

ISABELA PICCOLO MACIEL

**RELAÇÃO INTENSIDADE-DURAÇÃO-FREQUÊNCIA DE PRECIPITAÇÕES
EXTREMAS NO CONTEXTO DE MUDANÇAS CLIMÁTICAS E NA AUSÊNCIA DE
DADOS PLUVIOGRÁFICOS**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Agrícola, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

Orientador: Demetrius David da Silva

Coorientadores: Ricardo Santos Silva Amorim
Michel de Castro Moreira

**VIÇOSA - MINAS GERAIS
2020**

**Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Central da Universidade
Federal de Viçosa - Campus Viçosa**

T

M152r
2020
Maciel, Isabela Piccolo, 1994-
Relação intensidade-duração-frequência de precipitações
extremas no contexto de mudanças climáticas e na ausência de
dados pluviográficos / Isabela Piccolo Maciel. – Viçosa, MG,
2020.

65 f. : il. (algumas color.) ; 29 cm.

Inclui apêndice.

Orientador: Demetrius David da Silva.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Viçosa.

Referências bibliográficas: f.60-64.

1. Precipitação (Meteorologia). 2. Extremos climáticos.
3. Mudanças climáticas. I. Universidade Federal de Viçosa.
Departamento de Engenharia Agrícola. Programa de
Pós-Graduação em Engenharia Agrícola. II. Título.

CDD 22. ed. 551.577

ISABELA PICCOLO MACIEL

**RELAÇÃO INTENSIDADE-DURAÇÃO-FREQUÊNCIA DE PRECIPITAÇÕES
EXTREMAS NO CONTEXTO DE MUDANÇAS CLIMÁTICAS E NA AUSÊNCIA DE
DADOS PLUVIOGRÁFICOS**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Agrícola, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

APROVADA: 30 de julho de 2020.

Assentimento:



Isabela Piccolo Maciel
Autora



Demetrius David da Silva
Orientador

AGRADECIMENTOS

Diante dessa experiência desafiadora do mestrado, agradeço primeiramente a Deus.

Durante toda a jornada pude contar com pessoas muito importantes, que foram imprescindíveis para a finalização desse trabalho e deixaram ensinamentos que levarei comigo pelo resto da vida.

Agradeço primeiramente ao meu orientador, reitor e professor Demetrius pela orientação e por toda paciência. Ao professor Ricardo pela disponibilidade e atenção, e ao professor Michel pela ajuda.

Aos meus pais, Maria Aparecida e Ricardo, e à minha irmã Camila, por todo o apoio que sempre prestam em todas as etapas da minha vida. Vocês são os grandes amores da minha vida.

À minha grande companheira acadêmica, e amiga, Jéssica. Pela presença em todo o processo e nunca medir esforços para me ajudar.

À amiga Isabella, amigas da República Coronel Tchaca, amigos de Governador Valadares e companheiros do Centro de Referência em Recursos Hídricos, que me incentivaram e ajudaram de alguma forma nesse processo.

Ao CNPq, pelo apoio financeiro.

À Viçosa e à UFV, por terem me proporcionado tanto conhecimento e os melhores anos da minha vida.

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001.

RESUMO

MACIEL, Isabela Piccolo, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, julho de 2020. **Relação Intensidade-Duração-Frequência de precipitações extremas no contexto de mudanças climáticas e na ausência de dados pluviográficos.** Orientador: Demetrius David da Silva. Coorientadores: Michel Castro Moreira e Ricardo Santos Silva Amorim.

A relação Intensidade-Duração-Frequência das precipitações é muito utilizada em projetos hidráulicos e hidrológicos para fins de estimativa da vazão máxima, sendo normalmente elaborada a partir do ajuste de distribuições de probabilidade adequadas às séries dos dados de intensidade máxima média das precipitações, obtidos por registros pluviográficos. Esses registros, no entanto, são escassos no Brasil, sendo necessária em muitos casos a utilização da metodologia de desagregação de dados pluviométricos para obtenção das séries históricas de intensidades. Além disso, as relações Intensidade-Duração-Frequência são comumente estimadas pressupondo a estacionariedade da série de dados de precipitação. Diante do exposto, o objetivo deste trabalho foi analisar a variação temporal das séries históricas de temperatura e precipitação na região de Governador Valadares/MG, avaliando a ocorrência ou não de estacionariedade, e propor novas curvas de Intensidade-Duração-Frequência no contexto de ausência de dados pluviográficos, diante das possíveis mudanças observadas em decorrência das mudanças climáticas e da formação de ilhas de calor urbanas. O estudo foi realizado utilizando dados médios de temperatura anual (máxima e mínima) correspondentes ao período de 1970 a 2018 e pluviométricos para o período de 1986 a 2018 do município de Governador Valadares/MG. Para verificar a abrangência das tendências detectadas nas séries dos índices de precipitação (P95p, Pmax1d, IID, PTot) foram analisados dados de outras quatro estações pluviométricas localizadas na mesma região hidrologicamente homogênea de Governador Valadares. A sazonalidade da precipitação foi estudada a partir da análise de 12 séries de totais precipitados mensais, correspondentes aos meses do ano. A variação temporal das séries de temperatura e precipitação foi analisada a partir dos testes de tendência de Mann-Kendall original e com a modificação Block Bootstrap. Aos dados de lâminas máximas precipitadas foram ajustadas as distribuições de probabilidades Generalizada de Eventos Extremos (GEV) e Gumbel, estacionárias e não estacionárias, utilizando o método da máxima verossimilhança, sendo a seleção do melhor ajuste feita com base nos Critérios de Akaike e Bayesiano. As séries de dados de temperaturas máxima e mínima médias e dos índices P95p e Pmax1d apresentaram tendência positiva, apontando a ocorrência de alterações climáticas importantes na região de Governador Valadares, entretanto, não foram encontradas evidências significativas de

alterações da duração e distribuição do período chuvoso. O melhor ajuste à série de dados de lâminas máximas precipitadas correspondeu à distribuição de Gumbel não estacionária. Utilizando a metodologia de desagregação de chuvas diárias foram obtidas as curvas Intensidade-Duração-Frequência incorporando o comportamento não estacionário. Comparando-se as curvas não estacionárias ajustadas e a elaborada por Freitas et al. (2001) para a mesma região, considerando estacionariedade dos dados, a última subestimou as intensidades de precipitação para menores durações, com diferenças de até 49%, evidenciando a necessidade de considerar a não estacionariedade no ajuste das equações de chuvas intensas e, consequentemente, na elaboração de projetos hidráulicos e hidrológicos.

Palavras-chave: Chuvas intensas. Estacionariedade. Desagregação de chuvas.

ABSTRACT

MACIEL, Isabela Piccolo, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, July, 2020. **Intensity-Duration-Frequency relationship of extreme rainfall in the context of climate change and in the absence of rainfall data.** Adviser: Demetrius David da Silva. Co-advisers: Michel Castro Moreira and Ricardo Santos Silva Amorim.

The Intensity-Duration-Frequency of precipitations is widely used in hydraulic and hydrological projects for the purpose of estimating the maximum flow, being normally elaborated by adjusting the probability distributions provided to the data series of average maximum intensity of the precipitations, record by pluviographic records. These records, however, are scarce in Brazil, making it necessary in many cases to use the methodology of disaggregating rainfall data to obtain historical series of intensities. In addition, Intensity-Duration-Frequency relationships are commonly estimated assuming the stationarity of the precipitation data series. The objective of this study was to analyze the temporal variation of the historical temperature series and to analyze the region of Governador Valadares/MG, evaluating the occurrence or not of stationarity, and to propose new Intensity-Duration-Frequency curves in the context of absence rainfall data, in view of the possible changes observed as a result of climate change and the formation of urban heat islands. The study was carried out using average annual temperature data (maximum and minimum) corresponding to the period from 1970 to 2018 and rainfall for the period from 1986 to 2018 in the municipality of Governador Valadares/MG. In order to verify the scope of the trends detected in the series of classification indexes (P95p, Pmax1d, IID, PTot), data from four other pluviometric rainfall stations in the same hydrologically homogeneous region of Governador Valadares were provided. The seasonality of the separation was studied from the analysis of 12 series of monthly precipitated totals, corresponding to the months of the year. The temporal variation of the temperature and precipitation series was analyzed using the original Mann-Kendall trend tests and with the Block Bootstrap modification. The data of maximum precipitated slides were adjusted as Generalized Extreme Event (GEV) and Gumbel probability distributions, stationary and non-stationary, using the maximum likelihood method, being a selection of the best fit made based on the Akaike and Bayesian Criteria. The series of data on average maximum and minimum temperatures and the P95p and Pmax1d indices showed a positive trend, pointing to the occurrence of important climatic changes in the Governador Valadares region, however, no significant evidence of changes in the duration and distribution of the rainy season was found. The best fit to the maximum precipitated slide data series corresponded to the non-stationary

Gumbel distribution. Using the daily rainfall disaggregation methodology, the Intensity-Duration-Frequency curves were obtained incorporating the non-stationary behavior. Comparing the adjusted non-stationary curves and the one elaborated by Freitas et al. (2001) for the same region, considering the stationarity of the data, the latter underestimated the precipitation intensities for shorter durations, with differences of up to 49%, evidencing the need to consider the non-stationarity in the adjustment of the intense rain equations and, consequently, in the elaboration of hydraulic and hydrological projects.

Keywords: Heavy rains. Stationarity. Disaggregation of rainfall.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Localização do município de Governador Valadares e das estações utilizadas no estudo.....	30
Figura 2 – Variação da temperatura anual em Governador Valadares no período de 1970 a 2018: a) máxima média e b) mínima média.	37
Figura 3 – Funções de Autocorrelação (ACF) das séries de temperatura anual de Governador Valadares no período de 1970 a 2018: a) máxima média e b) mínima média.	38
Figura 4 – Variação dos índices anuais de precipitação da estação Governador Valadares (código: 01841020) no período de 1986 a 2018: a) P95p, b) Pmax1d, c) IID e d) PTot.	40
Figura 5 – Variação dos índices anuais de precipitação da estação Vila Matias – montante (código: 01841001) no período de 1986 a 2018: a) P95p, b) Pmax1d, c) IID e d) PTot.	40
Figura 6 – Variação dos índices anuais de precipitação da estação Tumiritinga (código: 01841011) no período de 1986 a 2018: a) P95p, b) Pmax1d, c) IID e d) PTot.....	41
Figura 7 – Variação dos índices anuais de precipitação da estação Barra do Cuieté – jusante (código: 01941005) no período de 1986 a 2018: a) P95p, b) Pmax1d, c) IID, d) PTot.	41
Figura 8 – Variação dos índices anuais de precipitação da estação Alto Rio Novo (código: 01941012) no período de 1986 a 2018: a) P95p, b) Pmax1d, c) IID, d) PTot.	42
Figura 9 – Funções de Autocorrelação (ACF) das séries de índices anuais de precipitação da estação Governador Valadares (código: 01841020) no período de 1986 a 2018: a) P95p, b) Pmax1d, c) IID, d) PTot.	43
Figura 10 – Funções de Autocorrelação (ACF) das séries de índices anuais de precipitação da estação Vila Matias – montante (código: 01841001) no período de 1986 a 2018: a) P95p, b) Pmax1d, c) IID, d) PTot.	43
Figura 11 – Funções de Autocorrelação (ACF) das séries de índices anuais de precipitação da estação Tumiritinga (código: 01841011) no período de 1986 a 2018: a) P95p, b) Pmax1d, c) IID, d) PTot.	44
Figura 12 – Funções de Autocorrelação (ACF) das séries de índices anuais de precipitação da estação Barra do Cuieté – jusante (código: 01941005) no período de 1986 a 2018: a) P95p, b) Pmax1d, c) IID, d) PTot.	44
Figura 13 – Funções de Autocorrelação (ACF) das séries de índices anuais de precipitação da estação Alto Rio Novo (código: 01941012) no período de 1986 a 2018: a) P95p, b) Pmax1d, c) IID, d) PTot.	45
Figura 14 – Diagrama de barras dos totais precipitados mensais médios da estação de Governador Valadares (código: 01841020) no período de 1986 a 2018.....	48
Figura 15 – Variação dos totais precipitados em cada um dos meses do ano da estação de Governador Valadares (código: 01841020) no período de 1986 a 2018: a) janeiro, b) fevereiro, c) março, d) abril, e) maio, f) junho, g) julho, h) agosto, i) setembro, j) outubro, k) novembro e l) dezembro.	48

Figura 16 – Funções de Autocorrelação (ACF) das séries anuais de totais precipitados em cada um dos meses do ano da estação de Governador Valadares (código: 01841020) no período de 1986 a 2018: a) janeiro, b) fevereiro, c) março, d) abril, e) maio, f) junho, g) julho, h) agosto, i) setembro, j) outubro, k) novembro, l) dezembro.....	50
Figura 17 – Curvas Intensidade-Duração-Frequência correspondentes às durações de 10, 20, 30, 40, 50, 60, 120, 240, 360, 720 e 1140 minutos referentes ao ano de 2040 para o município de Governador Valadares.	55
Figura 18 – Comparação entre diferentes curvas Intensidade-Duração-Frequência ajustadas para o município de Governador Valadares, para as durações de: a) 10 minutos, b) 30 minutos, c) 1 hora, d) 2 horas, e) 12 horas e f) 24 horas.	57
Figura 19 – Gráficos de dupla massa dos dados anuais de totais precipitados para cinco estações pluviométricas localizadas na mesma região hidrologicamente homogênea: a) Governador Valadares, b) Vila Matias – montante, c) Tumiritinga, d) Barra do Cuieté – jusante e e) Alto Rio Novo.	65

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Coeficientes de desagregação médios para as cinco regiões hidrologicamente homogêneas da bacia hidrográfica do rio Doce.....	26
Tabela 2 – Estações pluviométricas utilizadas no presente trabalho.....	29
Tabela 3 – Índices anuais de precipitação utilizados no presente trabalho	31
Tabela 4 – Coeficientes de desagregação adotados no presente trabalho	33
Tabela 5 – Estatísticas dos testes MK e BBS + MK aplicados às séries anuais de temperatura máxima média e mínima média de Governador Valadares no período de 1970 a 2018	38
Tabela 6 – Estatísticas dos testes MK e BBS + MK aplicados aos índices anuais de precipitação das estações pluviométricas Governador Valadares, Vila Matias – montante, Tumiritinga, Barra do Cuieté – jusante e Alto Rio Novo	45
Tabela 7 – Estatísticas dos testes MK e BBS + MK aplicados às séries anuais de totais precipitados em cada um dos meses do ano para a estação de Governador Valadares (código: 01841020) no período de 1986 a 2018	52
Tabela 8 – Estatística dos Critérios de Akaike e Bayesiano para os ajustes das distribuições de probabilidades (GEV e Gumbel) aos dados de Pmax1d da estação Governador Valadares (código: 01841020) do período de 1986 a 2018.....	53
Tabela 9 – Parâmetros de escala (σ) e posição (μ) das distribuições de probabilidades de Gumbel, estacionária e não estacionária, ajustadas aos dados de Pmax1d da estação de Governador Valadares (código: 01841020) do período de 1986 a 2018.....	53
Tabela 10 – Lâminas precipitadas de um dia para diferentes probabilidades de excedência estimadas a partir das distribuições de probabilidade de Gumbel estacionária e não estacionária, para a estação de Governador Valadares	54
Tabela 11 – Equações IDF para diferentes durações ajustadas para Governador Valadares para o ano de 2040.....	56

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	12
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	14
2.1 Eventos extremos de precipitação.....	14
2.2 Análise de tendência e o problema da autocorrelação.....	14
2.2.1 Teste de Mann-Kendall (MK).....	16
2.2.2 Teste de Dickey-Fuller (DF).....	19
2.2.3 Teste de Phillips-Perron (PP).....	20
2.2.4 Teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS).....	20
2.3 Análise de frequência em séries hidrológicas.....	21
2.3.1 Distribuição Generalizada de Valores Extremos (GEV).....	21
2.3.2 Estimativa dos parâmetros das distribuições de probabilidade.....	24
2.3.3 Seleção da distribuição probabilística com melhor ajuste aos dados.....	25
2.4 Método de desagregação de chuvas intensas.....	25
3 MATERIAL E MÉTODOS.....	28
3.1 Área de estudo e base de dados.....	28
3.2 Análise preliminar e processamento dos dados pluviométricos.....	30
3.3 Análise de tendência das séries de temperatura e de precipitação.....	32
3.4 Ajuste da distribuição de probabilidades.....	33
3.5 Obtenção da relação Intensidade-Duração-Frequência para o município de Governador Valadares.....	34
3.6 Comparação das estimativas de intensidades de precipitação para as diferentes IDF's ajustadas para o município de Governador Valadares.....	35
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	37
4.1 Análise de tendência das séries de temperatura anual de Governador Valadares.....	37
4.2 Análise de tendência dos dados de precipitação.....	39
4.2.1 Índices anuais de precipitação.....	39
4.2.2 Totais precipitados mensais de Governador Valadares.....	47
4.3 Ajuste da distribuição de probabilidade aos dados de lâminas máximas precipitadas em um dia de Governador Valadares.....	52
4.4 Relação Intensidade-Duração-Frequência das precipitações extremas de Governador Valadares.....	54
5 CONCLUSÕES.....	58
6 REFERÊNCIAS.....	60

1 INTRODUÇÃO

Existem fortes evidências de que o ciclo global da água vêm sendo alterado em decorrência da interferência humana, intensificando diferenças entre regiões secas e úmidas, em razão de um aumento da temperatura global que eleva a capacidade da atmosfera em reter umidade e resulta em um aumento da frequência, magnitude e duração dos eventos extremos de precipitação, principalmente em regiões de climas quentes (DONAT et al., 2016; IPCC, 2012; SHARMA; MUJUMDAR, 2019). Esse aumento da temperatura pode ocorrer devido às mudanças climáticas globais e também devido ao fenômeno conhecido como ilha de calor urbana, consequência do processo intenso de urbanização, no qual a temperatura tende a ser mais alta nas zonas urbanas do que nas áreas não urbanas circundantes (CARDOSO et al., 2017; SILVA et al., 2018; ZHOU et al., 2019).

A ocorrência de eventos extremos de precipitação impacta os sistemas de infraestrutura urbana e também os sistemas agrícolas, resultando no aumento das perdas de solo e da produção, comprometendo a segurança alimentar (CORTEZ, 2020). No que tange à gestão de recursos hídricos, é necessário entender a frequência de ocorrência desses eventos extremos, permitindo que sejam tomadas medidas que busquem a adaptação das infraestruturas ao clima e aos seus efeitos, de forma a mitigar os seus danos (NUNES, 2018).

As estruturas de drenagem urbana devem ser dimensionadas visando a mitigação dos riscos e prejuízos advindos de inundações (submersão de áreas fora dos limites normais de um curso d'água) e de alagamentos (extrapolação da capacidade de escoamento de sistemas de drenagem urbana). A variável mais importante nesses projetos é a vazão, porém, muitas vezes as séries de dados de vazão não se encontram disponíveis, ou apresentam erros derivados da metodologia de medição. Além disso, quando o objetivo é estudar efeitos decorrentes de mudanças climáticas, a análise dessa variável fica comprometida em decorrência da sua elevada sensibilidade às mudanças no uso e ocupação da terra.

Sendo assim, tem-se utilizado comumente a precipitação para o dimensionamento dos projetos hidráulicos, obtendo-se as vazões máximas de projeto indiretamente por modelos de transformação chuva-vazão (ZAHED FILHO; MARCELLINI, 2015). Tais modelos utilizam dados de precipitações extremas, caracterizadas pelas curvas Intensidade-Duração-Frequência (IDF) que representam a frequência e a intensidade dos eventos máximos de chuvas de diferentes durações (FADHEL et al., 2017).

As curvas IDF são elaboradas a partir do ajuste de distribuições teóricas de probabilidade adequadas às séries históricas dos dados de intensidade máxima média das precipitações, obtidos a partir de registros pluviográficos (FADHEL et al., 2017). Destaca-se, entretanto, que

no Brasil as estações pluviográficas são escassas ou apresentam curto período de observação, dificultando o ajuste ou restringindo suas utilizações. Além das dificuldades envolvendo a limitação dos registros, os ajustes das equações IDF muitas vezes partem do pressuposto que as séries históricas são estacionárias, isto é, as estatísticas de extremos de precipitação são consideradas constantes ao longo do tempo, desconsiderando possíveis efeitos decorrentes das mudanças climáticas (AGILAN; UMAMAHESH, 2016).

Diante do exposto, o objetivo geral do presente trabalho foi analisar o comportamento da precipitação e da temperatura ao longo do tempo na região de Governador Valadares-MG, avaliando a ocorrência ou não de estacionariedade nas séries históricas, e propor novas curvas de Intensidade-Duração-Frequência, no contexto de ausência de dados pluviográficos, diante das possíveis mudanças observadas em decorrência das mudanças climáticas e da formação de ilhas de calor urbanas.

Os objetivos específicos do trabalho foram: (i) avaliar o comportamento temporal dos eventos extremos de precipitação e de temperatura, de forma a detectar possíveis tendências decorrentes de mudanças climáticas ou de ilhas de calor na região de Governador Valadares-MG; (ii) verificar se o comportamento sazonal da precipitação relacionado à ocorrência dos períodos seco e chuvoso têm sofrido alterações ao longo dos anos; (iii) verificar a abrangência de possíveis tendências detectadas na série de dados pluviométricos na região de Governador Valadares; (iv) gerar as curvas Intensidade-Duração-Frequência, na ausência de dados pluviográficos, com base em metodologia de desagregação das chuvas, considerando não-estacionariedade nas séries históricas de precipitação extremas; (v) comparar a equação de chuvas intensas existente para a localidade em estudo com as curvas Intensidade-Duração-Frequência obtidas neste trabalho.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 Eventos extremos de precipitação

No contexto da hidrologia, os eventos extremos de precipitação pluvial correspondem a chuvas de elevada intensidade que ocorrem em um curto espaço de tempo, podendo ser resultantes da variabilidade natural do clima ou de mudança climática (IPCC, 2012). Entende-se por variabilidade climática a variação observada em torno da média climática produzida pela interação entre os componentes do sistema climático, e mudança climática refere-se à tendência de mudança na média e/ou variabilidade das propriedades devido a forçantes internas (dos próprios componentes) ou externas (ação antropogênica) ao sistema climático (IPCC, 2014).

Estudos mostram a ocorrência de mudanças climáticas em nível mundial, assim como no Brasil e em Minas Gerais, caracterizadas por tendências positivas nas séries de dados de temperatura, isso é, pelo aumento das temperaturas no globo que intensificam o ciclo da água e influenciam na ocorrência de eventos extremos de precipitação (MIN et al., 2011; WESTRA et al., 2012; BAYAZIT, 2015; DONAT et al., 2016; INGRAM, 2016; SALVIANO et al., 2016; NATIVIDADE et al., 2017). Além desses, outros estudos comprovam a ocorrência de aumento na temperatura em áreas urbanizadas, associada à ocorrência de ilhas de calor urbanas (ALVES, 2016; ALVES; LOPES, 2017; CARDOSO et al., 2017; SANTOS et al., 2017; SILVA et al., 2018). As ilhas de calor urbanas são definidas como a diferença da temperatura da superfície entre o perímetro urbano e a zona rural vizinha, decorrente da substituição da cobertura vegetal por cobertura impermeável e de menor albedo (pavimentação asfáltica, concreto), e da liberação antrópica de calor, acarretando alterações no clima regional, incluso o regime de precipitações e seus eventos extremos.

2.2 Análise de tendência e o problema da autocorrelação

Segundo Naghettini e Pinto (2007), como resultado de variações naturais do clima ou alterações induzidas pela ação do homem, as séries hidrológicas podem apresentar uma tendência ao longo do tempo, sendo denominadas séries não-estacionárias.

Os testes estatísticos para a detecção de tendência se dividem em paramétricos e não paramétricos, sendo que os primeiros partem do pressuposto de que os dados da série histórica seguem uma distribuição de probabilidade específica, geralmente Normal, enquanto os não paramétricos são livres de distribuição, isso é, não é necessário saber o tipo de distribuição de probabilidade dos dados analisados no momento da aplicação do teste (NAGHETTINI; PINTO, 2007). Pelo fato de geralmente não se conhecer a distribuição de probabilidades de variáveis hidroclimatológicas, os testes não paramétricos são aplicados com mais frequência a essas

variáveis. São exemplos de testes não paramétricos para análise de tendência: Mann-Kendall, e os testes de raiz unitária Dickey-Fuller, Phillips-Perron, e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin.

O teste de Mann-Kendall é aplicado em vários estudos que evidenciam a presença de tendências nas séries históricas de dados de precipitação (ASFAW et al., 2018; LI et al., 2019; NUNES et al., 2018; WESTRA et al., 2012). Os testes de Dickey-Fuller, Phillips-Perron e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin são menos utilizados no contexto hidrometeorológico, revelando-se com maior frequência em estudos mais recentes (MCGRAW et al., 2019; NASHWAN et al., 2019; SHARMA; MUJUMDAR, 2019).

Outros testes importantes para a detecção de mudanças em séries de dados hidrológicos são os testes de mudanças abruptas, como os testes não paramétricos de Pettitt (PETTITT, 1979) e *Distribution-Free CUSUM* (CHIEW; SIRIWARDENA, 2005). Esses testes verificam a significância da mudança do valor central da amostra a partir de um ponto da série conhecido ou desconhecido (NUNES, 2018).

A maioria dos testes de hipótese para detecção de tendências partem do pressuposto que os dados da amostra são independentes e identicamente distribuídos. É importante ressaltar a diferença entre os conceitos de independência e estacionariedade, sendo que a independência significa a inexistência de correlação entre um registro de um dado ano e o registro posterior (ou anterior), considerados todos os anos disponíveis, enquanto a estacionariedade significa a não ocorrência de modificações nas características estatísticas da série ao longo do tempo (NAGHETTINI; PINTO, 2007).

Segundo von Storch (1993), frequentemente os dados climáticos são correlacionados no tempo. Os dados correlacionados no tempo não satisfazem o pressuposto de independência dos dados, necessário aos testes de tendência e comprometendo a acurácia e concisão dos resultados obtidos a partir da aplicação direta desses testes.

Todos os testes estatísticos envolvem dois tipos de erros, sendo eles denominados erro do tipo I, ao rejeitar a hipótese nula quando verdadeira, e erro do tipo II, ao não rejeitar H_0 quando falsa (BAYAZIT, 2015). O nível de significância (α) aplicado ao teste de hipótese corresponde à probabilidade do erro do tipo I, porém, quando as observações são autocorrelacionadas, o teste passa a rejeitar a hipótese nula em evidências mais fracas do que o nível de significância implícito.

Existem várias técnicas para a mitigação desse problema, que têm como objetivo eliminar o efeito da autocorrelação das séries amostrais na aplicação dos testes de tendência (ABREU, 2018). Para o teste de Mann-Kendall, três delas são as metodologias do Pre-Whitening (PW) (VON STORCH, 1993); Trend-Free-Pre-Whitening (TFPW) (YUE et al., 2002); e Block

Bootstrap (KUNDZEWICZ; ROBSON, 2000). Para os testes de raiz unitária o problema da autocorrelação resultou em alterações do teste original de Dickey-Fuller (DF) (DICKEY; FULLER, 1979), dando origem aos testes Phillips-Perron (PP) (PHILLIPS; PERRON, 1988) e o teste Kwiatkowski-Phillips-Schimidt-Shin (KPSS) (KWIATKOWSKI et al., 1992).

2.2.1 Teste de Mann-Kendall (MK)

O teste de Mann Kendall (MANN, 1945; KENDALL, 1975) é aplicado à séries de dados independentes e identicamente distribuídos. A hipótese nula do teste (H_0) supõe a estacionariedade, enquanto a hipótese alternativa (H_1) aponta para a existência de tendência monotônica no tempo. Sob a hipótese H_0 , para os n valores de uma série temporal (x_1, x_2, \dots, x_n), a estatística S é calculada conforme apresentado nas Equações 1 e 2.

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

$$\text{sgn}(x_j - x_i) = \begin{cases} 1, & \text{se } x_j > x_i \\ 0, & \text{se } x_j = x_i \\ -1, & \text{se } x_j < x_i \end{cases} \quad (2)$$

Nota-se que a estatística S não depende da magnitude dos valores observados de x , mas de sua classificação, significando que não são feitas suposições com relação à distribuição de probabilidade que gerou a amostra, sendo capaz de manter o poder de detecção, mesmo quando a distribuição populacional é bastante assimétrica (AMORIM, 2018).

Quando $n \geq 8$, a estatística S aproxima-se da distribuição Normal, com média nula e variância dada pela Equação 3.

$$\text{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{j=1}^m t_j j(j-1)(2j+5)}{18} \quad (3)$$

em que, m é o número de grupos com observações iguais e t_j é o número de observações iguais no grupo j .

A estatística Z utiliza o valor da estatística S para verificar a significância da tendência, e é calculada conforme a Equação 4.

$$Z = \begin{cases} \frac{S - 1}{\sqrt{\text{Var}(S)}}, & \text{se } S > 0 \\ 0, & \text{se } S = 0 \\ \frac{S + 1}{\sqrt{\text{Var}(S)}}, & \text{se } S < 0 \end{cases} \quad (4)$$

Essa estatística Z segue a distribuição normal padrão com média zero e variância um. Em um teste bilateral, com nível de significância igual a α , rejeita-se H_0 se $|Z| > Z_{\alpha/2}$ e assume-se que a tendência é estatisticamente significativa. O sinal de Z indica se a tendência é crescente ($Z > 0$) ou decrescente ($Z < 0$).

O P-valor da estatística S para os dados da amostra pode ser estimado pela probabilidade acumulada da distribuição normal, considerando que se $p \leq \alpha$, o teste apresenta evidências para rejeição de H_0 , sugerindo a presença de tendências na série.

As modificações do teste de MK incorporam o efeito da autocorrelação no resultado do teste, de forma que o Pre-Whitening (PW) e o Trend Free Pre-Whitening (TFPW) consistem em modificar a série histórica, removendo a autocorrelação, e posteriormente aplicar o teste de hipótese ao conjunto de dados modificado, enquanto a Block Bootstrap (BBS) consiste em múltiplas reamostragens com objetivo de recalculiar o intervalo de confiança da análise, eliminando a interferência da autocorrelação (KHALIQ et al., 2009).

2.2.1.1 Pre-Whitening (PW)

A obtenção de bons resultados a partir da aplicação do procedimento de PW, apresentada por Von Storch (1993), depende se o conjunto de dados amostrais pode ser expresso adequadamente por um modelo autorregressivo lag 1, denominado AR (1), cuja definição é dada pela Equação 5.

$$x_t = \theta x_{t-1} + \epsilon_t \quad (5)$$

em que x é o dado amostral, t é o intervalo de tempo, θ é o coeficiente de AR (1) e ϵ_t é o erro normalmente distribuído do modelo.

A aplicação da metodologia consiste em realizar a estimativa da autocorrelação amostral no lag 1 (Equação 6) e na aplicação do teste de Mann Kendall na série modificada (Equação 7).

$$\hat{r}_1 = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (x_i - \bar{x})(x_{i+1} - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (6)$$

$$x_t^{mod} = x_t - \hat{r}_1 x_{t-1} \quad (7)$$

Conforme estudo de Yue et al. (2002), ao remover a autocorrelação através da aplicação do PW, remove-se também parte da tendência, ocasionando uma redução no poder de detecção do teste. A aplicação dessa modificação é indicada apenas para séries de tamanho reduzido ($n \leq 50$) uma vez que, nos casos em que o tamanho da amostra e a magnitude da tendência são maiores, a autocorrelação não é um fator preponderante de influência no teste, sendo preferível a utilização da série sem a modificação, evitando possíveis distorções advindas do PW (BAYAZIT; ÖNÖZ, 2007).

2.2.1.2 Trend Free Pre-Whitening (TFPW)

Em decorrência das limitações da metodologia PW, Yue et al. (2002) recomendam o uso do TFPW com o intuito de mitigar o problema da autocorrelação. A aplicação dessa metodologia consiste em estimar a magnitude da tendência amostral (\hat{b}) a partir do método não-paramétrico de Sen's Slope (SEN, 1968; THEIL, 1950a-c) e, posteriormente, removê-la da série original (x_t), obtendo-se uma amostra modificada a partir da aplicação da Equação 8.

$$x_t^{mod} = x_t - \hat{b}t \quad (8)$$

em que t é o intervalo de tempo. De posse da amostra modificada, faz-se a estimativa da autocorrelação amostral no lag 1 (\hat{r}_1) da série modificada, aplicando a Equação 6, e aplica-se o procedimento PW à série modificada, conforme a Equação 9.

$$y_t^{mod} = x_t^{mod} - \hat{r}_1 x_{t-1}^{mod} \quad (9)$$

Depois, devolve-se a tendência para a série, conforme a Equação 10, e aplica-se o teste Mann Kendall à série final obtida (y_t).

$$y_t = y_t^{mod} + \hat{b}t \quad (10)$$

2.2.1.3 Block Bootstrap (BBS)

A metodologia BBS, introduzida por Kundzewicz & Robson (2000), consiste em múltiplas reamostragens dos dados originais, o que permite calcular intervalos de confiança que possibilitam concluir sobre a significância do teste de tendência, incorporando o efeito da

autocorrelação. Os dados da série original são reamostrados em blocos de tamanho predefinido, dependendo da quantidade de autocorrelações significativas adjacentes ocorrentes. Essa abordagem incorpora efeitos de autocorrelações superiores ao lag 1, diferente do que ocorre nas abordagens PW e TFPW, que removem a interferência da autocorrelação apenas no primeiro lag (KHALIQ et al., 2009).

Segundo Khaliq et al. (2009), a aplicação dessa metodologia consiste em: 1) estimar a estatística do teste para a série de dados original; 2) estimar a quantidade de autocorrelações significativas adjacentes; 3) reamostrar, várias vezes, a série original em blocos e estimar a estatística do teste, de forma a desenvolver uma distribuição simulada dessa estatística; e 4) estimar a significância do valor obtido para a estatística do teste da série original a partir da distribuição simulada desenvolvida com as reamostragens. Se a estatística calculada da série original estiver nas caudas da distribuição simulada essa é considerada significativa, correspondendo à presença de tendência.

2.2.2 Teste de Dickey-Fuller (DF)

O teste DF é um teste de raiz unitária desenvolvido por Dickey & Fuller (1979). Nesse teste, a raiz da equação característica (Equação 11) assume valor igual a um, isso é, possui raiz unitária, quando a série é não estacionária.

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

em y_t refere-se à variável no tempo t , ρ é a raiz da equação, e ε_t refere-se ao resíduo da equação.

Esse teste assume a hipótese nula (H_0) da não estacionariedade, ou seja, a variável y_t possui raiz unitária e $\rho = 1$. A hipótese alternativa (H_1) é que a variável não tem raiz unitária, sendo estacionária, e $\rho < 1$. Logo, o teste de raiz unitária testa se $\rho = 1$ ou não, a partir da aplicação de um teste t unilateral. Se $t_{calculado} < t_{tabelado}$, rejeita-se a hipótese nula, $H_0: \rho = 1$, ou seja, assume-se a estacionariedade.

O teste DF parte do pressuposto de que os termos de erros (ε_t) nas equações são uma sequência de dados independentes e identicamente distribuídos, e esse pressuposto nem sempre é garantido. Em função disso foi desenvolvido o teste de Phillips-Perron (PHILLIPS; PERRON, 1988).

2.2.3 Teste de Phillips-Perron (PP)

O teste PP, desenvolvido por Phillips & Perron (1988), é uma modificação do teste DF baseada na Equação 12, o qual visa corrigir as estatísticas de regressão convencionais com objetivo de remover o efeito da autocorrelação na detecção de tendências (PHILLIPS; PERRON, 1988).

$$y_t = \mu + \alpha t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

em y_t refere-se à variável no tempo t ; μ e α são parâmetros de uma regressão polinomial de primeira ordem; ρ é a raiz da equação; e ε_t refere-se a resíduo da equação, não necessariamente independente conforme pressuposto do teste DF.

Similar ao teste DF, a hipótese nula refere-se à não estacionariedade, sendo $\rho = 1$, enquanto a hipótese alternativa refere-se a $\rho < 1$, correspondendo à estacionariedade.

2.2.4 Teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)

O teste KPSS, proposto por Kwiatkowski et al. (1992), é complementar ao teste PP, pois fornece a possibilidade de verificar se a série é não estacionária devido à presença de uma raiz unitária, ou se os dados não contém informações suficientes para essa conclusão. Esse teste tem hipótese nula correspondente à estacionariedade, enquanto a hipótese alternativa assume que a série é não estacionária devido à presença de uma raiz unitária.

Sendo y_t , em que $t = 1, 2, \dots, T$, a série de dados observados cuja estacionariedade será testada, aplica-se as Equações 13 e 14.

$$y_t = \xi t + r_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$r_t = r_{t-1} + u_t \quad (14)$$

em que ξt corresponde à soma da tendência, r_t é um passeio aleatório e ε_t e u_t denotam termos de erros.

Por suposição ε_t corresponde a uma série estacionária e u_t refere-se a uma série de dados independentes e identicamente distribuídos, com variância σ^2 . O teste Multiplicador de Lagrange testa a hipótese nula correspondente à estacionariedade ($\sigma^2 = 0$), contra a hipótese alternativa da não estacionariedade ($\sigma^2 \neq 0$) (SHARMA; MUJUMDAR, 2019).

2.3 Análise de frequência em séries hidrológicas

Informações sobre a ocorrência de tendência em séries históricas podem ser utilizadas para guiar o ajuste de distribuições teóricas de probabilidades, que objetivam a análise de frequência de variáveis e a predição de valores. Um conjunto diverso de funções de distribuição de probabilidades pode ser empregado na modelagem de eventos máximos de variáveis hidrometeorológicas, dentre as quais destacam-se aquelas oriundas da Teoria Clássica de Valores Extremos, representadas pela sua forma mais geral denominada Generalizada de Valores Extremos (GEV), e as ditas não-extremais entre as quais as de maior uso são as distribuições Generalizada de Pareto, Pearson III, Log-Pearson III e Log-Normal de 2 parâmetros (NAGHETTINI; PINTO, 2007).

Os conceitos de período de retorno (T) e risco hidrológico (R) são amplamente utilizados em estudos de análise de frequência de eventos extremos climáticos, calculados a partir da distribuição de probabilidades ajustada (NUNES, 2018). Entende-se por período de retorno o intervalo médio de tempo, em anos, para que o evento ocorra ou seja superado, correspondendo ao inverso da sua probabilidade de excedência, e a magnitude desse evento que está associado a determinada probabilidade de ocorrência, é denominada nível de retorno (NAGHETTINI; PINTO, 2007). O risco hidrológico (R) é definido como a probabilidade de que um evento, associado a um determinado período de retorno, seja igualado ou superado pelo menos uma vez em um horizonte de N anos (NAGHETTINI; PINTO, 2007). Entretanto, esses conceitos não são aplicáveis em contexto não-estacionário, conforme apresentado no item 2.3.1 e, para tratar essa questão, novos conceitos foram introduzidos, sendo um deles o *Design Life Level* (ROOTZÉN; KATZ, 2013).

2.3.1 Distribuição Generalizada de Valores Extremos (GEV)

A função acumulada de probabilidades da distribuição GEV é expressa pela Equação 15, sendo ε , μ e σ os parâmetros de forma, posição e escala, respectivamente.

$$F(x) = \exp \left\{ - \left[1 + \varepsilon \left(\frac{x - \mu}{\sigma} \right)^{\frac{1}{\varepsilon}} \right] \right\} \quad (15)$$

A distribuição GEV é bastante flexível para a modelagem de valores extremos, sendo importante notar que o sinal do parâmetro ε determina a forma assintótica de valores extremos

máximos. O caso em que $\varepsilon = 0$, a GEV corresponde à distribuição de Gumbel; quando $\varepsilon > 0$ corresponde à distribuição de Frechét; e $\varepsilon < 0$ à distribuição Weibull (COLES, 2001).

O período de retorno (T) associado à distribuição de probabilidade pode ser calculado conforme a Equação 16.

$$T(x_T) = \frac{1}{P(X > x_T)} = \frac{1}{1 - F_X(x_T)} \quad (16)$$

em que $F_X(x_T)$ é a probabilidade de não excedência do evento x_T .

Os níveis de retorno correspondem aos quantis da distribuição GEV, e podem ser calculados em função do período de retorno (T) por meio da Equação 17.

$$x(T) = \mu + \frac{\theta}{\varepsilon} \left[1 - \left(\ln \left[1 - \frac{1}{T} \right] \right)^{-\varepsilon} \right] \quad (17)$$

Já o risco hidrológico (R) é calculado pela Equação 18, em que x_T é o evento cujo tempo de retorno é T, e N é o horizonte de tempo analisado, em anos.

$$R = P(X \geq x_T) = 1 - P(X < x_T) = 1 - [F_X(x_T)]^N \quad (18)$$

Caso o risco hidrológico (R) seja previamente fixado, o emprego da Equação 19 permite determinar para qual período de retorno (T) deve ser calculada a variável de projeto de uma estrutura cuja vida útil seja estimada em N anos (NAGHETTINI; PINTO, 2007).

$$R = 1 - \left(1 - \frac{1}{T} \right)^N \quad (19)$$

Sob a hipótese de não-estacionariedade, os parâmetros que compõem a distribuição deixam de ser constantes e passam a variar em função de uma outra variável. Para o caso em que a GEV não-estacionária representa um modelo com tendência temporal linear, por exemplo, pode-se considerar o parâmetro de posição (μ) expresso como uma função linear do tempo (Equação 20), na qual o parâmetro μ_1 pode ser interpretado como a inclinação da reta da tendência linear anual da variável (COLES, 2001).

$$\mu(t) = \mu_0 + \mu_1 t \quad (20)$$

Pode-se considerar também uma variação no parâmetro de escala (σ), na qual seria recomendada para o ajuste uma função exponencial (Equação 21), uma vez que sua utilização garante que esse parâmetro assuma somente valores positivos (COLES, 2001).

$$\sigma(t) = \exp(\sigma_0 + \sigma_1 t) \quad (21)$$

Segundo Coles (2001), não é comum o estabelecimento de tendência para o parâmetro de forma (ε), pois este adiciona elevada complexidade à inferência estatística, além de outras restrições.

Os conceitos de período de retorno e risco hidrológico, calculados a partir do ajuste da distribuição de probabilidades e utilizados nos projetos de infraestrutura hidráulica, não são aplicáveis em contexto não-estacionário devido a essa variação temporal nos parâmetros da distribuição (MOREIRA et al., 2016). Os parâmetros assumem diferentes valores em cada ano da série histórica, correspondendo a uma variação anual da distribuição de probabilidades ajustada e, conseqüentemente, uma variação anual da probabilidade de não-excedência associada a um determinado evento. Um dos conceitos elaborados para tratar desse problema é o *Design Life Level* (DLL), proposto por Rootzén & Katz (2013).

O DLL é utilizado para quantificar e comunicar informações de riscos ambientais em um clima em mudança, sendo obtido por meio da função de quantis, inversa da Equação 15, aplicada à probabilidade de não-excedência (1-p) desejada (MOREIRA et al., 2016). As variáveis do *Design Life Level* são T1, equivalente ao início do período de vida do projeto, T2, equivalente ao ano final, e p é a probabilidade de que o nível seja excedido durante o período de vida útil do projeto.

Os quantis correspondentes aos valores de DLL, associados a diferentes probabilidades de excedência (p), são calculados através das Equações 22 e 23, sendo que a Equação 22 refere-se à distribuição GEV com $\xi = 0$, denominada distribuição de Gumbel, e a Equação 23 à GEV com $\xi \neq 0$.

$$x(p) = \mu - \sigma * \ln(-\ln(1 - p)) \quad (22)$$

$$x(p) = \mu + \frac{\sigma}{\xi} * (1 - (-\ln(1 - p)))^\xi \quad (23)$$

em que ε, μ e σ são os parâmetros de forma, posição e escala, respectivamente.

2.3.2 Estimativa dos parâmetros das distribuições de probabilidade

Um método de estimação de parâmetros das distribuições probabilísticas teóricas é o da Máxima Verossimilhança (COLES, 2001). A probabilidade dos dados observados, em função do parâmetro (θ), é chamada de função de verossimilhança. O princípio da estimativa da máxima verossimilhança é adotar os parâmetros que maximizam a função de verossimilhança, correspondendo então ao modelo que atribui maior probabilidade de ocorrência aos dados observados (COLES, 2001).

Sendo $x = (x_1, x_2, x_3, \dots, x_n)$ uma amostra aleatória, independente e identicamente distribuída (i.i.d), com função de densidade de probabilidade $f(x_i, \theta)$, então a função de verossimilhança é dada pela Equação 24.

$$L(\theta|x) = \prod_{i=1}^n f(x_i, \theta) \quad (24)$$

Para encontrar o ponto máximo da função ($\hat{\theta}$) é necessário derivá-la em relação ao parâmetro e igualar a derivada a zero (COLES, 2001). Sabendo-se que o ponto máximo de uma determinada função ocorre também no máximo do log dessa função, de forma a facilitar o processo adota-se a Equação 25.

$$\begin{aligned} l(\theta) &= \ln[L(\theta|x)] = \ln[f(x_1, \theta) \times f(x_2, \theta) \times \dots \times f(x_n, \theta)] \\ &= \ln[f(x_1, \theta)] + \ln[f(x_2, \theta)] + \dots + \ln[f(x_n, \theta)] \\ &= \sum_{i=1}^n \ln [f(x_i, \theta)] \end{aligned} \quad (25)$$

Para a distribuição de probabilidades GEV, $\theta = (\varepsilon(t), \mu(t), \sigma(t))$, então a função log de verossimilhança é expressa pela Equação 26.

$$l(\theta) = \sum_{i=1}^n \left\{ \log \sigma(t) + \left(1 + \frac{1}{\varepsilon(t)}\right) \times \log \left[1 + \varepsilon(t) \left(\frac{z - \mu(t)}{\sigma(t)}\right)\right] + \left[1 + \varepsilon(t) \left(\frac{z - \mu(t)}{\sigma(t)}\right)\right]^{\frac{-1}{\varepsilon(t)}} \right\} \quad (26)$$

Não existe uma solução analítica para o problema de otimização, sendo a solução encontrada através de rotinas numéricas (GILLELAND; KATZ, 2016).

2.3.3 Seleção da distribuição probabilística com melhor ajuste aos dados

De acordo com Coles (2001), uma vez que é possível modelar qualquer combinação dos parâmetros de uma determinada variável, o princípio básico é eleger o modelo mais simples e que possua, como característica principal, a capacidade de explicar a maior parte da variação dos dados. Nesse sentido, dois dos principais instrumentos utilizados para avaliação e seleção das distribuições probabilísticas mais apropriadas são os Critérios de Informação de Akaike (AIC) e Bayesiano (BIC).

O Critério de Informação de Akaike (AIC) (AKAIKE, 1974) é obtido por meio da Equação 27, enquanto o Critério de Informação Bayesiano (BIC) (SCHWARZ, 1978) é dado pela Equação 28.

$$AIC = 2k - 2(\log l(\hat{\theta})) \quad (27)$$

$$BIC = k \log n - 2(\log l(\hat{\theta})) \quad (28)$$

em que $l(\hat{\theta})$ é a função de verossimilhança maximizada e k o número de parâmetros desconhecidos e estimados.

Cada modelo ajustado recebe um valor de AIC e BIC, sendo considerado o de melhor ajuste aquele que possui os menores valores para ambos critérios. Por si só, o valor do AIC e BIC para um determinado conjunto de dados não tem significado, tornando-se útil quando são comparados mais de um modelo (EMILIANO, 2009).

2.4 Método de desagregação de chuvas intensas

Diante da falta de informações sub-diárias de precipitação, registradas pelos pluviógrafos, os métodos de desagregação de chuvas objetivam transformar as chuvas com duração de um

dia, obtidas em pluviômetros, em chuvas com duração de 24 horas e, posteriormente, em outras durações menores, a partir da aplicação de fatores multiplicativos denominados coeficientes de desagregação (ABREU, 2018).

Sabe-se que a chuva com duração de 24 horas refere-se à precipitação máxima observada durante um intervalo qualquer de 24 horas, enquanto a precipitação de um dia refere-se à precipitação máxima registrada em um dia, com intervalo de coleta fixo, isso é, os dados são coletados sempre no mesmo horário (MARTINS et al., 2019). No caso da rede de observação mantida pela Agência Nacional de Águas (ANA), a medição é realizada uma vez por dia às 7h e, no caso da rede do Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), a medição é realizada às 9h.

Segundo Abreu (2018), existem diversos métodos de desagregação de chuvas mas, dentre todos, destaca-se o método das relações de chuvas de diferentes durações, que é o mais difundido no Brasil. A CETESB (1980) desenvolveu um estudo clássico no Brasil sobre desagregação de chuvas utilizando esse método, estabelecendo as relações das chuvas intensas de diferentes durações para localidades distribuídas em todo território brasileiro, utilizando as curvas de intensidade máxima determinadas por Pfafstetter (1957).

Segundo Martins et al. (2019), no Brasil há uma tendência à generalização dos coeficientes de desagregação. Entretanto, uma opção para melhorar os resultados do método é obter coeficientes específicos para cada localidade, através da análise da relação de chuvas obtidas em pluviômetros e pluviógrafos, e das relações de chuvas máximas de diferentes durações e a chuva máxima de 24 horas (ABREU, 2018).

Passos (2017) realizou um estudo com 19 estações pluviográficas localizadas na bacia hidrográfica do rio Doce, que resultou em coeficientes de desagregação de chuvas diárias representativos para cada uma das cinco regiões hidrologicamente homogêneas da bacia obtidas por Valverde et al. (2003). Para tal, foram utilizadas séries históricas contendo de 8 a 20 anos, sem adoção de período base. Os coeficientes de desagregação obtidos por Passos (2017) para as cinco regiões hidrologicamente homogêneas da bacia do rio Doce estão apresentados na Tabela 1, sendo que a região de estudo do presente trabalho refere-se à região homogênea cinco.

Tabela 1 – Coeficientes de desagregação médios para as cinco regiões hidrologicamente homogêneas da bacia hidrográfica do rio Doce

Região*	24h/ 1d	12h/ 24h	6h/ 24h	4h/ 24h	2h/ 24h	1h/ 24h	50min/ 1h	40min/ 1h	30min/ 1h	20min/ 30min	10min/ 30min
1	1,108	0,862	0,780	0,721	0,636	0,562	0,946	0,872	0,783	0,830	0,603
2	1,105	0,874	0,814	0,771	0,668	0,555	0,956	0,879	0,784	0,855	0,577

3	1,066	0,900	0,832	0,781	0,649	0,529	0,941	0,865	0,753	0,841	0,586
4	1,067	0,871	0,773	0,715	0,608	0,497	0,956	0,894	0,810	0,832	0,588
5	1,060	0,930	0,863	0,807	0,696	0,600	0,937	0,865	0,771	0,852	0,602

*Estações pluviográficas correspondentes às regiões hidrologicamente homogêneas: 1) Acaica, Piranga, Braz Pires e Desterro de Melo; 2) Pancas, Caldeirão e Assaraí; 3) Dom Cavati, Cenibra, Cachoeira dos Óculos, Naque Velho, Raul Soares e Ponte Nova; 4) Conceição do Mato Dentro, Ferros e Morro do Pilar; e 5) Tumiritinga, Barra do Cuieté e Alto Rio Novo.

Fonte: Passos (2017).

3 MATERIAL E MÉTODOS

3.1 Área de estudo e base de dados

O estudo foi realizado para o município de Governador Valadares, localizado na região leste do estado de Minas Gerais, com população de 279.885 habitantes, estimada para o ano de 2019 pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e extensão territorial de 2.342km². Esse município está inserido na bacia do Rio Doce, sub-bacia do Rio Suaçuí, o município possui altitude máxima de 1.123m, no Pico da Ibituruna, e mínima de 170m.

A região apresenta classificação climática de Köppen do tipo Aw, ou seja, clima quente com chuvas de verão concentradas em um período chuvoso que abrange os meses de outubro a março, com grande possibilidade de ocorrência de eventos máximos em dezembro, assim como ocorre em todo estado de Minas Gerais e grande parte da região sudeste do Brasil (GUIMARÃES et al., 2010; MOTA et al., 2019).

Com o objetivo de conhecer os possíveis impactos das mudanças climáticas e da ocorrência de ilhas de calor no município de Governador Valadares, o presente trabalho foi realizado utilizando dados de precipitação diária e de temperatura anual (máxima média e mínima média), possibilitando a comparação dos comportamentos históricos dessas duas variáveis.

As séries históricas dos dados médios de temperatura anual (máxima e mínima) para o município de Governador Valadares foram provenientes do banco de dados do Sistema de Informação Meteorológica (SIM) e das fichas resumo do Instituto Nacional de Meteorologia (INMET) e referem-se às estações de códigos 83543 e A532. Ressalta-se que a estação de código 83543, com latitude -18,83° e longitude -41,98°, operou de forma convencional, isso é, com medição por meio de termômetros de máxima e mínima, até meados de 2007, quando teve o código substituído por A532 ao tornar-se uma estação automática, que opera com plataforma de coleta de dados (PCD).

Em relação à precipitação, foram utilizados dados diários provenientes da estação pluviométrica localizada no município de Governador Valadares, de código 01841020, correspondentes ao período de 1986 a 2018 (Tabela 2). No presente trabalho utilizou-se apenas dados diários de precipitação, uma vez que grande parte dos pluviogramas provenientes da estação pluviográfica convencional localizada no município encontravam-se ilegíveis, impossibilitando a obtenção da série de dados sub-diários.

Diante da inviabilidade de utilizar os dados pluviográficos, o uso dos dados de precipitação diária da estação localizada em Governador Valadares teve como objetivo: originar as séries históricas de índices de precipitação para análise de tendência temporal; originar as

séries históricas de intensidades máximas médias de precipitações associadas a diferentes durações a partir da aplicação do método de desagregação, para servir de base para o estabelecimento da nova curva de Intensidade-Duração-Frequência (IDF) da cidade de Governador Valadares; e originar 12 séries de totais precipitados mensais, cada uma delas correspondendo a um mês do ano, possibilitando o estudo do comportamento sazonal da precipitação na área em estudo.

Com o objetivo de avaliar a abrangência dos comportamentos de tendência verificados nas séries de dados dos índices de precipitação originados na estação de Governador Valadares, foram analisadas as séries históricas de outras quatro estações pluviométricas localizadas na mesma região hidrologicamente homogênea, com base em trabalho realizado por Valverde et al. (2003). A utilização dessas outras estações pluviométricas também possibilitou a análise de consistência dos dados pluviométricos.

Os dados pluviométricos das cinco estações utilizadas no estudo (Tabela 2) foram obtidos através da plataforma Hidroweb da Agência Nacional de Águas (ANA). O critério para a escolha das estações foi a localização na mesma região hidrologicamente homogênea da bacia do Rio Doce que contempla o município de Governador Valadares e a existência de dados no período de 1986 a 2018, correspondente ao período de dados disponível nesse município.

Tabela 2 – Estações pluviométricas utilizadas no presente trabalho

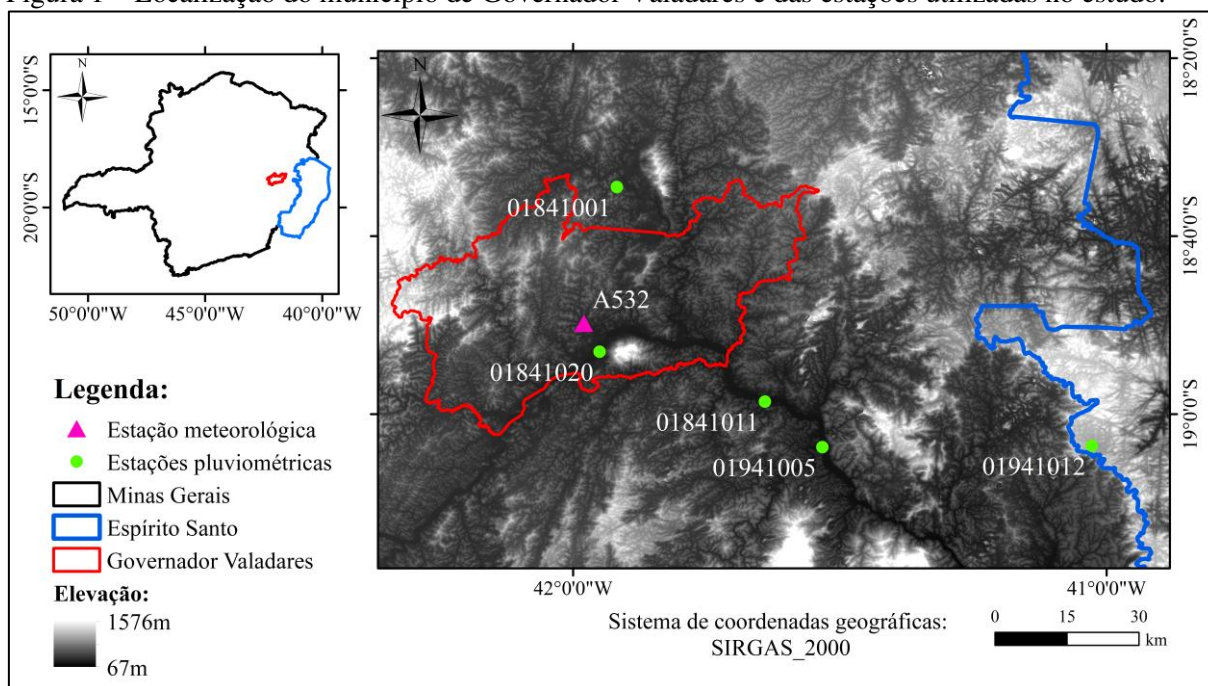
Código	Nome	Município/Estado*	Latitude (W)	Longitude (S)	Altitude (m)
01841020	Governador Valadares	Governador Valadares/MG	-18°52'59''	-41°57'01''	161
01841001	Vila Matias – montante	Mathias Lobato/MG	-18°34'29''	-41°55'04''	203
01841011	Tumiritinga	Tumiritinga/MG	-18°58'35''	-41°38'25''	140
01941005	Barra do Cuieté – jusante	Conselheiro Pena/MG	-19°03'42''	-41°31'58''	139
01941012	Alto Rio Novo	Pancas/ES	-19°03'33''	41°01'39''	559

*MG – Minas Gerais e ES – Espírito Santo.

As estações Vila Matias – montante e Tumiritinga estão localizadas, respectivamente, nos distritos sede dos municípios mineiros de Mathias Lobato, com população estimada de 3.203 pessoas, e Tumiritinga, com 6.732 pessoas. A estação Barra do Cuieté – jusante está localizada no distrito de Barra do Cuieté, um dos cinco distritos do município mineiro de Conselheiro Pena, cuja população é de 22.921 habitantes, estimada pelo IBGE para 2019. A estação Alto Rio Novo localiza-se no distrito sede do município capixaba de Pancas, que abriga população estimada de 23.184 pessoas.

Na Figura 1 estão apresentadas a região de estudo e a disposição espacial das cinco estações pluviométricas utilizadas e da estação meteorológica, sobrepostas no Modelo Digital de Elevação proveniente do projeto *Shuttle Radar Topography Mission* (SRTM).

Figura 1 – Localização do município de Governador Valadares e das estações utilizadas no estudo.



Fonte: autora.

3.2 Análise preliminar e processamento dos dados pluviométricos

Os dados pluviométricos diários das cinco estações utilizadas no presente trabalho encontram-se consistidos apenas até o ano de 2005 e, a partir dessa data, isso é, no período de 2006 a 2018, estavam disponíveis apenas os dados brutos. Sabe-se que a situação ideal seria trabalhar apenas com os dados consistidos ao longo de toda a série histórica, porém optou-se por trabalhar com todos os dados disponíveis, consistidos e brutos. Isso devido à necessidade de uma série extensa de no mínimo 30 anos, conforme preconiza a Organização Mundial de Meteorologia (OMM), a fim de se compreender e identificar as variabilidades climáticas e as suas tendências e, sendo fundamental a existência de dados mais atuais para fins de avaliação dos possíveis impactos das mudanças climáticas. Dessa forma, fez-se necessária uma análise preliminar dos dados brutos referentes ao período de 2006 a 2018, aplicando-se a metodologia de Dupla Massa (SEARCY; HARDISON, 1960), para avaliar a existência de inconsistências da série completa dos dados.

Previamente à aplicação da metodologia de Dupla Massa, verificou-se a disponibilidade de dados diários, em cada ano, desde 1986 até 2018, para todas as estações. Adotou-se o

critério de descarte correspondente aos anos com mais de 10% de dados diários faltantes, evitando descartes que reduzam o período de informação, diante da impossibilidade de realizar preenchimento dos dados por se tratar de eventos extremos (GIMENEZ, 2017; WANDERLEY et al., 2014). Ao verificar a disponibilidade de dados, constatou-se que todos os anos, no período de 1986 a 2018, de todas as estações, apresentaram menos que 10% de falhas, não havendo a necessidade de descarte de dados.

Os gráficos de Dupla Massa dos dados anuais para cada uma das cinco estações em análise estão apresentados no APÊNDICE A. Não foi detectada nenhuma mudança de comportamento nas séries históricas, mostrando que a inserção dos dados brutos após o ano de 2005 não gerou problemas em termos de inconsistência.

Com base nos dados de precipitação diária das cinco estações pluviométricas selecionadas (Tabela 2) foram calculados quatro índices de precipitação, apresentados na Tabela 3, conforme descritos nos trabalhos de Li et al. (2019) e Nunes et al. (2018).

Tabela 3 – Índices anuais de precipitação utilizados no presente trabalho

Índice	Definição	Unidade
P95p	Soma das precipitações diárias que superam o limiar do percentil 95	mm
Pmax1d	Precipitação máxima anual de um dia	mm
IID	Soma da precipitação de dias chuvosos (maior ou igual a 1mm) dividido pelo número de dias chuvosos (maior ou igual a 1mm)	mm/dia
PTot	Soma das precipitações de dias chuvosos (maior ou igual a 1mm)	mm

Além dos índices anuais de precipitação, foram elaboradas 12 séries de totais precipitados mensais, cada uma delas correspondendo a um mês do ano, com base nos dados de precipitação diária da estação pluviométrica localizada em Governador Valadares (código: 01841020). O objetivo foi entender se o comportamento sazonal da precipitação, particularmente os períodos seco e chuvoso, tem sofrido alterações ao longo dos anos. Análise similar do período chuvoso foi realizada por Silva et al. (2020), para o noroeste do estado de Minas Gerais.

Previamente à análise de tendência das 12 séries de totais precipitados, analisou-se a disponibilidade de dados mensais e os dados referentes aos meses com mais de três dados faltantes foram descartados (GUIMARÃES; REIS; LANDAU, 2010). Observou-se que apenas o dado do mês de setembro de 2004 apresentou mais de três dados faltantes e, portanto, foi descartado e substituído pela média simples dos dados da série, conforme recomenda Harrel (2001).

3.3 Análise de tendência das séries de temperatura e de precipitação

Preliminarmente fez-se a análise exploratória de dados, em que as séries de temperatura e precipitação foram plotadas em gráficos em função do tempo, nos quais foram apresentados os valores anuais e também as médias móveis de 10 termos para realizar uma análise visual dos dados e identificação de possíveis tendências. Para verificar a significância das tendências observadas nos gráficos, foram consideradas as aplicações dos testes Mann-Kendall (MK) e Block Bootstrap + Mann-Kendall (BBS + MK) (BURN; TALEGHANI, 2013).

A independência dos dados das séries históricas de temperatura e precipitação, premissa do teste de Mann-Kendall, foi avaliada utilizando a Função de Autocorrelação (ACF), adotando o nível de significância de 5% para todas as séries. A Função de Autocorrelação foi realizada no software R aplicando-se a função *acf*, cujos parâmetros principais de entrada referem-se à série analisada e ao lag máximo, que equivale à defasagem máxima entre os dados analisados. A quantidade de lags foi igual a um quarto do tamanho da série amostral (ÖNÖZ; BAYAZIT, 2012), equivalente a 12 para as séries de temperatura e oito para as séries de precipitação.

O teste MK foi aplicado às séries de dados que não apresentaram autocorrelação significativa, enquanto o teste BBS + MK àquelas que apresentaram significância na autocorrelação dentre os lags analisados, conforme recomendado por Önoz & Bayazit (2012).

Optou-se pela utilização do MK e BBS + MK, uma vez que, segundo Sharma & Mujumdar (2019), o MK é empregado na maioria dos estudos relacionados a mudanças nos extremos hidrológicos e, quando associado à modificação BBS, permite a análise dos dados considerando as autocorrelações de diferentes lags, enquanto as modificações Pre-Whitening (PW) e Trend Free Pre-Whitening (TFPW) modelam apenas a autocorrelação no lag 1, semelhante aos testes de Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Considerando que a série dos dados de precipitação possui 33 anos de dados, não foi realizado teste para análise de mudanças abruptas para evitar a fragmentação da série histórica em segmentos em que análises de tendência não seriam significativas, conforme recomendado por Rosin et al. (2016).

Para as séries de dados médios anuais de temperatura (máxima e mínima) adotou-se o nível de significância de 5% nos testes de tendência aplicados, enquanto para os índices anuais de precipitação e totais precipitados mensais adotou-se o nível de significância de 10%. Essa diferença nos níveis de significância deveu-se à dificuldade de se ter respostas sobre a influência das mudanças climáticas nos dados de chuva (IPCC, 2012).

A aplicação dos testes MK e BBS + MK foi realizada no software R, utilizando o pacote *modifiedmk*. O teste MK, sem modificações, foi executado pela função *mktest* tendo como

variável de entrada apenas a série de dados a ser analisada e como variáveis de saída as estatísticas Sen's Slope (SEN, 1968; THEIL, 1950a-c), Z, S, Var(S), P-valor e Tau (KENDALL, 1975; MANN, 1945).

O teste BBS + MK foi executado pela função *bbsmk*, na qual as variáveis de entrada da modificação de BBS associada a MK corresponderam a: série de dados; intervalo de confiança (90%); quantidade de reamostragens; parâmetro de adição ao bloco (η); e tamanho do bloco (k). Adotou-se o valor de 2000 repetições de reamostragem, conforme recomendado por Svensson et al. (2005) e Onoz & Bayazit (2012). Adotou-se $\eta = 1$ (KHALIQ et al., 2009), que refere-se a um parâmetro a ser somado ao tamanho do bloco k, de forma a melhorar a acurácia do resultado obtido pelo teste, enquanto “k” equivale ao número de autocorrelações significativas contíguas. Os valores adotados correspondem ao *default* da função utilizada. As variáveis de saída da função correspondem às estatísticas Sen's Slope (SEN, 1968; THEIL, 1950a-c), Z, S e Tau (KENDALL, 1975; MANN, 1945), além do intervalo de confiança empírico da estatística Z, calculado a partir da reamostragem dos dados.

3.4 Ajuste da distribuição de probabilidades

A série do índice Pmax1d refere-se às maiores lâminas precipitadas em um dia para cada ano da série histórica de dados pluviométricos, servindo de base para gerar as séries de intensidades máximas médias de precipitações de diferentes durações, mediante a aplicação da metodologia de desagregação de chuvas. Os coeficientes de desagregação estão apresentados na Tabela 4 e correspondem aos obtidos por Passos (2017) para a região hidrologicamente homogênea da bacia do Rio Doce em que o município de Governador Valadares está inserido.

Tabela 4 – Coeficientes de desagregação adotados no presente trabalho

24h/ 1d	12h/ 24h	6h/ 24h	4h/ 24h	2h/ 24h	1h/ 24h	50min/ 1h	40min/ 1h	30min/ 1h	20min/ 30min	10min/ 30min
1,060	0,930	0,863	0,807	0,696	0,600	0,937	0,865	0,771	0,852	0,602

Fonte: Passos (2017).

Tendo como objetivo modelar a ocorrência dos eventos extremos de precipitação e, posteriormente, obter a relação IDF, fez-se o ajuste da distribuição de probabilidade com melhor aderência à série de Pmax1d, relacionando a magnitude dos eventos com sua frequência de ocorrência. De acordo com Martins (2018), as séries de máximos anuais podem ser representadas pela Distribuição Generalizada de Valores Extremos (*Generalized Extreme Values – GEV*), de modo que foram testadas as distribuições GEV e Gumbel, que corresponde

à GEV com parâmetro de forma (ε) igual a zero, em concordância com a Teoria Clássica dos Valores Extremos (COLES, 2001).

Independentemente do resultado obtido com as aplicações dos testes de tendências, foram ajustadas as distribuições GEV e Gumbel, estacionárias e não estacionárias, com o objetivo de verificar se o melhor ajuste da distribuição de probabilidades está de acordo com o resultado obtido com as aplicações dos testes de tendências. Conforme recomendado por Coles (2001), adotou-se a distribuição GEV estacionária com os parâmetros de posição, escala e forma constantes no tempo, e para a distribuição não estacionária assumiu-se o parâmetro de forma constante e as seguintes combinações:

- 1) Parâmetro de posição como uma função linear monotônica no tempo, e parâmetro de escala constante;
- 2) Parâmetro de posição como uma função linear monotônica no tempo, e parâmetro de escala como função exponencial no tempo;
- 3) Parâmetro de posição como função polinomial de segundo grau, e parâmetro de escala constante; e
- 4) Parâmetro de posição como função polinomial de segundo grau, e parâmetro de escala como função exponencial no tempo.

No caso da distribuição de Gumbel, para o ajuste estacionário assumiram-se parâmetros de posição e escala constantes no tempo, e para o ajuste não estacionário foram testadas todas as combinações dos parâmetros de posição e escala conforme apresentado nas combinações anteriores.

Os parâmetros das distribuições foram ajustados através do método da máxima verossimilhança e a determinação dos erros foi feita com base na matriz variância-covariância (COLES, 2001). Uma vez ajustados os parâmetros para as séries históricas, foram utilizados o Critério de Informação de Akaike (AIC) e Critério de Informação Bayesiano (BIC) para verificar qual modelo foi mais adequado.

3.5 Obtenção da relação Intensidade-Duração-Frequência para o município de Governador Valadares

A obtenção da relação Intensidade-Duração-Frequência foi realizada a partir do ajuste de uma distribuição de probabilidades aos dados de lâminas máximas precipitadas, conforme o item 3.4, e posterior aplicação da metodologia de desagregação de chuvas intensas, assim como realizado por Abreu (2018), Back (2020) e Passos (2017), visando a obtenção das lâminas máximas associadas a diferentes durações de chuva.

Ajustou-se inicialmente uma distribuição com parâmetros constantes, equivalente à condição de estacionariedade (item 3.4), e foram obtidas as lâminas máximas de um dia, associadas aos diferentes períodos de retorno de 2, 5, 10, 20, 50 e 100 anos. Ajustou-se, também, uma distribuição de probabilidades correspondente à condição de não estacionariedade (item 3.4) e, nesse caso, o conceito de período de retorno fica comprometido, conforme descrito no item 2.3.1, tendo sido aplicado o conceito de *Design Life Level*.

O conceito de *Design Life Level* corresponde à determinação de um quantil associado a uma probabilidade de que esse seja excedido, ao menos uma vez, durante a vida útil da estrutura projetada. Diante disso, para calcular a intensidade de precipitação para fins de projeto em um cenário não estacionário, é necessário que seja definido: 1) o período de vida útil do projeto, o qual no presente trabalho foi adotou-se 2020 a 2040, totalizando 20 anos, conforme realizado no trabalho de Nunes (2018); e 2) a probabilidade de que a capacidade da estrutura projetada seja excedida no período. Diante dessas premissas, a partir do ajuste de distribuição de probabilidades não estacionária, foram obtidas as lâminas máximas de um dia associadas às diferentes probabilidades de excedência de 1, 2, 5, 10, 20 e 50%.

De posse das lâminas máximas precipitadas em um dia associadas a diferentes períodos de retorno (estacionário) ou probabilidades de excedência (não estacionário), a aplicação dos coeficientes de desagregação permitiu associá-las às diferentes durações de 10, 20, 30, 40, 50, 60, 120, 240, 360, 720 e 1440 min. Ao dividir as lâminas máximas precipitadas pelas respectivas durações, obteve-se os valores de intensidade de precipitação, determinando as relações Intensidade-Duração-Frequência.

Sabe-se que melhor cenário para a obtenção da relação IDF corresponde à disponibilidade de dados sub-diários, que permitem a construção de séries de dados anuais de intensidades máximas médias precipitadas associadas a diferentes durações. Com esses dados seria possível ajustar as distribuições de probabilidades a cada uma dessas séries, resultando na predição de dados mais acurados. Ocorre que, como explicado no item 3.1, no município de Governador Valadares esses dados não se encontram disponíveis, assim como acontece em muitas outras localidades, tendo sido necessária a aplicação da metodologia de desagregação de chuvas.

3.6 Comparação das estimativas de intensidades de precipitação para as diferentes IDF's ajustadas para o município de Governador Valadares

Para evidenciar a importância da consideração da presença de tendência nas séries de dados de precipitação na elaboração das relações IDF, assim como a necessidade de atualizá-

las periodicamente, fez-se a comparação entre as estimativas de intensidades de precipitação obtidas através das curvas não estacionárias (IDF – NE) e estacionárias (IDF – E), ajustada neste trabalho, e a disponível até então, elaborada por Freitas et al. (2001).

Freitas et al. (2001) determinaram uma equação IDF (Equação 29) para o município de Governador Valadares a partir de dados sub-diários da estação pluviográfica localizada no município, com código 01841015, latitude -18,85° e longitude -41,93°. Para tanto, foi adotado o pressuposto da estacionariedade e as séries de intensidade máxima média de precipitação foram ajustadas à distribuição de Gumbel estacionária, com parâmetros posição e escala constantes.

$$i = \frac{4980,5810 * T^{0,2020}}{(t + 52,547)^{0,9690}} \quad (29)$$

em que i refere-se à intensidade de precipitação (mm/h); T ao período de retorno (anos); e t à duração da precipitação (min).

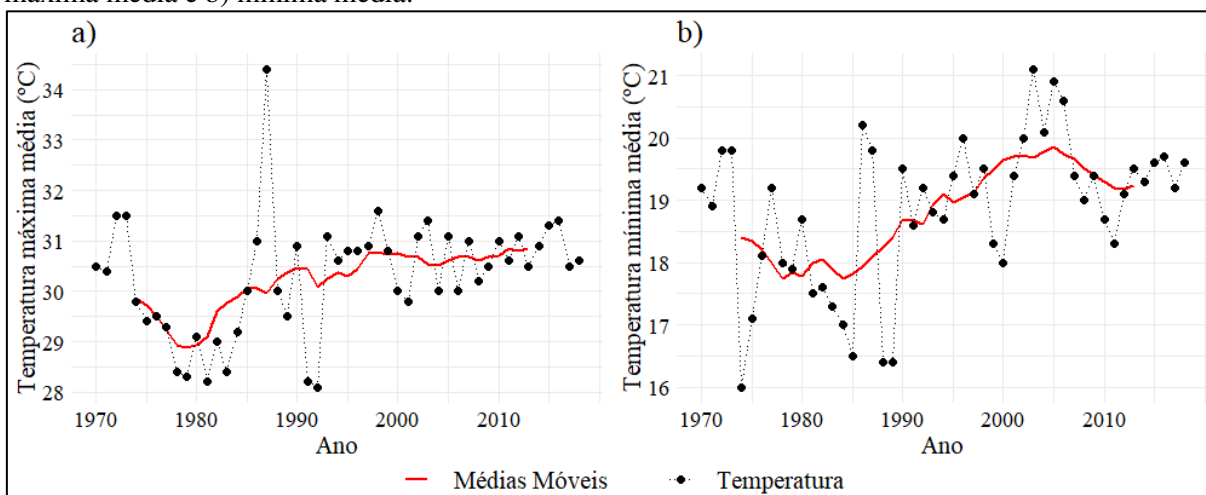
A partir da Equação 29 foram obtidas curvas IDF's, considerando que essa equação é indicada para período de retorno de até 100 anos e durações de 10 minutos a 24 horas.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Análise de tendência das séries de temperatura anual de Governador Valadares

A evolução temporal das temperaturas anuais máximas médias e mínimas médias, bem como as médias móveis de 10 termos, obtidas com base nos dados da estação meteorológica localizada no município de Governador Valadares (códigos: 83543 e A532) está apresentada nos gráficos da Figura 2. É possível observar um comportamento crescente nas duas séries históricas, no período de 1970 a 2018, indicando uma possível tendência positiva na série de dados médios de temperatura (máxima e mínima).

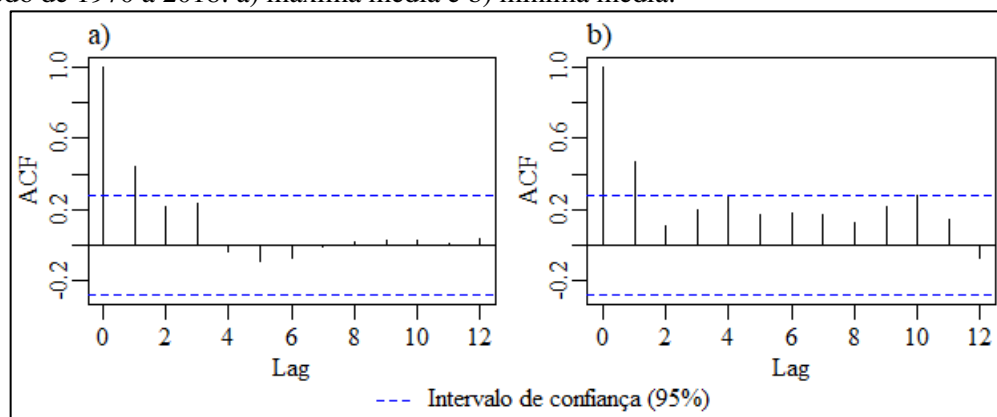
Figura 2 – Variação da temperatura anual em Governador Valadares no período de 1970 a 2018: a) máxima média e b) mínima média.



Fonte: autora.

As Funções de Autocorrelação (ACF) estão apresentados na Figura 3, nas quais as linhas azuis referem-se ao intervalo de confiança considerando nível de significância de 5%. Ambas as séries apresentaram autocorrelação positiva no lag 1, indicando a necessidade da aplicação do BBS + MK.

Figura 3 – Funções de Autocorrelação (ACF) das séries de temperatura anual de Governador Valadares no período de 1970 a 2018: a) máxima média e b) mínima média.



Fonte: autora.

As estatísticas Sen's Slope, Z e P-valor, obtidas no teste MK, e a estimativa empírica dos intervalos de confiança (IC) da estatística Z (nível de significância de 5%) do teste BBS + MK estão apresentados na Tabela 5.

Tabela 5 – Estatísticas dos testes MK e BBS + MK aplicados às séries anuais de temperatura máxima média e mínima média de Governador Valadares no período de 1970 a 2018

Variável	Sen's Slope (°C/ano)	Z	P-valor*	IC**
Temperatura máxima média	0,028	2,60	0,0093	(-1,91, 1,93)
Temperatura mínima média	0,031	2,64	0,0083	(-2,06, 1,87)

*P-valores obtidos a partir da aplicação do teste de MK original.

**Intervalos de Confiança (IC), calculados com a aplicação BBS + MK.

Na Tabela 5, a partir da aplicação do MK, verifica-se tendência significativa (P-valor < 0,05) e positiva ($Z > 0$) para ambas as séries de temperatura. Os intervalos de confiança (IC) resultantes da aplicação do BBS + MK corroboram os resultados obtidos na aplicação do MK, uma vez que o valor da estatística Z encontra-se fora do intervalo obtido. Desta forma, pode afirmar que a série de dados médios de temperatura, tanto máxima quanto mínima, não apresentam estacionariedade, ocorrendo um aumento significativo das temperaturas (máxima e mínima) no período e estação de estudo.

A estatística Sen's Slope indica que essa tendência de aumento é maior para a temperatura mínima média comparada à temperatura máxima média. De acordo com essa estatística, a temperatura máxima média sofreu um acréscimo de, aproximadamente, 1,37°C ao longo do período analisado, enquanto para a temperatura mínima média, o acréscimo foi de 1,52°C.

A OMM considera que o clima se caracteriza através das condições do tempo acumuladas em um intervalo de pelo menos 30 anos, obtidas por medições instrumentais. Diante disso, o

aumento nas temperaturas médias anuais máximas e mínimas detectado no período analisado é uma evidência da ocorrência de alterações climáticas decorrentes do aquecimento global e/ou local, devido à formação de ilhas de calor consequentes da urbanização que ocorreu na região nos últimos 49 anos. Nunes et al. (2018) encontraram resultado similar para o centro urbano de Belo Horizonte, tendo detectado aumento significativo nas temperaturas médias e mínimas.

4.2 Análise de tendência dos dados de precipitação

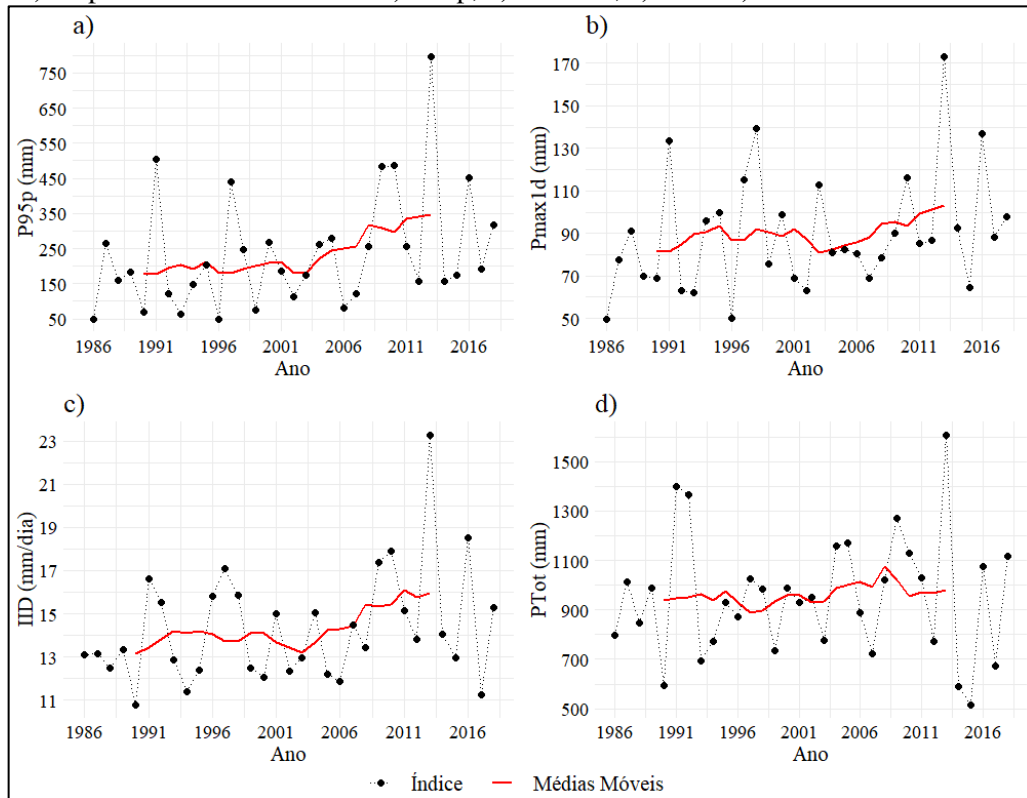
4.2.1 Índices anuais de precipitação

A evolução temporal dos índices anuais de precipitação P95p, Pmax1d, IID e PTot para as cinco estações em análise, bem como as médias móveis de 10 termos, estão apresentados nas Figuras 4 a 8.

As estações Governador Valadares e Alto Rio Novo apresentaram comportamento crescente em todos os índices (Figuras 4 e 8), enquanto a estação Barra do Cuieté – jusante apresentou decréscimo para todos eles (Figura 7). As estações Vila Matias – montante (Figura 5) e Tumiritinga (Figura 6) apresentaram comportamento crescente nos índices P95p e Pmax1d, enquanto para os índices IID e PTot os comportamentos não foram uniformes.

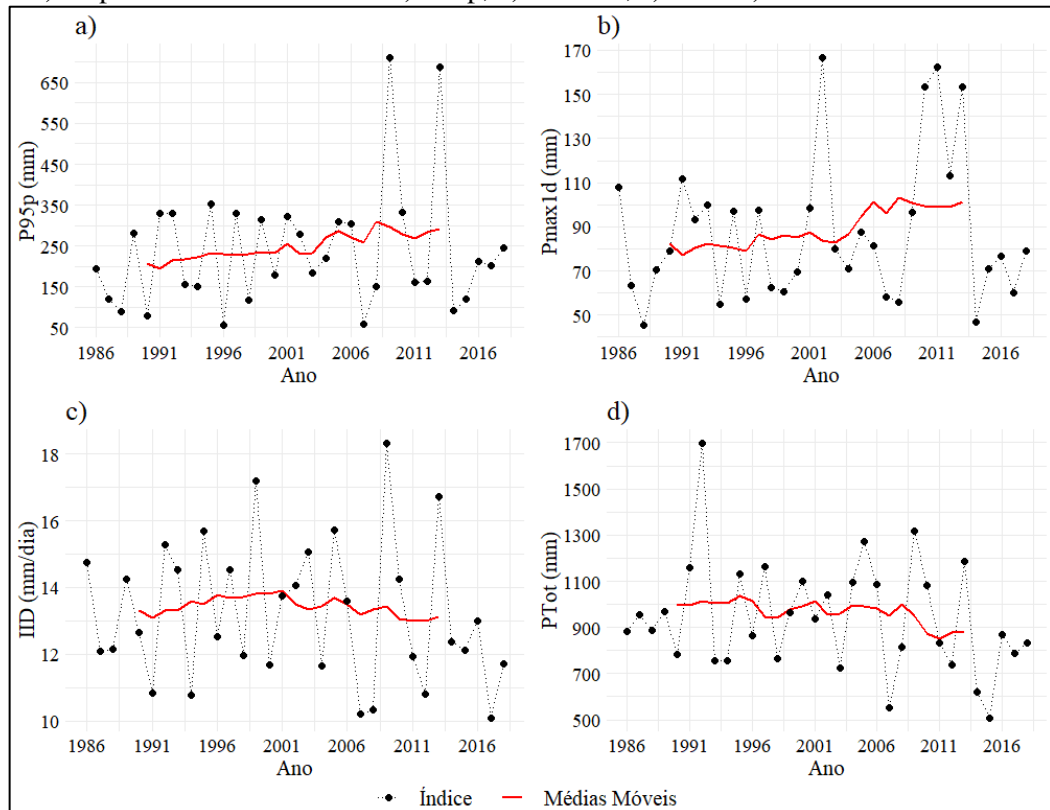
A partir da análise gráfica, destaca-se o comportamento crescente ocorrente nos índices P95p e Pmax1d das estações avaliadas, com exceção da estação Barra do Cuieté – jusante, que apresentou comportamento decrescente para ambos os índices. Não se sabe exatamente a causa dessa diferença de comportamento entre a estação de Barra do Cuieté e as demais, no entanto, sabe-se que ela está localizada no município de Conselheiro Pena que abriga parte do Parque Estadual de Sete Salões, reserva ambiental criada em 1998, com área de 12.520 hectares, caracterizada por ser um importante remanescente do bioma Mata Atlântica, o que possivelmente é um fator de influência climática.

Figura 4 – Variação dos índices anuais de precipitação da estação Governador Valadares (código: 01841020) no período de 1986 a 2018: a) P95p, b) Pmax1d, c) IID e d) PTot.



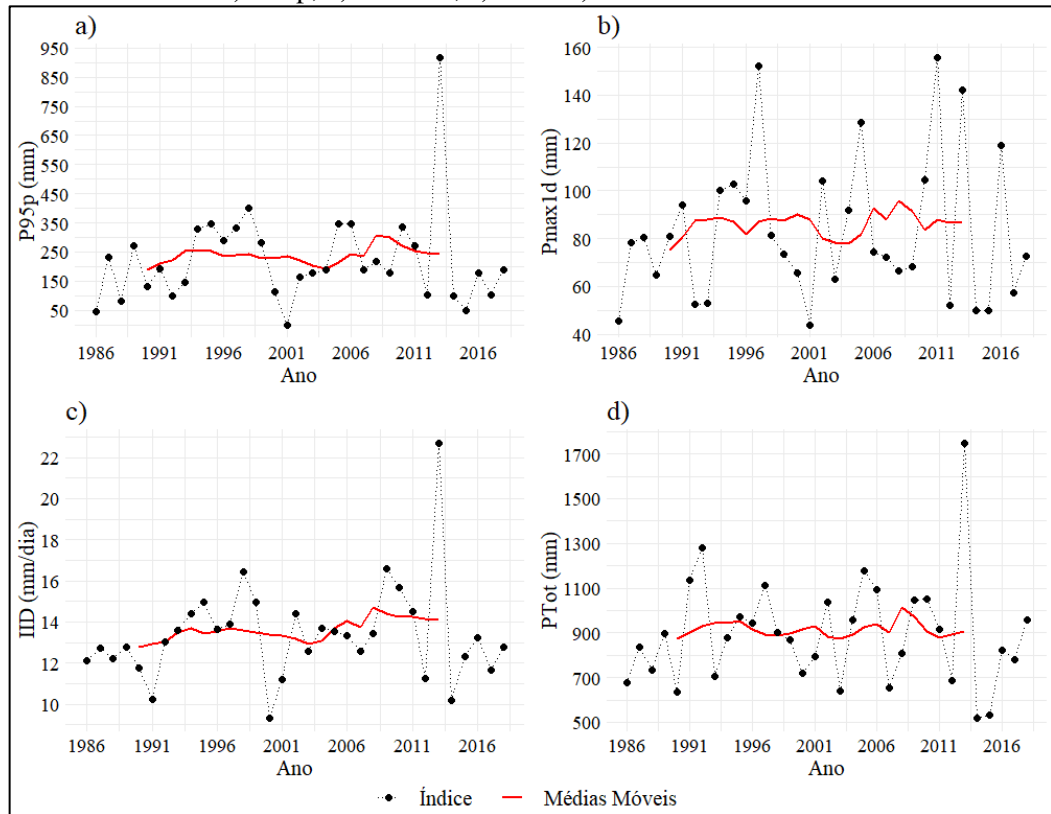
Fonte: autora.

Figura 5 – Variação dos índices anuais de precipitação da estação Vila Matias – montante (código: 01841001) no período de 1986 a 2018: a) P95p, b) Pmax1d, c) IID e d) PTot.



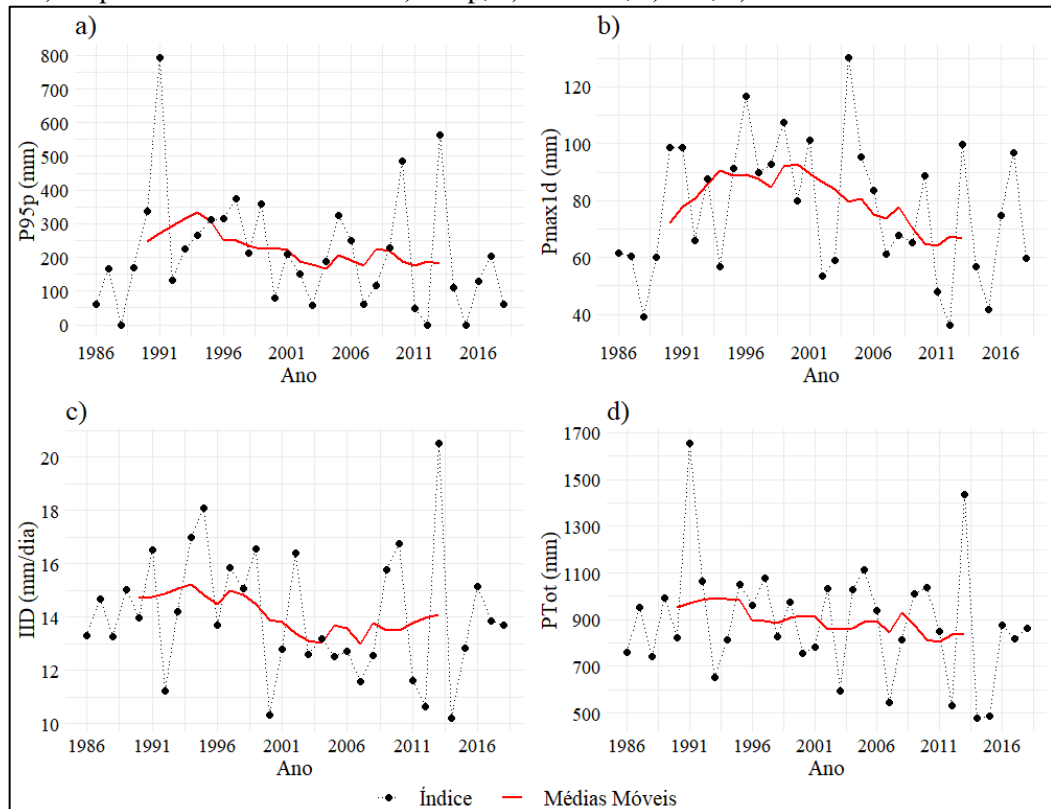
Fonte: autora.

Figura 6 – Variação dos índices anuais de precipitação da estação Tumiritinga (código: 01841011) no período de 1986 a 2018: a) P95p, b) Pmax1d, c) IID e d) PTot.



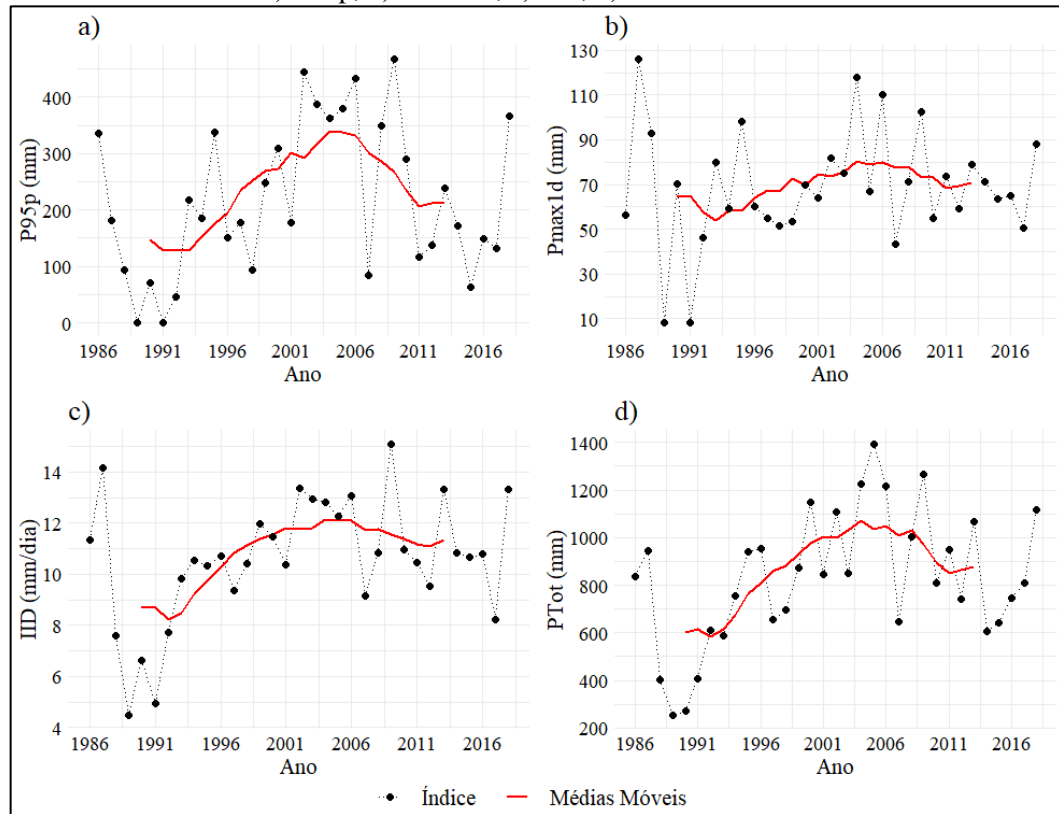
Fonte: autora.

Figura 7 – Variação dos índices anuais de precipitação da estação Barra do Cuieté – jusante (código: 01941005) no período de 1986 a 2018: a) P95p, b) Pmax1d, c) IID, d) PTot.



Fonte: autora.

Figura 8 – Variação dos índices anuais de precipitação da estação Alto Rio Novo (código: 01941012) no período de 1986 a 2018: a) P95p, b) Pmax1d, c) IID, d) PTot.



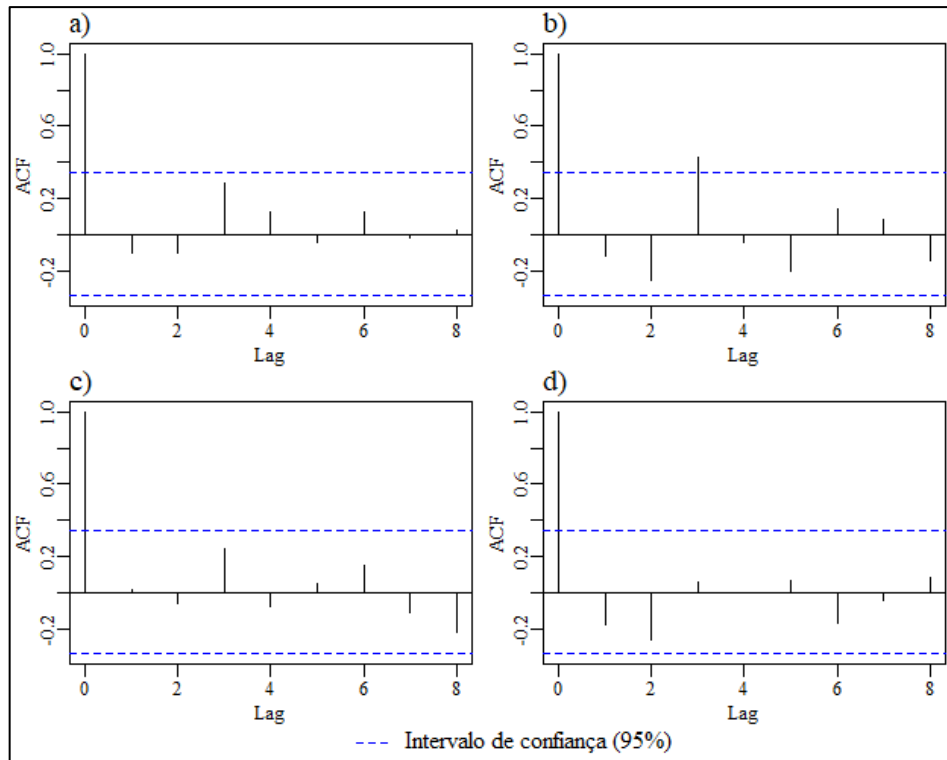
Fonte: autora.

As Funções de Autocorrelação (ACF) determinadas para as séries dos índices de precipitação estão apresentados nas Figuras 9 a 13, nas quais a linha tracejada em azul limita o intervalo de confiança ao nível de 5% de significância.

Ao analisar os gráficos das Funções de Autocorrelação obtidas para as séries dos índices de precipitação verifica-se, na maioria delas, a presença de autocorrelações significativas em diferentes lags, evidenciando a necessidade da utilização de uma modificação do teste de tendência de MK que incorpore efeitos de autocorrelações de diferentes lags, como é o caso do BBS (KHALIQ et al., 2009).

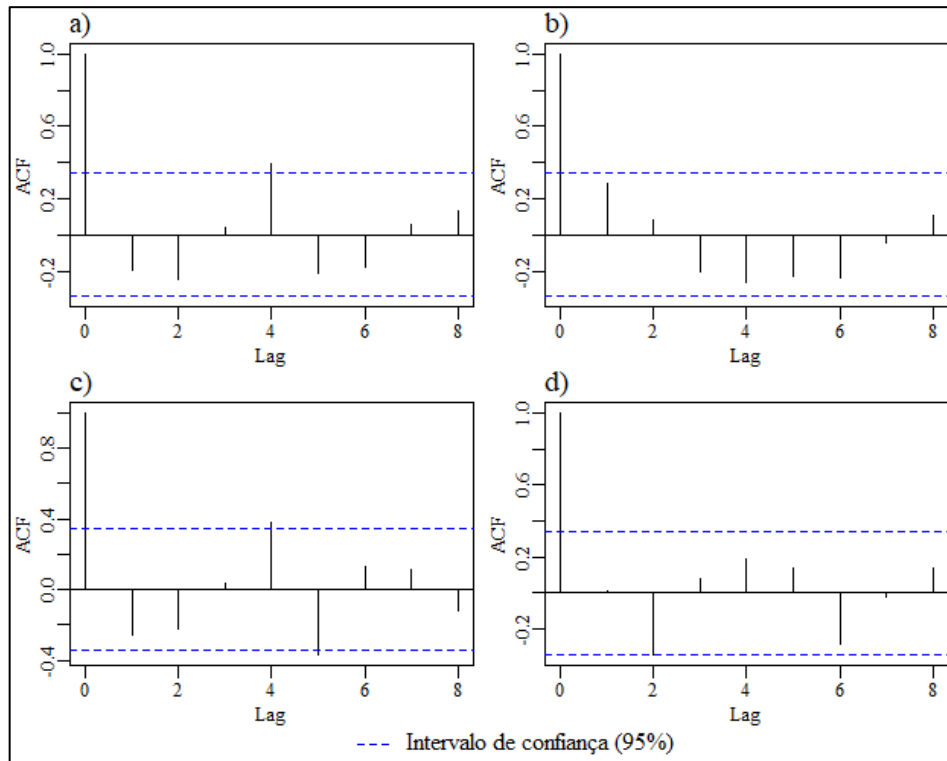
Para as estações Governador Valadares (Figura 9) e Tumiritinga (Figura 11) apenas o índice Pmax1d apresentou autocorrelação significativa, acusando a necessidade de aplicação do teste BBS + MK. As estações Vila Matias – montante (Figura 10) e Alto Rio Novo (Figura 13) apresentaram autocorrelação significativa para todos os índices, com exceção do Pmax1d, enquanto a estação Barra do Cuieté – jusante (Figura 12) não apresentou autocorrelação significativa em nenhuma das séries.

Figura 9 – Funções de Autocorrelação (ACF) das séries de índices anuais de precipitação da estação Governador Valadares (código: 01841020) no período de 1986 a 2018: a) P95p, b) Pmax1d, c) IID, d) PTot.



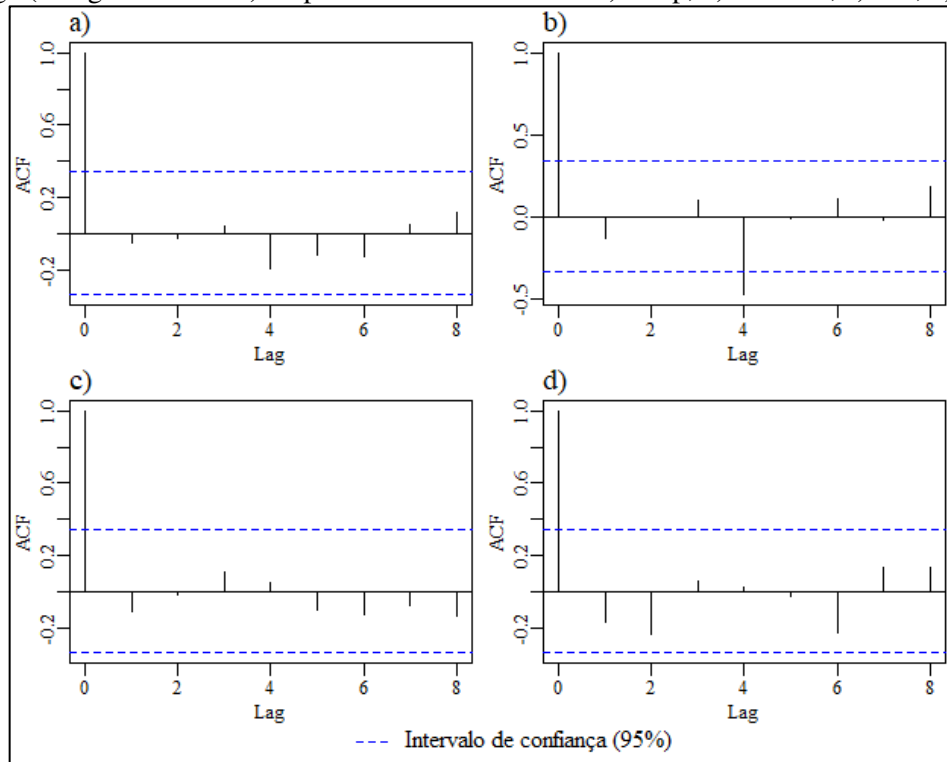
Fonte: autora.

Figura 10 – Funções de Autocorrelação (ACF) das séries de índices anuais de precipitação da estação Vila Matias – montante (código: 01841001) no período de 1986 a 2018: a) P95p, b) Pmax1d, c) IID, d) PTot.



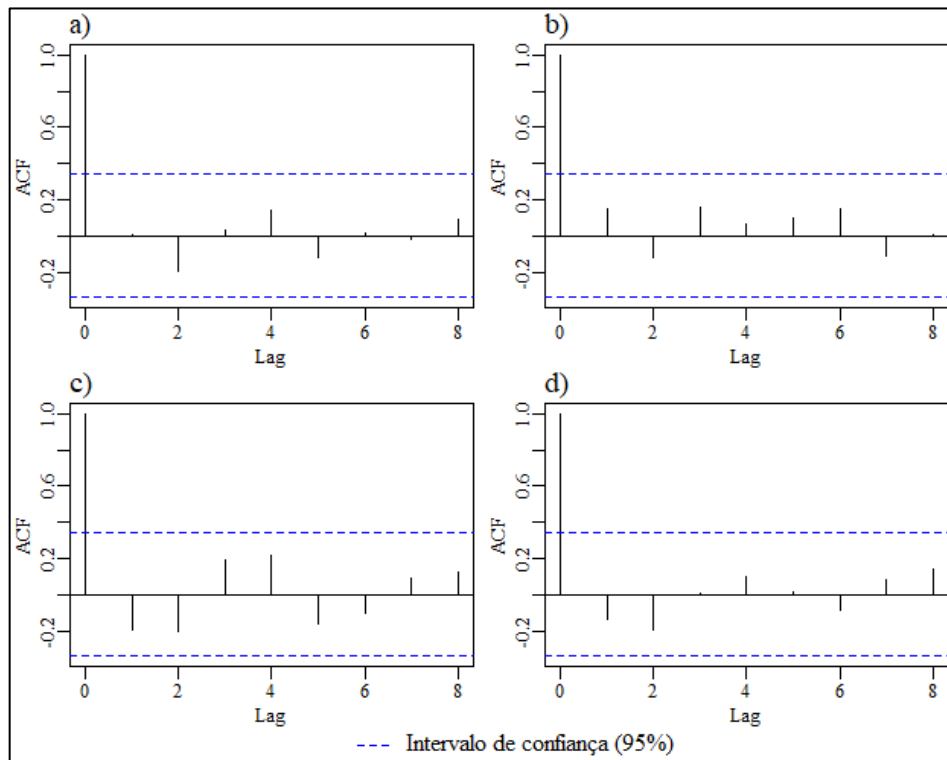
Fonte: autora.

Figura 11 – Funções de Autocorrelação (ACF) das séries de índices anuais de precipitação da estação Tumiritinga (código: 01841011) no período de 1986 a 2018: a) P95p, b) Pmax1d, c) IID, d) PTot.



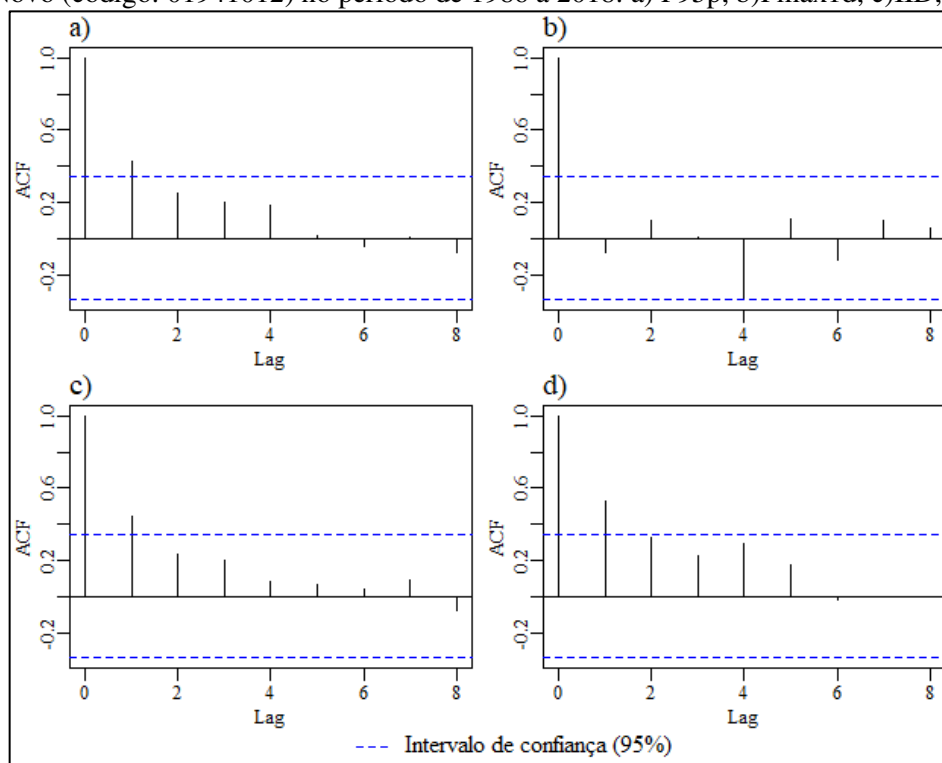
Fonte: autora.

Figura 12 – Funções de Autocorrelação (ACF) das séries de índices anuais de precipitação da estação Barra do Cuieté – jusante (código: 01941005) no período de 1986 a 2018: a) P95p, b) Pmax1d, c) IID, d) PTot.



Fonte: autora.

Figura 13 – Funções de Autocorrelação (ACF) das séries de índices anuais de precipitação da estação Alto Rio Novo (código: 01941012) no período de 1986 a 2018: a) P95p, b) Pmax1d, c) IID, d) PTot.



Fonte: autora.

As estatísticas Sen's Slope, Z e P-valor do teste de MK e a estimativa empírica de intervalos de confiança (IC) da estatística Z (nível de significância de 10%) do teste BBS + MK estão apresentados na Tabela 6.

Tabela 6 – Estatísticas dos testes MK e BBS + MK aplicados aos índices anuais de precipitação das estações pluviométricas Governador Valadares, Vila Matias – montante, Tumiritinga, Barra do Cuieté – jusante e Alto Rio Novo

Estação	Índice	Sen's slope (mm/ano)	Z	P-valor*	IC**
Governador Valadares	P95p	4,66	2,15	0,03	-
	Pmax1d	0,84	1,78	0,07	(-1,17, 1,23)
	IID	0,07	1,35	0,17	-
	PTot	2,32	0,36	0,72	-
Vila Matias – montante	P95p	0,85	0,48	0,63	(-1,10, 1,10)
	Pmax1d	0,20	0,45	0,65	-
	IID	-0,03	-1,04	0,30	(-1,07, 1,10)
	PTot	-3,77	-1,10	0,27	(-1,21, 1,21)
Tumiritinga	P95p	0,16	0,12	0,90	-
	Pmax1d	0,10	0,22	0,83	(-1,21, 1,21)

	IID	0,02	0,57	0,57	-
	PTot	-0,24	0,01	0,98	-
Barra do Cuieté – jusante	P95p	-3,28	-1,18	0,24	-
	Pmax1d	-0,23	-0,65	0,51	-
	IID	-0,04	-1,13	0,26	-
	PTot	-4,16	-0,82	0,41	-
Alto Rio Novo	P95p	3,08	1,15	0,25	(-1,55, 1,55)
	Pmax1d	0,32	0,63	0,52	-
	IID	0,08	2,06	0,04	(-1,50, 1,43)
	PTot	13,01	2,12	0,03	(-1,43, 1,58)

*P-valores obtidos a partir da aplicação do teste de MK original.

**Intervalos de Confiança (IC), calculados com a aplicação BBS + MK, para as séries de dados que apresentaram autocorrelação significativa.

Na Tabela 6, o resultado do teste MK para a estação Governador Valadares apontou tendência significativa (P-valor < 0,10) e positiva (Z>0) para os índices de precipitação extrema, P95p e Pmax1d, descartando a hipótese nula do teste a um nível de 10% de significância. O resultado do BBS + MK aplicado à série do índice Pmax1d corroborou o resultado do teste MK, uma vez que o valor da estatística Z encontra-se fora do intervalo obtido. Dessa forma, pode-se afirmar que as séries de dados dos índices P95p e Pmax1d não apresentam estacionariedade, ocorrendo um aumento significativo no período estudado.

Ainda para a mesma estação, os índices IID e PTot não apresentaram significância nas variações observadas nas Figura 4, indicando que a distribuição das chuvas, isso é, o volume médio precipitado em dias chuvosos, não sofreu alteração significativa no período analisado, assim como o volume total precipitado. O fato do índice IID ter se mostrado estacionário revela que o padrão de concentração das chuvas manteve-se constante no período de 1986 a 2018, o que é indício de que a duração do período chuvoso não sofreu alterações.

A manutenção das características de distribuição e volume total das chuvas indica que as alterações no padrão das precipitações decorrentes de alterações de temperatura relacionam-se sobretudo à ocorrência dos eventos extremos, indicando que esses eventos são mais sensíveis às mudanças no ambiente quando comparadas às precipitações anuais, conforme também verificado por NUNES et al. (2018).

De acordo com a estatística Sen's Slope, o índice P95d, referente ao conjunto de eventos extremos anuais, apresentou tendência positiva de maior magnitude, correspondendo a um acréscimo de 153,78mm ao longo dos 33 anos, quando comparado aos eventos máximos

isolados, representados pelo índice Pmax1d, que apresentou acréscimo 27,72mm ao longo do período analisado.

Diante dos resultados, pode-se concluir que o município de Governador Valadares sofreu modificações importantes no comportamento de variáveis hidroclimáticas, uma vez detectada a tendência positiva significativa nos dados médios de temperaturas anuais máxima e mínima, no período de 1970 a 2018 (item 4.1), e nos índices de precipitação extrema (P95p e Pmax1d) no período de 1986 a 2018. Essas mudanças observadas nos extremos climáticos podem estar relacionadas à influência do aquecimento global devido à concentração de gases de efeito estufa, conforme estudado por Salviano et al (2016), ou pela formação de ilhas de calor decorrentes da intensificação da urbanização local, conforme estudado por Cardoso et al. (2017).

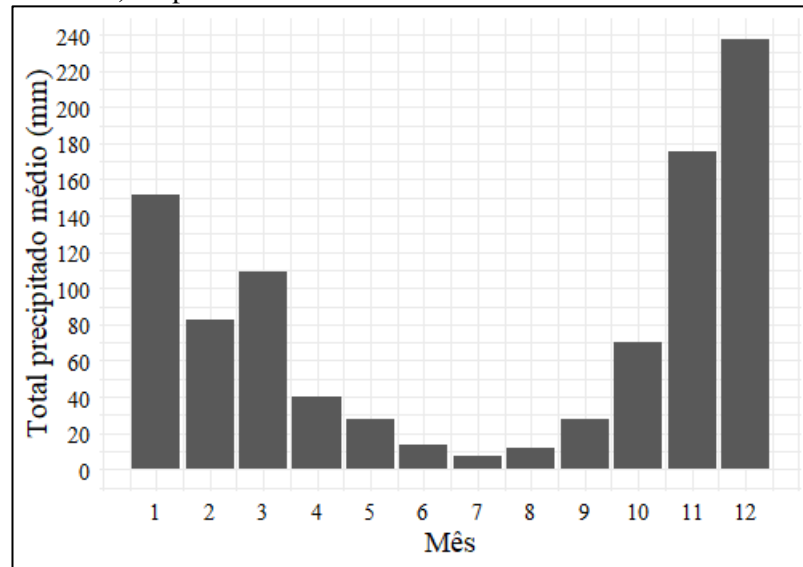
Em relação à abrangência das alterações, analisando os teste de MK e BBS + MK para as demais estações (Vila Matias – montante, Tumiritinga, Barra do Cuieté – jusante e Alto Rio Novo), fica evidente a estacionariedade, tanto para P95p quanto para Pmax1d, em todas estas estações, uma vez que os valores de P-valor foram sempre maiores do que 0,1 e os valores da estatística Z se encontraram dentro do intervalo de confiança obtido pelo teste BBS+MK.

Dessa forma, o resultado de tendência significativa nos índices P95d e Pmax1d apenas para a estação de Governador Valadares dá indícios que essas variações nos índices associadas às variações de temperaturas (máxima e mínimas) são provenientes do fenômeno de ilha de calor e não do fenômeno de aquecimento global, uma vez que esse último resultaria tendências em escala mais regional. Isso provavelmente decorre do fato de Governador Valadares ser uma cidade de maior porte e com processo de urbanização mais intenso que as demais que se localizam na mesma região homogênea.

4.2.2 Totais precipitados mensais de Governador Valadares

Analisando a Figura 14, que apresenta os totais precipitados mensais médios da estação de Governador Valadares (código: 01841020) no período de 1986 a 2018, tem-se a confirmação que o período chuvoso vai de outubro a março.

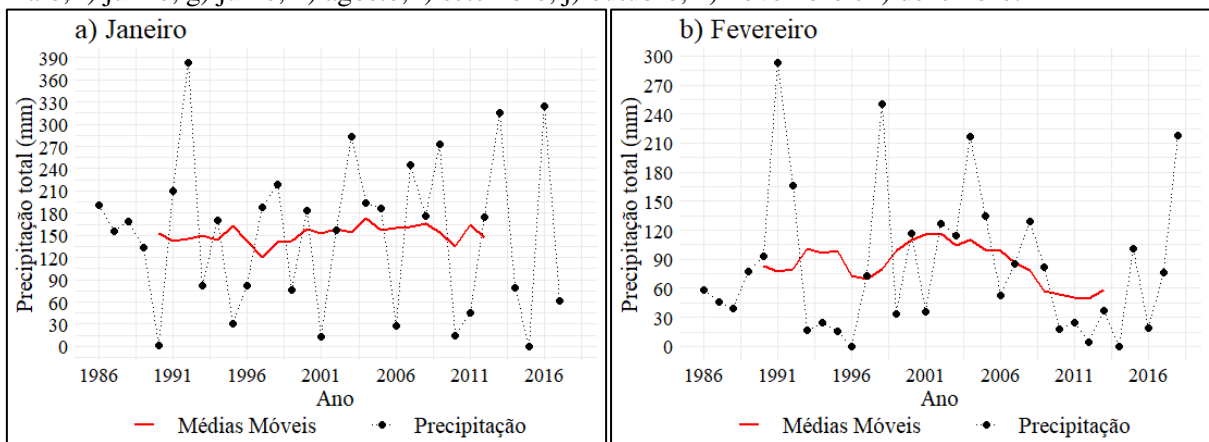
Figura 14 – Diagrama de barras dos totais precipitados mensais médios da estação de Governador Valadares (código: 01841020) no período de 1986 a 2018.

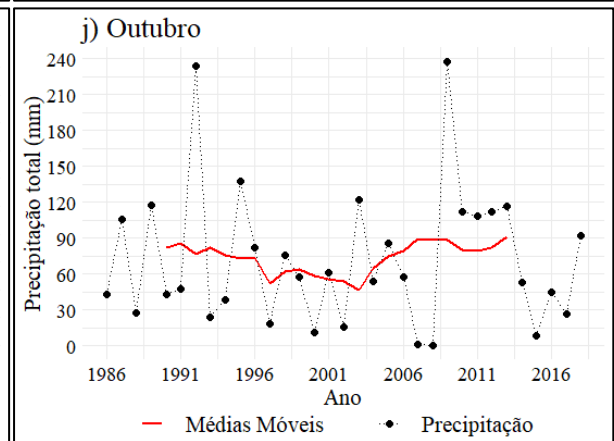
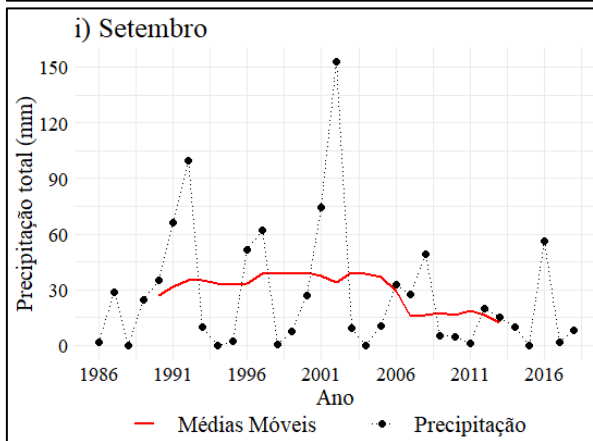
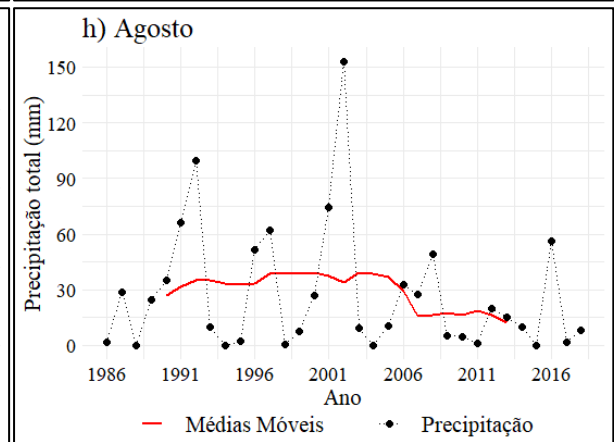
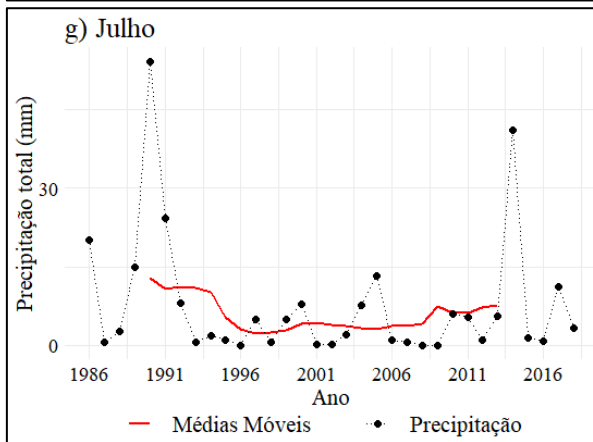
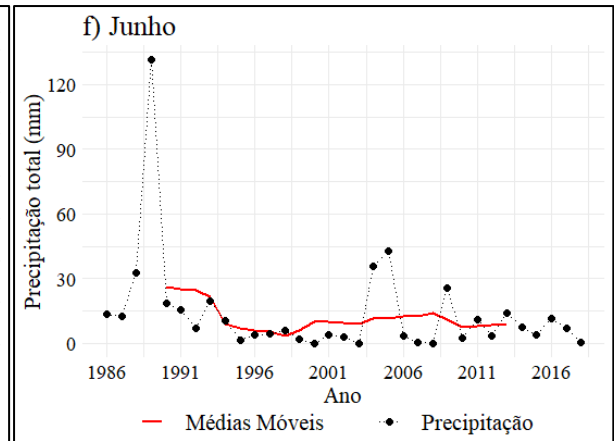
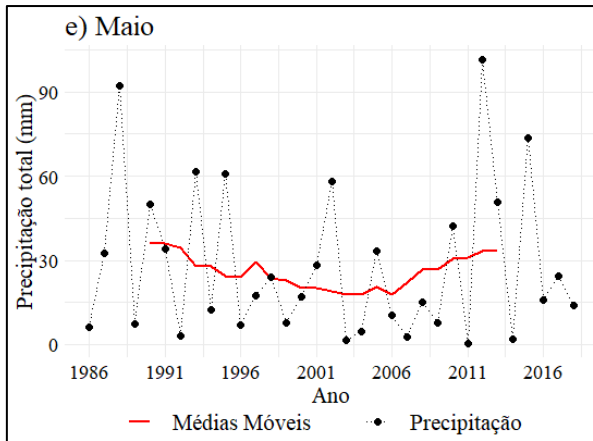
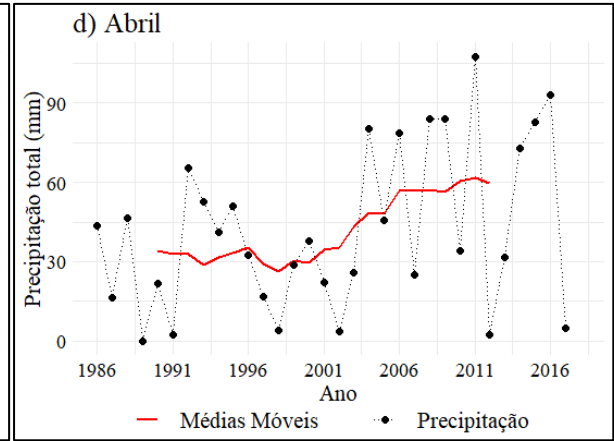
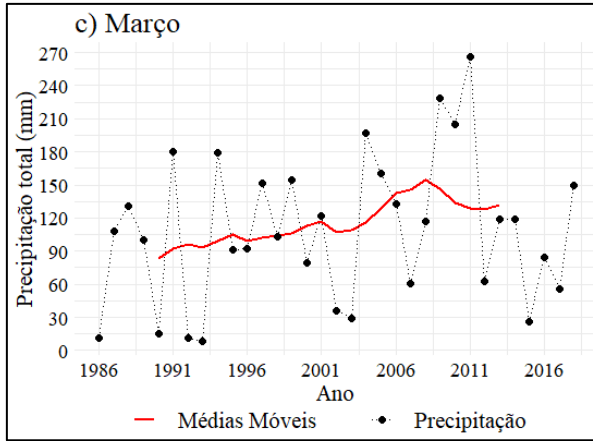


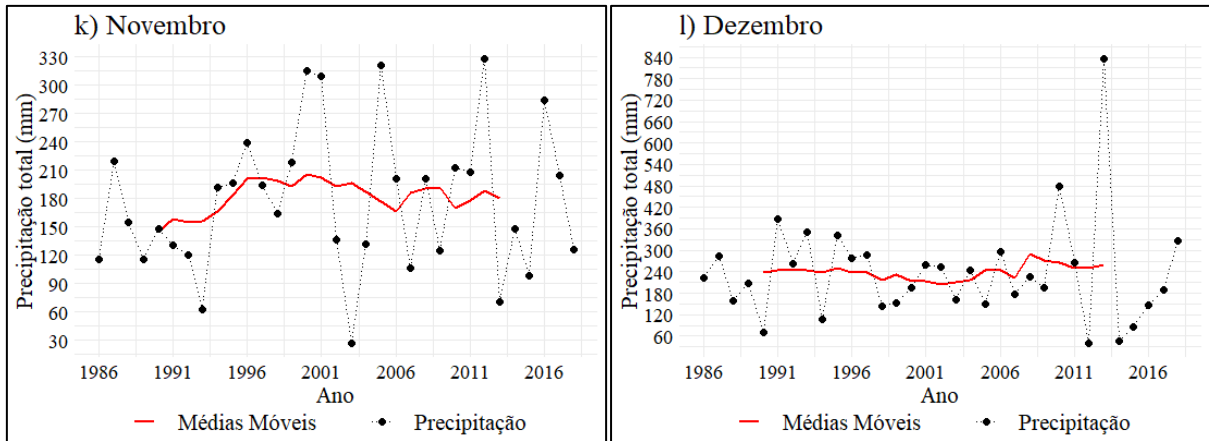
Fonte: autora.

Os gráficos da evolução temporal das séries de totais precipitados mensais em Governador Valadares, para cada mês, estão apresentados na Figura 15, nas quais a linha vermelha corresponde à média móvel de 10 termos. Esses gráficos permitem verificar se existiu alguma tendência de deslocamento desse período chuvoso ao longo dos anos analisados. Observam-se leves variações em todos os meses, sendo elas mais evidentes nos acréscimos das médias de março, abril e novembro, e decréscimos de fevereiro e setembro.

Figura 15 – Variação dos totais precipitados em cada um dos meses do ano da estação de Governador Valadares (código: 01841020) no período de 1986 a 2018: a) janeiro, b) fevereiro, c) março, d) abril, e) maio, f) junho, g) julho, h) agosto, i) setembro, j) outubro, k) novembro e l) dezembro.



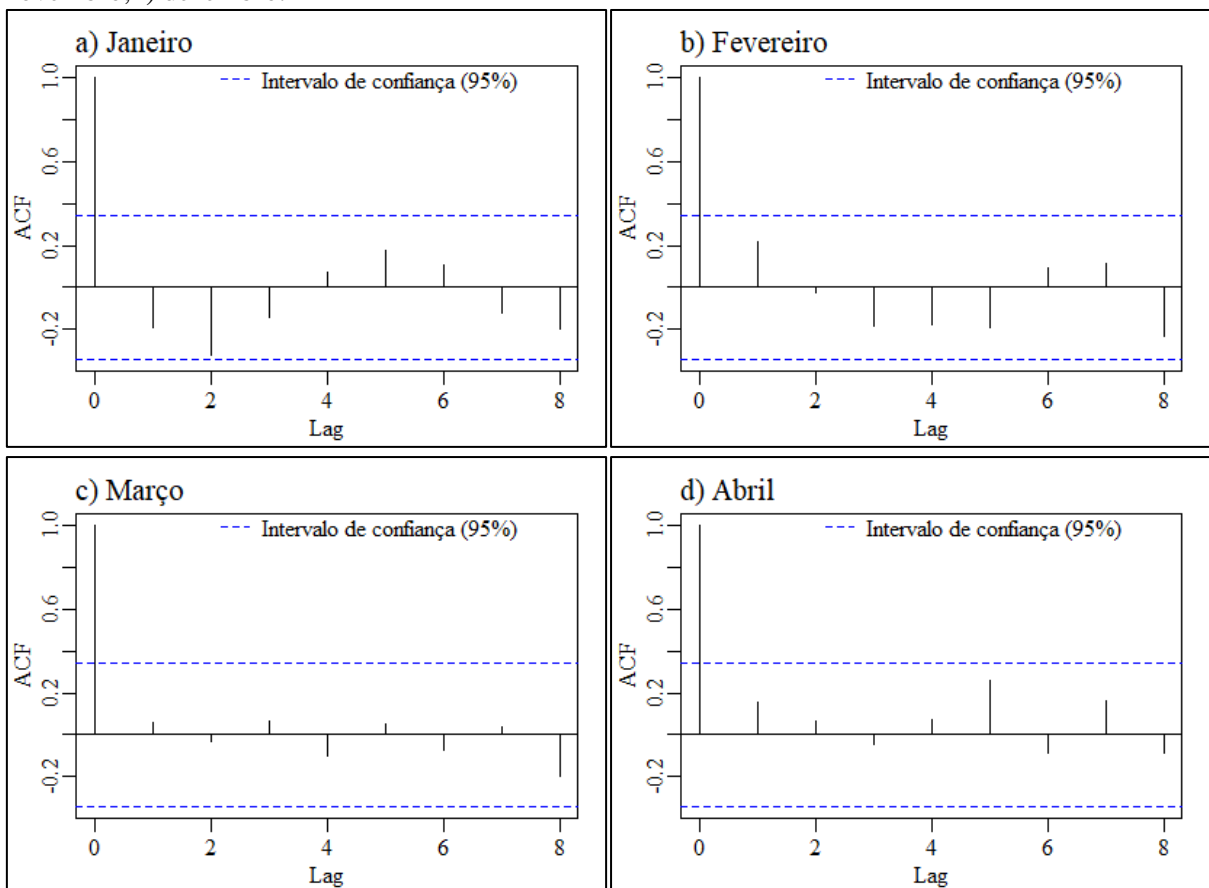


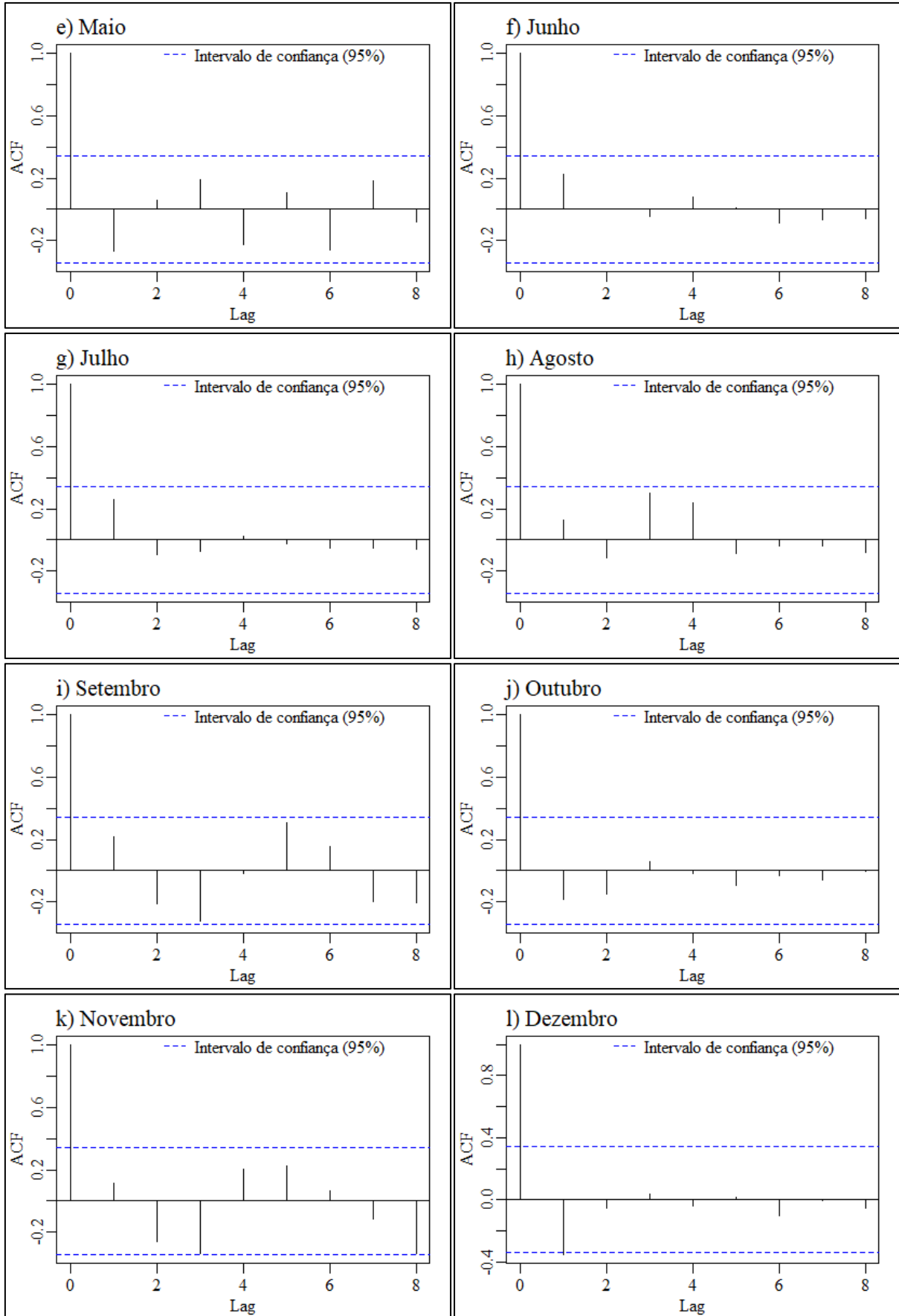


Fonte: autora.

Os gráficos das Funções de Autocorrelação estão apresentados na Figura 16 e apontam a independência dos dados em todas as séries, com exceção da correspondente ao mês de dezembro, que apresentou significância na autocorrelação negativa do lag 1, a 5% de significância, indicando a necessidade de aplicação do teste BBS + MK na série desse mês.

Figura 16 – Funções de Autocorrelação (ACF) das séries anuais de totais precipitados em cada um dos meses do ano da estação de Governador Valadares (código: 01841020) no período de 1986 a 2018: a) janeiro, b) fevereiro, c) março, d) abril, e) maio, f) junho, g) julho, h) agosto, i) setembro, j) outubro, k) novembro, l) dezembro.





Fonte: autora.

As estatísticas Sen's Slope, Z e P-valor do teste de MK e a estimativa empírica de intervalos de confiança (IC) da estatística Z (nível de significância de 10%) do teste BBS + MK estão apresentados na Tabela 7.

Apenas nas séries dos meses de abril e junho foram observadas tendências significativas da precipitação mensal, sendo tendência positiva para abril e negativa para o mês de junho. Não é possível justificar a ocorrência isolada de tendência apenas nessas séries, e essa não é suficiente para concluir sobre qualquer alteração do período chuvoso.

O resultado dos testes de tendência aplicados às séries mensais é concordante com o resultado de estacionariedade obtido na análise do índice IID (item 4.2.1) e permite concluir que não existem evidências de que o período chuvoso em Governador Valadares sofreu alterações ao longo dos anos de 1986 a 2018.

Tabela 7 – Estatísticas dos testes MK e BBS + MK aplicados às séries anuais de totais precipitados em cada um dos meses do ano para a estação de Governador Valadares (código: 01841020) no período de 1986 a 2018

Meses	Sen's Slope (mm/ano)	Z	P-valor*	IC**
Janeiro	-0,20	-0,14	0,89	-
Fevereiro	-0,59	-0,34	0,73	-
Março	1,34	0,94	0,35	-
Abril	1,34	2,00	0,05	-
Mai	-0,15	-0,36	0,72	-
Junho	-0,30	-1,84	0,06	-
Julho	-0,03	-0,57	0,57	-
Agosto	-0,15	-1,18	0,24	-
Setembro	-0,21	-0,74	0,47	-
Outubro	-0,55	-0,48	0,63	-
Novembro	1,00	0,91	0,36	-
Dezembro	-1,13	-0,63	0,52	(-1,12, 1,09)

*P-valores obtidos a partir da aplicação do teste de MK original.

**Intervalos de Confiança (IC), calculados com a aplicação BBS + MK, para as séries de dados que apresentaram autocorrelação significativa.

4.3 Ajuste da distribuição de probabilidade aos dados de lâminas máximas precipitadas em um dia de Governador Valadares

As estatísticas obtidas através dos critérios de Akaike e Bayesiano para os ajustes das distribuições GEV e Gumbel, estacionárias e não estacionárias, aos dados de lâminas máximas precipitadas em um dia (Pmax 1d) estão apresentados na Tabela 8. Observa-se que a distribuição

de Gumbel apresentou melhores resultados quando comparada à distribuição GEV, tanto para o ajuste estacionário quanto para os não-estacionários.

O melhor ajuste dentre os analisados foi o de número 2 (menores AIC e BIC), que corresponde à distribuição de probabilidade de Gumbel não estacionária, com parâmetro de posição (μ) variando linearmente com o tempo e parâmetro de escala (σ) constante. Esse resultado é concordante com o resultado obtido na aplicação dos testes de tendência.

Tabela 8 – Estatística dos Critérios de Akaike e Bayesiano para os ajustes das distribuições de probabilidades (GEV e Gumbel) aos dados de Pmax1d da estação Governador Valadares (código: 01841020) do período de 1986 a 2018

Ajuste*	Distribuição	Critério de Akaike	Critério Bayesiano
1	GEV	309,98	314,47
	Gumbel	308,09	311,08
2	GEV	306,69	312,68
	Gumbel	305,46	309,95
3	GEV	310,74	318,22
	Gumbel	308,49	314,47
4	GEV	308,67	316,15
	Gumbel	307,43	313,43
5	GEV	311,00	319,98
	Gumbel	306,50	313,98

*1) Parâmetros constantes; 2) Parâmetro de posição como uma função linear monotônica no tempo, e parâmetro de escala constante; 3) Parâmetro de posição como uma função linear monotônica no tempo, e parâmetro de escala como função exponencial no tempo; 4) Parâmetro de posição como função polinomial de segundo grau, e parâmetro de escala constante; e 5) Parâmetro de posição como função polinomial de segundo grau, e parâmetro de escala como função exponencial no tempo.

Os valores dos parâmetros equivalentes aos melhores ajustes estacionário e não estacionário correspondentes, respectivamente, aos ajustes 1 e 2 da distribuição de Gumbel, estão apresentados na Tabela 9.

Tabela 9 – Parâmetros de escala (σ) e posição (μ) das distribuições de probabilidades de Gumbel, estacionária e não estacionária, ajustadas aos dados de Pmax1d da estação de Governador Valadares (código: 01841020) do período de 1986 a 2018

Ajuste	σ	μ	
Estacionário	20,42	77,59	
Não estacionário	18,66	$\mu_0 = 65,99$	$\mu_1 = 0,77$

Ressalta-se que o ajuste estacionário apresentado na Tabela 9 equivale aos parâmetros de escala (σ) e posição (μ) com valores constantes, enquanto o não estacionário equivale aos parâmetros de escala com valor constante e de posição variando como uma função linear no tempo, conforme a Equação 30.

$$\mu(t) = \mu_0 + \mu_1(t - 1986) \quad (30)$$

em que t corresponde ao tempo (ano), maior ou igual a 1986.

4.4 Relação Intensidade-Duração-Frequência das precipitações extremas de Governador Valadares

As estimativas das lâminas precipitadas de um dia associadas a diferentes probabilidades de excedência para Governador Valadares, considerando o ajuste não estacionário e estacionário, estão apresentadas na Tabela 10. As estimativas das lâminas a partir da distribuição de probabilidades estacionária originou a IDF – E, utilizada apenas para comparar com as estimativas da IDF – NE, proveniente do ajuste não estacionário, uma vez que os testes de tendência aplicados aos índices de eventos extremos (P95p e Pmax1d) apresentaram tendência significativa e o ajuste não estacionário apresentou melhores estatísticas dos Critérios de Akaike e Bayesiano (item 4.3).

Cientes que os dados da Tabela 10 referentes ao ajuste não estacionário competem à distribuição de probabilidade com parâmetros referentes ao ano de 2040 (final da vida útil do projeto), faz-se um paralelo entre os conceitos de Período de Retorno e *Design Life Level* associando, por exemplo, a probabilidade de excedência de 1% ao período de retorno de 100 anos, uma vez que o conceito de período de retorno corresponde ao inverso da probabilidade de excedência (NAGHETTINI; PINTO, 2007).

Os dados apresentados na Tabela 10 permitem verificar que o ajuste da distribuição de probabilidades pressupondo a estacionariedade resulta em lâminas máximas precipitadas correspondentes a 74 a 89% das lâminas máximas estimadas pela distribuição não estacionária.

Tabela 10 – Lâminas precipitadas de um dia para diferentes probabilidades de excedência estimadas a partir das distribuições de probabilidade de Gumbel estacionária e não estacionária, para a estação de Governador Valadares

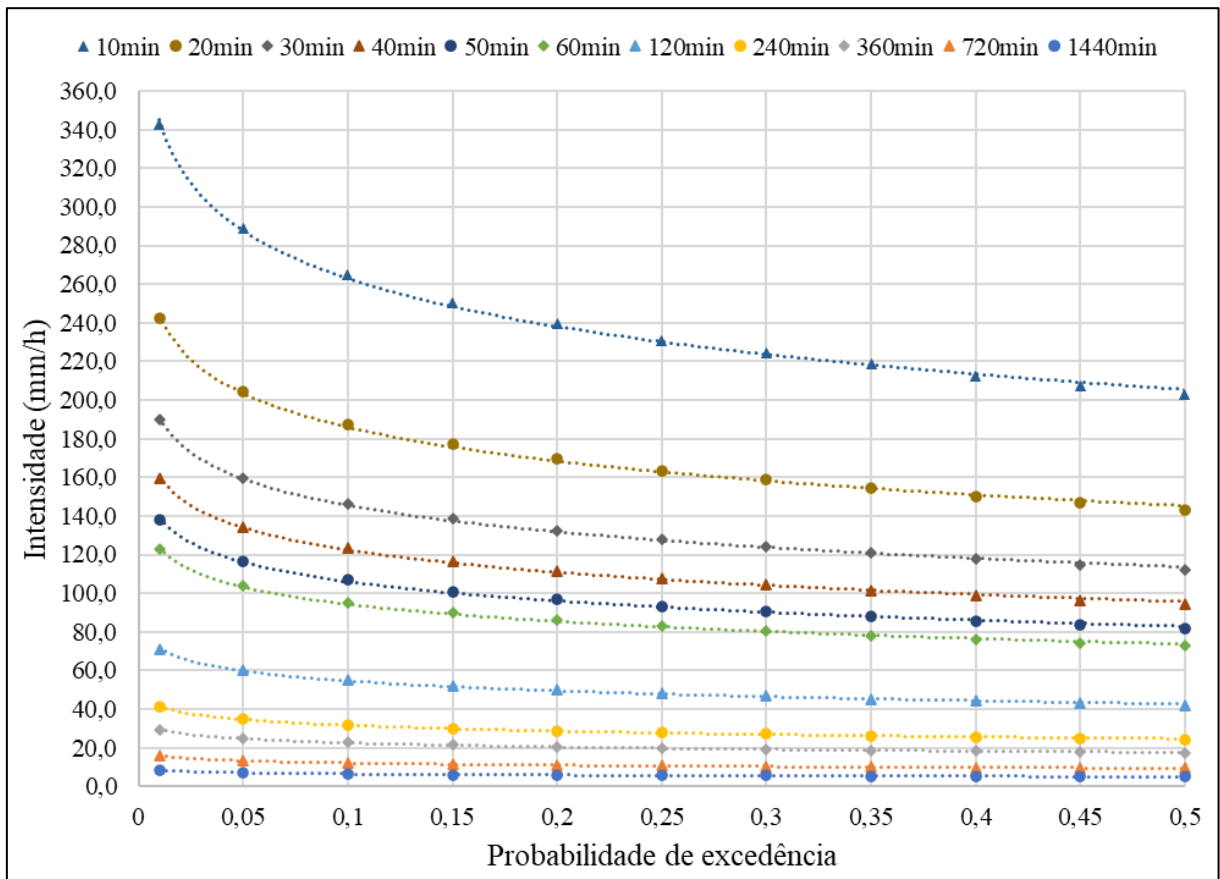
Probabilidade de excedência	Lâmina máximas precipitadas em 1 dia (mm)	
	Estacionário	Não estacionário*
0,01	171,5	193,2

0,02	157,2	180,2
0,05	138,2	162,8
0,10	123,5	149,3
0,20	108,2	135,3
0,50	85,1	114,2

*considerando 2040 como o ano de fim da vida útil do projeto.

Os dados de intensidade associados aos dados de duração e probabilidade de excedência, obtidos a partir da distribuição de Gumbel não estacionária, com parâmetro de posição variando linearmente com o tempo e parâmetro de escala constante, resultaram nas curvas apresentadas na Figura 17. A partir delas é possível estimar as intensidades de precipitações extremas associadas a diferentes durações, em função das probabilidades de excedência.

Figura 17 – Curvas Intensidade-Duração-Frequência correspondentes às durações de 10, 20, 30, 40, 50, 60, 120, 240, 360, 720 e 1140 minutos referentes ao ano de 2040 para o município de Governador Valadares.



Fonte: autora.

As equações correspondentes a cada uma das curvas IDF apresentadas na Figura 17 estão apresentadas na Tabela 11. Nota-se que existe uma equação específica para cada uma das

durações de chuva, no entanto, todas as curvas apresentam similaridade no comportamento, uma vez que foram obtidas pela mesma série de dados original, equivalente às precipitações de um dia, a partir da aplicação da metodologia de desagregação. É importante enfatizar que essa proposta se restringe às estimativas de intensidades para projetos com vida útil até o ano de 2040 e que as curvas seriam diferentes se ajustadas para outros anos em decorrência da não estacionariedade dos dados.

Tabela 11 – Equações IDF para diferentes durações ajustadas para Governador Valadares para o ano de 2040

Duração	Equação
10min	$y = -35,66\ln(x) + 180,75$
20min	$y = -25,26\ln(x) + 127,82$
30min	$y = -19,74\ln(x) + 100,04$
40min	$y = -16,61\ln(x) + 84,185$
50min	$y = -14,4\ln(x) + 72,922$
60min	$y = -12,8\ln(x) + 64,865$
120min	$y = -7,413\ln(x) + 37,605$
240min	$y = -4,303\ln(x) + 21,789$
360min	$y = -3,057\ln(x) + 15,566$
720min	$y = -1,666\ln(x) + 8,3527$
1440min	$y = -0,884\ln(x) + 4,5097$

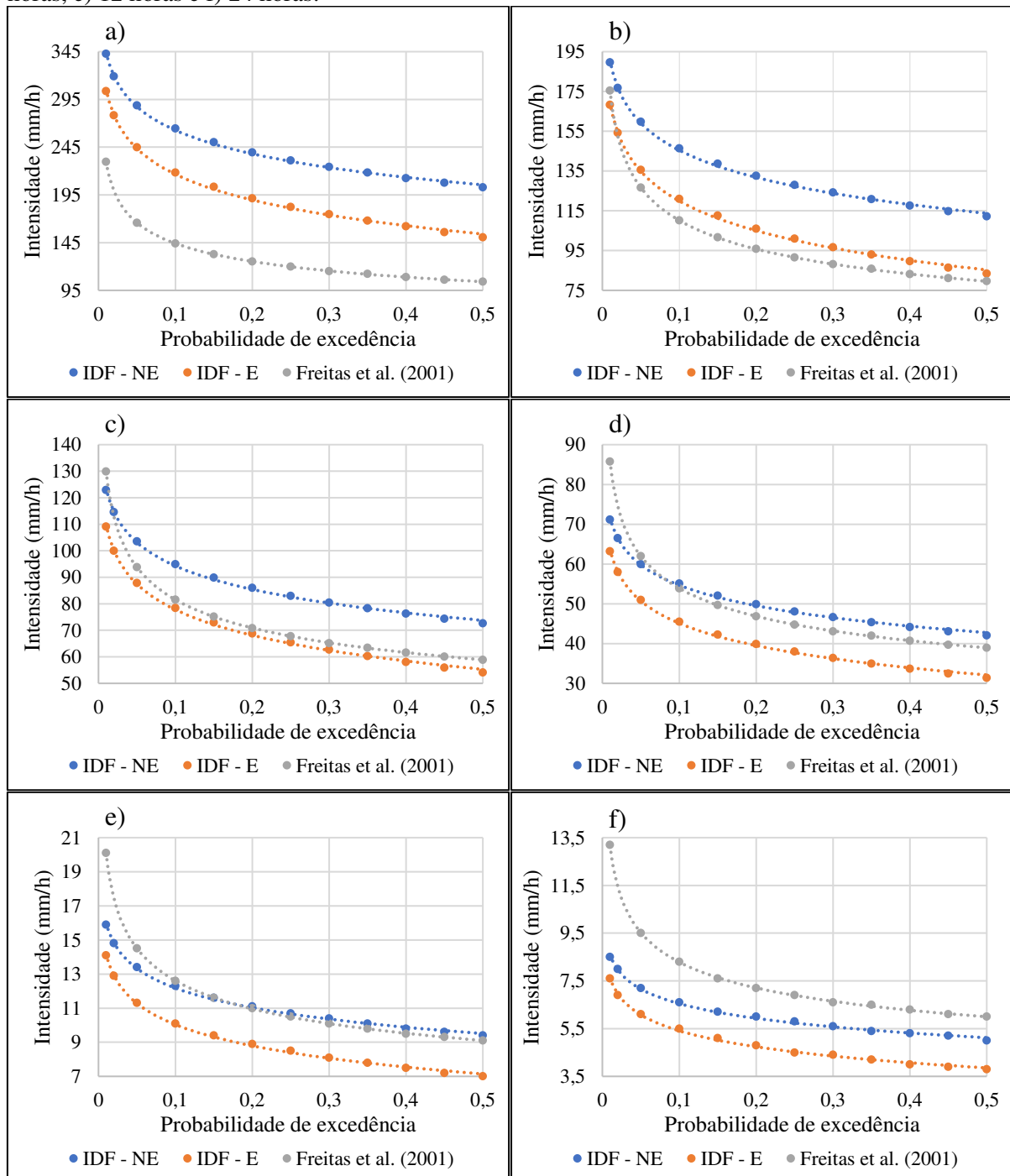
A Figura 18 apresenta um paralelo entre as estimativas de intensidade de chuva para as IDF's não estacionária (IDF – NE) e estacionária (IDE – E), ajustadas neste trabalho, e a IDF de Freitas et al. (2001), para o município de Governador Valadares.

Observa-se que, entre as curvas IDF – NE e IDF – E, a segunda apresentou menores estimativas de intensidades, para todas as durações de chuva apresentando diferenças de até 26% para uma probabilidade de excedência de 50% e duração de 10 minutos.

Comparando a IDF – NE com a IDF de Freitas et al. (2001), para maiores durações essa última apresenta estimativas maiores, com diferenças de até 35%, enquanto para menores durações a IDF – NE apresenta os maiores valores, com diferenças de até 49%. Sabe-se que as chuvas de menores durações são as chuvas que apresentam maiores intensidades, sendo então as que possuem maior potencial de causar prejuízos decorrentes de alagamentos e inundações, uma vez que os sistemas de drenagem e leitos dos rios podem não absorver a vazão resultante dessas chuvas. Isso indica que subestimativas relativas a chuvas de menores durações tornam-se mais perigosas, devendo-se considerar, nesse caso, as estimativas da IDF – NE objetivando a segurança do projeto.

É importante destacar que o custo da obra está diretamente relacionado aos parâmetros adotados nos projetos, sendo necessário ajustar o valor a ser investido com a probabilidade de excedência das intensidades estimadas. Quanto menor a probabilidade de excedência adotada, maior a intensidade estimada e, conseqüentemente, maior o tamanho e o custo da infraestrutura projetada.

Figura 18 – Comparação entre diferentes curvas Intensidade-Duração-Frequência ajustadas para o município de Governador Valadares, para as durações de: a) 10 minutos, b) 30 minutos, c) 1 hora, d) 2 horas, e) 12 horas e f) 24 horas.



Fonte: autora.

As diferenças entre as estimativas decorrentes da IDF – NE, ajustada neste trabalho, e da IDF disponível até a realização do presente trabalho, elaborada por Freitas et al. (2001), são expressivas e evidenciam a importância de se considerar a presença de tendência na elaboração das curvas de Intensidade-Duração-Frequência. Portanto, devem ser consideradas na elaboração de projetos hidráulicos, uma vez que a subestimativa dos valores das lâminas máximas precipitadas resulta em uma probabilidade de ocorrência de alagamentos e inundações maior do que a estipulada no projeto, podendo causar prejuízos.

Diante das evidências de mudanças climáticas, sejam associadas a fatores antropogênicos ou naturais, de larga escala ou locais, como intensificação na urbanização, e da detecção de diferenças expressivas na comparação das estimativas de intensidades de precipitação, tornam-se necessárias revisões periódicas das relações IDF. Essas revisões são ainda mais importantes no contexto não estacionário, dado que o conceito de período de retorno não é igualmente aplicável, com objetivo principal de evitar o subdimensionamento das estruturas projetadas e a ocorrência possíveis desastres.

Nunes (2018), em estudo realizado para a cidade de Belo Horizonte, também observou discrepâncias entre a IDF vigente do município e uma nova IDF ajustada considerando a condição não estacionária dos dados, evidenciando a importância de revisões periódicas das curvas IDF. Por sua vez, Cortez (2020), em estudo realizado para o Brasil, detectou condições climáticas futuras com eventos de precipitação extrema mais intensos e mais frequentes e destacou a necessidade do controle e prevenção de impactos dos eventos extremos de precipitação por meio do dimensionamento adequado dos sistemas de infraestrutura hídrica.

5 CONCLUSÕES

- As séries de dados médios de temperaturas anuais máxima e mínima apresentaram tendência positiva que resultaram em acréscimos de, respectivamente, 1,37°C e 1,52°C no período de 1970 a 2018, apontando a ocorrência de alterações climáticas importantes na região de Governador Valadares.

- Os índices de precipitações extremas referentes à soma das precipitações diárias que superam o limiar do percentil 95 e à precipitação máxima anual de um dia apresentaram tendência positiva, correspondendo a acréscimos de, respectivamente, 153,78mm e 27,72mm ao longo do período de 1986 a 2018.

- A variação no padrão das precipitações extremas de Governador Valadares decorre principalmente de fenômenos locais, como a ocorrência de ilhas de calor, uma vez que apenas a série histórica dos índices de eventos extremos referentes a esse município indicaram tendência significativa, com sinal positivo, quando comparadas às demais estações localizadas na região hidrologicamente homogênea.
- Não foram encontradas evidências de alterações da duração e distribuição do período chuvoso da região de Governador Valadares.
- O melhor ajuste à série de dados de lâminas máximas precipitadas correspondeu à distribuição de Gumbel não estacionária, com parâmetro de posição variando linearmente com o tempo e parâmetro de escala constante.
- Comparando as curvas IDF estacionária e não estacionária, ajustadas no presente trabalho, com a elaborada por Freitas et al. (2001), foram observadas diferenças expressivas, particularmente subestimativa da intensidade de precipitação para menores durações nesta última.
- Diante das evidências de mudanças climáticas, torna-se importante considerar a presença de tendência na elaboração das curvas de Intensidade-Duração-Frequência assim como na elaboração projetos hidráulicos, com objetivo de evitar o subdimensionamento das estruturas projetadas e a ocorrência de possíveis desastres.
- As curvas Intensidade-Duração-Frequência elaboradas para locais com tendências significativas nas séries de dados de precipitação extrema carecem de revisões periódicas, dado que o conceito de período de retorno não é aplicável nestes casos.

6 REFERÊNCIAS

ABREU, M. C. **DESEMPENHO DE MÉTODOS DE DESAGREGAÇÃO DE CHUVAS INTENSAS**. Tese (Doutorado) – Viçosa/MG: Universidade Federal de Viçosa, 2018.

AGILAN, V.; UMAMAHESH, N. V. Is the covariate based non-stationary rainfall IDF curve capable of encompassing future rainfall changes? **Journal of Hydrology**, v. 541, p. 1441–1455, 2016.

AKAIKE, H. A New Look at the Statistical Model Identification. **IEEE Transactions on Automatic Control**, v. 19, p. 716–723, 1974.

ALVES, E. D. L. Seasonal and spatial variation of surface urban heat island intensity in a small urban agglomerate in Brazil. **Climate**, v. 4, n. 4, 2016.

ALVES, E. D. L.; LOPES, A. The urban heat island effect and the role of vegetation to address the negative impacts of local climate changes in a small Brazilian City. **Atmosphere**, v. 8, n. 2, 2017.

AMORIM, R. S. **DETECÇÃO DE TENDÊNCIAS EM SÉRIES DE EXTREMOS HIDROLÓGICOS CONSIDERANDO EFEITOS DE AUTOCORRELAÇÃO TEMPORAL E MULTIPLICIDADE DE TESTES**. Dissertação (Mestrado) – Brasília/DF: Universidade de Brasília, 2018.

ASFAW, A. et al. Variability and time series trend analysis of rainfall and temperature in northcentral Ethiopia: A case study in Woleka sub-basin. **Weather and Climate Extremes**, v. 19, p. 29–41, 2018.

BACK, Á. J. Alternative model of intense rainfall equation obtained from daily rainfall disaggregation. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, v. 25, p. 1–11, 2020.

BAYAZIT, M. Nonstationarity of Hydrological Records and Recent Trends in Trend Analysis: A State-of-the-art Review. **Environmental Processes**, v. 2, p. 527–542, 2015.

BAYAZIT, M.; ÖNÖZ, B. To prewhiten or not to prewhiten in trend analysis? **Hydrological Sciences Journal**, v. 52, n. 4, p. 611–624, 2007.

BURN, D. H.; TALEGHANI, A. Estimates of changes in design rainfall values for Canada. **Hydrological Processes**, v. 27, n. 11, p. 1590–1599, 2013.

CARDOSO, R. DOS S. et al. Assessment of urban heat Islands in small- and mid-sized cities in Brazil. **Climate**, v. 5, n. 1, 2017.

COLES, S. **An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values**. 1st. ed. London: Springer London, 2001.

CORTEZ, B. N. **PRECIPITAÇÕES EXTREMAS EM CONDIÇÕES NÃO ESTACIONÁRIAS PARA CENÁRIOS DE MUDANÇAS CLIMÁTICAS NO BRASIL**. Dissertação (Mestrado) – Viçosa/MG: Universidade Federal de Viçosa, 2020.

DAEE/CETESB. **Drenagem Urbana: manual de projeto**. São Paulo/SP, 1980.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p. 427, 1979.

DONAT, M. G. et al. More extreme precipitation in the world's dry and wet regions. **Nature**, v. 6, p. 508–513, 2016.

EMILIANO, P. C. **Fundamentos e aplicações dos critérios de Informação: Akaike e Bayesiano**. Dissertação (Mestrado) – Lavras/MG: Universidade Federal de Lavras, 2009.

FADHEL, S.; RICO-RAMIREZ, M. A.; HAN, D. Uncertainty of Intensity–Duration–Frequency (IDF) curves due to varied climate baseline periods. **Journal of Hydrology**, v. 547, p. 600–612, 2017.

FREITAS, A. J. DE et al. **Equações de chuvas intensas no Estado de Minas Gerais**. Belo Horizonte: Companhia de Saneamento de Minas Gerais. Viçosa/MG, 2001.

GILLELAND, E.; KATZ, R. W. ExtRemes 2.0: An extreme value analysis package in R. **Journal of Statistical Software**, v. 72, n. 8, 2016.

GIMENEZ, D. F. S. **ANÁLISE DA PRECIPITAÇÃO PLUVIAL E OCORRÊNCIAS DE DESASTRES NATURAIS NO ESTADO DE SÃO PAULO (1976 - 2012)**. Campinas/SP: Universidade Estadual de Campinas, 2017.

GUERREIRO, S. B.; KILSBY, C. G.; SERINALDI, F. Analysis of time variation of rainfall in transnational basins in Iberia: Abrupt changes or trends? **International Journal of Climatology**, v. 34, n. 1, p. 114–133, 2014.

GUIMARÃES, D. P.; REIS, R. J.; LANDAU, E. C. **Índices Pluviométricos em Minas Gerais**. Embrapa. Sete Lagoas/MG, 2010.

HARRELL, F. E. **Regression Modeling Strategies**. New York, United States: Springer-Verlag, 2001.

INGRAM, W. Extreme precipitation: Increases all round. **Nature Climate Change**, v. 6, n. 5, p. 443–444, 2016.

IPCC. **Climate Change 2014 Synthesis Report Summary Chapter for Policymakers**, 2014.

IPCC. **Managing the Risks of Extreme Events and Disasters to Advance Climate Change Adaptation. A Special Report of Working Groups I and II of the Intergovernmental Panel on Climate Change**. Cambridge, 2012.

KENDALL, M. G. **Rank Correlation Methods**. 4a ed. Oxford, England: Griffin, 1975.

KHALIQ, M. N. et al. Identification of hydrological trends in the presence of serial and cross correlations: A review of selected methods and their application to annual flow regimes of Canadian rivers. **Journal of Hydrology**, v. 368, n. 1–4, p. 117–130, 2009.

KUNDZEWICZ, Z. W.; ROBSON, A. **Detecting Trend and Other Changes in Hydrological Data**. Geneva: WORLD METEOROLOGICAL ORGANIZATION, 2000.

KWIATKOWSKI, D. et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, v. 54, n. 1–3, p. 159–178, 1992.

LI, H. et al. Non-stationary frequency analysis of annual extreme rainfall volume and intensity using Archimedean copulas: A case study in eastern China. **Journal of Hydrology**, v. 571, n. January, p. 114–131, 2019.

MANN, H. B. Nonparametric Tests Against Trend. **Econometrica**, v. 13, n. 3, p. 245–259, 1945.

MARTINS, D. et al. Disaggregation of daily rainfall data for the caraguatatuba city, in São Paulo State, Brazil. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, v. 24, p. 1–8, 2019.

MARTINS, T. B. **Análise de máximos de risco Brasil e resseguros: uma abordagem Bayesiana**. Dissertação (Mestrado) – Alfenas/MG: Universidade Federal de Alfenas, 2018.

MCGILCHRIST, C. A.; WOODYER, K. D. Note on a Distribution-free CUSUM Technique, **Technometrics**, v. 17, 321-325, 1975.

MCGRAW, D. et al. Precipitation frequency analyses based on radar estimates: An evaluation over the contiguous United States. **Journal of Hydrology**, v. 573, n. February, p. 299–310, 2019.

MIN, S. et al. Human contribution to more-intense precipitation extremes. **Nature**, v. 470, n. 7334, p. 378–381, 2011.

MOREIRA, J. G. DO V. **MÉTODO PARA ANÁLISE DE FREQUÊNCIA E DE GESTÃO DO RISCO DE CHEIAS, A PARTIR DA INFORMAÇÃO HIDROMETEOROLÓGICA, SOB A CONDIÇÃO DE NÃO-ESTACIONARIEDADE**. Tese (Doutorado) – Belo Horizonte/MG: Universidade Federal de Minas Gerais, 2016.

MOREIRA, J. G. DO V.; NEGHETTINI, M.; ELEUTÉRIO, J. C. Frequência e risco sob não-estacionariedade em registros pluviométricos da bacia do alto rio Tarauacá, Acre. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, v. 21, p. 232–241, 2016.

MOTA, E. P. DA et al. Precipitações em Governador Valadares - MG e sua relação com o fenômeno ENOS nos períodos chuvosos de 2008 a 2017. **ForScience**, v. 7, n. 1, p. 1–14, 2019.

NAGHETTINI, M.; PINTO, É. J. DE A. **Hidrologia Estatística**. Belo Horizonte, Brasil: Ernesto von Sperlin; José Márcio Henriques Soares, 2007.

NASHWAN, M. S.; ISMAIL, T.; AHMED, K. NON-STATIONARY ANALYSIS OF EXTREME RAINFALL IN PENINSULAR MALAYSIA. **Journal of Sustainability Science and Management**, v. 14, p. 17–34, 2019.

NATIVIDADE, U. A.; GARCIA, S. R.; TORRES, R. R. Tendência dos índices de extremos climáticos observados e projetados no estado de Minas Gerais. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 32, n. 4, p. 600–614, 2017.

NUNES, A. DE A. **Tendências em eventos extremos de precipitação na região metropolitana de belo horizonte: detecção, impactos e adaptabilidade**. Dissertação (Mestrado) – Belo Horizonte/MG: Universidade Federal de Minas Gerais, 2018.

NUNES, A. DE A.; PINTO, E. J. DE A.; BAPTISTA, M. B. Detection of trends for extreme events of precipitation in the Metropolitan Region of Belo Horizonte through statistical methods. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, v. 23, 2018.

ÖNÖZ, B.; BAYAZIT, M. Block bootstrap for Mann-Kendall trend test of serially dependent data. **Hydrological Processes**, v. 26, n. 23, p. 3552–3560, 2012.

PASSOS, J. B. DE M. C. **AVALIAÇÃO DE METODOLOGIAS DE ESTIMATIVA DE CHUVAS INTENSAS NA AUSÊNCIA DE DADOS PLUVIOGRÁFICOS**. Dissertação (Mestrado) – Viçosa/MG: Universidade Federal de Viçosa, 2017.

PETTITT, A. N. A Non-Parametric Approach to the Change-Point Problem. **Applied Statistics**, v. 28, n. 2, p. 126-135, 1979.

PFAFSTETTER, O. **Chuvvas intensas no Brasil**. Brasília: Departamento Nacional de Obras e Saneamento, 1957.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, v. 75, n. 2, p. 335–346, 1988.

R, C. R.; MUJUMDAR, P. P. Dependence structure of urban precipitation extremes. **Advances in Water Resources**, v. 121, p. 206–218, 2018.

ROOTZÉN, H.; KATZ, R. W. Design Life Level: Quantifying risk in a changing climate. **Water Resources Research**, v. 49, n. 9, p. 5964–5972, 2013.

ROSIN, C.; AMORIM, R. S. S.; MORAIS, T. S. T. Análise de tendências hidrológicas na bacia do rio das Mortes. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, n. January 2015, 2016.

SALVIANO, M. F.; GROppo, J. D.; PELLEGRINO, G. Q. Trends analysis of precipitation and temperature data in Brazil. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 31, n. 1, p. 64–73, 2016.

SANTOS, A. R. et al. Spatial and temporal distribution of urban heat islands. **Science of the Total Environment**, v. 605–606, p. 946–956, 2017.

SCHWARZ, G. ESTIMATING THE DIMENSION OF A MODEL. **Annals of Statistics**, v. 6, p. 461–464, 1978.

SEARCY, J. K.; HARDISON, C. H. Double-Mass Curves. In: **Manual of Hydrology: Part 1. General Surface-Water Techniques**. Washington, Estados Unidos: UNITED STATES GOVERNMENT PRINTING OFFICE, 1960. p. 66.

SEN, P. K. Estimates of the Regression Coefficient Based on Kendall's Tau. **Journal of the American Statistical Association**, v. 63, p. 1379–1389, 1968.

SHARMA, S.; MUJUMDAR, P. P. On the relationship of daily rainfall extremes and local mean temperature. **Journal of Hydrology**, v. 572, p. 179–191, 2019.

SILVA, F. B. et al. Pluviometric and fluviometric trends in association with future projections in areas of conflict for water use. **Journal of Environmental Management**, v. 271, p. 110991, out. 2020.

SILVA, J. S.; SILVA, R. M. DA; SANTOS, C. A. G. Spatiotemporal impact of land use/land cover changes on urban heat islands: A case study of Paço do Lumiar, Brazil. **Building and Environment**, v. 136, n. March, p. 279–292, 2018.

THEIL, H. **A rank-invariant method of linear and polynomial regression analysis, I**. AmsterdamNorth-Holland Publishing Company, 1950a.

THEIL, H. **A rank-invariant method of linear and polynomial regression analysis, II**. AmsterdamNorth-Holland Publishing Company, 1950b.

THEIL, H. **A rank-invariant method of linear and polynomial regression analysis, III**. AmsterdamNorth-Holland Publishing Company, 1950c.

VALVERDE, A. et al. Análise Regional de Chuvas Intensas para a Bacia do Rio Doce. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, v. 8, n. 4, p. 157–168, 2003.

VON STORCH, H. Misuses of Statistical Analysis in Climate Research. In: VON STORCH, H.; NAVARRA, A. **Analysis of Climate Variability. Applications of statistical techniques**. 2nd. ed. New York: Springer, 1993. p. 11–28.

WANDERLEY, H. S.; DE AMORIM, R. F. C.; DE CARVALHO, F. O. Interpolação espacial de dados médios mensais pluviométricos com Redes Neurais Artificiais. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 29, n. 3, p. 389–396, 2014.

WESTRA, S.; ALEXANDER, L. V.; ZWIERS, F. W. Global Increasing Trends in Annual Maximum Daily Precipitation. **Journal of Climate**, v. 26, p. 3904–3918, 2012.

YUE, S. et al. The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series. **Hydrological Processes**, v. 1829, p. 1807–1829, 2002.

ZAHED FILHO, K.; MARCELLINI, S. S. Precipitações Máximas. In: TUCCI, C. E. M.; BARROS, M. T. L.; PORTO, R. L. L. **Drenagem Urbana**. Porto Alegre/RS: ABRH, 2015. p. 37–76.

ZHOU, D. et al. Satellite remote sensing of surface urban heat islands: Progress, challenges, and perspectives. **Remote Sensing**, v. 11, n. 1, p. 1–36, 2019.

APÊNDICE A

Figura 19 – Gráficos de dupla massa dos dados anuais de totais precipitados para cinco estações pluviométricas localizadas na mesma região hidrologicamente homogênea: a) Governador Valadares, b) Vila Matias – montante, c) Tumiritinga, d) Barra do Cuieté – jusante e e) Alto Rio Novo.

