)												
	2	5	10	15	20	25	30	40	50	60	75	90	100
	22478	26542	29234	30752	31815	32634	33300	34347	35157	35816	36623	37281	37660

Fonte: Elaborada pela DHT/SUREG-GO

4 – EXEMPLOS DE APLICAÇÃO

- a) No dia 17/03/1980 o Rio Xingu em Altamira, código 18850000, alcançou a cota de 886 cm. Qual é o tempo de retorno desta cota?

Resp: *Inicialmente, para se calcular o tempo de retorno será necessária a inversão da equação 01. Dessa forma temos:*

$$T = \frac{1}{1 - \exp\left[-\exp\left(-\frac{x_t - \beta}{\alpha}\right)\right]} \quad (02)$$

A cota registrada foi de 886 cm, o parâmetro de posição é $\beta = 710,25$ e o de escala é $\alpha = 54,148$. Substituindo os valores na equação 02 temos:

$$T = \frac{1}{1 - \exp\left[-\exp\left(-\frac{886 - 710,25}{54,148}\right)\right]} = 26,18 \text{ anos}$$

O tempo de retorno de 26,18 anos corresponde a probabilidade de 3,82% da cota 886 cm ser igualada ou superada em um ano qualquer, ou

$$P(x_T \geq 886 \text{ cm}) = \frac{1}{T} 100 = \frac{1}{26,18} 100 = 3,82 \%$$

- b) Qual é o tempo de retorno da cota de inundação em Altamira, código 18850000?

Resp: *A cota de inundação em Altamira, código 18850000, é 950 cm. Substituindo este valor e os parâmetros da distribuição de Gumbel na equação 02, como no primeiro exemplo, temos que o tempo de retorno é de 84,24 anos.*

A probabilidade da cota 950 cm ser igualada ou superada em um ano qualquer é de 1,19%.

- c) Qual é o tempo de retorno da cota de alerta em Altamira, código 18850000?

Resp: *A cota de alerta em Altamira, código 18850000, é 850 cm. Substituindo este valor e os parâmetros da distribuição Gumbel na equação 02, da mesma forma que no primeiro exemplo, temos que o tempo de retorno é de 13,72 anos.*

A probabilidade da cota 850 cm ser igualada ou superada em um ano qualquer é de 7,29%.

- d) Qual é o tempo de retorno da vazão associada à cota de alerta em Altamira, código 18850000?

Resp: Inicialmente, será necessário calcular a vazão associada à cota de 850 cm, considerando a curva-chave mais recente, utilizando a equação apresentada no Anexo III.

Sendo os parâmetros $a = 425$, $h_0 = -1,00$ m e $n = 1,90$, temos para uma curva do tipo potencial:

$$Q(h) = a (h - h_0)^n$$

$$Q(850 \text{ cm}) = 425 (850/100 + 1,0)^{1,90}$$

$$Q(850 \text{ cm}) = 30624 \text{ m}^3/\text{s}$$

Para se calcular o tempo de retorno será necessário novamente utilizar a equação 02, como no exemplo a).

Com a vazão calculada de $30624 \text{ m}^3/\text{s}$, o parâmetro de posição $\beta = 21163$ e o de escala $\alpha = 3586$, substituindo os valores na equação 02 temos:

$$T = \frac{1}{1 - \exp \left[-\exp \left(-\frac{30624 - 21163}{3586} \right) \right]} = 14,5 \text{ anos}$$

O tempo de retorno de 14,5 anos corresponde a probabilidade de 6,90% da vazão $30624 \text{ m}^3/\text{s}$ (associada à cota de inundação 850 cm) ser igualada ou superada em um ano qualquer, ou

$$P(x_T \geq 30624 \text{ m}^3/\text{s}) = \frac{1}{T} 100 = \frac{1}{14,5} 100 = 6,90 \%$$

- e) Qual é o tempo de retorno da vazão associada à cota máxima de 886 cm, alcançada no dia 17/03/1980 em Altamira, código 18850000?

Resp: Como no exemplo anterior, será necessário calcular a vazão associada à cota de 886 cm, considerando a curva-chave mais recente, utilizando a equação apresentada no Anexo III.

Utilizando os parâmetros da curva, temos a vazão: $Q(886 \text{ cm}) = 32867 \text{ m}^3/\text{s}$.

Substituindo o valor da vazão e os parâmetros da distribuição de Gumbel na equação 02, temos que o tempo de retorno será de 26,65 anos, correspondendo à probabilidade de 3,75% da vazão $32867 \text{ m}^3/\text{s}$ (associada à cota máxima de 886 cm) ser igualada ou superada em um ano qualquer.

Observação: o tempo de retorno da vazão associada à cota de inundação em Altamira, de 950 cm, não poderá ser calculado porque a amplitude superior da curva-chave está limitada a 900 cm.

Atenção: observando os resultados obtidos, percebe-se que a vazão associada a uma cota não necessariamente tem o mesmo tempo de retorno! Uma vez que a vazão obtida a partir de uma cota depende de uma equação não linear (curva-chave) e as diferenças numéricas entre as cotas e as vazões influenciam os cálculos dos parâmetros das distribuições. A análise de frequência destas cotas não gera os mesmos resultados da análise de frequência das vazões correspondentes.

5 – REFERÊNCIAS

AGÊNCIA NACIONAL DE ÁGUAS (Brasil). **Diagnóstico da outorga de direito de uso de recursos hídricos no Brasil**: fiscalização dos usos de recursos hídricos no Brasil. Brasília: ANA, 2007 (Cadernos de recursos hídricos, 4). 1 CD-ROM. Disponível em: <http://arquivos.ana.gov.br/institucional/sge/CEDOC/Catalogo/2007/DiagnosticoDaOutorgaDeDireitoDeUso.pdf>. Acesso em: 02 jun. 2022.

ÁGUAS AMAZÔNICAS. **Xingu**. 2022. Disponível em: <http://pt.aguasamazonicas.org/bacias/principais-sub-bacias/xingu/>. Acesso em: 06 abr. 2022.

HOSKING, J. R. M.; WALLIS, J. R. **Regional Frequency Analysis**: An Approach Based on L-Moments. Cambridge: Cambridge University Press, 1997. p. 1-13. DOI: <https://doi.org/10.1017/CBO9780511529443.003>. Acesso em: 02 jun. 2022.

MANN, H. B.; WHITNEY, D. R. On a Test of Whether One of Two Random Variables Is Stochastically Larger than the Other. **Annals of Mathematical Statistics**, v. 18, n. 1, p. 50-60, 1947. DOI: <http://dx.doi.org/10.1214/aoms/1177730491>.

NAGHETTINI, M.; PINTO, E. J. A. **Hidrologia Estatística**. Belo Horizonte: CPRM, 2007. ISBN 9788574990231. Disponível em: <https://rigeo.cprm.gov.br/handle/doc/454>. Acesso em: 02 jun. 2022.

PINTO, E. J. A. **Atlas pluviométrico do Brasil**: metodologia para definição das equações intensidade-duração-frequência do Projeto Atlas Pluviométrico. Belo Horizonte: CPRM, 2013. Programa Geologia do Brasil. Levantamento da Geodiversidade. Disponível em: <https://rigeo.cprm.gov.br/handle/doc/11560>. Acesso em: 02 jun. 2022.

SISTEMA DE ALERTA DE EVENTOS CRÍTICOS. Bacia do Rio Xingu: Apresentação e Características. CPRM: [Rio de Janeiro] 2022. Disponível em: http://www.cprm.gov.br/sace/index_bacias_monitoradas.php#. Acesso em 06 abr. 2022.

TUCCI, C. E. M. **Regionalização de vazões**. Porto Alegre: UFRGS, 2002. 256 p. ISBN 8570256159.

WALD, A.; WOLFOWITZ, J. An Exact Test for Randomness in the Non-Parametric Case Based on Serial Correlation. **The Annals of Mathematical Statistics**, v. 14, n. 4, p.378-388, 1943. DOI: <https://doi.org/10.1214/aoms/1177731358>.

ANEXO I

Ficha Descritiva

Estação Fluviométrica de Altamira, código 18850000.

FICHA DESCRITIVA DE ESTAÇÃO NO CURSO DA ÁGUA

ESTAÇÃO: Altamira	TIPO: FDSQT	CÓDIGO: 18850000
REGIÃO HIDROGRÁFICA: Amazônica		BACIA: Rio Amazonas
RIO: Xingu	UF: PA	MUNICÍPIO: Altamira
ENTIDADE COORDENADORA: ANA	ENTIDADE OPERADORA: COHIDRO/RJ	
ÁREA DE DRENAGEM (km²):	DRENAGEM GERAL: Rio Amazonas	
LAT.: - 03° 13' 43,1"	LONG.: - 52° 09' 47,1"	INST.: GPS
		DATUM: SAD 69
ALT. (m):	INST.:	DATUM:
		REF.CART.:
FOLHA:	ESCALA:	ANO:

ESTAÇÃO	TIPO	DATA DA INSTALAÇÃO	DATA DA EXTINÇÃO	ENTIDADE OPERADORA
FLUVIOMÉTRICA	F	04/06/1968		COHIDRO
FLUVIOGRÁFICA	FR			
SEDIMENTOMÉTRICA	S	03/11/1990		COHIDRO
QUALIDADE DAS ÁGUAS	Q	14/08/1998		COHIDRO

ESTAÇÃO TELEMÉTRICA: (X) SIM () NÃO **DATA DA INSTALAÇÃO:**

LOCALIZAÇÃO: Na margem esquerda do rio Xingu em frente ao novo cais da cidade de Altamira.

ACESSIBILIDADE: De Altamira em frente a rua Coronel José Porfírio.

DESCRIÇÃO DA ESTAÇÃO (RÉGUAS, LANCES, RRNN, SM, SR, PI, PF, etc.):
MARGEM: M.E.
RÉGUAS: 5 Lances de miras, de alumínio, fixadas a estacas-suporte de madeira de lei, na margem esquerda, para leituras entre: 3/4, 4/5, 5/6, 6/7 e 7/9 m.
RRNN: RN5 = 11,674 m. Cota arbitrária, calota de alumínio chumbada ao centro de um bloco de concreto, próxima a seção de réguas.
RN8 = 11,551 m. Cota arbitrária, calota de alumínio chumbada ao centro de um bloco de concreto, próxima a seção de réguas.
SEÇÃO MEDIDORA: A 2 km a jusante da seção de réguas.
PROCESSOS DE MEDIÇÃO DE DESCARGA: Feitas em 2 (dois) pontos nas verticais e as abscissas levantadas com GPS.
Seção definida por duas estacas de madeira PI na margem direita e PF na esquerda, distanciadas entre si de 2.471,92 m.
Parâmetros de QA: Temperatura, Turbidez, pH, Condutividade, OD e % de Saturação de OD.
Horário das Observações: Diariamente às 7 e às 17 horas.

REVISADA EM: 18/11/2013

INFORMAÇÕES COMPLEMENTARES:
POTOMOGRAFIA:

O rio Xingu vem da Serra do Roncador, atravessa o Mato Grosso em direção ao Pará e deságua na margem direita do rio Amazonas, com uma extensão de 2.266 km. Afluente principal rio Iriri pela margem esquerda.

POSIÇÃO EM RELAÇÃO À REDE:

MONTANTE:

JUSANTE:

CARACTERÍSTICA DO TRECHO: Reto, com presença de ilhas

REGIME:

CONFORMAÇÃO:

FUNDO:

PERENE INTERMITENTE RETILÍNIO ANASTOMOSADO REGULAR IRREGULAR
 EFÊMERO CURVO MEANDRANTE ENCACHOEIRADO

NATUREZA E INCLINAÇÃO DAS MARGENS:

NATUREZA:

INCLINAÇÃO:

ME: Argilosa

ME: Acentuada

MD: Argilosa

MD: Acentuada

NATUREZA DO LEITO: Arenoso

CONTROLE:

LOCALIZAÇÃO:

DISTÂNCIA (m):

 COTA DE TRANSBORDAMENTO (cm): MARGEM DIREITA MARGEM ESQUERDA

OBSERVADOR:

NOME:

PROFISSÃO:

GRAU DE INSTRUÇÃO:

ENDEREÇO:

FONE:

BAIRRO:

CEP:

CIDADE:

ESTADO:

DISTÂNCIA DA RESIDÊNCIA À ESTAÇÃO (m):

MEIO DE COMUNICAÇÃO MAIS PRÓXIMO DA CASA DO OBSERVADOR:

DISTÂNCIA DA CASA DO OBSERVADOR (m):

OBSERVAÇÃO:

NA AUSÊNCIA DO OBSERVADOR PROCURAR POR:

NOME:

ENDEREÇO:

FONE:

BAIRRO:

CEP:

CIDADE:

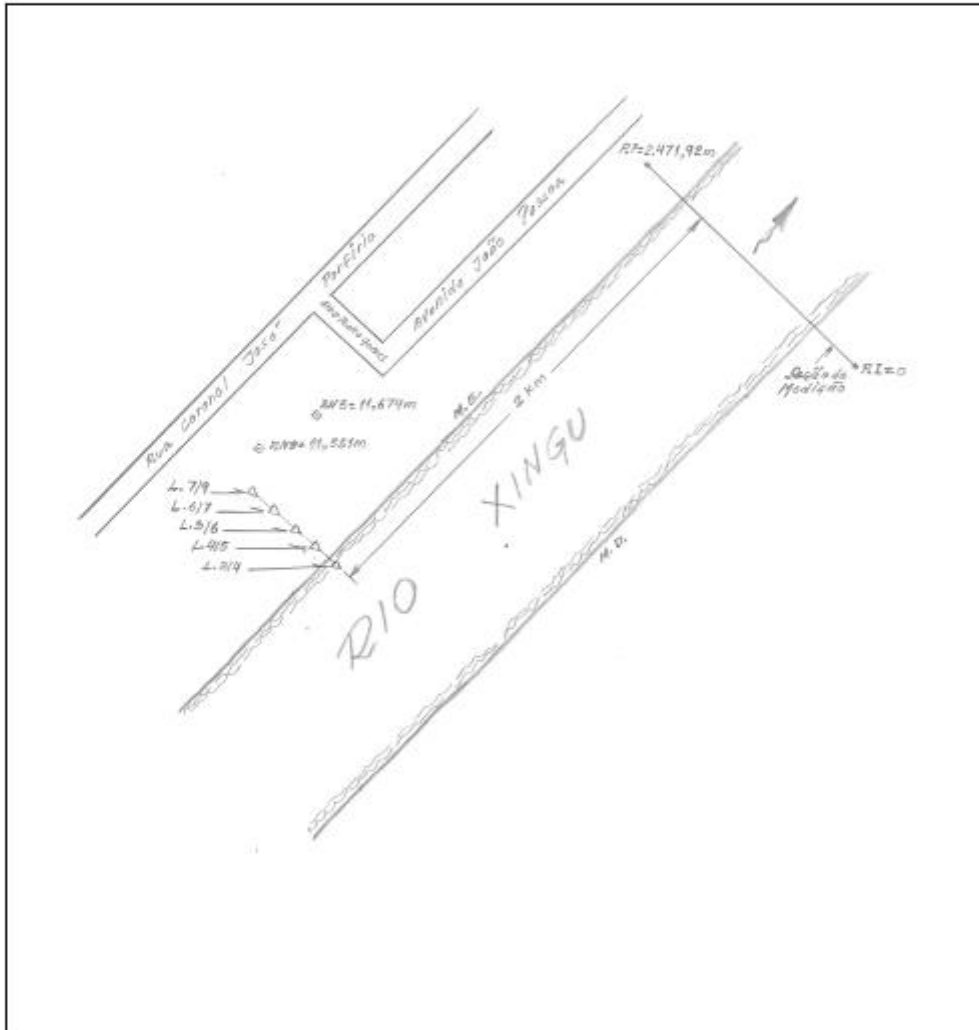
ESTADO:

OBSERVAÇÕES:

REVISADA EM: 20/09/2022

CROQUI DE SITUAÇÃO

RIO XINGU	EM ALTAMIRA	CÓDIGO 18850000	TIPO FDSQT
REGIÃO HIDROGRÁFICA AMAZÔNICA			DATA 18/11/2013



ANEXO II
Distribuições Candidatas

ANEXO II

DISTRIBUIÇÃO DE GUMBEL

- Função Densidade de Probabilidade

$$f_x(x) = \frac{1}{\alpha} \exp\left[-\frac{x-\beta}{\alpha} - \exp\left(-\frac{x-\beta}{\alpha}\right)\right]$$

α = Parâmetro de escala β = Parâmetro de posição

Limites: $-\infty \leq x < \infty$

- Função Acumulada de Probabilidades

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

- Inversa da função acumulada

$$x = \beta - \alpha \ln[-\ln(F(x))]$$

- Momentos L

$$\lambda_1 = \beta + \alpha\gamma_E \quad \lambda_2 = \alpha \ln(2) \quad \lambda_3 = \alpha[2\ln(3) - 3\ln(2)] \quad \lambda_4 = \alpha[5\ln(4) - 10\ln(3) + 6\ln(2)]$$

$$\tau_3 = 0,1699 \quad \tau_4 = 0,1504$$

- Estimativa dos parâmetros pelos momentos-L

$$\hat{\alpha} = \frac{l_2}{\ln(2)} \qquad \hat{\beta} = \frac{l_1}{\hat{\alpha}}$$

Onde l_1 e l_2 são os momentos-L amostrais e $\gamma_E = 0,5572157$ é a constante de Euler.

Fonte: Hosking e Wallis (1997)

ANEXO II

DISTRIBUIÇÃO LOG-NORMAL

Os dados transformados pelo logaritmo natural, $\ln(x)$, se distribuem como uma normal

DISTRIBUIÇÃO NORMAL

- Função Densidade de Probabilidade

$$f_X(x) = \frac{1}{\sigma} \phi\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right)$$

$$\phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}x^2\right)$$

Parâmetros: μ é o parâmetro de posição e σ é o parâmetro de escala

Limites: $-\infty \leq x < \infty$

- Função Acumulada de Probabilidades

$$F_X(x) = \Phi\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right)$$

$$\Phi(x) = \int_{-\infty}^x \phi(t) dt$$

- Inversa da função acumulada

$x(F)$ não possui forma analítica

- Momentos-L

$$\lambda_1 = \mu \quad \lambda_2 = 0,5642\sigma = \frac{1}{\sqrt{\pi}}\sigma \quad \tau_3 = 0 \quad \tau_4 = 0,1226 = [30\pi^{-1}\arctan(\sqrt{2})] - 9$$

- Estimativa de parâmetros pelos momentos-L

$$\hat{\mu} = \lambda_1 \quad \hat{\sigma} = \lambda_2\sqrt{\pi}$$

OBS: Inicialmente os dados são transformados pelo logaritmo natural, $\ln(x)$. Em seguida são calculados os momentos-L e depois os parâmetros.

Fonte: Hosking e Wallis (1997)

ANEXO II

DISTRIBUIÇÃO LOG-NORMAL (3P)

A função densidade de Probabilidade da Log-Normal (3P) é dada por:

$$f(x) = \frac{e^{ky-y^2/2}}{\alpha\sqrt{2\pi}} \quad y = \begin{cases} -k^{-1} \log\{1 - k(x - \xi)/\alpha\} & k \neq 0 \\ (x - \xi)/\alpha & k = 0 \end{cases}$$

A função Acumulada de probabilidade é dada por: $F(x) = \Phi(y)$

na qual, Φ denota a função de distribuição acumulada Normal padrão.

$x(F)$ não apresenta forma analítica explícita.

Parâmetros : ξ (Posição), α (Escala) e k (forma)

Os limites da função são:

Para, $k > 0$: $-\infty < x \leq \xi + \alpha/k$; $k = 0$: $-\infty < x < \infty$; $k < 0$: $\xi + \alpha/k \leq x < \infty$

Os parâmetros podem ser estimados pelos momentos-L com as seguintes equações:

$$k \approx -\tau_3 \frac{E_0 + E_1\tau_3^2 + E_2\tau_3^4 + E_3\tau_3^6}{1 + F_1\tau_3^2 + F_2\tau_3^4 + F_3\tau_3^6} \quad \text{para } |\tau_3| \leq 0,94$$

E_0	E_1	E_2	E_3	F_1	F_2	F_3
2,0466534	-3,6544371	1,8396733	-0,20360244	-2,0182173	1,2420401	-0,21741801

$$\alpha = \frac{\lambda_2 k e^{\frac{k^2}{2}}}{1 - 2\Phi\left(-k/\sqrt{2}\right)} \quad \text{e} \quad \xi = \lambda_1 - \frac{\alpha}{k} \left(1 - e^{\frac{k^2}{2}}\right)$$

Nesta parametrização, a distribuição Log-Normal é a distribuição de uma variável aleatória X que está relacionada a uma variável aleatória Z de distribuição Normal padrão, pela seguinte equação:

$$X = \begin{cases} \xi + \alpha(1 - e^{-kZ})/k & k \neq 0 \\ \xi + \alpha Z & k = 0 \end{cases}$$

Z é variável normal central reduzida.

Fonte: Hosking e Wallis (1997)

ANEXO II

DISTRIBUIÇÃO LOG-PEARSON TIPO III

Uma variável x segue a distribuição Log-Pearson tipo III, quando a variável transformada $Y = \ln(X)$ distribui-se de acordo com a Pearson tipo III.

A distribuição Pearson Tipo III possui os parâmetros de posição μ , escala σ e forma γ

Se $\gamma \neq 0$, temos $\alpha = 4/\gamma^2$, $\beta = \frac{1}{2}\sigma|\gamma|$ e $\xi = \mu - \frac{2\sigma}{\gamma}$

Se $\gamma > 0$, então os limites de x são os seguintes: $\xi \leq x \leq \infty$ e as FDP e FAP

$$f(x) = \frac{(x - \xi)^{\alpha-1} e^{-(x-\xi)/\beta}}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)}$$

$$F(x) = \frac{G\left(\alpha, \frac{x-\xi}{\beta}\right)}{\Gamma(\alpha)}$$

Se $\gamma = 0$, então a distribuição é Normal e os limites de x são os seguintes: $-\infty \leq x \leq \infty$ e as FDP e FAP

$$f(x) = \phi\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right)$$

$$F(x) = \Phi\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right)$$

Se $\gamma < 0$, então os limites de x são os seguintes: $-\infty \leq x \leq \xi$ e as FDP e FAP

$$f(x) = \frac{(\xi - x)^{\alpha-1} e^{-(\xi-x)/\beta}}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)}$$

$$F(x) = 1 - \frac{G\left(\alpha, \frac{\xi-x}{\beta}\right)}{\Gamma(\alpha)}$$

$\Gamma(\alpha)$ é a função Gama dada por:

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^{\infty} t^{\alpha-1} e^{-t} dt$$

$G(\alpha, x)$ é a função Gama incompleta dada por:

$$G(\alpha, x) = \int_0^x t^{\alpha-1} e^{-t} dt$$

$$\phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}x^2\right) \quad \text{e} \quad \Phi(x) = \int_{-\infty}^x \phi(t) dt$$

Os parâmetros de posição μ , escala σ e forma γ da distribuição Pearson Tipo III podem ser calculados pelo método dos momentos-L com as equações

$$\begin{aligned} \mu &= \lambda_1 \\ \sigma &= \frac{\lambda_2 \pi^{1/2} c^{1/2} \Gamma(c)}{\Gamma\left(c + \frac{1}{2}\right)} \\ \gamma &= 2c^{-1/2} \operatorname{sign}(\tau_3). \end{aligned}$$

A variável c é estimada considerando duas situações.

A primeira, se $0 < |\tau_3| < 1/3$, nesse caso adotar $z = 3\pi\tau_3^2$ e aplicar a equação

$$c \approx \frac{1 + 0,2906z}{z + 0,1882z^2 + 0,0442z^3}.$$

A segunda, se $1/3 \leq |\tau_3| < 1$, nessa situação adota-se $z = 1 - |\tau_3|$ e emprega-se a equação

$$c \approx \frac{0,36067z - 0,59567z^2 + 0,25361z^3}{1 - 0,78861z + 2,56096z^2 - 0,77045z^3}$$

A distribuição Pearson Tipo III com parâmetros de posição μ , escala σ e forma γ , apresenta algumas relações importantes com as distribuições Gama e Normal, as quais facilitam a estimação dos quantis. Quando o parâmetro de forma γ é positivo, a Pearson-III está associada à distribuição Gama. Se o parâmetro de forma γ é negativo, a Pearson-

III está associada à distribuição Gama refletida. E, quando o parâmetro de forma γ é igual a zero, a Pearson-III está relacionada à distribuição Normal. Considerando que uma variável x segue uma distribuição Pearson tipo III, com parâmetros de posição μ , escala σ e forma γ , a relação entre esses parâmetros e os das distribuições Gama e Normal são as seguintes:

- Se $\gamma > 0$, então $X - \mu + \frac{2\sigma}{\gamma}$ segue uma distribuição Gama com parâmetros $\alpha = \frac{4}{\gamma^2}$ e $\beta = \frac{\sigma\gamma}{2}$. Desse modo, os quantis da Pearson-III com parâmetro de forma positivo podem ser calculados pela equação:

$$x(T) = \mu - \frac{2\sigma}{\gamma} + G^{-1}\left(1 - \frac{1}{T}, \alpha, \beta\right)$$

onde τ é o tempo de retorno e $G^{-1}()$ é a inversa da distribuição Gama com parâmetros α e β .

- Se $\gamma < 0$, então $-X + \mu - \frac{2\sigma}{\gamma}$ segue uma distribuição Gama com parâmetros $\alpha = \frac{4}{\gamma^2}$ e $\beta = \left|\frac{\sigma\gamma}{2}\right|$. Desse modo, os quantis da Pearson-III com parâmetro de forma negativo podem ser calculados pela equação:

$$x(T) = \mu - \frac{2\sigma}{\gamma} - G^{-1}\left(\frac{1}{T}, \alpha, \beta\right)$$

onde τ é o tempo de retorno e $G^{-1}()$ é a inversa da distribuição Gama com parâmetros α e β .

- Se $\gamma = 0$, então x segue uma distribuição Normal com parâmetros μ e σ . Assim, os quantis da Pearson-III com parâmetro de forma nulo podem ser calculados pela equação:

$$x(T) = \mu + \sigma.Z_\tau$$

onde τ é o tempo de retorno e z_τ é a variável normal central reduzida associada uma probabilidade $(1-1/T)$. Recorde que, no programa Microsoft EXCEL, a inversa da distribuição Gama com parâmetros α e β pode ser calculada com a função INVGAMA() e a variável normal central reduzida com a função INV.NORMP().

Quando uma variável x segue a distribuição Log-Pearson tipo III, é um fato matemático que a variável transformada $Y = \ln(X)$ distribui-se de acordo com a Pearson tipo III. Assim, os parâmetros podem ser calculados por meio dos logaritmos dos valores observados e os quantis são estimados por meio das seguintes equações:

Para $\gamma_{\ln X} > 0$

$$x(T) = \exp\left\{\mu_{\ln X} - \frac{2 \cdot \sigma_{\ln X}}{\gamma_{\ln X}} + G^{-1}\left(1 - \frac{1}{T}, \alpha, \beta\right)\right\}$$

Para $\gamma_{\ln X} < 0$

$$x(T) = \exp\left\{\mu_{\ln X} - \frac{2 \cdot \sigma_{\ln X}}{\gamma_{\ln X}} - G^{-1}\left(\frac{1}{T}, \alpha, \beta\right)\right\}$$

Para $\gamma_{\ln X} = 0$

$$x(T) = \exp(\mu_{\ln X} + \sigma_{\ln X} \cdot Z_T)$$

Fonte: Hosking e Wallis (1997)

ANEXO II

DISTRIBUIÇÃO GENERALIZADA DE EVENTOS EXTREMOS (GEV)

A função densidade de Probabilidade da GEV é dada por:

$$f_x(x) = \frac{1}{\alpha} \exp[-(1-k)y - \exp(-y)]$$

$$\text{Para } k=0, \quad y = \frac{x-\xi}{\alpha}$$

$$\text{Para } k \neq 0 \quad y = -\frac{1}{k} \ln \left[1 - \frac{(x-\xi)k}{\alpha} \right].$$

Os limites da função são:

Para $k < 0$: $\xi + \frac{\alpha}{k} \leq x \leq \infty$, para $k = 0$: $-\infty \leq x \leq \infty$ e para $k > 0$: $-\infty < x \leq \xi + \frac{\alpha}{k}$

$$F_x(x) = \exp[-\exp(-y)]$$

$$x(F) = \xi - \alpha \ln[-\ln(F)] \quad , k = 0$$

$$x(F) = \xi + \frac{\alpha}{k} \left\{ 1 - [-\ln(F)]^k \right\} \quad , k \neq 0$$

Onde k , α e ξ são os parâmetros de forma, escala e posição, respectivamente. A estimação dos parâmetros pelos momentos-L pode ser efetuada por meio das seguintes equações:

$$\hat{k} \approx 7,8590c + 2,9554c^2 \quad , \text{ para } -0,5 \leq \tau_3 \leq 0,5$$

Sendo

$$c = \frac{2}{3 + \tau_3} - \frac{\ln(2)}{\ln(3)} = \frac{2\lambda_2}{\lambda_3 + 3\lambda_2} - \frac{\ln(2)}{\ln(3)} = \frac{(2\beta_1 - \beta_0)}{(3\beta_2 - \beta_0)} - \frac{\ln(2)}{\ln(3)}$$

$$\hat{\alpha} = \frac{\hat{k}\lambda_2}{(1 - 2^{-\hat{k}})\Gamma(1 + \hat{k})}$$

$$\hat{\xi} = \lambda_1 - \frac{\hat{\alpha}}{\hat{k}} \left[1 - \Gamma(1 + \hat{k}) \right]$$

Fonte: Hosking e Wallis (1997)

ANEXO III
Série de Dados Utilizados
Estatísticas da série
Parâmetros das curvas-chaves

ANEXO III

Série de Dados Utilizados – Cotas (cm)

Máximos por ano hidrológico (01/Dez a 30/Nov)

N	AI	AF	Data	Hora	Cota (cm)	DL (cm)		Observações
						7h	17h	
1	1968	1969	31/03/1969		654			Sem informações sobre a hora
2	1969	1970	23/03/1970		698			Sem informações sobre a hora
3	1970	1971	22/04/1971		622			Sem informações sobre a hora
4	1971	1972	01/05/1972		680			Sem informações sobre a hora
5	1972	1973	26/04/1973		730			Sem informações sobre a hora
6	1973	1974	07/04/1974		855			Sem informações sobre a hora
7	1974	1975	18/04/1975		744			Sem informações sobre a hora
8	1975	1976	14/03/1976		642			Sem informações sobre a hora
9	1976	1977	07/05/1977		720			Sem informações sobre a hora
10	1977	1978	20/03/1978		833			Sem informações sobre a hora
11	1978	1979	12/03/1979		776			Sem informações sobre a hora
12	1979	1980	17/03/1980		886			Sem informações sobre a hora
13	1980	1981	15/04/1981		658			Sem informações sobre a hora
14	1981	1982	11/03/1982		870			Sem informações sobre a hora
15	1982	1983	25/02/1983		679			Sem informações sobre a hora
16	1983	1984	26/04/1984		735			Sem informações sobre a hora
17	1984	1985	22/03/1985		797			Sem informações sobre a hora
18	1985	1986	03/04/1986		758			Sem informações sobre a hora
19	1986	1987	21/03/1987		699			Sem informações sobre a hora
20	1987	1988	07/04/1988		727			Sem informações sobre a hora
21	1988	1989	05/04/1989	*	760*	*	*	*
22	1989	1990	14/03/1990	07:00	766	766	765	
23	1990	1991	10/04/1991	07:00	786	786	786	
24	1991	1992	13/04/1992	07:00	694	694	694	
25	1992	1993	08/03/1993	07:00	708	708	708	
26	1993	1994	21/03/1994	07:00	776	776	776	
27	1994	1995	03/05/1995	07:00	754	754	754	
28	1995	1996	23/04/1996	07:00	710	710	710	
29	1996	1997	14/04/1997	17:00	764	762	764	
30	1997	1998	03/04/1998		567			Sem informações sobre a hora. Esse valor não foi incluído na Análise de Frequência (outlier inferior)
31	1998	1999	29/03/1999		637			Sem informações sobre a hora
32	1999	2000	29/03/2000		796			Sem informações sobre a hora
33	2000	2001	27/03/2001	17:00	692	690	692	
34	2001	2002	27/01/2002	07:00	612	612	612	

DL – Dupla Leitura (07 e 17 H) – Horário de Brasília;

*Cota estimada (obtida pelo cotograma)

ANEXO III

Série de Dados Utilizados – Cotas (cm) (continuação)

Máximos por ano hidrológico (01/Dez a 30/Nov)

N	AI	AF	Data	Hora	Cota (cm)	DL (cm)		Observações
						7h	17h	
35	2002	2003	17/04/2003	17:00	710	708	710	
36	2003	2004	07/04/2004	17:00	858	857	858	
37	2004	2005	01/04/2005	17:00	788	787	788	
38	2005	2006	21/04/2006	07:00	812	812	812	
39	2006	2007	08/03/2007	17:00	719	718	719	
40	2007	2008	11/04/2008	07:00	798	798	796	
41	2008	2009	15/05/2009	17:00	771	770	771	
42	2009	2010	23/04/2010	17:00	703	702	703	
43	2010	2011	20/03/2011	07:00	754	754	754	
44	2011	2012	03/04/2012	17:00	737	736	737	
45	2012	2013	02/04/2013	17:00	691	689	691	
46	2013	2014	16/03/2014	07:00	823	823	823	
47	2014	2015	03/04/2015	*	721	*	*	*

DL – Dupla Leitura (07 e 17 H) – Horário de Brasília

*Cota estimada (obtida pelo cotograma)

Estatísticas da série de cotas máximas por ano hidrológico (01/Dez a 30/Nov)

Estatísticas da série de cotas

	Média cm	Desvio-Padrão cm	Máximo cm	Mínimo cm	Amplitude cm	Assimetria	Mediana cm
x	742	65,5	886	612	274	0,20	736
Ln(x)	6,605	0,088	6,787	6,417	0,370	-0,023	6,601

	1º Quartil cm	3º Quartil cm	AIQ cm
x	699	784	84,5
Ln(x)	6,550	6,664	0,114

Momentos-L e Razões-L

l_1	l_2	L-CV	L-SKEW	L-KURT
741,5009	37,5328	0,0506	0,0425	0,1266

Função Acumulada de Probabilidade de Gumbel para Máximos (β e α são parâmetros da distribuição de Gumbel e T é o tempo de retorno em anos)

$$F_x(x) = 1 - \frac{1}{T} = \exp\left[-\exp\left(-\frac{x-\beta}{\alpha}\right)\right] \text{ para } -\infty < x < \infty, -\infty < \beta < \infty, \alpha > 0$$

Inversa da distribuição de Gumbel: $x(T) = \beta - \alpha \left\{ \ln \left[-\ln \left(1 - \frac{1}{T} \right) \right] \right\}$

Parâmetros da Distribuição de Gumbel

Fonte: Naghettini e Pinto, Hidrologia Estatística, 2007, pág. 234

$$\alpha = \frac{l_2}{\ln(2)} \quad \beta = l_1 - 0,5772\alpha$$

Sendo para a série de cotas os parâmetros:

Distribuição	Posição (β)	Escala (α)
Gumbel (β, α)	710,25	54,148

ANEXO III

Série de Dados Utilizados – Vazões (m³/s)

Máximos por ano hidrológico (01/Dez a 30/Nov)

N	AI	AF	Data	Vazão (m ³ /s)	Observações
1	1968	1969	31/03/1969	17394	
2	1969	1970	23/03/1970	20042	
3	1970	1971	22/04/1971	15548	
4	1971	1972	01/05/1972	18944	
5	1972	1973	26/04/1973	22046	
6	1973	1974	07/04/1974	30455	
7	1974	1975	18/04/1975	22942	
8	1975	1976	14/03/1976	16635	
9	1976	1977	07/05/1977	21413	
10	1977	1978	20/03/1978	28910	
11	1978	1979	12/03/1979	25035	
12	1979	1980	17/03/1980	32677	
13	1980	1981	15/04/1981	17629	
14	1981	1982	11/03/1982	31523	
15	1982	1983	25/02/1983	18883	
16	1983	1984	26/04/1984	22364	
17	1984	1985	22/03/1985	26441	
18	1985	1986	03/04/1986	23719	
19	1986	1987	21/03/1987	20042	
20	1987	1988	07/04/1988	21792	
21	1988	1989	05/04/1989	23981	*Dado estimado
22	1989	1990	14/03/1990	25173	
23	1990	1991	10/04/1991	26525	
24	1991	1992	13/04/1992	20396	
25	1992	1993	08/03/1993	21398	
26	1993	1994	21/03/1994	25846	
27	1994	1995	03/05/1995	24242	
28	1995	1996	23/04/1996	21525	
29	1996	1997	14/04/1997	24973	
30	1997	1998	03/04/1998	13182	
31	1998	1999	29/03/1999	17084	
32	1999	2000	29/03/2000	27210	
33	2000	2001	27/03/2001	20396	
34	2001	2002	27/01/2002	15649	
35	2002	2003	17/04/2003	21462	
36	2003	2004	07/04/2004	31054	
37	2004	2005	01/04/2005	26662	
38	2005	2006	21/04/2006	28320	
39	2006	2007	08/03/2007	22034	

ANEXO III

Série de Dados Utilizados – Vazões (m³/s) (continuação)

Máximos por ano hidrológico (01/Dez a 30/Nov)

N	AI	AF	Data	Vazão (m ³ /s)	Observações
40	2007	2008	11/04/2008	27279	
41	2008	2009	15/05/2009	25509	
42	2009	2010	23/04/2010	21021	
43	2010	2011	20/03/2011	24374	
44	2011	2012	03/04/2012	22804	
45	2012	2013	02/04/2013	18205	
46	2013	2014	16/03/2014	28992	
47	2014	2015	03/04/2015	22181	*Dado estimado

Estatísticas da série de Vazões Máximas por ano hidrológico (01/Dez a 30/Nov)

Estatísticas da série de vazões

	Média (m ³ /s)	Desvio-Padrão (m ³ /s)	Máximo (m ³ /s)	Mínimo (m ³ /s)	Amplitude (m ³ /s)	Assimetria	Mediana (m ³ /s)
x	23233	4320	32677	15548	17129	0,2	22584
Ln(x)	10,036	0,188	10,394	9,652	0,743	-0,149	10,025

	1º Quartil (m ³ /s)	3º Quartil (m ³ /s)	AIQ (m ³ /s)
x	20396	26292	5896
Ln(x)	9,923	10,177	0,254

Momentos-L e Razões-L

l_1	l_2	L-CV	L-SKEW	L-KURT
23233,2396	2485,8003	0,1070	0,0547	0,1032

Função Acumulada de Probabilidade de Gumbel para Máximos (β e α são parâmetros da distribuição de Gumbel e T é o tempo de retorno em anos)

$$F_x(x) = 1 - \frac{1}{T} = \exp\left[-\exp\left(-\frac{x-\beta}{\alpha}\right)\right] \text{ para } -\infty < x < \infty, -\infty < \beta < \infty, \alpha > 0$$

Inversa da distribuição de Gumbel: $x(T) = \beta - \alpha \left\{ \ln \left[-\ln \left(1 - \frac{1}{T} \right) \right] \right\}$

Parâmetros da Distribuição de Gumbel

Fonte: Naghettini e Pinto, Hidrologia Estatística, 2007, pág. 234

$$\alpha = \frac{l_2}{\ln(2)} \quad \beta = l_1 - 0,5772\alpha$$

Parâmetros para a série de vazões:

Distribuição	Posição (β)	Escala (α)
Gumbel (β, α)	21163	3586

As vazões da série histórica foram calculadas com a equação da curva-chave de formato potencial:

$$Q(h) = a (h - h_0)^n \quad (\text{AIII-01})$$

Onde:

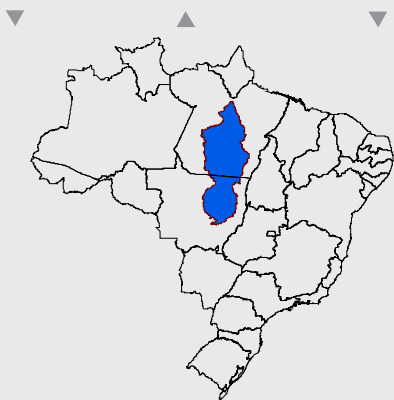
$Q(h)$ é a vazão calculada para a cota h (m³/s);

h é a cota a qual se quer calcular a vazão (m);

a , n e h_0 são parâmetros de ajustes.

Os parâmetros das curvas-chaves utilizadas no estudo e disponibilizadas pela CPRM para o cálculo das vazões são os seguintes:

Tipo de Curva	Período	Parâmetros			Amplitude de Cotas (cm)	
		a	h_0 (m)	n	Min.	Max.
Equação	05/06/1968 a 13/01/1990	449,659	1,09	2,223	200	382
		1859,156	2,10	1,550	382	900
Equação	14/01/1990 a 31/12/2015	289,358	0,85	2,542	190	420
		1611,553	1,81	1,556	420	814
		425,000	-1,00	1,900	814	900



Projeto de regionalização de vazões nas bacias hidrográficas brasileiras

Análise de Frequência de Cotas e Vazões dos Sistemas de Alerta

ENDEREÇOS

Sede

SGAN- Quadra 603 – Conjunto J – Parte A – 1º andar
Brasília – DF – CEP: 70.830-030
Tel: 61 2192-8252
Fax: 61 3224-1616

Escritório Rio de Janeiro

Av Pasteur, 404 – Urca
Rio de Janeiro – RJ CEP: 22.290-255
Tel: 21 2295-5337 – 21 2295-5382
Fax: 21 2542-3647

Superintendência Regional de Belo Horizonte

Av. Brasil, 1.731 – Funcionários
Belo Horizonte – MG – CEP: 30.140-002
Tel.: 31 3878-0376
Fax: 31 3878-0383

Superintendência Regional de Goiânia

Rua 148, 485 – Setor Marista
Goiânia – GO – CEP: 74.170-110
Tel.: 62 3240-1400
Fax: 62 3240-1417