

Projeto de regionalização de vazões nas bacias hidrográficas brasileiras

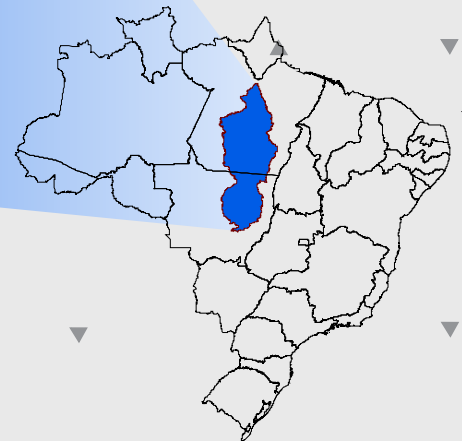
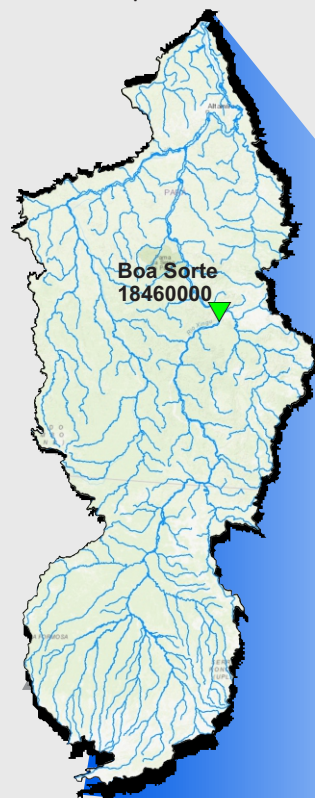
Análise de Frequência de Vazões dos Sistemas de Alerta

Sistema de Alerta: Bacia do Rio Xingu

Rio Xingu em Boa Sorte

Código: 18460000

Município Atendido: São Félix 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 VAZÕES DOS SISTEMAS DE ALERTA

Sistema de Alerta: Bacia do Xingu

Rio: Xingu
Estação Fluviométrica: Boa Sorte
Código: 18460000
Município Atendido: São Félix 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 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 – 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. Análise de frequência de vazões dos sistemas de alerta: sistema de alerta Bacia do Rio Xingu: estação fluviométrica Boa Sorte, código 18460000, município de São Félix do Xingu, PA / Denise Christina de Rezende Melo, Eber José de Andrade Pinto. – Goiânia : CPRM, 2022. 1 recurso eletrônico : PDF ; il. ISBN 978-65-5664-313-7 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 – SGB/CPRM

CONSELHO DE ADMINISTRAÇÃO

Presidente

Lília Mascarenhas Sant'Agostino

Vice-Presidente

Cassiano de Souza Alves - Interino

Conselheiros

Antônio Simões Brando Júnior

Cassio Roberto da Silva

Fernando Antônio Freitas Lins

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 Infraestrutura Geocientífica

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

Wilian 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 Fernando Noronha 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 igualada 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 da análise de frequência das vazões máximas observadas no Rio Xingu, especificamente na estação fluviométrica Boa Sorte, código 18460000. Esta estação fluviométrica faz parte do sistema de alerta de cheias do Rio Xingu e constitui um ponto de acompanhamento das vazões e cotas no município de São Félix 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.....	11
5 – REFERÊNCIAS	13
ANEXO I	14
ANEXO II	18
ANEXO III	27

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 Boa Sorte
Figura 04 – Perfil da seção transversal do Rio Xingu na estação de Boa Sorte
Figura 05 – Ajuste das distribuições empírica e teórica para a série de vazões

LISTA DE TABELAS

- Tabela 01 – Vazões em m^3/s , associadas a diferentes tempos de retorno

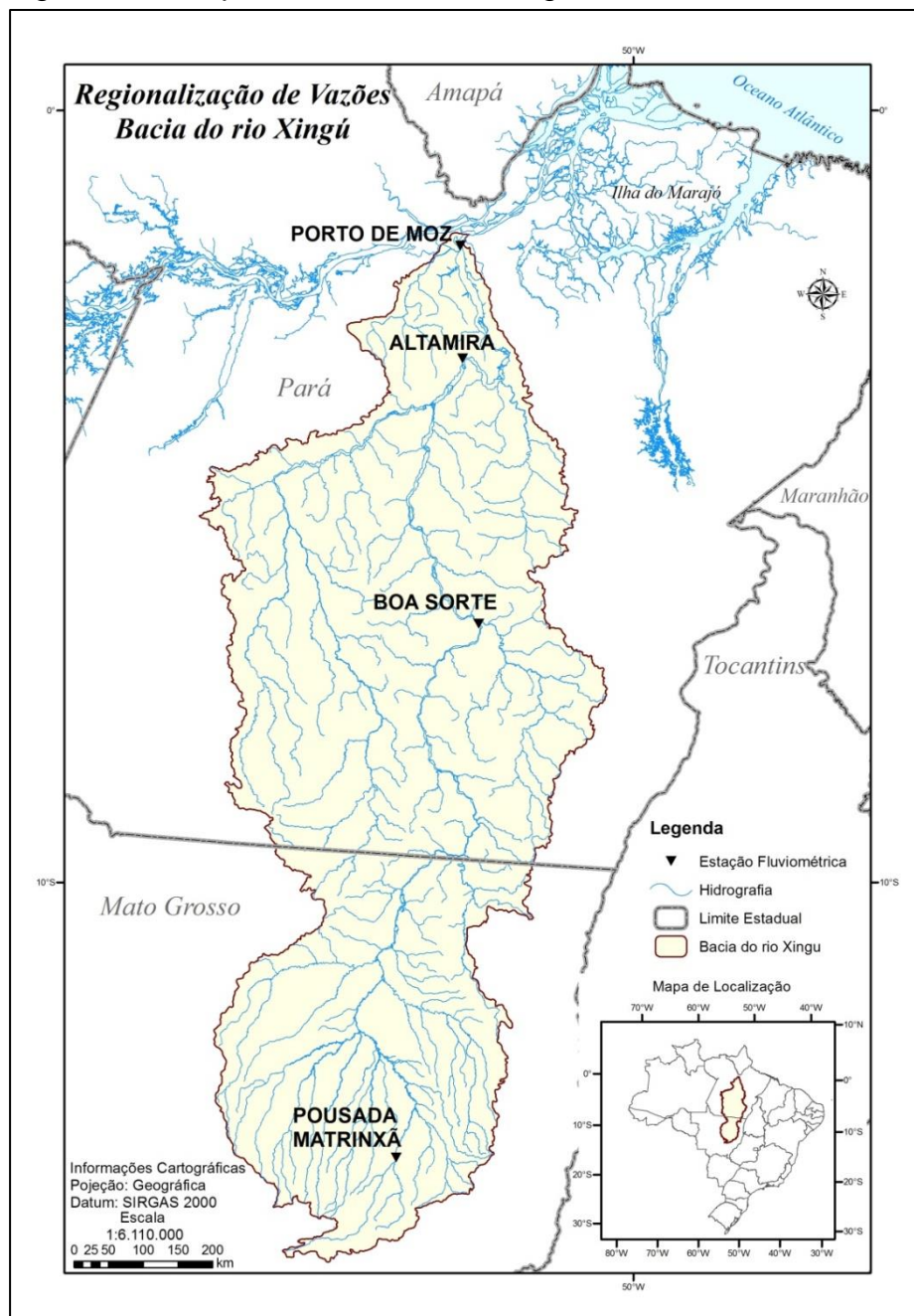
ANEXOS

- Anexo I – Ficha Descritiva da Estação Fluviométrica
Anexo II – Distribuições Candidatas
Anexo III – Série de Dados Utilizados, Estatísticas da Série e Parâmetros da 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 Rio 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.

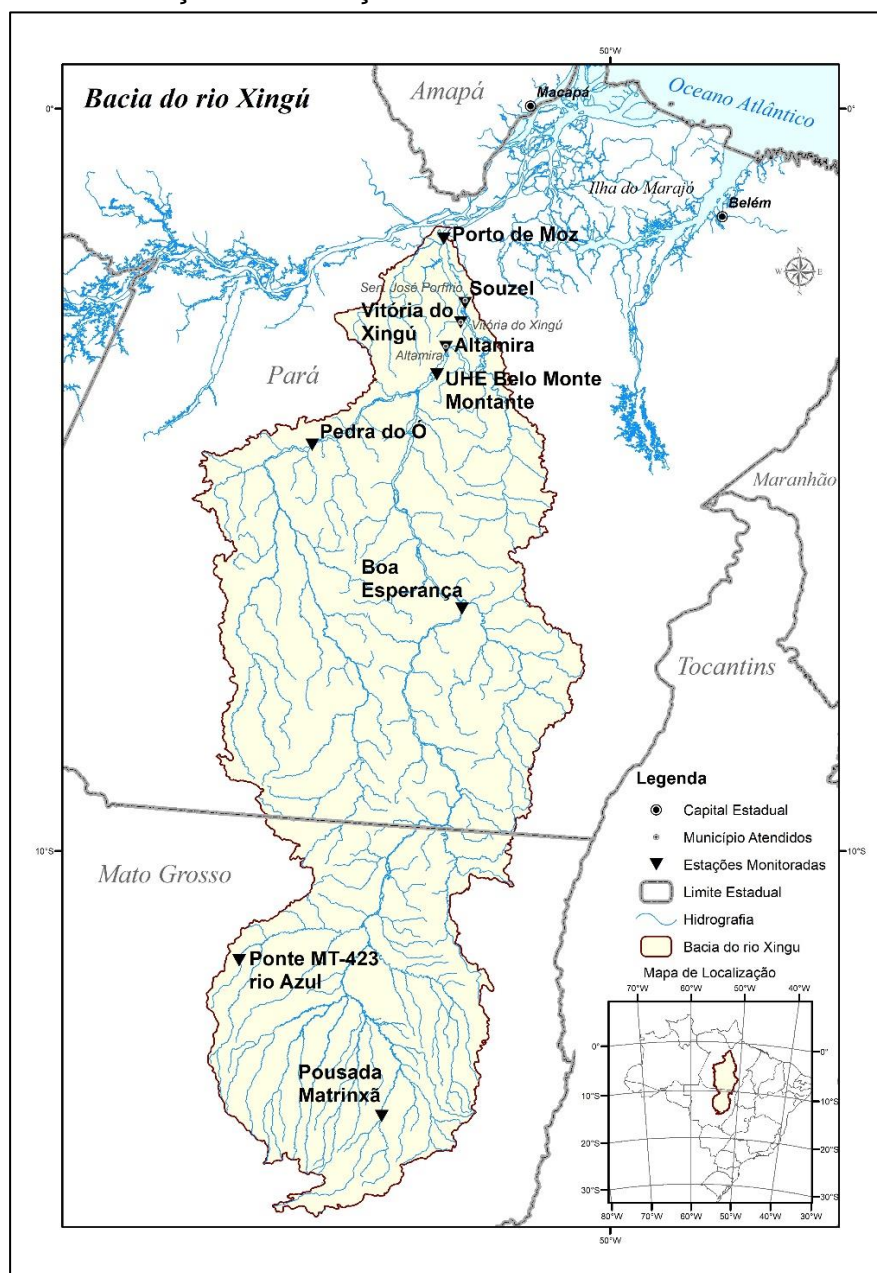
As bacias amazônicas convivem anualmente com eventos de cheia, já conhecidos e esperados pelas populações ribeirinhas. No entanto, a ocupação desordenada do território leva a construção de habitações em áreas vulneráveis a inundações. Diante dessa situação, qualquer evento que supere os níveis médios 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 de Eventos Críticos – SACE 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 Centro Nacional de Monitoramento e Alertas de Desastres Naturais (CEMADEN), ANA, Centro Nacional de Gerenciamento de Riscos e Desastres (CENAD), Defesas Cíveis 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 Boa Sorte, código 18460000, está localizada na sub-bacia 18, na Latitude $06^{\circ}45'43,2''S$ e Longitude $51^{\circ}59'42,7''O$, no Rio Xingu e possui uma área de drenagem de 210.000 km². A estação está instalada na margem esquerda do rio Xingu, a 15 km à montante da cidade de São Félix do Xingu.

Portanto, os dados e informações dessa estação são fornecidos ao Sistema de Alerta de Eventos Críticos (SACE) da bacia do Rio do Xingu, atendendo ao município de São Félix do Xingu, Estado do Pará.

A localização da estação Boa Sorte pode ser visualizada na Figura 03.

Figura 03 – Localização da estação fluviométrica de Boa Sorte

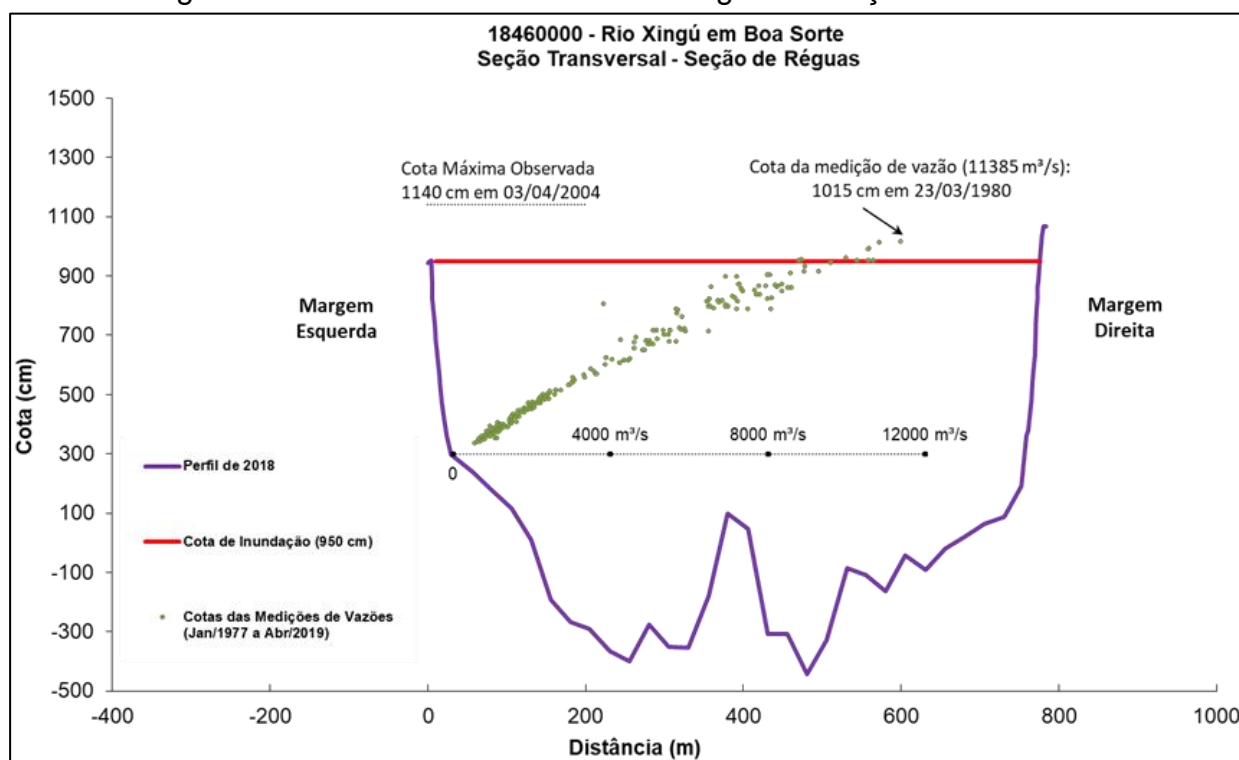


Fonte: Elaborada a partir do Google Earth / Elaborada pela DHT/SUREG-BH

A estação de Boa Sorte possui, desde janeiro de 1977, réguas linimétricas instaladas para realização de duas leituras diárias pelo observador dos níveis do Rio Xingu, as 07 e as 17 h. E desde agosto de 2002, 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. No histórico da estação consta que o conjunto de réguas foi transferido em 15 de outubro de 2002 para cerca de 1000 metros a montante da antiga seção de réguas, ocorrendo alteração nas cotas da estação. A cota de inundação é de 950 cm. 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 a cota de inundação para a estação de Boa Sorte, bem como, as medições simultâneas de vazões e cotas realizadas entre Jan/1977 e Abr/2019 e a máxima cota observada (1140 cm em 03/04/2004).

Figura 04 – Perfil transversal do Rio Xingu na estação de Boa Sorte



Fonte: Elaborada pela DHT/SUREG-GO

A diferença entre a máxima cota com vazão medida (11385 m³/s na cota 1015 cm) e a máxima cota observada nas réguas (1140 cm) é de 125 cm. No Anexo III observa-se que a série de cotas máximas por ano hidrológico apresenta 42 valores, sendo 8 valores superiores a 1015 cm. A razão entre as cotas máximas com medição de vazão e a observada é 1,12 (1140 cm/1015 cm). Segundo Tucci (2002) as 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. Mesmo sendo para essa estação o valor da razão abaixo de 1,25, com pequeno trecho de extrapolação do tramo superior da curva chave, ainda há incertezas na estimativa das vazões a partir das cotas superiores a 1015 cm. Mesmo com as incertezas na estimativa das vazões em cotas altas citadas anteriormente foi realizada a análise de frequência das vazões máximas anuais.

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, p. 39), e com o teste de Grubbs e Beck (NAGHETTINI; PINTO, 2007, p. 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, p. 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, p. 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, p. 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, p. 275 - 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

A análise de frequência local dos níveis do Rio Xingu em Boa Sorte, código 18460000, foi efetuada utilizando a série de vazões máximas com 42 anos, sendo dados por ano hidrológico (01/Dez a 30/Nov), referentes aos anos de 1977 a 2019, apresentadas no Anexo III.

Para as análises de vazões a distribuição de frequência selecionada foi a Log-Normal, com os parâmetros calculados pelo método dos momentos-L e também apresentados no Anexo III, sendo não rejeitada pelo teste de aderência com nível de significância de 0,05. As duas distribuições candidatas não foram rejeitadas pelo teste de aderência. A distribuição Log-Normal foi selecionada por apresentar melhor ajuste e baixo desvio padrão dos resíduos entre a distribuição empírica e a teórica.

A inversa da distribuição Log-Normal é a seguinte:

$$x_T = EXP(\mu + \sigma \cdot Z_{(1-1/T)}) \quad (01)$$

Onde:

T é o tempo de retorno (anos).

x_T é o quantil associado a tempo de retorno, T .

$Z_{(1-1/T)}$ é o valor da variável normal padrão associada a probabilidade $(1 - 1/T)$. Pode ser obtida em tabelas ou empregando métodos numéricos para inverter $\Phi(x)$ apresentada no Anexo II.

μ é o parâmetro de posição (igual a 9,1274).

σ é o parâmetro de escala (igual a 0,2054).

A equação 01 é válida para tempos de retorno de 1,01 até 100 anos, para as séries de vazões. A Tabela 01 apresenta as vazões associadas a diferentes tempos de retorno calculadas com a equação 01.

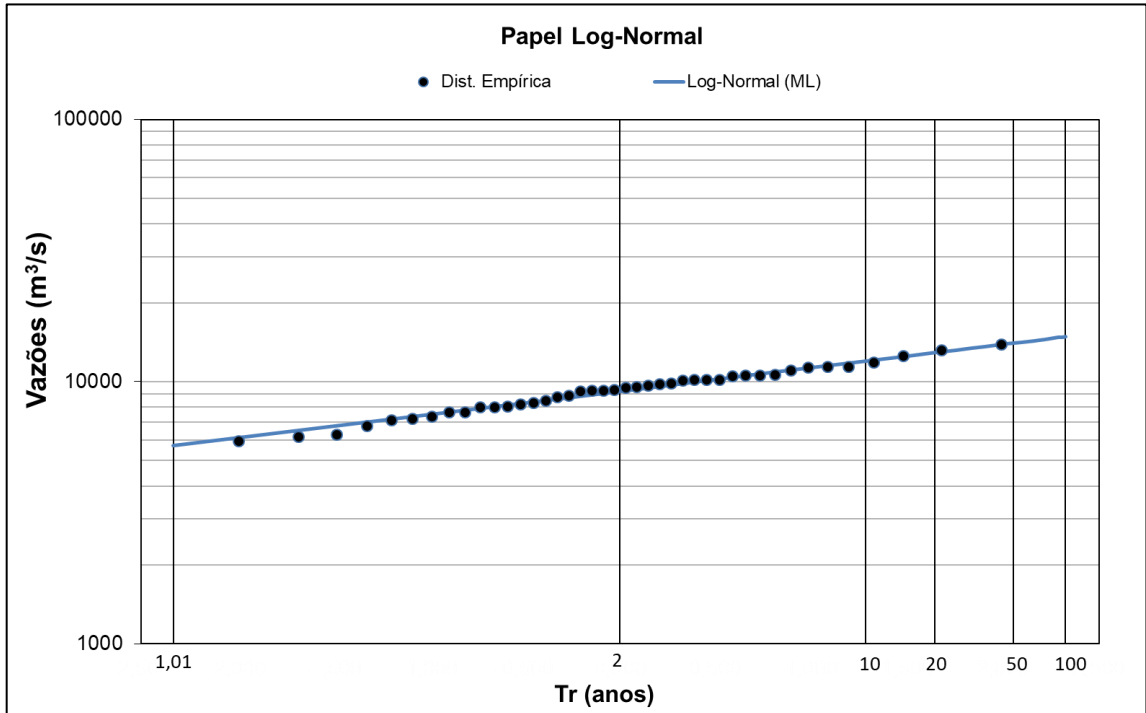
A Figura 05 apresenta o gráfico com as distribuições empírica e teórica ajustada para as séries de vazões.

Tabela 01 – Vazões em m³/s, associadas a diferentes tempos de retorno

	Tempo de Retorno, T (anos)												
	2	5	10	15	20	25	30	40	50	60	75	90	100
Vazão (m ³ /s)	9204	10942	11977	12529	12905	13189	13416	13768	14036	14252	14513	14723	14844

Fonte: Elaborada pela DHT/SUREG-GO

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



Fonte: Elaborada pela DHT/SUREG-GO

4 – EXEMPLOS DE APLICAÇÃO

- a) Qual é o tempo de retorno da vazão associada à cota de inundação em Boa Sorte, código 18460000?

Resp: Inicialmente, será necessário calcular a vazão associada à cota de inundação, que é 950 cm, considerando a curva-chave mais recente, utilizando a equação apresentada no Anexo III.

Sendo os parâmetros $a = 258,5$, $h_0 = 2,02$ m e $n = 1,779$, temos para uma curva do tipo potencial:

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

$$Q(950 \text{ cm}) = 258,5 \left(\frac{950}{100} - 2,02 \right)^{1,779}$$

$$Q(950 \text{ cm}) = 9271 \text{ m}^3/\text{s}$$

Para se calcular o tempo de retorno será necessário estimar a variável Normal Padrão da equação 01. Dessa forma temos:

$$Z_{(1-1/T)} = \frac{(\ln(x_T) - \mu)}{\sigma} \quad (02)$$

Com a vazão calculada de 9271 m³/s, o parâmetro de posição $\mu = 9,1274$ e o parâmetro de escala $\sigma = 0,2054$, substituindo os valores na equação 02 temos:

$$Z_{(1-1/T)} = \frac{(\ln(x_T) - \mu)}{\sigma} = \frac{(\ln(9271) - 9,1274)}{0,2054} = 0,0351$$

Levando o valor 0,0351 em uma tabela de inversa da distribuição Normal Padrão ou executando a função DIST.NORMP.N do Excel obtém-se: $P(Z \leq 0,0351) = 0,5140$.

O tempo de retorno será:

$$T = \frac{1}{1 - P(Z \leq z)} = \frac{1}{1 - 0,5140} = 2,06 \text{ anos}$$

Portanto, o tempo de retorno de 2,06 anos corresponde à probabilidade de 48,6% da vazão 9271,10 m³/s (associada à cota de inundação 950 cm) ser igualada ou superada em um ano qualquer, ou

$$P(x_T \geq 9271,10 \text{ m}^3/\text{s}) = \frac{1}{T} 100 = \frac{1}{2,06} 100 = 48,60 \%$$

b) No dia 03/04/2004 o Rio Xingu em Boa Sorte alcançou a cota de 1140 cm, máxima da série. Qual é o tempo de retorno da vazão associada esta cota?

Resp: novamente, será necessário calcular a vazão associada à cota de máxima 1140 cm, considerando a curva-chave mais recente, utilizando a equação apresentada no Anexo III.

Sendo os mesmos parâmetros $a = 258,5$, $h_0 = 2,02 \text{ m}$ e $n = 1,779$, temos uma vazão igual a: $Q(1140 \text{ cm}) = 13.868 \text{ m}^3/\text{s}$

Utilizando a equação 02 para estimar a variável Normal Padrão, com os mesmos parâmetros $\mu = 9,1274$ e $\sigma = 0,2054$, temos: $Z_{(1-1/T)} = 1,9952$.

Como feito no primeiro exemplo, temos que $P(Z \leq 1,9952) = 0,977$. E o tempo de retorno será de 43,46 anos, correspondendo à probabilidade de 2,30 % da vazão $13.868 \text{ m}^3/\text{s}$ (associada à cota máxima 1140 cm) ser igualada ou superada em um ano qualquer.

5 – REFERÊNCIAS

AGÊNCIA NACIONAL DE ÁGUAS – ANA (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. **The Annals of Mathematical Statistics**, v. 18, n. 1, p. 50-60, mar., 1947. DOI: <http://dx.doi.org/10.1214/aoms/1177730491>. Acesso em: 02 jun. 2022.

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**, Durham, v. 14, n. 4, p.378-388, 1943. DOI: <https://doi.org/10.1214/aoms/1177731358>. Acesso em: 02 jun. 2022.

ANEXO I
Ficha Descritiva
Estação Fluviométrica de Boa Sorte, código 18460000

FICHA DESCRITIVA DE ESTAÇÃO NO CURSO DA ÁGUA

ESTAÇÃO: Boa Sorte		TIPO: FDQT	CÓDIGO: 18460000	
REGIÃO HIDROGRÁFICA: Amazônica		BACIA: Rio Amazonas		
RIO: Xingu		UF: PA	MUNICÍPIO: São Félix do Xingu	
ENTIDADE COORDENADORA: ANA		ENTIDADE OPERADORA: COHIDRO/RJ		
ÁREA DE DRENAGEM (km²): 206.863,00		DRENAGEM GERAL: Rio Amazonas		
LAT.: - 06° 45' 43,2"	LONG.: - 51° 59' 42,7"	INST.: GPS	DATUM: SAD 69	
ALT. (m):	INST.:	DATUM:	REF.CART.:	
FOLHA:	ESCALA:		ANO:	
ESTAÇÃO	TIPO	DATA DA INSTALAÇÃO	DATA DA EXTIÇÃO	ENTIDADE OPERADORA
FLUVIOMÉTRICA	F	20/01/1977		COHIDRO
FLUVIOGRÁFICA	FR			
SEDIMENTOMÉTRICA	S			
QUALIDADE DAS ÁGUAS	Q			
ESTAÇÃO TELEMÉTRICA:		<input checked="" type="checkbox"/> SIM <input type="checkbox"/> NÃO		DATA DA INSTALAÇÃO: 01/12/2004
LOCALIZAÇÃO: Na margem esquerda do rio Xingu, a 15 km à montante da cidade de São Félix do Xingu.				
ACESSIBILIDADE: De São Félix do Xingu, por via fluvial, aproximadamente 1 hora de viagem.				
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: 5/6, 6/7, 7/8, 8/9 e 9/10 m.				
RRNN: RN2 = 10,521 m. Cota arbitrária, calota de alumínio chumbada ao centro de um bloco de concreto, próximo as réguas.				
RN3 = 8,861 m. Cota arbitrária, calota de alumínio chumbada ao centro de um bloco de concreto, próximo as réguas.				
SEÇÃO MEDIDORA: A 400 m a jusante da seção de réguas.				
PROCESSOS DE MEDIÇÃO DE DESCARGA: Medição Acústica. Seção definida por duas estacas de madeira PI na margem esquerda e PF na direita.				
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: 06/09/2022

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, após um curso de 2.266 km de extensão. Afluentes principais rios Iriri, margem esquerda e Fresco, pela margem direita.

POSIÇÃO EM RELAÇÃO À REDE:
MONTANTE:
JUSANTE:
CARACTERÍSTICA DO TRECHO: Reto, com presença de corredeiras (período de cotas médias e baixas)

À montante e a jusante

REGIME:
CONFORMAÇÃO:
FUNDO:
 PERENE INTERMITENTE RETILÍNIO ANASTOMOSADO REGULAR IRREGULAR

 EFÊMERO CURVO MEANDRANTE ENCACHOEIRADO

NATUREZA E INCLINAÇÃO DAS MARGENS:
NATUREZA:
INCLINAÇÃO:

ME: Argilo-arenosa

ME: Média

MD: Argilo-arenosa

MD: Média

NATUREZA DO LEITO: Argilo-arenoso e rochoso

CONTROLE: Canal Natural

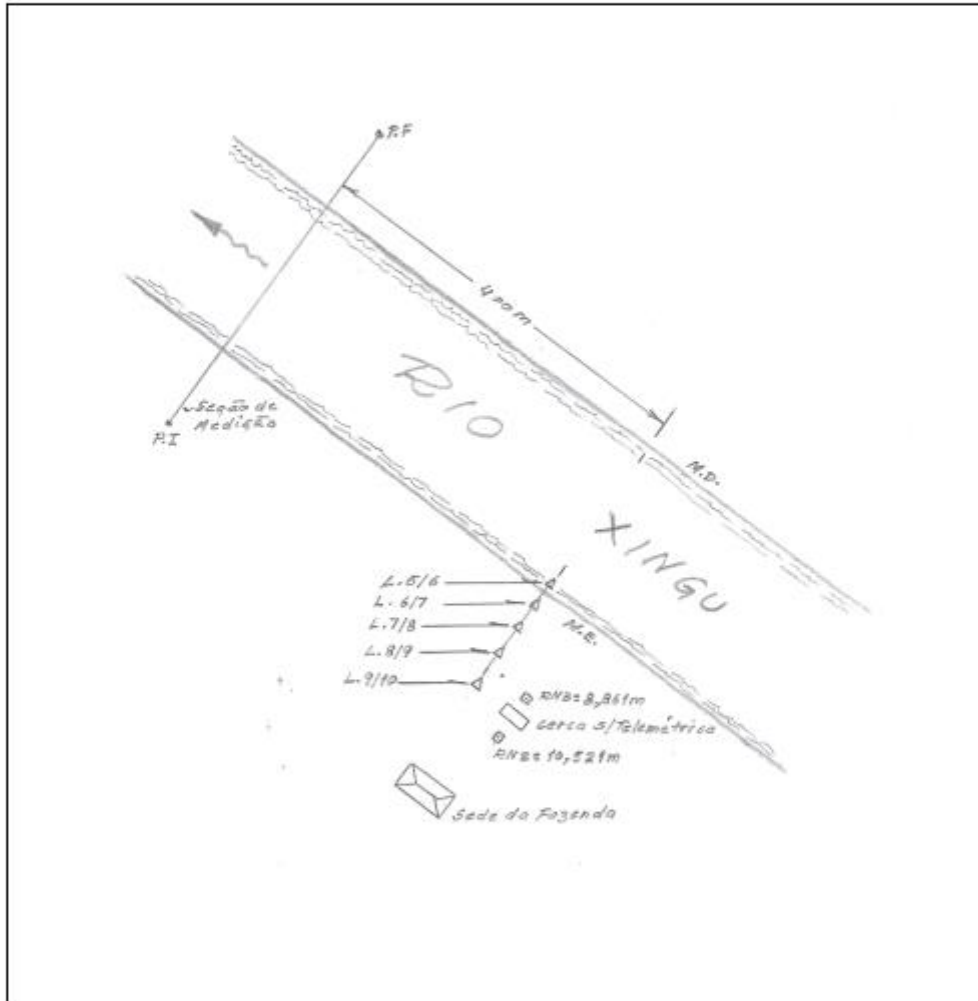
LOCALIZAÇÃO:
DISTÂNCIA (m):
COTA DE TRANSBORDAMENTO (cm): MARGEM DIREITA MARGEM ESQUERDA

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: A estação encontra-se sem Telemetria.

REVISADA EM: 06/09/2022

CROQUI DE SITUAÇÃO

RIO XINGU	EM BOA SORTE	CÓDIGO 18460000	TIPO FDQT
REGIÃO HIDROGRÁFICA AMAZÔNICA		DATA 13/12/2013	



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

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

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

$$\hat{\mu} = \lambda_1$$

$$\hat{\sigma} = \lambda_2\sqrt{\pi}$$

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 $\beta = \frac{\sigma \cdot \gamma}{2}$. 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 $\beta = \left|\frac{\sigma \cdot \gamma}{2}\right|$. 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:

$$x(T) = \mu + \sigma \cdot Z_T$$

onde τ é o tempo de retorno e Z_T 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-chave

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	1976	1977	07/03/1977	17:00	879	87	879	
2	1977	1978	13/03/1978	17:00	1030	10	1030	
3	1978	1979	04/03/1979	07:00	998	99	988	
4	1979	1980	03/03/1980		1113*			*Dado estimado
5	1980	1981	12/04/1981		902*			*Dado estimado
6	1981	1982	01/03/1982		1085*			*Dado estimado
7	1982	1983	05/04/1983		953			Sem informações sobre a hora
8	1983	1984	18/04/1984		863			Sem informações sobre a hora
9	1984	1985	18/04/1985		931			Sem informações sobre a hora
10	1985	1986	15/03/1986		889			Sem informações sobre a hora
11	1986	1987	14/03/1987		844			Sem informações sobre a hora
12	1987	1988	03/04/1988		932			Sem informações sobre a hora
13	1988	1989	02/04/1989		815*			*Dado estimado
14	1989	1990	11/03/1990		1053*			*Dado estimado
15	1990	1991	03/04/1991		1016*			*Dado estimado
16	1991	1992	22/02/1992	17:00	962	96	962	
17	1992	1993	01/03/1993	07:00	972	97	971	
18	1993	1994	13/03/1994	07:00	928	92	928	
19	1994	1995	24/04/1995	07:00	929	92	929	
20	1995	1996	26/04/1996	17:00	820	81	820	
21	1996	1997	08/04/1997	07:00	994	99	994	
22	1997	1998	30/03/1998		757			Sem informações sobre a hora
23	1998	1999	23/03/1999		743			Sem informações sobre a hora
24	1999	2000	22/03/2000		947			Sem informações sobre a hora
25	2000	2001	25/03/2001		873*			*Dado estimado
26	2001	2002	24/01/2002		765*			*Dado estimado
27	2003	2004	03/04/2004		1140*			
28	2004	2005	25/03/2005		991			Sem informações sobre a hora
29	2005	2006	12/04/2006		944	94	944	
30	2006	2007	27/02/2007	17:00	976	97	976	
31	2007	2008	03/04/2008	07:00	976	97	974	
32	2008	2009	08/05/2009	07:00	862	86	862	
33	2009	2010	14/04/2010	07:00	866	86	866	
34	2010	2011	14/03/2011	17:00	1038	10	1038	
35	2011	2012	04/02/2012	07:00	976	97	976	
36	2012	2013	20/04/2013		910*			*Dado estimado
37	2013	2014	09/03/2014	07:00	994	99	994	
38	2014	2015	01/04/2015	17:00	960	95	960	
39	2015	2016	27/03/2016	17:00	843	84	843	
40	2016	2017	24/02/2017	07:00	1044	10	1044	
41	2017	2018	17/04/2018		860*			*Dado estimado
42	2018	2019	19/04/2019	07:00	826	82	826	

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

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	933,4	93,2	1140,0	743,0	397,0	0,0	938
Ln(x)	6,83	0,10	7,04	6,61	0,43	-0,24	6,84

	1º Quartil cm	3º Quartil cm	AIQ cm
x	863,75	993,25	129,5
Ln(x)	6,76	6,90	0,14

Momentos-L e Razões-L

l_1	l_2	L-CV	L-SKEW	L-KURT
933,3819	53,4023	0,0572	-0,0075	0,1221

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	1976	1977	07/03/1977	8307	
2	1977	1978	13/03/1978	11330	
3	1978	1979	04/03/1979	10653	
4	1979	1980	03/03/1980	13243*	*Dado estimado
5	1980	1981	12/04/1981	8733*	*Dado estimado
6	1981	1982	01/03/1982	12593*	*Dado estimado
7	1982	1983	05/04/1983	9704	
8	1983	1984	18/04/1984	8014	
9	1984	1985	18/04/1985	9281	
10	1985	1986	15/03/1986	8491	
11	1986	1987	14/03/1987	7671	
12	1987	1988	03/04/1988	9300	
13	1988	1989	02/04/1989	7157*	*Dado estimado
14	1989	1990	11/03/1990	11865*	*Dado estimado
15	1990	1991	03/04/1991	11045*	*Dado estimado
16	1991	1992	22/02/1992	9866	
17	1992	1993	01/03/1993	10098	
18	1993	1994	13/03/1994	9224	
19	1994	1995	24/04/1995	9243	
20	1995	1996	26/04/1996	7245	
21	1996	1997	08/04/1997	10567	
22	1997	1998	30/03/1998	6165	
23	1998	1999	23/03/1999	5933	
24	1999	2000	22/03/2000	9588	
25	2000	2001	25/03/2001	8197	
26	2001	2002	24/01/2002	6299	
27	2003	2004	03/04/2004	13881*	*Dado estimado
28	2004	2005	25/03/2005	10503	
29	2005	2006	12/04/2006	9530	
30	2006	2007	27/02/2007	10161	
31	2007	2008	03/04/2008	10161	
32	2008	2009	08/05/2009	7996	
33	2009	2010	14/04/2010	8069	
34	2010	2011	14/03/2011	11441	
35	2011	2012	04/02/2012	10182	
36	2012	2013	20/04/2013	8883*	*Dado estimado
37	2013	2014	09/03/2014	10567	
38	2014	2015	01/04/2015	9803	
39	2015	2016	27/03/2016	7653	
40	2016	2017	24/02/2017	11445	
41	2017	2018	17/02/2018	7381*	*Dado estimado
42	2018	2019	19/04/2019	6798	

Estatísticas da série de Vazões Máximas por ano hidrológico (01/Out a 30/Set)

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)	1º Quartil (m ³ /s)	3º Quartil (m ³ /s)	AIQ (m ³ /s)
X	9387	1866	13881	5933	7948	0	9415	8028	10551	2523
Ln (X)	9,1	0,2	9,5	8,7	0,8	-0,2	9,15	8,99	9,26	0,27

Momentos-L e Razões-L

l_1	l_2	L-CV	L-SKEW	L-KURT
9387,2862	1067,3614	0,1137	0,0330	0,1254

Função Acumulada de Probabilidade Log-Normal para Máximos (μ e σ são parâmetros da distribuição de Log-Normal e T é o tempo de retorno em anos)

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

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

Como a inversa da função acumulada não possui forma analítica, estima-se a variável Normal Padrão Z, em seguida obtém-se o tempo de retorno T:

$$Z_{(1-1/T)} = \frac{(\ln(x_T)-\mu)}{\sigma}$$

$$T = \frac{1}{1-P(Z \leq z)}$$

Sendo para a série de vazões os parâmetros:

Distribuição	Posição (μ)	Escala (σ)
Log-Normal (ML)	9,1274	0,2054

Curva-chave do tipo potencial:

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

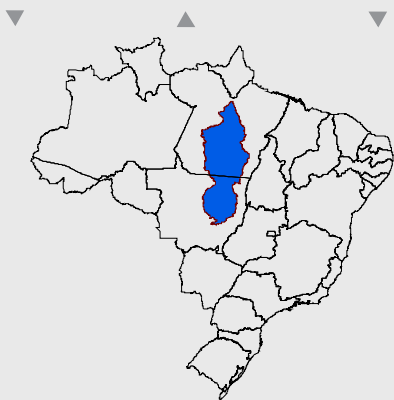
(AIII-01)

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	Mín.	Max.
Equação	01/01/1977 a 31/12/2014	890	2,62	1,200	300	700
		490,822	2,08	1,486	700	957
		386,9975	2,07	1,603	957	1150
Equação	01/01/1977 a 29/03/2016	890	2,62	1,200	300	700
		490,822	2,08	1,486	700	957
		386,997	2,07	1,603	957	1150
Equação	30/03/2016 a 31/12/2022	900,8561	2,70	1,178	330	843
		258,5057	2,02	1,779	843	1150



Projeto de regionalização de vazões nas bacias hidrográficas brasileiras

Análise de Frequência de 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