



UNIVERSIDADE TECNÓLOGICA FEDERAL DO PARANÁ
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA AMBIENTAL
MULTICAMPI APUCARANA E LONDRINA

LUIZA TEODORO LEITE

EVENTOS EXTREMOS DE PRECIPITAÇÃO EM LONDRINA (PR): UMA
ANÁLISE MULTIDISCIPLINAR

LONDRINA

2022

LUIZA TEODORO LEITE

**EVENTOS EXTREMOS DE PRECIPITAÇÃO EM LONDRINA (PR): UMA
ANÁLISE MULTIDISCIPLINAR**

**EXTREME PRECIPITATION EVENTS IN LONDRINA (PR): A
MULTIDISCIPLINARY ANALYSIS**

Dissertação apresentado ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia Ambiental da Universidade Tecnológica Federal do Paraná, como requisito à obtenção do título de Mestre em Engenharia Ambiental – MultiCampi Apucarana e Londrina.

Área de Concentração: Engenharia Ambiental

Linha de Pesquisa: Poluição Atmosférica

Orientador: Prof. Dr. Jorge Alberto Martins

Coorientadora: Dra. Ana Carolina Freitas Xavier

LONDRINA

2022



[4.0 Internacional](https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/)

Esta licença permite remixe, adaptação e criação a partir do trabalho, para fins não comerciais, desde que sejam atribuídos créditos ao(s) autor(es) e que licenciem as novas criações sob termos idênticos. Conteúdos elaborados por terceiros, citados e referenciados nesta obra não são cobertos pela licença.



Ministério da Educação
Universidade Tecnológica Federal do Paraná
Campus Londrina



LUIZA TEODORO LEITE

EVENTOS EXTREMOS DE PRECIPITAÇÃO EM LONDRINA (PR): UMA ANALISE MULTIDISCIPLINAR

Trabalho de pesquisa de mestrado apresentado como requisito para obtenção do título de Mestra Em Engenharia Ambiental da Universidade Tecnológica Federal do Paraná (UTFPR). Área de concentração: Engenharia Ambiental.

Data de aprovação: 24 de Agosto de 2022

Dr. Marcos Vinicius Bueno De Moraes, Doutorado - Universidad Catolica Del Maule

Dr. Ricardo Hallak, Doutorado - Universidade de São Paulo

Thiago Gentil Ramires, - Universidade Tecnológica Federal do Paraná

Documento gerado pelo Sistema Acadêmico da UTFPR a partir dos dados da Ata de Defesa em 25/08/2022.

AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar quero agradecer a Deus. Por estar presente mesmo nos momentos mais difíceis e por ter me proporcionado chegar até aqui. A minha família por toda paciência e auxílio nos momentos que sempre precisei contribuindo para que eu pudesse ter um caminho mais prazerosos durante todos estes anos.

A minha irmã Paola, por corrigir os meus textos, mesmo utilizando palavras como “perquerida”, mas principalmente por saber que posso contar com ela sempre que precisar. Ao meu parceiro Gustavo, por toda paciência e compreensão da ausência em todos os momentos, cuidando de mim e sendo meu porto seguro.

Aos meus educadores em especial ao Prof. Dr. Jorge Alberto Martins por ter aceitado este desafio de me orientar, obrigada por sua prontidão e paciência. A Dr. Ana Carolina Freitas Xavier por aceitar me coorientar e por todo auxílio. A todos os membros da banca que aceitaram realizar a correção deste trabalho.

Ao meu amigo Sameh Adib Abou Rafee que prontamente me forneceu os dados de precipitação, me ajudou com as análises e sempre esteve pronto a ajudar. Ao prof. Dr. Thiago Gentil Ramires, por ter me apresentado o R, por toda paciência e prontidão em me auxiliar nas análises. Aos meus amigos dos “ferrados no igapó”, Audrey, Adriano, Pamela, Priscila e Ronaldo por alegrarem minhas noites após literalmente estarmos ferrados e, ainda assim fazerem as coisas se tornarem leves, eu sou fã de vocês. A todos que contribuíram de alguma forma para que este trabalho acontecesse, tenho certeza de que, cada um sabe o tanto que me ajudaram, novamente o meu muito obrigada, serei eternamente grata.

A Universidade Tecnológica Federal do Paraná pela oportunidade de me tornar uma pessoa e profissional melhor. Deixo o meu muito obrigada.

EPÍGRAFE

“Tenho a impressão de ter sido uma criança brincando à beira-mar, divertindo-me em descobrir uma pedrinha mais lisa ou uma concha mais bonita que as outras, enquanto o imenso oceano da verdade continua misterioso diante de meus olhos”
(Isaac Newton)

RESUMO

LEITE, L.T. **Eventos extremos de precipitação em Londrina (PR): Uma análise multidisciplinar**. Orientador: Prof. Dr. Jorge Alberto Martins. 2022. 94f. Dissertação de Mestrado (Mestrado em Engenharia Ambiental) – Programa de Pós-graduação em Engenharia Ambiental – MultiCampi Apucarana e Londrina - Universidade Tecnológica Federal do Paraná. Londrina, 2022.

A possibilidade de aumento na ocorrência de eventos extremos de precipitação tem preocupado cientistas e gestores em todo mundo. A adaptação e a mitigação dos impactos inerentes a esses extremos passam pela rigorosa análise estatística da intensidade e frequência de suas ocorrências. Neste contexto, a presente pesquisa buscou identificar tendências para eventos extremos de precipitação nas proximidades do Ribeirão Cambé, na cidade de Londrina - Paraná. Há uma única estação pluviométrica disponível na região da bacia, a qual apresentou 41 anos de dados completos sem falhas. O maior valor dentre os totais anuais de precipitação ocorreu no ano de 2015 (2449 mm). O mês com maior valor de média de precipitação diária foi em janeiro (58,05 mm), enquanto o mês com a menor média foi agosto (21,35 mm). Os três maiores valores de outliers foram observados em janeiro de 2016 com uma precipitação diária de 223,6 mm, em junho de 2012 (200,5 mm) e em junho de 1997 (161,0 mm). Para a análise de tendência anual foram aplicados os testes de Mann Kendall e Pettitt. Observou-se decréscimo para todos os índices utilizados que analisaram extremos de precipitação, a um nível de significância de 95%. No que se refere às análises de tendências de precipitações mensais, poucos índices apresentaram tendências significativas estatisticamente. Para a análise da GEV, foi verificado que se espera que ocorra uma vez a cada 20 anos um dia em que a precipitação seja de 200 mm a um nível de significância de 95%. A equação Intensidade Duração e Frequência – IDF, foi criada a partir da distribuição de máximo de Gumbel e o Método de Desagregação da CETESB (1986). O coeficiente de determinação (R^2), obtido pela relação entre as intensidades de precipitação observadas e estimadas pela equação IDF, foi de 0,9981, permitindo sua utilização em localidades onde não há disponibilidade de registros pluviográficos. Diversos estudos indicam aumento na precipitação extrema em todo território nacional. Diante deste cenário e considerando a ausência de planejamento do uso e ocupação do solo, é esperado que eventos extremos de precipitação causem sérios danos ao ambiente urbano, como alagamentos mais intensos e frequentes, além dos riscos sociais, ambientais e econômicos. Por fim, são indispensáveis a prevenção e o controle de impactos de eventos de precipitação extrema a partir dos sistemas de infraestrutura hídrica.

PALAVRAS-CHAVE: Precipitações extremas; Intensidade; Período de retorno.

ABSTRACT

LEITE, L.T. **Extreme precipitation events in Londrina (PR): a multidisciplinary analysis**. Supervisor: Prof. Dr. Jorge Alberto Martins. 2022. 94f. Master dissertation (Mestrado em Engenharia Ambiental) – Programa de Pós-graduação em Engenharia Ambiental – MultiCampi Apucarana e Londrina - Universidade Tecnológica Federal do Paraná. Londrina, 2022.

The possibility of an increase in the occurrence of extreme precipitation events has worried scientists and managers around the world. The adaptation and mitigation of the impacts inherent to these extremes go through a rigorous statistical analysis of the intensity and frequency of their occurrences. In this context, the present research sought to identify trends for extreme precipitation events in the vicinity of Ribeirão Cambé, in the city of Londrina - Paraná. There is only one rainfall station available in the basin region, which presented 41 years of complete data without failures. The highest value among the annual precipitation totals occurred in 2015 (2449 mm). The month with the highest average daily rainfall was January (58.05 mm), while the month with the lowest average was August (21.35 mm). The three highest values of outliers were observed in January 2016 with a daily rainfall of 223.6 mm, in June 2012 (200.5 mm) and in June 1997 (161.0 mm). For the annual trend analysis, the Mann Kendall and Pettit tests were applied. A decrease was observed for all indices used that analyzed precipitation extremes, at a significance level of 95%. With regard to the analysis of monthly rainfall trends, few indices showed statistically significant trends. For the analysis of the GEV, it was verified that it is expected that once every 20 years a day occurs when the precipitation is 200 mm at a significance level of 95%. The equation Intensity Duration and Frequency – IDF, was created from the Gumbel maximum distribution and the Disaggregation Method of CETESB (1986). The coefficient of determination (R^2), obtained by the relationship between the observed and estimated rainfall intensities by the IDF equation, was 0.9981, allowing its use in locations where there is no availability of rainfall records. Several studies indicate an increase in extreme precipitation throughout the national territory. Given this scenario and considering the lack of planning for land use and occupation, extreme precipitation events are expected to cause serious damage to the urban environment, such as more intense and frequent flooding, in addition to social, environmental and economic risks. Finally, it is essential to prevent and control the impacts of extreme precipitation events from water infrastructure systems.

KEYWORDS: Extreme Precipitation; Intensity; Return Time.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1-Prolongamento da Avenida Higienópolis no Trecho próximo ao Lago.....	14
Figura 2 - Vista Panorâmica do Lago Igapó em 1960	14
Figura 3 - Ilustração das abordagens para o estudo de eventos extremos - Blocos de Máximos Anuais (a) e Picos Acima de um Limiar (b).....	23
Figura 4 - Exemplos de curvas de distribuição da função GEV para diferentes valores do parâmetro de forma ξ	26
Figura 5 - Mapa da localização da microbacia hidrográfica do Ribeirão Cambé.....	31
Figura 6 - Mapa da localização da distribuição das estações pluviométricas próximas a bacia hidrográfica do Ribeirão Cambé e seus respectivos responsáveis técnicos.....	33
Figura 7 - Esquema de distribuição de valores do gráfico de <i>boxplot</i>	34
Figura 8 - Diagrama de avaliação da disponibilidade temporal de dados de precipitação das estações próximas ao Ribeirão Cambé.	47
Figura 9 – Precipitação total anual para a estação 2351003	48
Figura 10 – Gráfico de precipitação diária por ano para a estação 2351003	49
Figura 11 - Precipitações sazonais para a estação 2351003	50
Figura 12 - Precipitações diárias anual para cada um dos meses para a estação 2351003	51
Figura 13 - Período de retorno anual da precipitação diária a partir da GEV	59
Figura 14 - Período de retorno anual da precipitação de cinco dias acumulados a partir da GEV	60
Figura 15 - Curvas IDF para o município de Londrina - PR, considerando as durações de 5, 10, 15, 20, 25, 30 e 60 e os tempos de retorno de 2, 5, 10, 15, 20, 50 e 100 anos	66
Figura 16 - Chuvas IDF para o município de Londrina - PR, considerando as durações de 360, 480, 600, 720 e 1440 minutos e os tempos de retorno de 2, 5, 10, 15, 20, 25, 50 e 100 anos	67
Figura 17 - Intensidades de chuva observadas versus chuvas estimadas pela equação IDF para o município de Londrina - PR.....	68

LISTA DE TABELAS

Tabela 1- Crescimento da população urbana na cidade de Londrina	13
Tabela 2- Notícias sobre precipitações intensas que causaram desastres em Londrina (Apêndice 1).....	83
Tabela 3- Índices relacionados a extremos de precipitação aplicados no presente estudo	35
Tabela 4 - Coeficientes de desagregação de chuva de 24h utilizando o método das relações de durações.....	42
Tabela 5 - Valores mínimos de precipitação adotados.....	43
Tabela 6 - Análise de tendência para os índices de precipitação realizada pelos testes de Mann-Kendall e Pettitt, considerando o nível de significância de 5%.....	51
Tabela 7 - Análise de tendência para os índices de precipitação (CDD/ CDW/ Rx1day/ Rx5day/ Máxima/ Media) realizada para todos os meses pelo teste de Mann-Kendall, considerando o nível de significância de 95%* e 90%**	55
Tabela 8 - Análise de tendência para os índices de precipitação (R95P/ R99p/PRCPTOT/ R10mm? R20mm) realizada para todos os meses pelo teste de Mann-Kendall, considerando o nível de significância de 95%* e 90%**	56
Tabela 9 - Estimativa da precipitação diárias máxima anual pela distribuição estatística de Gumbel, realizada para cada tempo de recorrência	61
Tabela 10- Valores de desagregação da chuva (mm) em tempos menores que 1 dia	65

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ETCCDMI	<i>Expert Team on Climate Change Detection Monitoring and Indices</i>
GEV	<i>Generalized Extreme Value</i>
GMLE	<i>Generalized Maximum-Likelihood Estimators</i>
IAPAR	Instituto Agronômico do Paraná
IDF	<i>Intensidade Duração e Frequência</i>
KS	Kolmogorov Smirnov
MK	Mann Kendall
NBS	<i>Nature Based Solution</i>
POT	<i>Peak Over Threshold</i>
RHN	Rede Hidrometeorológica Nacional
WMO	<i>World Meteorological Organization</i>

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	10
2 OBJETIVOS	12
2.1 OBJETIVOS ESPECÍFICOS	12
3 REFERENCIAL TEÓRICO	12
3.1 EXPANSÃO URBANA DA CIDADE DE LONDRINA E CRIAÇÃO DO LAGO IGAPÓ 12	
3.2 ESTIMATIVA DE TENDÊNCIA EM SÉRIES TEMPORAIS	16
3.3 EVENTOS EXTREMOS DE PRECIPITAÇÃO E SEUS IMPACTOS	18
3.4 TEORIA DE VALORES EXTREMOS	21
3.5 CURVA IDF – INTENSIDADE-DURAÇÃO E FREQUÊNCIA	28
4 MATERIAIS E MÉTODOS	31
4.1 ASPECTO GERAIS DA MICROBACIA HIDROGRAFICA	31
4.2 BASE DE DADOS	32
4.3 ANÁLISE ESTATÍSTICA	33
4.4 ÍNDICES DE EXTREMOS DE PRECIPITAÇÃO	34
4.5 ANÁLISE DE TENDÊNCIA	38
4.5.1 Teste de Mann-Kendall	38
4.5.2 Teste de Pettitt	39
4.6 ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE - TESTE KPSS	40
4.7 ANÁLISE DE VALORES EXTREMOS	41
4.8 TESTE DE ADERÊNCIA – KOLMOGOROV - SMIRNOV	41
4.9 DETERMINAÇÃO DA EQUAÇÃO IDF – DESAGREGAÇÃO DA CHUVA	42
5 RESULTADOS E DISCUSSÃO	46
5.1 DISPONIBILIDADE TEMPORAL DAS SÉRIES DE PRECIPITAÇÃO	46
5.2 VARIABILIDADE PLUVIOMÉTRICA	48
5.3 ANÁLISE DE TENDÊNCIA DE PRECIPITAÇÃO	51
5.4 APLICAÇÃO DA GEV PARA AS PRECIPITAÇÕES EXTREMAS ANUAIS	58
5.5 EQUAÇÃO IDF	60
6 CONCLUSÕES	69
REFERÊNCIAS	71
ANEXO	88

1 INTRODUÇÃO

Eventos de precipitação extrema são normalmente definidos como aquelas precipitações diárias observadas em qualquer ponto da área analisada que é maior do que os limites de 95%, 99% ou 99,9% dos casos observados na região (COLES, 2001; SENA, 2016). Eventos de precipitação extrema geralmente levam à inundações de rios, alagamentos de vias e deslizamentos de solos, causando perdas de vidas, danos materiais e problemas sociais e econômicos (AGHAKOUCHAK *et al.*, 2011; BOCHEVA *et al.*, 2009; MODRICKA; GEORGAKAKOS, 2015).

Em relação aos valores de precipitação extrema, algumas mudanças têm sido observadas em vários lugares do planeta (BOCHEVA *et al.*, 2009; GUAN, *et al.*, 2016; HERRING *et al.*, 2021; SILVA DIAS *et al.*, 2013; ZHANG *et al.*, 2014; ZHAO *et al.*, 2012). No Brasil, por exemplo, diversos estudos têm descrito o comportamento desses eventos de precipitação extrema, com a detecção de tendências crescentes e decrescentes de chuvas (ASSIS; LACERDA; SOBRAL, 2012; HAYLOCK; GOODESS, 2006; ZILLI *et al.*, 2017). Nos estudos de Pedron *et al.*, 2017 e Silva Dias *et al.*, 2013, foram detectadas tendências crescentes de precipitação extrema acumulada para as cidades de Curitiba e de São Paulo nas últimas décadas.

Esses eventos de precipitação extrema têm levantado preocupações do público, dos governos e das comunidades acadêmicas sobre os impactos adversos que tendem a provocar na sociedade e no meio ambiente (LI; HU, 2019). A urbanização em larga escala destaca a vulnerabilidade da população e sugere uma exposição crescente a desastres ambientais e sociais (CARRIÓ *et al.*, 2010; SHEPHERD *et al.*, 2006). A possibilidade de minimizar os impactos negativos provenientes de eventos extremos é importante para o planejamento urbano (CONTI, 2011; OLIVEIRA, *et al.*, 2020).

Para isso, são necessárias abordagens que envolvam estudos apropriados e um adequado dimensionamento. Uma dessas abordagens é a distribuição Generalizada de eventos extremos (GEV, do inglês Generalized Extreme Value), que utiliza o emprego de teorias mais específicas para o tratamento de valores extremos de uma série de dados. Outra abordagem utilizada, especificamente para o dimensionamento de obras hidráulicas, é a

caracterização de vazão de cheia, que relaciona parâmetros e é possível a determinação da equação IDF (Intensidade Duração e Frequência).

No caso particular deste trabalho, que envolve a área do Lago Igapó, trata-se de informação fundamental para a elaboração de projetos de intervenção que tenham como referência a instalação de estratégias, as mesmas que vem sendo aplicadas na Europa, denominadas de soluções baseadas na natureza (NBS – do inglês *Nature Based Solutions*), que consiste numa série de práticas com o objetivo de restaurar ecossistemas degradados, mitigar seus impactos e trazer benefícios econômicos, sociais e ambientais (CALFAPIETRA; CHERUBINI, 2019; CALFAPIETRA; CHERUBINI, 2019; FRANTZESKAKI, 2019; LAUGHLIN, 2014; MCHALE; MCPHERSON; BURKE, 2007; NEL *et al.*, 2014; TEMMERMAN *et al.*, 2013.).Essas práticas procuram atenuar os problemas da urbanização, por meio da infiltração das águas precipitadas, procurando reproduzir as características originais da área sem prejudicar a funcionalidade da região (NIQUINI *et al.*, 2019). Portanto, é natural, que os eventos extremos sejam foco de atenção, pois são justamente nas condições de eventos intensos de precipitação que os problemas aparecem e as soluções são colocadas à prova.

Sendo assim, este trabalho foi desenvolvido em parceria com um grupo de seis discentes de mestrado do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Ambiental da UTFPR, tendo como objetivo o desenvolvimento de um quadro integrado de NBS para a restauração dos recursos hídricos urbanos associados à bacia hidrográfica do Ribeirão Cambé, na cidade de Londrina. A proposta de trabalho terá como base os seguintes eixos temáticos para o desenvolvimento das metodologias: uso e ocupação do solo, análise da qualidade da água, análise de sólidos suspensos através do uso de VANT, hidrologia e suas modelagens e avaliação da eficiência das NBS. Todos estes projetos de pesquisas fazem parte de um consórcio intitulado “*Research-based Assessment of Integrated approaches to Nature-Based Solutions (RainSolutions)*”, uma iniciativa internacional que conta com a participação de Suécia, Noruega, Estônia, Irlanda, Holanda, Espanha, África do Sul e Brasil.

2 OBJETIVOS

O objetivo geral deste estudo é analisar tendências nas ocorrências de eventos extremos de precipitação na região da bacia hidrográfica do Ribeirão Cambé, a partir da aplicação da teoria de valores extremos.

2.1 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

- a) Avaliar a qualidade das séries de dados de precipitação disponíveis para a região da bacia hidrográfica do Ribeirão Cambé na cidade Londrina-PR;
- b) Estimar a equação IDF (Intensidade Duração Frequência) para o município de Londrina;
- c) Validar estatisticamente a equação IDF;
- d) Avaliar os métodos de estimativa dos parâmetros da GEV e identificar aquele(s) mais adequado(s) às séries de dados disponíveis.

3 REFERENCIAL TEÓRICO

O referencial teórico do presente estudo foi estruturado em seis tópicos: (1) Expansão urbana da cidade de Londrina e criação do Lago Igapó; (2) Estimativa de tendência em séries temporais; (3) Eventos extremos de precipitação e seus impactos; (4) Teoria dos valores extremos; (5) Curva IDF – Intensidade-Duração-Frequência.

3.1 EXPANSÃO URBANA DA CIDADE DE LONDRINA E CRIAÇÃO DO LAGO IGAPÓ

Londrina foi fundada no ano de 1929 pela Companhia de Terras Norte do Paraná, época em que as frentes cafeeiras começaram a avançar pela região, sendo elevada à condição de município no ano de 1934 (MENDONÇA, 1994). No período de 5 anos (1935 – 1940) houve um aumento de cerca de 15.000 habitantes, como podemos observar na Tabela 1. Esse crescimento foi devido

basicamente à forte produção agrícola, principalmente a cafeeira, que deu origem a um intenso processo de urbanização (MENDONÇA, 1994).

Tabela 1- Crescimento da população urbana na cidade de Londrina

ANO	POPULAÇÃO URBANA (HABITANTES)
1935	4.000
1940	19.100
1950	34.230
1960	77.382
1970	163.528
1980	266.940
1991	355.062
1996	396.530
2000	433.369
2010	506.701
2020	575.377

FONTE: IBGE – Muller (1956) – Mendonça (1994) – Bortolo (2011)

A ocorrência de fortes geadas, principalmente a que ficou conhecida como “grande geada de 1975”, praticamente erradicou a cafeeira da região. Também foi uma época de mudança para o cultivo mecanizado que exigia áreas maiores em virtude dos altos custos, o que levou os produtores a se endividarem junto ao capital financeiro, inclusive chegando ao ponto de perderem suas terras (MENDONÇA, 1994). Dessa forma, o município sofreu um crescimento da área urbana de cerca 103.412 mil habitantes, retratando o êxodo rural após o ano de 1975, e ocasionando um elevado índice de urbanização (MENDONÇA, 1994).

É neste contexto de remoção da cobertura vegetal original e intensa urbanização que a questão hidrológica começa sofrer maior impacto. De acordo com Cabrera (1992), o Lago Igapó foi criado em 1959, cujo nome na língua tupi significa “transvazamento de rios”. Este lago artificial foi idealizado em 1957, na gestão do prefeito Antônio Fernandes Sobrinho, como solução para o problema de drenagem do Ribeirão que era dificultada por uma grande barragem natural de pedra no seu curso, a qual criava uma enorme área pantanosa. Também se considerou a possibilidade de o represamento contribuir para aumentar a umidade da região (IWANAGA, 1989).

Após a criação do Lago, o prefeito entrou em um acordo com os proprietários de que a valorização das terras cobriria as perdas causadas pelo alagamento das áreas após a construção da barragem (IWANAGA, 1989). O prefeito Antônio Fernandes Sobrinho realizou o prolongamento da Avenida Higienópolis (Figura 1) próximo ao Ribeirão Cambé, e promoveu o loteamento das áreas do entorno. Com estas melhorias e a implantação do late Clube Náutico Igapó, começaram a ocorrer algumas ocupações no entorno do Lago ao longo dos anos de 1960 e 1970 (BORTOLO, 2011).

Figura 1-Prolongamento da Avenida Higienópolis no Trecho próximo ao Lago



FONTE: Bortolo (2011)

A mídia apresentava o Lago Igapó como uma nova cortina de beleza e entretenimento para a cidade, atraindo centenas de visitantes (BORTOLO, 2011). Neste período o Lago Igapó se encontrava longe de ser uma área de fácil acesso de lazer e recreação, como foi pensado e projetado para a população de Londrina (Figura 2).

Figura 2 - Vista Panorâmica do Lago Igapó em 1960



FONTE: Iwanaga (1989).

No ano de 1985 ocorreu o aterramento de parte do Lago II, com a justificativa da necessidade de eliminar o caramujo hospedeiro da esquistossomose (BORTOLO, 2011). Pressionado pela população, o prefeito da época, Wilson Moreira, decidiu por atacar o problema aterrando a região com o descarte de terra originada da obra da Av. Leste Oeste, uma grande via que estava sendo construída na mesma época (CABRERA, 1992). Considerando que as ações antrópicas sobre o Ribeirão Cambé desde o seu primeiro represamento já constituem um profundo impacto ao meio ambiente, Cabrera (1992) cita que o aterramento aumentou ainda mais a fragilidade ambiental do Ribeirão.

Em 1990 foi inaugurado um grande shopping center, o único na região e o maior do interior do Paraná naquele momento. Dessa forma, a partir do ano 2000, é iniciado um vigoroso processo de verticalização da zona sul da cidade, que a consolida como a área de expansão urbana mais expressiva e valorizada da cidade, denominada Gleba Palhano (BORTOLO, 2011). Mesmo o Lago Igapó sendo cada vez mais reconhecido como um importante elemento na constituição da paisagem urbana (CANDOTTI, 1997), os impactos ambientais foram crescentes e oriundos das mais diversas fontes, tais como: lazer e turismo, esgoto doméstico, agrotóxicos, assoreamento, efluentes industriais e ocupação irregular do solo (CANDOTTI, 1997).

O primeiro transbordamento do Igapó II ocorreu em 2015, passando a ser cada vez mais comum em dias de precipitação intensa. De acordo com Mendonça (1994), o verdadeiro processo que faz o lago transbordar é a água depositada acima da lâmina normal depois de uma ocorrência de chuva, ou seja, o volume de água que excede a superfície do lago, independente da sua profundidade (BORTOLO, 2011). Posto isso, o problema das enchentes também tem sido provocado pela intensa impermeabilização do solo após a construção da Gleba Palhano e não apenas pelo assoreamento do Lago. A impermeabilização do solo tende a causar a redução da capacidade de infiltração das águas pluviais e o consequente aumento do volume de escoamento superficial (TUCCI, 2001). Dessa forma, reforça-se a necessidade da busca por alternativas que possam abranger todos os processos que atuam direta ou indiretamente sobre as áreas afetadas no entorno do Lago Igapó. Nesse

contexto, o regime de chuva é um dos processos mais influentes e, por isso, tem demandado análises cada vez mais refinadas.

3.2 ESTIMATIVA DE TENDÊNCIA EM SÉRIES TEMPORAIS

A identificação de tendências em séries de variáveis hidrológicas, entre elas a precipitação, tornou-se notadamente importante dado o interesse crescente por modelos estocásticos focados na predição e preparação da sociedade para os impactos provocados por possíveis eventos extremos (PAIVA e CLARKE, 1995; KATZ; PARLANGE; NAVEAU, 2002; KHALIQ *et al.*, 2006; MILLY *et al.*, 2008; VILLARINI *et al.*, 2009; GILROY e MCCUEN, 2012; ISHAK *et al.*, 2013).

Os principais testes estatísticos utilizados em estudos que verificam a significância de mudanças graduais na série de dados hidrológicos são os testes não paramétricos de Mann-Kendall e de Spearman (VILLARINI *et al.*, 2009; VILLARINI *et al.*, 2011), sendo o primeiro aplicado a séries independentes (MANN, 1945; KENDALL, 1975).

Considerando ainda uma etapa posterior, que se refere à interpretação de eventuais tendências detectadas, Kundzewicz e Robson (2000) afirmam que para o melhor entendimento desses tipos de mudança é importante a obtenção de informações adicionais, tais como:

- Histórico de mudanças no represamento hídrico da região;
- Conhecimento dos métodos de coleta dos dados;
- Histórico de dados de estações vizinhas;
- Obtenção de dados de variáveis associadas (como, por exemplo, séries de temperatura e vazão); e
- Conhecimento dos processos históricos que levaram à condição atual da região de estudo (tipo de ocupação do espaço geográfico e mudanças na morfologia das calhas fluviais).

No entanto, a maneira de lidar com a natureza mutável do clima, principalmente no que se refere às análises estatísticas, ainda é alvo de discussão. Dessa forma, ao realizar a análise de tendência, é essencial que sejam levantadas as características da região de estudo que apontem, sobretudo, possíveis causas para não estacionariedades nas séries hidrológicas

(KOUTSOYIANNIS, 2006). Porém, para melhor relacionar a análise de tendência com a verificação de mudanças climáticas, a Organização Mundial de Meteorologia, por meio de um grupo de especialistas denominado “*Expert Team on Climate Change Detection Monitoring and Indices – ETCCDMI*”, elaborou um conjunto de índices que pode ser empregado na detecção dessas alterações. No total, tem sido proposto um conjunto de 11 índices de precipitação e 16 índices de temperatura.

Existe uma gama de trabalhos dedicados à exploração desses índices. Na Bulgária, Bocheva *et al.* (2009) estudaram a variabilidade e as tendências associadas a eventos extremos de precipitação durante o período de 1961-2005, utilizando o teste de Mann-Kendall. Os totais diários de precipitação equivalentes ou superiores a 30 mm foram considerados de risco para inundações, definindo os eventos extremos de chuva para a região. Foram comparados os períodos de 1961-1990 e 1991-2005, sendo evidenciado um aumento significativo (mais de 32%) dos dias com precipitação extrema no segundo período, enquanto a precipitação total anual apresentou pouca alteração ou uma ligeira tendência decrescente em muitas regiões do país.

Zolina (2012) estudou as mudanças em precipitações intensas na Europa, analisando, para tal, 1.158 estações pluviométricas. Avaliou por meio do modelo de regressão linear, o índice de percentil 95 de precipitação diária, sendo observado um aumento geral da precipitação extrema de inverno na Europa e um aumento da precipitação extrema de verão na Europa Oriental. Foi observada, também, uma diminuição da precipitação extrema de verão em muitos locais da Europa ocidental e central.

Ainda na Europa, Van den Bessalar *et al.* (2013) analisaram tendências em eventos de precipitação extrema aplicando o teste de regressão linear aos índices desenvolvido pelo ETCCDMI de precipitação diária, precipitação máxima mensal em um dia, e em cinco dias consecutivos, de 478 estações pluviométricas no período de 1951-2010. Esses autores verificaram que no norte da Europa ocorreu aumento de precipitações extremas no outono, inverno e primavera, e no sul da Europa um pequeno aumento de precipitações extremas em todas as estações.

No Brasil, Santos *et al.* (2009) analisaram para o estado do Ceará os índices de precipitação desenvolvidos pelo ETCCDMI e baseados em dados de

precipitação pluvial diária de 18 postos, no período de 1935 a 2006, representando todas as microrregiões do Estado. Os resultados obtidos permitiram concluir que ocorreram mudanças locais na precipitação, assim como um visível aumento nas condições de umidade sobre o Ceará.

Na cidade de Manaus, Santos *et al.* (2012) estudaram tendências nos índices de extremos climáticos baseados em dados de precipitação de três estações localizadas na cidade e na região circunvizinha para o período de 1971-2007. Foi observado um aumento da precipitação total anual sobre a região estudada. A estação localizada na zona urbana de Manaus teve aumento, com significância estatística, dos eventos de precipitação iguais ou superiores a 50 mm, na precipitação máxima acumulada em cinco dias consecutivos e nos dias úmidos, indicando que Manaus poderá sofrer com o aumento das chuvas extremas.

Em São Paulo, Silva Dias *et al.* (2013) encontraram tendências positivas significativas na evolução dos eventos extremos diários de precipitação para o período de 1933 a 2010. No Estado de Minas Gerais, Natividade, Garcia e Torres (2017), no período de 1948 a 2015, não detectaram nítida as tendências de extremos de precipitação, encontrando poucos valores significativos. Esses autores observaram aumento das condições de seca no norte de Minas Gerais e diminuição das condições úmidas no sul do Estado.

3.3 EVENTOS EXTREMOS DE PRECIPITAÇÃO E SEUS IMPACTOS

Os eventos extremos de precipitação são constantemente noticiados na mídia dados os prejuízos humanos, ambientais e econômicos que desencadeiam (MONTEIRO; ZANELLA, 2017). Geralmente, esses eventos extremos de precipitação ganham maior visibilidade quando ocorrem em ambientes onde há um crescimento urbano intenso, uma vez que a urbanização sem planejamento pode interferir no ciclo da água local, aumentando a impermeabilização da bacia hidrográfica e causando maior escoamento superficial e ampliando a vazão dos rios a valores superiores àqueles que a drenagem natural pode suportar. Dessa forma, tendem a provocar inundações em áreas ocupadas por uma população vulnerável, a qual geralmente não possui recursos para responder positivamente às ameaças desencadeadas a partir

desses eventos extremos (MONTEIRO; ZANELLA, 2017; OLIVEIRA *et al.*, 2021).

A definição de enchentes, enxurradas, alagamentos e inundações é importante para a caracterização dos impactos causados. Enchentes, segundo os autores Bertoni e Tucci (2003); Chadwick, Morfett e Borthwick (2017), ocorrem quando um volume de chuva chega até o curso d'água do rio e aumenta sua vazão, sendo um fenômeno natural. Enxurrada é o nome popular para enchentes ocorridas em bacias com alta declividade, ocasionando um alto escoamento superficial após a precipitação (AMARAL; RIBEIRO, 2009). Alagamento é o acúmulo de água por um período, em dado lugar por deficiência ou falta do sistema de drenagem (SANTOS, 2007). Inundação corresponde ao transbordamento dos canais dos rios, onde volumes maiores de vazão são suficientes para ultrapassar a capacidade de suporte das estruturas de escoamento, expandindo assim para áreas urbanizadas (OLIVEIRA *et al.*, 2021).

A caracterização de eventos extremos de precipitação é imprescindível para que seus efeitos sejam quantificados adequadamente, além de permitir a previsão da ocorrência dos impactos (MONTEIRO; ZANELLA, 2017). Essa caracterização serve para avaliar posteriormente fatores econômicos, ambientais, sociais e estruturais que podem potencializar os efeitos desencadeados a partir da ocorrência de episódios pluviométricos de grande intensidade (MONTEIRO; ZANELLA, 2017). Muitos eventos de precipitação extrema e inundações têm sido registrados pelo mundo. No ano de 2021, partes do oeste da Alemanha, nordeste da França, leste da Bélgica, leste da Holanda e Luxemburgo foram atingidas por chuvas extremas que levaram a inundações devastadoras com mais de 200 mortes, sendo essas inundações causadas por chuvas extremas durante o período de 1-2 dias (ECMWF, 2021).

A região da Bretanha, oeste da França, foi atingida por chuvas extremas que levaram a inundações ocorridas no final de dezembro de 2013 até meados de janeiro de 2014 (BLANCHET; MOLINIÉ; TOUATI, 2018). Ainda no ano de 2014, o sudeste da Europa (Sérvia, Croácia, Romênia) enfrentou inundações em maio, enquanto o Condado basco (sudoeste da França) em julho, o nordeste França em agosto, a costa leste da Espanha e sul França no outono e depois a Itália em novembro e dezembro (BLANCHET; MOLINIÉ; TOUATI, 2018). Na Bacia do Rio Yangtze, na China, para o período de 1960 a 2012, o índice de

intensidade diária simples e os índices precipitação máxima de 1 dia e precipitação máxima de 5 dias aumentaram significativamente, principalmente no trecho médio e a jusante da bacia (GUAN, *et al.*, 2015).

Nos Estados brasileiros, diversos eventos extremos de precipitação causaram impactos. No Rio de Janeiro, na cidade de Petrópolis, no período de 2008 a 2011, aparece duas vezes dentre os eventos mais severos, muitos dos quais com enchentes e mortes (TAVARES; FERREIRA, 2020). No Estado do Piauí, na cidade de Bom Jesus durante o período de 1960-2014, foi observado um aumento de eventos extremos de precipitação, com 96,7% das ocorrências nos meses da estação chuvosa e apenas 3,3% na estação seca. Verificou-se que a cidade de Bom Jesus não está estruturada para enfrentar eventos de grande magnitude. Constatou-se que a população se encontra vulnerável, uma vez que a cidade se localiza nos vales fluviais (SABOYA *et al.*, 2021).

No Estado de Minas Gerais, na cidade de Belo Horizonte, a frequência na ocorrência de inundações aumentou com o processo de urbanização (BAPTISTA; NASCIMENTO; BARRAUD, 1997). Entre 1928 e 2000, por exemplo, foram noticiados 200 eventos expressivos de inundações, sendo que 69,5% destes aconteceram nas duas últimas décadas do século XX (CHAMPS, 2012). No Paraná, na cidade de Londrina, o primeiro transbordamento do Igapó II ocorreu em outubro de 2015 (BATISTA, 2015), apesar da primeira inundação no Lago Igapó ter ocorrido há sete anos, sua ocorrência tem sido cada vez mais comum em dias de precipitações intensas, sendo comum eventos de inundação na região do entorno.

Ocorrências de alagamentos/enxurradas na cidade de Londrina têm se tornado recorrentes. As ocorrências foram contabilizadas a partir dos dados disponibilizados pela Defesa Civil¹ (Anexo 1). Os anos de maior impacto foram durante o período de 2011 a 2016, sendo 2011 o ano de maior impacto, com 101.500 pessoas afetadas pelas enchentes, alagamento e enxurradas.

Um levantamento da Defesa Civil de Londrina permitiu identificar os pontos de inundações e alagamentos mais frequentes. Dos dez pontos apresentados, oito estão localizados na bacia do Ribeirão Cambé. Deve-se salientar que nem todos os pontos de ocorrência de inundação e alagamentos

¹ Disponível em: http://www.sisdc.pr.gov.br/sdc/publico/relatorios/ocorrencias_geral.jsp. Acesso em: 25 mar. 2021.

são registrados pela Defesa Civil. Por exemplo, a rua que passa pela barragem do Lago I costuma ser um dos primeiros pontos a serem inundados e não consta na lista. Isso ocorre, possivelmente, por falta de acionamento da Defesa Civil para aquela localidade. Cabe também ressaltar que tais pontos seriam melhor classificados como regiões ou áreas, tendo em vista que os alagamentos ou inundações se estendem por dezenas a centenas de metros. Este é o caso da Avenida Dez de Dezembro, em que boa parte é alagada e outra é inundada.

Para tornar mais evidente esses potenciais impactos, a Tabela 2 apresenta uma coletânea de diversos eventos noticiados na mídia que abordaram os diversos impactos causados à população da cidade de Londrina pelas precipitações intensas (Apêndice 1).

Dessa forma, a adaptação e, conseqüentemente, minimização dos impactos de eventos extremos sobre a sociedade passam primariamente pelo estudo e conhecimento científico da magnitude e frequência de ocorrência desses eventos ao longo do tempo (LIMA, 2011). Nesse contexto, a região da microbacia do Ribeirão Cambé, em Londrina no Paraná, tem se revelado uma área estratégica para avaliar a ocorrência de extremos de precipitação e seus impactos. Essa bacia está inserida em ambiente urbano, portanto, seus riachos comumente sofrem impactos negativos, como desmatamento de mata ciliar, carregamento de solos e materiais particulados, extravasamento de seu fluxo de água e destruição de vias de acesso (KOSZMA, 2018).

3.4 TEORIA DE VALORES EXTREMOS

Eventos extremos de chuva têm sido analisados por diferentes técnicas, cada uma apresenta suas vantagens e desvantagens. A forma mais simples, e a mais frequentemente usada, consiste em identificar os valores de precipitação por meio de estatísticas de percentil, dentro de um período específico, como por exemplo, a sazonalidade representada pelas estações (seca, chuvosa, primavera, verão). Neste caso, os dados são organizados sequencialmente e se identifica o valor da precipitação correspondente ao percentil escolhido. Esse valor passa a ser considerado como o limite de detecção para ocorrência de eventos extremos de chuva. Por exemplo, o percentil de 95% foi usado por Reis

et al. (2018), enquanto quantis mais elevados foram usados nos estudos de Teixeira e Satyamurty (2011) e a probabilidade de ocorrência foi dada em função da excedência ou não deste limiar.

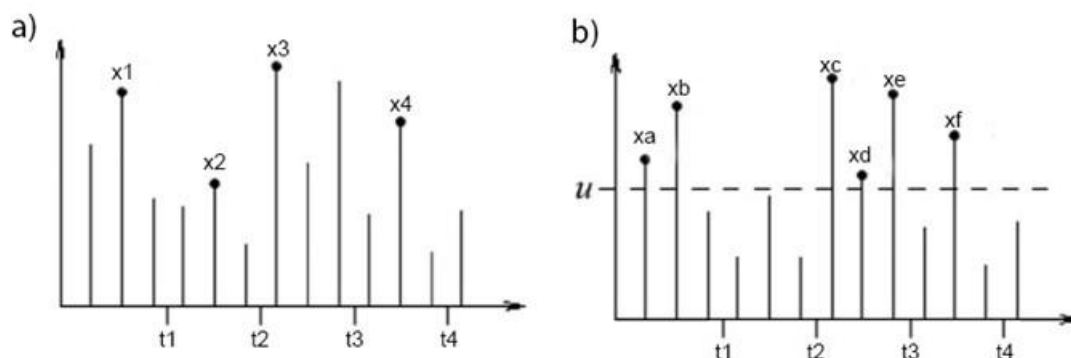
Uma das principais críticas às análises estatísticas de percentil é que os percentis mais elevados, que são os pontos nas caudas, são estimados usando distribuições que são projetadas para modelar a tendência de variáveis estocásticas que se espalham em torno de um valor central - a média, sendo os modelos obrigados a subestimar os eventos extremos (BHATTACHARYYA; RITOLIA, 2008).

Para análise de valores extremos, com uma abordagem mais complexa tem sido comum o emprego de teorias mais específicas para o tratamento de valores extremos de uma série de dados. Uma dessas abordagens o uso da distribuição Generalizada de Eventos Extremos (GEV, do inglês *Generalized Extreme Value*). A GEV é resultado do trabalho pioneiro de Fisher e Tippett (1928), que instituíram os fundamentos da teoria dos valores extremos, com três tipos particulares de distribuições, conhecidos como *Gumbel* (tipo I), *Fréchet* (tipo II) e *Weibull* 17 (tipo III) (JENKINSON, 1955; GUMBEL, 1958).

De acordo com Mkhandi, Opere e Willems (2005), existem duas maneiras de modelar extremos de uma variável estocástica observada ao longo de um determinado horizonte de tempo. A primeira abordagem divide o horizonte de tempo em blocos ou períodos e considera o máximo da variável em períodos sucessivos, como meses ou anos, por exemplo. Estas observações selecionadas constituem os eventos extremos, também chamados de máximos de bloco (ou período).

Na Fig. 3 (a), as observações X1, X2, X3 e X4 representam os máximos do bloco para quatro períodos com três observações cada. Esta é a forma tradicional de modelar eventos extremos e é usada extensivamente em hidrologia e outras aplicações de engenharia (BHATTACHARYYA; RITOLIA, 2008).

Figura 3 - Ilustração das abordagens para o estudo de eventos extremos - Blocos de Máximos Anuais (a) e Picos Acima de um Limiar (b)



FONTE: A autora (2021).

A segunda abordagem que utiliza mais dados leva em conta os pontos acima de um determinado limite, conhecido como o método de limite (POT, *do inglês Peak over threshold*). Na Fig. 3 (b), as observações X_a , X_b , X_c , X_d , X_e e X_f excedem o limite u , sendo ambos os gráficos de eventos extremos. A distribuição de excedências acima de um limite é baseada na teoria desenvolvida por Fisher e Tippett (1928) que dá a distribuição limitante dos máximos da amostra, desde que a série tenha certas propriedades matemáticas.

Normalmente a escolha de uma distribuição de máximos é discutível, pois cada uma apresenta qualidades e fragilidades. Segundo Raynal (1997), como a escolha de qual dos tipos (I, II ou III) é o mais adequado aos dados nem sempre é óbvia, tratar os valores de forma generalizada torna-se uma alternativa mais apropriada para a investigação da estatística de valores extremos. Essa indicação de Raynal (1997) é corroborada por Nadarajah e Choi, (2007) quando afirmam que a GEV possui toda a flexibilidade contida em seus casos particulares (COLES, 2001; FURIÓ; MENEU, 2011).

Outra razão para usar a abordagem de bloco máximo é que ela pode ser preferível quando as observações não são exatamente independentes e distribuídas de forma idêntica (FERREIRA; DE HAAN, 2015). Por exemplo, pode haver uma periodicidade sazonal no caso de máximos anuais (KATZ; PARLANGE; NAVEAU, 2002).

Coles (2001) define a distribuição de valores máximos (M_n) como definido na Eq. 1:

$$M_n = \max(X_1, \dots, X_n) \quad (1)$$

Onde X_1, \dots, X_n é a sequência independente de variáveis aleatórias de precipitação que compartilham uma função de distribuição F . A variável M_n representa o valor máximo em cada um dos anos de uma série temporal. Este procedimento remove a possível influência da persistência temporal (autocorrelação) sobre as estimativas dos parâmetros GEV (COLES; PERICCHI; SISSON, 2003).

Coles (2001) define que M_n pode ser derivado de todos os n valores da série em análise:

$$\begin{aligned} \Pr \{M_n \leq z\} &= \Pr \{X_1 \leq z, \dots, X_n \leq z\} \\ \Pr \{M_n \leq z\} &= \Pr\{X_1 \leq z\}, \dots, \Pr\{X_n \leq z\} \\ \Pr \{M_n \leq z\} &= \{F(z)\}^n \end{aligned} \quad (2)$$

No entanto, isso não tem efeitos na prática, uma vez que a função de distribuição F é desconhecida. Uma possibilidade para resolver, é usar técnicas estatísticas para estimar F a partir de dados observados e, em seguida, substituir esta estimativa na Equação 2. No entanto, discrepâncias muito pequenas na estimativa de F podem levar a discrepâncias substanciais para F^n , sendo n o número de variáveis na função F (COLES, 2001).

Uma abordagem alternativa é aceitar que F seja desconhecido e olhar para famílias aproximadas de modelos para F_n , que podem ser estimados apenas com base nos dados extremos. Isso é semelhante à prática usual de se aproximar a distribuição das médias da amostra pela distribuição normal, como justificado pelo teorema do limite central. Esses argumentos são essencialmente um análogo do valor extremo da teoria do limite central (COLES, 2001).

Se existem sequências de constantes $\{a_n > 0\}$ e $\{b_n\}$, de tal modo que pode ser demonstrado na Eq. 3:

$$\Pr\{(M_n - b_n)/a_n \leq z\} \rightarrow G(z) \quad \text{como } n \rightarrow \infty \quad (3)$$

Em que, G é uma função de distribuição não degenerada, então G pertence a uma das seguintes famílias definidas na Eq. 4, Eq. 5 e Eq. 7:

$$I: G(z) = \exp\left\{-\exp\left[-\left(\frac{z-b}{a}\right)\right]\right\}, -\infty < z < \infty; \quad (4)$$

$$II: G(z) = \begin{cases} 0 & \{z \leq b, \\ \exp \left\{ - \left(\frac{z-b}{a} \right)^{-\alpha} \right\} & \{z > b; \end{cases} \quad (5)$$

$$III: G(z) = \begin{cases} \exp \left\{ - \left[- \left(\frac{z-b}{a} \right)^\alpha \right] \right\} & \{z < b, \\ 1 & \{z \geq b, \end{cases} \quad (6)$$

Para os parâmetros $a > 0$, b e, no caso das famílias II e III, $\alpha > 0$.

Essas três classes de distribuição são denominadas distribuições de valores extremos, com tipos I, II e III, conhecidas como as famílias Gumbel, Frechet e Weibull, respectivamente. Cada família tem um parâmetro de localização e escala, b e a respectivamente; além disso, as famílias Frechet e Weibull tem uma forma parâmetro Q (COLES, 2001).

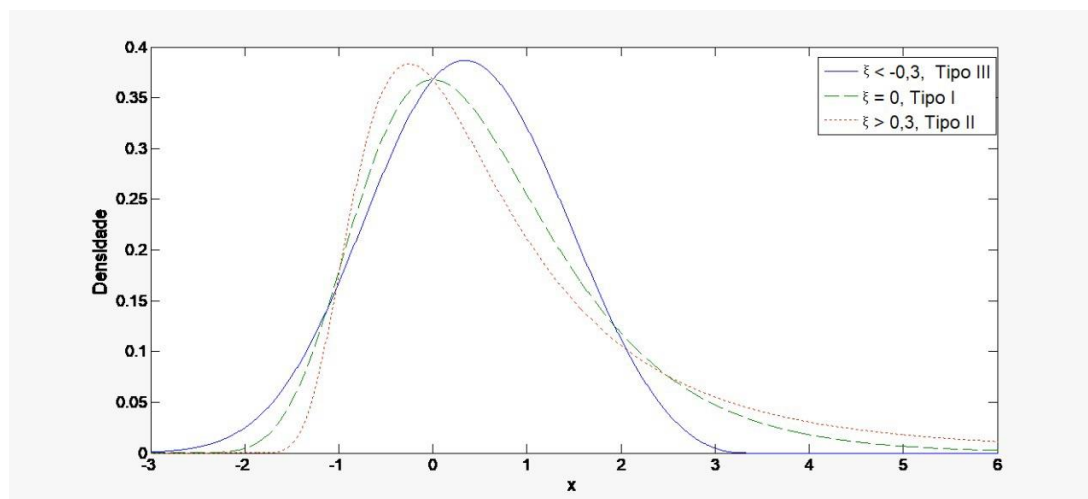
Jenkinson (1955) propôs que os tipos de distribuições para valores extremos (Gumbel, Frechet e Weibull) poderiam ser representados numa equação paramétrica única, que possui a função de distribuição acumulada, dada pela Equação 7:

$$F(Z) = \exp \left\{ - \left[1 + \xi \left(\frac{z-\mu}{\sigma} \right) \right]^{-\frac{1}{\xi}} \right\} \quad (7)$$

Definido no conjunto $\{z: 1 + \frac{\xi(z-\mu)}{\sigma} > 0\}$, onde os parâmetros são satisfeitos $-\infty < \mu < \infty$, $\sigma > 0$ e $-\infty < \xi < \infty$. Por definição este é o GEV, com o modelo apresentando três parâmetros: o parâmetro localização, μ ; o parâmetro escala, σ ; e o parâmetro forma, ξ . O tipo II e o tipo III correspondem às classes de extremos valores de distribuição correspondente aos casos $\xi > 0$ e $\xi < 0$ da parametrização (COLES, 2001).

Na Figura 4 são apresentados os gráficos da função densidade de probabilidade da distribuição generalizada de valores extremos. Pode-se observar que o parâmetro ε determina a natureza das caudas da distribuição.

Figura 4 - Exemplos de curvas de distribuição da função GEV para diferentes valores do parâmetro de forma ξ .



FONTE: A autora (2021).

Uma série temporal é estacionária se os dados aleatórios oscilam em torno de um valor constante (DINIZ *et al.*, 1998). Isto se constata quando os parâmetros de distribuição de probabilidade: média, que mede o valor médio dos dados, a variância, que mede o grau de dispersão dos dados em relação ao valor médio e, a covariância, que mensura o grau de dispersão entre um dado e seu subsequente, são fixos e constantes ao longo do tempo (GUJARATI, 2006). De acordo com Coles (2001), a generalização mais natural de uma sequência de variáveis aleatórias independentes é a série estacionária, e a estacionariedade é uma suposição mais realista para muitos processos físicos. Essas características influenciam na estacionariedade dos parâmetros de distribuição resultante da teoria clássica dos valores extremos, a GEV.

Vários métodos clássicos foram desenvolvidos para determinar a estimativa dos parâmetros de distribuição de probabilidade da distribuição GEV. Eles incluem o método de Máxima Verossimilhança (ML, *do inglês Maximum likelihood*) (SMITH, 1985), o Método dos momentos (MM, *do inglês method of moments*) (MADSEN; RASMUSSEN; ROSBJERG, 1997), o Método dos momentos L (LM, *do inglês method of L – moments*) (HOSKING; WALLIS; WOOD, 1985), e o Método de Momentos de Ponderação de Probabilidade (PWM – *do inglês Probability – weighted moments*) (HOSKING; WALLIS; WOOD, 1985).

O método generalizado de máxima verossimilhança (GMLE, *do inglês Generalized maximum-likelihood Estimators*) serve para obter os parâmetros GEV. Comparado com outros métodos, o GMLE pode ser mais facilmente adaptável limitando o parâmetro forma e estabelecendo o parâmetro de cauda dentro do intervalo de valores -0,5 a 0,5 (MARTINS; STEDINGER, 2000; WILKS, 2011). Os parâmetros usados na Equação (8) podem ser obtidos através da maximização da seguinte função de verossimilhança (COLES, 2001).

$$\begin{aligned}
 L_n(z_t; \mu_t; \sigma_t; \xi_t) = & \prod_{t=1}^{t=n} \frac{1}{\sigma_t} \exp \left\{ - \left[1 - \xi_t \left(\frac{z_t - \mu_t}{\sigma_t} \right)^{\frac{-1}{\xi_t}} \right] \right\} \\
 & \times \left[1 - \xi_t \left(\frac{z_t - \mu_t}{\sigma_t} \right)^{-[1 - \left(\frac{1}{\xi_t} \right)]} \right] \\
 & \times \prod_{t=1}^{t=n} \frac{1}{\sigma_t} \exp \left[1 - \xi_t \left(\frac{z_t - \mu_t}{\sigma_t} \right)^{\frac{-1}{\xi_t}} \right] \\
 & \times \exp \left\{ - \exp \left[- \left(z_t - \frac{\mu_t}{\sigma_t} \right) \right] \right\}
 \end{aligned} \tag{8}$$

O estimador GMLE pode ser identificado maximizando a função log-verossimilhança Equação 9:

$$\begin{aligned}
 l_n(z; \mu_t; \sigma_t; \xi) = & -n \log(\sigma_t) - \sum_{t=1}^n \left[1 - k \left(\frac{z_t - \mu_t}{\sigma_t} \right) \right]^{\frac{1}{\xi}} \\
 & - \sum_{t=1}^n \left(1 - \frac{1}{\xi} \right) \log \left[1 - k \left(\frac{z_t - \mu_t}{\sigma_t} \right) \right]
 \end{aligned} \tag{9}$$

El Adlouni *et al.* (2007) elucidaram que na prática é mais fácil maximizar a função de probabilidade de *log*. Os estimadores GMLE são a solução de um sistema de equações formado, zerando as derivadas parciais de *ln* em relação a cada parâmetro. Os valores do parâmetro de forma (ξ dos modelos GEV), correspondendo à cauda das distribuições GEV, foram mantidas fixas. De acordo com Kharin *et al.* (2013), esses valores não apresentam um bom desempenho no diagnóstico da presença de não estacionariedade em distribuições do tipo GEV.

Cox, Isham e Northrop (2002) fizeram uma revisão sistemática e discutiram alguns aspectos estatísticos da teoria de valores extremos relacionados a precipitações extremas e inundações, e destacaram a necessidade de se obter estimativas mais precisas destes eventos. Já Liebmann, Jones e Carvalho (2001), ao estudar a variabilidade interanual de eventos extremos de precipitação diária do estado de São Paulo, abordaram que o aspecto mais importante e difícil é a definição de um evento extremo. Essa dificuldade reside no fato de que os eventos extremos ocorrem no verão, época que possui os meses mais chuvosos. Entretanto, muitas vezes uma análise não consegue identificar uma precipitação importante do inverno como sendo um evento extremo.

No trabalho de Xavier *et al.* (2019), foi investigada a ocorrência de padrões estacionários e não estacionários nos eventos extremos de precipitação diária para a bacia do rio Paraná. Foi observado que aproximadamente 90% das estações de medidas de precipitações máximas diárias não apresentaram tendência em relação ao parâmetro GEV.

3.5 CURVA IDF – INTENSIDADE-DURAÇÃO E FREQUÊNCIA

As precipitações de projeto (ou hietogramas), são metodologias de representação simplificada da distribuição temporal da precipitação, utilizando basicamente como entrada em modelos de simulação chuva-vazão, para dimensionamento de estruturas hidráulicas (BEMFICA; GOLDENFUM; SILVEIRA, 2000). A precipitação de projeto caracteriza a variabilidade temporal das chuvas intensas associadas a uma determinada probabilidade de ocorrência (GONÇALVES, 2011). As precipitações de alta intensidade e de curta duração são o tipo que mais contribui para a formação de vazões significativas em uma bacia de drenagem urbana, geralmente pequena (GONÇALVES, 2011).

Uma ferramenta fundamental para a determinação da precipitação de projeto são as relações IDF. Estas são obtidas de forma confiável a partir da análise estatística de séries de dados pluviógrafos (BERTONI e TUCCI, 2003), ou seja, com base em eventos ocorridos no passado, e permitem que se estime a intensidade máxima de uma chuva, para uma determinada duração e certo tempo de retorno.

No Brasil, a dificuldade da geração das equações matemáticas que descrevem as curvas IDF reside na baixa densidade da rede de pluviógrafos, que medem os totais precipitados em diferentes tempos (por exemplo, 5, 10, 15, 30 minutos e 1,2 horas), nos períodos curtos de observação disponível, na escassez e obstáculos na obtenção dos registros pluviógrafos (MARTINEZ JÚNIOR, 1999; COSTA e BRITO, 1999).

Mesmo quando estes dados de monitoramento de pluviógrafos existem, nem sempre se encontram disponíveis ao público. Além disso, estas informações estão muitas vezes armazenadas em forma de gráficos em papel, ou seja, não digitalizadas e disponíveis apenas para consulta presencial no órgão responsável pela guarda dos dados (CECÍLIO e PRUSKI, 2003). Outro problema é que a maioria dos pluviógrafos apresentam series curtas e com muitas falhas.

Algumas metodologias que viabilizam a utilização de dados de pluviômetro para estabelecimento da relação IDF empregam coeficientes para transformar a chuva diária em chuvas de menor duração. Dentre elas destaca-se o método das relações entre durações (CETESB, 1986).

Para realizar a desagregação de chuva referente a um dia de duração de precipitação em durações menores, o método de relações de durações desenvolvido pela Companhia Ambiental do Estado de São Paulo - CETESB é útil, quando se dispõem somente de dados diários medidos com pluviômetros convencionais. (BERTONI e TUCCI, 2003).

Esse método consiste em desagregar os valores de precipitação anual máxima em durações menores que um dia, sendo as durações utilizadas 5, 10, 15, 20, 25, 30, 60, 120, 180, 360, 480, 600, 720 e 1440 minutos. Para obtenção da precipitação nas durações citadas, procede-se multiplicando a precipitação de duração maior pelo coeficiente que a transforma na precipitação de menor duração, desagregando as precipitações diárias (CETESB, 1986).

Oliveira *et al.* (2000) empregaram a metodologia da desagregação da chuva de 24 h para algumas localidades do Estado de Goiás, a qual se mostrou adequada, com valores de erros relativos médios menores que 14%, o que permite sua utilização em localidades em que não há disponibilidade de registros pluviógrafos.

Nos estudos desenvolvidos para Mossoró-RN (BARRETO *et al.*, 2013), para algumas localidades do Estado de Goiás (OLIVEIRA *et al.*, 2008) e em Ilhota – SC (MONTEIRO, 2013) ambos, utilizaram o método de dessegregação da CETESB, que se mostraram adequados, permitindo sua utilização em localidades onde não há disponibilidade de registro pluviógrafos.

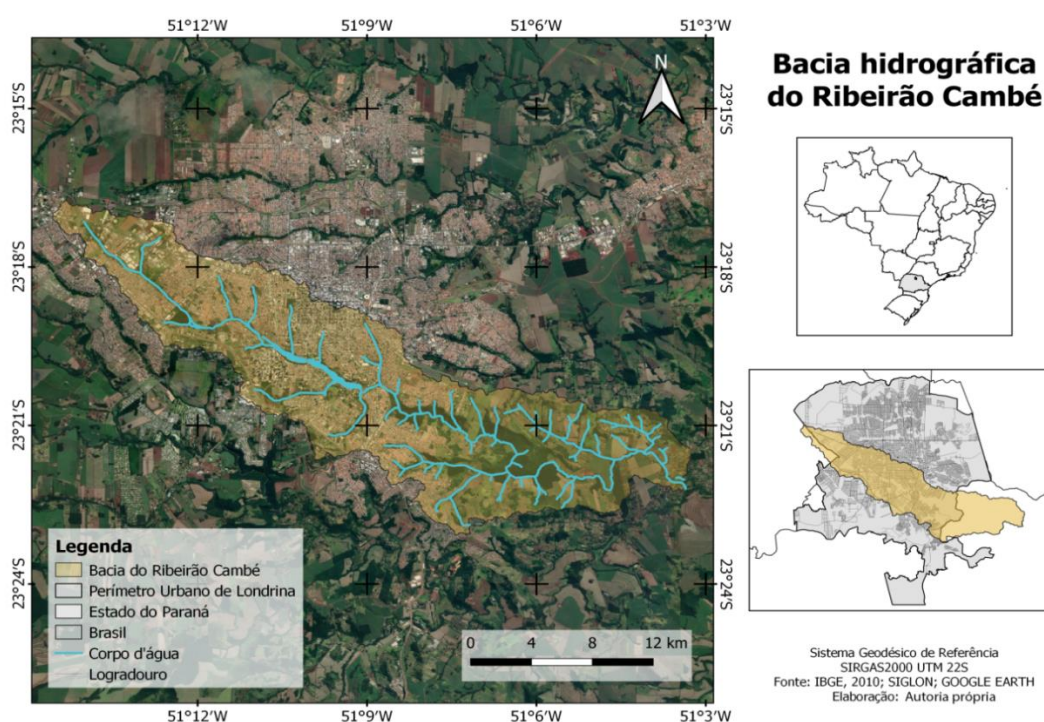
4 MATERIAIS E MÉTODOS

Nessa seção destacaremos os procedimentos que foram adotados com a finalidade, de responder à pergunta que originou a pesquisa e, também sistematizar o processo de desenvolvimento.

4.1 ASPECTO GERAIS DA MICROBACIA HIDROGRAFICA

A área de drenagem do Lago Igapó faz parte da microbacia do Ribeirão Cambé, inserida majoritariamente no município de Londrina-PR e cujas coordenadas geográficas compreendem 23°08'47" e 23°55'46" de Latitude Sul e 50°52'23" e 51°19'11" de Longitude Oeste (Figura 5). A nascente do Ribeirão Cambé está localizada no município de Cambé, atravessa a cidade de Londrina no sentido noroeste-sudeste por uma extensão de aproximadamente 21 km, até atingir o Ribeirão Três Bocas e desaguar no Rio Tibagi. Apresenta uma área de drenagem de aproximadamente 76 km², com elevado grau de ocupação urbana, sendo cerca de 50 km² de drenagem urbana e 26 km² de drenagem de área rural.

Figura 5 - Mapa da localização da microbacia hidrográfica do Ribeirão Cambé



FONTE: A autora (2022).

A temperatura média anual registrada nas proximidades do Ribeirão Cambé é de aproximadamente 20,7°C (TAGIMA; TERABE, 2005), com variação anual próxima a 10°C (ALVARES *et al.*, 2013). Esses últimos autores afirmam que a climatologia da região é caracterizada por chuva ao longo de todo o ano e estiagem no inverno, sendo classificada como de clima subtropical úmido mesotérmico (Cfa) pela classificação climática de Köppen – Geiger.

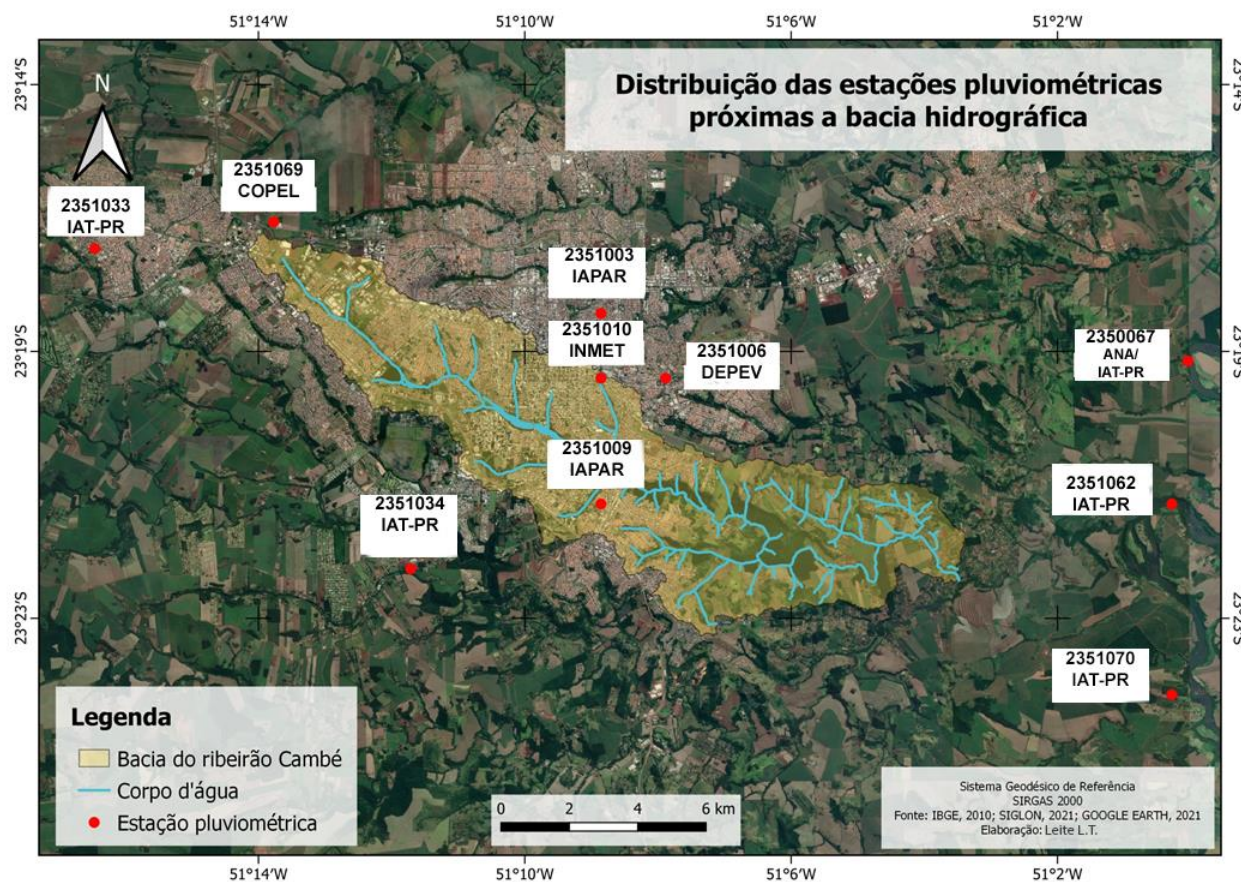
Quanto à pedologia, a cidade de Londrina está situada no Terceiro Planalto Paranaense (Planalto de Guarapuava), constituído essencialmente por basaltos, o que resulta na formação de solos argilosos (ALVARES *et al.*, 2013). De acordo com o Sistema Brasileiro de Classificação de Solos da EMBRAPA (2006), a bacia hidrográfica do Ribeirão Cambé é composta por duas classes de solos: Latossolo Vermelho e Nitossolo Vermelho.

4.2 BASE DE DADOS

Há dez estações pluviométricas distribuídas próximas à bacia do Ribeirão Cambé, cada uma delas com diferentes datas de início de operação, variando entre 1950 e 2019 (Figura 6). Os dados de precipitação obtidos por essas estações estão disponíveis via base de dados do Portal *HidroWeb*, que consiste numa ferramenta integrante do Sistema Nacional de Informações sobre Recursos Hídricos (SNIRH) e oferece acesso ao banco de dados que contém todas as informações coletadas pela Rede Hidrometeorológica Nacional (RHN).

A estação utilizada para análise no presente estudo foi a 2351003. No site da *HidroWeb* ela está com as coordenadas latitude -23,3 e longitude -51,15, porém as coordenadas corretas são: latitude -23,359486 e longitude -51,64696, ou seja, está localizada dentro das instalações do Instituto de Desenvolvimento Rural do Paraná – IAPAR, que é seu responsável técnico.

Figura 6 - Mapa da localização da distribuição das estações pluviométricas próximas a bacia hidrográfica do Ribeirão Cambé e seus respectivos responsáveis técnicos



FONTE: A autora (2022).

A análise da consistência do conjunto de dados foi realizada primeiro a partir da avaliação da quantidade anual de falhas apresentada por cada estação e posteriormente pelo cálculo da porcentagem de falhas para cada estação, somando as falhas de todos os anos e dividindo pelo número total de dados da série. Após a verificação das falhas, os dados foram submetidos à análise estatística descritiva. Foram extraídos mínimos, máximos, média e o desvio padrão para cada uma das séries analisadas, sendo divididas em períodos mensais, anuais e sazonais.

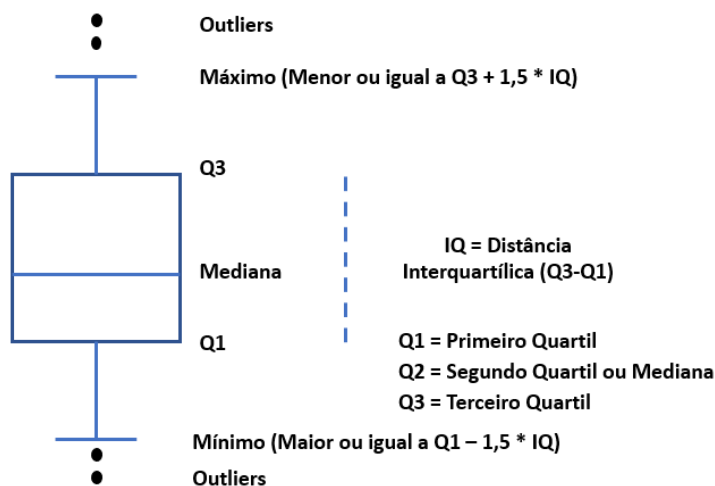
4.3 ANÁLISE ESTATÍSTICA

A análise da variabilidade pluviométrica e detecção dos extremos foi realizada utilizando gráficos de *boxplot* (ou diagrama de caixa), os quais permitem visualização rápida da distribuição dos dados. Segundo SILVESTRE

et al. (2013) e CALDANA e MARTELÓCIO (2019), caso a distribuição dos dados seja simétrica, a mediana tenderá a se posicionar no centro da caixa. Por outro lado, se a distribuição for assimétrica, a mediana tenderá a se afastar do seu centro.

Os *boxplots* são avaliados a partir de cinco classificações de valores, representados na Figura 7. Qualquer valor superior a $Q3 + 1,5 * (Q3 - Q1)$ ou inferior a $Q1 - 1,5 * (Q3 - Q1)$ será considerado como outlier, correspondendo a valores extremos. Dentro da caixa são classificados três quartis com 25% dos dados cada, além do valor da mediana, equivalente ao segundo quartil ou 50% dos dados (LEM *et al.*, 2013; SCHNEIDER; DA SILVA, 2014; CALDANA; MARTELÓCIO, 2019).

Figura 7 - Esquema de distribuição de valores do gráfico de *boxplot*



FONTE: Adaptado de Ling (2019).

4.4 ÍNDICES DE EXTREMOS DE PRECIPITAÇÃO

Um conjunto de dez índices de extremos de precipitação foi utilizado neste estudo (Tabela 3). Estes índices foram definidos pelo *Expert team on climate change detection monitoring and indices* - ETCCDMI para fornecer uma perspectiva uniforme sobre as mudanças observadas no tempo e nos extremos climáticos. Eles descrevem características particulares de extremos, incluindo frequência, amplitude e persistência (KARL; NICHOLLS; GHAZI, 1999; PETERSON *et al.*, 2001). Eles também fornecem métricas que podem ser usadas para avaliar a capacidade dos modelos climáticos regionais e globais

simularem extremos moderados. Nesse contexto, as eventuais mudanças detectadas por esses índices indicam alterações climáticas futuras com ocorrência de extremos de precipitação (WMO, 2009).

Tabela 2- Índices relacionados a extremos de precipitação aplicados no presente estudo

Índice	Descrição	Unidade
Rx1day	Quantidade máxima de precipitação em um dia,	mm
Rx5day	Quantidade máxima de precipitação em cinco dias consecutivos,	mm
SDII	Precipitação anual total dividida pelo número de dias úmidos (definidos por precipitação total ≥ 1 mm).	mm/dia
R10mm	Contagem anual de dias quando a precipitação é maior ou igual a 10 mm.	dias
R20mm	Contagem anual de dias quando a precipitação é maior ou igual a 20 mm.	dias
R99pTOT	Precipitação total anual quando $RR > 99p$.	mm
R95pTOT	Precipitação total anual quando $RR > 95p$.	mm
CDW	Dias consecutivos úmidos - Número máximo de dias consecutivos com $RR^* \geq 1$ mm.	dias
CDD	Dias consecutivos secos - Número máximo de dias consecutivos com $RR^* < 1$ mm.	dias
PRCPTOT	Precipitação total anual nos dias úmidos ($RR^* \geq 1$ mm).	mm

*RR indica precipitação diária

FONTE: A autora (2022).

A seguir são apresentadas as definições detalhadas dos índices descritos na Tabela 3 (WMO, 2009):

a) Rx1day – Precipitação máxima mensal de 1 dia.

Seja RR_{ij} a quantidade de precipitação diária no dia i do período j . O valor máximo de 1 dia para o período j , definido na Eq. 10:

$$Rx1day_j = \max(RR_{ij}) \quad (10)$$

b) Rx5day – Precipitação máxima mensal consecutiva de 5 dias.

Seja RR_{kj} a quantidade de precipitação para o intervalo de 5 dias terminando em k, período j. Então, os valores máximos de 5 dias para o período j, definido na Eq. 11:

$$Rx5day_j = \max(RR_{kj}) \quad (11)$$

c) SDII – Índice de intensidade de precipitação simples.

Seja RR_{wj} a quantidade de precipitação diária em dias úmidos, w ($RR \geq 1mm$) no período k. Se W representa o número de dias úmidos em j, definido na Eq. 12:

$$SDII_j = \frac{\sum_{w=1}^W RR_{wj}}{W} \quad (12)$$

d) R10mm – Contagem anual de dias quando $RR \geq 10mm$.

Seja RR_{ij} a quantidade de precipitação diária no dia i do período j. O número de dias deve ser quantificado quando atende a Eq. 13:

$$RR_{ij} \geq 10mm \quad (13)$$

e) R20mm – Contagem anual de dias quando $RR \geq 20mm$.

Seja RR_{ij} a quantidade de precipitação diária no dia i do período j. O número de dias deve ser quantificado quando atende a Eq. 14:

$$RR_{ij} \geq 20mm \quad (14)$$

f) R99Ptot – Precipitação total anual quando $RR > 99p$.

Seja RR_{wj} a quantidade diária de precipitação no dia úmido w ($RR \geq 1mm$) no período i e $RR_{wn,99}$ serão os 99 percentis de precipitação no dia úmido no período (ano x – ano xn). Se W representa o número de dias úmidos no período, definido pela Eq. 15:

$$R99p_{j=\sum_{w=1}^w RR_{wj}} \text{ onde } RR_{wj} > RR_{wn}99 \quad (15)$$

g) R95Ptot – Precipitação total anual quando $RR > 95p$.

Seja RR_{wj} a quantidade diária de precipitação num dia úmido w ($RR \geq 1mm$) no período i e $RR_{wn}95$ ser os 95 percentis de precipitação no dia úmido no período (ano x – ano xn). Se W representa o número de dias úmidos no período, definido pela Eq. 16:

$$R95p_{i=\sum_{w=1}^w RR_{wi}} \text{ onde } RR_{wi} > RR_{wn}95 \quad (16)$$

h) CDW – Duração máxima do período úmido, número máximo de dias consecutivos com $RR \geq 1mm$.

Seja RR_{ij} a quantidade de precipitação diária no dia i do período j . Conte o maior número de dias consecutivos, definido pela Eq. 17:

$$RR_{ij} \geq 1mm \quad (17)$$

i) CDD – Duração máxima do período de seca - número máximo de dias consecutivos com $RR < 1mm$.

Seja RR_{ij} a quantidade de precipitação diária no dia i do período j . Conte o maior número de dias consecutivos, definido pela Eq. 18:

$$RR_{ij} < 1mm \quad (18)$$

j) PRCPTOT – Precipitação anual total em dias úmidos.

Seja RR_{ij} a quantidade de precipitação diária no dia i do período j . Se i representar o número de dias em j , definido pela Eq. 19:

$$PRCPTOT_j = \sum_{i=1}^j RR_{ij} \quad (19)$$

4.5 ANÁLISE DE TENDÊNCIA

A análise de tendência é utilizada para determinar se uma série de dados possui uma tendência temporal de alteração estatisticamente significativa.

4.5.1 Teste de Mann-Kendall

O teste Mann-Kendall (MK) (MANN, 1945; KENDALL, 1975) foi utilizado neste estudo com o intuito de avaliar a tendência dos eventos de precipitação, em especial aquelas monotônicas em séries temporais (HIPEL; MCLEOD, 1994). O MK é um teste não paramétrico, ou seja, não requerem que seja assumida a normalidade da série (HELSEL; FRANS, 2006). O MK é sugerido pela organização meteorológica mundial (*WMO - do inglês World Meteorological Organization*) para analisar tendências nas séries climatológicas (WMO, 2009).

O método se baseia em rejeitar ou não a hipótese nula (H_0) de que não existe tendência na série de dados, adotando-se um determinado nível de significância (α). O nível de significância pode ser interpretado como a probabilidade de se cometer o erro de rejeitar a H_0 quando esta for verdadeira.

A variável estatística S no teste MK, para uma série de n dados, é calculada a partir do somatório dos sinais das diferenças, par a par, de todos os valores da série em relação aos seus valores futuros, expressas nas Equações (20) e (21).

$$S = \sum_{j=1}^{n-1} \sum_{i=j+1}^n \text{signal}(x_i - x_j), \quad (20)$$

Em que: x_j – retrata os valores da série de precipitação, i e j – consistem em índices de tempo, e n representa a quantidade de observações da série. Por fim, o termo sinal ($x_i - x_j$) é definido:

$$\text{signal} = \begin{cases} +1; & \text{se } (x_i - x_j) > 0 \\ 0; & \text{se } (x_i - x_j) = 0 \\ -1; & \text{se } (x_i - x_j) < 0. \end{cases} \quad (21)$$

Para elevados valores de n , o parâmetro S tende a se normalizar com variância definida pela Equação (22), sendo t_p o número de dados com valores

iguais em cada grupo, com valores iguais para a série de dados em um único grupo p .

$$V(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{p=1}^q t_p(t_p-1)(2t_p+5)}{18}, \quad (22)$$

O valor Z_{MK} determina a significância estatística da tendência. O valor Z_{MK} segue a distribuição normal, na qual a média é igual a zero. Caso os valores de ZMK sejam positivos, há uma indicação de tendência crescente e caso sejam negativos a tendência é decrescente. De acordo com o sinal de S, o índice Z_{MK} da distribuição normal é calculado a partir da Equação (23).

$$\begin{aligned} Z_{MK} &= \frac{S-1}{\sqrt{\text{Var}(S)}}; \text{para } S > 0; \\ Z_{MK} &= 0; \text{para } S = 0; \\ Z_{MK} &= -\frac{S+1}{\sqrt{\text{Var}(S)}}; \text{para } S < 0; \end{aligned} \quad (23)$$

Os níveis de significância adotados foram de $\alpha=0,10$. Caso o p-valor seja significativo ao nível de 10%, o Tau mostra a correlação entre as duas variáveis utilizadas.

4.5.2 Teste de Pettitt

O teste de Pettitt (PETTITT, 1979) é um teste não paramétrico que utiliza uma versão da estatística de Mann-Whitney $U_{t,N}$, a qual verifica se duas amostras x_1, \dots, x_t e x_{t+1}, \dots, x_N são da mesma população ou não. A estatística de teste $x_{t,N}$ foi calculada a partir da Equação (24):

$$U_{t,N} = U_{t-1,N} + \sum_{j=1}^N \text{sin}(x_t - x_j) \quad \text{para } t = 2, 3, \dots, N \quad (24)$$

A estatística do teste conta o número de vezes que o valor da primeira amostra excede o valor da segunda amostra. A hipótese nula do teste de Pettitt admite ausência de um ponto de mudança (*change point*) na série.

4.6 ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE - TESTE KPSS

O teste KPSS, proposto em Kwiatkowski *et al.* (1992), avalia a estacionariedade em uma série temporal. As hipóteses desse teste são:

H_0 = A série não apresenta raiz unitária, a série é estacionária.

H_1 =A serie apresenta raiz unitária, a serie não é estacionaria.

Nesse teste a hipótese nula é de que a série seja estacionária. Em sua versão mais simples supõe-se que, a Eq. 25:

$$y_t = \xi D_t + r_t + \varepsilon_t \quad (25)$$

Em que ξ é uma constante que representa o coeficiente de t , ε_t é um erro estacionário e um passeio aleatório $r_t = r_{t-1} + \mu_t$, onde μ_t é independentes e identicamente distribuída. com distribuição normal, média zero e variância σ^2 ; e y_t é a variável estudada.

Considerando que e_t representa os resíduos de uma regressão em y_t , explicado pelas componentes de tendência, passeio aleatório e intercepto, um estimador para a variância dos erros dessa regressão, de acordo com Kwiatkowski *et al.* (1992), é dado pela Equação (26).

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{SQE}{N} \quad (26)$$

Onde SQE é a soma dos quadrados dos erros e N é o número de observações.

Define-se a soma parcial dos resíduos, S_t , conforme Equação (27):

$$S_t = \sum_{i=1}^N e_i \text{ para } t = 1, 2, \dots, N. \quad (27)$$

De modo que a estatística de teste LM (Multiplicador de Lagrange) é dada pela Equação (28):

$$LM = \left(\frac{1}{N^2} \right) \left(\sum_{t=1}^N \frac{S_t^2}{\sigma_k^2} \right) \quad (28)$$

Na qual σ_k^2 é a estimativa da variância de longo prazo de y_t , sendo essa estatística utilizada para testar as hipóteses citadas abaixo, ou seja:

$$H_0: \sigma_k^2 = 0$$

$$H_1: \sigma_k^2 > 0$$

Os valores da estatística de teste LM são comparados com valores tabelados para dar suporte à tomada de decisão. Nesse estudo foi adotado o valor de 5% como nível de significância.

4.7 ANÁLISE DE VALORES EXTREMOS

A abordagem de blocos máximos para a série de estudos foi adotada com o objetivo de avaliar os valores extremos de precipitação, onde a maior parte de valores diários de dados por ano foi extraído da série histórica. Neste procedimento, o uso do GEV é apropriado e foi aplicado conforme descrito no item 3.4 do referencial teórico (COLES, 2001).

4.8 TESTE DE ADERÊNCIA – KOLMOGOROV - SMIRNOV

Para avaliar a qualidade do ajuste dos dados à distribuição estatística, o teste de aderência serve para dar suporte à tomada de decisão sobre a qualidade do ajuste de uma função densidade de probabilidade à série de dados hidrológicos (MARQUES *et al.*, 2014). Diante disso, foi testado o melhor desempenho da estimativa de parâmetro pelo teste de *Kolmogorov-Smirnov* (KS) para verificar a aderência de cada distribuição, considerando nível de significância de 5% para avaliação qualitativa.

O KS testa a hipótese de que as frequências observadas podem ser representadas pela distribuição de probabilidades. O teste estatístico é obtido pela diferença máxima entre as funções de probabilidades acumuladas, empírica e teórica. O valor crítico do teste ($|\Delta F|_{\text{tab}(n,\alpha)}$) é obtido em função do nível de significância testado e do tamanho da amostra, o qual rejeita a hipótese nula caso este valor supere o valor da estatística do teste ($|\Delta F|_{\text{max}}$) (FRANCO *et al.*, 2014), conforme a expressão:

$$|\Delta F|_{\text{max}} \leq |\Delta F|_{\text{tab}(n,\alpha)} \quad (29)$$

Devido a sua simplicidade, o teste de KS tem larga utilização na literatura, especialmente em estudos de precipitações máximas (ABREU *et al.*, 2018).

4.9 DETERMINAÇÃO DA EQUAÇÃO IDF – DESAGREGAÇÃO DA CHUVA

Para realizar a desagregação da chuva referente a um dia de precipitação em durações menores, foi utilizado o método de relações de durações (CETESB, 1986). Na aplicação desse método foram utilizados dados da série de precipitações diárias máximas anuais ajustados ao modelo de distribuição. Os valores de precipitação máxima anual para cada tempo de recorrência foram desagregados em durações menores que um dia. As durações utilizadas foram 5, 10, 15, 20, 25, 30, 60, 120, 180, 360, 480, 600, 720 e 1440 minutos. Para obtenção da precipitação nas durações citadas, multiplicou-se o a precipitação de duração maior pelo coeficiente que a transforma na precipitação de menor duração. Os coeficientes e suas transformações correspondentes são mostrados na Tabela 4.

Tabela 3 - Coeficientes de desagregação de chuva de 24h utilizando o método das relações de durações

Relação entre Alturas Pluviométricas	Coeficiente de Desagregação
5 min para 30 min	0,34
10 min para 30 min	0,54
15 min para 30 min	0,70
20 min para 30 min	0,81
25 min para 30 min	0,91
30 min para 1 h	0,74
1 h para 24h	0,42
2 h para 24h	0,48
3 h para 24h	0,54
6 h para 24h	0,72
8 h para 24h	0,78
10 h para 24h	0,82

12 h para 24h	0,85
24 h para 1 dia	1,14

FONTE: CETESB (1986)

Primeiramente é preciso obter a precipitação de 24 horas, sendo essa diferente da chuva de um dia. Segundo Bertoni e Tucci (2003), a chuva de 24 horas é o total máximo precipitado, equivalente a um período contínuo de 24 horas, e não corresponde necessariamente ao período de observação. Já a precipitação de um dia é o valor contido entre os horários de observação pluviométrica.

Assim sendo, é necessário multiplicar o valor da precipitação diária pelo coeficiente 1,14 (Tabela 4). Essa multiplicação permite encontrar o valor da chuva de 24 horas. A partir da precipitação de 24 horas (1.440 minutos) determina-se a precipitação de 12 horas (720 minutos), multiplicando-se pelo coeficiente 0,85 (Tabela 4). O mesmo raciocínio é realizado para as demais durações, multiplicando sempre o coeficiente de desagregação pela precipitação de 24 horas.

Para o caso da duração de 30 minutos, o valor de referência a ser multiplicado pelo coeficiente é a precipitação de 1 hora. Para as durações menores que 30 minutos, o respectivo coeficiente de desagregação deve ser multiplicado pela chuva de 30 minutos. O procedimento deve ser feito para cada tempo de recorrência separadamente, obtendo para cada um deles a lâmina de precipitação para diferentes durações. Os valores mínimos de intensidades máximas obtidas para cada duração foram corrigidos, respeitando os valores recomendado por Fendrich (1998) e Ramos e Azevedo (2010), conforme apresentado na Tabela 5.

Tabela 4 - Valores mínimos de precipitação adotados

VALORES MÍNIMOS DE PRECIPITAÇÃO.	
Duração (minutos)	Precipitação Adotada (mm)
5	8
10	10
15	15

20	15
30	20
45	23
60	25
120	30
180	33
240	35
360	40
480	40
720	47
1440	55

FONTE: CETESB (1986)

Valores mínimos de precipitação devem ser adotado conforme estão apresentados na Tabela 5, onde para cada duração, tem-se um valor mínimo de precipitação correspondente. Se valores inferiores aos mínimos tabelados são obtidos na desagregação da chuva, eles são desconsiderados e os valores mínimos são adotados no lugar desses valores. Tendo-se os valores de precipitação, as respectivas intensidades são obtidas dividindo-se tais valores pela duração correspondente. A partir dessas intensidades, as curvas IDF são geradas, sendo uma para cada tempo de recorrência.

A variação da intensidade com a frequência está relacionada com a probabilidade de ocorrência ou a superação do evento de chuva, obtida, portanto, através da função de distribuição de probabilidade que permite a extrapolação para um número maior em anos em relação ao número de anos de observação. Em geral, as distribuições de valores extremos de grandezas hidrológicas ajustam-se satisfatoriamente à distribuição de Fisher-Tippett do tipo I, também conhecida como função de Gumbel (VILLELA; MATTOS 1975) (LEOPOLDO; SANSIGOLO; MARTINS, 1984), a qual é dada pela (Equação 30) (CHOI; CHOI, 1999).

$$x = \bar{x} - s \left\{ 0,45 + 0,7797 \ln \left[\ln \frac{Tr}{Tr - 1} \right] \right\} \quad (30)$$

Em que:

x= precipitação máxima ajustada (mm);

\bar{x} = média dos valores de precipitação máxima coletados (mm);

s = desvio padrão das precipitações máximas anuais (mm);

T_r := tempo de recorrência (anos).

Para cada precipitação máxima anual foi calculada a distribuição empírica de probabilidade (frequência), utilizando o método Kimball a partir da Equação (31) (PINTO *et al.*,1976):

$$F = \frac{m}{n - 1} \quad (31)$$

Em que:

F = frequência de ocorrência (adimensional);

m = ordem de determinado evento;

n = número de anos de observação.

Os valores da distribuição de Gumbel correspondentes a cada valor de precipitação máxima foram obtidos pela sua função de sobrevivência (Equação 32) (SUBRAMANYA, 2013; GHOSH, MISTRI, 2013), conforme descrita na Eq. 32:

$$P = 1 - e^{-e^{-y}} \quad (32)$$

Em que:

P = probabilidade (adimensional);

e = base dos logaritmos neperianos (adimensional);

y = variável reduzida de Gumbel (adimensional).

A aderência da distribuição de Gumbel às séries anuais das chuvas extremas foi analisada pelo teste KS aos níveis de 1 e 5% de significância. Uma vez verificada a aderência da distribuição de Gumbel aos dados observados, foi determinada a relação intensidade-duração-frequência expressa pela equação IDF.

A determinação dos parâmetros da equação IDF é realizada com base nos valores de precipitação observados e estimados. A intensidade observada se refere aos valores de intensidade já obtidos por Gumbel e a desagregação. A

intensidade estimada é obtida aplicando-se a Equação 33, que é a equação Intensidade Duração Frequência (IDF) (SOUZA *et al.*, 2012; CARDOSO *et al.* 2014, CAMPOS *et al.*, 2017):

$$i = \frac{KT_r^a}{(t + b)^c} \quad (33)$$

Em que:

i = intensidade de precipitação (mm h^{-1});

T_r = tempo de recorrência (anos);

t = duração da chuva (minutos);

K , b e c = parâmetros que descrevem características locais (adimensional);

a = parâmetro regional constante (adimensional).

Os parâmetros empíricos de ajuste (K , a , b e c) da equação IDF (Equação 33) foram estimados por meio do método de regressão linear utilizando-se o Método dos Mínimos Quadrados (van SLYKE, 1963) com o auxílio do software R, versão 4.1.2.

Para validação e verificação da consistência da equação IDF, foi avaliada a magnitude do coeficiente de determinação (R^2) de ajuste do resultado da função aos dados, a qual determina a proporção de variância nos valores experimentados que podem ser atribuídos aos observados.

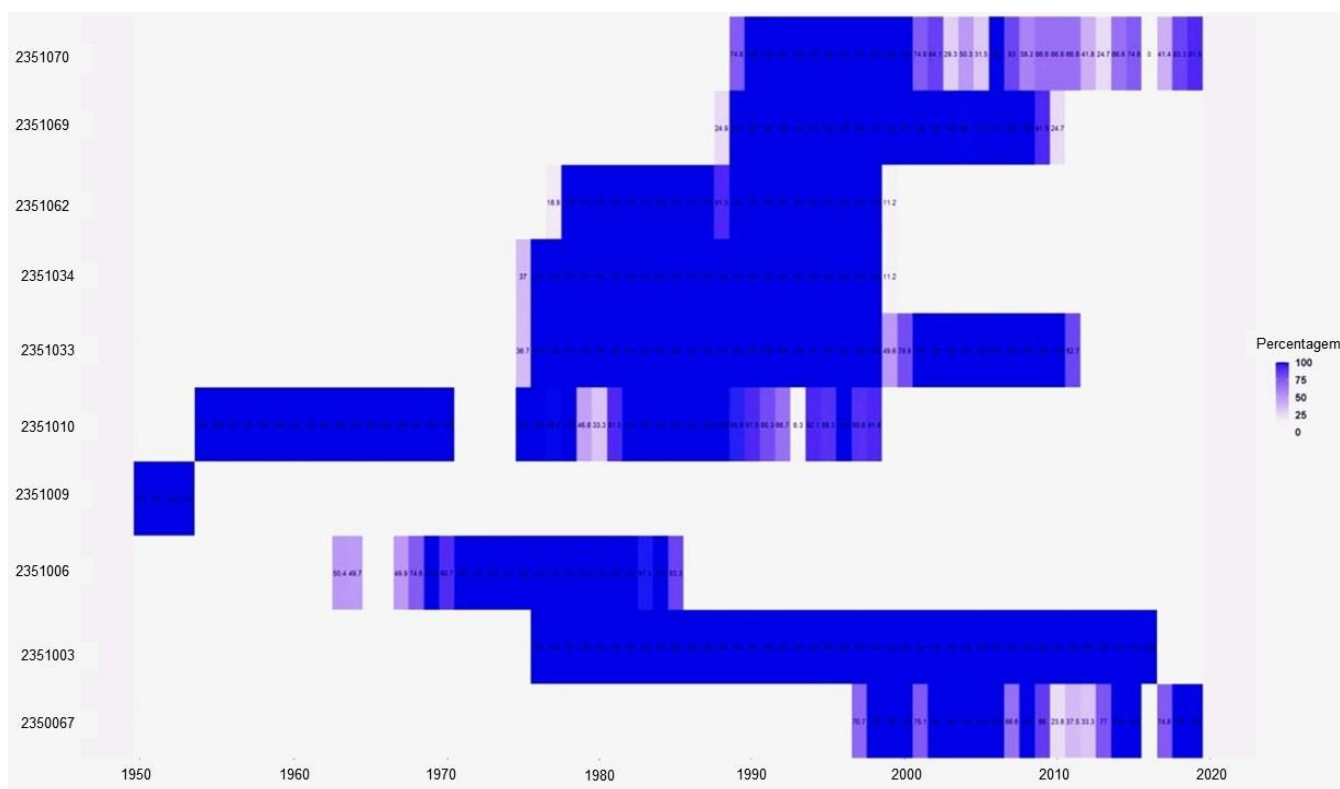
5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.1 DISPONIBILIDADE TEMPORAL DAS SÉRIES DE PRECIPITAÇÃO

As séries de precipitação disponíveis próximas a bacia hidrográfica e suas disponibilidades temporais estão descritas na Figura 8. As duas séries de precipitação disponíveis dentro da área de drenagem da bacia são a 2351009 e a 2351010. A série 2351009 possui apenas quatro anos de dados completos, enquanto a 2351010 possui 28 anos de dados completos e 13 anos com 55,69% de falhas. A estação com o código 2351003, sob responsabilidade do Instituto Agrônomo do Paraná (IAPAR) foi a série utilizada nas análises, apresentando 41 anos de dados completos no período de 1976 – 2016. Todas as estações

pluviométricas disponíveis, com exceção da 2351003, não se enquadraram nas regulamentações técnicas da WMO, as quais estabelecem os parâmetros para um período de no mínimo três décadas consecutivas de obtenção de dados e 10% de falhas anuais (WMO, 2009).

Figura 8 - Diagrama de avaliação da disponibilidade temporal de dados de precipitação das estações próximas ao Ribeirão Cambé.



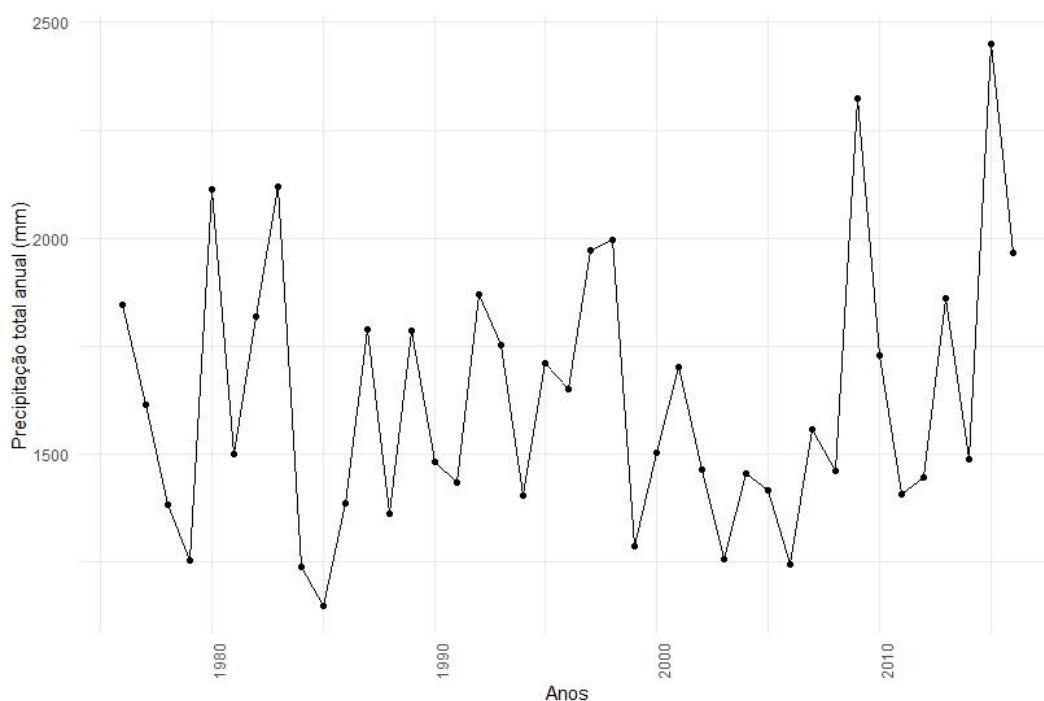
FONTE: A autora (2022).

No eixo x apresenta os anos e no eixo y as dez estações pluviométricas disponíveis. As cores do diagrama em azul representa 100% dos dados completos e as variações de roxo apresenta porcentagens de dados incompletos. A estação 2351003 apresenta 41 anos de dados completos, sem falhas, abrangendo o período de 1975 a 2016. A estação 2351033 apresenta 33 anos de dados completos com 4 anos de dados incompletos, sendo os anos incompletos o primeiro ano, o último e dois anos no meio da série. A estação 2351010 apresenta 28 anos de dados completos e 13 anos de dados incompletos com um intervalo de 4 anos no meio da série sem dados.

5.2 VARIABILIDADE PLUVIOMÉTRICA

Considerando apenas a estação 2351003, a precipitação total anual em Londrina apresentou grande variação. O valor máximo registrado ocorreu no ano de 2015, com um total anual de 2449 mm, enquanto no ano de 2009 foi registrado um total anual de 2322 mm (Figura 9). A menor precipitação total anual ocorreu no ano de 1985, com 1146 mm, seguido por 1984, com total anual de 1237 mm (Figura 9).

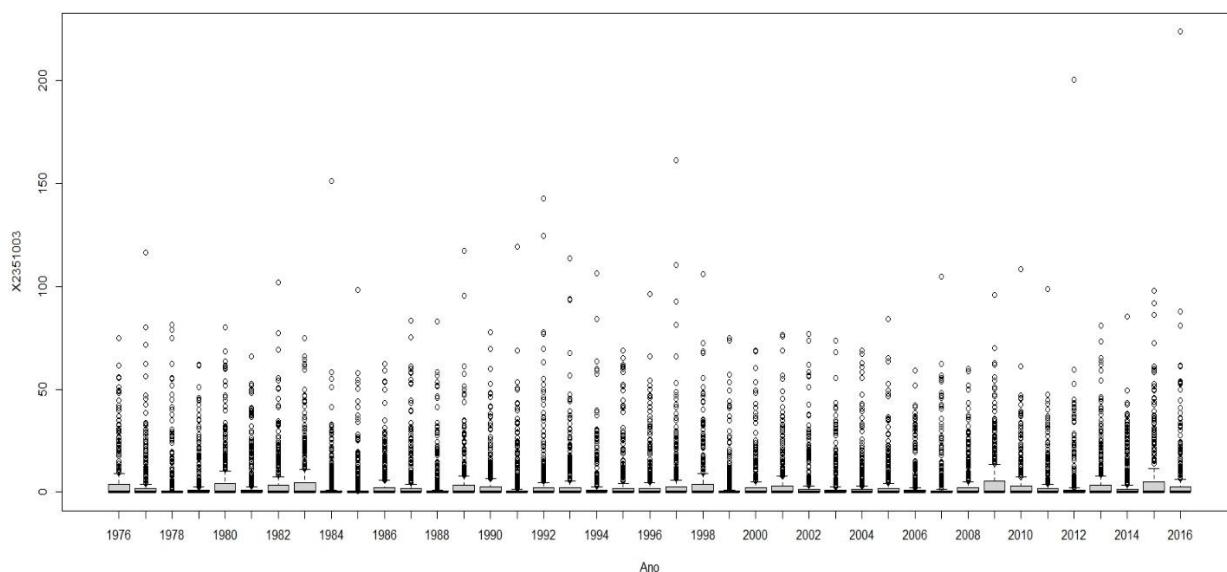
Figura 9 – Precipitação total anual para a estação 2351003



FONTE: A autora (2021).

A precipitação diária está representada na Figura 10. A maior precipitação diária foi no ano de 2016 com o valor de 223,6 mm, seguido por 2012 com 200,5 mm, enquanto a menor precipitação diária foi em 1979 com o valor de 62 mm, seguido por 1986 com valor de 62,5 mm.

Figura 10 – Gráfico de precipitação diária por ano para a estação 2351003



FONTE: A autora (2021).

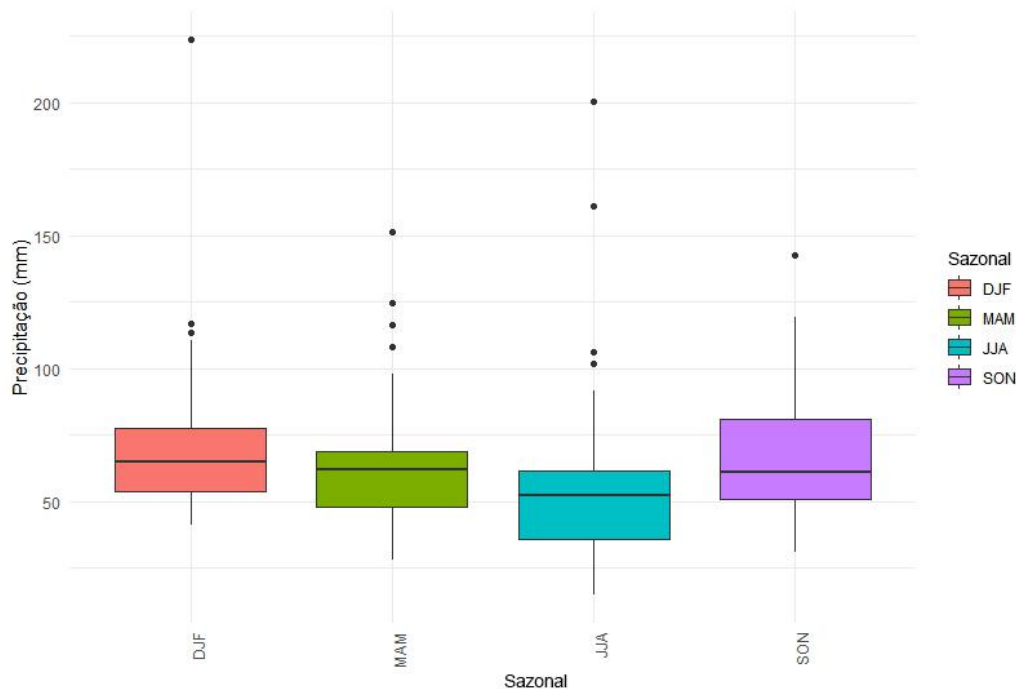
As análises sazonais foram definidas com dados de máxima precipitação em um dia no ano para cada estação do ano (Figura 11). A estação de verão (DJF- dezembro, janeiro e fevereiro) foi identificada como a estação mais chuvosa com mediana de 65,10 mm e média 70,56 mm. Além disso, foram identificados três valores de outliers: um em 1989 (117,1 mm); outro em 1993 (113,5 mm); e o terceiro em 2016 (223,6 mm), o maior de toda a série.

A estação de inverno (JJA – junho, julho e agosto; Figura 11), se revelou a menos chuvosa do município, com mediana de 52,4 mm e média 56,48 mm. Além disso, foram identificados quatro valores de outliers com precipitação de 102,0 mm para o ano 1982, 106,0 mm para o ano 1998, 161,0 mm para o ano 1997 e 200,5 mm para o ano 2012. Os anos de 2012 e 1997 apresentaram a segunda e a terceira maiores quantidades máximas de precipitação em um dia no ano.

A primavera (SON – setembro, outubro e novembro) e o outono (MAM – março, abril e maio) apresentaram medianas e médias próximas, sendo medianas de 61,2 mm e 61,8 mm e médias de 67,04 mm e 65,55 mm, respectivamente. Foi observado valor de outlier na primavera, especificamente no ano de 1992, com 142,7 mm. No outono foram observados quatro valores de

outliers: em 1984 (151,2 mm); 1992 (124,6 mm); 1977 (116,3 mm); e 2010 (108,2 mm).

Figura 11 - Precipitações sazonais para a estação 2351003



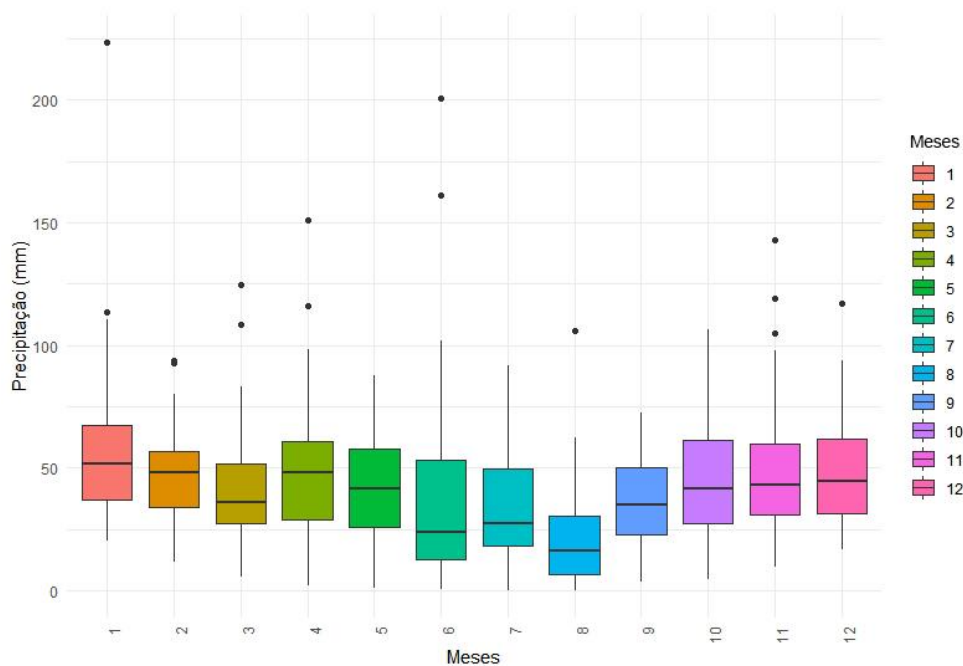
FONTE: A autora (2021).

A Figura 12 apresenta a variabilidade da precipitação mensal. Observa-se que as maiores medianas e médias foram registradas nos meses de: janeiro com mediana 51,8 mm e média 58,05 mm; fevereiro com mediana 48,0 mm e média 46,83 mm; e abril com mediana 47,9 mm e média 48,4 mm.

Por outro lado, os meses com menores valores de medianas e médias foram: agosto com mediana 16,4 mm e média 21,35 mm; junho com mediana 24,0 mm e média 38,03 mm; e julho com mediana 27,5 mm e média 31,99 mm.

Os cinco maiores valores de outliers foram observados nos meses: janeiro com valor 223,6 mm (2016); em junho com 200,5 mm (2012) e 161,0 mm (1997); abril com 151,4 mm (1984); e em novembro com 142,7 mm (1982).

Figura 12 - Precipitações diárias anual para cada um dos meses para a estação 2351003



FONTE: A autora (2021)

5.3 ANÁLISE DE TENDÊNCIA DE PRECIPITAÇÃO

Os resultados da análise de tendência para índices climáticos referentes à precipitação para a estação 2351003, conforme a definição realizada pelo ETCCDMI, estão apresentados na Tabela 6.

Tabela 5 - Análise de tendência para os índices de precipitação realizada pelos testes de Mann-Kendall e Pettitt, considerando o nível de significância de 10%

	MANN KENDALL			PETTITT	
	Kendall's Tau	p-value	Trend	p-value	Changing point
Rx1day	-0,39	P<0,0001	Decréscimo	0,003	2008
Rx5day	-0,381	P<0,0001	Decréscimo	0,047	1988
SDII	-0,395	P<0,0001	Decréscimo	0,003	2011
R10mm	-0,385	P<0,0001	Decréscimo	0,034	1995
R20mm	-0,392	P<0,0001	Decréscimo	0,002	2008
R99p	-0,406	P<0,0001	Decréscimo	0,048	1998
R95p	-0,404	P<0,0001	Decréscimo	0,002	1998
CDW	-0,404	P<0,0001	Decréscimo	0,036	1984

CDD	-0,391	P<0,0001	Decréscimo	0,037	2001
PRCPTOT	-0,394	P<0,0001	Decréscimo	0,002	2008
Maxim	-0,39	P<0,0001	Decréscimo	0,002	2008
Mean	-0,395	P<0,0001	Decréscimo	0,003	2008

FONTE: A autora (2022).

As tendências das séries temporais de precipitação foram avaliadas pelo teste não paramétrico Mann-Kendall, enquanto as mudanças repentinas de tendência foram analisadas pelo teste de Pettitt. Os resultados foram avaliados para os níveis de significância estatística de 10%, sendo analisados valores anuais e mensais. Na Tabela 6 apresentam-se os resultados da análise de tendência para os dados anuais de precipitação, enquanto a Tabela 7 para os dados mensais.

Os resultados apresentados indicam que todos os índices analisados apresentam tendência significativa, com predomínio de tendências negativas. Pode-se observar que há diferentes anos responsáveis pelas mudanças, eliminando a possibilidade de determinar um único ano que possa ser representativo de alterações nos padrões de precipitação. No entanto, podemos observar que para os índices RX1day, R20mm, PRCPTOT, Maxim e Mean apresentou quebra concentrada no ano de 2008.

Os indicadores associados à precipitação mensal não apresentaram tendências significativas na maior parte dos meses analisados para a estação de estudo. Conforme pode-se observar nas Tabelas 7 e 8, os índices Rx5day e SDII para o mês de julho apresentou tendência positiva, com um nível de significância de 95%.

A Tabela 7 revela que os índices CDD em janeiro e Rx5day em abril apresentaram tendência de redução, rejeitando a hipótese nula. Para os índices SDII em janeiro, PRCPTOT para os meses de janeiro e julho e R20mm em fevereiro, a um nível de significância estatística de 90%, observou-se tendência de aumento do volume precipitado.

Tabela 6 - Análise de tendência para os índices de precipitação (CDD/ CDW/ Rx1day/ Rx5day/ Máxima/ Média) realizada para todos os meses pelo teste de Mann-Kendall, considerando o nível de significância de 95%* e 90%**

	CDD		CDW		Rx1day		Rx5day		Máxima		Média	
	Ken. TAU	p - value	Ken. TAU	p - value	Ken.TAU	p- value	Ken. TAU	P- value	Ken. TAU	p- value	Ken. TAU	p-value
JAN	-0,203	0,075**	-0,0465	0,6910	0,143	0,193	0,1598	0,1442	0,1427	0,193	0,198	0,071**
FEV	0,039	0,746	0,0499	0,6723	0,038	0,736	0,1037	0,3454	0,038	0,736	0,128	0,243
MAR	-0,044	0,706	-0,0763	0,5198	0,004	0,982	-0,018	0,875	0,0037	0,982	-0,019	0,866
ABR	-0,140	0,211	-0,1440	0,5198	-0,159	0,144	-0,207	0,0576**	-0,1599	0,144	-0,116	0,291
MAI	0,044	0,701	-0,0801	0,5015	0,0073	0,955	0,0048	0,973	0,0073	0,9552	0,019	0,866
JUN	0,014	0,910	0,0579	0,634	-0,044	0,694	-0,016	0,893	-0,0439	0,694	-0,0293	0,796
JUL	-0,129	0,254	0,0579	0,634	0,164	0,135	0,217	0,0467*	0,164	0,135	-0,0197	0,866
AGO	0,159	0,155	-0,001	1	0,031	0,787	0,0012	1	0,0308	0,787	-0,058	0,598
SET	0,127	0,263	-0,105	0,378	-0,0439	0,694	-0,044	0,694	-0,0439	0,694	0,102	0,351
OUT	-0,041	P,726	0,0448	0,7106	0,0281	0,805	0,0939	0,393	0,028	0,805	0,102	0,351
NOV	0,075	0,512	0,0819	0,509	0,0586	0,598	-0,012	0,919	0,059	0,598	-0,0635	0,567
DEZ	-0,115	0,317	-0,113	0,339	-0,117	0,286	-0,104	0,345	-0,117	0,286	-0,1341	0,221

FONTE: A autora (2022).

Tabela 7 - Análise de tendência para os índices de precipitação (R95P/ R99p/PRCPTOT/ R10mm? R20mm) realizada para todos os meses pelo teste de Mann-Kendall, considerando o nível de significância de 95%* e 90%**

	R95p		R99p		SDII		PRCPTOT		R10mm		R20mm	
	Ken. TAU	p-value	Ken. TAU	p-value	Ken. TAU	p-value	Ken. TAU	p-value	Ken. TAU	p-value	Ken. TAU	p-value
JAN	0,1379	0,208	0,143	0,193	0,207	0,058**	0,1927	0,077**	0,1492	0,206	0,1389	0,2284
FEV	0,024	0,831	0,0378	0,736	0,077	0,486	0,132	0,229	0,032	0,791	0,2123	0,064**
MAR	-0,035	0,753	0,0037	0,982	-0,093	0,399	-0,022	0,849	-0,0068	0,963	-0,045	0,711
ABR	-0,131	0,234	-0,1598	0,144	-0,076	0,493	-0,116	0,291	-0,151	0,211	0,0485	0,692
MAI	0,034	0,762	0,0073	0,955	0,093	0,399	0,019	0,866	0,0844	0,479	-0,0108	0,936
JUN	-0,042	0,711	-0,043	0,703	-0,00037	0,982	-0,033	0,770	-0,043	0,728	-0,063	0,607
JUL	0,153	0,164	0,164	0,135	0,227	0,0377*	0,202	0,063**	0,0612	0,622	0,195	0,108
AGO	0,017	0,884	0,031	0,787	0,037	0,744	-0,021	0,857	0,0355	0,780	-0,025	0,850
SET	-0,041	0,711	-0,0439	0,694	-0,049	0,661	-0,059	0,598	0,00135	1	-0,045	0,705
OUT	0,057	0,605	0,028	0,805	0,046	0,678	0,099	0,363	0,1804	0,129	0,095	0,417
NOV	-0,0195	0,866	0,039	0,727	-0,037	0,744	-0,066	0,552	0,0487	0,686	-0,119	0,308
DEZ	-0,1122	0,307	-0,117	0,286	-0,144	0,189	-0,134	0,221	0,0161	0,899	-0,089	0,443

FONTE: A autora (2022).

De acordo com Machado *et al.* (2013) e Ely e Dubreuil (2017), que analisaram tendência das chuvas na região norte do Paraná pelo método de MK, para mais de 300 estações do período de 1977 a 2012, observa-se tendência decrescente nas precipitações, indicando aumento do período de estiagem e aumento de dias secos consecutivos.

No estudo desenvolvido por Gonçalves e Back (2018) no período de 1976 a 2015, das 69 estações analisadas no Paraná, apenas três estações (4,3%) apresentaram tendência decrescente significativa, com maior incidência no norte do Estado. A maioria das estações não apresentou tendências nesse estudo.

No estudo desenvolvido por Silva *et al.* (2015), eles observaram diminuição do R95p apenas em Cambará, Ibiporã e Umuarama, situadas no norte/noroeste do Paraná. Nas demais localidades analisadas, não se observaram tendências significativas para a maioria dos indicadores climáticos. Entretanto, os critérios definidos por esses autores foram mais rígidos, considerando apenas a significância de 99%, além de diferenças no período de duração (1976 a 2010). Por outro lado, Fortin, Ely e Henry (2021) e Ely (2013), que realizaram análise de tendência pelo mesmo método não paramétrico MK para região de Londrina no período 1981 a 2010, não observaram tendências significativas de precipitação a um nível de significância de 95%.

Contudo, os resultados encontrados no presente estudo são distintos dos obtidos por Silva Dias *et al.* (2013), Zilli *et al.* (2017) e Cavalcanti *et al.* (2017). Estes trabalhos analisaram mais de 70 anos de dados de precipitação diária, as quais apresentaram tendências positivas para Região Sudeste do Brasil, indicando um aumento na frequência de dias chuvosos e eventos diários de precipitação extrema.

Diversos estudos, em sua maioria, são realizados localmente e baseados em estações individuais, refletindo características locais e geográficas, o que difere da comparação de uma análise de maior escala. Nesses casos, a utilização de um conjunto de estações ao invés das individuais forneceria uma caracterização da variabilidade espacial das tendências das chuvas.

De acordo com Oliveira *et al.* (2010), geralmente os dados de chuva disponíveis não são muito numerosos, mesmo sendo relativamente mais

abundantes que as demais informações hidrométricas solicitadas para projetos hidráulicos. Este fato induz a erros nas avaliações realizadas por métodos estatísticos, visto que têm de partir de pequenas amostras.

Em um país com dimensões continentais e extensa malha hidrográfica como o Brasil, nem todas as bacias são devidamente monitoradas e, nesse caso, adensar a rede hidrométrica não é tarefa das simples. Segundo Pessoa, Blanco e Martins (2011), uma rede hidrométrica raramente possui densidade de estações que permita cobrir todos os locais de interesse de um plano de gerenciamento de recursos hídricos.

Apesar da análise de tendência para a área de estudo apresentar tendência significativa negativa, deve ser considerada com cautela, uma vez que a bacia do Ribeirão Cambé apresenta baixa densidade de pluviômetros, com dados faltantes e períodos curtos.

5.4 APLICAÇÃO DA GEV PARA AS PRECIPITAÇÕES EXTREMAS ANUAIS

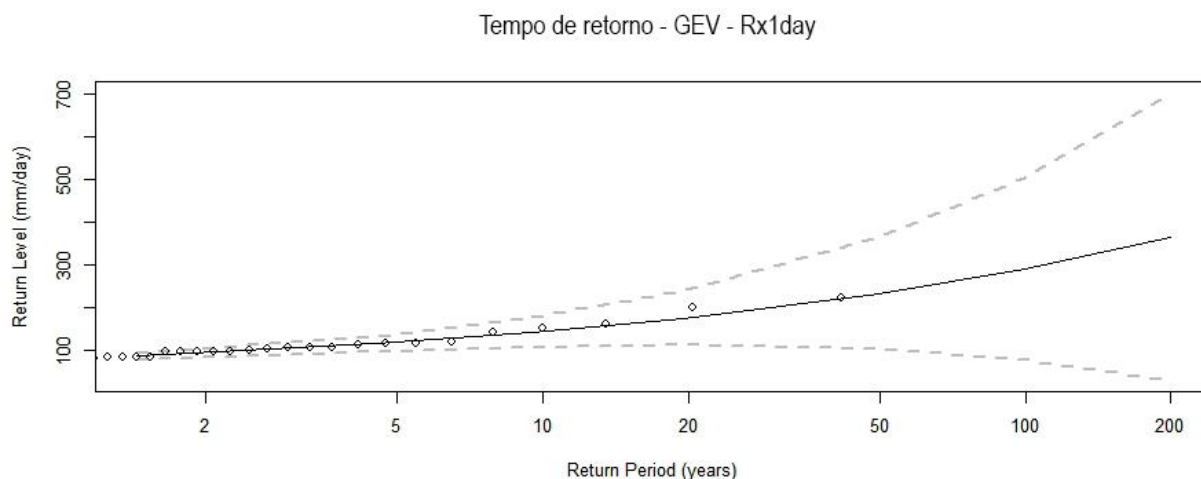
A série temporal analisada no período de 1976 à 2016, com 41 anos de dados, se revelou estacionária, aceitando a hipótese nula, ou seja, não variou significativamente com o tempo. Os resultados referentes às precipitações acumuladas em um e cinco dias (gráficos P-P (*Probability Plot*), Q-Q (*Quantil Plot*), função densidade de probabilidade e curva de nível de retorno) são mostrados nos Apêndices 2 e 3, respectivamente.

Os resultados obtidos para os estimadores dos parâmetros μ , σ e ξ para o índice Rx1day (Apêndice 2), ajustado pela GMLE, foram 79,15, 18,43 e 0,35, respectivamente. Como o parâmetro de forma é maior que zero, o ajuste é dado por uma curva do tipo Fréchet, indicando que a função densidade de probabilidade possui um limite inferior finito e diminui mais lentamente com o aumento do valor de Rx1day, apresentando uma cauda mais longa. Para os gráficos P-P e Q-Q podemos observar uma boa linearidade dos pontos.

A Figura 13 mostra o período de retorno para a distribuição GEV. Os pontos são os máximos anuais da amostra, a linha central representa o período de retorno e as linhas em seu entorno corresponde ao intervalo de confiança. A partir desse resultado pode-se interpretar que se espera que ocorra uma vez a

cada 20 anos um dia em que a precipitação seja de 200 mm, com um intervalo de confiança de 98 mm – 220 mm, para um nível de significância de 95%.

Figura 13 - Período de retorno anual da precipitação diária a partir da GEV



FONTE: A autora (2022).

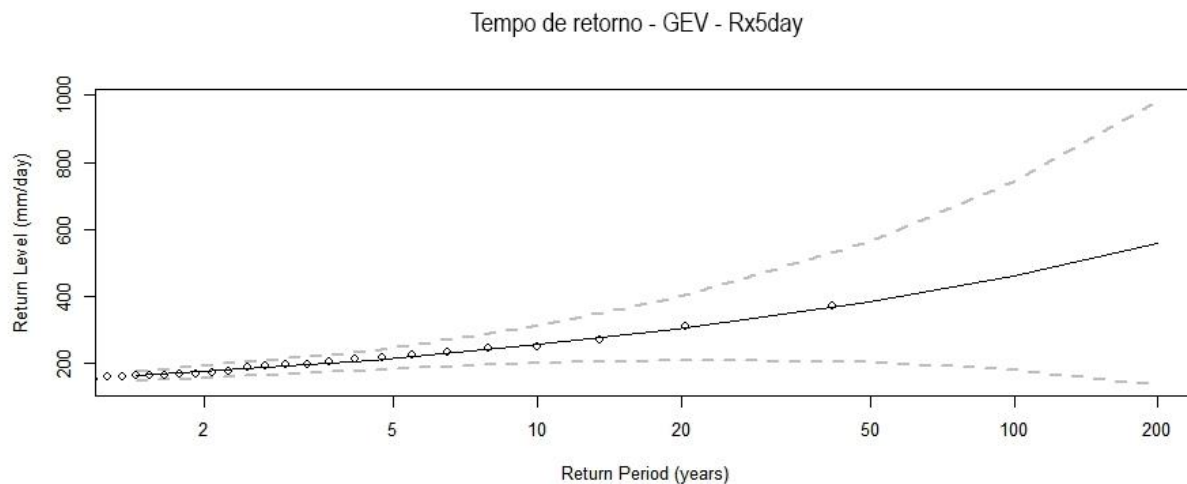
Os resultados do diagnóstico para avaliar a precisão do modelo GEV ajustado aos dados de cinco dias consecutivos de chuvas em Londrina são mostrados no Apêndice 3. Os estimadores dos parâmetros μ , σ e ξ produziram os seguintes resultados = 149,78, 31,57 e 0,30. Observa-se um melhor ajuste entre o modelo e o empírico quando se compara com os dados precipitação acumulada em um dia. Como o parâmetro forma ξ estimado é positivo, novamente a função densidade de probabilidade é do tipo Fréchet, possuindo um limite inferior finito e uma cauda mais longa.

Evidentemente, o deslocamento do parâmetro de posicionamento para a direita em relação a Rx1day é esperado, pelo fato de se tratar da precipitação máxima acumulada em 5 dias consecutivos (Rx5day). Já o aumento no parâmetro de escala sugere uma diminuição do acúmulo de eventos ao redor da moda. Por outro lado, a diminuição observada no parâmetro de escala, que está associado à assimetria da distribuição, produz uma cauda mais longa, sugerindo um maior percentual de eventos Rx5day mais intensos, quando comparado à Rx1day.

A Figura 14 mostra o gráfico com a curva do nível de retorno para eventos de precipitação acumulada em 5 dias consecutivos. Observa-se que,

para um período de retorno de 20 anos, o nível de retorno apresenta valores de 300 mm para 5 dias consecutivos.

Figura 14 - Período de retorno anual da precipitação de cinco dias acumulados a partir da GEV



FONTE: A autora (2022).

Podemos observar que na cidade de Londrina, para o mês de outubro de 2011 era esperado 140 mm de chuva, mas de acordo com os dados do IAPAR, choveu 278,3 mm, considerando que 170,4 mm se concentraram nos dias 12, 13, 14, 15 e 16, ou seja, mais de 61% da chuva de todo o mês em apenas cinco dias (RINALDO, 2014).

Vale ressaltar que a precipitação de cinco dias consecutivos é um indicativo de risco na área de estudo, uma vez que diversos fatores influenciam na resposta da bacia a um evento chuvoso. Dentre esses fatores, estão: uso e ocupação do solo, saturação do solo e as condições de manutenção e implementação do sistema de drenagem em áreas urbanas.

5.5 EQUAÇÃO IDF

Para os dados de chuva foram identificados os valores de precipitação diárias máxima anual correspondente a cada um dos 41 anos hidrológicos para a série de dados 2351003. Nota-se a oscilação dos eventos de precipitação diárias máxima anual, com destaque para a maior precipitação no ano de 2016

com 223,6 mm e as menores nos anos de 2006 com 59 mm e 2008 com 59,8 mm.

A estimativa dos valores de precipitação para cada tempo de recorrência selecionado foi realizada a partir da distribuição estatística de Gumbel. Foi necessário determinar os valores de média e desvio padrão referentes às precipitações máximas diárias anuais. A média correspondeu a 97,14 mm e o desvio padrão a 35,73 mm.

Aplicando-se a Equação (31) foi possível obter a altura máxima de precipitação de 1 dia para os tempos de recorrência de 2, 5, 10, 15, 20, 25, 50 e 100 anos (Tabela 9).

Tabela 8 - Estimativa da precipitação diária máxima anual pela distribuição estatística de Gumbel, realizada para cada tempo de recorrência

Tempo de recorrência (ANOS)	Estimativa de precipitação (mm)
2	91,27
5	122,84
10	143,75
15	155,54
20	163,80
25	170,16
50	189,76
100	209,21

FONTE: A autora (2022).

Os resultados das estimativas de precipitações diárias máximas anuais permitem verificar que, quanto maior o tempo de recorrência, maior é a lâmina prevista de precipitação, ou seja, à medida que o tempo de recorrência aumenta, maiores são os valores de precipitação que podem vir a ocorrer neste período de referência.

O cálculo de aderência foi realizado pelo teste KS, que analisou a aderência da distribuição da série de precipitações diárias máximas anuais. A distribuição foi estimada pelo modelo de Gumbel e a frequência de precipitação observada pelo método empírico de Kimball, relativo ao município de Londrina

(estação 2351003). Percebe-se uma boa aderência entre a distribuição de valores observados e os estimados pela distribuição, com o valor do KS observado de 0,17, considerando um nível de significância de 0,01. Comparando os dois resultados, percebe-se que $KS < KS$ crítico. Portanto, a hipótese nula foi aceita, ou seja, a distribuição de Gumbel pode ser utilizada para representar o comportamento dos valores de precipitação analisados.

Partindo dos valores de precipitação máxima diária, foi aplicado o Método das Relações de Durações (CETESB, 1986). Dessa forma, foram calculados os valores de precipitação para durações inferiores a 1 dia, correspondentes a cada tempo de recorrência utilizado (Tabela 9). A intensidade de precipitação máxima foi determinada a partir da divisão dos valores de precipitação por suas respectivas durações.

Tabela 9- Valores de desagregação da chuva (mm) em tempos menores que 1 dia

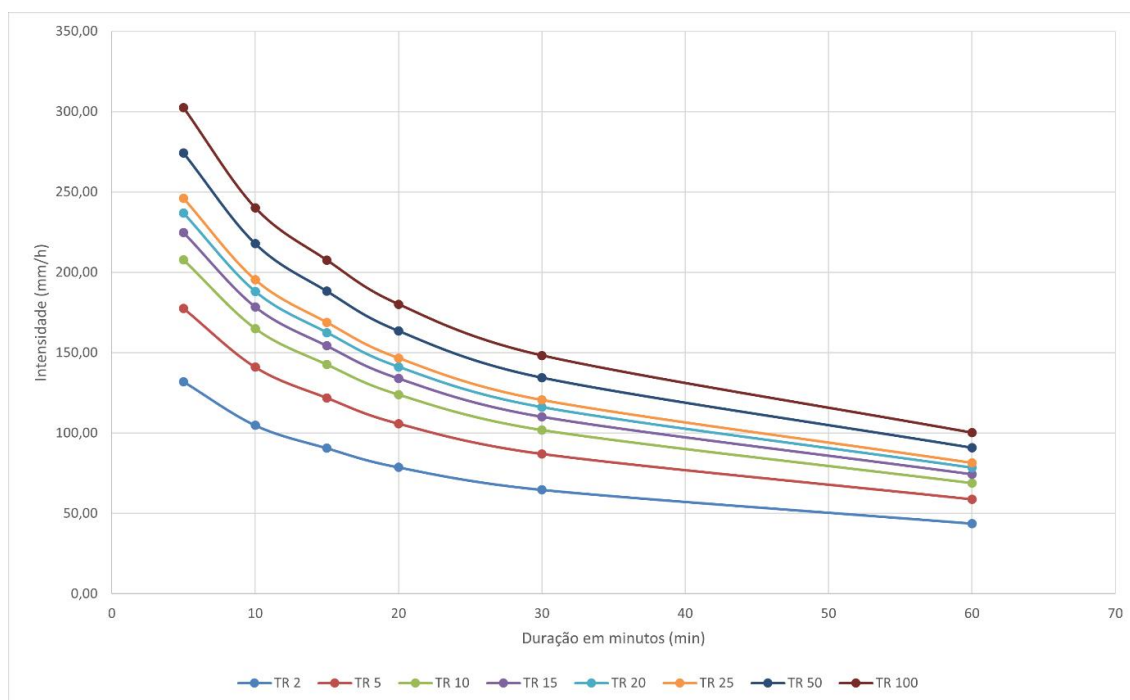
	1dia	1dia>24h	24>12h	24>10h	24>8h	24>6h	24>1h	1h>30min	30>20min	30>15min	30>10min	30>5min
TR	Xtr	1,14	0,85	0,82	0,78	0,72	0,42	0,74	0,81	0,7	0,54	0,34
2	91,2688	104,05	88,44	85,32	81,16	74,91	43,70	32,34	26,19	22,64	17,46	10,99
5	122,844	140,04	119,04	114,83	109,23	100,83	58,82	43,52	35,26	30,47	23,50	14,80
10	143,749	163,87	139,29	134,38	127,82	117,99	68,83	50,93	41,25	35,65	27,50	17,32
15	155,543	177,32	150,72	145,40	138,31	127,67	74,47	55,11	44,64	38,58	29,76	18,74
20	163,802	186,73	158,72	153,12	145,65	134,45	78,43	58,04	47,01	40,63	31,34	19,73
25	170,163	193,99	164,89	159,07	151,31	139,67	81,47	60,29	48,84	42,20	32,56	20,50
50	189,758	216,32	183,88	177,39	168,73	155,75	90,86	67,23	54,46	47,06	36,31	22,86
100	209,209	238,50	202,72	195,57	186,03	171,72	100,17	74,13	60,04	51,89	40,03	25,20

FONTE: A autora (2022).

As Figuras 15 e 16 apresentam as curvas IDF para Londrina, sendo a Figura 15 considerando as durações de 5, 10, 15, 20, 25, 30 e 60 minutos e os tempos de retorno de 2, 5, 10, 15, 20, 25, 50 e 100 anos. Por outro lado, a Figura 16 apresenta as durações de 360, 480, 600, 720 e 1440 minutos, e os tempos de retorno de 2, 5, 10, 15, 20, 25, 50 e 100 anos.

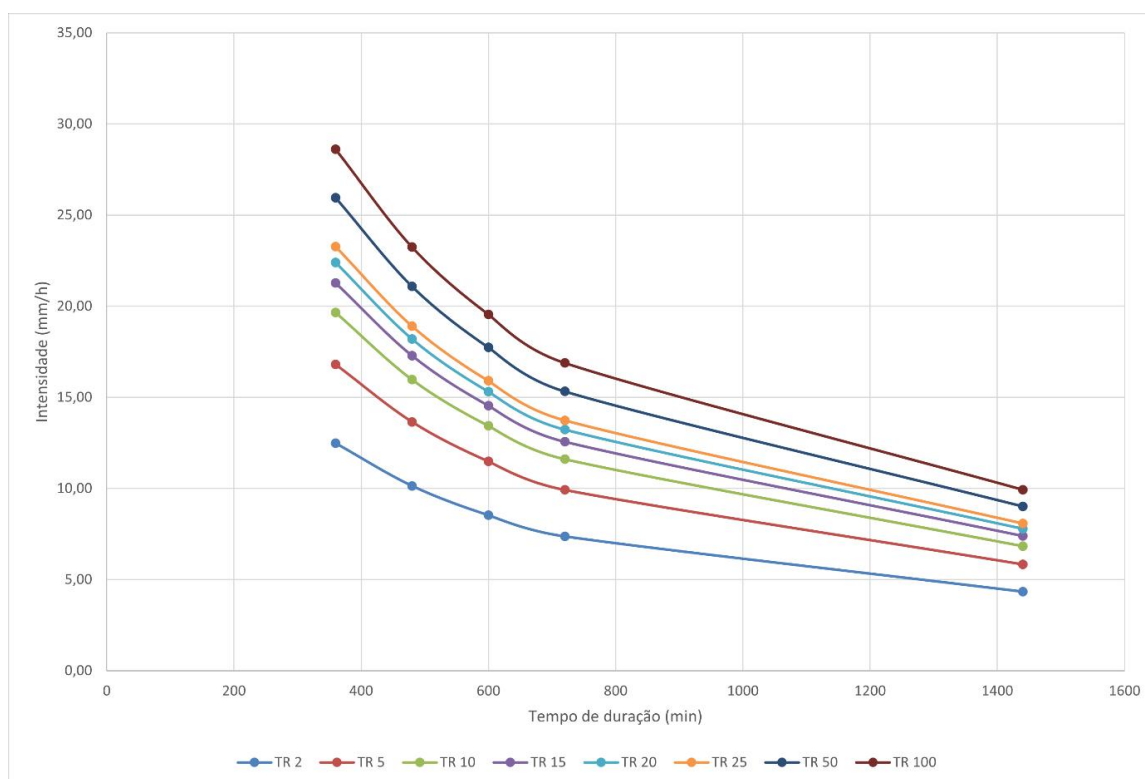
A Figura 15 revela que para um período de retorno de 50 anos e uma duração de 10 minutos pode-se alcançar taxas de precipitação acima de 200 mm/h, sendo altamente provável que haverá grande número de pontos de alagamentos. Em junho de 2012, de acordo com a estação meteorológica do IAPAR, apenas no dia 19 choveu mais de 200 mm em Londrina (200,5 mm). Houve o registro de nove ruas alagadas e três pontes danificadas, isso em três bairros da cidade (FRAGA, SILVEIRA e JAYME, 2013). O número ultrapassou o antigo recorde registrado pela estação, que era de 161 mm em junho de 1997.

Figura 15 - Curvas IDF para o município de Londrina - PR, considerando as durações de 5, 10, 15, 20, 25, 30 e 60 e os tempos de retorno de 2, 5, 10, 15, 20, 50 e 100 anos



FONTE:A autora (2022).

Figura 16 - Chuvas IDF para o município de Londrina - PR, considerando as durações de 360, 480, 600, 720 e 1440 minutos e os tempos de retorno de 2, 5, 10, 15, 20, 25, 50 e 100 anos



FONTE: A autora (2022).

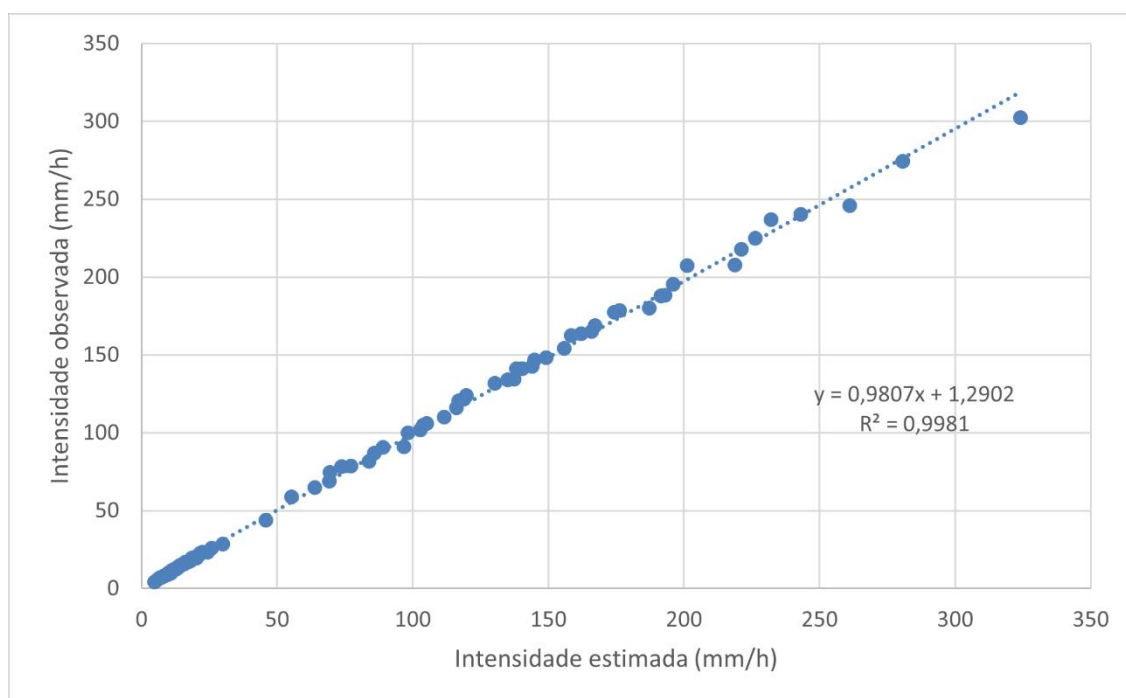
Os resultados obtidos a partir da aplicação da Equação (34) indicam um comportamento típico das relações IDF, sendo a intensidade (i) inversamente proporcional à duração (t) do evento e diretamente proporcional ao tempo de retorno (TR). Essa relação evidencia a importância da escolha do TR para o dimensionamento de obras hidráulicas. Segundo Beijo; Muniz; Castro Neto, (2005), os projetos hidráulicos são geralmente concebidos considerando o custo mínimo, sendo a eles associado um risco admissível de falha, o que requer a previsão de grandezas hidrológicas de grande magnitude com um intervalo temporal de recorrência (TR) elevado, o que pode ser estimado por meio da aplicação de relações IDF.

A Equação 34 apresenta o resultado obtido por meio da aplicação do Método dos Mínimos Quadrados para obtenção dos parâmetros empíricos de ajuste (K , a , b e c), resultando na equação para a série de dados representativa da região de estudo.

$$i_m = \frac{916,89 TR^{0,2071}}{(t + 9,8)^{0,74}} \quad (34)$$

O coeficiente de determinação (R^2) obtido pela relação entre as intensidades de precipitação observadas e estimadas pela Equação (34) foi de 0,9981, indicando que a variável dependente (intensidade estimada) é explicada em mais de 99,8% pela variável independente (intensidade observada), o que reflete a qualidade do ajuste (Figura 17).

Figura 17 - Intensidades de chuva observadas versus chuvas estimadas pela equação IDF para o município de Londrina - PR



FONTE: A autora (2022).

Barreto *et al.* (2013) utilizaram a distribuição de Gumbel e os testes de aderência Qui-Quadrado, Kolmogorov-Sminorv e Anderson-Darling com dados do município de Mossoró-RN, onde estimaram os valores extremos para períodos de retorno de 5, 10, 20, 30, 50, 100, e 500 anos. A análise mostrou que a distribuição de Gumbel representou bem os dados, sendo significativo para todos os testes de aderência.

Oliveira *et al.* (2008) estudaram as chuvas intensas em algumas localidades no Estado de Goiás, empregando a distribuição de Gumbel e o teste de Kolmogorov-Sminorv. Os testes se mostraram adequados e o coeficiente de determinação R^2 obtido pela relação entre intensidades observadas e estimadas

foi de 0,9988, o que permite sua utilização em localidades onde não há disponibilidade de registros pluviógrafos.

Monteiro (2013) realizou um mapeamento das áreas de perigo de inundação no Braço do Baú em Ilhota - SC, utilizando como parâmetro o Método de Gumbel e o Método de Desagregação da DAEE/CETESB para analisar a distribuição de extremos e estimar as máximas precipitações diárias prováveis para cada ano. A partir dos resultados encontrados foi possível observar que o coeficiente de correlação entre a curva IDF e a equação de intensidade foi de 0,999.

6 CONCLUSÕES

A precipitação é uma das variáveis climáticas mais importantes para o planejamento urbano, pois a ocorrência de eventos extremos pode causar impactos severos na sociedade, o que justifica a necessidade de seu monitoramento. Há dez estações pluviométricas na região da microbacia do Ribeirão Cambé, porém apenas a estação 2351003, localizada ao sul da microbacia e com uma série de 41 anos completos de dados disponíveis, atingiu os parâmetros necessários para análise.

Nessa série, observa-se que o maior valor dentre os totais anuais de precipitação ocorreu no ano de 2015 (2449 mm) a menor precipitação total anual ocorreu no ano de 1984 (1146 mm). Os meses com os maiores valores de média foram: janeiro com 58,05 mm, fevereiro com 46,83 mm e abril com 48,4 mm. Os meses com menores valores de média foram: agosto com média 21,35 mm, junho com 38,03 mm e julho com 31,99 mm. Os três maiores valores de outliers foram observados no mês de janeiro com uma precipitação diária de 223,6 mm para o ano de 2016, em junho com o valor de 200,5 mm para o ano de 2012 e em junho com o valor 161,0 mm para o ano 1997.

A análise de tendência realizada pelo teste MK indicou tendências de decréscimo para todos os índices anuais. No que se refere às análises de tendências de precipitações mensais, poucos índices apresentaram tendências estatisticamente significativas. Dessa forma, pode-se observar tendência de redução para o índice CDD em janeiro e o índice Rx5day em abril. Os índices Rx5day e SDII apresentaram tendência positiva para o mês de julho, enquanto

para os índices SDII em janeiro, PRCPTOT para os meses de janeiro e julho e R20mm em fevereiro, observa-se tendência significativa de aumento do volume precipitado.

Para a análise da GEV foi verificado que se espera que ocorra uma vez a cada 20 anos um dia em que a precipitação seja de 200 mm, com um intervalo de confiança de 98 mm – 220 mm). Para precipitação acumulada de cinco dias consecutivos, onde o solo já se encontra saturado, espera-se que ocorra uma vez a cada 20 anos uma precipitação de 300 mm. Estes resultados mostram a probabilidade de ocorrência de precipitação potencialmente danosas e, portanto, deve ser uma preocupação do poder público e dos engenheiros para um correto dimensionamento das obras, a fim de evitar impactos à sociedade.

A equação IDF foi oriunda da distribuição de máximo de Gumbel e do Método de Desagregação da CETESB (1986). O coeficiente de determinação (R^2) obtido pela relação entre as intensidades de precipitação observadas e estimadas pela equação IDF foi de 0,9981. Esse resultado pode ser aplicado em localidades onde não há disponibilidade de registros pluviógrafos ou possui poucas séries históricas de precipitação disponíveis, como é o caso da região de estudo.

Como sugestão para estudos futuros, recomendamos a avaliação de riscos de inundação pluvial, considerando os efeitos das mudanças climáticas, bem como a execução de trabalhos que integrem abordagens de risco e resiliência ao gerenciamento de catástrofes em sistemas de engenharia considerando o contexto das mudanças climáticas. Complementarmente, também recomendamos trabalhos futuros que analisem a não estacionaridade das séries.

Por fim, o uso dos resultados apresentados neste estudo, sobre a probabilidade de ocorrência de eventos de precipitação extrema, pode ter muita utilidade para formuladores de políticas públicas, principalmente se complementados por análises de uso e ocupação do solo e modelagem hidrológica na microbacia estudada. Portanto, estudos com esse escopo têm se revelado indispensáveis para o controle e a prevenção de impactos de eventos de precipitação extrema por meio do dimensionamento adequado dos sistemas de infraestrutura hídrica.

REFERÊNCIAS

- ABREU, M. C.; CECILIO, R.A.; PRUSKI, F.F.; SANTOS, G.R.; ALMEIDA, L.T.; ZANETTI, S.S. Critérios para Escolha de Distribuições de Probabilidades em Estudos de Eventos Extremos de Precipitação. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 33, p. 601-613, 2018.
- AMARAL, R.; RIBEIRO, R. R. Inundações e Enchentes. In: TOMINAGA, L. K.; SANTORO, J.; AMARAL, R. Desastres naturais: Conhecer para prevenir. São Paulo: **Instituto Geológico**, 2009.
- ASSIS, J. M. O. de; LACERDA, F. F.; SOBRAL, M. do C. M. Análise de Detecção de Tendências no Padrão Pluviométrico na Bacia Hidrográfica do Rio Capibaribe. **Revista Brasileira de Geografia Física**, v. 5, n. 2, p. 320-331, 2012.
- AGHAKOUCHAK, A.; NASROLLAHI, N.; LI, J.; IMAM, B.; SOROOSHIAN, S. Geometrical characterization of precipitation patterns. **Journal of Hydrometeorology**, v. 12, n. 2, p. 274–285, 2011.
- ALVARES, C. A.; STAPE, J.L.; SENTELHAS, P.C.; GONÇALVES, J.L.M.; SPAROVEK, G. Köppen's climate classification map for Brazil. **Meteorologische Zeitschrift**, v. 22, n. 6, p. 711–728, 2013.
- BATISTA, Guilherme. Desassoreamento do Lago Igapó deve ficar para 2016. *Bonde*, 21 set. 2015. Disponível em: Acesso em: 13 jan. 2021.
- BAPTISTA, M.; NASCIMENTO, N.; BARRAUD, S. Aspectos da evolução da urbanização e de problemas de inundações em Belo Horizonte. In: Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos, 12. Anais. Vitória: ABRH. 1997.
- BARRETO, H. B. F.; SANTOS, W. O.; FREIRE, F. G. C.; SOBRINHO, J. E.; BARRETO, F. P. Análise da precipitação máxima e relação intensidade-duração-frequência para Mossoró-RN. **Acta Iguazu**, v. 2, n. 4, p. 87-95, 2013.
- BHATTACHARYYA, M.; RITOLIA, G. Conditional VaR Using EVT-Towards a Plane Margin Scheme. **International Review of Financial Analysis**, 17, pp. 382-395, 2008.
- BEIJO, L.A.; MUNIZ, J.A. & CASTRO NETO, P. Tempo de retorno das precipitações máximas em Lavras (MG) pela distribuição de valores extremos tipo I. **Ciência Agrotécnica**, 29(3): 657-667, 2005.
- BEMFICA, D.C.; GOLDENFUM, J. A.; SILVEIRA, A.L.L. Análise da aplicabilidade de padrões de chuva de projeto a porto alegre. **RBRH-Revista Brasileira de Recursos Hídricos**. V. 5, n.4, p. 5-16, 2000.
- BERTONI, J. C. & TUCCI, C. E. M. Precipitação. In.: Hidrologia: ciência e aplicação, Org. Carlos E. M. Tucci, 2ª ed., Porto Alegre: Ed. Universidade/UFRGS: ABRH, 2003.

BLANCHET J.; MOLINIÉ, G.; TOUATI, J. Spatial analysis of trend in extreme daily rainfall in southern France. **Clim. Dyn.**, v. 51, n. 3, p. 799–812, 2018.

BOCHEVA, L.; MARINOVA, T.; SIMEONOV, P.; GOSPODINOV, I. Variability and trends of extreme precipitation events over Bulgaria (1961–2005). **Atmospheric Research**, v.93, p.490–497, 2009.

BORTOLO, A. C. A produção do espaço livre público do lago igapó no contexto urbano londrinense: análise de fatos e dados históricos como instrumentos para a construção do estudo. **Geografia em atos**, v. 2, n. 11, p. 97-109, 2011.

CABRERA, R. B. A. Uso da terra e assoreamento, Lagos Igapó- Londrina/PR. 1992. Monografia (Bacharelado em Geografia) – Universidade Estadual de Londrina, Londrina.

CALDANA, N. F. S.; MARTELÓCIO A. C. Gênese, frequência e intensidade das precipitações de granizo nas Mesorregiões Centro Oriental e Sudeste Paranaense, Brasil. **Geotextos**, v. 15, p. 205-229, 2019.

CALFAPIETRA, C.; CHERUBINI, L. Green Infrastructure: Nature-Based Solutions for sustainable and resilient cities. **Urban Forestry & Urban Greening**, v. 37, p.1-2, 2019.

CAMPOS, A. R.; SILVA, J. B. L.; SANTOS, G. G.; RATKE, R. F.; AQUINO, I. O. Estimate of intense rainfall equation parameters for rainfall stations of the Paraíba State, Brazil. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, v.47, n.1, p.15- 21, 2017.

CANDOTTI, E. A. Memórias da cidade: Londrina 1930/1960. 1997. Monografia (Especialização em História) Departamento de História da UEL, Londrina.

CAVALCANTI, I. F. A. et al. Projections of Precipitation Changes in Two Vulnerable Regions of São Paulo State, Brazil Iracema. **American Journal of Climate Change**, [s. l.], v. 06, n. 02, p. 268–293, 2017.

CARDOSO, C. O.; BERTOL, I.; SOCCOL, O. J.; SAMPAIO, C. A. P. Generation of intensity duration frequency curves and intensity temporal variability pattern of intense rainfall for Lages/SC. **Brazilian Archives of Biology and Technology**, v.57, n.2, p.274-283. 2014.

CARRIO, G. G.; COTTON, W. R.; CHENG, W. Y. Y. Urban growth and aerosol effects on convection over Houston: Part I: The August 2000 case. **Atmospheric Research**, vol. 96, p. 560-574, 2010.

CECILIO, R. A.; PRUSKI, F.F. Interpolação dos parâmetros da equação de chuvas intensas com o uso do inverso de potencias da distância. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.7, n.3, p.501-504, 2003.

CETESB - Companhia de Tecnologia de Saneamento Ambiental. Drenagem urbana: manual de projeto. 1.ed. São Paulo: DAEE/CETESB, 1986. 466p.C

CHADWICK, A.; MORFETT, J.; BORTHWICK, M. Hidráulica para engenharia civil e ambiental. 5ª ed. Rio de Janeiro, Elsevier, 2017.

CHAMPS, J. R. B. Inundações urbanas em Belo Horizonte: Ocorrências, Controle e Medidas de Proteção, Montevideu, Uruguai, v. 4, n. 2, p. 1-6, 2012.

CHOI, Y. H.; CHOI, J. D. Design Frequency Decision For Hydraulic Structures Due To Heavy Storm. In: Hydrologic Modeling: Proceedings of the International Conference on Water, Environment, Ecology, Socio-economics, and Health Engineering, 1999, Seoul National University, Seoul, Korea. Proceedings Seoul, Korea: Water Resources Publication. p. 247, 1999.

COLES, S. **An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values**. London: Springer, v. 208, 2001.

COLES, S.; PERICCHI, L. R.; SISSON, S. A fully probabilistic approach to extreme rainfall modeling. **Journal of Hydrology**, v. 273, p. 35–50, 2003.

CONTI, J.B. Clima e meio ambiente. 7. Ed. São Paulo: Atual, 2011. 96 p.

COSTA, A. R.; BRITO, V. F. Equações de chuva intensa para Goiás e sul de Tocantins. In Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos, 13, Belo Horizonte, Associação Brasileira de Recursos Hídricos. [CD-Rom]. Anais, 1999.

COX, D. R.; ISHAM, V. S.; NORTHROP, P. J. Floods: some probabilistic and statistical approaches. **Phil. Trans. R. Soc. Lond. A**, v. 360, p. 1389-1408, 2002.

DINIZ, H.; ANDRADE, L.C.M.; CARVALHO, A.C.P.; ANDRADE, M.G. Previsão de séries temporais utilizando redes neurais artificiais e modelos de box e jenkins. In: Anais do Simpósio Brasileiro de Redes Neurais. p.173-178, 1998.

ECMWF. [European State of the Climate 2021](https://www.ecmwf.int/en/about/media-centre/news/2022/european-state-climate-2021-shows-year-contrasts). Disponível em: <<https://www.ecmwf.int/en/about/media-centre/news/2022/european-state-climate-2021-shows-year-contrasts>> Acesso em: 10 jun 2022.

EL ADLOUNI, S.; OUARDA, T.B.MJ.; ZHANG, X.; ROY, R.; BOBÉE, B. Generalized maximum likelihood estimators for the nonstationary generalized extreme value model. **Water Resources Research**, v. 43, p. W03410, 2007.

ELY, D.F. Tendências climáticas e a incidência da dengue em cidades do sul do Brasil: estudo de caso de Londrina, Maringá (PR) e Florianópolis (SC). **Revista Brasileira de Climatologia**. DOI: 10.5380/abclima. V.13i0.33045, 2013.

ELY, D. F.; DUBREUIL, V. Análise das tendências espaço-temporais das precipitações anuais para o estado do Paraná - Brasil. **Revista Brasileira de Climatologia**, Curitiba, v. 21, p. 553-569, 2017.

- EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. Sistema brasileiro de classificação de solos. 2. ed. Rio de Janeiro: EMBRAPA-SPI, 2006.
- FAVRETTO, N.; STRINGER, L.C.; DOUGILL, A.J.; DALLIMER, M.; PERKINS, J.S.; REED, M.S.; ATLHOPHENG, J.R.; MOLALE, K. Multi-Criteria Decision Analysis to identify dryland ecosystem service trade-offs under different rangeland land uses. **Ecosystem Services**, v. 17, p. 142–151, 2016.
- FERREIRA, A.; DE HAAN, L. On the block maxima method in extreme value theory: PWM estimators. **Annals of Statistics**, v. 43, n. 1, p. 276–298, 2015.
- FENDRICH, R. Chuvas intensas para obras de drenagem no Estado do Paraná. Curitiba, Champagnat. Curitiba, Paraná. p. 99, 1998.
- FLETCHER, T. D.; SHUSTER, W.; HUNT, W.F.; ASHLEY, R.; BUTLER, D.; ARTHUR, S.; TROWSDALE, S.; BARRAUD, S.; DAVIES, A.S.; BERTRAND-KRAJEWSKI, J.L.; MIKKELSEN, P.S.; RIVARD, G. UHL, M.; DAGENAIS, D.; VIKLANDER, M. The evolution and application of terminology surrounding urban drainage. **Urban Water Journal**, v. 12, n. 7, p. 525-542, 23, 2014.
- FRANTZESKAKI, N. Seven lessons for planning nature-based solutions in cities. **Environmental Science & Policy**, v. 93, p. 101-111, 2019.
- FISHER, R. A.; TIPPETT, L. H. C. Limiting forms of the frequency distribution of the largest or smallest member of a sample. **Mathematical Proceedings of the Cambridge Philosophical Society**, v. 24, n. 2, p. 180–190, 1928.
- FORTIN, G.; ELY, D.F.; HENRY, S.T. Combined temperatura-precipitation modes and their relationship with large-scale climate indices in Paraná, Southern Brazil (1980-2014). **Revista Brasileira de Climatologia**. Doi: 10.5380/abclima, 2021.
- FRAGA, N.C.; SILVEIRA, H.M.; JAYME, N.S. Acidentes socio-naturais extremos em Londrina, PR: uma análise dos impactos frente ao planejamento urbano, nos anos de 2011 e 2012. I seminário Internacional de Investigações sobre vulnerabilidade dos desastres socio naturais – SIIVDS, Florianópolis – SC, 2013.
- FRANCO, C. S.; MARQUES, R.F.P.V; OLIVEIRA, A.S.; OLIVEIRA, L.F.C. Distribuição de probabilidades para precipitação máxima diária na bacia hidrográfica do rio Verde, Minas Gerais. **Rev. bras. eng. agríc. Ambient.**, v. 18, n. 7, p. 735-735, 2014.
- FURIÓ, D.; MENEU, V. Analysis of extreme temperatures for four sites across peninsular Spain. **Theoretical and Applied Climatology**, v. 104, n. 1/2, p. 83–99, 2011.
- GHOSH, S.; MISTRI, B. Performance of D.V.C. in Flood Moderation of Lower Damodar River, India and Emergent Risk of Flood. **Eastern Geographer**. v.19, n.1, p.55-66, 2013.

- GILROY, K.L.; MCCUEN, R.H. A nonstationary flood frequency analysis method to adjust for future climate change and urbanization. **Journal of Hydrology**, v. 414-415, p. 40-48, 2012.
- GONÇALVES, F. N.; BACK, A. J. Análise da variação espacial e sazonal e de tendências na precipitação da região sul do Brasil. **Revista de Ciências Agrárias**, 41, 592-602, 2018.
- GONÇALVES, L. S. Relações Intensidade-Duração-Frequência com Base em Estimativas de Precipitação por Satélite. Dissertação (Mestrado em Recursos Hídricos e Saneamento Ambiental). Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Instituto de Pesquisas Hidráulicas. Porto Alegre. RS. 135 p., 2011.
- GUJARATI, D. *Econometria Básica*. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.
- GUMBEL, E. **Statistics of Extremes**. New York: Columbia University Press, 1958.
- GUAN, Y.; ZHANG, X.; ZHENG, F.; WANG, B. Trends and variability of daily temperature extremes during 1960–2012 in the Yangtze River Basin, China. *Global and Planetary Change*. Estados Unidos, v.124, p.79–94, 2015.
- HAYLOCK, M. R.; GOODESS, C. M. Interannual variability of European extreme winter rainfall and links with mean large-scale circulation. **International Journal of Climatology**, v. 24, n. 6, p. 759-776, 2006.
- HELSEL, D.R.; FRANS, L.M. Regional Kendall Test for Trend. **Environmental Science and Technology**, 40, 4066-4073, 2006. <https://doi.org/10.1021/es051650b>
- HERRING, S. C.; CHRISTIDIS, A.H.; HOERLING, M.P.; STOTT, P.A. Explaining Extreme Events of 2019 from a Climate Perspective. **Bull. Amer. Meteor. Soc.**, v. 102, n. 1, p. S1–S112, 2021.
- HIPEL, K. W.; McLEOD, A. I. *Time Series Modelling of Water Resources and Environmental Systems*. Amsterdam: Ed. Elsevier, p.1013, 1994.
- HOSKING, J. R. M., WALLIS, J. R., & WOOD, E. F. An appraisal of the regional flood frequency procedure in the UK Flood Studies Report. **Hydrological Sciences Journal**, 30(1), 85–109, 1985. <https://doi.org/10.1080/02626668509490973>
- ISHAK, E.H.; RAHMAN, A.; WESTRA, S.; SHARMA, A.; KUCZERA, G. Evaluating the non-stationarity of Australian annual maximum flood. **Journal of Hydrology**, v. 494, p. 134-145, 2013.
- IWANAGA, C.H. *O Lago Igapó e o londrinense*. Londrina-PR: Universidade Estadual de Londrina. Trabalho de conclusão de curso. Departamento de História da Universidade Estadual de Londrina, Londrina, 1989.

JENKINSON, A. F. The frequency distribution of the annual maximum (or minimum) values of meteorological elements. **Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society**, v. 81, n. 348, p. 158-171, 1955.

KARL, T.R.; NICHOLLS, N.; GHAZI, A. CLIVAR/GCOS/WMO workshop on indices and indicators for climate extremes: Workshop summary. **Climatic Change**, 42, 3-7, 1999.

KATZ, R. W.; PARLANGE, M. B.; NAVEAU, P. Statistics of extremes in hydrology. **Advances in Water Resources**, v. 25, p. 1287–1304, 2002.

KENDALL, M.G. Rank Correlation Methods. Charles Griffin, London. 1975.

KHALIQ, M.N.; OUARDA, T.B.M.J.; ONDO, J.C.; GACHON, P.; BOBÉE, B. Frequency analysis of a sequence of dependent and/or non-stationary hydro-meteorological observations: A review. **Journal of hydrology**, v. 329, p. 534-552, 2006.

KHARIN, V.; ZWIESTS, F.; ZHANG, X.; WEHNER, M. Changes in temperature and precipitation extremes in the CMIP5 ensemble. **Climatic Change**, v. 119, p. 345–357, 2013.

KOSZMA, I. I. A. **Análise de risco ecológico da cabeceira de um ribeirão urbano**. 2018. 111 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Ambiental) - Universidade Tecnológica Federal do Paraná, Londrina, 2018.

KOUTSOYIANNIS, D. Nonstationarity versus scaling in hydrology. **Journal of Hydrology**, v. 324, p. 239–254, 2006.

KUNDZEWICZ, Z. W.; ROBSON, A. (Eds). Detecting Trend and Other Changes in Hydrological Data. World Climate Programme - Water, World Climate Programme Data and Monitoring, WCDMP-45, WMO/TD no. 1013. **World Meteorological Organization**, Geneva, Switzerland, 2000.

KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P.C., SCHMIDT, P. and SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? **Journal of econometrics**, Vol. 54, No. 1-3, pp. 159–178, 1992.

LAUGHLIN, D. C. Applying trait-based models to achieve functional targets for theorydriven ecological restoration. **Ecol. Lett.**, v. 17, n. 7, p. 771–784, 2014.

LEM, S.; ONGHENA, P.; VERSCHAFFEL, L.; VAN DOOREN, W. The heuristic interpretation of box plots. *Learning and Instruction*, v. 26, p. 22-35, 2013.

LEOPOLDO, P. R.; SANSIGOLO, C. A.; MARTINS, D. Análise estatística das intensidades e precipitações máximas de Botucatu-SP. *Item*. Brasília, DF. 16 (2): 11-14, 1984.

- LIEBMANN, B.; JONES, C.; CARVALHO, L. Interannual variability of daily extreme precipitation events in the state of São Paulo, Brazil. **Journal of Climate**, v. 14, p. 208–218, 2001.
- LI, X.; HU, Q. Spatiotemporal Changes in Extreme Precipitation and Its Dependence on Topography over the Poyang Lake Basin, China. **Advances in Meteorology**, v. 2019.
- LIMA, C.H.R. Análise estatística da sazonalidade e tendências temporais em eventos de cheia na bacia do Paraná. In: XIX SIMPÓSIO BRASILEIRO DE RECURSOS HÍDRICOS, 2011, Maceió, AL. Anais... Maceió, AL, p. 1-18, 2011.
- LING, Z.Y. Análise de dados – O gráfico Box-plot. CEO do futuro comunidade, 2019.
- MADSEN, H.; RASMUSSEN, P. F.; e ROSBJERG, D. Comparison of annual maximum series and partial duration series methods for modeling extreme hydrologic events: 1. At-site modeling. **Water Resources Research**, 33(4), 747–757, 1997. <https://doi.org/10.1029/96WR03848>
- MACHADO, C.B.; BRAND, V.S.; CAPUCIM, M.N.; MARTINS, L.D.; MARTINS, J.A. Eventos extremos de precipitação no estado do Paraná. **Revista Ciencia e Natura**. Santa Maria, 2013. <http://dx.doi.org/10.5902/2179-460x11557>
- MANN, H. Mann nonparametric test against trend. **Econometrica**, v. 13, p. 245–259, 1945.
- MARQUES, R. F. P. V.; MELLO, C.R.; SILVA, A.M.; FRANCO, C.S.; OLIVEIRA, A.S. Performance of the probability distributions models applied to heavy rainfall daily events. **Ciênc. agrotec.**, v. 38, n. 4, p. 335-342, 2014.
- MARTINS, E. S.; STEDINGER, J. R. Generalized maximum-likelihood generalized extreme-value quantile estimators for hydrologic data. **Water Resources Research**, 36(3), 737–744, 2000. <https://doi.org/10.1029/1999WR900330>
- MARTINEZ JÚNIOR, F. Análise das precipitações intensas no Estado de São Paulo. In Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos, 13, Belo Horizonte, Associação Brasileira de Recursos Hídricos, [CD-Rom]. Anais, 1999.
- MCHALE, M. R.; MCPHERSON, E. G.; BURKE, I. C. The potential of urban tree plantings to be cost effective in carbon credit markets. **Urban Forestry and Urban Greening**, v. 6, p. 46-60, 2007.
- MENDONÇA F. A., O clima e o planejamento urbano de cidades de médio e pequeno porte. Proposição metodológica para estudo e sua aplicação à cidade de Londrina-PR, Tese (Doutorado de Geografia) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 300p., 1994.

- MILLY P.C.D.; BETANCOURT J.; FALKENMARK M.; HIRSCH R.M.; KUNDZEWICZ Z.W.; LETTENMAIER D.P.; STOUFFER R.J. Stationarity is dead: Whither water management? **Science**, v. 319, p. 573-574, 2008.
- MKHANDI, S.; OPERE, A.; WILLEMS, P. Comparison between annual maximum and peaks over threshold models for flood frequency prediction. *In: INTERNATIONAL CONFERENCE OF UNESCO FLANDERS*, 15., 2005, Sharm El-Sheikh, Egypt. **Anais** [...] Sharm El-Sheikh, Egypt: UNESCO, p. 16, 2005.
- MODRICKA, T. M.; GEORGAKAKOS, K. P. The character and causes of flash flood occurrence changes in mountainous small basins of Southern California under projected climatic change. **Journal of Hydrology: Regional Studies**, v. 3, p. 312–336, 2015.
- MONTEIRO, J. B.; ZANELLA, M. E. A metodologia dos máximos de precipitação aplicada ao estudo de eventos extremos diários nos municípios de Crato, Fortaleza e Sobral-CE. **GeoTextos**, 13(2), 2017.
<https://doi.org/10.9771/1984-5537geo.v13i2.24011>
- MONTEIRO, L. R.; KOBIYAMA, M. Proposta de metodologia de mapeamento de perigo de inundação. *Revista de Gestão de Águas da América Latina*, v.10, p 13-25, 2013.
- MÜLLER N. L., “Contribuição ao estudo do Norte do Paraná,” *Boletim Paulista de Geografia*, São Paulo, n. 22, 1956.
- NADARAJAH, S.; CHOI, D. Maximum daily rainfall in South Korea. **Journal of Earth System Science**, v. 116, n. 4, p. 311-320, 2007.
- NATIVIDADE, U.A.; GARCIA, S.R.; TORRES, R.R. Tendências dos índices de extremos climáticos observados e projetados no Estados de Minas Gerais. **Revista Brasileira meteorologia**, v. 32, n.4, 2017.
- NEL, J. L.; MAITRE, D.C.L.; NEL, D.C.; REYERS, B.; ARCHIBALD, S.; WILGEN, B.W.; FORSYTH, G.G.; THERON, A.K.; O’FARELL, P.J.; KAHINDA, J.M.M.; ENGELBRECHT, F.A.; KAPANGAZIWIRI, E.; NIEKERK, L.V.; BARWELL, L. Natural hazards in a changing world: a case for ecosystem-based management. **PLoS One**, v. 9, n. 5, p. e95942, 2014.
- NIQUINI, L. L.; NUNES, A.A.; PONTES, B.S.; LOPES, C.P.L.; SOUZA, J.C.; DRUMMOND, J.M.; GONÇALVES, R.R. Modelagem hidrológica com o uso de infraestruturas verdes: estudo de caso para a bacia do córrego ressaca, situada no município de belo horizonte. **Sustentare**, v. 3, n. 1, p. 42-63, 2019.
- OGAWA, V. A pior enchente da história de Londrina. *Folha de Londrina*, Londrina, 17 outubro 2011. *Folha Geral*, pág. 5.
- OLIVEIRA, L.F.C.; CORTES, F.C.; BARBOSA, F.O.A.; ROMAO, P.A.; CARVALHO, D. F. Estimativa das equações de chuvas intensas para algumas localidades no estado de Goiás pelo método da desagregação de chuvas.

Extraído do trabalho 'Regionalização de chuvas para elaboração de projetos de drenagem agrícola para o estado de Goiás e Distrito Federal, abril 2000.

OLIVEIRA, L.F.C.; ANTONINI, J.C.A.; FIOREZE, A.P.; SILVA, M.A.S. Métodos para estimativa da precipitação máxima para o Estado de Goiás. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.12, n.6, p.620–625, 2008.

OLIVEIRA, L. L, CUNHA, A.C., JESUS, E. S. e BARRETO, N. J. C. Características Hidroclimáticas da Bacia do Rio Araguari-AP. In: Tempo, clima e recursos hídricos: resultados do Projeto REMETAP no Estado do Amapá. CUNHA, A.C., SOUZA, E.B. de; e CUNHA, H.F.A, (Coord). Macapá: IEPA, 216 p., 2010.

OLIVEIRA, T.A.; TAVARES, C.M.G.; SANCHES, F.; FERREIRA, C.C.M. Variabilidade pluviométrica no município de Juiz de Fora-MG no período de 1910-2018: investigação a partir da técnica do box plot. **Revista Brasileira de Climatologia**, v.26, p.457-478, 2020.

OLIVEIRA, L.P.M., SANTOS SILVA, F.D., COSTA, R. L., ROCHA JÚNIOR, R.L., GOMES, H.B., PEREIRA, M.P.S., MONTEIRO, L.A., SILVA, V.P.R. Impacto das Mudanças Climáticas na Produtividade da Cana de Açúcar em Maceió. **Revista Brasileira de Meteorologia** 35, 969- 980, 2021.
<https://doi.org/10.1590/0102- 77863550107>

PAIVA, E.M.C.D.; CLARKE, R.T. Análise de tendência de precipitação na Amazônia. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 10, p. 37-41, 1995.

PEDRON, I.T.; SILVA DIAS, M.A.F.; DIAS, S.P.; CARVALHO, L.M.V.; FRETAS, E. D. Trends and variability in extremes of precipitation in Curitiba – Southern Brazil. **International Journal of Climatology**, v.37, p.1250-1264, 2017.

PESSOA, C. L.; BLANCO, J. C.; MARTINS, J. R. Simulação hidrológica de rios com grandes planícies de inundação. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, v. 15, n. 4, 2011.

PETERSON, T.C., *et al.* Report on the Activities of the Working Group on Climate Change Detection and Related Rapporteurs 1998-2001. WMO, Rep. WCDMP-47, WMO-TD 1071, Geneve, Switzerland, 143pp.

PETERSON, T.C. Climate Change Indices.WMO Bulletin,54 (2), 83-86, 2005.

PETTITT, A. N. – A non-parametric approach to the change-point problem. *Appl. Statist.* 28, 2, pp. 126-135, 1979.

PINTO, N. L. DE S.; HOLTZ, A. C. T.; MARTINS, J. A.; GOMIDE, F. L. S. Hidrologia básica. São Paulo: Edgard Blucher, p. 278, 1976.

RAMOS, A. M.; AZEVEDO, J. R. G. Nova equação de chuvas intensas para Recife. In: Simpósio de Recursos Hídricos do Nordeste, 10, Anais, 2010.

RAYNAL, J. Sobre el uso del dominio de atracción para la identificación de valores extremos para máximos. **Ingeniería Hidráulica en México**, v. 12, p. 57–62, 1997.

REIS, A. L. *et al.* Climatologia e eventos extremos de precipitação no estado de Minas Gerais (Climatology and extreme rainfall events in the state of Minas Gerais). **Revista Brasileira de Geografia Física**, v. 11, p. 652-660, 2018.

RINALDO, S.A.M; Alagamento urbano no centro histórico de Londrina-Pr: nos anos de 2009, 2010 e 2011. Trabalho de conclusão de curso – Universidade Estadual de Londrina, 2014.

SABOYA, L.M.F.; MEDEIROS, R.M.; NETO, F.C.R.; ARAUJO, W.R.; FRANÇA, M.V.; HOLANDA, R.M. Eventos extremos de precipitação entre 1960-204 em Bom Jesus-Piauí, Brasil, Recima21 – Revista Científica Multidisciplinar, v.2, n.9, 2021.

SANTOS C.A.C.; BRITO J.I.B.; RAO T.V.R.; MENEZES H.E.A. Tendência dos índices de precipitação no estado do Ceará. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v.24, n.1, P.39-47, 2009.

SANTOS, C.A.C.; SATYAMURTY, P.; SANTOS, E.M. Tendências de índices de extremos climáticos para a região de Manaus-AM. *Acta Amazônica*, v. 42, n.3, p.329-333, 2012.

SANTOS, R. F.S. Vulnerabilidade Ambiental. Brasília: MMA, 192 pp. 2007.

SENA, A.C.T. **Padrões de Larga Escala Associados a Eventos Extremos de Precipitação em São Paulo**. Dissertação de mestrado - Instituto de astronomia geofísica e ciências atmosféricas. Departamento de Ciências Atmosféricas, Universidade de São Paulo. São Paulo 2016.

SCHNEIDER, H.; DA SILVA, C. A. O uso do modelo box plot na identificação de anos-padrão secos, chuvosos e habituais na microrregião de Dourados, Mato Grosso do Sul. **Revista do Departamento de Geografia**, v. 27, p. 131-146, 2014.

SHEPHERD, J. M. Evidence of Urban-induced precipitation variability in arid climate regimes, **Journal of Applied Meteorology**, vol. 67, p. 607-628, 2006.

SILVA DIAS, M.A.; DIAS, J.; CARVALHO, L.; FREITAS, E.; SILVA DIAS, P. Changes in extreme daily rainfall for São Paulo, Brazil. **Climatic Change**. 116. 705-722. 10.1007/s10584-012-0504-7, 2013.

SILVA, W.L.; DEREZYNSKI, C.; CHANG, M.; FREITAS, M.; MACHADO, B.J.; TRISTÃO, L.; RUGGERI, J. Tendências observadas em indicadores de extremos climáticos de temperatura e precipitação no estado do Paraná. **Revista Brasileira de Meteorologia**, São Paulo, v.30, n.2, p.181-194, 2015.

SILVESTRE, M. R. et al. Critérios estatísticos para definir anos padrão: uma contribuição à climatologia geográfica. **Revista Formação**, v. 2, n. 20, p. 23-53, 2013.

SMITH, R. L. Maximum Likelihood Estimation in a Class of Nonregular Cases. *Biometrika*, 72(1), 67, 1985. <https://doi.org/10.2307/2336336>

SOUZA, R. O. R. de M.; SCARAMUSSA, P. H. M.; AMARAL, M. A. C. M. do; NETO, J. A. P.; PANTOJA, A. V.; SADECK, L. W. R. Equações de chuvas intensas para o estado do Pará. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.16, n.9, p.999-1005, 2012.

SUBRAMANYA, K. *Engineering Hydrology*, 4 ed., New Delhi: McGraw-Hill Education, 534 p, 2013.

TAGIMA, N.; TERABE, N. I. **Minibacia do Riacho Cambé**. Londrina: Universidade Estadual de Londrina, 2005.

TAVARES, C. M. G.; FERREIRA, C. C. M. A relação entre a orografia e os eventos extremos de precipitação para o município de Petrópolis- RJ. **Revista brasileira de climatologia**, v. 16, n. 26, p. 752-783, jun. 2020.

TEIXEIRA, M. D. S.; SATYAMURTY, P. Trends in the Frequency of Intense Precipitation Events in Southern and Southeastern Brazil during 1960–2004. **Journal of Climate**, v. 24, n. 7, p. 1913-1921, 2011.

TEMMERMAN, S. *et al.* Ecosystem-based coastal defence in the face of global change. **Nature**, v. 504, n. 7478, p. 79–83, 2013.

TUCCI, C. E. M. Hidrologia: ciência e aplicação. In: TUCCI, C. E. M. (Org.). *Hidrologia: ciência e aplicação*. Porto Alegre: Ed. Universidade/UFRGS: ABRH, 2. ed. p.25- 33, 2001.

TURNER, K. G.; ANDERSON, S.; CHANG, M.G.; COSTANZA, R.; COURVILLE, S.; DALGAARD, T.; DOMINATI, E.; KUBISZEWSKI, I.; OGILVY, S.; PORFIRIO, L.; RATINA, N.; SANDHU, H.; SUTTON, P.C.; SVENNING, J.C.; TURNER, G.M.; VARENNES, Y. D.; VOINOV, A.; WRATTEN, S. A review of methods, data, and models to assess changes in the value of ecosystem services from land degradation and restoration. **Ecol. Model.**, v. 319, p. 190–207, 2016.

VAN DEN BESSALAR, E.J.M.; KLEN-TANK, A.M.G.; BUIHAND, T.A. Trends in European precipitation extremes over 1951–2010. **International Journal of Climatology**, v. 33, p. 2682– 2689, 2013.

VAN SLYKE, R. Uses of Monte Carlo in PERT. Santa Monica, Rand Corp p.23, 1963.

VILLARINI G.; SMITH J.A.; SERINALDI F.; BALES J.; BATES P.D.; KRAJEWSKI W.F. Flood frequency analysis for nonstationary annual peak

records in an urban drainage basin. **Advances in Water Resources**, v. 32, p. 1255-1266, 2009.

VILLARINI, G.; SMITH J. A.; NLETEKOS A. A.; SCHWARZ, U. Annual maximum and peaks-over-threshold analyses of daily rainfall accumulation for Austria. **Journal of Geophysical Research**, v. 116, D05103, 2011.

VILLELA, S.; MATTOS, A. Hidrologia aplicada. São Paulo: McGraw-Hill do Brasil. p. 245, 1975.

XAVIER, A. C. F.; RUDKE, A.P.; FUJITA, T.; BLAIN, G.C.; MORAIS, M.V.B.; ALMEIDA, D.S.; RAFEE, S.A.A.; MARTINS, L.D.; SOUZA, R.A.F.; FREITAS, E.D.; MARTINS, J.A. Stationary and non-stationary detection of extreme precipitation events and trends of average precipitation from 1980 to 2010 in the Paraná River basin, Brazil. **Int J Climatol.**, v. 40, n. 2, p. 1197–1212, 2019.

WILKS, D. S. **Statistical Methods in the Atmospheric Sciences**. San Diego: Academic Press, v. 100, 2011.

WORLD METEOROLOGICAL ORGANIZATION. **Guide to Meteorological Instruments and Methods of Observation**. Switzerland: WMO, 2009.

WORLD METEOROLOGICAL ORGANIZATION (WMO). **Guidelines on analysis of extremes in a changing climate in support of informed decisions for adaptation**. Climate Data and Monitoring, WCDMP-No. 72. June, 2009.

ZILLI, M. T.; CARVALHO, L.M.V.; LIEBMANN, B.; SILVA DIAS, M.A. A comprehensive analysis of trends in extreme precipitation over southeastern coast of Brazil. **International Journal of Climatology**, v. 37, p. 2269-2279, 2017.

ZHAO, L.; XIA, J.; SOBKOWIAK, L.; WANG, Z.; GUO, F. Spatial Pattern Characterization and Multivariate Hydrological Frequency Analysis of Extreme Precipitation in the Pearl River Basin, China. **Water Resources Management**. v.26, n.12, p.3619-3637, 2012.

ZHANG Q, PENG JT, XU CY, SINGH VP. Spatiotemporal variations of precipitation regimes across Yangtze River Basin, China. **Theor. Appl. Climatol.** 115(3–4): 703– 712, 2014. doi: 10.1007/s00704-013-0916-y.

ZOLINA, O. Changes in intense precipitation in Europe. In: Kundzewicz, Z.W. (Ed.), Changes in Flood Risk in Europe. IAHS **Special Publication** 10, p. 97–120 (Chapter 6). 2012.

APÊNDICE

APÊNDICE 1 – Notícias sobre precipitações intensas que causaram desastres em Londrina

Tabela 10- Notícias sobre precipitações intensas que causaram desastres em Londrina (Apêndice 1)

DATA DA NOTÍCIA	JORNAL	RESUMO DA NOTÍCIA
15/10/2009	UOL, Diário Gaúcho	Volume de chuvas das últimas horas bate média histórica do mês em Londrina-PR. Devido ao intenso volume de chuvas na região foi contabilizado diversos prejuízos, como destelhamentos, alagamentos e infiltrações. O nível do Rio Tibagi, que também passa na região, transbordou afetando as famílias ribeirinhas.
29/12/2010	Bonde	As fortes chuvas na cidade de Londrina causaram inundação e estrago em alguns pontos da área urbana. O Fórum e o Camelódromo foram alguns dos afetados no município.
01/02/2011	Bonde	Na cidade de Londrina- PR, a avenida Dez de Dezembro, que atende a zona Sul da cidade, ficou interditada devido as intensas chuvas e os alagamentos ocorridos na região. A cheia deixou diversas casas alagadas e uma moradora, que ficou ilhada, foi resgatada no interior de uma casa.
15/10/2011	Bonde, Globo, UOL e Folha de Londrina	As intensas chuvas causaram estragos em Londrina- PR, causando alagamento de diversas ruas. Uma das regiões mais afetadas, da cidade foi na rotatória da avenida Ayrton Senna com a avenida Maringá. Segundo IAPAR o volume de chuvas foi de 195,3 mm, ultrapassando a média histórica do mês. As chuvas foram tão fortes que um estudante morreu após ser arrastado pelas águas quando atravessava uma ponte na área central da cidade.
20/06/2012	Globo	Prefeito de Londrina- PR decreta estado de emergência por causa de chuvas. A medida foi tomada, pois diversas regiões da cidade estão alagadas e o Lago Igapó, que corta a cidade, teve um grande aumento do nível que foi preciso abrir todas as comportas para que o excesso de água pudesse escoar. Segundo o SIMEPAR, órgão responsável pelo monitoramento ambiental do Paraná, em apenas 24 horas choveu 220 mm. Este índice representa o dobro da média esperada para todo mês de junho.
23/09/2013	Globo	Os moradores do município de Londrina no Paraná sofreram com as fortes chuvas, casas foram destelhadas e duas pessoas ficaram feridas. A intensidade das chuvas também provocou a escassez de água e energia elétrica, deixando mais de 120 mil pessoas sem luz e cerca de 40 mil pessoas sem o abastecimento de água potável.

24/10/2013	Globo		Em Londrina, PR, segundo IAPAR, o volume de chuvas registrado em 3 horas foi de 63 mm acumulados, sendo metade da média histórica para o mês inteiro. As chuvas intensas provocam alagamentos, quedas de arvores e falta de energia elétrica em diversos pontos da cidade e vias importantes.
17/11/2015	Globo		Devido a fortes chuvas, a região Norte Paranaense na cidade de Londrina teve diversos alagamentos, quedas de arvores e destelhamento em vários pontos da cidade. A Defesa Civil informou que alguns locais que realizam o atendimento da saúde populacional também foram afetados, como o caso da clínica Odontológica da UEL que foi destelhada e alagada, sendo preciso realizar a retirada de pacientes do local e a UBS do Jardim Leonor que teve o atendimento suspenso por problemas elétricos e goteiras.
17/01/2016	Folha de Londrina	de	Após precipitações de chuvas intensas na região das bacias dos ribeirões que cruzam a cidade de Londrina, como Jacutinga, Lindoia e do Cambé, houve diversos desastres e enchentes, além disso ocorreu a devastação de lavouras, destruição de casas, pontes e vias foram isoladas.
31/05/2016	Globo		A estação do Instituto Agrônomo do Paraná (IAPAR) registrou 284,3 milímetros de chuva até a manhã de terça-feira (31/05/16). Segundo o Sistema Meteorológico do Paraná (SIMEPAR), a média para o mês na cidade é de 112 mm, ou seja, neste período choveu 152% a mais.
2020	Globo		Em Londrina, PR, parte de um trecho duplicado da PR-445, trecho da rodovia que é a principal ligação entre Londrina e Curitiba, cedeu devido à quantidade de precipitação. O trecho da estrada ficou interditado com restos de solo e pedras.

FONTE: A autora (2021).

ALAGAMENTO suspende atendimentos em posto de saúde de Londrina. **G1 Paraná**, 24 out. 2013. Disponível em: <http://g1.globo.com/pr/norte-noroeste/noticia/2013/10/alagamento-suspende-atendimentos-em-posto-de-saude-de-londrina.html>. Acesso em: 05 abr. 2021.

ALBIERI, Simone. Chuva alaga Fórum e Camelódromo de Londrina. **Bonde**, Londrina, 29 dez. 2010. Disponível em: http://www.bonde.com.br/?id_bonde=1-3-1240-20101229-201012301-1-341656. Acesso em: 05 abr. 2021.

BAGGIO, Katia. Chuva e ventos fortes atingem Paraná. **Diário o gaúcho**, 15 out. 2019. Disponível em: <http://diariogaucha.clicrbs.com.br/rs/noticia/2009/10/chuva-e-ventos-fortes-atingem-parana-2685967.html>. Acesso em: 05 abr. 2021.

CALSAVARA, Fábio. Chuva forte causa estragos em Londrina. **Bonde**, Londrina, 1 fev. 2011. Disponível em: http://www.bonde.com.br/?id_bonde=1-3--41-20110201&tit=. Acesso em: 05 abr. 2021.

CARAZZAI, Estelita Hass. Depois de chuvas, Londrina (PR) decreta situação de emergência. **Folha de São Paulo**, 17 out. 2011. Disponível em: <https://m.folha.uol.com.br/cotidiano/2011/10/992103-depois-de-chuvas-londrina-pr-decreta-situacao-de-emergencia.shtml>. Acesso em: 05 abr. 2021.

CHUVA forte causa alagamentos e quedas de árvore em Londrina. **G1 Paraná**, 17 nov. 2015. Disponível em: <http://g1.globo.com/pr/norte-noroeste/noticia/2015/11/chuva-forte-causa-alagamentos-e-queda-de-arvore-em-londrina.html>. Acesso em: 05 abr. 2021.

CHUVA provoca alagamentos e quedas de árvores em Londrina. **G1 Paraná**, 24 out. 2013. Disponível em: <http://g1.globo.com/pr/norte-noroeste/noticia/2013/10/chuva-provoca-alagamentos-e-quedas-de-arvore-em-londrina.html>. Acesso em: 05 abr. 2021.

CORREA, Eduardo. Londrina decreta estado de emergência / Vendaval no PR causa prejuízo em 26 cidades. **Especial para UOL Notícias**, 15 out. 2009. Disponível em: <https://noticias.uol.com.br/cotidiano/2009/10/15/ult5772u5688.jhtm>. Acesso em: 05 abr. 2021.

FELIZARDO, Celso. Chuva histórica deixou rastro de destruição. **Folha de Londrina**, 17 jan. 2016. Disponível em: <https://www.folhadelondrina.com.br/reportagem/chuva-historica-deixou-rastro-de-destruicao-937707.html>. Acesso em: 05 abr. 2021.

INSTABILIDADE provoca chuvas acima da média em Londrina em maio. **G1 Paraná**, 31 maio 2016. Disponível em: <http://g1.globo.com/pr/norte-noroeste/noticia/2016/05/instabilidade-provoca-chuvas-acima-da-media-em-londrina-em-maio.html>. Acesso em: 05 abr. 2021.

LAMAS, Aline. Londrina decreta estado de emergência por causa das chuvas. **G1 Paraná**, 20 jun. 2012. Disponível em: <http://g1.globo.com/pr/parana/noticia/2012/06/londrina-decreta-estado-de-emergencia-por-causa-das-chuvas.html>. Acesso em: 05 abr. 2021.

MACHADO, Rafael. Centro é a região com pontos de alagamentos em Londrina. **Folha de Londrina**, 16 out. 2019. Disponível em: <https://www.folhadelondrina.com.br/cidades/centro-e-a-regiao-com-mais-pontos-de-alagamentos-em-londrina-2968225e.html>. Acesso em: 05 abr. 2021.

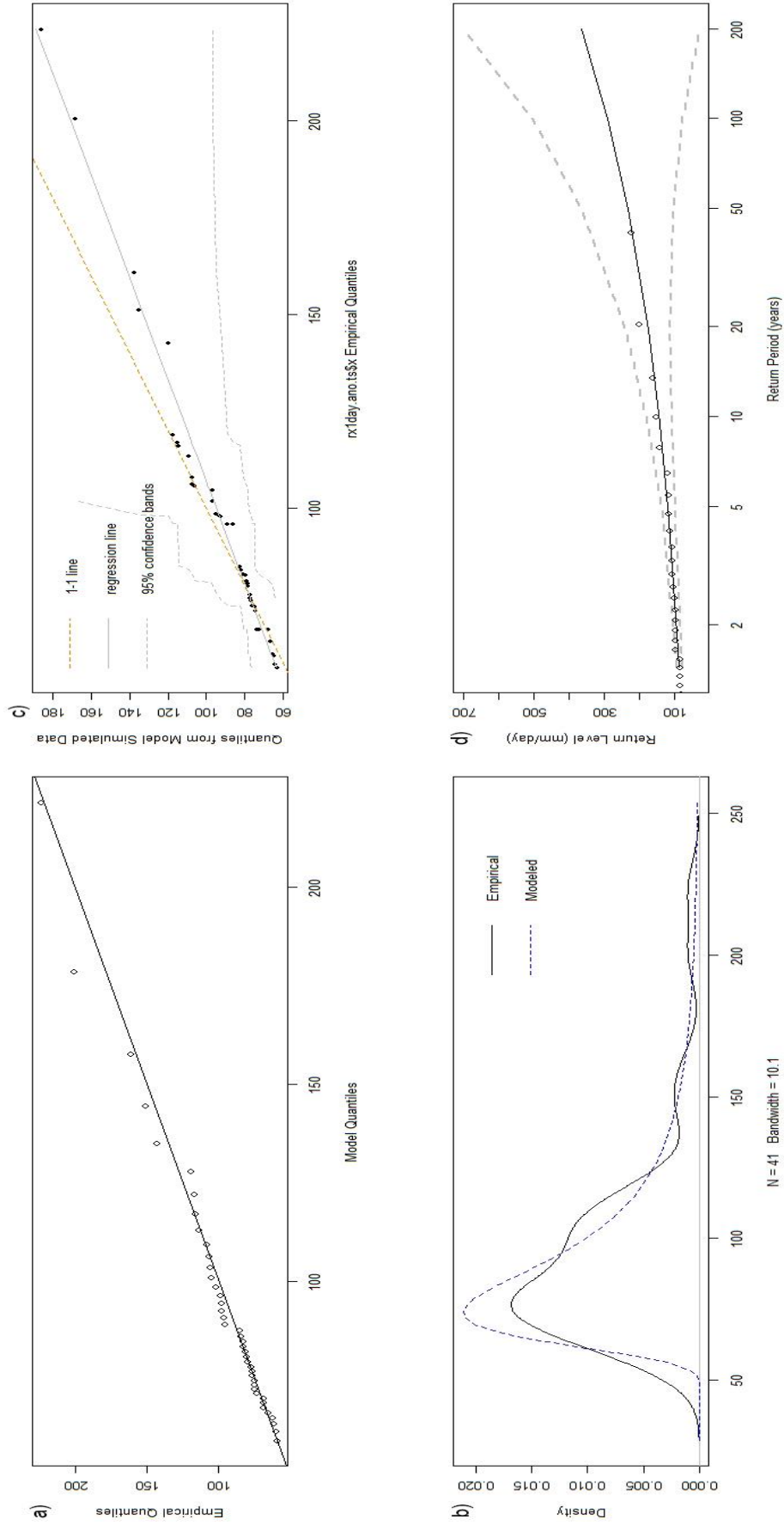
OGAWA, Vitor. Desastres **Climáticos** – marcas de cheia de 2011 resistem em Londrina. **Folha de Londrina**, 20 out. 2015. Disponível em: <https://www.folhadelondrina.com.br/cidades/desastre-climatico---marcas-de-cheia-de-2011-resistem-em-londrina-930762.html>. Acesso em: 05 abr. 2021.

PREFEITO DE Londrina – PR, decreta estado de emergência. **Agência Estado**. **G1 Paraná**. 17 out. 2011. Disponível em: <http://g1.globo.com/brasil/noticia/2011/10/prefeito-de-londrina-pr-decreta-estado-de-emergencia.html>. Acesso em: 05 abr. 2021.

SAVIANI, Rodrigo. Chuva destelhou mais de 200 casas em Londrina, segundo os Bombeiros. **G1 Paraná**, 23 set. 2013. Disponível em: <http://g1.globo.com/pr/norte-noroeste/noticia/2013/09/chuva-destelhou-mais-de-200-casas-em-londrina-segundo-os-bombeiros.html>. Acesso em: 05 abr. 2021.

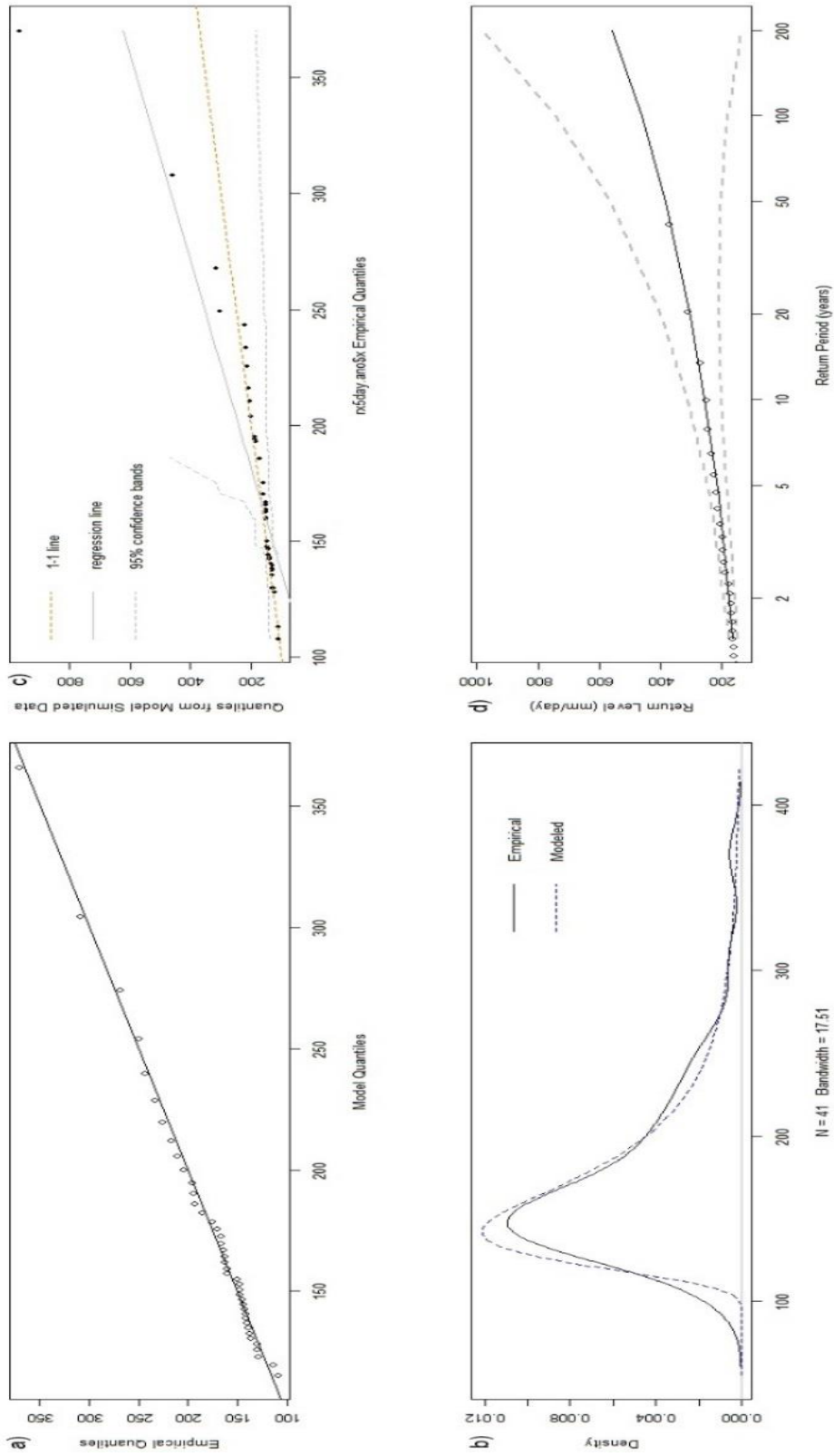
APÊNDICE 2 – Gráficos de diagnósticos da GEV para 1 dias de chuva no período de (1950 - 2016)

GEV - Rx1day - method = GMLE



APÊNDICE 3 – Gráficos de diagnósticos da GEV para 5 dias consecutivos de chuva no período de (1950 - 2016)

GEV - Rx5day - method = GMLE



ANEXO

ANEXO 1 – Ocorrências de alagamentos/ enxurradas e tempestade local



GOVERNO DO ESTADO DO PARANÁ
CEDEC - COORDENADORIA ESTADUAL DA DEFESA CIVIL



SISDC - Sistema Informatizado de Defesa Civil

Relatório:	Ocorrências (globais) por Município
Localização:	Londrina - PR
Data do desastre: de	01/01/1970
Data do desastre: até	01/03/2021
COBRADE(s):	Qualquer
Instituição:	Qualquer
Somente ocorrências com afetados:	Não
Somente ocorrências com óbitos:	Não

Londrina:					
Ocorrência	Tipo	Data do Desastre	COBRADE	Pessoas Afetadas	Óbitos
80/2021	Fide	25/02/2021 16:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	16	0
631/2020	Fide	13/12/2020 16:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	4	0
595/2020	Fide	15/11/2020 16:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	130	0
587/2020	Fide	09/11/2020 16:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	16	0
563/2020	Fide	14/10/2020 22:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	0	0
535/2020	Fide	02/10/2020 10:26	Transporte de produtos perigosos rodoviário	1	0
469/2020	Fide	15/08/2020 06:15	Alagamentos	5	0
219/2020	Fide	22/05/2020 14:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	5	0
106/2020	Fide	06/04/2020 17:45	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	25	0
56/2020	Fide	17/03/2020 12:00	Doenças infecciosas virais	330	0
42/2020	Fide	05/03/2020 13:00	Transporte de produtos perigosos ferroviário	0	0
422/2019	Fide	21/11/2019 18:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	1.000	0
419/2019	Fide	13/11/2019 22:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	151	0
410/2019	Fide	08/11/2019 18:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	100	0
395/2019	Fide	05/11/2019 16:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	50	0
362/2019	Fide	28/10/2019 00:30	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	100	0
327/2019	Fide	14/10/2019 14:10	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	4	0
110/2019	Fide	24/02/2019 17:15	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	16	0
91/2019	Fide	16/02/2019 23:30	Alagamentos	16	0
84/2019	Fide	06/02/2019 17:15	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	6	0
55/2019	Fide	19/01/2019 18:40	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	55	0
50/2019	Fide	17/01/2019 17:40	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	10	0
9/2019	Fide	05/01/2019 19:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	2.100	0
355/2018	Fide	17/10/2018 15:40	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	2.300	0
318/2018	Fide	04/10/2018 13:30	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	16	0
313/2018	Fide	03/10/2018 16:15	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	7	0
300/2018	Fide	24/09/2018 07:10	Transporte de produtos perigosos rodoviário	1.505	2
103/2018	Fide	03/03/2018 13:30	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	120	0
85/2018	Fide	11/02/2018 17:30	Enxurradas	65	0
68/2018	Fide	21/01/2018 15:30	Tremor de terra	8	0
21/2018	Fide	06/01/2018 09:30	Alagamentos	300	0
617/2017	Fide	20/12/2017 13:30	Alagamentos	100	0
568/2017	Fide	20/11/2017 17:30	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	806	0
554/2017	Fide	16/11/2017 16:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	1	0
512/2017	Fide	04/11/2017 16:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	100	0
439/2017	Fide	27/10/2017 00:00	Alagamentos	1	0

Londrina:					
Ocorrência	Tipo	Data do Desastre	COBRADE	Pessoas Afetadas	Óbitos
224/2017	Fide	06/06/2017 20:15	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	26	0
195/2017	Fide	01/06/2017 15:40	Transporte de passageiros e cargas não-perigosas rodoviário	2	0
58/2017	Fide	09/02/2017 16:14	Transporte de passageiros e cargas não-perigosas rodoviário	1	0
2/2018	Fide	30/01/2017 17:00	Alagamentos	50	0
29/2017	Fide	17/01/2017 14:00	Erosão de Margem Fluvial	25	0
3/2017	Fide	30/12/2016 08:00	Enxurradas	0	0
433/2016	Fide	02/11/2016 13:30	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	0	0
336/2016	Fide	31/07/2016 21:05	Transporte de passageiros e cargas não-perigosas aéreo	8	8
282/2016	Fide	03/07/2016 14:00	Incêndio Florestal - Incêndios em áreas não protegidas, com reflexos na qualidade do ar	0	0
33/2016	Fide	11/01/2016 06:10	Enxurradas	52.777	0
703/2015	Fide	25/12/2015 11:10	Deslizamentos	5	0
692/2015	Fide	18/12/2015 16:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	0	0
677/2015	Fide	14/12/2015 06:15	Tremor de terra	4	0
648/2015	Fide	04/12/2015 18:15	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	10	0
644/2015	Fide	02/12/2015 19:30	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	100	0
684/2015	Fide	27/11/2015 07:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	3.000	0
602/2015	Fide	23/11/2015 13:30	Enxurradas	700	0
439/2015	Fide	27/09/2015 20:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	0	0
425/2015	Fide	25/09/2015 16:30	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	15	0
315/2015	Fide	14/08/2015 17:00	Colapso de edificações	0	0
305/2015	Fide	31/07/2015 11:30	Transporte de produtos perigosos rodoviário	1	0
221/2015	Fide	10/07/2015 20:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	2.000	0
170/2015	Fide	11/05/2015 19:45	Transporte de produtos perigosos rodoviário	1	0
160/2015	Fide	04/05/2015 11:00	Derramamento de produtos químicos em ambiente lacustre, fluvial, marinho e aquíferos	0	0
45/2015	Fide	26/01/2015 09:30	Colapso de edificações	2.000	0
610/2014	Fide	01/12/2014 13:15	Transporte de produtos perigosos rodoviário	1.501	0
609/2014	Fide	20/11/2014 08:40	Transporte de produtos perigosos rodoviário	5.000	0
424/2014	Fide	13/08/2014 04:20	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	32	0
1/2014	Fide	01/01/2014 11:00	Enxurradas	200	0
734/2013	Fide	17/12/2013 11:28	Transporte de produtos perigosos rodoviário	1	0
673/2013	Fide	24/10/2013 16:00	Alagamentos	6.006	0
585/2013	Fide	22/09/2013 14:30	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	200.915	0
549/2013	Fide	04/09/2013 09:49	Transporte de produtos perigosos rodoviário	1	0
524/2013	Fide	22/07/2013 11:00	Transporte de passageiros e cargas não-perigosas rodoviário	1	1
62/2013	Nopred	23/01/2013 09:00	Doenças infecciosas virais	1.332	0

Londrina:					
Ocorrência	Tipo	Data do Desastre	COBRADE	Pessoas Afetadas	Óbitos
320/2012	Nopred	19/06/2012 15:00	Enxurradas	50.000	0
195/2012	Nopred	18/02/2012 22:35	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	35	0
567/2011	Nopred	29/10/2011 17:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	5.800	0
517/2011	Nopred	15/10/2011 14:00	Enxurradas	100.000	1
410/2011	Nopred	09/08/2011 11:45	Colapso de edificações	11	0
372/2011	Nopred	18/07/2011 21:30	Transporte de produtos perigosos rodoviário	0	0
38/2011	Nopred	01/02/2011 17:30	Enxurradas	1.500	0
335/2010	Nopred	30/10/2010 05:45	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	45	0
333/2010	Nopred	25/10/2010 15:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	100	0
342/2009	Nopred	18/10/2009 16:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	5.000	0
320/2009	Nopred	14/10/2009 02:40	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	5.000	0
256/2009	Nopred	27/09/2009 16:36	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	120	0
85/2009	Nopred	28/03/2009 14:10	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	10	0
14/2009	Nopred	16/01/2009 15:19	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	0	0
206/2008	Nopred	29/10/2008 17:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	400	0
183/2008	Nopred	04/10/2008 16:05	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	18	0
17/2008	Nopred	10/02/2008 10:30	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	0	0
610/2007	Nopred	19/12/2007 01:33	Alagamentos	4	0
577/2007	Nopred	08/11/2007 17:11	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	10	0
558/2007	Nopred	01/11/2007 00:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	0	0
521/2007	Nopred	21/10/2007 14:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	0	0
514/2007	Nopred	27/09/2007 05:41	Transporte de passageiros e cargas não-perigosas rodoviário	0	0
504/2007	Nopred	25/08/2007 20:40	Transporte de produtos perigosos rodoviário	0	0
486/2007	Nopred	13/08/2007 16:02	Transporte de produtos perigosos rodoviário	0	0
71/2007	Nopred	13/04/2007 00:00	Onda de Calor	0	0
67/2007	Nopred	01/04/2007 18:38	Incêndios em aglomerados residenciais	0	0
444/2007	Nopred	01/04/2007 14:07	Incêndios em plantas e distritos industriais, parques e Depósitos	0	0
283/2011	Nopred	12/02/2007 16:00	Transporte de produtos perigosos rodoviário	0	0
412/2007	Nopred	12/02/2007 06:00	Transporte de passageiros e cargas não-perigosas ferroviário	0	0
34/2007	Nopred	30/01/2007 18:35	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	0	0
7/2007	Nopred	13/01/2007 17:39	Alagamentos	2	0
228/2006	Nopred	28/12/2006 23:45	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	0	0
224/2006	Nopred	19/12/2006 19:29	Transporte de produtos perigosos rodoviário	0	0
220/2006	Nopred	25/11/2006 15:07	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	0	0
208/2006	Nopred	06/11/2006 16:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	15	0
204/2005	Nopred	05/12/2005 18:04	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	0	0

Londrina:					
Ocorrência	Tipo	Data do Desastre	COBRADE	Pessoas Afetadas	Óbitos
297/2007	Nopred	13/10/2005 15:16	Transporte de passageiros e cargas não-perigosas ferroviário	0	0
249/2011	Nopred	13/10/2005 15:10	Transporte de produtos perigosos rodoviário	0	0
141/2005	Nopred	04/09/2005 18:30	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	0	0
253/2011	Nopred	16/08/2005 16:17	Incêndios em plantas e distritos industriais, parques e depósitos	0	0
270/2007	Nopred	16/08/2005 16:17	Transporte de passageiros e cargas não-perigosas aquaviário	0	0
10/2005	Nopred	21/01/2005 17:00	Enxurradas	36	0
246/2004	Nopred	07/12/2004 17:45	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	40	0
120/2004	Nopred	17/10/2004 02:40	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	150	0
109/2004	Nopred	10/10/2004 13:15	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	0	0
133/2007	Nopred	21/06/2004 08:50	Transporte de produtos perigosos rodoviário	0	0
41/2004	Nopred	18/06/2004 08:50	Transporte de produtos perigosos rodoviário	0	0
114/2007	Nopred	29/04/2004 12:30	Transporte de passageiros e cargas não-perigosas ferroviário	0	0
257/2011	Nopred	29/04/2004 12:30	Transporte de produtos perigosos rodoviário	0	0
9/2004	Nopred	18/04/2004 05:07	Deslizamentos	0	0
146/2004	Nopred	10/01/2004 17:03	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	8	0
112/2003	Nopred	22/12/2003 20:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	300	0
74/2003	Nopred	12/11/2003 15:03	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	6	0
11/2001	Nopred	22/02/2001 18:44	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	130	0
54/1995	Nopred	20/10/1995 00:00	Tempestade Local/Convectiva - Granizo	0	0
46/1991	Nopred	19/06/1991 00:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	0	0
40/1987	Nopred	02/10/1987 00:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	0	0
2/1986	Nopred	20/04/1986 00:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	0	0
143/1984	Nopred	19/11/1984 00:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	0	0
130/1984	Nopred	25/08/1984 00:00	Estiagem	0	0
20/1984	Nopred	01/05/1984 00:00	Estiagem	0	0
4/1984	Nopred	09/02/1984 00:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	0	1
48/1982	Nopred	25/06/1982 19:00	Tempestade Local/Convectiva - Vendaval	0	4
31/1981	Nopred	01/09/1981 00:00	Incêndio Florestal - Incêndios em Parques, Áreas de Proteção Ambiental e Areas de Preservação Permanente Nacionais, Estaduais ou Municipais	0	0
Totais do município:				453.923	17

Total de Municípios Atingidos: 1

Total de Ocorrências: 135

Total de pessoas afetadas: 453.923

Total de óbitos: 17