

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PELOTAS
Centro de Engenharias
Programa de Pós-Graduação em Ciências Ambientais



Dissertação

Variabilidade espacial dos coeficientes da equação Intensidade-Duração-Frequência (IDF) de chuvas no estado do Rio Grande do Sul

Aryane Araujo Rodrigues

Pelotas, 2021

Aryane Araujo Rodrigues

Variabilidade espacial dos coeficientes da equação Intensidade-Duração-Frequência (IDF) de chuvas no estado do Rio Grande do Sul

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Ambientais, do Centro de Engenharias da Universidade Federal de Pelotas, como requisito parcial à obtenção do título de Mestra em Ciências Ambientais.

Orientadora: Prof^a. Dr^a. Tirzah Moreira Siqueira

Coorientadora: Prof^a. Dr^a. Tamara Leitzke Caldeira Beskow

Pelotas, 2021

Universidade Federal de Pelotas / Sistema de Bibliotecas
Catalogação na Publicação

R696v Rodrigues, Aryane Araujo

Variabilidade espacial dos coeficientes da equação Intensidade-Duração-Frequência (IDF) de chuvas no estado do Rio Grande do Sul / Aryane Araujo Rodrigues ; Tírzah Moreira Siqueira, orientadora ; Tamara Leitzke Caldeira Beskow, coorientadora. — Pelotas, 2021.

87 f.

Dissertação (Mestrado) — Programa de Pós-Graduação em Ciências Ambientais, Centro de Engenharias, Universidade Federal de Pelotas, 2021.

1. Chuvas intensas. 2. Krigagem ordinária. 3. Cokrigagem ordinária. 4. Validação cruzada. I. Siqueira, Tírzah Moreira, orient. II. Beskow, Tamara Leitzke Caldeira, coorient. III. Título.

CDD : 363.7



MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO
UNIVERSIDADE FEDERAL DE PELOTAS
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA, PÓS-GRADUAÇÃO E INOVAÇÃO
COORDENAÇÃO DE PÓS-GRADUAÇÃO

DEFESA DE DISSERTAÇÃO

Aluno	19104535 - ARYANE ARAUJO RODRIGUES		
CPF	02710914018	Nacionalidade	BRASILEIRA
Naturalidade	QUARAÍ		
Ingresso	PROCESSO SELETIVO UNIFICADO - 2019/1		
Programa	PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS AMBIENTAIS		
Curso	7071 - CIÊNCIAS AMBIENTAIS	Nível	MESTRADO ACADÊMICO
Modalidade	PRESENCIAL		

Dados pessoais dos membros da banca examinadora

Nome completo	Documento	Nasc	Titulação		
			Área	Local	Ano
TIRZAH MOREIRA SIQUEIRA	00806959061	1985	RECURSOS HÍDRICOS E SANEAMENTO AMBIENTAL	UFPEL	2015
TAMARA LEITZKE CALDEIRA BESKOW	01634361008	1991	CIÊNCIAS AGRÁRIAS	UFPEL	2019
LUIS CARLOS TIMM	42467870006	1965	IRRIGAÇÃO E DRENAGEM	USP	2002
ANDRÉ BECKER NUNES	2074123767	1977	METEOROLOGIA	INPE	2008
RUBIA FLORES ROMANI	00241047013	1979	ENGENHARIA QUÍMICA	UFSC	2015
CARLOS ROGÉRIO DE MELLO	M-6483221	1974	CIÊNCIA DO SOLO	UFLA	2003

Membros da banca examinadora	Título	Assinatura
00806959061 - TIRZAH MOREIRA SIQUEIRA	DOUTORADO	
01634361008 - TAMARA LEITZKE CALDEIRA BESKOW	DOUTORADO	
42467870006 - LUIS CARLOS TIMM	DOUTORADO	
2074123767 - ANDRÉ BECKER NUNES	DOUTORADO	
00241047013 - RUBIA FLORES ROMANI	DOUTORADO	
M-6483221 - CARLOS ROGÉRIO DE MELLO	DOUTORADO	

Ao(s) 3 dia(s) do mês de **março** de **2021** os membros acima nomeados para a defesa da DISSERTAÇÃO da estudante **ARYANE ARAUJO RODRIGUES**, matriculada no **PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS AMBIENTAIS**, consideram **APROVADA**, estabelecendo o título definitivo da DISSERTAÇÃO como sendo "**Variabilidade espacial dos coeficientes da equação Intensidade-Duração-Frequência (IDF) de chuvas no estado do Rio Grande do Sul**", e estabelecendo um prazo máximo de **60** dia(s) para as correções e entrega da versão definitiva.

Eu, **Tirzah Moreira Siqueira**, atesto que o(s) membro(s) da banca listado(s) acima sem assinatura participou/participaram da sessão de forma remota e/ou por parecer.

Presidente da Banca

Dedico este trabalho às mulheres cientistas
que um dia abriram caminho para que eu
pudesse subir a montanha, enxergar mais
longe e chegar até aqui.

Agradecimentos

Aos meus familiares, Karen, Marcos e André, que amaram, me cuidaram e investiram em mim, me proporcionando a oportunidade de estudar e estar conquistando o título de Mestra em Ciências Ambientais.

Às minhas estimadas orientadoras, professora Dr^a. Tirzah Moreira Siqueira e professora Dr^a. Tamara Leitzke Caldeira Beskow, que foram o meu maior exemplo de ética e profissionalismo e demonstraram grande dedicação a mim e ao meu trabalho, pelos conhecimentos que me foram transmitidos sempre da melhor forma possível, pela paciência, empatia e motivação para comigo quando não estive nos meus melhores momentos, e pela confiança em mim e no meu potencial de desenvolver esta importante pesquisa sob suas orientações.

À minha avó, Dilcy (*in memoriam*), que me criou, educou e moldou o meu caráter com muito amor e respeito, que me ensinou a ler e escrever, e que desde sempre reforçou a máxima de que a educação é a única coisa que não nos pode ser tirada.

Aos professores do Programa de Pós-Graduação em Ciências Ambientais e do Programa de Pós-Graduação em Recursos Hídricos, pelas suas contribuições no decorrer do mestrado e a impecável maneira com que conduziram a minha formação acadêmica e pessoal.

Aos professores membros da banca examinadora, pelas importantes colaborações e auxílio na lapidação dos artigos científicos que são fruto deste estudo.

Aos colegas do Grupo de Pesquisa em Hidrologia e Modelagem Hidrológica em Bacias Hidrográficas por todo apoio, aprendizado e amizade.

Aos meus ex-colegas e queridos amigos, Bruna, Jade, Arthur, Bárbara, Mayla, Fernanda, Isabelle, Maria e Viviane, que por incontáveis momentos foram o ouvido e ombro amigo que todos nós um dia precisamos, mesmo que estejamos todos distantes uns dos outros, por me mostrarem que amizade não é sobre estar fisicamente presente, mas sobre se fazer presente, tornando-se fundamentais nessa etapa do meu ciclo de vida.

Às minhas sogras, Sonia e Juscilaine pelas palavras amigas e sempre sábias, por sempre me motivarem a ser quem eu sou e dar o melhor de mim, e me ajudarem a perceber o valor e o tamanho das conquistas que obtive até aqui.

E à pessoa com quem escolhi dividir a vida, meu melhor amigo, namorado e amor, Carlos, pelo carinho e dedicação ao nosso relacionamento e a nossa família, por ser porto seguro em tempos de tempestade, por segurar a minha mão quando estava naufragando e pelos maus e incríveis momentos que compartilhamos nesses 6 anos, que nos fizeram ser quem somos e nos trouxeram até aqui.

*“Isso de querer ser exatamente aquilo que a gente é
ainda vai nos levar além.”*

Paulo Leminski

Resumo

RODRIGUES, Aryane Araujo. **Variabilidade espacial dos coeficientes da equação Intensidade-Duração-Frequência (IDF) de chuvas no estado do Rio Grande do Sul**. Orientadora: Tirzah Moreira Siqueira. 2021. 185 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Ambientais) – Centro de Engenharias, Universidade Federal de Pelotas, Pelotas, 2021.

Para a gestão, conservação e manejo dos recursos naturais, quantificar e conhecer o comportamento espaço-temporal da chuva é de suma importância e para isso, a equação Intensidade-Duração-Frequência (IDF) tem sido uma das ferramentas mais utilizadas na engenharia de recursos hídricos. Entretanto, as equações IDF são ajustadas com base em dados observados de precipitação e a ausência destes dados faz com que os tomadores de decisão acabem por utilizar equações IDF que não foram ajustadas para o local de interesse, não representando o comportamento das chuvas intensas da região. Assim, dispor dessas informações de maneira acessível é de grande relevância para propósitos que envolvam esta variável. Diante disso, o objetivo deste estudo foi modelar a variabilidade espacial dos coeficientes da equação IDF visando sua interpolação espacial para todo o estado do Rio Grande do Sul, utilizando Krigagem Ordinária e Cokrigagem Ordinária. Para isso, foram ajustadas equações IDF para 258 localidades a partir de dados de Precipitação Máxima Diária Anual (PMDA) do período entre 1912 e 2018. A metodologia consistiu em avaliar a variabilidade e tendência temporal das séries de PMDA, ajustar as equações IDF utilizando as séries sem tendência, realizar uma análise exploratória nas séries dos coeficientes da equação IDF, bem como nas variáveis secundárias PMDA média, PMDA máxima e Distância da linha de costa, modelar a estrutura de variabilidade espacial das variáveis primárias e secundárias e proceder a interpolação geoestatística por meio da Krigagem Ordinária e Cokrigagem Ordinária no software SGeMS. A estimativa dos coeficientes a e b foi avaliada quali-quantitativamente com base nos resultados fornecidos pela validação cruzada. Dentre os interpoladores utilizados, a Cokrigagem Ordinária foi o método com melhor performance na interpolação espacial dos coeficientes a e b da equação IDF, resultando em mapas dos mesmos para todo o estado do Rio Grande do Sul com uma resolução espacial de 5 Km. Ademais, destaca-se que os resultados deste estudo serão disponibilizados em uma *WebPage* iterativa, com interface amigável e de fácil utilização para que a sociedade possa fazer uso destas informações gestão, conservação e manejo dos recursos naturais.

Palavras-chave: Chuvas intensas; Krigagem Ordinária; Cokrigagem Ordinária; Validação Cruzada.

Abstract

RODRIGUES, Aryane Araujo. **Spatial variability of the coefficients of the Intensity-Duration-Frequency (IDF) rainfall equation in the state of Rio Grande do Sul**. 2021. 162p. Dissertation (Master's Degree in Environmental Sciences) – Environmental Sciences Graduate Program, Center of Engineering, Federal University of Pelotas, Pelotas, 2021

For the management and conservation of natural resources, quantifying and understanding the spatio-temporal behavior of rainfall is of great importance and for this, the Intensity-Duration-Frequency (IDF) equation has been one of the most used tools in water resources engineering. However, the IDF equations are adjusted based on observed data. The absence of these data causes decision-makers to end up using IDF equations that were not adjusted for the place of interest and end do not represent the region's rainfall intensity. Thus, having this information in abundance is of great relevance for many purposes involving this variable. Therefore, this study aimed to model the spatial variability of the coefficients of the IDF equation and provide their spatial interpolation for the state of Rio Grande do Sul using Ordinary Kriging and Ordinary Cokriging. For this purpose, IDF equations were adjusted for 258 localities using data from Annual Maximum Daily Rainfall (AMDR) of the period between 1912 and 2018. The methodology consisted of adjusting the IDF equations, performing an exploratory analysis in the series of the IDF equation coefficients, as well as in secondary variables as Average AMDR and maximum AMDR, model the spatial variability structure of the primary and secondary variables, and proceed to geostatistical interpolation using Ordinary Kriging and Ordinary Cokriging in the SGeMS software. The estimate of *coefficients a and b* were assessed qualitatively and quantitatively based on the results provided by the cross-validation. Among the interpolators used, Ordinary Cokriging was the method with the best performance in spatial interpolation of both coefficients, resulting in maps of the *coefficients a and b* of the IDF equation for the state of Rio Grande do Sul, with a spatial resolution of 5 km. It is highlighted that the results of this study will be made available on an iterative WebPage, with a friendly and easy-to-use interface so that the society can make use of this information in the management and conservation of natural resources.

Keywords: Heavy rainfall; Ordinary Kriging; Ordinary Cokriging; Cross Validation.

Lista de Figuras

Figura 1 – Representação do Ciclo hidrológico. Fonte: United States Geological Survey – USGS (2018).....	18
Figura 2 - Tipos de precipitação de acordo com a superfície de contato de formação. Fonte: IAG/USP (2016).	20
Figura 3 - Ilustração de fenômenos isotrópicos (a) e anisotrópicos (b). Fonte: autoria própria.	35
Figura 4 - Ilustração dos semivariogramas experimental e teórico, e seus respectivos parâmetros. Fonte: Teixeira e Scalon (2013).	37
Figura 5 - Área de estudo: Estado do Rio Grande do Sul.	47

Lista de Tabelas

Tabela 1 - Valores mínimos de intensidade média da chuva que caracterizam um evento de precipitação como intenso em função de sua duração. Fonte: Mello e Silva (2013).	23
Tabela 2 - Classificação do Índice de Anomalias da Precipitação (IAP) conforme McKee (1993).....	53
Tabela 3 - Valores das constantes de desagregação de chuvas intensas para a cidade de São Paulo. Fonte: CETESB (1979).....	59

Sumário

1 Introdução	11
1.1 Objetivos	13
1.1.1 Geral	13
1.1.2 Específicos	13
1.2 Justificativa	13
1.3 Hipóteses	15
2 Revisão da literatura	17
2.1 Bacia hidrográfica e ciclo hidrológico	17
2.2 Precipitação	18
2.3 Monitoramento de variáveis hidrológicas e medidas e grandezas associadas à chuva	21
2.4 Chuvas intensas e as consequências dos eventos extremos	23
2.5 Equações de chuvas intensas e seu ajuste com base em dados pluviométricos	25
2.6 Modelagem probabilística associada às chuvas intensas	27
2.7 Tendência e variabilidade temporal em séries hidrológicas	29
2.8 Estimativa de variáveis hidrometeorológicas empregando métodos de interpolação geoestatística	30
2.8.1 Interpolação espacial	30
2.8.2 Interpolação espacial geoestatística	32
2.8.3 Continuidade espacial e modelagem da estrutura de variabilidade de uma variável regionalizada	33
2.8.4 Estimativas e Coestimativas geoestatísticas	39
3 Materiais e Métodos	46
3.1 Área de estudo	46
3.2 Dados hidrológicos	48
3.3 Tendência e variabilidade temporal da precipitação pluviométrica no Rio Grande do Sul	49
3.4 Modelagem probabilística da PMDA	54
3.5 Adequação do ajuste dos modelos de distribuição de probabilidade	57
3.6 Desagregação de chuva e ajuste dos coeficientes da equação IDF	58
3.7 Análise exploratória dos coeficientes da equação IDF e variáveis secundárias	60

3.8 Modelagem da estrutura de variabilidade espacial dos coeficientes da equação IDF e interpolação geoestatística.....	61
4 Artigo 1 – Rainfall trend and variability in Rio Grande do Sul, Brazil	65
5 Artigo 2 – Intensity-Duration-Frequency equations based on stationary rainfall series for the Rio Grande do Sul state, Brazil	65
6 Artigo 3 – Spatial variability and geostatistical interpolation of Intensity-Duration-Frequency equation coefficients in Rio Grande do Sul, Brazil...	65
7 Considerações finais	66
8 Referências bibliográficas	67

1 Introdução

A água é um recurso natural essencial à manutenção da vida na terra; é indispensável para o abastecimento e atividades econômicas como a produção de alimentos, a geração de energia e navegação, além de exercer uma influência decisiva na qualidade de vida das populações (FERNANDES NETO; FERREIRA, 2007).

A precipitação pluvial é o principal componente de entrada do ciclo hidrológico e é responsável pela entrada de água na bacia hidrográfica. Quando ocorre uma lâmina precipitada que supera um valor mínimo em um certo intervalo de tempo, são conhecidas como chuvas intensas (SILVA et al., 2003; MELLO; VIOLA, 2013). Quando a capacidade de infiltração de água no solo é excedida pela intensidade da chuva, a água passa a se acumular e escoar superficialmente até as partes mais baixas do terreno, promovendo a ocorrência do escoamento superficial direto.

Uma vez que grande parte do escoamento superficial direto resulta, especialmente, de eventos de chuvas intensas, estudos que contemplem a ocorrência desses eventos são relevantes para o gerenciamento da bacia hidrográfica, especialmente no que concerne a gestão de alagamentos, enchentes, erosão e deslizamentos de terra (BESKOW et al., 2009; MELLO; SILVA, 2013; WESTRA, et al., 2014).

Diante desta situação, conhecer o comportamento temporal e espacial das chuvas intensas tem sido foco de muitos estudos que contribuem para o planejamento e gestão dos recursos naturais, pois estas informações subsidiam estudos e projetos como os de barragens, diques, canais, galerias pluviais, de controle da erosão e de cheias, de drenagem urbana e rural, aproveitamento pluvial, construção de estradas, entre outros.

Para caracterizar as chuvas intensas do ponto de vista da sua intensidade, duração e frequência de ocorrência além do período observado na série,

comumente são empregados modelos probabilísticos que buscam estimar valores de chuva vinculados a determinados tempos de retorno (TR). Posteriormente, para relacionar as três principais grandezas associadas à chuva, são empregados modelos matemáticos como a equação Intensidade-Duração-Frequência (IDF), que tem sido uma das ferramentas mais utilizadas na engenharia de recursos hídricos para o estudo das chuvas intensas (MELLO et al., 2001; CAMPOS et al., 2014).

As equações IDF podem ser determinadas para um dado local, a partir de dados monitorados por pluviógrafos ou pluviômetros. Entretanto, frente à baixa disponibilidade de registros pluviográficos de domínio público no Brasil, dados pluviométricos têm sido utilizados, empregando a técnica de desagregação de chuvas diárias (BESKOW et al., 2015; CALDEIRA et al., 2015; MARTINOTTO et al., 2016).

Embora esta técnica seja amplamente utilizada no Brasil e no mundo, devido à variabilidade espaço-temporal da precipitação (especialmente da precipitação máxima diária anual que é empregada no estudo das chuvas intensas) (MELLO; SILVA, 2013), as equações IDF ajustadas para os locais monitorados devem ser aplicadas com cautela, pois são representativas apenas para o local de onde foram extraídos os dados utilizados no seu ajuste.

Deste modo, quando um local não dispõe de monitoramento hidrológico ou de uma equação previamente ajustada (o que ocorre em grande parte do país), é comum o uso de uma ou mais equações IDF dos lugares mais próximos à área de estudo, o que pode implicar na estimativa inadequada da intensidade da chuva. As consequências deste procedimento para os estudos e projetos, como no cálculo da vazão de projeto utilizada em obras hidráulicas, seriam de sub ou superdimensionamento das estruturas, culminando no extravasamento de bueiros, galerias, canais de drenagem e reservatórios, alagamentos e enchentes, entre outras consequências que impactam o meio ambiente e a vida da população.

Neste sentido, diversos métodos têm sido aplicados para estimar os valores de variáveis como a chuva, a intensidade da chuva e os coeficientes da equação IDF para locais sem monitoramento, visando preencher esta lacuna a partir do fornecimento da estimativa do valor da variável para esses locais. Dentre os métodos, destacam-se os interpoladores geoestatísticos como os da

família da Krigagem, e suas variantes como a Cokrigagem, que utiliza uma variável secundária para realizar a estimativa da variável primária, obedecendo aos critérios de não tendenciosidade, variância mínima e produzindo mapas não enviesados (AKKALA; DEVABHAKTUNI; KUMAR, 2010; VIOLA et al., 2010; YAMAMOTO; LANDIM, 2015; BATISTA et al., 2018).

1.1 Objetivos

1.1.1 Geral

Diante do exposto, o objetivo deste estudo foi caracterizar e quantificar a estrutura de variabilidade espacial dos coeficientes da equação Intensidade-Duração-Frequência (IDF), bem como mapear a sua distribuição espacial no estado do Rio Grande do Sul.

1.1.2 Específicos

- Avaliar a tendencia e variabilidade temporal das séries de Precipitação Máxima Diária Anual (PMDA);
- Estimar os coeficientes da equação IDF para o local de cada posto pluviométrico considerado neste estudo, a partir da melhor distribuição de probabilidade ajustada a cada série de PMDA;
- Modelar a estrutura de variabilidade espacial dos coeficientes da equação IDF e proceder a sua interpolação espacial para o estado do RS;
- Dar publicidade aos mapas dos coeficientes da equação IDF, produzidos pelo melhor método de interpolação, em uma *WebPage* a ser manipulada de acordo com as necessidades do usuário.

1.2 Justificativa

A intensidade da chuva é uma variável presente em diversos estudos e projetos de engenharia como para construção de barragens, reservatórios, pontes, bueiros, sarjetas, canais, sistemas de irrigação e de drenagem urbana e rural, aproveitamento pluvial, Estações de Tratamento de Água e Estações de Tratamento de Efluentes, sistemas de controle de cheias e erosão, entre outros. Ao mesmo tempo, pode ser utilizada pelas prefeituras, órgãos como a Defesa Civil e demais setores como uma ferramenta que auxilia no gerenciamento e

prevenção dos desastres naturais e seus impactos na sociedade e no meio ambiente, a exemplo das enchentes, inundações, alagamentos e deslizamentos de terra.

Além disso, na prática, quando se deseja dimensionar um sistema de drenagem urbana, por exemplo, não é possível contar com o monitoramento da vazão que ocorre no exutório da bacia hidrográfica urbana em questão. De maneira semelhante ocorre para a construção de uma ponte ou barragem em um curso d'água desprovido de monitoramento. Assim, frequentemente são empregados modelos hidrológicos que estimam a vazão máxima de projeto utilizando dados de chuva, a exemplo do Método Racional (que é amplamente utilizado, principalmente em órgãos públicos).

Como o monitoramento da chuva é mais simples (tecnicamente, logisticamente, etc.), menos custoso e mais abundante do que o da vazão, são utilizados modelos para estimar a vazão de projeto que levam em consideração a intensidade da chuva obtida a partir dos dados pluviométricos ou pluviográficos. No entanto, tendo em vista as recomendações da Organização Mundial Meteorológica (OMM, 2008), as redes de monitoramento da chuva nem sempre abrangem de maneira satisfatória grande parte das bacias hidrográficas, principalmente, as de pequeno e médio porte; isto é, sua distribuição espacial e densidade são, muitas vezes, insuficientes para subsidiar um projeto ou estudo com qualidade, podendo prejudicar o seu resultado final.

Deste modo, a decisão corriqueiramente tomada é a de transpor as vazões de uma bacia hidrográfica próxima e semelhante (processo conhecido como Regionalização de Vazão) ou de utilizar os dados de chuva dos locais mais próximos da área de estudo, porém sem levar em consideração as diferenças nas características pluviométricas de um lugar para outro. Esta é uma observação muito importante, pois os dados de precipitação máxima diária anual devem ser utilizados com cuidado devido à sua grande variabilidade espaço-temporal, culminando na subestimativa ou superestimativa da intensidade da chuva e, por consequência, da vazão máxima de projeto.

No caso de a intensidade da chuva ser subestimada, as principais consequências estão relacionadas à ocorrência de eventos de maior magnitude ou mais frequentes do que o planejado, podendo acarretar prejuízos econômicos, sociais como danos à saúde pública e perda de vidas, e ambientais.

Se for superestimada, o principal problema está relacionado ao desperdício de recursos financeiros, tendo em vista que os eventos de elevada magnitude para os quais a obra seria dimensionada são de raríssima ocorrência e isto acaba gerando uma relação custo-benefício desfavorável e um impacto ambiental maior e desnecessário.

Visando o preenchimento desta lacuna na disponibilidade de dados hidrológicos, diversos estudos vêm sendo conduzidos no Brasil e no mundo com o objetivo de mapear variáveis como a intensidade da chuva e os coeficientes da equação IDF, a exemplo dos de Mello e Viola (2013) para o estado de Minas Gerais, de Almeida (2017) para Minas Gerais, Espírito Santo e Rio de Janeiro e Pizarro et al. (2018) para a região central do Chile, bem como outros trabalhos que não utilizam interpolação espacial geoestatística como os de Cecílio et al. (2009) para o estado do Espírito Santo e de Campos et al. (2017) para o estado da Paraíba.

Diante disso, é evidente e justificável a necessidade de se prover informação sobre a intensidade da chuva no Rio Grande do Sul, visto que esse tipo e quantidade de informação é inexistente e/ou ainda não foi disponibilizada para o estado. Os resultados desta pesquisa poderão subsidiar projetos e estudos ambientais, bem como auxiliar órgãos como a Defesa Civil, prefeituras e outros setores que, poderão utilizar estas informações para gerir as consequências dos eventos de chuva no meio urbano e rural. Além disso, cabe aqui destacar o benefício para a sociedade como um todo, tendo em vista que as chuvas intensas têm grande potencial para desencadear desastres naturais e exercem uma pressão econômica sobre os governos, tornando os estudos sobre esta temática bastante relevantes.

Ademais, acredita-se que a disponibilização dos mapas na plataforma *WebPage*, com interface amigável e de fácil utilização, será bastante utilizada pelos profissionais no desenvolvimento de projetos e estudos no estado do RS.

1.3 Hipóteses

- A estrutura de variabilidade espacial dos coeficientes da equação IDF possibilita a utilização de métodos geoestatísticos para suas interpolações,

sendo os resultados providos pela Cokrigagem Ordinária superiores aos pela Krigagem Ordinária;

- As maiores magnitudes de Intensidade da chuva, obtidas a partir dos mapas dos coeficientes da equação IDF, concentram-se na metade oeste do estado do RS.

2 Revisão da literatura

2.1 Bacia hidrográfica e ciclo hidrológico

A água é um recurso essencial à manutenção da vida na terra; é indispensável para o desenvolvimento das atividades econômicas como geração de energia, abastecimento, produção de alimentos e navegação, além de exercer uma influência decisiva na qualidade de vida das populações (FERNANDES NETO; FERREIRA, 2007).

A demanda por água continua a aumentar em função do crescimento populacional, industrialização, dentre outros fatores, sendo que algumas previsões indicam que até 2025 cerca de 1,8 bilhão de pessoas provavelmente testemunharão a escassez absoluta de água (VÖRÖSMARTY et al., 2010; ARAGÃO et al., 2013; SRINIVASAN et al., 2013; CONNOR, 2015). Prasad et al. (2015) mencionam que estes cenários justificam uma abordagem científica multidimensional para avaliar os recursos hídricos e sua distribuição, a fim de propor estratégias de gerenciamento integrado e sustentável.

Um local de considerável relevância para o estudo da água e que permite uma abordagem integrada é a bacia hidrográfica, visto que é nessa área que ocorrem as práticas de planejamento e gestão dos múltiplos usos dos recursos hídricos (YASSUDA, 1993). Tucci (2009) define a bacia hidrográfica como uma área de captação natural da água da precipitação que faz convergir os escoamentos para um único ponto de saída, seu exutório. Além disso, é considerada o elemento fundamental para a análise da fase terrestre do ciclo hidrológico.

O ciclo hidrológico (Figura 1) consiste na dinâmica da água no meio ambiente, compreendendo seus diferentes estados físicos – líquido, vapor e sólido, encontrados em diferentes ambientes do globo terrestre, tais como atmosfera, oceano, solo, leitos naturais de escoamento, montanhas e outros (MELLO; SILVA, 2013). Dentre os fatores que o impulsionam estão a energia

térmica solar, a força dos ventos e a força da gravidade; já seus principais componentes são a evaporação, a precipitação, a transpiração das plantas, a percolação, a infiltração e a radiação solar (TUNDISI, 2003).



Figura 1 – Representação do Ciclo hidrológico. Fonte: United States Geological Survey – USGS (2018).

2.2 Precipitação

A precipitação é definida na hidrologia como toda água proveniente do meio atmosférico, em qualquer estado físico, que atinge a superfície terrestre (AYOADE, 2003; TONELLO et al., 2014). Mello e Silva (2013) destacam as seguintes formas de precipitação:

- a) Chuva: é a principal forma de precipitação, especialmente em regiões tropicais e subtropicais, e atinge a superfície na forma líquida;
- b) Granizo: situação em que a precipitação ocorre na forma de partículas irregulares de gelo, com tamanho mínimo de 5 mm. É formado pelo congelamento instantâneo de gotículas, produzido por forte e rápida ascensão atmosférica do vapor d'água;

c) Neve: forma de precipitação na qual há formação de flocos de gelo com formatos normalmente hexagonais, em nuvens muito frias (abaixo de 0°C);

d) Orvalho: a água que fica contida na forma de vapor na atmosfera sofre condensação e precipita nas diferentes superfícies. Isso ocorre porque corpos sólidos perdem calor mais rápido para a atmosfera, sofrendo resfriamento em relação ao ar atmosférico. Quando o ar úmido atinge essas superfícies frias, também sofre resfriamento, o qual se for suficiente para atingir a curva de saturação, proporciona o processo de condensação;

e) Geada: a formação da geada é semelhante à do orvalho. No entanto, neste caso, o ponto de orvalho na curva de saturação é abaixo de zero, havendo um processo de sublimação, no qual a água precipita diretamente na forma de gelo;

f) Neblina: consiste na condensação do vapor d'água e pequenas gotícula, em decorrência do resfriamento da atmosfera e normalmente são formados a noite e no início da manhã em áreas de serra ou relevo montanhoso, pelo acúmulo do ar frio em áreas de vales.

A chuva é fundamentalmente importante para os estudos acerca dos recursos hídricos e do meio ambiente, pois é por meio dela que se dá a entrada de água na bacia hidrográfica. Seu comportamento no espaço e no tempo é um dos principais responsáveis pelas respostas hidrológicas da bacia (MELLO; SILVA, 2013).

Sua ocorrência se dá por um conjunto de mecanismos, que possuem componentes locais e globais, dentre os quais destacam-se os de resfriamento do ar e de crescimento das gotas, a presença de núcleos higroscópicos e de umidade atmosférica, bem como as características geográficas diversificadoras da paisagem (latitude, altitude, relevo, vegetação, atividades antrópicas, etc.) (ALVES et al. 2010).

O movimento vertical das massas de ar é um requisito importante para a formação das precipitações, sendo comum identificar os três principais tipos de precipitação – convectivas, orográficas, e ciclônicas – conforme o principal modo de elevação do ar (Figura 2).

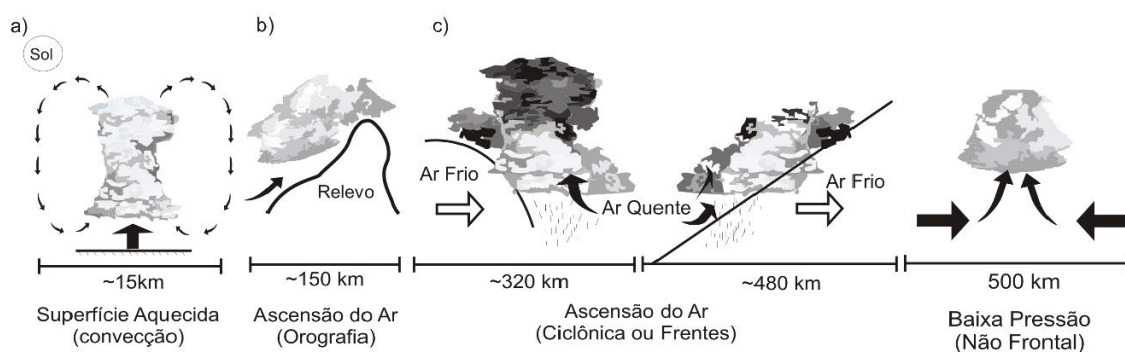


Figura 2 - Tipos de precipitação de acordo com a superfície de contato de formação. Fonte: IAG/USP (2016).

As chuvas convectivas (Figura 2, a) derivam da diferença de temperatura entre camadas vizinhas (vertical e horizontalmente) da atmosfera. Quando a convecção forma nuvens do tipo cumulonimbus, provocam tempestades e fortes ventos com muita intensidade de precipitação, mas pouca duração. As condições atmosféricas que antecedem a formação desse tipo de chuva estão associadas a dias quentes e muito úmidos, com redução brusca da pressão atmosférica local, culminando na ocorrência da chuva. São típicas de regiões tropicais e equatoriais, entretanto, são comuns também em regiões de clima temperado, principalmente no verão (PINTO et al., 1976; MELLO; SILVA, 2013).

As chuvas orográficas (Figura 2, b) resultam da ascensão de massas de ar úmidas sobre barreiras naturais, tais como montanhas. Segundo Seluchi e Saulo (2012), o ar é forçado a subir e condensa-se, devido à redução adiabática da temperatura, podendo causar chuva de maior intensidade e volume na área de aumento de altitude.

As chuvas ciclônicas (Figura 2, c) estão associadas a movimentos de massas de ar de regiões de alta pressão para regiões de baixa pressão atmosférica. Ainda, podem ser classificadas como frontal ou não frontal: nos sistemas frontais, nas regiões de convergência da atmosfera, o ar mais quente e úmido é impulsionado para cima, resultando no seu resfriamento e na condensação do vapor d'água, produzindo as chuvas. Estas são de longa duração, atingindo grandes áreas com intensidade média, podendo vir acompanhadas por ventos fortes com circulação ciclônica; já nos sistemas não frontais, a diminuição barométrica pode promover a precipitação, devido a uma

convergência horizontal de massas de ar quentes e úmidas para uma área de baixa pressão (TUCCI, 2009; MELLO; SILVA, 2013; SANTOS, 2014).

2.3 Monitoramento de variáveis hidrológicas e medidas e grandezas associadas à chuva

A chuva é, provavelmente, o primeiro elemento meteorológico mensurado pelo homem; há evidências datadas do século IV a.C. de que eram mantidos registros de chuva na Índia, assim como na Coréia já era utilizado algum tipo de medidor por volta de 1440 d.C. No Brasil, a estação pluviométrica de Morro Velho, em Minas Gerais, possui registros desde 1855, porém as primeiras coletas organizadas de dados hidrológicos datam do início do século passado, em 1920, com a criação da Comissão de Estudos de Forças Hidráulicas que implementou estações pluviométricas para a realização de estudos de aproveitamentos hidráulicos para geração de energia hidrelétrica (ANA, 2009).

A importância dos dados de precipitação incide na maioria dos estudos ambientais. Desta forma, o monitoramento da chuva normalmente se dá pelo interesse nos dados pluviométricos e em seu uso para a gestão dos recursos hídricos, para a determinação da intensidade e duração dos eventos de chuva, entre outros. No entanto, devido à condição de variabilidade espaço-temporal da chuva, à dependência frente às características geográficas de cada localidade e as limitações técnicas e econômicas empregadas em sua medição, a chuva é considerada o elemento mais difícil de se medir e que, devido a isso, pode acabar intensificando problemas na sua análise e prejudicando os resultados gerados (VILLELA; MATOS, 1975; HEATHCOTE; LEWIS; SOLEY, 2015; KIDD, 2001; VARIDOKEN et al., 2012; PUTTHIVIDHYA; TANAKA, 2013; COELHO FILHO; MELO; ARAÚJO, 2017).

Geralmente, o monitoramento é realizado com o uso de pluviômetros, que medem a grandeza conhecida como altura pluviométrica. É considerada uma técnica de baixo custo e relativamente simples, entretanto, a sua capacidade reduzida em detalhar a distribuição da precipitação ao longo do tempo é um contratempo. A fim de superar estas limitações, também são utilizados pluviógrafos, que registram de maneira digital ou analógica o comportamento temporal da precipitação, podendo disponibilizar informações em intervalos de tempo menores. Esta discretização temporal é fundamental para estudos

relacionados ao manejo da água e do solo, controle de enchentes, projetos de obras hidráulicas, etc.

Conforme descrito por Mello e Silva (2013), as principais grandezas que caracterizam uma chuva são:

- a) Altura pluviométrica (h): é geralmente expressa em milímetro ou centímetro, e representa a altura da lâmina de água precipitada, caso a mesma fosse recolhida numa superfície horizontal e impermeável;
- b) Tempo de duração (td): é o período de tempo contado desde o início até o final da precipitação (em horas ou minutos);
- c) Intensidade (I): é a precipitação que ocorre em uma unidade de tempo, normalmente expressada em mm.h^{-1} ou mm.min^{-1} . Essa grandeza apresenta variabilidade temporal, mas, para análise dos processos hidrológicos, geralmente são definidos intervalos de tempo nos quais a mesma é considerada constante;
- d) Tempo de retorno (TR): é o número de ocorrências de uma determinada precipitação no decorrer de um período de tempo especificado. Na análise de alturas pluviométricas ou intensidades, o TR é interpretado como o número médio de anos durante o qual espera-se que a precipitação analisada seja igualada ou superada.

No Brasil, a Agência Nacional de Águas (ANA) é responsável pela coordenação das atividades da Rede Hidrometeorológica Nacional, composta por mais de 4 mil¹ estações hidrometeorológicas que monitoram o volume de chuvas, o nível e a vazão dos rios, a quantidade de sedimentos, a evaporação e a qualidade das águas.

Diversos autores apontam que os dados pluviográficos são pouco comuns e existe um predomínio de postos pluviométricos (SAMPAIO, 2011; BESKOW et al., 2015; CALDEIRA et al., 2015). No entanto, Mello e Silva (2013) em um diagnóstico sobre a rede de monitoramento da precipitação no Brasil, constataram que esta quantidade não representa a realidade dos dados disponíveis para estudos e projetos, uma vez que em termos de densidade de pluviômetros, existe em média 1 a cada 1.376 km^2 . Isso significa que, em média,

¹ O sistema conta com 4641 pontos de monitoramento no país, sendo que 2767 monitoram as chuvas. Os números referem-se ao inventário de estações da ANA em 03/04/2018, podendo se alterar com certa frequência em função da incorporação ou extinção de estações.

uma bacia hidrográfica de tamanho médio estaria sendo abrangida por apenas um equipamento e que fornece apenas o valor total diário de chuva, sem a discretização do evento ao longo do tempo. Com relação aos pluviógrafos, os autores comentam que a situação é ainda mais crítica, pois existe, em média, 1 pluviógrafo a cada 10.538 km². Estes números indicam que a base de dados para estudos e projetos acerca das chuvas, e principalmente das chuvas intensas, é limitada e acaba comprometendo as análises e os resultados.

2.4 Chuvas intensas e as consequências dos eventos extremos

A precipitação desempenha um papel crucial nas mudanças climáticas, porque suas variações sazonais e mensais, aliadas às mudanças nos eventos extremos podem afetar os recursos hídricos, os ambientes naturais e as atividades antrópicas (FREITAS, 2010; CALOIERO, 2014).

Deste modo, analisar a precipitação é uma das ferramentas mais importantes na gestão e conservação do solo e da água, principalmente porque grande parte do escoamento superficial direto e da desagregação de partículas do solo resultam, especialmente, dos eventos de chuvas intensas (BESKOW et al., 2009).

Chuva intensa é todo evento de chuva no qual a sua intensidade ou lâmina precipitada supere um valor mínimo, que depende da duração desse evento (Mello e Silva, 2013), conforme é apresentado na Tabela 1:

Tabela 1 - Valores mínimos de intensidade média da chuva que caracterizam um evento de precipitação como intenso em função de sua duração. Fonte: Mello e Silva (2013).

Duração (min)	5	10	20	30	60	90	120	180	240
Intensidade média (mm.h ⁻¹)	120	72	51	40	25	19	15	11	8,7

Deng et al. (2017) mencionam que as chuvas intensas têm um grande potencial para desencadear desastres naturais como enchentes e deslizamentos de terra. Esses eventos extremos exercem uma pressão econômica substancial sobre os governos locais e nacionais, tornando os estudos sobre esta temática bastante relevantes (CALOIERO, 2014; LI; WANG; BABOVIC, 2018).

Pesquisas recentes apontam que devido ao aquecimento global é esperado um aumento da intensidade e frequência de ocorrência dos eventos

de chuvas intensas em várias regiões do mundo (KHARIN et al., 2007; LENDERINK; VAN MEIJGAARD, 2008; CAVANAUGH et al., 2015). De acordo com Westra et al. (2014), no século 20 e início do século 21, a taxa de aumento da precipitação máxima diária anual (PMDA) foi estimada entre 5,9 e 7,7%.

A intensidade e frequência de ocorrência dos eventos de chuvas intensas também aumentaram na maioria dos continentes (LENDERINK; VAN MEIJGAARD, 2008; YAO et al., 2008; SINGH et al., 2014) e, aproximadamente 65% das áreas nas quais os dados são confiáveis e disponíveis, exibem tendências positivas para a ocorrência de eventos extremos de precipitação máxima anual entre os anos de 1951 e 1999 (MIN et al., 2011; ASADIEH; KRAKAUER, 2015).

Na Índia, eventos extremos de chuva resultaram em diversas enchentes nos últimos anos. Em 2005, as consecutivas inundações repentinas em três importantes cidades metropolitanas (Mumbai em julho, Bangalore em outubro e Chennai em outubro e dezembro) causaram graves danos à economia do país, bem como à população, com perda de vidas (GUHATHAKURTA; SREEJITH; MENON, 2011).

Segundo Solomon et al. (2007), até 2030 prevê-se que a precipitação média anual aumente na maior parte da América do Norte (KARL et al., 1993; GAO et al., 2012) indicam que o sudeste dos Estados Unidos está vivenciando um aumento nos eventos extremos de chuva, e que até o final da década de 2050, a precipitação total de eventos extremos deve aumentar em até 110 mm.ano⁻¹.

Já no Brasil, ao analisar o histórico de ocorrência de eventos climáticos extremos, observou-se que nos últimos 30 anos a frequência de chuvas fortes e intensas no verão e no inverno do Sul e do Sudeste tem aumentado. Nesse período também ocorreram grandes enchentes na Amazônia nos anos de 2009, 2012 e 2014. Estima-se que entre 1991 e 2012 tais eventos afetaram cerca de 96,2 milhões de brasileiros (CEPED/USFC, 2012). Ademais, também foi constatado o aumento da precipitação máxima diária anual em localidades de São Paulo, Espírito Santo, Paraíba, bem como na cidade de Curitiba (MARENGO et al., 2004; FOLHES, 2006; PENEREIRO; FERREIRA; GARCIA, 2013; ALMEIDA; CABRAL JÚNIOR, 2014; ULIANA et al., 2014).

No Rio Grande do Sul, em junho de 2014 a região do alto Uruguai gaúcho acumulou aproximadamente 504 mm de chuva em um mês, sendo quase o triplo do valor normalmente esperado. Grande parte deste total (414 mm) ocorreu em um período de oito dias, proporcionando diversos transtornos sociais, econômicos e ambientais não só na região do alto Uruguai, mas ao longo de toda sua calha na divisa entre o Rio Grande do Sul, Santa Catarina e o território argentino. Rodovias federais e estaduais foram interditadas em função dos deslizamentos de terra e rachaduras na pista, ocorreram enchentes e inundações que afetaram um grande contingente populacional e, além da abertura das comportas de diversas hidrelétricas, houve o rompimento de uma barragem (PCH) particular, localizada em Ponte Serrada, no estado de Santa Catarina (SANCHES et al., 2015; BALEN; SANCHES, 2016)

2.5 Equações de chuvas intensas e seu ajuste com base em dados pluviométricos

A caracterização de chuvas intensas é imprescindível ao planejamento e à elaboração de projetos, especialmente de estruturas de contenção de águas, controle da erosão e de enchentes, drenagem do solo, estradas, barragens, entre outros. Neste âmbito, a relação Intensidade-Duração-Frequência (IDF) tem sido uma das ferramentas mais utilizadas na engenharia de recursos hídricos para caracterizar as chuvas intensas (VIEIRA et al., 1991; MELLO et al., 2001).

As relações ou curvas IDF estabelecem a relação entre a intensidade, duração e frequência de ocorrência de um evento em um determinado período de retorno e são expressas por modelos matemáticos (DAMÉ; TEIXEIRA; TERRA, 2008; TUCCI, 2009). O estabelecimento de relações IDF começou na década de 1930 (Sherman 1931; Bernard, 1932) e, desde então, diferentes formas e métodos expressos por equações IDF foram construídos e publicados.

Conforme Tucci (2009), o modelo matemático mais conhecido e amplamente utilizado é o proposto por Chow (1962), expresso pela Equação 1:

$$I_{m,m} = \frac{a \cdot TR^b}{(td + c)^d} \quad (1)$$

Em que $I_{m,m}$ é a intensidade média máxima da chuva (mm.h^{-1}); TR é o tempo de retorno (anos); t_d é o tempo de duração da chuva (minutos); e a , b , c e d são os coeficientes da equação IDF ajustados para o local de cada série de chuva.

Embora as equações IDF possam ser determinadas para um local a partir de dados monitorados por pluviógrafos ou pluviômetros, o ajuste das equações com base em pluviogramas deve ser priorizado sempre que possível, uma vez que trata das lâminas e durações reais da chuva do local estudado, produzindo melhores resultados. No Rio Grande do Sul, o estudo pioneiro em chuvas intensas foi o de Denardin et al. (1980), que utilizou dados pluviográficos para ajustar equações IDF para 14 cidades do estado.

Sabe-se que é preferível utilizar dados advindos de pluviógrafos para o ajuste das equações de chuvas intensas porque estes fornecem uma melhor discretização temporal da chuva, entretanto estas informações são bastante escassas no país. Diante disso, foram desenvolvidas técnicas para utilizar dados pluviométricos para, principalmente, estudos sobre as chuvas intensas que necessitam de dados de chuva mais discretizados ao longo do tempo. Uma técnica bastante consagrada na literatura é a Desagregação de Chuva, que consiste em, a partir das chuvas com duração de um dia (obtidas pelos pluviômetros), estimar chuvas com intervalos de tempo tão pequenos quanto 5 minutos.

Dentre os diversos métodos de desagregação de chuvas existentes, destacam-se o Método de Bell (Bell, 1969), o Método de Chen (Chen, 1983), o Método de Beltrame (Beltrame, 1991) e o Método das Relações de Durações (CETESB, 1979), sendo o último o mais utilizado no Brasil. O Método das Relações de Durações (MRD) é utilizado na estimativa da lâmina de chuva e sua intensidade para diferentes tempos de duração, inferiores a 24 h (PINTO, 1976; TUCCI, 2009; MELLO; SILVA, 2013).

No Brasil, as constantes de desagregação de chuvas intensas foram estabelecidas para alguns locais como Pelotas (TEIXEIRA; DAMÉ; ROSSKOFF, 2011), Manaus (ATP Engenharia, 2010) e Santa Catarina (BACK; HENN; OLIVEIRA, 2011). Entretanto, o estudo clássico sobre desagregação de chuva no Brasil foi o da Companhia Ambiental do Estado de São Paulo (CETESB), com a aplicação do Método das Relações de Durações (CETESB, 1979).

As constantes geradas pela CETESB são amplamente empregadas no Brasil (DAMÉ et al., 2010; GARCIA et al., 2011; SOUZA et al., 2012; ARAGÃO et al., 2013; CALDEIRA et al., 2015; BITTENCOURT SILVA; COUTINHO DE OLIVEIRA, 2017) quando são utilizados dados diários de precipitação para realizar o ajuste das curvas IDF. Elas foram determinadas a partir das curvas de intensidade máxima obtidas por Pfafstetter (1957), que utilizou dados pluviográficos de diversas localidades do Brasil (BACK; POLA, 2016).

Na ausência destas constantes para uma determinada localidade, recomenda-se utilizar as geradas pela CETESB para a cidade de São Paulo. No entanto, embora a metodologia seja difundida, as constantes variam de local para local e, ainda, existem outros estudos que estabeleceram constantes para diversas localidades, indicando que seu uso deve ser cauteloso. Deste modo, Caldeira et al. (2015) analisaram a influência de três conjuntos de constantes de desagregação (propostas por CETESB (1979), Damé et al. (2010) e Back; Henn; Oliveira, (2011)), quando utilizadas no ajuste das curvas IDF no estado do Rio Grande do Sul. Os autores constataram que o melhor ajuste foi obtido pelas constantes da CETESB. Alguns dos principais estudos que utilizaram a Desagregação de Chuva são os de Aragão et al. (2013) para Sergipe, de (CAMPOS et al., 2014, 2017) para o Piauí e Maranhão e de Caldeira (2014), que ajustou equações IDF para 342 locais do estado do RS.

2.6 Modelagem probabilística associada às chuvas intensas

Quando se tem interesse em saber valores de chuva associados a um determinado tempo de retorno, cujas frequências ainda não foram observadas, (ex.: lâmina de chuva que acontecerá uma vez a cada 100 anos), é realizada uma extrapolação dos valores observados para uma dada probabilidade de ocorrência. Este procedimento é comumente realizado mediante o ajuste de modelos probabilísticos (CATALUNHA et al., 2002; MELLO; SILVA, 2013)

Uma distribuição de probabilidade é essencialmente um modelo de descrição probabilística de uma população, entendendo por população o conjunto de todos os valores de uma variável aleatória, como a chuva. As variáveis aleatórias contínuas (como a PMDA) têm suas distribuições de probabilidade simples, apresentadas na forma de Função Densidade de

Probabilidade (FDP). Ao ajustar uma distribuição de probabilidade à série de dados, ao invés de ser estabelecida a probabilidade de ocorrência da variável em determinado intervalo de tempo, é estabelecida uma função que, integrada em dado intervalo determina a probabilidade de ocorrência do evento naquele intervalo de tempo (VALVERDE et al., 2004; TUCCI, 2009).

Isto significa que a aplicação de modelos de distribuição de probabilidade promove o entendimento da variável que está sendo analisada naquele local, do ponto de vista do seu comportamento ao longo do tempo, e possibilita a estimativa de valores que ainda não ocorreram com uma determinada probabilidade de ocorrência associada a este valor. Por exemplo, pode-se determinar qual a quantidade de chuva e a probabilidade de ocorrência desse evento, com duração de 30 minutos e tempo de retorno de 50 anos.

Existem diversos modelos de distribuição de probabilidade aplicáveis a variáveis aleatórias contínuas como à PMDA. Dentre as mais utilizadas nos estudos e projetos destacam-se (NAGHETTINI e PINTO, 2007; MELLO e SILVA, 2013):

- Distribuição Normal ou de Gauss: adequada para séries associadas a totais, especialmente, os anuais (ex.: precipitação total anual e vazões médias anuais);
- Distribuição Log-Normal com 2 e 3 parâmetros: aplicável tanto a valores totais mensais, quinzenais e decenais, os quais são aplicados ao estudo da precipitação provável, quanto a séries de valores máximos ou mínimos;
- Distribuição de Gumbel para máximos (ou Assintótica de Valores Máximos Extremos do tipo I): adequada para série de valores extremos máximos (ex.: máximos diários de precipitação ou vazão);
- Distribuição de Gumbel para mínimos (ou Assintótica de Valores Mínimos Extremos do Tipo I): adequada para valores mínimos extremos (série de valores mínimos de vazão);
- Distribuição de Extremos de Fréchet ou Log-Gumbel: aplicação voltada para séries históricas de valores extremos máximos, especialmente vazões máximas;

- Distribuição Generalizada de Valores Extremos (GEV): distribuição que engloba as distribuições de extremos Tipo I (Gumbel), Tipo II (Fréchet) e Tipo III (Weibull);
- Distribuição Gama com 2 ou 3 parâmetros: aplicável para estimativa da precipitação provável e séries históricas de valores extremos.

Para o ajuste de valores extremos máximos, como a PMDA, Naghettini e Pinto (2007) recomendam as distribuições Log-Normal a 2 e 3 parâmetros, a Gumbel, Fréchet, GEV e Pearson Tipo III. Beskow et al. (2015) mencionaram que as distribuições mais simples, como a Log-Normal a 2 e 3 parâmetros e a Gumbel têm sido comumente empregadas em estudos no Brasil (BACK et al., 2011; SOUZA et al., 2012; MELLO; VIOLA, 2013; CALDEIRA et al., 2015).

No entanto, diversos estudos relacionados às chuvas intensas têm avaliado outras distribuições como a Gama (FRANCO et al., 2014), a Kappa (NORBIATO et al., 2007; AHMAD et al., 2013), a Wakeby (BLAIN; MESCHIATTI, 2014) e a Pareto (HAILEGEORGIS; THOROLFSSON; ALFREDSEN, 2013; RAHMAN; ASLAM; ALI, 2013), que são distribuições multiparamétricas que geralmente representam melhor a variável chuva.

2.7 Tendência e variabilidade temporal em séries hidrológicas

Como os modelos de distribuição de probabilidade são empregados para estimar valores futuros baseados nos eventos de chuva que já ocorreram, pressupõem-se que a série a qual o modelo será ajustado é estacionária. Uma série estacionária é aquela na qual suas características estatísticas (média, variância, etc.) não mudam significativamente ao longo do tempo. Suas observações ocorrem aleatoriamente e sem tendência (DIGGLE, 1992).

Aplicando este conceito às séries temporais de chuva, significa analisar se existe uma tendência de aumento ou diminuição do valor da variável ao longo do tempo. Uma vez que os modelos pressupõem esta premissa, foram desenvolvidas metodologias que possibilitam a identificação desta característica das séries temporais por meio de testes estatísticos paramétricos e não-paramétricos.

Conforme Reis e Ribeiro Júnior (2007), nos testes paramétricos os valores da variável estudada devem ter distribuição normal ou aproximadamente normal,

entretanto diversos estudos no Brasil e no mundo tem comprovado como as séries de chuva são melhor explicadas por outras distribuições que não a normal, como a Gumbel, GEV, Kappa, entre outras. Desta forma, quando se deseja identificar a estacionariedade de uma série de chuva, recomenda-se (OMM, 1996; ZHANG; LU, 2009) que sejam empregados testes estatísticos não-paramétricos.

Os testes não-paramétricos são aqueles que não dependem de parâmetros da população (como a média, desvio padrão, etc) e nem da distribuição de probabilidade dos dados. Também são ditos superiores aos paramétricos por considerarem os dados de maneira sequencial como se encontram na série histórica, ao contrário dos paramétricos que ordenam os dados. Além disso, os testes não-paramétricos são mais resistentes a falhas e mudanças abruptas nos dados (ZHANG et al., 2009; GAMA, 2012).

Atualmente, existe uma gama de testes não-paramétricos bastante utilizados como o teste de Wilcoxon, de Mann-Whitney, de Friedman, de Mann-Kendall, Theil-Sen, Pettitt, entre outros, que podem aplicados à análise de tendência de uma série histórica.

Além disso, a variabilidade temporal das séries históricas de chuva também deve ser investigada, tendo em vista que, segundo Sobral et al. (2018) e outros autores, a variabilidade espaço-temporal da chuva tem sido apontada como facilitadora de problemas socioeconômicos e ambientais relacionados a distribuição da chuva, principalmente nos últimos anos diante dos efeitos das mudanças climáticas nos processos hidrológicos (IPCC, 2014).

Assim, foram propostas diversas metodologias para a realização desta análise em séries hidrológicas, como utilizando-se estatísticas simples como o coeficiente de variação (CV) ou médias móveis, mas ainda por meio da aplicação de índices climáticos para análise das anomalias e de sua distribuição ao longo do ano.

2.8 Estimativa de variáveis hidrometeorológicas empregando métodos de interpolação geoestatística

2.8.1 Interpolação espacial

Conforme mencionado anteriormente, a abrangência do monitoramento hidrológico no Brasil ainda não é satisfatória e vem acarretando algumas dificuldades na execução de estudos e projetos que necessitem de variáveis hidrometeorológicas com uma discretização espacial adequada aos propósitos. Assim, com o advento dos recursos computacionais, diversas técnicas vêm sendo desenvolvidas e utilizadas visando a estimativa de variáveis em locais sem monitoramento, como a interpolação espacial (BURROUGH; McDONNELL, 1998; HUISMAN; BY, 2009).

De acordo com Yamamoto e Landim (2013), interpolação é o processo de reprodução das características de um fenômeno espacial baseado em dados amostrais. Atualmente, existem diversos métodos de interpolação espacial de variáveis e, dentre as suas classificações, destaca-se a que os divide entre os métodos baseados em interpoladores determinísticos e interpoladores estocásticos.

Os interpoladores determinísticos são aqueles que pressupõem que em cada localização existe apenas um valor associado, ou seja, uma variável determinística. Além disso, consideram apenas relações baseadas na distância entre as amostras e não na possível estrutura de dependência espacial dos dados (COSTA, 2015), e não fornecem informação sobre as incertezas da estimativa. Alguns exemplos de interpoladores determinísticos são os Polígonos de Thiessen, *Spline* e Inverso da Distância Ponderada (IDP) (*Inverse Distance Weighting - IDW*).

O IDP, que é uma das técnicas mais utilizadas no Brasil, é um interpolador determinístico que consiste em uma média ponderada pelo inverso da distância dos valores amostrados dentro de uma vizinhança, que é usada para estimar o valor da variável de interesse em local não amostrado (MELLO; SILVA, 2013). No entanto, segundo Felgueiras (2001), métodos como este possuem limitações na representação da variabilidade espacial de dados distribuídos irregularmente. Ainda, Mello e Silva (2013) destacam que o interpolador IDP apresenta alguns problemas estatísticos como o fato de ser fortemente influenciado por algumas observações locais e poder ser tendencioso.

Já os interpoladores estocásticos pressupõem que cada local está associado à uma variável aleatória, que tem uma dada distribuição de probabilidade. Os mesmos incorporam critérios estatísticos na determinação dos

pesos que são atribuídos aos valores amostrais utilizados na estimativa da variável para os locais não amostrados, e, como se baseiam no conceito de variável aleatória e fazem uso da teoria das probabilidades, permitem também a avaliação da incerteza de tal estimativa (COSTA, 2015).

São interpoladores estocásticos os geoestatísticos da família da Krigagem como a Krigagem Ordinária, Krigagem com Deriva Externa, Cokrigagem Ordinária, entre outros (YAMAMOTO; LANDIM, 2013; BORGES et al., 2016; GUPTA et al., 2017). Alguns estudos no Brasil que empregaram tais interpoladores para estimar variáveis hidrometeorológicas para locais não monitorados são o de Mello et al. (2003), Cunha et al. (2013), Mello; Oliveira (2016), Souza et al. (2016), Almeida (2017) e Batista et al. (2018).

2.8.2 Interpolação espacial geoestatística

Krige (1951) quando trabalhava com dados de concentração de ouro, concluiu que apenas a informação fornecida pela variância dos seus dados amostrais seria insuficiente para explicar a variação espacial do fenômeno em estudo, e, deste modo, seria preciso considerar também a distância entre as observações.

Assim, surgiu o conceito da geoestatística, que segundo Matheron (1962), é a área da estatística na qual há o desenvolvimento e a aplicação de modelos que representam fenômenos naturais - cujos atributos variam também em função da localização da amostra no espaço – representado por uma ou mais variáveis, denominadas "variáveis regionalizadas" (JOURNEL; HUIJBREGTS, 1978).

Conforme Burrough (1987), a teoria das variáveis regionalizadas pressupõe que a variação de uma variável pode ser expressa pela soma de três componentes: uma componente estrutural, associada a um valor médio constante ou a uma tendência constante; uma componente aleatória, espacialmente correlacionada; e um ruído aleatório ou erro residual.

Além disso, outro princípio básico da geoestatística é o baseado no conceito de dependência espacial e no entendimento de que as amostras no espaço não representam um único valor, mas sim uma distribuição de probabilidade de ocorrência de valores (YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

2.8.3 Continuidade espacial e modelagem da estrutura de variabilidade de uma variável regionalizada

A preocupação com a dependência espacial de observações realizadas de uma determinada variável é bastante antiga, com trabalhos científicos datados do início do século 20 (GUIMARÃES, 2004). Com o passar do tempo, estudiosos concluíram que para compreender a variabilidade espacial de uma variável aleatória, é preciso considerar a possibilidade de que os valores da variável podem estar relacionados com valores adjacentes situados a uma determinada distância, e supor que a similaridade é tanto maior quanto menor for a distância entre as amostras (YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

Assim, segundo Soares (2000), surge a noção do variograma como uma das ferramentas geoestatísticas de medida da continuidade espacial de fenômenos naturais representados por variáveis. Para o autor, estas medidas desempenham um papel crucial na metodologia geoestatística, pois caracterizam e quantificam o modo como se dispersam espacialmente os valores da variável em estudo.

As funções mais utilizadas em geoestatística para a determinação da continuidade espacial de variáveis são a função correlação - que origina o correlograma, e a função semivariância - que origina o semivariograma experimental (GUIMARÃES, 2004).

Na análise da autocorrelação espacial, a variável que apresenta um certo grau de correlação na distribuição espacial de seus valores pode ser considerada uma variável regionalizada. Além disso, a função autocorrelação é adimensional, variando entre -1 e 1, o que permite realizar comparações e inferir sobre o grau de correlação da mesma (GUIMARÃES, 2004; LIMA, 2006).

Já a função semivariância pode ser entendida como uma medida de dissimilaridade (GUIMARÃES, 2004; MARCUZZO; ANDRADE; MELO, 2011), contrariamente a correlação. Segundo Clark (2001), sua análise resulta na ferramenta denominada semivariograma, que representa graficamente os valores da semivariância em função da distância.

Assim, para um conjunto de valores $Z(x_i)$ e $Z(x_{i+h})$, separados pela distância h , a função semivariância é definida pela equação 2 (Soares, 2000):

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [z(x_i) - z(x_i + h)]^2 \quad (2)$$

Em que $\gamma(h)$ é a semivariância estimada para os locais com dados, separados pela distância h ; e $N(h)$ é o número de pares $z(x_i)$ e $z(x_i + h)$ separados pela distância h .

Analizando a expressão da função semivariância, denota-se que quanto mais próximos estiverem os pontos amostrados, maior será a semelhança entre os valores e, portanto, menor a semivariância; já quanto mais distantes estiverem os pontos amostrados menor será a semelhança e, conseqüentemente, maior será a semivariância. Em teoria, para a distância $h=0$, a semivariância é igual a 0 e, a semivariância $\gamma(h)$ cresce com o incremento de h , até atingir um valor constante para $\gamma(h)$ que corresponde às variações aleatórias, ou seja, variações que não são justificadas pela semelhança de um ponto com outro (GUIMARÃES, 2004).

Além de informar sobre a estrutura de dependência espacial da variável a ser interpolada, o semivariograma também fornece indícios sobre o comportamento de variabilidade espacial da variável. Segundo Carvalho et al. (2009), semivariogramas que crescem mais devagar a partir da origem representam fenômenos com variabilidade espacial mais suavizada do que aqueles que apresentam comportamento linear próximo à origem.

Outro tipo de semivariograma empregado no estudo da continuidade espacial de variáveis regionalizadas, quando se utilizam variáveis secundárias correlacionadas à primária, é o semivariograma cruzado, que, segundo Matheron (1965), é uma generalização natural do semivariograma experimental (equação 3) que pode ser definido como:

$$\gamma_{12}(h) = \frac{1}{2N(h)} \left\{ \sum_{i=1}^{N(h)} [z_1(x_i) - z_1(x_i + h)] * [z_2(x_i) - z_2(x_i + h)] \right\} \quad (3)$$

Na natureza, a continuidade ou dependência espacial de uma variável pode ser maior ou menor em uma determinada direção. Com isso, a variabilidade

da variável em estudo depende não apenas do valor e da distância entre as amostras, mas também da direção em que a análise está sendo realizada.

Assim, quando o semivariograma é idêntico para qualquer direção de h , é chamado de semivariograma isotrópico, ou seja, a continuidade espacial do fenômeno em estudo não se altera com as direções (Figura 3a). Quando o semivariograma apresenta um comportamento diferente dependendo da direção de h analisada, ele é denominado semivariograma anisotrópico (Figura 3b) (GUIMARÃES, 2004; YAMAMOTO; LANDIM, 2013). As principais direções de h que são geralmente analisadas são 0° , 45° , 90° e 135° em relação ao norte, porém podem ser analisadas mais direções (de $22,5^\circ$ em $22,5^\circ$, por exemplo).

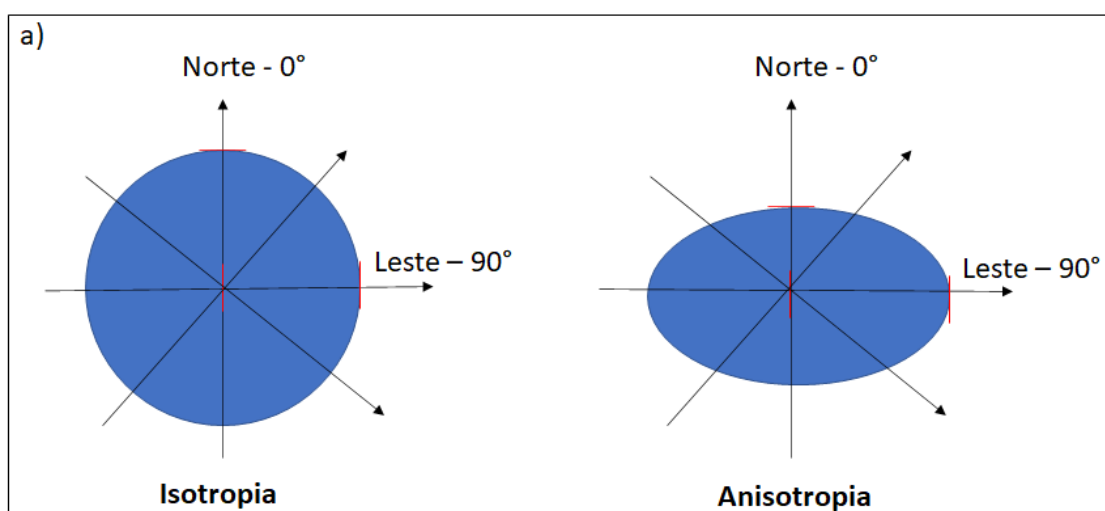


Figura 3 - Ilustração de fenômenos isotrópicos (a) e anisotrópicos (b). Fonte: autoria própria.

Segundo Santos et al. (2011), a obtenção e a localização dos valores da variável é outro fator importante para a estimação geoestatística, tendo em vista que a partir destes dados são construídos os semivariogramas. A obtenção dos valores da variável a ser interpolada, bem como da variável secundária (caso exista) pode ser realizada em malhas regulares ou irregulares, porém, o tamanho do conjunto de dados não é consenso entre autores, sendo que a facilidade de obtenção dos dados é uma característica que influencia neste processo (GUIMARÃES, 2004).

Segundo Wackernagel (2003), existem três configurações espaciais possíveis quando na presença de variáveis primária e secundária: isotopia, heterotopia parcial e heterotopia total:

a) *Isotopia* – as variáveis primária e secundária são conhecidas em todos os pontos amostrados. Esta é a melhor condição para o cálculo do variograma cruzado;

b) *Heterotopia total* – o ponto amostral em que a variável primária foi medida obrigatoriamente não terá as secundárias e vice-versa. Assim, o variograma cruzado não pode ser calculado diretamente, sendo necessário utilizar metodologias como a do pseudovariograma cruzado (CLARK, 2001; MYERS, 1991);

c) *Heterotopia parcial* – Nesta configuração, existem pontos amostrais nos quais as variáveis primária e secundária foram medidas, mas também existem pontos onde apenas a variável primária foi medida e pontos onde apenas a secundária foi medida. Segundo Olea (1999), é com esta configuração que o método de Cokrigagem pode apresentar seu melhor resultado, uma vez que a contribuição da variável secundária na estimativa não será sobreposta pela informação primária.

Outro aspecto da geoestatística que é influenciado pela localização dos valores observados da variável na área de estudo é o efeito de borda. Conforme Harzheim e Warnecke (2010), no efeito de borda a acurácia do modelo decresce na borda da área de interesse devido aos pontos com os valores observados da variável nesse local não estarem rodeados de outros pontos vizinhos para serem utilizados na estimativa. Além disso, Walvoort, Brus e Gruijter (2010) mencionam que esse efeito é intensificado quando a área de estudo tem formato irregular e quando a variável em estudo não permite que seja realizada uma amostragem ou aquisição dos dados observados em malha regular. Deste modo, Harzheim e Warnecke (2010) sugerem coletar pontos amostrais locais fora da área de estudo, porém em seu entorno, para minimizar o efeito de borda.

Após a construção do semivariograma experimental, é necessário ajustar um modelo teórico aos valores, representado por uma função matemática, afim de modelar e representar a estrutura de variabilidade espacial da variável em estudo. É importante que o modelo ajustado represente a tendência de $\gamma(h)$ em relação a h para que assim, as estimativas sejam mais exatas confiáveis (CAMARGO; FELGUEIRAS; MONTEIRO, 2001).

A Figura 4 ilustra um semivariograma experimental (pontos) e um modelo teórico (linha), bem como seus respectivos parâmetros de ajustes (Teixeira e Scalón, 2013):

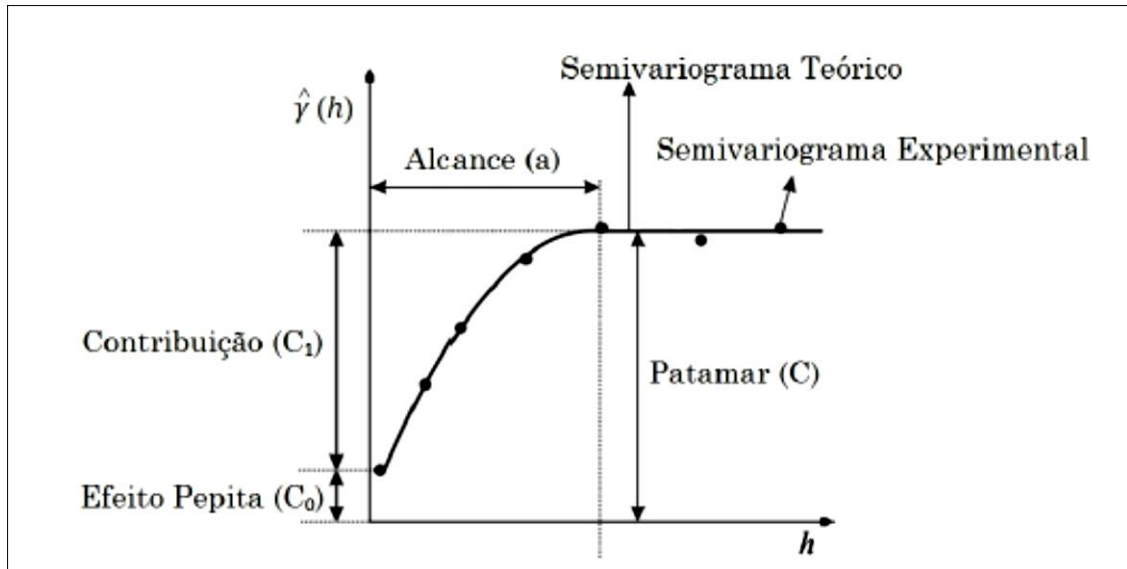


Figura 4 - Ilustração dos semivariogramas experimental e teórico, e seus respectivos parâmetros. Fonte: Teixeira e Scalón (2013).

Os quatro parâmetros do semivariograma são o alcance, o patamar, o efeito pepita e a contribuição (JOURNEL; HUIJBREGTS, 1978; ISAAKS; SRIVASTAVA, 1989):

- Alcance (a): distância dentro do qual os dados observados são correlacionados espacialmente;
- Patamar (C): valor de semivariância no qual o semivariograma se estabiliza. Em teoria, para o ajuste do semivariograma este parâmetro pode ser considerado como sendo igual a variância dos dados da variável que está sendo modelada - considera-se que a partir deste valor não há mais dependência espacial entre os dados;
- Efeito Pepita (C_0): é o erro ou incerteza associado às distâncias inferiores a menor distância entre os dados observados;
- Contribuição (C_1): é o valor da variância estrutural da variável em estudo.

Teoricamente, a semivariância $\gamma(0)$ é igual a 0 para $h = 0$, no entanto, quando se trabalha com dados reais, geralmente para $h = 0$ a semivariância $\gamma(0)$

difere de zero. Ainda, se o semivariograma for constante e igual ao patamar para qualquer valor de h , tem-se o efeito pepita puro, que indica a ausência total de dependência espacial, ou ainda, será manifestada à distância menor do que o menor espaçamento entre amostras.

Dentre os modelos, destacam-se os com patamar, que normalmente são os que a variável em estudo apresenta a estacionariedade de segunda ordem. O semivariograma é incrementado à medida que aumenta a distância entre as amostras, até atingir o patamar (C) (“*sill*”), onde se estabiliza (ISAAKS; SRIVASTAVA, 1989).

Embora existam vários modelos teóricos com patamar, alguns são os que mais comumente utilizados por serem positivamente definidos e poderem explicar a variabilidade da grande maioria dos fenômenos espaciais (Yamamoto e Landim, 2013):

- Esférico: Trata-se de um dos modelos mais utilizados em geoestatística, sendo função dos parâmetros “patamar” e “alcance” h (sendo $h = a$). O modelo esférico é dado pela seguinte função:

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C_1 \left[1,5 \left(\frac{h}{a} \right) - 0,5 \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right] & \text{para } 0 \leq h \leq a \\ C & \text{para } h > a \end{cases} \quad (4)$$

- Exponencial: Este modelo é função dos mesmos dois parâmetros do modelo esférico, porém na região próxima a origem do gráfico, seu crescimento é mais rápido e é dado pela seguinte função:

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[1 - e^{-3 \left(\frac{h}{a} \right)} \right] \quad \text{para } 0 \leq h \leq a \quad (5)$$

No modelo exponencial, o alcance é a distância em que o modelo tinge 95% do patamar: $\gamma(h) = 0.95C$

- Gaussiano: diferente dos dois modelos supracitados, que tem um crescimento rápido junto a origem e denunciam um comportamento típico de fenômenos com alta variabilidade, os variogramas ajustáveis pelo modelo gaussiano são característicos de fenômenos mais regulares e contínuos, que crescem lentamente $\gamma(h)$ e apresentando um comportamento parabólico na origem. O modelo gaussiano é dado pela seguinte função:

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[1 - \exp\left(\frac{-3h^2}{a^2}\right) \right] \quad \text{para } 0 \leq h \leq a \quad (6)$$

Conforme Carvalho et al. (2009), os métodos para ajuste dos parâmetros consistem no método da máxima verossimilhança e o método dos mínimos quadrados ordinários e a análise do modelo ajustado pode ser feita considerando o coeficiente de determinação (R^2), a soma de quadrados de resíduos (RSS – *Residual Sum of Squares*) e o Grau de Dependência Espacial (GDE).

2.8.4 Estimativas e Coestimativas geoestatísticas

Segundo Yamamoto e Landim (2013), a estimativa geoestatística tem por objetivo a modelagem do fenômeno espacial em estudo, ou seja, caracterizar a sua estrutura de variabilidade espacial representada por uma variável, denotada como “variável primária”.

Ainda, ao estudar um fenômeno espacial, mais de uma variável pode possuir relação com a variável primária nas mesmas localizações e em mais pontos. As variáveis secundárias podem estar subamostradas ou superamostradas no espaço analisado, no entanto, se as mesmas apresentarem correlação com a variável primária, é possível investigar sua utilização na interpolação geoestatística para obter-se melhores estimativas da variável primária (ISAACKS; SRIVASTAVA, 1989; YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

Com isso, segundo Olea (1999), a existência de duas ou mais variáveis regionalizadas sobre um mesmo campo aleatório denomina-se correionalização e, para estas situações, existe um conjunto de ferramentas

para obter-se uma coestimativa, como os métodos conhecidos genericamente como Cokrigagem.

2.8.4.1 Krigagem Ordinária

Conforme Isaaks e Srivastava (1989), dentre os diversos métodos de interpolação geoestatísticos, a Krigagem Ordinária é vista como o melhor estimador linear não-tendencioso. A Krigagem Ordinária é um método local de estimativa, portanto, a estimativa de um valor em um local não amostrado é resultado da combinação linear dos valores amostrados na sua vizinhança. Além disso, é o método que tem sido mais utilizado devido a simplicidade e resultados que proporciona (YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

Estudos vem sendo conduzidos em diversas áreas utilizando Krigagem Ordinária. Arslan (2012) mapearam a salinidade da água subterrânea em uma região da Turquia, utilizando Krigagem Ordinária e Krigagem Indicadora. Teixeira et al. (2013) utilizaram Krigagem Ordinária para a predição da variabilidade espacial da emissão de CO₂ em uma plantação de cana-de-açúcar. Cunha et al. (2013) interpolaram a precipitação pluvial em diversas escalas temporais utilizando a Krigagem Ordinária e a Cokrigagem Ordinária. Mello e Oliveira (2016) utilizaram Krigagem Ordinária e Cokrigagem Ordinária no estudo da precipitação média da cidade de Joinville no estado de Santa Catarina. Almeida (2017) utilizou a Krigagem Ordinária e Cokrigagem Ordinária, dentre outros interpoladores geoestatísticos e determinísticos, na estimativa dos parâmetros da equação IDF para os estados de Minas Gerais, Espírito Santo e Rio de Janeiro.

Para a aplicação da Krigagem Ordinária, assume-se que sejam conhecidas as realizações $Z(x_1), Z(x_2), \dots, Z(x_n)$ da variável $Z(x_i)$, nos locais $x_1, x_2, \dots, x_n$; $i = 1, 2, \dots, n$, que o semivariograma da variável já tenha sido determinado e que o interesse seja estimar um valor z^* na posição x_0 . O valor estimado $z^*(x_0)$ é dado pela Equação 7:

$$z^*(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i z(x_i) \quad (7)$$

em que n é o número de vizinhos de $z(x_i)$ envolvidos na estimativa de $z^*(x_0)$, e λ_i são os pesos associados a cada valor amostrado. Se existe a dependência espacial, os pesos λ_i são variáveis de acordo com a distância entre o ponto a ser estimado $z^*(x_0)$ e os valores $z(x_i)$ envolvidos nas estimativas. Do contrário, então: $\lambda_i = (1/n)$ e, portanto, temos a média aritmética simples.

A melhor estimativa de $z^*(x_0)$ é obtida quando:

- O estimador é não-tendencioso

$$E[z^*(X_0)] - E[z(x_0)] = 0 \quad (8)$$

- A variância da estimativa é mínima

$$\text{Var} \{E[z^*(X_0)] - E[z(x_0)]\} = \text{mínima} \quad (9)$$

Para que z^* seja uma estimativa não tendenciosa, deve-se assegurar que a soma dos pesos das amostras seja 1:

$$\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \quad (10)$$

Para encontrar os pesos ótimos, deve-se minimizar a variância (equação 9) do erro da estimativa sob a condição de restrição (equação 10). Para isto, é introduzido o multiplicador de Lagrange (μ) nas equações do sistema de Krigagem resultante:

$$\left\{ \begin{array}{l} \sum_{i=1}^n \lambda_i \gamma(x_i - x_j) - \mu = \gamma(x_j - x_0) \quad j = 1, \dots, n \\ \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \end{array} \right. \quad (11)$$

Em que os ponderadores são $\{\lambda_i, i=1,n\}$, a semivariância $\gamma(h)$ é estimada pelo modelo teórico de semivariância, x_i e x_j representam os pontos vizinhos ao local a ser estimado e μ é o multiplicador de Lagrange.

Em termos matriciais, o sistema de equações lineares da krigagem ordinária pode ser representado da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} \gamma(x_1, x_1) & \gamma(x_1, x_2) & \cdots & \gamma(x_1, x_n) & 1 \\ \gamma(x_2, x_1) & \gamma(x_2, x_2) & \cdots & \gamma(x_2, x_n) & 1 \\ \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots \\ \gamma(x_n, x_1) & \gamma(x_n, x_2) & \cdots & \gamma(x_n, x_n) & 1 \\ 1 & 1 & & 1 & 0 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \vdots \\ \lambda_n \\ \mu \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma(x_0 - x_1) \\ \gamma(x_0 - x_2) \\ \vdots \\ \gamma(x_0 - x_n) \\ 1 \end{bmatrix} \quad (12)$$

Além disso, a variância da krigagem associada a estimativa pode ser expressa em função do semivariograma pela seguinte equação:

$$\sigma_{KO}^2 = \sum_i^n \lambda_i \gamma(x_0 - x_i) + \mu \quad (13)$$

Em que σ_{KO}^2 é a variância da Krigagem e $\lambda_i \gamma(x_0 - x_i)$ é a variância espacial entre a vizinhança e o local estimado.

2.8.4.2 Cokrigagem Ordinária – *Full Cokriging*

A Cokrigagem é considerada uma extensão multivariada do método da Krigagem, na qual para cada local a receber uma estimativa da variável primária, pode ser utilizada uma variável secundária.

Segundo Yamamoto e Landim (2013), este método é mais comumente utilizado quando o número de observações de uma variável primária é quantitativamente insuficiente e tem-se por objetivo melhorar a sua estimativa. Isso pode ser feito utilizando-se da correlação da variável primária com uma variável secundária igual ou mais densamente disponível que a anterior. Além disso, ela também é utilizada quando a variável primária possui baixa

autocorrelação espacial e as variáveis secundárias uma alta autocorrelação (LANDIM, 2000).

A Cokrigagem vem sendo utilizada em estudos de diversas áreas: Silva, Zimback e Oliveira (2010) estimaram a evapotranspiração em Campinas, São Paulo, utilizando Cokrigagem Ordinária; Quartezeni et al. (2011) estimaram a produtividade do café *conilon* utilizando Cokrigagem Ordinária; Wang, Zhang e Li (2013) utilizaram a Cokrigagem Ordinária para realizar mapas de predição de nitrogênio total no solo em escala regional, na China; Delbari, Afrasiab e Jahani (2013) empregaram a Cokrigagem para interpolar a chuva total mensal e anual na região noroeste do Iran; e Gundogdu (2017) estimou a chuva média mensal e anual na Turquia, utilizando, dentre outros métodos, Cokrigagem Ordinária. Em todos os estudos, a Cokrigagem foi indicada como o método que produziu os menores erros.

Na Cokrigagem Ordinária, a estimativa da variável primária é resultado da combinação linear de pesos das variáveis utilizadas (uma ou mais variáveis secundárias) e é dada pela equação 14:

$$z_{CKO}^*(x_0) = \sum_{p=1}^N \sum_{i=1}^{n_p} \lambda_i^p z_p(x_1) \quad (14)$$

em que p_o é uma variável específica de um conjunto de N variáveis, o índice n_p é o número de amostras e é função do índice p das variáveis. Conforme Wackernagel (2003), no arcabouço da hipótese intrínseca conjunta, a Cokrigagem Ordinária estima uma variável de um conjunto de N variáveis com base em um erro de estimativa que seria nulo, em média. Além disso, esta condição é satisfeita pela seleção de pesos cuja soma seja 1 para a variável de interesse e 0 para a variável secundária.

De acordo com Landim (2000), as equações da Cokrigagem são formuladas na suposição que as variáveis primária e secundária apresentam covariâncias com matriz positiva definitiva, para ser considerada uma matriz de covariância-cruzada válida. Uma maneira simples para a obtenção dessa matriz é utilizar o “modelo linear de correogionalização”, também conhecido como “*Full Cokriging*” ou ainda, chamado de “a verdadeira Cokrigagem” pois para empregá-

lo faz-se necessário o semivariograma cruzado. Além disso, todos os modelos de semivariogramas (diretos e cruzados) são expressos como combinações lineares das mesmas estruturas básicas.

O modelo linear de correogionalização (MLC) é o método de ajuste dos semivariogramas cruzados entre duas variáveis regionalizadas, de modo que a variância de qualquer combinação linear possível entre variáveis seja sempre positiva. Esta combinação utiliza as mesmas estruturas dos semivariogramas cruzados, mantendo o mesmo valor para o alcance (ISAAKS; SRIVASTAVA, 1989).

Os semivariogramas cruzados tem como objetivo descrever a variação espacial simultânea de duas variáveis aleatórias. É comum encontrar, na natureza, variáveis que estão fortemente associadas entre si (GUIMARÃES, 2004). A função do semivariograma cruzado é dada por:

$$\gamma_{1,2}(h) = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^n \{ [z_1(x_i) - z_1(x_i + h)] * [z_2(x_i) - z_2(x_i + h)] \} \quad (15)$$

onde $\gamma_{1,2}(h)$ é o semivariograma cruzado entre a variável primária e a secundária; $z_1(x_i)$ é o valor da variável primária no ponto x_i ; $z_1(x_i + h)$ é o valor da variável primária no ponto x_i adicionado de uma distância h ; $z_2(x_i)$ é o valor da variável secundária no ponto x_i ; $z_2(x_i + h)$ é o valor da variável secundária no ponto x_i adicionado de uma distância h ; n é o número de pares de pontos formados para uma dada distância h .

Ao contrário do semivariograma, não é teoricamente esperado que o valor do semivariograma cruzado para $h=0$, deva ser zero. Assim, além das variações da variável em distâncias menores do que a menor distância amostrada, o efeito pepita conterà também a falta de correlação entre as duas variáveis. O alcance no semivariograma cruzado representa a distância máxima de dependência espacial entre as variáveis. Já o patamar, se existir, deve aproximar-se do valor da covariância entre as duas variáveis (GUIMARÃES, 2004; YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

Assim como na Krigagem ordinária, para o cálculo da Cokrigagem ordinária deve-se assumir a estacionariedade de segunda ordem e a

ergodicidade dos semivariogramas (ROCHA; YAMAMOTO; FONTELES, 2009). Além disso, a solução do sistema da Cokrigagem produzirá N_1 pesos λ_{1i} e N_2 pesos λ_{2j} e os multiplicadores de Lagrange, μ_1 e μ_2 . O sistema de Cokrigagem da equação (15) pode ser escrito em notação matricial como:

$$[\lambda] = [\gamma]^{-1} * [b] \quad (16)$$

onde $[\gamma]^{-1}$ é o inverso da matriz de coeficientes $[\gamma]$, $[\lambda]$ é a matriz dos pesos procurados, λ_{1i} e λ_{2j} , e $[b]$ é o lado direito da equação 1. Supondo que o número de vizinhos de Z_2 seja $N_2=2$ e, de Z_1 seja $N_1=4$, a matriz $[\gamma]$ será então de tamanho 8×8 e pode ser escrita como:

$$[\gamma] = \begin{bmatrix} \gamma_{11}(x_{11}, x_{11}) & \gamma_{11}(x_{12}, x_{11}) & \gamma_{11}(x_{13}, x_{11}) & \gamma_{11}(x_{14}, x_{11}) & \gamma_{12}(x_{11}, x_{21}) & \gamma_{12}(x_{11}, x_{22}) & 1 & 0 \\ \gamma_{11}(x_{11}, x_{12}) & \gamma_{11}(x_{12}, x_{12}) & \gamma_{11}(x_{13}, x_{12}) & \gamma_{11}(x_{14}, x_{12}) & \gamma_{12}(x_{12}, x_{21}) & \gamma_{12}(x_{12}, x_{22}) & 1 & 0 \\ \gamma_{11}(x_{11}, x_{13}) & \gamma_{11}(x_{12}, x_{13}) & \gamma_{11}(x_{13}, x_{13}) & \gamma_{11}(x_{14}, x_{13}) & \gamma_{12}(x_{13}, x_{21}) & \gamma_{12}(x_{13}, x_{22}) & 1 & 0 \\ \gamma_{12}(x_{11}, x_{14}) & \gamma_{11}(x_{12}, x_{14}) & \gamma_{11}(x_{13}, x_{14}) & \gamma_{11}(x_{14}, x_{14}) & \gamma_{12}(x_{14}, x_{21}) & \gamma_{12}(x_{14}, x_{22}) & 1 & 0 \\ \gamma_{12}(x_{11}, x_{21}) & \gamma_{12}(x_{12}, x_{21}) & \gamma_{12}(x_{13}, x_{21}) & \gamma_{12}(x_{14}, x_{21}) & \gamma_{22}(x_{21}, x_{21}) & \gamma_{22}(x_{21}, x_{22}) & 0 & 1 \\ \gamma_{12}(x_{11}, x_{22}) & \gamma_{12}(x_{12}, x_{22}) & \gamma_{12}(x_{13}, x_{22}) & \gamma_{12}(x_{14}, x_{22}) & \gamma_{22}(x_{22}, x_{21}) & \gamma_{22}(x_{22}, x_{22}) & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix},$$

$$[\lambda] = \begin{bmatrix} \lambda_{11} \\ \lambda_{12} \\ \lambda_{13} \\ \lambda_{14} \\ \lambda_{21} \\ \lambda_{22} \\ \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix}; \quad (17)$$

$$[b] = \begin{bmatrix} \gamma_{12}(x_{11}, x_0) \\ \gamma_{12}(x_{12}, x_0) \\ \gamma_{12}(x_{13}, x_0) \\ \gamma_{12}(x_{14}, x_0) \\ \gamma_{22}(x_{21}, x_0) \\ \gamma_{22}(x_{22}, x_0) \\ 1 \\ 1 \end{bmatrix};$$

3 Materiais e Métodos

Os procedimentos metodológicos para alcançar o objetivo geral deste estudo ocorreu em três etapas, sendo estas: i) a análise de tendência e variabilidade temporal da precipitação pluviométrica no Rio Grande do Sul; ii) a modelagem probabilística da PMDA e ajuste dos coeficientes da equação IDF; iii) e a modelagem da estrutura de variabilidade espacial dos coeficientes da equação IDF, com a posterior interpolação geoestatística para a área de estudo.

3.1 Área de estudo

A área de estudo corresponde ao estado do Rio Grande do Sul, localizado na região sul do Brasil entre as latitudes 27° e 34° Sul e longitudes 49° e 58° Oeste, fazendo fronteira com o estado de Santa Catarina (nordeste), com a Argentina (noroeste), com o Uruguai (sudoeste) e com o oceano Atlântico (leste) (Figura 5). Sua área territorial é de cerca de 282 mil km², que se subdivide em 497 municípios com uma população estimada de aproximadamente 11 milhões de habitantes em 2019 (IBGE, 2019).

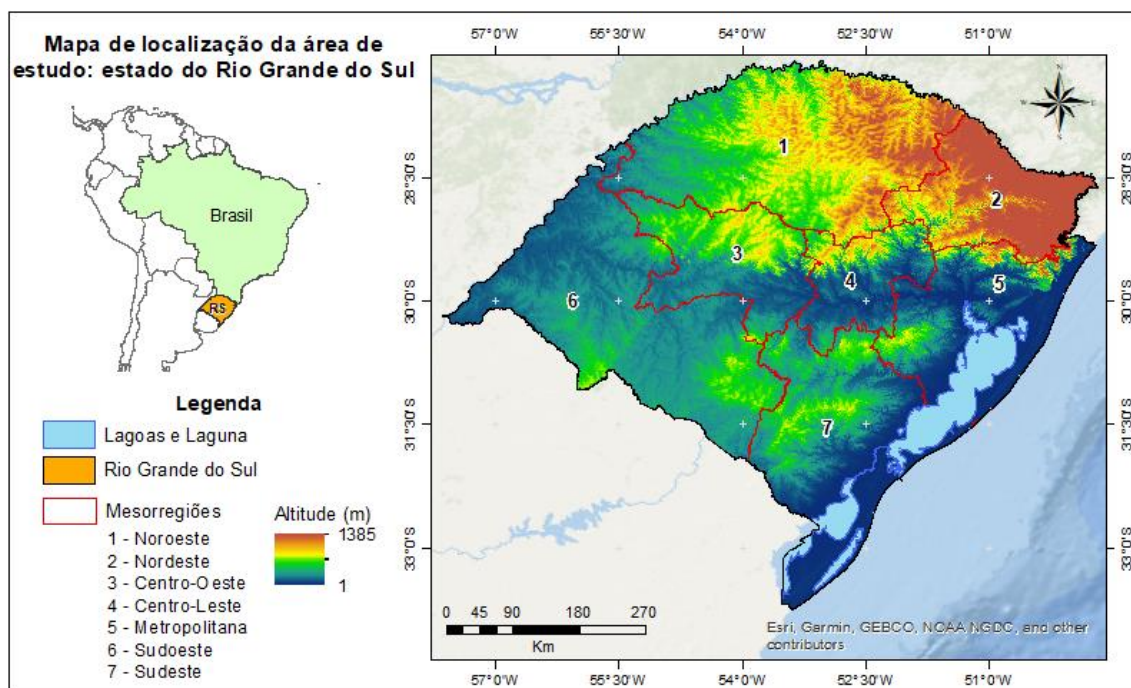


Figura 5 - Área de estudo: Estado do Rio Grande do Sul.

Conforme a classificação climática de Köppen, o estado possui climas dos tipos: Cfa - úmido em todas as estações do ano e com verão quente, e Cfb - superúmido em todas as estações do ano, com verão moderadamente quente (KUINCHTNER; BURIOL, 2001).

A precipitação é bem distribuída ao longo do ano, com acumulados relativamente regulares em todos os meses, haja vista que o estado se localiza em uma faixa de latitudes médias caracterizada por receber sistemas precipitantes tanto de origem tropical quanto extratropical (Satyamurty et al., 1998; Grimm, 2009; Nunes e Pereira, 2017). No entanto, ocorrem alterações no regime da precipitação quando da ocorrência de fenômenos como o La Niña, provocando menos chuva e El Niño - Oscilação Sul (ENOS), um aumento no volume de chuva (MATZENAUER; RADIN; MALUF, 2018).

A vegetação no estado é oriunda de dois importantes biomas brasileiros presentes no Rio Grande do Sul: a Mata Atlântica e o Pampa. O bioma Mata Atlântica corresponde a 37% da área total, concentrando-se na porção nortenordeste do estado. No entanto, o Mapa dos Biomas do Brasil, elaborado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), demonstra que atualmente restam somente 7,5% de áreas remanescentes de Mata Atlântica, e com alto grau de fragmentação em relação à cobertura vegetal original (IBGE, 2020).

Já o bioma Pampa recobre 63% do território e se estende por toda a metade sul e fronteira oeste, porém é considerado o segundo bioma mais ameaçado do país, atrás apenas do bioma Mata Atlântica (SEPLAN, 2019). Sua vegetação é caracterizada por gramíneas, plantas rasteiras e algumas árvores, arbustos e formações florestais não dominantes (ROESCH et al., 2009; KUPLICH; CAPOANE; COSTA, 2018; IBGE 2019). Além disso, em relação ao uso do solo no estado, cerca de 46% é destinado às lavouras temporárias e permanentes (RADIN; SCHÖNHOFEN; TAZZO, 2018).

3.2 Dados hidrológicos

Foram adquiridas, junto ao HidroWeb – Sistema de Informações Hidrológicas da Agência Nacional de Águas e Saneamento Básico (ANA), 570 séries históricas de precipitação total diária. Os estudos hidrológicos realizados no Brasil têm utilizado séries com no mínimo 10 a 15 anos de observações, (Aragão, et al., 2013; Caldeira et al., 2015; Ely e Dubreuil, 2017), pois o monitoramento hidrológico em alguns países como o Brasil, ainda enfrenta alguns obstáculos como a baixa densidade pluviométrica, falhas e a inconsistência dos dados (TEODORO et al., 2014; OLIVEIRA, 2019).

Deste modo, foram constituídas séries históricas das variáveis Precipitação Total Anual (PTA) e Precipitação Máxima Diária Anual (PMDA), considerando os anos com no máximo 30 dias de falha, e de precipitação total mensal (PTM), considerando meses com no máximo 3 dias de falha e apenas anos completos (com 12 meses). Além disso, foram utilizadas apenas séries com no mínimo 20 anos de observação. O processamento das séries pluviométricas foi realizado com o auxílio do software *SYHDA – System of Hydrological Data Acquisition and Analysis* (VARGAS et al., 2019).

Deste processamento, resultaram 281 séries históricas de Precipitação Total Anual (PTA), Precipitação Total Mensal (PTM) e Precipitação Máxima Diária Anual (PMDA), sendo que 271 são oriundas de postos pluviométricos localizados no estado do Rio Grande do Sul e 10 no estado de Santa Catarina, na região da fronteira entre ambos.

A decisão de incluir séries de fora do estado foi no intuito de minimizar o efeito de borda, que pode ocorrer na interpolação espacial de variáveis, como os

coeficientes da IDF. Segundo Rios (2018), o efeito de borda ocorre na região mais externa da área de interesse porque geralmente há pouco ou nenhuma vizinhança, ou seja, pontos com valores da variável, fazendo com que ocorram erros de estimativa maiores nestes locais. Também foram buscadas séries de chuva do Uruguai e Argentina para o mesmo fim, porém não foi possível incluí-las no estudo.

3.3 Tendência e variabilidade temporal da precipitação pluviométrica no Rio Grande do Sul

Apesar de apenas a Precipitação Máxima Diária Anual (PMDA) ser utilizada no estudo das chuvas intensas, foi realizada uma análise da variabilidade e estacionariedade da precipitação pluviométrica, de modo geral, no estado do Rio Grande do Sul.

3.3.1 Análise de tendencia temporal

A verificação da estacionariedade foi conduzida nas séries de PMDA e PTA, empregando dois testes de tendência não-paramétricos: o teste Mann-Kendall (MK) e o teste Sen's Slope (SS).

O teste de MK (Mann, 1945; Kendall, 1975) é amplamente utilizado para detectar tendências temporais significativas em séries hidrometeorológicas (SHAHID, 2010; ZAMANI et al., 2017). Neste teste, cada valor da série é comparado com os valores restantes, sempre em ordem sequencial, sendo contabilizado o número de vezes em que os termos restantes são maiores ou menores do que o valor analisado.

A estatística S do teste MK é calculada pela seguinte equação (Mann, 1945; Kendall, 1975):

$$S = \sum_{i=2}^n \sum_{j=1}^{i-1} \text{sign}(x_j - x_i) \quad (18)$$

Onde:

$$\text{sinal} = \begin{cases} 1 & \text{se } (x_j - x_i) > 0 \\ 0 & \text{se } (x_j - x_i) = 0 \\ -1 & \text{se } (x_j - x_i) < 0 \end{cases} \quad (19)$$

onde S é a estatística S do teste, x_j e x_i são os valores da variável nos tempos j e i, e n é o número de observações da série em estudo.

Quando $n \geq 10$, a estatística S tende à normalidade, com média $E(S) = 0$ e variância de acordo com a equação 20:

$$\text{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^j t_i(t_i-1)(2t_i+5)}{18} \quad (20)$$

A probabilidade associada à S é calculada para quantificar estatisticamente a significância da tendência, utilizando a estatística Z_{MK} :

$$Z_{MKCalc} = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{se } S > 0 \\ 0 & \text{se } S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{se } S < 0 \end{cases} \quad (21)$$

sendo Z a estatística padronizada do teste.

A hipótese de nulidade (H_0) testada é a de que os dados constituem uma amostra aleatória de N valores independentes e identicamente distribuídos, ou seja, não existe tendência temporal na série. Para avaliar a presença de tendência estatisticamente significativa é realizada a comparação do Z_{MKCalc} com o Z tabelado de acordo com o nível de significância (α) adotado para o teste.

A Organização Meteorológica Mundial recomenda o uso do teste de Mann-Kendall (WMO, 2012), podendo ser associado a outros testes, como o Sen's Slope (NALLEY et al., 2013; DA SILVA et al., 2015). O teste Sen's Slope, desenvolvido por Sen (1968), fornece a magnitude da tendência quando esta é estatisticamente significativa na série. Para isso, o teste seleciona dentre as linhas de inclinação formadas por cada par de pontos da amostra àquela que

corresponde a inclinação mediana, indicando se houve ou não tendência e a sua magnitude (Huang et al., 2014):

$$Q_i = \frac{(x_j - x_k)}{j - k} \quad (22)$$

em que $i = 1, 2, \dots, n$; n é o número de pares na série hidrológica da variável, x_j e x_k são os valores da variável nos tempos j e k . A mediana (β) dos valores de Q_i representa a magnitude da tendência e é calculada pelas equações 23 e 24:

$$\beta = \frac{1}{2} \left(\frac{Q_n}{2} + \frac{Q_{n+2}}{2} \right) \text{ se } n \text{ é par} \quad (23)$$

$$\beta = \left(\frac{Q_{n+1}}{2} \right) \text{ se } n \text{ é ímpar} \quad (34)$$

Ambos os testes fornecem informação sobre a presença de tendência e sua magnitude, porém não permitem saber em que momento ao longo do tempo (neste caso, o ano ou mês) em que a mudança na série ocorre. Para este fim foi utilizado o teste de *Pettitt*, que é muito utilizado para verificar a homogeneidade de um conjunto de dados (ASFAW et al., 2018).

O *Pettitt* é um teste de homogeneidade não-paramétrico, proposto por Pettitt (1979), que tem como objetivo identificar um único ponto de mudança na série de dados de uma variável contínua. O teste verifica se duas observações pertencem à mesma população e localiza o ponto (neste caso, o ano) de mudança brusca na média da série.

A estatística U do teste *Pettitt* é dada pela equação (Pettitt, 1979):

$$U_{t,T} = \sum_{i=1}^t \sum_{j=i+1}^T D_{ji} = \begin{cases} -1 & \text{se } (x_j - x_i) > 0 \\ 0 & \text{se } (x_j - x_i) = 0 \\ 1 & \text{se } (x_j - x_i) < 0 \end{cases} \quad (25)$$

onde $U_{t,T}$ é a diferença, em módulo, entre t e T nos tempos i e j , respectivamente. A probabilidade $P(t_0)$ do teste é dada pelo índice Kt_0 , no qual ocorre a maior diferença entre duas observações:

$$Kt_0 = \max |U_{t,T}| \quad (26)$$

$$P(t_0) \cong 2 \exp \left[-6Kt_0 (n^3 + n^2) \right] \quad (27)$$

No teste *Pettitt*, a hipótese de nulidade (H_0) testada é a de que não existe um ponto de mudança brusca significativo na série. Os testes *Mann-Kendal*, *Sen's Slope* e *Pettitt* foram realizados usando o software *RStudio* (R Core Team, 2013). Para todos os testes foi considerado o nível de significância de 5% ($\alpha = 0,05$).

3.3.2 Análise da variabilidade temporal

A variabilidade temporal da chuva foi verificada nas séries estacionárias de PMDA e PTA e nas séries de PTM, empregando o Coeficiente de Variação (CV), o Índice de Anomalias da Precipitação (IAP) e o Índice de Concentração da Precipitação (ICP).

O CV indica a proporção da média representada pelo desvio padrão. O CV foi calculado para as séries de PMDA e PTA e classificado conforme proposto por Hadju et al. (2013): baixo ($CV < 20\%$), moderado ($20\% \leq CV < 30\%$), alto ($30\% \leq CV < 40\%$), muito alto ($40\% \leq CV < 70\%$) e extremamente alto ($CV \geq 70\%$).

O IAP (*RAI – Rainfall Anomaly Index*), proposto por Rooy (1965), permite a identificação dos anos secos e chuvosos em uma série histórica de PTA e tem sido amplamente empregado para avaliar a ocorrência e severidade de secas (WMO, 2012; ALEMU; BAWOKE, 2020). O IAP é calculado pela equação 28:

$$IAP_i = \frac{x_i - \bar{x}}{s} \quad (28)$$

onde IAP_i é o índice de anomalias da precipitação do ano i ; x_i é a precipitação total anual registrada no ano i (mm); $\bar{x}$ é a precipitação total anual média da série

durante o período observado (mm) e s é o desvio padrão da precipitação total anual durante o período observado na série (mm).

Os valores negativos de IAP indicam anos com precipitação abaixo da média, enquanto os positivos indicam anos com precipitação acima da média, quando comparados com a precipitação média do período observado. A classificação do IAP foi realizada conforme proposto por McKee (1993) e apresentada na Tabela 2.

Tabela 2 - Classificação do Índice de Anomalias da Precipitação (IAP) conforme McKee (1993)

IAP	Categoria
Acima de 2	Extremamente úmido
1,5 a 1,99	Muito úmido
1,0 a 1,49	Moderadamente úmido
0,99 a -0,99	Aproximadamente normal à Normal
-1,0 a -1,49	Moderadamente seco
-1,5 a -1,99	Severamente seco
Acima de -2	Extremamente seco

Já o ICP, proposto por Oliver (1980), fornece um entendimento sobre a distribuição temporal da chuva ao longo dos meses ou das estações do ano e pode ser utilizado como um indicador de riscos hidrológicos como secas e inundações (GOCIC et al., 2016). De acordo com De Luis et al. (2011), o ICP é calculado utilizando as séries de PTM e, para sua determinação em escala anual é dado pela seguinte equação:

$$ICP_{anual} = \frac{\sum_{i=1}^{12} P_i^2}{\left(\sum_{i=1}^{12} P_i \right)^2} * 100 \quad (29)$$

onde ICP_{anual} é o Índice de Concentração da Precipitação em escala anual e P_i é a precipitação total do mês i (mm). Em escala sazonal, o $ICP_{sazonal}$ é dado pela equação (GOCIC et al., 2016):

$$ICP_{sazonal} = \frac{\sum_{i=1}^3 P_i^2}{\left(\sum_{i=1}^3 P_i\right)^2} * 25 \quad (30)$$

onde $ICP_{sazonal}$ é o Índice de Concentração da Precipitação em escala sazonal e P_i é a precipitação total do mês i da estação do ano considerada (mm). Para o cálculo do $ICP_{sazonal}$, o verão incluiu os meses de janeiro, fevereiro e março; o outono os meses de abril, maio e junho; o inverno os meses de julho, agosto e setembro; e a primavera os meses de outubro, novembro e dezembro.

Oliver (1980) sugere (para ambas escalas temporais) que valores do $ICP \leq 11$ indicam uma distribuição uniforme da precipitação; $11 < ICP \leq 15$ significa uma moderada concentração da precipitação; $15 < ICP \leq 20$ indicam uma distribuição irregular da precipitação; e valores do $ICP > 20$ representam uma forte irregularidade na distribuição da chuva (alta concentração).

Uma vez definidas quais séries de PMDA são estacionárias, as mesmas foram utilizadas nas próximas etapas até o ajuste dos coeficientes da equação IDF.

3.4 Modelagem probabilística da PMDA

A modelagem probabilística da PMDA foi realizada com o auxílio do software *SYHDA – System of Hydrological Data Acquisition and Analysis* (VARGAS et al., 2019). Foram ajustadas, à cada série de PMDA, as distribuições de probabilidade multiparamétricas mais indicadas para a modelagem de eventos extremos (Naghetini, 2017): Log-Normal a 2 parâmetros (LN 2P), Log-Normal a 3 parâmetros (LN 3P), Gumbel para Máximos, Generalizada de Valores Extremos (GEV) e Kappa.

3.4.1. Distribuição Log-Normal a 2 parâmetros (LN 2P)

A função densidade de probabilidade (FDP) da distribuição Log-Normal a 2 parâmetros, descrita por Naghetini (2017) é dada por:

$$f_x(x) = \frac{1}{x \cdot \sigma_{\ln(x)} \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2} \left[\frac{\ln(x) - \mu_{\ln(x)}}{\sigma_{\ln(x)}} \right]^2} \quad (31)$$

onde x é a PMDA, e $\mu_{\ln(x)}$ e $\sigma_{\ln(x)}$ são os parâmetros da distribuição, estimados através das equações 32 e 33 que representam, respectivamente, a média e o desvio padrão dos dados logaritmizados:

$$\mu_{\ln(x)} = \frac{\sum_{i=1}^N (\ln(x_i))}{N} \quad (32)$$

$$\sigma_{\ln(x)} = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (\ln(x_i) - \mu_{\ln(x)})^2} \quad (33)$$

3.4.2. Distribuição Log-Normal a 3 parâmetros (LN 3P)

Conforme Naghettini (2017), a FDP da distribuição Log-Normal a 3 parâmetros é semelhante à da LN 2P, porém da variável x é deduzido o α , que corresponde ao limite inferior da amostra. Assim, sua FDP é:

$$f(x) = \frac{1}{(x - \alpha) \cdot \sigma_Y \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2} \left[\frac{\ln(x - \alpha) - \mu_Y}{\sigma_Y} \right]^2} \quad (34)$$

$$Y = \ln(x - \alpha) \quad (35)$$

em que x é a PMDA; e μ_Y , σ_Y e α e são os parâmetros da distribuição, estimados pelo Método dos Momentos através das equações 36, 37 e 38:

$$\mu_Y = \ln\left(\frac{S}{\eta Y}\right) - 0,5 \ln(\eta Y^2 + 1) \quad (36)$$

$$\sigma_Y = \sqrt{\ln(\eta Y^2 + 1)} \quad (37)$$

$$\alpha = \bar{X} - \frac{S}{\eta Y} \quad (38)$$

em que $\bar{X}$ e s representam a média e o desvio padrão, respectivamente, da série de dados sem transformação η_Y (equação 39) é função de Φ (equação 40) e estimado através de γ (equação 41) que é calculado com base no coeficiente de assimetria:

$$\eta Y = \frac{\left(1 - \phi^{2/3}\right)}{\phi^{1/3}} \quad (39)$$

$$\Phi = \frac{\left[-\gamma + (\gamma^2 + 4)^{3/2}\right]}{2} \quad (40)$$

$$\gamma = \frac{n}{(n-1)(n-2)} * \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3}{S^3} \quad (41)$$

3.4.3. Distribuição de Gumbel para máximos ou Assintótica de Valores Extremos do Tipo 1

A função densidade da distribuição de Gumbel, apresentada por Mello e Silva (2013), é expressa por:

$$f(x) = \alpha e^{-\alpha(x-\mu)} - e^{-\alpha(x-\mu)} \quad (42)$$

na qual x é a PMDA e α e μ os parâmetros de escala e locação da distribuição de probabilidades, respectivamente, estimados pelo Método dos Momentos-L.

3.4.4. Distribuição Generalizada de Valores Extremos (GEV)

De acordo com Naghettini (2017), a distribuição GEV apresenta a seguinte expressão da função cumulativa da probabilidade:

$$f(x) = \frac{1}{\alpha} \left((1-k) \left(\frac{x-\beta}{\alpha} \right) \right)^{\frac{1}{(k-1)}} * \exp \left\{ - \left[1 - k \left(\frac{x-\beta}{\alpha} \right) \right]^{\frac{1}{k}} \right\} \quad (43)$$

em que α , k e β são parâmetros de escala, forma e localização da distribuição, respectivamente.

3.4.5 Distribuição Kappa

Conforme Hosking (1994), a FDP da distribuição Kappa é descrita como:

$$f(x) = \frac{1}{\alpha} \left[1 - \frac{k(x-\varepsilon)}{\alpha} \right]^{\frac{1}{(k-1)}} * F(x)^{1-h} \quad (44)$$

onde x é a precipitação máxima diária anual, ξ e μ são parâmetros de escala e localização, respectivamente, e k e h são parâmetros de forma. $F(X)$ é a função cumulativa de probabilidade (FCP), dada por:

$$F(X) = \left\{ 1 - h \left[1 - \frac{k(x-\varepsilon)}{\alpha} \right]^{\frac{1}{k}} \right\}^{\frac{1}{h}} \quad (45)$$

O ajuste dos parâmetros das distribuições de probabilidades Gumbel, GEV e Kappa foi realizado utilizando o método dos momentos-L (MM-L), frequentemente empregado na estimativa de parâmetros em análises de variáveis hidrológicas (BESKOW et al., 2015; CALDEIRA et al., 2015).

3.5 Adequação do ajuste dos modelos de distribuição de probabilidade

A adequação dos modelos às séries de PMDA foi verificada com a aplicação do teste de aderência Anderson-Darling (AD), proposto por D'Agostino e Stephens (1986):

$$AD = -n - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (2i - 1) \cdot [\ln F(X_i) + \ln(1 - F(X_{n-i+1}))] \quad (46)$$

onde n é o tamanho da amostra, $F(X)$ é a função cumulativa da probabilidade da distribuição em questão e i é o i -ésimo valor quando os dados são ordenados em ordem crescente.

O teste considera a hipótese de nulidade (H_0) de que os dados obedecem à distribuição ajustada, ao nível de significância de 5%. O valor calculado é multiplicado por um fator de correção, que é função da distribuição de probabilidade. Posteriormente, esse valor calculado é comparado com o valor tabelado, que é função da distribuição de probabilidade e do nível de significância sob o qual o teste foi conduzido.

Este teste de aderência vem sendo amplamente empregado no ramo da hidrologia (Back et al., 2011; Franco et al., 2014; Beskow et al., 2015; Caldeira et al., 2015), uma vez que dá uma maior importância ao comportamento das caudas da FDP (BESKOW et al., 2015). Tanto o ajuste das distribuições, quanto a execução do teste de aderência AD foram conduzidos no software SYHDA (VARGAS et al., 2019).

3.6 Desagregação de chuva e ajuste dos coeficientes da equação IDF

Após a modelagem probabilística, tendo em vista a distribuição que melhor se ajustou à série de PMDA de cada posto pluviométrico, foram estimadas as lâminas (mm) de Precipitação Máxima Diária Anual associadas a diferentes tempos de retorno (TR), empregando a técnica de desagregação de chuva diária. Estas lâminas foram utilizadas na estimativa dos valores de PMDA em durações inferiores a 1 dia (TUCCI, 2009).

Neste estudo, foi empregado o Método da Relação das Durações (MRD), que segundo Damé et al. (2006), destaca-se por ser simples de aplicar e fornecer resultados satisfatórios na obtenção de lâminas de chuva com duração menor que a diária. Foram utilizadas as constantes de desagregação de chuva propostas pela CETESB (1979) para o estado de São Paulo (Tabela 3, que relacionam a chuva de 1 dia com as durações de 24, 12, 10, 8, 6 e 1 hora e 30, 25, 20, 15, 10 e 5 minutos. Essas constantes foram escolhidas em decorrência

dos resultados do estudo de Caldeira et al. (2015), que avaliou a aplicabilidade de diferentes grupos de constantes de desagregação aplicadas à desagregação da chuva diária no RS, e constatou a superioridade das da CETESB (1979) em detrimento às demais testadas.

Tabela 3 - Valores das constantes de desagregação de chuvas intensas para a cidade de São Paulo. Fonte: CETESB (1979).

Relação das durações	Constante de desagregação	Relação das durações	Constante de desagregação
h_{24}/h_{dia}	1,14	$h_{30'}/h_1$	0,74
h_{12}/h_{24}	0,85	$h_{25'}/h_{30'}$	0,91
h_{10}/h_{24}	0,82	$h_{20'}/h_{30'}$	0,81
h_8/h_{24}	0,78	$h_{15'}/h_{30'}$	0,70
h_6/h_{24}	0,72	$h_{10'}/h_{30'}$	0,54
h_1/h_{24}	0,42	$h_{5'}/h_{30'}$	0,34

Após a desagregação das chuvas diárias, um conjunto de dados de precipitação associados a diferentes tempos de retorno e durações foi constituído. Em seguida, foi realizada a estimativa dos coeficientes da IDF para cada posto pluviométrico, empregando o modelo matemático proposto por Chow (1962), que relaciona três principais grandezas características da chuva, conhecido como equação IDF:

$$I_{m,m} = \frac{a \cdot TR^b}{(td + c)^d} \quad (47)$$

Em que $I_{m,m}$ é a intensidade da chuva (mm.h^{-1}), TR é o tempo de retorno (anos), td é a duração (minutos) e a , b , c e d são coeficientes ajustados com base na série de PMDA para o local de cada posto pluviométrico.

O ajuste dos coeficientes do modelo matemático escolhido (equação 47) foi conduzido no software *RStudio* (R Core Team, 2013), no qual foi utilizado como função objetivo para o seu ajuste, o Coeficiente de Nash-Sutcliffe (C_{NS}) (equação 48). O coeficiente de Nash-Sutcliffe (C_{NS}) é amplamente utilizado para

avaliar estimativas e desempenho de modelos no ramo da hidrologia (NASH; SUTCLIFFE, 1970):

$$C_{NS} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (I_{obs} - I_{est})^2}{\sum_{i=1}^n (I_{obs} - \overline{I_{obs}})^2} \quad (48)$$

Em que I_{obs} é a intensidade de chuva calculada a partir da modelagem probabilística da PMDA e sua desagregação, fixando-se um dado tempo de retorno e duração; I_{est} é a intensidade de chuva simulada pela equação IDF considerando os coeficientes a , b , c e d estimados no *RStudio* para o local de cada posto pluviométrico.

Os valores de C_{NS} podem variar de $-\infty$ a 1 e, de acordo com (Motovilov et al., 1999), pode ser interpretado da seguinte maneira: $C_{NS} = 1$ indica um ajuste perfeito; $C_{NS} > 0,75$ representa um bom ajuste; e $0,36 < C_{NS} < 0,75$ indica um ajuste aceitável.

3.7 Análise exploratória dos coeficientes da equação IDF e variáveis secundárias

Um passo importante que antecede a interpolação espacial geoestatística é a realização de uma análise exploratória das variáveis envolvidas no estudo. Isso porque os modelos são baseados em condições de estacionariedade, não-enviesamento, dentre outras premissas e, com isso, as estimativas são afetadas por características do conjunto de dados a ser utilizado na interpolação, como tendenciosidade, valores discrepantes, agrupamentos, etc.

Assim, por meio de uma investigação detalhada sobre as variáveis que foram utilizadas no estudo, foi possível tomar conhecimento sobre suas características descritivas e, caso fosse necessário, fazer a adequação do conjunto de dados para que os procedimentos da interpolação geoestatística fossem usados. Além disso, foi com base na análise exploratória que foram definidas as variáveis secundárias a serem utilizadas na interpolação espacial dos coeficientes da equação IDF.

Portanto, foi conduzida uma análise exploratória univariada, bivariada e de distribuição espacial dos valores dos coeficientes da equação IDF, bem como das variáveis secundárias que foram utilizadas na coestimativa dos coeficientes da equação IDF. Na análise univariada foram calculadas as estatísticas descritivas média, mediana, desvio padrão, variância, assimetria, curtose e valores mínimos e máximos, além dos gráficos “histograma” e “*Boxplot*” que demonstram a frequência de ocorrência dos valores dentro de determinadas classes de frequências e a presença ou não de valores discrepantes no conjunto de dados, respectivamente.

Já na análise exploratória bivariada, foi elaborado o gráfico de pontos (*scatterplots*) e o cálculo do coeficiente de correlação de Pearson para averiguar a existência de correlação entre as variáveis primárias e secundárias. No software ArcGIS 10.8 (ESRI, 2020) foi conduzida a análise de distribuição espacial dos coeficientes da equação IDF, que possibilitou a identificação de um padrão de distribuição espacial dos valores dos coeficientes *a* e *b* semelhante ao das variáveis PMDA média e PMDA máxima, bem como da variável Distância da linha de costa. Esta análise visual também possibilitou identificar a presença de áreas menos amostradas na malha de pontos, além do efeito de agrupamento, também conhecido como “*clusterização*”. A análise do efeito de agrupamento foi realizada no software GSLIB (DEUTSCH e JOURNEL, 1998), empregando o arquivo executável “*declus*”, que indicou que as médias desagrupadas, tanto das variáveis primárias quanto secundárias, diferem em menos de 5% da média amostral destas variáveis, portanto não foi necessário empregar o processo de “*desclusterização*”.

3.8 Modelagem da estrutura de variabilidade espacial dos coeficientes da equação IDF e interpolação geoestatística

De acordo com Ferreira et al. (2013), depois da etapa de análise exploratória do conjunto de dados, a construção do semivariograma é a mais importante etapa da análise geoestatística, pois desempenha o papel central de descrever quali-quantitativamente a estrutura de variabilidade espacial da variável em estudo.

Assim, foram confeccionados os semivariogramas experimentais direcionais das variáveis primárias e secundárias, em 8 direções de 0 a 157,5°, variando de 22,5° em 22,5°, bem como o semivariograma omnidirecional, representado pela direção de 180°. Posteriormente, foi definindo o patamar do semivariograma teórico como a variância dos dados amostrais e assim, foram ajustados os modelos teóricos de semivariância esférico, exponencial e gaussiano a cada variável, sendo que o escolhido para ser utilizado na etapa de interpolação foi o que visualmente foi melhor ajustado e melhor descrevera a estrutura de variabilidade espacial das variáveis.

Com base nos semivariogramas teóricos, foi calculado o Grau de Dependência Espacial (GDE) descrito por Cambardella et al. (1994), afim de verificar a dependência espacial das variáveis primárias e secundárias tendo em vista o modelo teórico ajustado:

$$\text{GDE (\%)} = \left(\frac{C_0}{C_0 + C_1} \right) * 100 \quad (49)$$

em que C_1 é a contribuição e C_0 o efeito pepita do semivariograma, respectivamente. Segundo Cambardella et al. (1994), para o GDE pode-se adotar a seguinte classificação: $\text{GDE} \leq 25 \%$: forte dependência espacial; $25\% \leq \text{GDE} \leq 75\%$: moderada dependência espacial; e $\text{GDE} > 75 \%$ é considerado um indicativo de fraca dependência espacial.

Como os semivariogramas são essenciais na determinação dos raios do elipsoide de busca dos valores vizinhos ao ponto que receberá uma estimativa, os alcances dos semivariogramas das direções de maior e menor continuidade foram utilizados como tentativas iniciais para limitar a dimensão do elipsoide de busca. Uma vez realizado o ajuste dos semivariogramas para as cinco variáveis (coeficiente a, coeficiente b, PMDA média, PMDA máxima e Distância da linha de costa), os parâmetros dos modelos teóricos de semivariância foram utilizados para a interpolação propriamente dita.

A interpolação dos coeficientes da equação IDF foi conduzida empregando a Krigagem Ordinária e Cokrigagem Ordinária (*Full Cokriging*) sendo que para a realização dos métodos de Cokrigagem, foi necessário

interpolador por Krigagem as variáveis secundárias PMDA média e PMDA máxima primeiramente, tendo em vista que, neste caso, a variável deve estar disponível em maior quantidade que a primária.

A validação cruzada foi utilizada para verificar a acuracidade dos mapas produzidos, bem como validá-los. O método de validação cruzada empregado neste estudo foi o denominado “*leave one out*”, que consisti em remover um dos 258 valores do coeficiente da equação IDF, aplicar o interpolador avaliado (KO e CKO) de modo a estimar o coeficiente da equação IDF no ponto onde estava alocado o valor retirado, e repetir tal procedimento até que todos os locais para os quais os coeficientes foram ajustados sejam retirados, tenham seu valor interpolado, e retornarem ao conjunto de dados.

Para realizar a interpolação das variáveis em estudo, foi necessário confeccionar uma malha de pontos a cobrir o estado do Rio Grande do Sul, na qual foi realizada a estimativa geoestatística usando o software SGeMS – *Standford Geostatistical Modeling Software* (REMY, BOUCHER e WU, 2011). Esta malha possui pontos que distam 5 km entre si, resultando em pouco mais de 14 mil pontos na área de estudo, além de abranger uma borda de 30 km para fora do estado em direção aos países vizinhos Uruguai e Argentina, bem como ao estado de SC e limitada pela linha de costa. Além disso, também foi com esta malha que foram obtidos os dados de distância da linha de costa a serem utilizados como variável secundária.

Com isso, foram gerados os mapas dos coeficientes da equação IDF, além dos mapas da variância da estimativa. Além disso, os mapas foram validados pelo processo de validação cruzada, que forneceu algumas medidas de avaliação da incerteza da estimativa como o erro absoluto, erro quadrático e erro quadrático percentual da variância da estimativa. Foram analisados alguns aspectos desejáveis sobre as estimativas geoestatísticas, como variância mínima, erro médio absoluto próximo a 0, pequena dispersão do erro em torno da média, dentre outras importantes para distinguir resultados e avaliar qualitativamente qual interpolador produziu os melhores mapas.

A etapa geoestatística deste estudo, que contempla a modelagem da estrutura de variabilidade espacial das variáveis, a interpolação geoestatística dos coeficientes da equação IDF e a validação cruzada, foi conduzida no software SGeMS. Posteriormente, os resultados foram exportados para o

software ArcGIS 10.8 (ESRI, 2020), no qual foram realizados os ajustes finais nos mapas.

4 Artigo 1 – Rainfall trend and variability in Rio Grande do Sul, Brazil

5 Artigo 2 – Intensity-Duration-Frequency equations based on stationary rainfall series for the Rio Grande do Sul state, Brazil

6 Artigo 3 – Spatial variability and geostatistical interpolation of Intensity-Duration-Frequency equation coefficients in Rio Grande do Sul, Brazil

7 Considerações finais

Diante da importância de conhecer a variabilidade espaço-temporal das chuvas para a gestão, manejo e conservação dos recursos naturais, bem como para diversos setores da sociedade, este estudo objetivou modelar a variabilidade espacial dos coeficientes da equação Intensidade-Duração-Frequência (IDF) afim de estimá-los para todo o estado do Rio Grande do Sul, por meio de técnicas geoestatísticas de interpolação espacial.

De modo geral, até atingir o objetivo geral deste estudo, com os resultados prévios obtidos foi possível conhecer um pouco mais sobre o comportamento espacial e temporal da chuva no estado do Rio Grande do Sul. Com isso, os resultados foram organizados em três artigos científicos: sendo que no primeiro foram estudadas as tendências e variabilidades temporais da chuva no estado, no segundo foram ajustadas equações IDF para 258 localidades empregando excelentes métodos estatísticos, e o terceiro consistiu em modelar a estrutura de variabilidade espacial dos coeficientes da equação IDF e espacializá-los para o território do Rio Grande do Sul.

Além disso, os resultados obtidos neste estudo serão disponibilizados em uma *WebPage* iterativa, de fácil utilização e interface amigável, para que a população possa ter acesso aos mesmos e possam empregá-los nas diversas finalidades para as quais as equações IDF são utilizadas.

Além das conclusões obtidas neste estudo, espera-se ampliar a área de estudo para os demais estados da região Sul do Brasil, incluindo análises de projeções das equações IDF considerando os efeitos das mudanças climáticas nas mesmas, bem como avaliar outros métodos de interpolação geoestatísticos multivariados que possam ser aplicados à estimativa de variáveis como estas para locais desprovidos de informação.

8 Referências bibliográficas

- AGÊNCIA NACIONAL DE ÁGUAS E SANEAMENTO BASICO (ANA). **Manual de Estudos de Disponibilidade Hídrica para Aproveitamentos Hidrelétricos. Manual do Usuário**. ANA, 2009. Acesso em: maio de 2020
- AHMAD, I. et al. Modeling of Monsoon Rainfall In Pakistan Based on Kappa Distribution. **Science International**, v. 25, n. 2, p. 333–336, 2013.
- AKKALA, A.; DEVABHAKTUNI, V.; KUMAR, A. Interpolation Techniques and Associated Software for Environmental Data. **Wiley InterScience**, v. 29, n. 2, p. 134–141, 2010.
- ALEMU, M. M.; BAWOKE, G. T. Analysis of spatial variability and temporal trends of rainfall in Amhara Region, Ethiopia. **Journal of Water and Climate Change**, v. 11, n. 4, p. 1505–1520, 2020.
- ALMEIDA, H. A. DE; CABRAL JÚNIOR, J. B. Seasonal Variability and Inter Decadal of the Rainfall in the Micro Regions of the State of Paraíba. **Revista Brasileira de Geografia Física**, v. 07, p. 846–858, 2014.
- ALMEIDA, L. T. DE. **Espacialização de Chuvas intensas: Uma nova proposta**. [s.l.] Universidade Federal de Viçosa, 2017.
- ALVES, Elis Dener Lima. MENDONÇA, F.; DANNI-OLIVEIRA, IM **Climatologia: noções básicas e climas do Brasil**. São Paulo: Oficina de Texto, 2007. 206 p. Sociedade & Natureza, v. 22, n. 3, 2010.
- ARAGÃO, R. DE et al. Intense rainfall for the state of Sergipe based on disaggregated daily rainfall data. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 17, n. 3, p. 243–252, 2013.
- ARSLAN, H. Spatial and temporal mapping of groundwater salinity using ordinary kriging and indicator kriging: The case of Bafra Plain, Turkey. **Agricultural Water Management**, v. 113, p. 57–63, 2012.
- ASADIEH, B. and Krakauer, N. Y.: Global trends in extreme precipitation: climate models versus observations, **Hydrol. Earth Syst. Sci.**, 19, 877–891, <https://doi.org/10.5194/hess-19-877-2015>, 2015.
- 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, n. December, p. 29–41, 2018.
- ATP ENGENHARIA; INFRAERO. Projeto de drenagem do Aeroporto Internacional Eduardo Gomes. Manaus, 2010. 59 p.
- AYOADE, Johnson Olaniyi. **Introdução à climatologia para os trópicos**. Difel, 1986.

BACK, Á. J.; HENN, A.; OLIVEIRA, J. L. R. Heavy rainfall equations for Santa Catarina, Brazil. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 35, n. 6, p. 2127–2134, 2011.

BACK, Á. J.; POLA, A. C. Relações Entre Precipitações Intensas De Diferentes Durações De Videira, Santa Catarina. **Tecnologia e Ambiente**, v. 22, p. 125–135, 2016.

BALEN, D. .; SANCHES, F. O. Tendência daBALEN, D.S.; SANCHES, F. O. Tendência das chuvas diárias no Alto Uruguai Gaúcho entre 1957-2013. In: **Geografias da Fronteira Sul: construindo e compartilhando experiências**. Tubarão: Copiart, 2016. p. 153–168.

BATISTA, M. L. et al. Semivariance Estimators: Analysis of Performance in the Mapping of Annual Precipitation. **Revista Scientia Agraria**, v. 19, n. 1, p. 64–74, 2018.

BELL, Frederick C. Generalized rainfall-duration-frequency relationships. **Journal of the hydraulics division**, 1969.

BELTRAME, L.F.S.; Lanna, A.E.L.; Louzada, D.A.S. **Chuvas intensas**. Porto Alegre: IPH, UFRGS, 1991.69p

BERNARD, Merrill M. Formulas for rainfall intensities of long duration. Transactions of the American Society of Civil Engineers, v. 96, n. 1, p. 592-606, 1932.

BESKOW, S. et al. Estimativa do escoamento superficial em uma bacia hidrográfica com base em modelagem dinâmica e distribuída. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 33, n. 1, p. 169–178, 2009.

BESKOW, S. et al. Multiparameter probability distributions for heavy rainfall modeling in extreme southern Brazil. **Journal of Hydrology: Regional Studies**, v. 4, n. PB, p. 123–133, 2015.

BITTENCOURT SILVA, C.; COUTINHO DE OLIVEIRA, L. F. Relação Intensidade-Duração-Frequência De Chuvas Extremas Na Região Nordeste Do Brasil. **Revista Brasileira de Climatologia**, v. 20, p. 267–283, 2017.

BLAIN, G. C.; MESCHIATTI, M. C. Using multi-parameters distributions to assess the probability of occurrence of extreme rainfall data. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 18, n. 3, p. 307–313, 2014.

BORGES, P. DE A. et al. Comparison of spatial interpolation methods for the estimation of precipitation distribution in Distrito Federal, Brazil. **Theoretical and Applied Climatology**, v. 123, n. 1–2, p. 335–348, 2016.

CALDEIRA, T. L. et al. Daily rainfall disaggregation: An analysis for the rio grande do sul state. **Scientia Agraria**, v. 16, n. 3, p. 1–21, 2015.

CALOIERO, T. Analysis of daily rainfall concentration in New Zealand. **Natural Hazards**, v. 72, n. 2, p. 389–404, 2014.

CAMARGO, E. C. G.; FELGUEIRAS, C. A.; MONTEIRO, A. M. V. **A Importância Da Modelagem Na Distribuição Espacial De Variáveis Ambientais Utilizando Procedimentos Geoestatísticos** Foz do Iguaçu: Anais do X Simposio Brasileiro de Sensoriamento Remoto, , 2001.

CAMBARDELLA, C. A. et al. Field-Scale Variability of Soil Properties in Central Iowa Soils. **Soil Science Society of America Journal**, v. 58, n. 5, p. 1501–1511, 1994.

CAMPOS, A. R. et al. Equações de intensidade-duração-frequência de chuvas para o estado do Piauí. **Revista Ciência Agronômica**, v. 45, n. 3, p. 488–498, 2014.

CAMPOS, A. R. et al. Estimate of intense rainfall equation parameters for rainfall stations of the Paraíba State, Brazil. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, v. 47, n. 1, p. 15–21, 2017.

CATALUNHA, M. J. et al. Evaluation of five probability density functions for rainfall data series in the State of Minas Gerais , Brazil. **Revista brasileira de agrometeorologia**, v. 10, n. 1, p. 153–162, 2002.

CAVANAUGH, N. R. et al. The probability distribution of intense daily precipitation. **Geophysical Research Letters**, v. 42, n. 5, p. 1560–1567, 2015.

CECÍLIO, R. A. et al. Avaliação de interpoladores para os parâmetros das equações de chuvas intensas no Espírito Santo. **Revista Ambiente & Água - Journal of applied Science**, v. 4, n. 3, p. 82–92, 2009.

CETESB - COMPANHIA DE TECNOLOGIA DE SANEAMENTO AMBIENTAL. **Drenagem urbana: manual de projeto**. São Paulo, 1979. 476p. (in Portuguese).

CEPED/ UFSC. Universidade Federal de Santa Catarina. Centro Universitário de Estudos e Pesquisas sobre Desastres. **Atlas brasileiro de desastres naturais 1991 a 2010**. Brasil. Florianópolis: CEPED/UFSC, 2012

CHEN, C. Rainfall Intensity-Duration-Frequency Formulas. **Journal of Hydraulic Engineering**, v. 109, n. 12, p. 1603–1621, 1983.

CHOW, V. TE. **Hydrologic determination of waterway areas for the design of drainage structures in small drainage basins**. Illinois: Urbana-Champaign Library, 1962. v. 462

CLARK, I. **Practical Geostatistics**. 2. ed. Alloa, Central Scotland: Geostokos Limited, 2001.

COELHO FILHO, J. A. P.; MELO, D. C. DE R.; ARAÚJO, M. DE L. M. Extremos

Intense rainfall study of Goiânia/GO by modeling maximum annual events using Gumbel and Generalized Extreme Value distributions. **Ambiência**, v. 13, n. 1, p. 75–88, 2017.

CONNOR, Richard. **The United Nations world water development report 2015: water for a sustainable world**. UNESCO publishing, 2015.

COSTA, A. C. Geoestatística: Introdução à interpolação espacial. In: **TecGEO - Ciências e Sistemas de Informação Geográfica**. Lisboa: NOVA Information Management School, 2015. p. 20.

CUNHA, A. DE M. et al. Espacialização da precipitação pluvial por meio de krigagem e cokrigagem. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 48, n. 9, p. 1179–1191, 2013.

D'AGOSTINO, R. B.; STEPHENS, M. A. 1986. **Goodness-of-fit techniques**. New York: Marcel A.

DA SILVA, R. M. et al. Rainfall and river flow trends using Mann–Kendall and Sen's slope estimator statistical tests in the Cobres River basin. **Natural Hazards**, v. 77, n. 2, p. 1205–1221, 2015.

DAMÉ, R. DE C. F. et al. Hidrograma de projeto em função da metodologia utilizada na obtenção da precipitação. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 14, n. 1, p. 46–54, 2010.

DAMÉ, R. DE C. F.; TEIXEIRA, C. F. A.; TERRA, V. S. S. COMPARAÇÃO DE DIFERENTES METODOLOGIAS PARA ESTIMATIVA DE CURVAS INTENSIDADE-DURAÇÃO-FREQÜÊNCIA PARA PELOTAS - RS. **Engenharia Agrícola**, v. 28, n. 2, p. 245–255, 2008.

DELBARI, M.; AFRASIAB, P.; JAHANI, S. Spatial interpolation of monthly and annual rainfall in northeast of Iran. **Meteorology and Atmospheric Physics**, v. 122, n. 1–2, p. 103–113, 2013.

DE LUIS, M. et al. Precipitation concentration changes in Spain 1946–2005. **Natural Hazards and Earth System Sciences**, v. 11, n. 5, p. 1259, <https://doi.org/10.5194/nhess-11-1259-2011>, 2011.

DENARDIN, José Eloir et al. Características fundamentais da chuva no Brasil. I. Rio Grande do Sul. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 15, n. 4, p. 419–421, 1980.

DENG, S. et al. Exploring temporal and spatial variability of precipitation of Weizhou Island, South China Sea. **Journal of Hydrology: Regional Studies**, v. 9, p. 183–198, 2017.

DEUTSCH, Clayton V.; JOURNEL, André G. GSLib. **Geostatistical software library and user's guide**, v. 369, 1998.

DIGGLE, P.J. **Time series: a biostatistical introduction**. Oxford: Oxford University Press; 1992.

ELY, D.; DUBREUIL, V. Análise Das Tendências Espaço-Temporais Das Precipitações Anuais Para O Estado Do Paraná – Brasil. **Revista Brasileira de Climatologia**, v. 21, p. 553–569, 2017.

ESRI. ArcGis 10.8. Environmental Systems Research Institute, Inc. Redlands, CA. 2020.

FELGUEIRAS, C. A. **Modelagem ambiental com tratamento de incertezas em sistemas de informação geográfica: o paradigma geoestatístico por indicação**. [s.l.] Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, 2001.

FERNANDES NETO, M. DE L.; FERREIRA, A. P. Perspectivas Da Sustentabilidade Ambiental Diante Da Contaminação Química Da Água: Maria de Lourdes Fernandes Neto; Aldo Pacheco Ferreira Desafios Normativos. **Interface: Journal of Health, Environment and Sustainability**, v. 2, n. 4, p. 11–11, 2007.

FOLHES, M. Caracterização climática e estudo de tendências nas séries temporais de temperatura do ar e precipitação em Taubaté (SP). **Ambiente e Agua - An Interdisciplinary Journal of Applied Science**, v. 1, n. 1, p. 61–71, 2006.

FRANCO, C. S. et al. Distribuição de probabilidades para precipitação máxima diária na Bacia Hidrográfica do Rio Verde, Minas Gerais. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 18, n. 7, p. 735–741, 2014.

GAMA, J. A. DA S. **Estudo e Aplicação dos Testes de Hipóteses Paramétricos e Não Paramétricos em Amostras da Estação Fluviométrica Três Maria (MG) da bacia Hidrográfica do Rio São Francisco** Maceió, 2012.

GAO, Y. et al. Projected changes of extreme weather events in the eastern United States based on a high resolution climate modeling system. **Environmental Research Letters**, v. 7, n. 4, 2012.

GRIMM, A.M. 2009. Clima da Região Sul do Brasil. In: Cavalcanti, I.F.A. et al. (Organizadores), Tempo e Clima no Brasil. **Oficina de Textos**, São Paulo-SP.

GOCIC, M. et al. Long-Term Precipitation Analysis and Estimation of Precipitation Concentration Index Using Three Support Vector Machine Methods. **Advances in Meteorology**, v. 2016, 2016.

GUHATHAKURTA, P.; SREEJITH, O. P.; MENON, P. A. Impact of climate change on extreme rainfall events and flood risk in India. **Journal of Earth System Science**, v. 120, n. 3, p. 359–373, 2011.

GUIMARÃES, E. C. **Geoestatística Básica e Aplicada** Uberlândia - MGUFU/FAMAT, , 2004.

GUNDOGDU, I. B. Usage of multivariate geostatistics in interpolation processes for meteorological precipitation maps. **Theoretical and Applied Climatology**, v. 127, n. 1–2, p. 81–86, 2017.

GUPTA, A.; KAMBLE, T.; MACHI WAL. D. Comparison of ordinary and Bayesian kriging techniques in depicting rainfall variability in arid and semi-arid regions of north-west India. *Environ Earth Sci. Germany*, v.76, n.15 p.512-528, Aug 2017. Disponível em: <https://link.springer.com/article/10.1007/s12665-017-6814-3>. Acessado em 20 nov. 2017.

HADJU, G., TESFAYE, K., Mamo, G., & Kassa, B. (2013). Trend and variability of rainfall in Tigray, Northern Ethiopia: Analysis of meteorological data and farmers' perception. **Academia Journal of Environmental Sciences**, pp.1-13.

HAILEGEORGIS, T. T.; THOROLFSSON, S. T.; ALFREDSEN, K. Regional frequency analysis of extreme precipitation with consideration of uncertainties to update IDF curves for the city of Trondheim. **Journal of Hydrology**, v. 498, p. 305–318, 2013.

HARZHEIM, L.; WARNECKE, U. Robustness optimization of the position of an anti-roll bar link to avoid the toggling of a rear axle stabilizer. **Structural and Multidisciplinary Optimization**, v. 42, n. 2, p. 315–323, 2010.

HEATHCOTE, J. A.; LEWIS, R. T.; SOLEY, R. W. N. Rainfall routing to runoff and recharge for regional groundwater resource models. **Quarterly Journal of Engineering Geology and Hydrogeology**, v. 37, n. 2, p. 113–130, 2015.

HUISMAN, O.; BY, R. A. **Principles of Geographic Information Systems - An introductory textbook**. Enschede, The Netherlands: The International Institute for Geo-Information Science and Earth Observation, 2009. v. 1

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Mapa dos Biomas. Disponível em: < <https://www.ibge.gov.br/geociencias/cartas-e-mapas/informacoes-ambientais/15842-biomas.html> >. Acesso em: 12 de fevereiro de 2020

INPE - INSTITUTO DE ASTRONOMIA, GEOFÍSICA E CIÊNCIAS ATMOSFÉRICAS. 2016. **Tipos de precipitação de acordo com a superfície de contato de formação**. 1 figura. Disponível em: <https://www.iaq.usp.br/>

IPCC - Intergovernmental Painel of Climate Change 2014: Impacts, Adaptation, and Vulnerability; Part a: Global and Sectoral Aspects. Contribution of Working Group II to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA, p. 1132.

ISAAKS, Edward H.; SRIVASTAVA, Mohan R. **Applied geostatistics**. 1989.

JOURNEL, A. G.; HUIJBREGTS, J.C.H. **Mining geostatistics**. 2^a Ed. New York: Academic Press, 1978.

KARL, THOMAS R. et al. **A New Perspective on Recent Global Warming: Asymmetric Trends of Daily Maximum and Minimum Temperature** *Bulletin of the American Meteorological Society*, 1993.

KENDALL, M.G. (1975) – **Rank Correlation Methods**, 4th ed., Charles Griffin: London. <https://psycnet.apa.org/record/1948-15040-000>

KHARIN, V. V. et al. Changes in temperature and precipitation extremes in the IPCC ensemble of global coupled model simulations. **Journal of Climate**, v. 20, n. 8, p. 1419–1444, 2007.

KIDD, C. Satellite rainfall climatology: A review. **International Journal of Climatology**, v. 21, n. 9, p. 1041–1066, 2001.

KRIGE, D.G. A statistical approach to some basic mine valuation problems on the Witwatersrand. **Journal of the Southern African Institute of Mining and Metallurgy**, [s. l.], v. 52, n. 6, p. 119-139, Dez 1951. Disponível em: <https://journals.co.za/docserver/fulltext/saimm/52/6/4823.pdf?expires=1576016174&id=id&accname=guest&checksum=F20272CF512195E97B84527FEAA32954>. Acesso em: 1 dez. 2019.

KUINCHTNER, A.; BURIOL, GA. A. Clima Do Estado Do Rio Grande Do Sul Segundo a Classificação Climática De the Climate of Rio Grande Do Sul State According To Köppen and Thornthwaite. **Disciplinarum Scientia. Série: Ciências Exatas**, v. 2, n. 1, p. 171–182, 2001.

KUPLICH, T. M.; CAPOANE, V.; COSTA, L. F. F. O Avanço Da Soja No Bioma Pampa. **Boletim Geográfico do Rio Grande do Sul**, v. 0, n. 31, p. 83–100, jun. 2018.

LANDIM, P. M. B. **Introdução aos métodos de estimação espacial para confecção de mapas** Rio Claro UNESP - Departamento de Geologia Aplicada, , 2000.

LENDERINK, G.; VAN MEIJGAARD, E. Increase in hourly precipitation extremes beyond expectations from temperature changes. **Nature Geoscience**, v. 1, n. 8, p. 511–514, 2008.

LI, X.; WANG, X.; BABOVIC, V. Analysis of variability and trends of precipitation extremes in Singapore during 1980–2013. **International Journal of Climatology**, v. 38, n. 1, p. 125–141, 2018.

LIMA, D. L. DE. **SENSORIAMENTO REMOTO E GEOESTATÍSTICA NA CARACTERIZAÇÃO ESPAÇO-TEMPORAL DE PLANTAS AQUÁTICAS**. [s.l.] UNESP, 2006.

MANN, Henry B.; WHITNEY, Donald R. On a test of whether one of two random

variables is stochastically larger than the other. **The annals of mathematical statistics**, p. 50-60, 1947.

MARCUZZO, F. F. N.; ANDRADE, L. R.; MELO, D. C. R. Métodos de Interpolação Matemática no Mapeamento de Chuvas do Estado do Mato Grosso. **Revista Brasileira de Geografia Física**, v. 04, p. 793–804, 2011.

MARENGO, J. A. et al. Climatology of the low-level jet east of the Andes as derived from the NCEP-NCAR reanalyses: Characteristics and temporal variability. **Journal of Climate**, v. 17, n. 12, p. 2261–2280, 2004.

MARTINOTTO, T. T. et al. ANÁLISE HIDROLÓGICA DA REGIÃO DE SÃO MIGUEL DO OESTE PARA OBTENÇÃO DE UMA EQUAÇÃO DE CHUVAS INTENSAS (IDF). **Unoesc & Ciência**, v. 7, n. 2, p. 145–154, 2016.

MATHERON, G. *Traité de Géostatistique Appliquée Tome I*, memoires, 14. **Bureau de Recherches Geologiques et Minieres**, 1962.

MATZENAUER, R.; RADIN, B.; MALUF, J. R. T. O fenômeno ENOS e o regime de chuvas no Rio Grande do Sul. **Agrometeoros**, v. 25, n. 2, p. 323–331, 2018.

McKEE, T. B., DOESKEN, N. J. & Kleist, J. □□□□ The relationship of drought frequency and duration to time scales. In Eighth Conference on Applied Climatology, 17–22 January 1993, Anaheim, CA, USA.
<https://doi.org/10.1088/1755-1315/5>

MELLO, C. R. et al. Análise de modelos matemáticos aplicados ao estudo de chuvas intensas. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 25, n. 3, p. 693–698, 2001.

MELLO, C. R. et al. Krigagem e Inverso do Quadrado da Distância para interpolação dos parâmetros da equação de chuvas intensas. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 27, n. 5, p. 925–933, 2003.

MELLO, C. R. DE; VIOLA, M. R. Mapeamento de chuvas intensas no estado de Minas Gerais. **Revista Brasileira de Ciencia do Solo**, v. 37, n. 1, p. 37–44, 2013.

MELLO, Y. R. DE; OLIVEIRA, T. M. N. DE. Análise estatística e geoestatística da precipitação média para o município de Joinville (SC). **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 31, n. 2, p. 229–239, 2016.

MOTOVILOV, Y. G. et al. Validation of a distributed hydrological model against spatial observations. **Agricultural and Forest Meteorology**, v. 98–99, p. 257–277, 1999.

MYERS, D. E. Pseudo-cross variograms, positive-definiteness, and cokriging. **Mathematical Geology**, v. 23, n. 6, p. 805–816, 1991.

NAGHETTINI, Mauro; PINTO, Éber José de Andrade. Hidrologia estatística. CPRM, 2007.

NAGHETTINI, M. 2017. **Fundamentals of statistical hydrology**. Switzerland: Springer International Publishing.

NASH, J.E.; SUTCLIFFE, J.V. 1970. River-flow forecasting through conceptual models part I – A discussion of principles. **Journal of hydrology**, v. 10, n. 3, p. 282-290.

NORBIATO, D. et al. Regional frequency analysis of extreme precipitation in the eastern Italian Alps and the August 29, 2003 flash flood. **Journal of Hydrology**, v. 345, n. 3–4, p. 149–166, 2007.

NUNES, A. B.; PEREIRA, R. S. **Estimativa de eventos de precipitação com potencial para alagamentos urbanos no Rio Grande do Sul**. In: Nunes, A.B.; Mariano, G.L. (Organizadores), Meteorologia em Tópicos – Volume IV. Clube de Autores, Pelotas-RS, 2017.

OLEA, Ricardo A. **Systematic sampling of spatial functions**. Kansas Geological Survey, 1984.

OLIVER, J. E. Monthly precipitation distribution: A comparative index. **The Professional Geographer**, v. 32, n. 3, p. 300–309, 2010.

OMM. Organização Meteorológica Mundial. Calculation of monthly and annual 30 - year standard normals. Geneva (WMO). Technical document, v.341; WCDP, n.10, 1989.

PENEREIRO, J. C.; FERREIRA, D. H. L.; GARCIA, V. F. V. Statistical Characterization of Climate Trends in Annual Series of Average Temperature and Precipitation To the State Capital of Brazil. **Revista Gestão, Inovação e Tecnologias**, v. 3, n. 4, p. 001–015, 2013.

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

PFASFTETTER, O. **Chuvas intensas no Brasil**. Rio de Janeiro: DNOS, p. 419, 1957.

PINTO, Nelson L de S. et al. **Hidrologia básica**. Editora Blucher, 1976.

PIZARRO, R. et al. WEBSEIDF: A web-based system for the estimation of IDF curves in central Chile. **Hydrology**, v. 5, n. 3, 2018.

PRASAD, P. R. et al. Integrated water resources assessment and management in a small watershed - A geomorphic approach. **Hydrology Research**, v. 46, n. 2, p. 180–191, 2015.

PUTTHIVIDHYA, A.; TANAKA, K. Optimal rain gauge network design and

spatial precipitation mapping based on geostatistical analysis from co-located elevation and humidity data. **Chiang Mai Journal of Science**, v. 40, n. 2, p. 187–197, 2013.

QUARTEZANI, W. Z. et al. Eficiência Da Cokrigagem Na Estimativa Da Produtividade Do Café Conilon. **Energia Na Agricultura**, v. 26, n. 1, p. 113, 2011.

RADIN, B.; SCHÖNHOFEN, A.; TAZZO, I. F. Impacto da quantidade e frequência de chuva no rendimento da soja. **Agrometeoros**, v. 25, n. 1, p. 19–26, 2018.

RAHMAN, J.; ASLAM, M.; ALI, S. Estimation and Prediction of Inverse Lomax Model via Bayesian Approach. v. 2, n. 3, p. 43–56, 2013.

REIS, G. M.; RIBEIRO JÚNIOR, J. I. **Comparação de testes paramétricos e não paramétricos aplicados em delineamentos experimentaisIII SAEPRO - UFV**, 2007.

Remy, N.; Boucher, A.; Wu, Jianbing, 2011. Stanford Geostatistical Modeling Software – SgeMS: a user's guide, Cambridge University Press, New York, 110 p. RIOS, É. D. S. **O efeito de borda na geoestatística**. [s.l.] Universidade Federal de Viçosa, 2018.

ROCHA, M. M. DA; YAMAMOTO, J. K.; FONTELES, H. R. DA N. Cokrigagem Ordinária versus Krigagem com Deriva Externa: Aplicações para a Avaliação do Nível Potenciométrico em um Aquífero Livre. **Geologia USP**, v. 9, n. 1, p. 73–84, 2009.

ROESCH, L. F. W. et al. The Brazilian Pampa: A fragile biome. **Diversity**, v. 1, n. 2, p. 182–198, 2009.

ROOY MP. van. A Rainfall Anomaly Index Independent of Time and Space. *Notos*. 1965; 14, 43p.

SAMPAIO, M. V. **Espacialização dos coeficientes das equações de chuvas intensas em bacias hidrográficas do Rio Grande do Sul**. 2011, 115 p. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2011.

SANCHES, F. D. O. et al. Chuvas No Rio Grande Do Sul: Um Estudo Sobre As Precipitações Acumuladas Intensas No Alto Uruguai Gaúcho. **Revista Brasileira de Climatologia**, v. 15, p. 143–162, 2015.

Sen PK 1968 Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau J. **Am. Stat. Assoc.** 63 1379–89

SEPLAN - Secretaria do Planejamento e Desenvolvimento Regional. 2020. **Atlas Socioeconômico do Estado do Rio Grande do Sul**. 2019. Porto Alegre. Accessed: 2 of feb. of 2020

- SHERMAN, Charles W. Frequency and intensity of excessive rainfalls at Boston, Massachusetts. **Transactions of the American Society of Civil Engineers**, v. 95, n. 1, p. 951-960, 1931.
- SELUCHI, M. E.; SAULO, A. C. Baixa do Noroeste Argentino e Baixa do Chaco: características, diferenças e semelhanças. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 27, n. 1, p. 49–60, 2012.
- SHAHID, S. Rainfall variability and the trends of wet and dry periods in Bangladesh. **International Journal of Climatology**, v. 30, n. 15, p. 2299–2313, 2010.
- SILVA, A. F.; ZIMBACK, C. R. L.; OLIVEIRA, R. BATISTA DE. COKRIGING IN ESTIMATION THE EVAPOTRANSPIRATION IN CAMPINAS (SP). **Revista Científica Eletrônica Tekhne e Logos**, v. 2, n. 1, 2010.
- SILVA, D. D. DA et al. Equações de intensidade-duração-frequência da precipitação pluvial para o estado de Tocantins. **Engenharia na Agricultura - Viçosa**, v. 11, n. 31, p. 7–14, 2003.
- SINGH, D. et al. Severe precipitation in Northern India in June 2013: Causes, historical context, and changes in probability. **Bulletin of the American Meteorological Society**, v. 95, n. 9, p. 558–561, 2014.
- SOARES, Amílcar. **Geoestatística para as ciências da terra e do ambiente**. Instituto Superior Técnico, 2000.
- SOBRAL, B. S. et al. VARIABILIDADE ESPAÇO-TEMPORAL E INTERANUAL DA CHUVA NO ESTADO DO RIO DE JANEIRO. **Revista Brasileira de Climatologia**, v. 22, p. 281–308, 2018.
- SOLOMON, Susan et al. **Climate change 2007-the physical science basis: Working group I contribution to the fourth assessment report of the IPCC**. Cambridge university press, 2007.
- SOUZA, R. O. R. D. M. et al. Intense rainfall equations for the State of Pará, Brazil. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 16, n. 9, p. 999–1005, 2012.
- SRINIVASAN, V. et al. The impact of urbanization on water vulnerability: A coupled human-environment system approach for Chennai, India. **Global Environmental Change**, v. 23, n. 1, p. 229–239, 2013.
- TEAM, R Core. R: A language and environment for statistical computing. 2013.
- TEIXEIRA, C. F. A.; DAMÉ, R. DE C. F.; ROSSKOFF, J. L. C. Intensity-duration-frequency ratios obtained from annual records and partial duration records in the locality of Pelotas -RS, Brazil. **Engenharia Agrícola**, v. 31, n. 4, p. 687–694, 2011.

TEIXEIRA, M. B. DOS R.; SCALON, J. D. Comparação entre estimadores de semivariância. **Biometric Brazilian Journal**, v. 31, n. 2, p. 248–269, 2013.

TEODORO, P. E. et al. Influência de diferentes coeficientes de desagregação na determinação de equações IDF para Aquidauana/MS. **Revista Eletrônica de Engenharia Civil**, v. 9, n. 2, p. 1–9, 2014.

TONELLO, K. C. et al. Precipitação efetiva em diferentes formações florestais na Floresta Nacional de Ipanema. **Revista Arvore**, v. 38, n. 2, p. 383–390, 2014.

TUCCI, C. E. M. **Hidrologia-Ciencia-E-Applicacao-Carlos-Tucci.Pdf**, 2009.

TUNDISI, José Galizia. Ciclo hidrológico e gerenciamento integrado. **Ciência e Cultura**, v. 55, n. 4, p. 31-33, 2003.

ULIANA, E. MORGAN et al. Análise de tendência em séries históricas de vazão e precipitação: uso de teste estatístico não paramétrico. **Revista Ambiente e Agua**, v. 9, n. 3, p. 445–458, 2014.

UNITED STATES GEOLOGICAL SURVEY. **The Water Cycle**. 2018. 1 Figura. Disponível em: https://www.usgs.gov/special-topic/water-science-school/science/water-cycle?qt-science_center_objects=0#qt-science_center_objects

VARGAS, M. M. et al. SYHDA – System of hydrological data acquisition and analysis. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, v. 24, 2019.

VARIDOKEN, Hamza; PREETHI, B.; REVADEKAR, J. V. Diurnal and spatial variation of Indian summer monsoon rainfall using tropical rainfall measuring mission rain rate. In: *Journal of Hydrology*. n. 475, p. 248-258, 2012.

VIEIRA, S.R.; LOMBARDI NETO, F.; BURROWS, I.T. Mapeamento da chuva diária máxima provável para o Estado de São Paulo. *Revista Brasileira de Ciências do Solo*, Viçosa, MG, v.15, p.93-98, 1991.

VILLELA, Swami Marcondes; MATTOS, Arthur. **Hidrologia aplicada**. Editora McGraw-Hill do Brasil, 1975.

VIOLA, M. R. et al. Métodos de interpolação espacial para o mapeamento da precipitação pluvial. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 14, n. 9, p. 970–978, 2010.

VÖRÖSMARTY, C. J. et al. Global threats to human water security and river biodiversity. **Nature**, v. 467, p. 555–561, 2010.

WANG, K.; ZHANG, C.; LI, W. Predictive mapping of soil total nitrogen at a regional scale: A comparison between geographically weighted regression and cokriging. **Applied Geography**, v. 42, p. 73–85, 2013.

WACKERNAGEL, Hans. Multivariate geostatistics: an introduction with applications. Springer Science & Business Media, 2013.

WALVOORT, D. J. J.; BRUS, D. J.; GRUIJTER, J. An r package for spatial coverage sampling and random sampling from compact geographical strata by k-means. *Computers & Geosciences*, Elsevier, v. 36, n. 10, p. 1261–1267, 2010.

WESTRA, S. et al. Future changes to the intensity and frequency of short-duration extreme rainfall. **Reviews of Geophysics**, v. 52, p. 522–555, 2014.

YAO, C. et al. Regional summer precipitation events in Asia and their changes in the past decades. **Journal of Geophysical Research Atmospheres**, v. 113, n. 17, p. 1–17, 2008.

YAMAMOTO, Jorge Kazuo; LANDIM, Paulo M. Barbosa. **Geoestatística: conceitos e aplicações**. Oficina de textos, 2015.

YASSUDA, E. R. Gestão de recursos hídricos: fundamentos e aspectos institucionais. **Revista de Administração Pública**, v. 27, n. 2, p. 5 a 18–18, 1993.

ZAMANI, R. et al. Streamflow trend analysis by considering autocorrelation structure, long-term persistence, and Hurst coefficient in a semi-arid region of Iran. **Theoretical and Applied Climatology**, v. 129, n. 1–2, p. 33–45, 2017.

ZHANG, S.; LU, X. X. Hydrological responses to precipitation variation and diverse human activities in a mountainous tributary of the lower Xijiang, China. **Catena**, v. 77, n. 2, p. 130–142, 2009.