



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO NORTE**  
**CENTRO DE TECNOLOGIA**  
**PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA SANITÁRIA E**  
**AMBIENTAL**

**LUCAS CUNHA DE AZEVEDO**

**ANÁLISE DE TENDÊNCIAS E SEUS PONTOS DE MUDANÇA NA PRECIPITAÇÃO**  
**DO ESTADO DO RIO GRANDE DO NORTE**

**NATAL – RN**

**2019**

**LUCAS CUNHA DE AZEVEDO**

**ANÁLISE DE TENDÊNCIAS E SEUS PONTOS DE MUDANÇA NA PRECIPITAÇÃO  
DO ESTADO DO RIO GRANDE DO NORTE**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia Sanitária e Ambiental, da Universidade Federal do Rio Grande do Norte, como requisito parcial para a obtenção do Título de Mestre em Engenharia Sanitária e Ambiental.

Orientadora: Prof.<sup>a</sup> Dr.<sup>a</sup> Adelena Gonçalves Maia

Coorientadora: Prof.<sup>a</sup> Dr.<sup>a</sup> Kellen Carla Lima

**NATAL – RN**

**2019**

Universidade Federal do Rio Grande do Norte - UFRN  
Sistema de Bibliotecas - SISBI  
Catalogação de Publicação na Fonte. UFRN - Biblioteca Central Zila Mamede

Azevedo, Lucas Cunha de.

Análise de tendências e seus pontos de mudança na precipitação do estado do Rio Grande do Norte / Lucas Cunha de Azevedo. - 2019.

63 f.: il.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Centro de Tecnologia, Programa de Pós-Graduação em Engenharia Sanitária e Ambiental, Natal, RN, 2019.

Orientadora: Profa. Dra. Adelena Gonçalves Maia.

Coorientador: Profa. Dra. Kellen Carla Lima.

1. Recursos hídricos - Dissertação. 2. Mudanças climáticas - Dissertação. 3. Índices climáticos - Dissertação. 4. Teste de Mann-Kendall - Dissertação. 5. Método de Theil-Sen - Dissertação. 6. Teste de Pettitt - Dissertação. I. Maia, Adelena Gonçalves. II. Lima, Kellen Carla. III. Título.

LUCAS CUNHA DE AZEVEDO

**ANÁLISE DE TENDÊNCIAS E SEUS PONTOS DE MUDANÇA NA  
PRECIPITAÇÃO DO ESTADO DO RIO GRANDE DO NORTE**

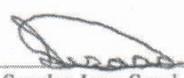
Dissertação apresentada ao Programa de Pós-graduação em Engenharia Sanitária e Ambiental, da Universidade Federal do Rio Grande do Norte, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Engenharia Sanitária e Ambiental.

**BANCA EXAMINADORA**

  
\_\_\_\_\_  
Prof. Dra. Adelená Gonçalves Maia – Orientadora

  
\_\_\_\_\_  
Prof. Dra. Kellen Carla Lima – Coorientadora

  
\_\_\_\_\_  
Prof. Dra. Ana Paula Martins do Amaral Cunha – Examinadora Externa UNESP

  
\_\_\_\_\_  
Prof. Dra. Sandra Isay Saad – Examinadora Externa UFCG

## AGRADECIMENTOS

Dedico esta dissertação, primeiramente, à Universidade Federal do Rio Grande do Norte; nesta instituição vivenciei meus últimos oito anos, e não seria exagero afirmar que nela aprendi a ser não apenas engenheiro, mas cidadão. Caminhei pelos corredores de todos os seus setores, conheci estudantes das mais diferentes origens, fui instruído por mestres cujo esforço e inteligência nunca deixaram de me impressionar e desenvolvi uma consciência social mais aguçada. Posso apenas esperar que muitos outros possam ter a sorte que eu tive, e que a Universidade possa manter plenamente seu papel educador e civilizador.

Evidentemente, não teria tido tal oportunidade sem o apoio incondicional dos meus pais, Herman e Rosana. Além de nunca falharem como fonte de afeto e conforto familiar, ambos me inculcaram desde pequeno que meu conhecimento seria o único bem que nunca seria tirado de mim. Os dois sempre tomaram decisões e fizeram sacrifícios colocando o meu futuro em primeiro lugar – e eu espero poder deixar clara minha gratidão e retribuir esses esforços.

Por este trabalho, especificamente, agradeço especialmente à ajuda de meu time de orientadoras: à Prof.<sup>a</sup> Adelena, por sua imensa disposição, leveza, prestatividade e curiosidade como pesquisadora, o que nos levou a enveredar por este tema; e à Prof.<sup>a</sup> Kellen, que enriqueceu enormemente o trabalho e colocou-o sob novas perspectivas, dirigindo-me a conhecimentos inéditos e discutindo-os comigo sempre que necessário.

Agradeço também a toda a equipe do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Sanitária e Ambiental e do LARHISA; a nossos professores e orientadores, cujo preparo e didática nos foram um presente; a Jéssica, a Alexya e a Carmem, minhas fiéis companheiras da sala de estudos – e eventualmente da copa –, e a Pedro, cujo papel como secretário (e companheiro de classe) não poderia ser mais bem exercido.

Aos amigos, minha segunda (e por vezes primeira) família, que ao longo de todo este processo permitiram que eu mantivesse a cabeça no lugar, seja ouvindo queixas, fazendo-me rir ou pondo minhas preocupações sob perspectiva. Temo que citando seus nomes acabarei por esquecer alguns importantes, mas sinto-me privilegiado por ter guardado tantas pessoas especiais – desde minha infância, passando pelo ensino médio, faculdade, mestrado e afins – por tanto tempo. A Jorge, o melhor companheiro que eu poderia ter encontrado, sempre incrivelmente capaz de apaziguar minhas inseguranças.

Agradeço, finalmente, à equipe da EMPARN pela disponibilização dos dados de precipitação. O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001.

## RESUMO

Nos últimos anos, evidências cada vez mais contundentes da ocorrência de possíveis mudanças climáticas têm sido apresentadas, e seus efeitos na dinâmica climática terrestre têm sido constante objeto de estudo. Prevê-se que tais mudanças terão um impacto considerável na engenharia de recursos hídricos, especialmente no que se refere à distribuição, frequência e intensidade dos eventos de precipitação. Desta maneira, esta pesquisa teve como objetivo investigar a existência de tendências e pontos de mudança em dados de séries históricas de 48 estações pluviométricas, durante o período de 1963 a 2010. As estações situam-se no estado do Rio Grande do Norte - inserido, em sua maioria, na região do clima semiárido, particularmente suscetível a crises hídricas. Utilizou-se uma série de 13 índices relativos a valores totais e extremos de precipitação, e foram empregados três diferentes métodos estatísticos não-paramétricos para a detecção e caracterização de tais mudanças: o teste de Mann-Kendall para detecção de tendências (com modificações para séries com autocorrelação), o método de Theil-Sen para estimativa da declividade da tendência, e o teste de Pettitt para detecção de pontos de mudança na distribuição. Os resultados mostraram que, embora as variações na precipitação total anual não sejam significativas em sua maioria, diversas tendências foram identificadas em relação a outros índices: períodos de estiagem tornaram-se mais longos, eventos de chuva passaram a ocorrer ao longo de menos dias, e, principalmente na porção leste do estado, índices relativos à frequência e intensidade de eventos de precipitação intensa apresentaram tendências positivas em diversas estações. Além disso, quando analisada em nível sazonal, a precipitação passou a apresentar tendências negativas significativas em diversas estações, tanto em épocas secas quanto épocas úmidas. A aplicação do teste de Pettitt, por sua vez, evidenciou que a maioria das mudanças pontuais significativas encontradas são positivas, principalmente para índices relacionados a eventos extremos e à duração dos períodos de estiagem, e deram-se entre os anos de 1990 e 1995. Embora algumas das mudanças observadas possam ser parcialmente explicadas por fenômenos climáticos específicos atuantes na região, sua persistência e significância indicam que, se continuarem, poderão apresentar desafios notórios à gestão de recursos hídricos e à previsão de riscos no estado.

**Palavras-chave:** recursos hídricos; mudanças climáticas; índices climáticos; teste de Mann-Kendall; método de Theil-Sen; teste de Pettitt.

## ABSTRACT

Over the past few years, increasingly stronger evidence of possible climate change has surfaced, and its present and future effects in climate dynamics have been a constant object of study. It is predicted that these changes will have a considerable impact in water resources engineering, especially regarding the distribution, frequency and intensity of rainfall events. This research, by consequence, aimed to investigate the existence of trends and change points in time series data ranging from 1963 to 2010, from 48 rain gauges in the Brazilian state of Rio Grande do Norte – which is located, in its majority, in an area of semiarid climate that often goes through severe droughts. Thirteen indexes related to total and extreme values of precipitation were calculated for each time series, and three different methods to detect these changes have been chosen: the Mann-Kendall test for trend detection (with a pre-whitening approach for autocorrelated time series), the Theil-Sen method for slope estimation and the Pettitt test for change-point detection. Results show that, even though the changes in annual total precipitation were not significant in their majority, various trends were identified for other indexes: drought periods have become longer, precipitation events seemed to occur in fewer days and, mainly in the eastern portion of the state, indexes associated with the frequency and intensity of extreme events presented positive trends in several stations. Furthermore, when analyzed in a seasonal scale, total precipitation seemed to decrease in numerous rain gauges over the years, both in rainy and dry seasons. The Pettitt test attested that most of the detected change points represented a positive variation, mostly for extreme event indexes and for the duration of drought periods, and mostly occurred between the years of 1990 and 1995. Even though some of the observed changes in this study can be partially explained by natural climatic phenomena that occur periodically within the region, their persistence and significance might represent important challenges for water resource management and risk prevention in the state of Rio Grande do Norte.

**Key words:** water resources; climate change; climate indexes; Mann-Kendall test; Theil-Sen method; Pettitt test.

## SUMÁRIO

<b>1. CAPÍTULO 1 - INTRODUÇÃO</b> .....	<b>8</b>
1.1 Revisão de literatura .....	11
1.1.1 Clima .....	11
1.1.2 Variabilidade climática.....	14
1.1.2.1 Variabilidade sazonal e intrassazonal .....	14
1.1.2.2 Variabilidade interanual .....	16
1.2 Estrutura da dissertação .....	17
<b>2. CAPÍTULO 2 - MATERIAL E MÉTODOS</b> .....	<b>18</b>
2.1 Caracterização da área de estudo.....	18
2.2 Dados de precipitação.....	18
2.3 Índices climáticos .....	20
2.4 Análise de tendências e pontos de mudança .....	22
2.4.1 Teste de Mann-Kendall .....	23
2.4.2 Teste de Mann-Kendall modificado.....	25
2.4.3 Método de Theil-Sen.....	26
2.4.4 Teste de Pettitt .....	27
2.4 Fluxograma de aplicação da metodologia.....	30
<b>3. CAPÍTULO 3 - RESULTADOS E DISCUSSÃO</b> .....	<b>31</b>
3.1 Teste de Mann-Kendall e método de Theil-Sen.....	31
3.2 Teste de Pettitt .....	44
3.3 Relação entre os testes de Mann-Kendall e Pettitt .....	51
<b>4. CAPÍTULO 4 - CONCLUSÕES</b> .....	<b>53</b>
<b>REFERÊNCIAS</b> .....	<b>55</b>

## CAPÍTULO 1

### INTRODUÇÃO

As mudanças climáticas têm sido um tema recorrente de debate na comunidade científica nos últimos anos. Face aos frequentes questionamentos sobre as maneiras como será possível lidar com os impactos por elas causados, faz-se necessário não apenas buscar prever a magnitude de tais mudanças, mas também compreender seus reflexos em contextos práticos, especialmente na gestão e na engenharia de recursos hídricos.

Em seu Relatório de Avaliação mais recente (2014), o *Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC)*, organização composta por 195 países e considerada a maior autoridade mundial no assunto, afirma que o aquecimento do sistema climático global é indubitável: é provável que o intervalo entre 1983 e 2012 tenha sido o período de 30 anos mais quente nos últimos 1400 anos. Isto se deve quase que certamente à ação humana. O desenvolvimento populacional e econômico observado nestes últimos anos tem intensificado a queima de combustíveis fósseis e o desmatamento de florestas, e a emissão de gases do efeito estufa encontra agora seus maiores índices em toda a história (IPCC, 2014).

As perspectivas futuras também não são promissoras. Mesmo nas estimativas mais otimistas avaliadas pelo IPCC, prevê-se que a temperatura superficial do planeta ainda aumentará ao longo do século XXI: mais de 1.5°C, para a maioria dos cenários analisados, podendo atingir 2°C em outros cenários. Em geral, eventos extremos de altas temperaturas se tornarão mais frequentes (IPCC, 2014).

Evidentemente, tais mudanças são relevantes à Engenharia de Recursos Hídricos, pois afetarão sensivelmente a dinâmica do ciclo hidrológico terrestre, mas seus efeitos não se mostrarão de maneira uniforme. O relatório de avaliação do IPCC (2014) afirmou ainda que enquanto algumas áreas do planeta tenderão a apresentar um aumento na média de precipitações, outras sofrerão um decréscimo, o que, em longo prazo, acentuará a disparidade entre áreas secas e úmidas: as primeiras passarão por períodos secos mais frequentes, o que intensificará conflitos na gestão de recursos hídricos, e as segundas serão mais comumente afetadas por grandes enchentes (IPCC, 2014).

No manejo de recursos hídricos, seja no dimensionamento de obras, no planejamento de sua operação ou na previsão de riscos, utilizam-se dados de séries históricas de precipitação para estimar variáveis futuras que determinarão as condições de projeto, e assume-se que as chuvas obedecem ao princípio da *estacionariedade*, ou seja, oscilam naturalmente dentro de uma faixa de variabilidade, que não se altera com o tempo (MILLY et al., 2008). No entanto,

Naghetini e Pinto (2007) afirmaram que, além das flutuações aleatórias, a presença de tendências ou “saltos” em uma série hidrológica, resultantes de variações naturais do clima ou por ação antrópica no meio, as classificaria como *não-estacionárias*.

Tendo em vista a magnitude das mudanças climáticas em curso e suas prováveis consequências hidrológicas, Milly et al. (2008) afirmaram que a estacionariedade não pode ser mais usada simplesmente como pressuposto na gestão de recursos hídricos, e que encontrar um modelo que a suceda seria essencial à adaptação humana a esta nova realidade. Um aumento na frequência e intensidade de eventos extremos pode resultar numa perda de segurança de obras hidráulicas existentes, além de ocasionar prejuízos econômicos, sociais e ambientais significativos (COELHO, 2014).

Portanto, para a concepção de metodologias que levem em conta a não-estacionariedade dos dados, faz-se necessária uma investigação mais aprofundada do comportamento de séries históricas, a partir de estudos estatísticos para identificação de tendências e mudanças que não se expliquem pela aleatoriedade natural dos eventos hidrológicos. Segundo Joseph et al. (2013), tais observações são vitais para a compreensão da variabilidade climática global, além de poderem ser incorporadas em modelos e previsões hidrológicas na gestão de recursos hídricos.

Ressalta-se, todavia, que a identificação de tais alterações nas séries históricas é de natureza complexa e difícil generalização. Dados locais de chuva podem não ser representativos, o que acarreta uma necessidade de estudos com maior abrangência, em escala regional, envolvendo amostras representativas de estações pluviométricas, com séries históricas de comprovada consistência (LLASAT E QUINTAS, 2004).

Estudos sobre os impactos das mudanças climáticas na estacionariedade de séries históricas têm sido realizados ao redor do mundo em contextos diversos. Em estudo realizado por Agilan e Umamahesh (2015), na Índia, por exemplo, observou-se uma tendência ao aumento na intensidade e na frequência de eventos extremos de alta precipitação, associada a diversos fatores: urbanização, mudanças climáticas locais e globais, ciclo El Niño-La Niña, etc. No sudeste da Austrália, que sofreu com fortes secas entre 1997 e 2009 (a chamada “seca do milênio”), foi observado por diferentes autores que modelos hidrológicos calibrados em períodos mais úmidos não se aplicavam mais às condições secas da região (VAZE et al., 2010; CHIEW et al., 2014). No Brasil, Moreira et al. (2016) constataram uma maior eficácia na quantificação e avaliação de frequência de riscos hidrológicos a partir da aplicação de distribuições estatísticas não-estacionárias em dados de precipitação no estado do Acre, nos quais foi verificada uma tendência positiva.

A identificação de tais tendências e a previsão de seus reflexos na Engenharia de Recursos Hídricos pode ser particularmente importante no contexto do Nordeste Brasileiro, especialmente nas regiões semiáridas, onde constantes crises hídricas requerem uma gestão de recursos cuidadosa na previsão de riscos. Tais mudanças serão capazes de comprometer não apenas o acesso a recursos hídricos na região, mas também seu desenvolvimento econômico, afetando drasticamente sua produção industrial, pecuária e agrícola. A vulnerabilidade do semiárido em relação a este último aspecto é principalmente importante - segundo Vieira et al. (2015), 94% de seu território é suscetível à desertificação.

Períodos de seca têm feito parte da dinâmica climática da região por toda sua história – seus primeiros registros datam do século XVI (MARENGO et al., 2017) – e prevê-se que continuarão ocorrendo de forma ainda mais intensa. Estima-se que ao longo do século XXI a precipitação tenderá a decrescer. Períodos secos se tornarão mais longos, as zonas de clima seco sofrerão expansão e algumas das áreas hoje consideradas de clima semiárido passarão a ser classificadas como áridas (IPCC, 2012; MARENGO E BERNASCONI, 2015; MARENGO et al., 2017).

Algumas dessas mudanças têm sido verificadas em trabalhos recentes. Em Oliveira et al. (2017), por exemplo, um estudo empreendido a partir de séries históricas de 148 estações da região Nordeste – envolvendo tanto as regiões costeiras quanto as semiáridas – revelou que mudanças climáticas têm causado uma acentuação da sazonalidade da região, tornando as épocas secas mais secas e as épocas chuvosas mais chuvosas. A exceção notável encontrada foi para a região do semiárido norte (envolvendo os estados do Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco e Alagoas), em que existe uma tendência ao decréscimo da intensidade das chuvas tanto em épocas chuvosas quanto em épocas secas.

Estudos realizados em escala local na região Nordeste também apontam tendências importantes; dependendo dos períodos analisados e das localidades e metodologias empregadas, existem divergências nas variações observadas, mas mudanças significativas são encontradas com frequência. No estado de Pernambuco, por exemplo, Silva et al. (2017) identificaram uma intensificação de condições de aridez em diversas bacias hidrográficas estudadas, ao passo que eventos extremos pareceram tornar-se mais frequentes e intensos em outras bacias. Guerreiro et al. (2013) também identificaram tendências negativas na precipitação na maior parte do estado do Ceará; os autores apontam, também, que meses secos tem-se tornado ainda mais secos, e que eventos intensos tendem a aumentar no início da época chuvosa.

Portanto, nesta pesquisa, tem-se o seguinte questionamento: *que mudanças têm ocorrido na estrutura dos dados de precipitação no estado do Rio Grande do Norte, e qual é sua significância?* Assim, o **objetivo geral é investigar a existência de possíveis tendências e pontos de mudança em dados de séries históricas de 48 estações pluviométricas do estado do Rio Grande do Norte durante o período de 1963 a 2010**. Especificamente, pretende-se: **(i)** Calcular índices climáticos para ampla caracterização do comportamento da precipitação no Estado ao longo do período estudado, tanto em sua frequência quanto em sua intensidade, em valores totais e extremos; **(ii)** Aplicar testes estatísticos a fim de identificar tendências e pontos de mudança em tais séries, avaliando sua significância e magnitude e **(iii)** Estabelecer comparações entre resultados observados em diferentes áreas e avaliar possíveis causas para as mudanças observadas.

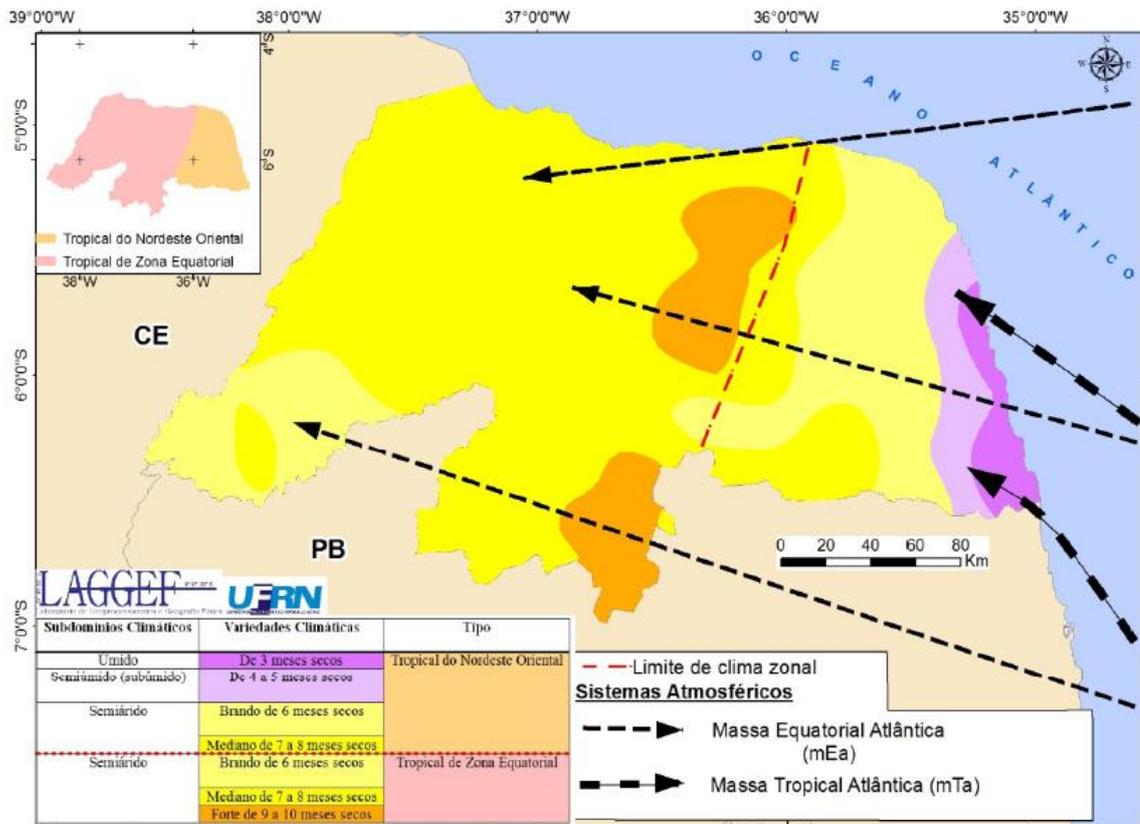
## **1.1 REVISÃO DE LITERATURA**

### **1.1.1 Clima**

Diniz e Pereira (2015) estabeleceram uma classificação climatológica do estado do Rio Grande do Norte baseada no modelo de Nímer (1979), método usado atualmente pelo IBGE, utilizando dados de estações pluviométricas da SUDENE. Como mostrado na Figura 1.1, os autores constataram que podem ser observados no Estado dois grandes tipos climáticos, um denominado Tropical do Nordeste Oriental, caracterizado por um período chuvoso nos meses de outono e inverno, e outro Tropical de Zona Equatorial, no qual o período chuvoso se concentra mais em fins de verão e outono (NÍMER, 1979). No Estado, ambos os climas são classificados como quentes, pois apresentam temperaturas sempre superiores a 18°C.

O modelo de Nímer apresenta também subtipos climáticos definidos a partir da quantidade de meses secos geralmente apresentados por uma região. Diniz e Pereira (2015) observaram que, no Rio Grande do Norte, o clima Tropical de Nordeste Oriental apresenta os subtipos úmido (3 meses secos), subúmido (4 a 5 meses secos) e semiárido brando (de 6 meses secos) e mediano (de 7 a 8 meses secos). A região de clima Tropical de Zona Equatorial é inteiramente classificada como semiárida, abrangendo suas variações branda, mediana e forte (de 9 a 10 meses secos).

**Figura 1.1** – Mapa de climas do Rio Grande do Norte.



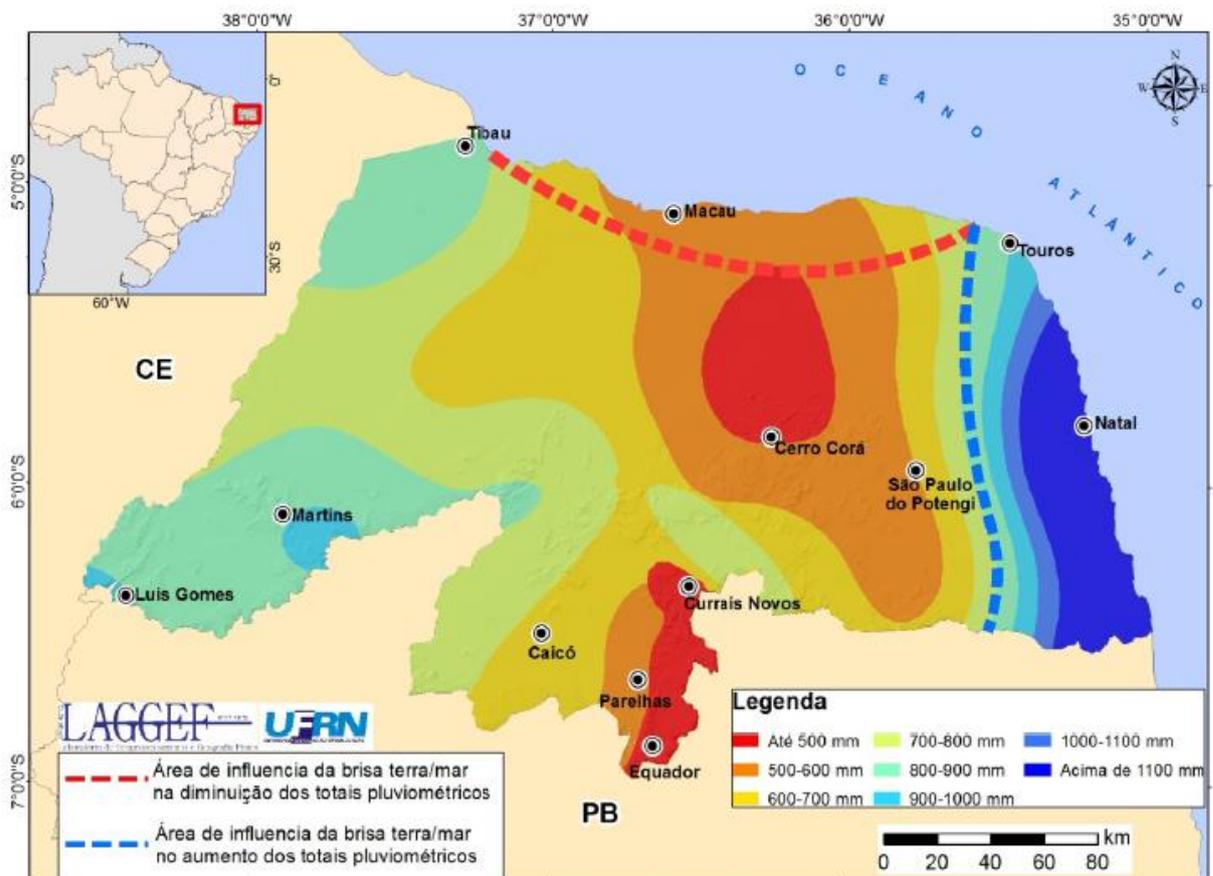
Fonte: Diniz e Pereira (2015).

Os autores apresentam também um mapa de isoietas baseado nos dados de precipitação da SUDENE (1990), ilustrado na Figura 1.2. A análise do mapa evidencia que a região mais úmida do estado é seu litoral oriental, devido a sua maritimidade e a uma posição favorável à penetração de sistemas atmosféricos causadores de chuva e advindos de leste; altos índices pluviométricos também são encontrados na região sudoeste do Estado, devido à presença de formações serranas, como nas cidades de Martins e Luís Gomes. As pluviosidades mais baixas são encontradas na porção côncava do litoral setentrional do Estado, trecho mais seco de toda a costa brasileira, e em sua região central, principalmente em áreas a sotavento de serras e planaltos, como as cidades de Cerro Corá, Currais Novos e Equador (DINIZ E PEREIRA, 2015).

Os baixos totais pluviométricos encontrados na região sertaneja do Estado se devem à atuação de movimentos subsidentes (descendentes) de ar. Tal processo é parte de uma circulação leste-oeste denominada circulação de Walker, que envolve um ramo ascendente relacionado à convecção da Amazônia e um ramo descendente sobre o Atlântico Sul - e parcialmente sobre a região Nordeste (MOLION, 1987; MOLION E BERNARDO, 2002).

Palharini e Vila (2017), em estudo sobre os principais tipos de nuvens atuantes na precipitação do Nordeste, atestaram que na área do Rio Grande do Norte há uma predominância de nuvens convectivas rasas, com chuvas concentradas nos meses entre julho e novembro; nos meses de junho-julho-agosto, em especial, existe uma grande concentração de nuvens convectivas rasas na região costeira do estado, causada pelos Distúrbios Ondulatórios de Leste. Embora as nuvens convectivas profundas sejam pouco presentes, ainda causam uma grande parte da precipitação. Os autores constataram, ainda que, a atuação da circulação de Walker nos trópicos inibe a formação de nuvens com grande desenvolvimento vertical e favorece aquelas de desenvolvimento horizontal, como as estratiformes ou convectivas rasas; embora a ocorrência de nuvens convectivas profundas seja baixa, em torno de 60% da precipitação no Nordeste é causada por elas.

**Figura 1.2** – Mapa de isoietas do Rio Grande do Norte.



Fonte: Diniz e Pereira (2015).

## **1.1.2 Variabilidade climática**

### **1.1.2.1 Variabilidade sazonal e intrassazonal**

A região Nordeste está sob a influência dos anticiclones subtropicais do Atlântico Sul e Atlântico Norte (ASAS e ASAN), associados aos ventos alísios de nordeste e sudeste. O cavado equatorial, situado entre ambos os anticiclones, abriga em seu eixo a Zona de Convergência Intertropical (ZCIT), região de encontro entre os ventos alísios, apresentando movimentos ascendentes, baixas pressões, nebulosidades e chuvas abundantes (KAYANO E ANDREOLI, 2009). De acordo com Molion e Bernardo (2002), a ZCIT migra sazonalmente entre sua posição mais ao norte (nos meses de agosto-setembro) a sua posição mais ao sul (entre março e abril), sendo responsável pela maior parte das chuvas registradas durante o primeiro semestre em todo o estado do Rio Grande do Norte, especialmente nos meses de fevereiro a maio, na região do meio-oeste (DINIZ E PEREIRA, 2015). Quando a ZCIT está localizada em sua posição mais ao norte, sobre o Nordeste é observado um movimento subsidente relacionado à circulação de Hadley, que inibe a formação de nuvens e, portanto, as chuvas – o que ocasiona os invernos secos da região sertaneja do Estado (MOLION E BERNARDO, 2002).

Nas regiões costeiras do Estado é fundamental a contribuição das brisas terrestres e marítimas; enquanto as brisas marítimas, durante o período diurno, são capazes de transportar umidade a longas distâncias além do litoral, as brisas terrestres percorrem o caminho inverso, em direção ao oceano, à noite. Portanto, na costa leste, as brisas terrestres advindas do continente convergem com os ventos alísios, intensificando precipitações no período noturno, como demonstrado por Kousky (1980); por outro lado, na costa setentrional, a concavidade de sua disposição faz com que a convergência entre os alísios de sudeste e a brisa terrestre (advinda de sul/sudeste/sudoeste) ocorra apenas sobre o próprio oceano, formando arcos de nuvens paralelos à costa (TEIXEIRA, 2008). Logo, as nuvens de chuva são afastadas do continente para o mar, e as precipitações tendem a ocorrer sobre o Atlântico. Portanto, enquanto a maritimidade acentua a pluviosidade do litoral leste do estado, a mesma característica tende a inibir chuvas no litoral norte (DINIZ E PEREIRA, 2015).

Também, são atuantes, principalmente na região litorânea, os Complexos Convectivos de Mesoescala (CCM), aglomerados de nuvens cumulonimbus acompanhadas por densa camada de cirrus, formados pela atividade convectiva gerada pelo aquecimento radiativo da superfície (SILVA DIAS, 1987; REBOITA et al., 2010). Os CCM crescem rapidamente, em um período de 6 a 12 horas, e provocam chuvas intensas e de curta duração, acompanhadas normalmente de fortes rajadas de vento (SOUZA et al., 1998b).

Na costa leste do Estado, as máximas precipitações entre os meses de maio e julho são parcialmente justificadas pela propagação de aglomerados de nuvens para oeste, desde a costa da África até a América do Sul (YAMAZAKI E RAO, 1977). Esse fenômeno, denominado Distúrbios Ondulatórios de Leste (DOL), é ocasionado pela penetração de sistemas frontais no campo dos ventos alísios. Por sua vez, Molion e Bernardo (2002) constataram que há uma intensificação de tais distúrbios no litoral leste devido a convergências com brisas – as associações de DOL com brisas marítimas são capazes de penetrar até 300km para o interior do continente, levando chuvas até a região da Borborema Potiguar e mesmo outros planaltos interiores; e nas associações de DOL com brisas terrestres, podem ocorrer tempestades com precipitações superiores aos 100mm/dia.

O Rio Grande do Norte também está sob o efeito de Vórtices Ciclônicos de Altos Níveis (VCAN), fenômeno caracterizado por subsidência de ventos em sua área central, inibindo a formação de nuvens e a precipitação, e convecção em suas regiões periféricas, favorecendo as chuvas (KOUSKY E GAN, 1981). Os VCAN se formam no Atlântico e avançam por todo o interior do Nordeste, podendo produzir chuvas em qualquer parte do Estado, conforme sua posição, que é variável (DINIZ E PEREIRA, 2015). Sistemas frontais ou seus remanescentes podem também ser responsáveis por precipitações na região Nordeste, destacando-se seu papel no aumento das chuvas no litoral do Estado entre o outono e o inverno (KOUSKY, 1979).

Destaca-se ainda o papel das circulações orográficas, determinadas pela altitude e relevo das formações geográficas e à sua posição em relação aos ventos predominantes; no Rio Grande do Norte encontram-se serras do Planalto da Borborema, que representam uma barreira topográfica para os ventos de leste. O contraste climático entre as escarpas orientais e ocidentais do planalto é marcante - em regiões a barlavento, o ar ascende e causa precipitações orográficas, chegando aos vales localizados a sotavento (na região sertaneja, semiárida) já sem umidade (CORRÊA et al., 2010; DINIZ E PEREIRA, 2015).

Na variabilidade das precipitações no Rio Grande do Norte, a Oscilação de Madden-Julian (OMJ) é caracterizada por um padrão de perturbações em sistemas meteorológicos em períodos de 30 a 60 dias, intrassazonal. O fenômeno se dá por meio de um deslocamento para leste (desde o Oceano Índico ao Pacífico central) de uma célula zonal de grande escala no eixo equatorial, causando variações na convecção tropical e influenciando os sistemas atmosféricos atuantes na região (MADDEN E JULIAN, 1971; 1972; 1994). De acordo com Souza e Ambrizzi (2006), a OMJ seria o principal mecanismo atmosférico modulador das variações pluviométricas nas regiões brasileiras de clima tropical, numa escala de tempo intrassazonal.

### 1.1.2.2 Variabilidade interanual

Por sua vez, a variabilidade interanual da precipitação no Nordeste estaria associada a anomalias meteorológicas, tanto na própria região do Nordeste quanto em outras partes do globo.

O Padrão Dipolo do Atlântico é um dos fenômenos que influem na dinâmica climática da região, e se caracteriza por uma configuração de sinais opostos de anomalias de temperatura da superfície do mar (TSM) nas bacias Norte-Sul do Atlântico Tropical (HASTENRATH E HELLER, 1977; UVO et al., 1998; MOURA E SHUKLA, 1982; NOBRE E SHUKLA, 1996). Esse padrão inverso tende a influenciar o deslocamento da Zona de Convergência Intertropical (ZCIT) a partir de um gradiente térmico inter-hemisférico (HASTENRATH E GREISCHAR, 1993).

De acordo com Souza et al. (1998a), na fase de Dipolo Negativo, as águas do Atlântico Norte apresentam menor temperatura superficial que as do Atlântico Sul – logo, a pressão atmosférica cresce na bacia Norte e intensificam-se os ventos alísios de Nordeste, ao mesmo tempo que a componente meridional dos alísios de Sudeste é enfraquecida. A ZCIT, portanto, se desloca na direção Sul, favorecendo eventos chuvosos. O processo contrário ocorre na fase de Dipolo Positivo: as águas do Atlântico Sul encontram-se mais frias, aumentando sua pressão atmosférica e intensificando os ventos alísios de sudeste. A ZCIT é, portanto, levada a permanecer em sua posição mais ao norte, o que ocasiona épocas mais secas no Nordeste.

O El Niño-Oscilação Sul (ENOS) é também considerado um dos principais mecanismos atuantes na variabilidade climática do Nordeste; as alterações na temperatura superficial do mar causadas pelos fenômenos de El Niño e La Niña tendem a modificar a circulação de Walker (ou seja, o fluxo de ar na região dos trópicos), causando anomalias negativas (em anos de El Niño) ou positivas (em anos de La Niña) (KAYANO E ANDREOLI, 2009; TIMMERMANN et al., 2018).

Em anos de El Niño a circulação intensifica um ramo descendente na região, que segundo Zhou e Lau (2001) estaria associado não apenas à célula de Walker, mas também a células anômalas da circulação de Hadley, que se formam em ambos os lados do Equador, no setor do Atlântico Tropical. Segundo Molion e Bernardo (2002), tal processo pode ocasionar um enfraquecimento e deslocamento a norte da ZCIT, favorecendo a ocorrência de períodos secos na região – principalmente ao atuar em conjunto com o Dipolo Positivo do Atlântico (ANDREOLI E KAYANO, 2007). Em anos de La Niña, forma-se um centro de baixa pressão na região Nordeste, provocando convecção que tende a trazer a ZCIT para uma posição mais

ao sul e causando chuvas – este processo pode também ser favorecido pela associação com o fenômeno do Dipolo Negativo do Atlântico (MOLION E BERNARDO, 2002; ALVES et al., 1997).

Há outros mecanismos que ocasionam variabilidades de mais baixa frequência, como a Oscilação Decenal do Pacífico (ODP), que, de acordo com estudo de Mantua et al. (1997), é caracterizada por um período de repetição de aproximadamente 50 a 70 anos, com uma fase fria e uma fase quente, que apresentam, respectivamente, anomalias negativas e positivas na região do Pacífico Tropical.

A associação da ODP com o ENOS pode causar anomalias diversas na distribuição das precipitações. Quando ambos os eventos estão na mesma fase, diz-se que atuam “construtivamente”, dando origem a anomalias fortes e bem definidas; quando estão em fases opostas, atuam “destrutivamente”, e as anomalias ocorrentes são fracas e dispersas (ANDREOLI E KAYANO, 2005). Na fase positiva da ODP, os episódios de El Niño tendem a ser mais numerosos e intensos, enquanto os eventos de La Niña são mais raros e fracos; em sua fase negativa, ocorre a dinâmica oposta (ANDREOLI E KAYANO, 2005).

## **1.2 ESTRUTURA DA DISSERTAÇÃO**

A dissertação está organizada em quatro capítulos: no Capítulo 2 – Material e Métodos são descritos a área de estudo, os índices utilizados para estudos de frequência e intensidade da precipitação, e finalmente os métodos utilizados para a detecção de tendências e pontos de mudança nas séries históricas; no Capítulo 3 – Resultados e Discussão, são expostas as mudanças na precipitação identificadas pelos métodos estatísticos utilizados, analisando-se e comparando-se tais resultados com os obtidos em outros estudos; no Capítulo 4, por sua vez, apresentam-se as Conclusões relativas a este trabalho.

## **CAPÍTULO 2**

### **MATERIAL E MÉTODOS**

#### **2.1 CARACTERIZAÇÃO DA ÁREA DE ESTUDO**

O estado do Rio Grande do Norte possui uma extensão de 52.810,7 km<sup>2</sup>, ocupando 3,41% do território da Região Nordeste e 0,62% do território nacional (SEPLAN, 2014). Sua proximidade à Linha do Equador lhe confere características climáticas específicas, como temperaturas elevadas, baixas amplitudes térmicas, forte insolação e altas taxas de evaporação (ANA, 2006).

A maior parte do relevo do Estado é de altitude relativamente baixa, formada principalmente por planícies fluviais e costeiras, tabuleiros, chapadas (Apodi e Serra Verde) e depressões. Os picos e serras da região variam aproximadamente de 580 a 830 m de altitude, e sua maioria se concentra na região do Planalto da Borborema (EMPARN, 2009). Esta formação mostra-se importante para a dinâmica climática do semiárido nordestino, pois atua como uma potencial barreira para os ventos úmidos advindos do Atlântico (CORRÊA et al., 2010).

#### **2.2 DADOS DE PRECIPITAÇÃO**

As séries históricas utilizadas neste estudo foram fornecidas pela Empresa de Pesquisa Agropecuária do Rio Grande do Norte (EMPARN) e pelo Instituto Nacional de Meteorologia (INMET) e abrangem o período de 1963 a 2010.

Um preenchimento de falhas foi realizado pela EMPARN nas séries históricas fornecidas, aplicando-se a dias com dados faltosos uma média dos registros de três estações vizinhas; em estações com falta de dados em alguma das três estações vizinhas, a média foi calculada com as estações disponíveis.

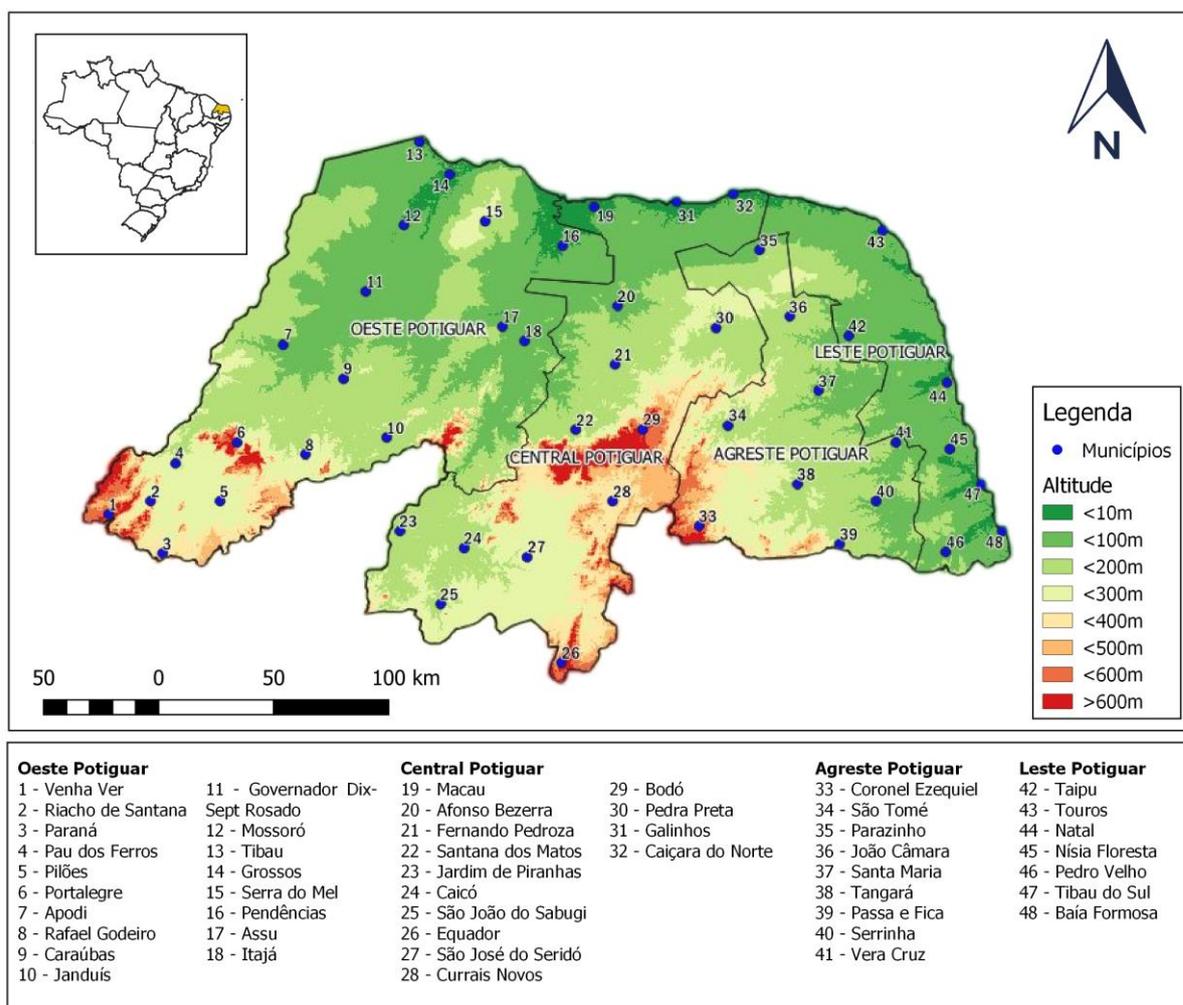
Ressalta-se que tal preenchimento pode influenciar os resultados obtidos, visto que eventos de precipitação registrados em uma estação nem sempre resultam na ocorrência de eventos similares em suas áreas vizinhas. Para a análise e discussão de tais resultados, portanto, foca-se em tendências que são observadas em um contexto generalizado a nível de regiões ou sub-regiões, em detrimento de tendências observadas isoladamente ou de maneira dispersa.

O estudo utilizou dados de 48 estações pluviométricas, ilustradas no mapa altimétrico da Figura 2.1. Foram selecionadas séries com verificada continuidade e consistência nas medidas registradas, priorizando também a diversidade geográfica do estudo. Os municípios

distribuem-se nas quatro mesorregiões do estado, definidas pelo IBGE – Oeste Potiguar, Central Potiguar, Agreste Potiguar e Leste Potiguar (IBGE, 1990).

Embora não mais em uso pelo IBGE, a divisão em mesorregiões é utilizada para a apresentação dos resultados deste estudo, visto que ilustram bem a diversidade do perfil climático do estado - comparando-se as Figuras 1.2 e 2.1, é perceptível que os municípios distribuem-se desde as áreas úmidas do Leste Potiguar às mais secas do Oeste e Central Potiguar, o que permite uma comparação entre as tendências e pontos de mudanças encontrados para diferentes regiões.

**Figura 2.1** – Mapa altimétrico do Rio Grande do Norte, delimitado em mesorregiões, com municípios escolhidos para análise de tendências e pontos de mudança



Fonte: Elaborada pelo autor (2019).

### 2.3 ÍNDICES CLIMÁTICOS

Baseados nos dados de precipitação disponíveis, foram calculados e analisados índices climáticos propostos pelo *Expert Team on Climate Change Detection and Indices* (ETCCDI), uma equipe de alcance internacional formada com o objetivo de promover medidas objetivas e caracterizações precisas da variabilidade e das mudanças do clima (WCRP, 2018). Tais índices oferecem não apenas uma visão geral dos totais precipitados e como variam no decorrer do tempo, mas também uma descrição mais detalhada da frequência e intensidade de eventos extremos ao longo dos anos.

Dos 27 índices propostos pela equipe, 11 referem-se à precipitação em específico, e podem ser calculados por meio de software desenvolvido e disponibilizado para este fim pelo próprio ETCCDI, o RCLimDex 1.1, baseado na plataforma R. As descrições dos índices, encontradas em Zhang e Yang (2004), são detalhadas no Quadro 2.1. A estes foram adicionados, para este trabalho, dois índices, referentes à precipitação acumulada no quadrimestre mais úmido (PQU) e no quadrimestre mais seco (PQS) para cada estação em estudo, para que a variabilidade sazonal das estações seja levada em conta.

**Quadro 2.1** – Índices climáticos utilizados no estudo.

<b>Índice</b>	<b>Nome do indicador</b>	<b>Definição</b>	<b>Unidade</b>
<b>PRCPTOT</b>	Precipitação total anual nos dias úmidos	Precipitação total anual nos dias em que $P \geq 1\text{mm}$	mm
<b>CDD</b>	Dias secos consecutivos	Número máximo de dias consecutivos em que $P < 1\text{mm}$	dias
<b>CWD</b>	Dias úmidos consecutivos	Número máximo de dias consecutivos em que $P \geq 1\text{mm}$ .	dias
<b>R10mm</b>	Número de dias com precipitação acima de 10mm	Número de dias por ano em que $P \geq 10\text{mm}$ .	dias
<b>R20mm</b>	Número de dias com precipitação acima de 20mm	Número de dias por ano em que $P \geq 20\text{mm}$ .	dias
<b>R50mm</b>	Número de dias com precipitação acima de 50mm	Número de dias por ano em que $P \geq 50\text{mm}$ .	dias
<b>Rx1day</b>	Precipitação máxima em 1 dia	Valor máximo anual de precipitação para um dia.	mm
<b>Rx5day</b>	Precipitação máxima em 5 dias	Valor máximo anual de precipitação em cinco dias.	mm
<b>R95p</b>	Precipitação anual total para eventos acima do 95° percentil	Total precipitado por ano em eventos de chuva em que $P > P_{95}$	mm
<b>R99p</b>	Precipitação anual total para eventos acima do 99° percentil	Total precipitado por ano em eventos de chuva em que $P > P_{99}$	mm
<b>SDII</b>	Índice simples de intensidade de precipitação	Precipitação total anual em dias úmidos ( $P \geq 1\text{mm}$ ) dividida pelo número de dias úmidos.	mm/dia
<b>PQU</b>	Precipitação total no quadrimestre mais úmido, em dias úmidos	Precipitação total encontrada no quadrimestre de maior pluviosidade em dias que $P \geq 1\text{mm}$ .	mm
<b>PQS</b>	Precipitação total no quadrimestre mais seco, em dias úmidos	Precipitação total encontrada no quadrimestre de menor pluviosidade, em dias que $P \geq 1\text{mm}$ .	mm

Fonte: Adaptado de Zhang e Yang (2004).

Ressalta-se que, antes do cálculo dos índices, o RCLimDex efetua um controle de qualidade na série diária de precipitação de cada município, preenchendo dias com medidas faltantes com -99,9 (valor reconhecido pelo software como dado em falta), e identificando valores inconsistentes ou outliers (ZHANG E YANG, 2004)

Os índices climáticos propostos pelo ETCCDI têm sido utilizados em uma larga quantidade de pesquisas relacionadas a tendências em temperatura e precipitação, e mostram-

se úteis em regiões de perfis climáticos diversos (MAZVIMAVI et al., 2010; CHEN et al., 2015; DUAN et al., 2015; BIGI et al., 2018).

Na América do Sul, um exemplo notável de uso de tais índices (e do RClimDex para seu cálculo) pode ser encontrado em Haylock et al. (2006), em estudo que empreendeu uma ampla análise de tendências encontradas em séries de precipitação do continente de 1960 a 2000, incluindo 354 estações brasileiras. Os autores identificaram principalmente tendências positivas na região Sudeste e negativas na região Nordeste, evidenciadas principalmente pelos índices PRCPTOT, R10mm e R20mm. Utilizando uma maior rede de estações, um período mais abrangente (1950 a 2010) e os mesmos índices climáticos, Skansi et al. (2012) constataram tendências de aumento de chuvas na América do Sul em geral, com altas em eventos intensos.

Na região Sudeste do Brasil, tais resultados foram posteriormente corroborados por Dufek e Ambrizzi (2008), que estudaram dados de 59 estações do estado de São Paulo entre os anos de 1950 e 1999; foram encontradas tendências positivas e significativas em aproximadamente 59% das séries de PRCPTOT, e em 47% das séries de R20mm. Também foram constatados, posteriormente (1986-2011), aumentos significativos na precipitação total e em índices relacionados a eventos extremos na bacia hidrográfica do Paraná (ZANDONADI et al., 2016).

#### **2.4 ANÁLISE DE TENDÊNCIAS E PONTOS DE MUDANÇA**

Este trabalho empregou três métodos não-paramétricos para avaliação das séries históricas utilizadas, a fim de identificar tendências temporais e mudanças ocorridas em momentos específicos – são eles o teste de Mann-Kendall (com modificações para séries autocorrelacionadas), o método de Theil-Sen e o teste de Pettitt. Tais testes são frequentemente empregados para verificação de propriedades de séries hidrológicas (aleatoriedade, independência, homogeneidade, etc.), e têm a vantagem de não requererem que a variável estudada obedeça a uma distribuição normal, além de serem menos suscetíveis aos efeitos da presença de outliers (NAGHETTINI E PINTO, 2007; SHOHAMI et al., 2011).

A variedade dos métodos utilizados tem como objetivo permitir comparações quanto à sensibilidade e as especificidades de cada método, considerando suas vantagens e limitações, além de possibilitar uma caracterização abrangente da amostra. Para todos os métodos foi utilizado nível de significância ( $\alpha$ ) de 5%.

### 2.4.1 Teste de Mann-Kendall

O teste não-paramétrico proposto por Mann (1945) e Kendall (1975) é comumente usado para verificar a existência de tendências positivas ou negativas em séries temporais, e tem sido recomendado para a avaliação de dados ambientais pela Organização Meteorológica Mundial (OMM) (YUE et al., 2002). A hipótese nula ( $H_0$ ) considerada pelo teste é que não existe tendência na série analisada, enquanto a hipótese alternativa ( $H_1$ ) afirma que existe tendência, seja ela positiva ou negativa (MANN, 1945).

O procedimento adotado no teste consiste, basicamente, em uma comparação sequencial de cada valor da série com os restantes posteriores. Sendo estabelecidos  $x_i$  e  $x_j$  como dados sequenciais para o  $i$ -ésimo e  $j$ -ésimo termos de uma série histórica, a estatística do teste é dada por:

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

Em que:

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

Um valor positivo de  $S$ , após a aplicação da Equação 1, indica a presença de tendência positiva, e um valor negativo indica a presença de tendência negativa.

Mann (1945) e Kendall (1975) mostram ainda que, para amostras com um  $n$  grande (tecnicamente,  $n > 10$ ), o valor de  $S$  apresenta uma distribuição normal, e consequentemente:

$$E(S) = 0 \quad (3)$$

$$V(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^q t_p(t_p-1)(2t_p+5)}{18} \quad (4)$$

Em que:  $E(S)$  – média do sinal;  $V(S)$  – variância do sinal;  $t_p$  – número de dados com valores iguais em certo grupo (o  $p$ -ésimo);  $q$  – número de grupos iguais na série, em um grupo  $p$ ;  $n$  – tamanho da série.

Calcula-se, então, o índice  $Z_{MK}$ , que obedece, também, a uma distribuição normal:

$$Z_{MK} = \begin{cases} \frac{S - 1}{\sqrt{V(S)}}, & \text{se } S > 0 \\ 0, & \text{se } S = 0 \\ \frac{S + 1}{\sqrt{V(S)}}, & \text{se } S < 0 \end{cases} \quad (5)$$

Calcula-se, então, um valor de  $Z_\alpha$  para o nível de significância  $\alpha$  escolhido, e realiza-se o teste de hipóteses:

(a) Caso o valor absoluto de  $Z_{MK}$  seja inferior a  $Z_{1-(\alpha/2)}$  (visto que o teste é bi-caudal), a hipótese nula ( $H_0$ ) não pode ser rejeitada, e considera-se que não há tendência na série analisada.

(b) Caso o valor absoluto de  $Z_{MK}$  seja superior  $Z_{1-(\alpha/2)}$ , a hipótese nula é rejeitada, e considera-se que existe tendência na série analisada.

Casos de utilização do teste de Mann-Kendall são observados em contextos geográficos variados e com propósitos diversos, não apenas para séries de precipitação, mas também para variáveis climáticas e hidrológicas afins. Exemplos recentes notáveis são observados em Silva et al. (2015), em estudo sobre tendências na precipitação e vazão fluvial na bacia do Rio Cobre, em Portugal, e em Shohami et al. (2011), em investigação das tendências encontradas em séries relativas a precipitação, temperatura e condições atmosféricas na região do Mediterrâneo Leste, em Israel.

Além dos valores médios e totais precipitados, o teste também é usado com frequência para a verificação de tendências na intensidade e frequência de eventos extremos, como observado em estudos realizados no Japão (DUAN et al., 2015) e na província de Yunnan, na China (CHEN et al., 2015).

O método tem sido vastamente utilizado também no Brasil, em trabalhos como Zilli et al. (2017), que detectou mudanças na frequência de dias chuvosos em diferentes regiões da costa da região Sudeste (além de um aumento na intensidade de eventos extremos), e Oliveira et al. (2014), que, em um estudo envolvendo 151 estações pluviométricas do Nordeste, identificou possíveis mudanças na distribuição das chuvas da região – enquanto nos meses de setembro, outubro e novembro (primavera) foi observada uma tendência negativa na frequência da ocorrência de eventos de chuva intensa, durante os meses de março, abril e maio (outono) houve uma tendência ao aumento na intensidade de tais eventos.

### 2.4.2 Teste de Mann-Kendall modificado

De acordo com vStorch (1995), testes estatísticos como o de Mann-Kendall são concebidos sendo dada a necessidade de total independência dos dados; no entanto, séries históricas de dados climáticos são frequentemente autocorrelacionadas, ou seja, existe uma correlação da série consigo mesma ao longo do tempo, dado um certo atraso. Para uma autocorrelação com atraso de um dia (em uma série diária), por exemplo, cada elemento da série se correlaciona com seu respectivo elemento seguinte – mede-se, portanto, a possibilidade de um valor alto ser também seguido de outro valor alto no dia seguinte, e vice-versa.

Logo, a presença de autocorrelação em uma série histórica de precipitação pode ocasionar uma rejeição indevida da hipótese nula por parte do teste, e consequentemente a identificação de uma tendência que, em verdade, não existe (Yue et al., 2002). Posto que o teste de Mann-Kendall compara valores sequenciais, Storch (1995) recomenda que séries históricas sejam tratadas para remoção de efeitos da autocorrelação com atraso igual a 1, a partir da seguinte fórmula:

$$Y_t = X_t - r_1 X_{t-1} \quad (6)$$

Sendo  $X_t$  e  $X_{t-1}$  dois elementos sequenciais da série histórica,  $r_1$  a autocorrelação da série para atraso igual a 1, e  $Y_t$  o elemento resultante para a série tratada.

Yue et al. (2002) mostram, contudo, que quando uma tendência existe de fato em uma série histórica, este processo de tratamento acaba por remover uma parte da própria tendência, possivelmente subestimando sua magnitude. Recomenda-se, portanto, uma remoção da tendência antes da aplicação do tratamento, da seguinte forma:

a) A declividade de Theil-Sen ( $\beta$ ) da série  $X_t$  é calculada, de acordo com método descrito na seção 2.4.3; caso a declividade seja diferente de zero, a tendência dos dados é retirada:

$$X'_t = X_t - T_t = X_t - \beta t \quad (7)$$

b) A autocorrelação para atraso igual a 1 é calculada para a série sem tendência ( $X'_t$ ):

$$r_1 = \frac{\frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^{n-1} [X'_t - E(X'_t)][X'_{t+1} - E(X'_t)]}{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n [X'_t - E(X'_t)]^2} \quad (8)$$

Em que  $E(X'_t)$  corresponde à média da série histórica estudada.

c) A autocorrelação é removida da série modificada  $X'_t$ , originando a série  $Y'_t$ :

$$Y'_t = X'_t - r_1 X'_{t-1} \quad (9)$$

d) Readiciona-se a tendência  $T_t$  à série residual  $Y'_t$ :

$$Y_t = Y'_t + T_t = Y'_t + \beta t \quad (10)$$

e) Aplica-se, finalmente, à série  $Y_t$  o teste de Mann-Kendall para determinação de significância das tendências, como descrito na seção 2.4.1.

Neste estudo, o software R foi utilizado para cálculo das funções de autocorrelação de todas as séries históricas analisadas (para cada um dos índices), sendo dado um intervalo de confiança de 95%. Assim, em séries com autocorrelações (para atraso igual a 1) fora desse intervalo de confiança, o método de Mann-Kendall modificado, descrito acima, foi utilizado, em vez do teste convencional.

Esta versão modificada do teste de Mann-Kendall foi utilizada em outras ocasiões; Some'e et al. (2012), por exemplo, identificou tendências negativas significativas de precipitação no território do Irã; Minaei e Irannezhad (2018), por outro lado, focando seu estudo na porção Nordeste da região analisada pelo primeiro estudo, encontrou aumentos significativos na precipitação, o que evidencia a alta dependência de estudos de tendências em relação à localidade compreendida.

No Brasil, Pedron et al. (2017) utilizaram o método para avaliar uma série de precipitação da cidade de Curitiba, fazendo também uso dos índices climáticos do RCLimDex, e constataram uma alta em diversos índices relacionados a eventos extremos, além de um aumento dos volumes precipitados anualmente e sazonalmente.

### 2.4.3 Método de Theil-Sen

Enquanto o teste de Mann-Kendall é útil para a identificação de tendências estatisticamente significativas em uma série temporal, o método de Theil-Sen, proposto por Theil (1950) e Sen (1968) e expandido por Hirsch et al. (1982), tem a capacidade de estimar a *magnitude* da tendência existente, ou seja, sua taxa de variação linear (ou declividade), aqui denominada  $\beta$ .

Calcula-se, primeiramente, a declividade referente a todos os pares de dados encontrados na série histórica, da seguinte forma:

$$T_i = \frac{x_j - x_i}{j - i} \quad (11)$$

Em que:  $x_i$  e  $x_j$  são os valores das variáveis para os tempos  $i$  e  $j$ , respectivamente, desde que  $j$  seja maior que  $i$ .

Em seguida, o valor de  $\beta$  é calculado a partir da mediana de todos os valores de  $T_i$  obtidos. Um valor positivo de  $\beta$  indica uma tendência crescente, enquanto um valor negativo indica uma tendência decrescente.

A estimativa de decilividade de Theil-Sen é frequentemente associada ao teste de Mann-Kendall no estudo de tendências em séries históricas – podem ser encontrados casos recentes de sua utilização em análises de mudanças em séries de precipitação na Sérvia (GOCIC et al., 2013), Gana (LACOMBE et al., 2012), Índia (GAJBHIYE et al., 2016), entre outras localidades.

A nível nacional, o método foi utilizado em conjunto com o teste de Mann-Kendall por Alves et al. (2017), por exemplo, em estudo sobre a influência da variabilidade da precipitação e aridez na desertificação da área superior do Rio Paraíba. Os autores verificaram que existe, na verdade, uma tendência ao aumento das chuvas e diminuição da aridez no decorrer do tempo, o que indicaria que os processos de desertificação na região têm sido provavelmente causados não por mudanças na dinâmica climática, mas sim por ação antropogênica na degradação do solo e da vegetação locais.

#### 2.4.4 Teste de Pettitt

O teste não-paramétrico de Pettitt (PETTITT, 1979) é usado para identificar um ou mais pontos de mudança em uma série temporal, ano a ano. O método divide a série temporal  $(X_1, X_2, \dots, X_T)$  em duas amostras menores, representadas por  $(X_1, X_2, \dots, X_t)$  e  $(X_{t+1}, X_{t+2}, \dots, X_T)$  (YU et al., 2006). Define-se, então, o índice:

$$U_t = \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^T \text{signal}(x_i - x_j) \quad (12)$$

A variável  $\text{signal}(x_i - x_j)$  foi definida na Equação 2, apresentada acima.

Em um gráfico de  $U_t$  versus  $t$ , para uma série sem mudanças pontuais, o valor de  $U_t$  é sempre crescente; a presença de declínios bruscos indica pontos de mudança. A identificação exata dos pontos de mudança mais significativos é uma questão pendente (YU et al., 2006) –

Pettitt (1979), no entanto, desenvolveu um procedimento em que a probabilidade de significância do ponto de mudança é associada ao máximo valor de  $U_t$ :

$$p = \exp \left[ \frac{-6K_T^2}{T^3 + T^2} \right] \quad (13)$$

Em que:  $K_T = \max_{1 \leq t \leq T} |U_t|$ ; T = número total de anos da série temporal

Em um ponto para o qual seja obtido um valor de p inferior ao nível de significância adotado (neste trabalho, 5% ou 10%), existe mudança estatisticamente significativa (ZHANG et al., 2009). Logo, o teste de hipóteses adotado é:

a) Caso não sejam encontrados pontos de mudança significativos, aceita-se a hipótese nula ( $H_0$ ): a série não tem pontos de mudança.

b) Caso existam pontos de mudança significativos, aceita-se a hipótese alternativa ( $H_1$ ): a série tem um ou mais pontos de mudança.

A utilização do teste de Pettitt atualmente pode ser observada em casos diversos, e evidencia-se que a análise dos seus resultados deve ser cuidadosa. Em investigação de tendências no regime de precipitação do Zimbábue, por exemplo, Mazvimavi (2010) utilizou o teste em séries históricas de 40 estações pluviométricas, para detectar pontos de mudança e quebra na distribuição dos dados. O autor constatou que em 9 dos 40 postos estudados foram observados pontos de mudança significativos: alguns destes se dão em épocas similares, o que indicaria de fato uma mudança de caráter regional; outros, no entanto, são observados em épocas distintas, o que poderia ocorrer devido a mudanças nas condições de medição dos pluviômetros.

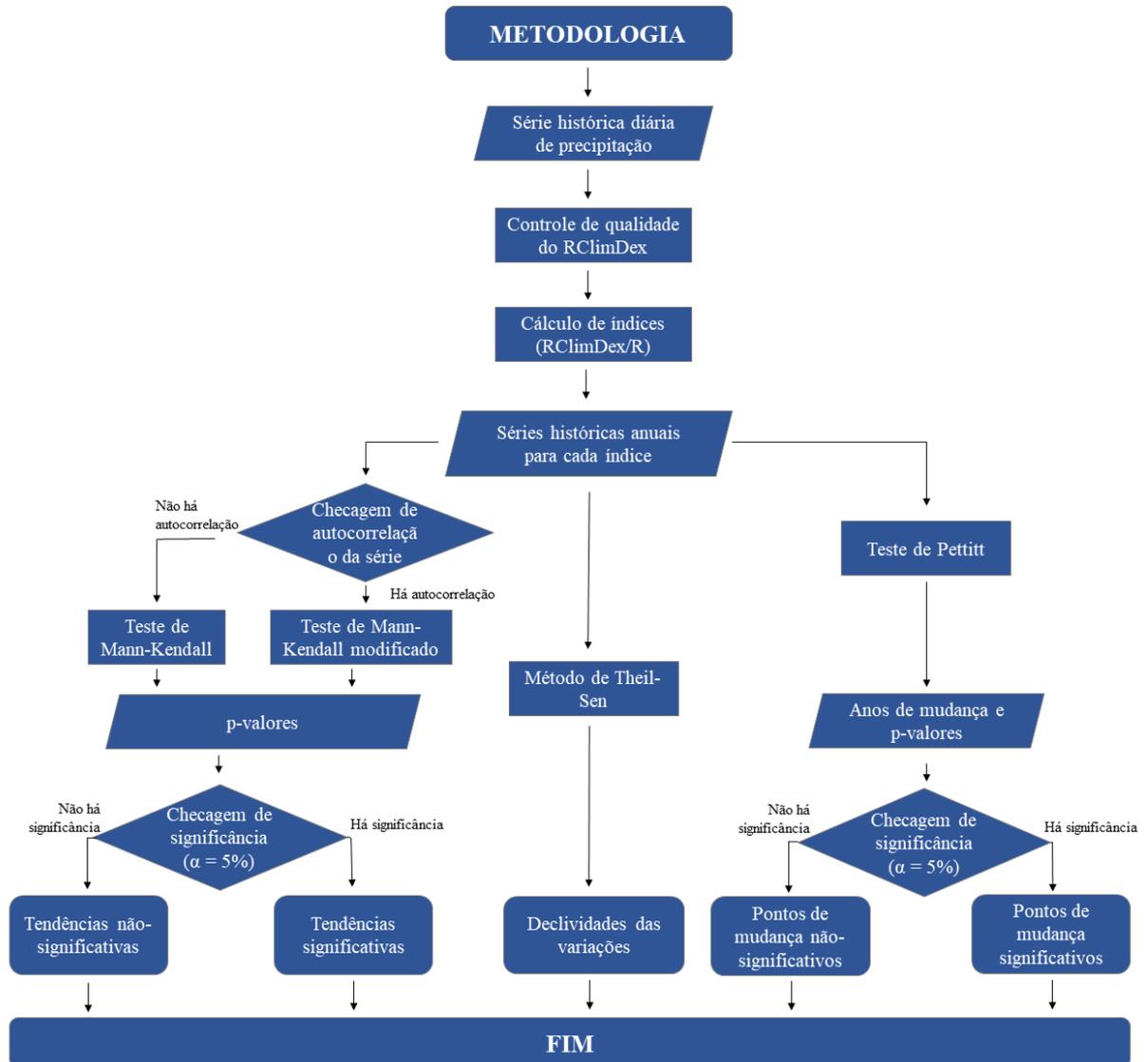
No Brasil, o teste de Pettitt foi também utilizado por outros autores, e nota-se que os pontos de mudança identificados são frequentemente associados a fenômenos climáticos específicos. Ávila et al. (2016), por exemplo, estudaram tendências existentes em dados de 35 estações das regiões serranas do Rio de Janeiro e Santa Catarina. Foram identificados diversos pontos de mudança nas estações estudadas, geralmente em anos distintos; porém, notou-se que alguns dos anos de mudança encontrados coincidem com anos de alteração na dinâmica da Oscilação Sul-El Niño. Os autores destacam também que devem ser considerados outros fatores na alteração da dinâmica climática da região, como a variabilidade da temperatura superficial do mar no Atlântico Sul.

Em outro caso de uso do teste (DEBORTOLI et al., 2014), 16% das 207 estações analisadas pelos autores (localizadas no sul da Amazônia), com dados de 1971 a 2010,

apresentaram variações significativas, em sua maioria negativas e situadas nos anos 80 e 90, atingindo seus maiores picos nos anos de 1993 a 1997. Os autores associaram tais mudanças a fenômenos climáticos relacionados ao El Niño-Oscilação Sul (ENOS) e a aquecimentos anômalos no Oceano Atlântico, mas também ao intenso desmatamento e exploração da região no período.

## 2.5 FLUXOGRAMA DE APLICAÇÃO DA METODOLOGIA

Figura 2.2 – Fluxograma de aplicação da metodologia do estudo.



Fonte: Elaborada pelo autor (2019).

## CAPÍTULO 3

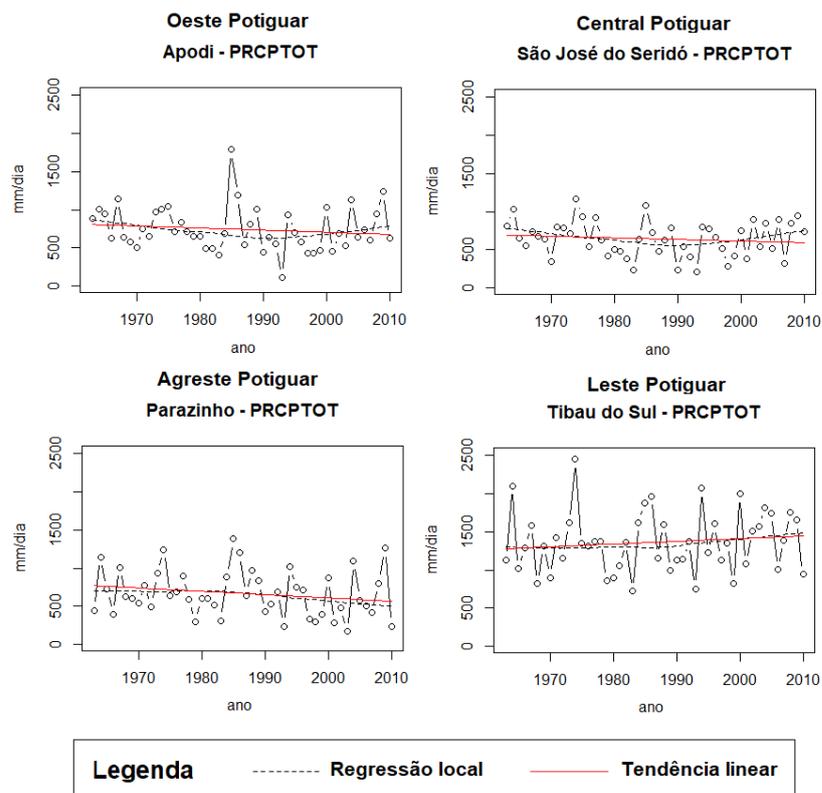
### RESULTADOS E DISCUSSÃO

#### 3.1 TESTE DE MANN-KENDALL E MÉTODO DE THEIL-SEN

A Figura 3.1 apresenta a variabilidade interanual da precipitação total anual para os municípios de Apodi, São José do Seridó, Parazinho e Tibau do Sul, considerados representativos das mesorregiões Oeste, Central, Agreste e Leste Potiguar, respectivamente. Além disso, está representada a tendência linear estimada para a série e sua regressão local (uma “suavização” de sua variabilidade, que ilustra o comportamento médio da série ao longo do tempo).

Observa-se que os menores totais pluviométricos são encontrados nas mesorregiões Oeste, Central e Agreste; nestas regiões ocorrem os anos de menor pluviosidade (por volta de 200mm/ano). O Leste Potiguar, por sua vez, tem uma média pluviométrica notavelmente mais elevada em relação ao restante do Estado, sendo observados anos com precipitação acumulada superior a 2000 mm.

**Figura 3.1** – Variação interanual do índice PRCPTOT (precipitação total) para municípios representativos das quatro mesorregiões estudadas.



Fonte: Elaborada pelo autor (2019).

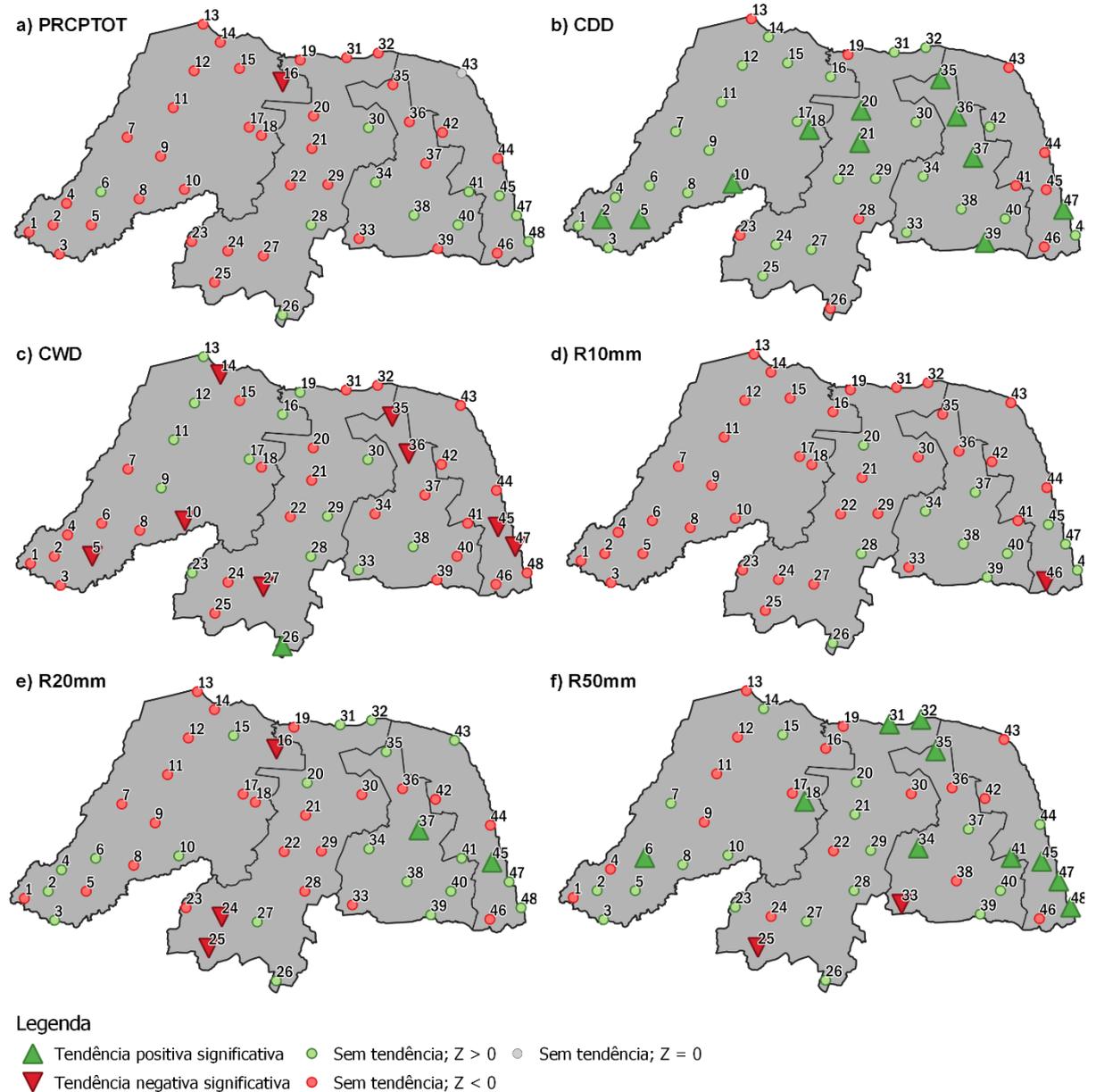
A Tabela 3.1 apresenta as frequências de tendências significativas, positivas e negativas, de acordo com o teste de Mann-Kendall. A Figura 3.2, por sua vez, mostra a distribuição espacial das tendências significativas encontradas pelo teste de Mann-Kendall para seis dos índices estudados. Para municípios onde não foi encontrada uma tendência, determina-se apenas se o Z calculado para o teste é positivo ou negativo (o que indica a natureza da variação do índice).

**Tabela 3.1** – Frequência das tendências oriundas do teste de Mann-Kendall, entre positivas e negativas, significativas e não-significativas, para o Rio Grande do Norte durante o período de 1963 a 2010.

Índice	Porcentagem de estações com tendência positiva			Porcentagem de estações com tendência negativa		
	$\alpha = 5\%$	Não-sig.	Total	$\alpha = 5\%$	Não-sig.	Total
<b>PRCPTOT</b>	0,0%	22,9%	25,0%	2,1%	72,9%	75,0%
<b>CDD</b>	22,9%	56,3%	79,2%	0,0%	20,8%	20,8%
<b>CWD</b>	2,1%	27,1%	29,2%	16,7%	54,2%	70,8%
<b>R10mm</b>	0,0%	22,9%	22,9%	2,1%	75,0%	77,1%
<b>R20mm</b>	4,2%	41,7%	45,8%	6,3%	47,9%	54,2%
<b>R50mm</b>	20,8%	39,6%	60,4%	4,2%	35,4%	39,6%
<b>Rx1day</b>	14,6%	45,8%	60,4%	2,1%	37,5%	39,6%
<b>Rx5day</b>	14,6%	33,3%	52,1%	0,0%	47,9%	47,9%
<b>R95p</b>	16,7%	37,5%	54,2%	6,3%	37,5%	43,8%
<b>R99p</b>	18,8%	39,6%	58,3%	4,2%	37,5%	41,7%
<b>SDII</b>	20,8%	39,6%	60,4%	4,2%	35,4%	39,6%
<b>PQU</b>	0,0%	25,0%	25,0%	8,3%	66,7%	75,0%
<b>PQS</b>	2,1%	6,3%	8,3%	14,6%	77,1%	91,7%

Fonte: Elaborada pelo autor (2019).

**Figura 3.2** – Distribuição espacial de tendências detectadas pelo teste de Mann-Kendall, para os índices PRCPTOT, CDD, CWD, R10mm, R20mm e R50mm durante o período de 1963 a 2010.



Fonte: Elaborada pelo autor (2019).

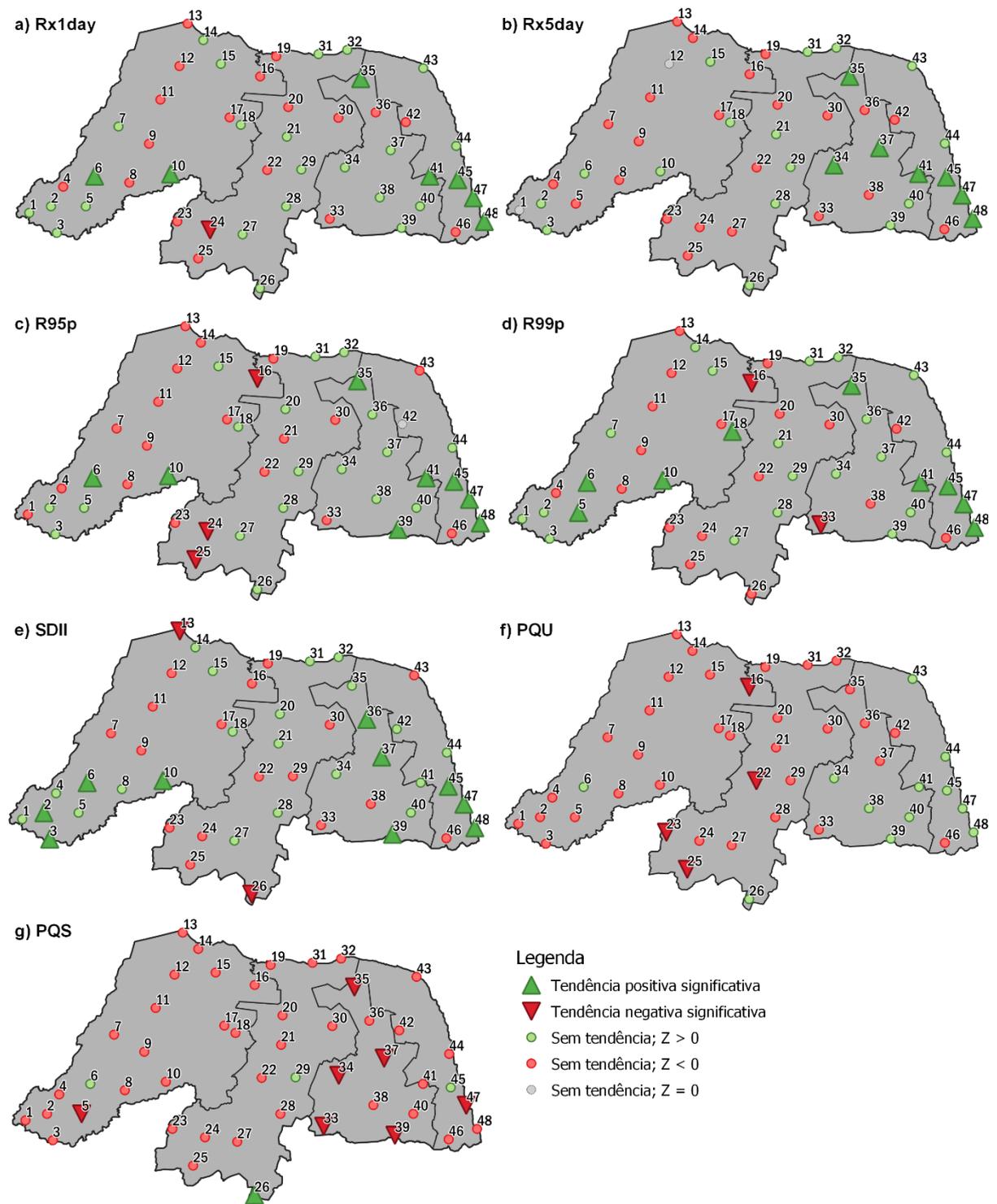
Na Tabela 3.1 e Figura 3.2 observa-se que as tendências na precipitação total anual (índice PRCPTOT) são, em sua grande maioria, não-significativas: apenas um dos 48 municípios apresenta uma tendência negativa significativa (Estação Pendências, nº 16). Ressalta-se, logo, que um estudo de tendências em séries históricas baseado apenas em seus totais anuais pode não caracterizar com precisão as mudanças em seu comportamento. É notável, no entanto, que em 75% das estações estudadas a variação na precipitação total é negativa (embora não-significativa); e dos 12 municípios em que foi detectada variação positiva, oito dentre eles estão localizados nas regiões mais ao leste do Estado.

A análise dos índices de dias secos e dias úmidos consecutivos (CDD e CWD, respectivamente) também indica uma intensificação das condições secas na maior parte do Estado. 79,2% dos municípios estudados têm uma variação crescente no índice CDD (com 22,9% de tendências significativas), enquanto 70,8% apresentam um decréscimo do índice CWD (com 16,7% de tendências significativas). Tendências significativas para ambos os índices são encontradas em todas as quatro mesorregiões, indicando que períodos de estiagem têm se tornado mais longos e eventos chuvosos têm se concentrado em uma menor quantidade de dias.

Para os três índices baseados em valores mínimos específicos de chuva diária (R10mm, R20mm, R50mm), percebe-se que o número de tendências significativas encontradas é diretamente proporcional à precipitação mínima adotada: enquanto R10mm tem apenas uma tendência significativa (2,1%), R20mm tem cinco (10,5%), e R50mm doze (25%). Aqui, também, observa-se que as estações com variação positiva se concentram principalmente nas regiões do Agreste e Leste Potiguar: para R20mm, por exemplo, as duas tendências significativas positivas encontram-se ao leste, enquanto as três negativas estão mais a oeste. Para o índice R50mm há um número consideravelmente maior de tendências significativas, em sua maioria positivas (20,8% das 25% significativas) e também concentradas nas regiões Leste e Agreste; infere-se, portanto, que eventos extremos nessa região estão em estágio crescente.

A distribuição espacial das tendências nos índices Rx1day, Rx5day, R95p, R99p, SDII, PQU e PQS é apresentada na Figura 3.3.

**Figura 3.3** – Distribuição espacial das tendências detectadas pelo teste de Mann-Kendall, para os índices Rx1day, Rx5day, R95p, R99p, SDII, PQU e PQS durante o período de 1963 a 2010.



Fonte: Elaborada pelo autor (2019).

Os índices Rx1day e Rx5day, associados a chuvas de maior intensidade, têm uma distribuição equilibrada entre variações positivas e negativas. Porém, em sua maioria, as tendências significativas encontradas são positivas (14,2%, para ambos os índices) e também concentram-se em áreas mais próximas ao litoral leste, sugerindo, também, um aumento considerável na intensidade de eventos extremos nessa região. Um comportamento correlato é observado para as variáveis R95p e R99p, similarmente associadas a eventos intensos, evidenciando-se, também, um aumento em tais eventos nas regiões serranas ao sul da mesorregião do Oeste Potiguar (com algumas tendências positivas significativas identificadas nos municípios de Pilões, Portalegre e Janduís).

O índice SDII, definido pela razão entre a quantidade precipitada no ano e a quantidade de dias em que houve chuva, apresenta uma maioria de variações positivas, com uma concentração de tendências positivas significativas no leste do Estado e nas regiões serranas ao sudoeste. Nota-se que as tendências significativas aqui encontradas não são sempre acompanhadas de tendências significativas do índice PRCPTOT – na verdade, algumas tendências significativas positivas do índice SDII ocorrem em estações nas quais é detectada uma redução não-significativa do índice PRCPTOT (João Câmara, Santa Maria, Passa e Fica, Riacho de Santana, Paraná, Janduís, etc.). Tal discrepância sugere que, embora não seja observado um aumento nos totais precipitados nessas cidades, há uma redução importante na quantidade de dias chuvosos, corroborando novamente a teoria de que os eventos chuvosos estariam sendo concentrados em eventos mais curtos ao longo do tempo.

Os índices referentes à variação sazonal, PQU e PQS, apresentam notória predominância de variações negativas, assim como o índice PRCPTOT. Diferentemente do que foi observado para PRCPTOT, no entanto, algumas tendências significativas (8,3% para PQU e 14,6% para PQS) foram de fato observadas para ambos – principalmente na região Central, para PQU, e na região Agreste, para PQS. Tais reduções nos totais precipitados nos quadrimestres selecionados podem indicar que as variações negativas de PRCPTOT tornam-se significativas quando analisadas em escala sazonal; é também possível, por outro lado, que tenha ocorrido uma redistribuição de tais chuvas para outros meses ao longo do tempo.

O método de Theil-Sen foi também aplicado para mensurar as declividades das tendências encontradas; seus resultados estão expostos na Tabela 3.2, com as tendências consideradas significativas pelo teste de Mann-Kendall em realce.

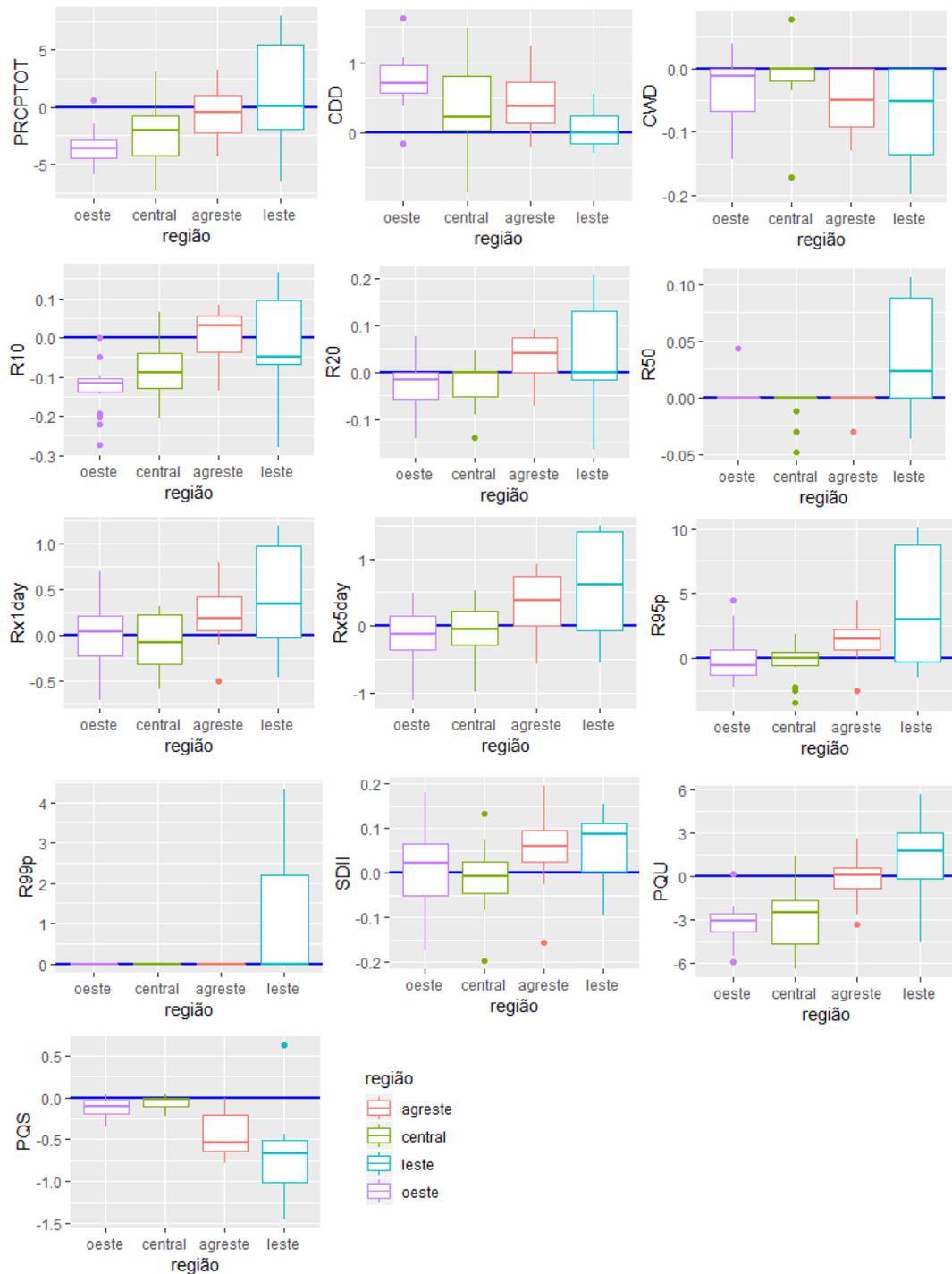
**Tabela 3.2** – Declividades de Theil-Sen para séries pluviométricas de municípios do estado do Rio Grande do Norte durante o período de 1963 a 2010. Valores em verde apresentam Z positivo pelo teste de Mann-Kendall, e valores em vermelho apresentam Z negativo; tendências significativas a 5% são mostradas em realce.

Município	PRCPTOT	CDD	CWD	R10	R20	R50	Rx1day	Rx5day	R95p	R99p	SDII	PQU	PQS
<b>OESTE POTIGUAR</b>													
1 - Venha Ver	-4.54	0.66	0.00	-0.13	-0.04	0.00	0.04	0.00	-0.53	0.00	0.03	-3.02	-0.29
2 - Riacho de Santana	-3.51	0.88	-0.06	-0.11	0.00	0.00	0.30	0.21	2.04	0.00	0.11	-2.26	-0.11
3 - Paraná	-4.34	0.63	-0.04	-0.11	0.00	0.00	0.03	0.19	0.08	0.00	0.05	-2.52	-0.35
4 - Pau dos Ferros	-3.60	0.75	-0.02	-0.13	0.00	0.00	-0.35	-0.37	-0.51	0.00	0.03	-2.94	-0.04
5 - Pilões	-5.13	1.63	-0.09	-0.19	0.00	0.00	0.19	-0.12	0.47	0.00	0.07	-3.61	-0.20
6 - Portalegre	0.65	0.61	-0.04	0.00	0.08	0.04	0.70	0.49	4.49	0.00	0.18	0.15	0.04
7 - Apodi	-2.74	1.00	0.00	-0.10	-0.05	0.00	0.08	-0.26	-1.10	0.00	0.00	-2.98	-0.10
8 - Rafael Godeiro	-2.76	0.94	0.00	-0.10	0.00	0.00	-0.17	-0.33	-1.15	0.00	0.01	-2.32	-0.22
9 - Caraúbas	-3.13	0.36	0.03	-0.10	-0.10	0.00	-0.25	-0.73	-1.86	0.00	-0.12	-3.93	-0.06
10 - Janduí	-3.62	1.03	-0.14	-0.14	0.04	0.00	0.58	0.17	3.29	0.00	0.13	-2.57	-0.20
11 - Gov. Dix-Sept Rosado	-4.15	0.38	0.01	-0.13	-0.06	0.00	-0.23	-0.54	-1.40	0.00	-0.06	-3.11	0.00
12 - Mossoró	-2.80	0.86	0.00	-0.10	-0.06	0.00	-0.20	0.01	-1.11	0.00	-0.03	-3.59	-0.04
13 - Tibau	-5.96	-0.16	0.04	-0.27	-0.14	0.00	-0.71	-1.11	-1.63	0.00	-0.17	-5.89	0.00
14 - Grossos	-5.69	0.53	-0.10	-0.22	-0.03	0.00	0.04	-0.13	0.00	0.00	0.00	-5.07	-0.17
15 - Serra do Mel	-3.94	0.50	-0.14	-0.11	0.03	0.00	0.21	0.41	1.49	0.00	0.09	-3.98	-0.14
16 - Pendências	-5.81	1.05	0.00	-0.20	-0.12	0.00	-0.38	-0.66	-2.26	0.00	-0.06	-5.50	0.00
17 - Assu	-3.22	0.95	0.03	-0.13	-0.09	0.00	-0.02	-0.34	-1.33	0.00	-0.08	-3.34	-0.15
18 - Itajá	-1.48	0.62	-0.07	-0.05	0.00	0.00	0.25	0.11	0.66	0.00	0.03	-2.11	-0.06
<b>CENTRAL POTIGUAR</b>													
19 - Macau	-0.89	-0.28	0.00	-0.06	0.00	0.00	-0.35	-0.29	-0.71	0.00	-0.05	-2.11	0.00
20 - Afonso Bezerra	-0.69	1.45	-0.03	0.05	0.05	0.00	-0.27	-0.35	0.00	0.00	0.13	-1.92	-0.08
21 - Fernando Pedroza	-3.35	1.49	-0.04	-0.12	-0.01	0.00	0.03	0.29	-0.24	0.00	0.01	-3.47	-0.22
22 - Santana dos Matos	-7.27	0.72	0.00	-0.20	-0.07	-0.03	-0.59	-0.07	-2.23	0.00	-0.01	-6.37	-0.19
23 - Jardim de Piranhas	-4.60	0.00	0.00	-0.13	-0.05	0.00	-0.34	-0.27	-0.08	0.00	-0.08	-5.03	0.00
24 - Caicó	-7.28	0.97	-0.03	-0.21	-0.14	-0.01	-0.50	-0.99	-2.52	0.00	-0.05	-5.47	-0.14
25 - São João do Sabugi	-5.41	0.28	0.00	-0.09	-0.09	-0.05	-0.24	-0.27	-3.43	0.00	-0.01	-6.37	0.00
26 - Equador	3.16	-0.86	0.08	0.07	0.02	0.00	0.06	0.14	0.00	0.00	-0.20	1.40	0.00
27 - São José do Seridó	-2.15	0.84	-0.17	-0.11	0.03	0.00	0.32	-0.05	1.86	0.00	0.07	-2.78	-0.10
28 - Currais Novos	0.05	-0.15	0.00	0.00	0.00	0.00	0.25	0.23	0.60	0.00	0.02	-0.83	0.00
29 - Bodó	-2.56	0.11	0.00	-0.16	-0.05	0.00	0.15	0.53	0.04	0.00	-0.01	-3.14	0.04
30 - Pedra Preta	0.04	0.14	0.00	-0.03	0.00	0.00	-0.20	-0.36	0.00	0.00	-0.04	-1.17	-0.02
31 - Galinhos	-1.14	0.12	0.00	-0.09	0.00	0.00	0.28	0.25	1.66	0.00	0.05	-1.52	0.00
32 - Caicara do Norte	-2.00	0.47	0.00	-0.09	0.00	0.00	0.28	0.23	0.70	0.00	0.03	-2.03	-0.10
<b>AGRESTE POTIGUAR</b>													
33 - Coronel Ezequiel	-3.59	0.36	0.00	-0.08	-0.07	-0.03	-0.51	-0.58	-2.55	0.00	-0.16	-3.34	-0.78
34 - São Tomé	1.24	0.13	0.00	0.05	0.00	0.00	0.42	0.90	1.17	0.00	0.06	0.60	0.00
35 - Parazinho	-4.34	1.23	-0.13	-0.14	0.04	0.00	0.79	0.75	2.26	0.00	0.20	-2.68	-0.71
36 - João Câmara	-2.22	1.22	-0.05	-0.04	0.00	0.00	-0.11	-0.03	0.66	0.00	0.10	-0.81	-0.54
37 - Santa Maria	-0.50	0.72	-0.09	0.07	0.08	0.00	0.18	0.63	2.20	0.00	0.08	-0.12	-0.57
38 - Tangará	0.89	0.05	0.00	0.03	0.00	0.00	0.05	-0.01	0.00	0.00	-0.03	0.21	-0.36
39 - Passa e Fica	-0.49	0.66	-0.13	0.08	0.07	0.00	0.37	0.38	2.86	0.00	0.10	0.06	-0.64
40 - Serrinha	1.08	0.20	-0.04	0.06	0.06	0.00	0.10	0.21	1.52	0.00	0.04	1.08	-0.21
41 - Vera Cruz	3.25	-0.21	-0.05	0.00	0.09	0.00	0.75	0.92	4.49	0.00	0.02	2.55	-0.19
<b>LESTE POTIGUAR</b>													
42 - Taipu	-2.90	0.39	0.00	-0.08	-0.03	0.00	-0.47	-0.55	0.00	0.00	0.09	-1.98	-0.44
43 - Touros	0.06	-0.30	0.00	-0.05	0.00	-0.04	0.19	0.19	-1.53	0.00	-0.02	2.83	-0.56
44 - Natal	-0.90	0.00	-0.09	-0.06	0.00	0.02	0.34	0.62	2.99	0.00	0.03	1.72	-0.79
45 - Nísia Floresta	7.32	-0.18	-0.18	0.04	0.21	0.09	1.20	1.43	10.05	4.31	0.10	1.75	0.63
46 - Pedro Velho	-6.52	-0.14	0.00	-0.28	-0.16	0.00	-0.26	-0.35	-0.55	0.00	-0.10	-4.53	-1.45
47 - Tibau do Sul	3.63	0.54	-0.20	0.15	0.14	0.11	1.00	1.40	9.55	2.86	0.16	3.24	-1.24
48 - Baía Formosa	7.99	0.10	-0.05	0.17	0.12	0.08	0.95	1.50	7.96	1.54	0.12	5.66	-0.67

Fonte: Elaborada pelo autor (2019).

Com base nos dados da Tabela 3.2, foram construídos os diagramas *box plot* da Figura 3.4, que ilustra a distribuição das declividades por mesorregião e compara suas magnitudes, para cada índice.

**Figura 3.4** – Diagramas *box plot* de distribuição de declividades de Theil-Sen para os índices estudados, separados por mesorregião do Rio Grande do Norte para o período de 1963 a 2010.



Fonte: Elaborada pelo autor (2019).

A análise da Figura 3.4 evidencia alguns padrões – primeiramente, a maioria das variações torna-se mais positiva à medida que se aproxima do litoral leste do Estado. Percebe-se esse comportamento claramente tanto na distribuição de índices de precipitação total acumulada (PRCPTOT e PQU) quanto para índices de eventos extremos (Rx1day, Rx5day,

R95p, etc.). Os índices R10mm e R20mm também apresentam o mesmo comportamento, mas ocorre uma notável queda em ambos entre Agreste e Leste.

Para outros índices (CDD, PQS), a tendência encontrada é a oposta: declividades mais negativas são encontradas à medida que há um deslocamento para o leste. Aumentos de CDD indicam que há um agravamento de secas mais pronunciado nas regiões localizadas mais a oeste, enquanto no litoral não parece haver uma variação. As reduções mais drásticas de PQS no Leste e Agreste indicam que meses secos têm se tornado ainda mais secos. A grande maioria das variações nos índices CWD é de ordem negativa, como visto anteriormente, mas nas regiões Agreste e Leste as reduções são mais expressivas.

Os índices R50mm e R99p não apresentam box plots para as regiões Oeste, Central e Agreste, porque a maioria das declividades encontradas é igual a zero, como observado na Tabela 3.2; tais resultados ocorrem devido ao fato de que em regiões muito secas, o valor de ambas as variáveis assume frequentemente o valor zero (pois chuvas muito intensas não são comuns). Como mostrado posteriormente, no entanto, tal comportamento não impede o teste de Mann-Kendall de identificar tendências significativas em algumas regiões.

As declividades para o índice SDII têm sua mediana positiva em todas as mesorregiões, exceto a Central Potiguar, em que é ligeiramente inferior a zero. No Agreste e Leste Potiguar tais medianas apresentam um valor significativamente maior, e os diagramas de caixa encontram-se majoritariamente na porção positiva do diagrama.

Discutindo-se, portanto, os principais resultados do teste de Mann-Kendall e do método de Theil-Sen, de acordo com as mesorregiões do estado, tem-se que:

A **região Oeste** apresentou as variações mais fortes de passagem a condições mais secas: suas declividades foram as mais negativas para os índices PRCPTOT (estas, em sua maioria, não-significativas), PQU e R10mm, e para CDD foram encontradas as variações mais positivas, indicando quedas nos totais precipitados e prolongamento de épocas secas. Alguns índices relacionados a eventos extremos, além do índice SDII, apresentaram aumentos significativos na porção sul da mesorregião.

Por sua vez, a **região Central** mostrou características semelhantes à região Oeste, mas as variações encontradas são, no geral, menos fortes, como evidenciado na Figura 3.4; notavelmente, no entanto, a maioria das tendências negativas significativas para o índice PQU encontra-se nesta mesorregião. Para ambas as regiões alguns índices relacionados a eventos extremos tiveram suas declividades iguais ou próximas a zero, devido à pouca frequência de tais eventos na porção semiárida do Estado.

As condições climáticas das duas mesorregiões são propícias a tendências ao agravamento de secas. A nível de **mesoescala**, sua distância em relação à costa leste diminui a influência de brisas marítimas e terrestres, e a disposição côncava da costa norte não é favorável à formação de chuvas, visto que a convergência entre alísios e brisas se dá geralmente sobre o oceano (KOUSKY, 1980; TEIXEIRA, 2008). Tais tendências são também verificadas em estudos similares realizados em outras áreas da região Nordeste (visto que estudos desta natureza focados especificamente no Rio Grande do Norte são pouco frequentes). Em estudo na Paraíba, por exemplo, Nóbrega et al. (2014) notaram que no período de 1970 a 2004 existe uma predominância de tendências negativas para índices como PRCPTOT, R10mm e R30mm, enquanto tendências positivas para CDD, por exemplo, são mais abundantes e significativas.

Utilizando um período de estudo similar ao aqui analisado (1962-2011), Silva et al. (2017) também observaram, majoritariamente, reduções no índice PRCPTOT e aumentos no índice CDD em diversos postos pluviométricos no estado de Pernambuco. As variações positivas no índice CDD e negativas dos índices CWD, R10mm, R20mm, entre outros, também corroboram a tese de Oliveira et al. (2017) de que condições secas na região semiárida norte do Nordeste (incluindo o estado do Rio Grande do Norte) têm sido acentuadas. Tais tendências foram também identificadas por Marengo et al. (2017), que constataram sinais de redução de precipitação na região Nordeste, concomitante com aumentos do índice CDD na maior parte do território.

O relevo da área estudada constitui outro fator de mesoescala importante. Como observado nas Figuras 1.2 e 2.1, grande parte da mesorregião Central encontra-se imediatamente a sotavento do Planalto da Borborema, onde o ar tende a chegar com pouca umidade (CORRÊA et al., 2010; DINIZ E PEREIRA, 2015). Por outro lado, observa-se também que as áreas serranas a sul da mesorregião Oeste, mais chuvosas, apresentam alguns aumentos significativos relacionados a índices de eventos extremos, também possivelmente associados às chuvas orográficas.

Em escala **sinótica**, enfatiza-se que o afastamento de ambas as mesorregiões em relação ao litoral leste do estado também enfraquece a influência de Distúrbios Ondulatórios de Leste (DOL). Sabe-se, porém, que a associação de DOLs a brisas ainda pode causar chuvas a uma longa distância além do litoral; eventuais alterações na atuação desses mecanismos podem, portanto, impactar áreas interioranas do estado. Desta forma, a maior proximidade da região Central à costa leste, portanto, pode estar relacionada ao fato de que as tendências observadas tenham tido menores declividades nessa região, em relação à região Oeste. Ambas as regiões

são também suscetíveis à ação de Vórtices Ciclônicos de Altos Níveis (VCAN), capazes de proporcionar ou inibir precipitação, dependendo de sua posição (KOUSKY E GAN, 1981; DINIZ E PEREIRA, 2015).

A nível de **escala global**, sabe-se que os principais mecanismos originários de secas na região são movimentos descendentes de ar oriundos da circulação de Walker (KAYANO E ANDREOLI, 2009). A dinâmica desse mecanismo é frequentemente afetada pelos fenômenos do El Niño-Oscilação Sul, causando anomalias de precipitação. Haylock et al. (2006), em estudo envolvendo toda a América do Sul, também verificou tendências negativas na precipitação do Nordeste Brasileiro como um todo. Os autores observaram que tais tendências correlacionaram-se ao aumento na frequência de fenômenos El Niño no período estudado (de 1960 a 2000), o que tende a causar anomalias negativas de precipitação na região. Segundo dados do *National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA)*, eventos de El Niño foram, de fato, abundantes entre os anos de 1960 a 2000, com casos de alta intensidade sendo registrados em 1965-66, 1972-73, 1982-83, 1987-88, 1991-92 e 1997-98.

Em comparação, casos de La Niña intenso foram menos numerosos, ocorrendo em 1973-74, 1975-76, 1988-89 e 1998-99. Entre os anos de 2000 e 2010, no entanto, mais casos de La Niña forte foram identificados, em 1999-2000 e 2007-08 (NOAA, 2019). Expandindo a rede de estações utilizada pelo trabalho de Haylock et al. (2006), Skansi et al. (2012) constataram que as tendências negativas previamente identificadas no índice PRCPTOT de fato existem na região Nordeste, mas são de natureza fraca, como aqui evidenciado.

Outros estudos indicam, porém, que o dipolo do Atlântico e os decorrentes deslocamentos da Zona de Convergência Intertropical (ZCIT) são maiores determinantes na variabilidade da precipitação – enquanto a fase positiva do dipolo causa anomalias negativas de precipitação, sua fase negativa origina anomalias positivas (ANDREOLI E KAYANO, 2007; KAYANO et al., 2018). Durante o período estudado, percebe-se que o gradiente positivo predominou entre os anos de 1963 a 1970, 1976 a 1983, 1991 a 1993 e 2003 a 2007; o gradiente negativo, por sua vez, se concentra entre os anos de 1972 a 1976, 1983 a 1987, 1993 a 1995 e 1997 a 2001 – existiu, portanto, uma alternância entre os modos, mas percebe-se que o dipolo negativo tornou-se cada vez mais disperso e menos intenso ao longo do período (NOAA, 2019).

A influência de ambos os fenômenos na ocorrência de chuvas também é verificada para o semiárido nordestino e para o contexto específico do estado do Rio Grande do Norte. Em estudo realizado na bacia do Piranhas-Açu, localizada entre os estados da Paraíba e do Rio Grande do Norte (envolvendo as mesorregiões Oeste e Central), Mutti et al. (2019) constataram

que anomalias positivas foram mais frequentes, entre 1962 e 2015, em anos de La Niña ou Dipolo Negativo do Atlântico. Em contrapartida, precipitações abaixo da média mostraram-se mais comuns em anos de El Niño ou Dipolo Positivo. Os autores também identificaram na bacia tendências de aumento no número de meses com precipitação inferior à média histórica, especialmente em épocas úmidas - o que condiz com as tendências negativas significativas aqui encontradas para o índice PQU.

A **região Agreste** apresenta características intermediárias entre as variações observadas no Oeste e Central Potiguar e as observadas no Leste. As variações em PRCPTOT e PQU apresentam medianas próximas a zero, mas nota-se que índices de eventos extremos (Rx1day, Rx5day, R95p) passam a apresentar variações positivas significativas. A diminuição do índice CWD, aliada ao aumento de SDII, sugere uma concentração de eventos chuvosos em uma menor quantidade de dias; também são observadas diversas estações pluviométricas com aumento significativo no número de dias secos consecutivos por ano (CDD). As reduções significativas no índice PQS concentram-se nesta mesorregião.

A **região Leste** tem as maiores altas registradas em índices de eventos extremos. Há notórias variações positivas (porém não-significativas) no índice PQU e negativas no índice PQS, o que sugere que épocas úmidas têm se tornado mais úmidas e épocas secas ainda mais secas. Também são observados, aqui, sinais de maior concentração de dias chuvosos (diminuição de CWD e aumento de SDII).

A nível de **mesoescala**, as altas precipitações registradas nas mesorregiões Agreste e Leste sofrem forte influência das brisas terrestres e marítimas atuantes na costa leste, além de sua interação com os ventos alísios. Complexos Convectivos de Mesoescala (CCM) também originam eventos intensos de precipitação com frequência na região litorânea. Além disso, a região Agreste apresenta ainda municípios localizados na área de barlavento do Planalto da Borborema, sujeita a precipitações de natureza orográfica (REBOITA et al., 2010; DINIZ E PEREIRA, 2015).

Em **escala sinótica**, ambas as mesorregiões estão sob o efeito de Distúrbios Ondulatórios de Leste (DOL). Estudos apontam uma frequente associação desses fenômenos a eventos extremos de precipitação, tanto em municípios costeiros quanto próximos ao litoral (MACHADO et al., 2012; NEVES et al., 2016). A associação das brisas marítimas com DOLs, em particular, é capaz de levar chuvas a longas distâncias além do litoral, alcançando o Agreste Potiguar (MOLION E BERNARDO, 2002). Vórtices Ciclônicos de Altos Níveis (VCAN) também ocasionam (ou inibem) precipitação frequentemente em ambas as mesorregiões; de

acordo com Oliveira et al. (2013), no litoral da região Nordeste eventos intensos registrados na época mais seca são associados à atuação de VCANs.

Em **escala global**, também são de fundamental importância os deslocamentos sazonais da ZCIT como fator de origem de precipitações. Os fenômenos do dipolo do Atlântico e El Niño-Oscilação Sul também originam anomalias de precipitação em ambas as mesorregiões. Como visto anteriormente, no período de 1963 a 2010 ocorre uma alternância entre fenômenos de dipolo positivo e negativo no Atlântico, assim como períodos de El Niño e La Niña no Pacífico - no entanto, muitas das mudanças positivas registradas pelo teste de Mann-Kendall em índices relacionados a eventos intensos dão-se, na verdade, em períodos específicos, como mostrado nas seções 3.2 e 3.3.

Alguns resultados similares podem ser observados em outros estudos. Skansi et al. (2013) identificaram aumentos nos índices R95p e R99p ao longo de toda a região Nordeste (estes, no entanto, não foram considerados significativos para o período estudado), e Silva et al. (2019) detectaram crescimento significativo do índice R99p entre 1980 e 2013 em pontos de sua região litorânea. Santos et al. (2009) também encontraram variações positivas e significativas próximas ao litoral do estado do Ceará em séries de 1935 a 2006 para alguns índices de eventos extremos (Rx5day, R50mm, R95p) e em Silva et al. (2017) foram identificados aumentos nos índices Rx1day, R95p e R99p em diversas localidades do estado de Pernambuco, entre 1962 e 2011. Oliveira e Lima (2019) observaram recentemente, para sete capitais do Nordeste (incluindo Natal), que têm sido registrados valores superiores aos esperados para precipitações de tempo de retorno de 1 ano, prevendo-se que o mesmo aconteça futuramente com eventos de maior tempo de retorno.

Oliveira et al. (2017) indicaram que, de 1972 a 2002, para regiões costeiras do Nordeste, épocas chuvosas têm uma tendência a tornar-se ainda mais chuvosas, o que poderia explicar as altas em índices de eventos extremos (R50mm, Rx1day, Rx5day, R95p, R99p), além das variações positivas (embora não-significativas) encontradas para o índice PQU. Por outro lado, os autores também afirmaram que épocas secas tendem a tornar-se mais secas, fenômeno observado nas reduções de PQS concentradas nessas duas mesorregiões. Guerreiro et al. (2013) também identificaram, para dados de precipitação do Ceará entre 1974 e 2009, tendências para que meses secos tornem-se ainda mais secos.

### 3.2 TESTE DE PETTITT

Pontos significativos de mudança (“saltos”) foram encontrados para todos os índices estudados, e estão caracterizados na Tabela 3.3, abaixo, quanto à natureza da variação (positiva ou negativa) e o ano em que foram detectadas.

**Tabela 3.3** – Anos em que há ponto de ruptura significativo segundo o teste de Pettitt para séries pluviométricas de municípios do estado do Rio Grande do Norte referentes ao período de 1963 a 2010. Variações positivas são representadas em verde, negativas em vermelho.

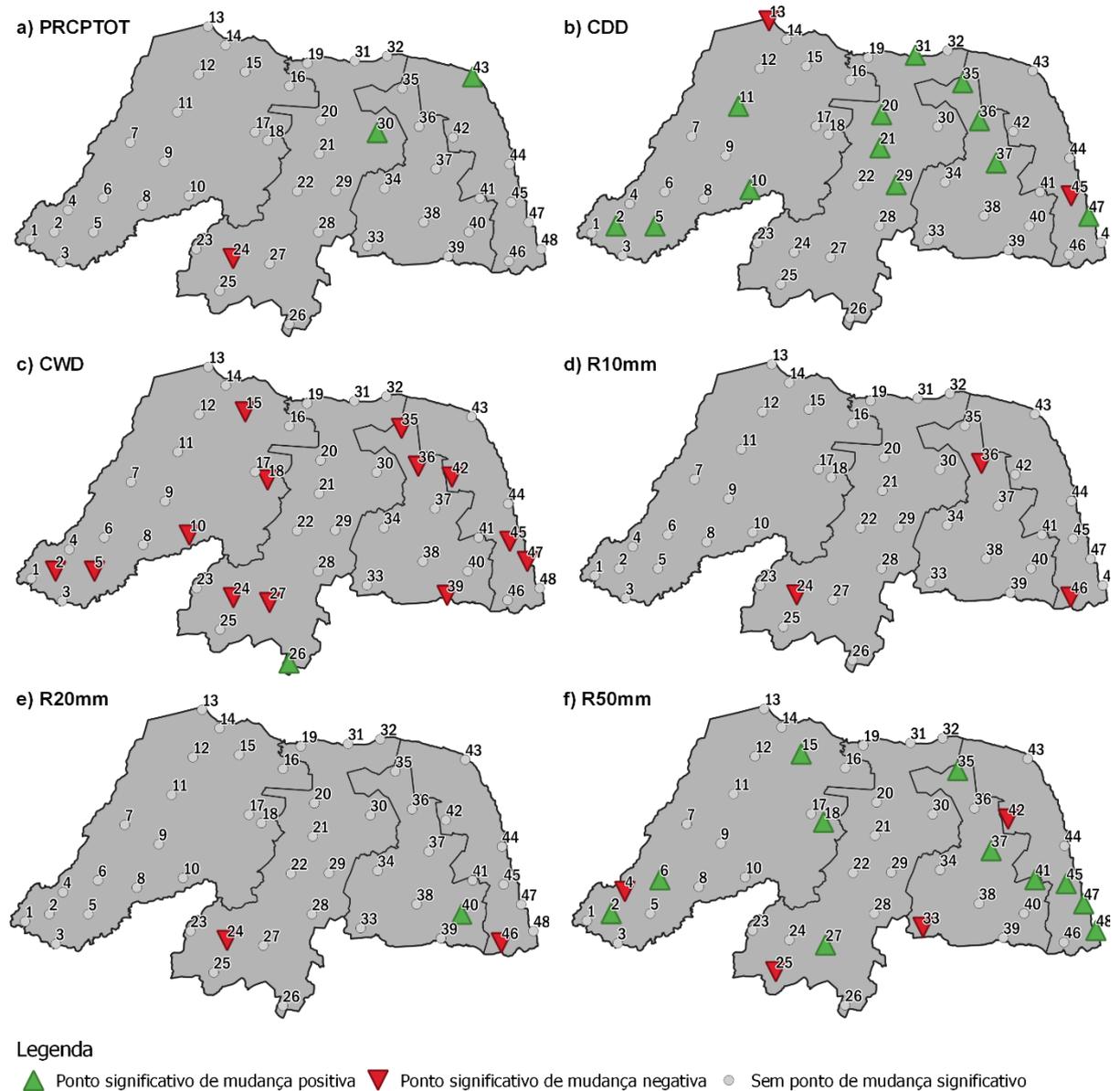
Município	PRCPTOT	CDD	CWD	R10	R20	R50	Rx1day	Rx5day	R95p	R99p	SDII	PQU	PQS
1 - Venha Ver	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
2 - Riacho de Santana	-	1992	1990	-	-	1994	-	-	-	-	1990	-	-
3 - Paraná	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
4 - Pau dos Ferros	-	-	-	-	-	1984	1985	-	1984	-	-	-	-
5 - Pilões	-	1992	1989	-	-	-	-	-	-	-	1990	-	-
6 - Portalegre	-	-	-	-	-	1993	1993	-	1993	1997	1993	-	-
7 - Apodi	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
8 - Rafael Godeiro	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
9 - Caraúbas	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1970	-	-
10 - Jandúis	-	1992	1989	-	-	-	1992	-	1993	1992	1990	-	-
11 - Gov. Dix-Sept Rosado	-	1995	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
12 - Mossoró	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
13 - Tibau	-	1975	-	-	-	-	-	-	-	-	1985	-	-
14 - Grossos	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
15 - Serra do Mel	-	-	1992	-	-	1983	-	-	-	-	1990	-	-
16 - Pendências	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
17 - Assu	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1978	-
18 - Itajá	-	-	1992	-	-	1998	1998	-	-	1998	1993	-	-
19 - Macau	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1994	-	-
20 - Afonso Bezerra	-	1995	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
21 - Fernando Pedroza	-	1992	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
22 - Santana dos Matos	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
23 - Jardim de Piranhas	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
24 - Caicó	1978	-	1989	1989	1989	-	1996	-	-	-	-	1989	-
25 - São João do Sabugi	-	-	-	-	-	1989	-	-	1986	-	-	1989	-
26 - Equador	-	-	1990	-	-	-	-	-	-	-	1985	-	-
27 - São José do Seridó	-	-	1989	-	-	2000	2000	-	1999	2000	2000	-	-
28 - Currais Novos	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
29 - Bodó	-	1986	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
30 - Pedra Preta	1983	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
31 - Galinhos	-	1993	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	2000
32 - Caiçara do Norte	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
33 - Coronel Ezequiel	-	-	-	-	-	1977	1977	-	1977	1981	1977	-	1982
34 - São Tomé	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
35 - Parazinho	-	1993	1992	-	-	1987	1992	-	1991	1992	1992	-	1990
36 - João Câmara	-	1990	1992	1978	-	-	-	-	-	-	1991	-	-
37 - Santa Maria	-	1990	-	-	-	1999	-	-	-	-	1993	-	-
38 - Tangará	-	-	-	-	-	-	-	1995	-	-	-	-	-
39 - Passa e Fica	-	-	1996	-	-	-	-	-	-	-	1993	-	-
40 - Serrinha	-	-	-	-	2002	-	-	-	-	-	2002	-	-
41 - Vera Cruz	-	-	-	-	-	1999	1991	-	1983	1996	2001	-	-
42 - Taipu	-	-	-	-	-	1989	-	-	-	-	1973	-	-
43 - Touros	1972	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
44 - Natal	-	-	-	-	-	-	1996	-	-	-	-	-	-
45 - Nísia Floresta	-	1972	1990	-	-	1992	1991	-	1991	1991	1991	-	-
46 - Pedro Velho	-	-	-	1990	1990	-	-	-	-	-	1990	-	-
47 - Tibau do Sul	-	1989	1989	-	-	1993	1992	1993	1993	1992	1987	-	1990
48 - Baía Formosa	-	-	-	-	-	1996	1996	1997	1996	1996	1983	-	-

Fonte: Elaborada pelo autor (2019).

Convém salientar que um ponto de mudança identificado em uma estação pode estar simplesmente relacionado a mudanças nas condições de medição na estação pluviométrica; no entanto, mudanças de caráter similar encontradas em diversas estações de uma mesma região, na mesma época, podem indicar um fenômeno climático peculiar local (MAZVIMAVI, 2010).

Apenas três pontos de mudança foram detectados para o índice PRCPTOT. Percebe-se, na Figura 3.5, que ilustra a distribuição espacial dos resultados do teste de Pettitt para seis dos índices estudados, que as estações com resultados significativos para PRCPTOT são distribuídas de forma dispersa, apresentam variações de sinais distintos e manifestam-se em épocas diferentes (1972, 1978 e 1983), o que não permite uma conclusão clara sobre mudanças na pluviometria da região.

**Figura 3.5** – Distribuição espacial de pontos de ruptura detectados pelo teste de Pettitt, para os índices PRCPTOT, CDD, CWD, R10mm, R20mm e R50mm, durante o período de 1963 a 2010.



Fonte: Elaborada pelo autor (2019).

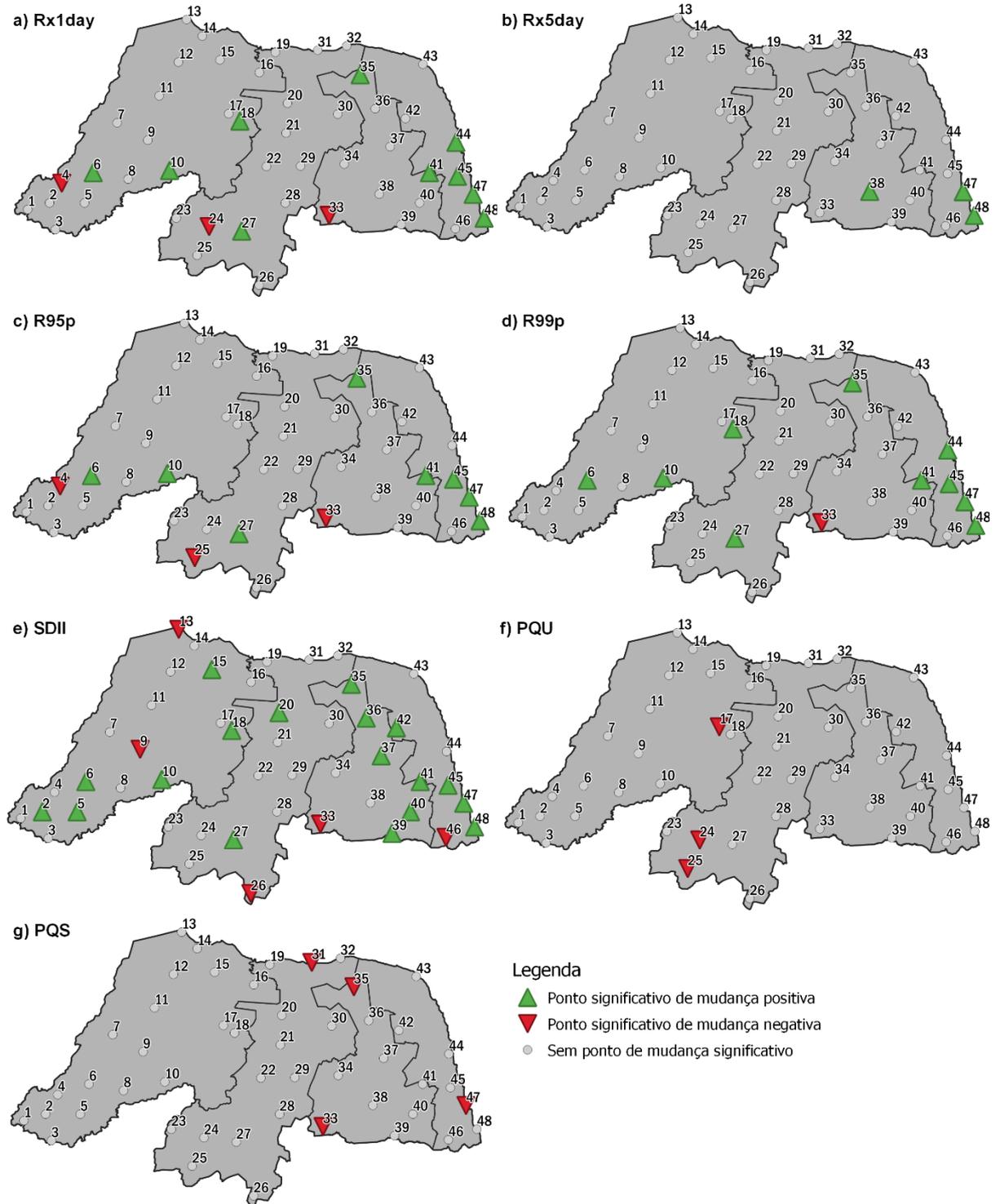
Para os índices CDD e CWD são encontrados mais pontos significativos. 12 municípios (25%) apresentaram variações bruscas positivas para o índice CDD, as quais ocorrem entre os anos de 1990 e 1995, e dão-se principalmente nas mesorregiões Central, Agreste e nas regiões serranas do Oeste Potiguar. Para o índice CWD também foram identificados 12 municípios com variação negativa, geralmente localizada entre os anos de 1989 e 1992. Seis municípios apresentaram tanto um aumento significativo de CDD quanto uma redução significativa de CWD, espaçadas de um período de 0 a 3 anos, no início dos anos 90. Poucas mudanças de

caráter negativo foram detectadas para CDD, enquanto para CWD, também, foram encontrados poucos pontos com variação positiva e significativa.

Enquanto para os índices R10mm e R20mm poucos pontos significativos foram encontrados, os resultados apontam mudanças mais drásticas para o índice R50mm, com variações positivas significativas em 22,9% das estações (concentradas principalmente próximo ao litoral e em algumas regiões do Oeste) e negativas em 8,3% delas (distribuídas por todas as regiões). O ponto de mudança médio para R50mm também se encontra no início dos anos 90, mais precisamente em 1994.

Notavelmente, os aumentos bruscos a partir do início dos anos 90 também acontecem para outros índices relacionados a eventos intensos – Rx1day, R95p e R99p. Estes índices apresentam, respectivamente, 10, 8 e 9 estações com variações positivas significativas, quase sempre em meados dos anos 90 e novamente concentradas em regiões litorâneas e do Agreste, além de algumas áreas do Oeste, como mostrado na Figura 3.6.

**Figura 3.6** – Distribuição espacial de pontos de ruptura detectados pelo teste de Pettitt, para os índices Rx1day, Rx5day, R95p, R99p, SDII, PQU e PQS, durante o período de 1963 a 2010.



Fonte: Elaborada pelo autor (2019).

Observa-se que o índice SDII é aquele com o maior número de variações bruscas ao longo do tempo; ao todo, quase metade das estações utilizadas apresentou algum ponto de mudança significativo, positivo (37,5%) ou negativo (10,4%), em suas séries históricas. A abundância de pontos de variação positiva na região próxima ao litoral é, novamente, evidente, enquanto no resto do Estado há uma maior dispersão; pontos negativos também encontram-se dispersos. Constata-se, novamente, que tais aumentos (ou reduções) não são necessariamente acompanhados de variações bruscas do índice PRCPTOT, o que mostra que a variável da quantidade de dias úmidos tem sido decisória, e tem diminuído drasticamente desde o início dos anos 90 em muitas das estações estudadas (ao mesmo tempo que eventos extremos tornam-se ainda mais intensos e frequentes).

Os índices PQU e PQS apresentam alguns pontos significativos de mudança, todos negativos, mas consideravelmente dispersos espacialmente e temporalmente, sendo de difícil identificação algum comportamento em comum.

A Tabela 3.4 resume as frequências de pontos significativos encontrados (para variações positivas e negativas), o ano de mudança médio para cada índice e o desvio padrão amostral de tal média, em anos.

**Tabela 3.4** – Porcentagem de estações com valores significativos no teste de Pettitt para distintos índices de precipitação no estado do Rio Grande do Norte no período de 1963 a 2010, com ano médio de mudança e seu desvio padrão.

Índice	Pontos de mudança com variação positiva			Pontos de mudança com variação negativa		
	Significativo	Ano de mudança médio	Desvio padrão (anos)	Significativo	Ano de mudança médio	Desvio padrão (anos)
PRCPTOT	4,2%	1978	7,78	2,1%	1978	-
CDD	25,0%	1992	2,54	4,2%	1974	2,12
CWD	2,1%	1990	-	25,0%	1991	2,14
R10mm	0,0%	-	-	6,3%	1986	6,66
R20mm	2,1%	2002	-	4,2%	1990	0,71
R50mm	22,9%	1994	5,31	8,3%	1985	5,68
Rx1day	20,8%	1994	3,18	6,3%	1986	9,54
Rx5day	6,3%	1995	2,00	0,0%	-	-
R95p	16,7%	1992	4,63	6,3%	1982	4,73
R99p	18,8%	1995	3,22	2,1%	1981	-
SDII	37,5%	1991	6,56	10,4%	1981	7,89
PQU	0,0%	-	-	6,3%	1985	6,35
PQS	0,0%	-	-	8,3%	1991	7,37

Fonte: Elaborada pelo autor (2019).

Discutindo os principais resultados obtidos pelo teste, tem-se que:

Há variações positivas em diversos índices relacionados a eventos extremos - R50mm, Rx1day, Rx5day, R95p e R99p - na primeira metade dos anos 90, principalmente nas mesorregiões Leste e Agreste mas também em pontos da Central e Oeste Potiguar. Notavelmente, em torno desta época também se dão as diminuições no índice CWD e aumentos em SDII e CDD em todo o estado, associados à diminuição na quantidade de dias chuvosos.

Kayano et al. (2018), em análise de anomalias de precipitação na estação chuvosa da região Nordeste para diferentes eventos de dipolo do Atlântico, constataram que as anomalias positivas causadas pela fase negativa do dipolo são ainda mais acentuadas quando conjugadas a um evento La Niña, ou quando a anomalia de temperatura da superfície do mar (TSM) se dá especificamente no Atlântico Tropical Sul (ATS).

De acordo com os autores e observando-se os dados do NOAA, são identificados eventos de gradiente negativo no Dipolo do Atlântico nos anos de 1989 (impulsionado por La Niña), 1991, 1993, 1994, 1995 (este com anomalia de TSM no ATS) e 1999 (também convergente com o fenômeno La Niña); a abundância de eventos de gradiente negativo nesse período pode ter causado a brusca variação positiva encontrada em eventos extremos para diversos municípios no início da década de 90.

Contraditoriamente, os anos de 1990 a 1995 foram notavelmente dominados pelo fenômeno de El Niño (NOAA, 2019), o que normalmente ocasiona anomalias negativas; porém, como visto, as alterações na TSM no Oceano Pacífico representam um papel secundário em relação ao dipolo do Atlântico na influência sobre a precipitação no estado.

Clem e Fogt (2015) apontaram, porém, tendências negativas significativas em índices relativos à Oscilação Decadal do Pacífico (ODP) desde 1979. Constata-se, de fato, que desde o início dos anos 90, eventos de ODP negativa (que também intensificam anomalias positivas de precipitação na região Nordeste) tornaram-se mais frequentes (por exemplo, em 1990, 1991, 1994 e 1999), segundo dados do *Joint Institute for the Study of the Atmosphere and Ocean* (2019). Em 1999-2000 e 2008-2009, nota-se que a fase negativa da ODP atuou em conjunto com eventos de La Niña, o que pode ter contribuído para a persistência das mudanças observadas para além dos anos 90 (NOAA, 2019).

Jones e Carvalho (2011) indicaram que a partir da década de 70 foi observada tendência crescente na frequência de ocorrência da oscilação Madden-Julian (OMJ), fenômeno que intensifica anomalias de precipitação no Nordeste tanto positivamente quanto negativamente, dependendo da fase em que se encontra (VALADÃO et al., 2017). Os autores preveem ainda

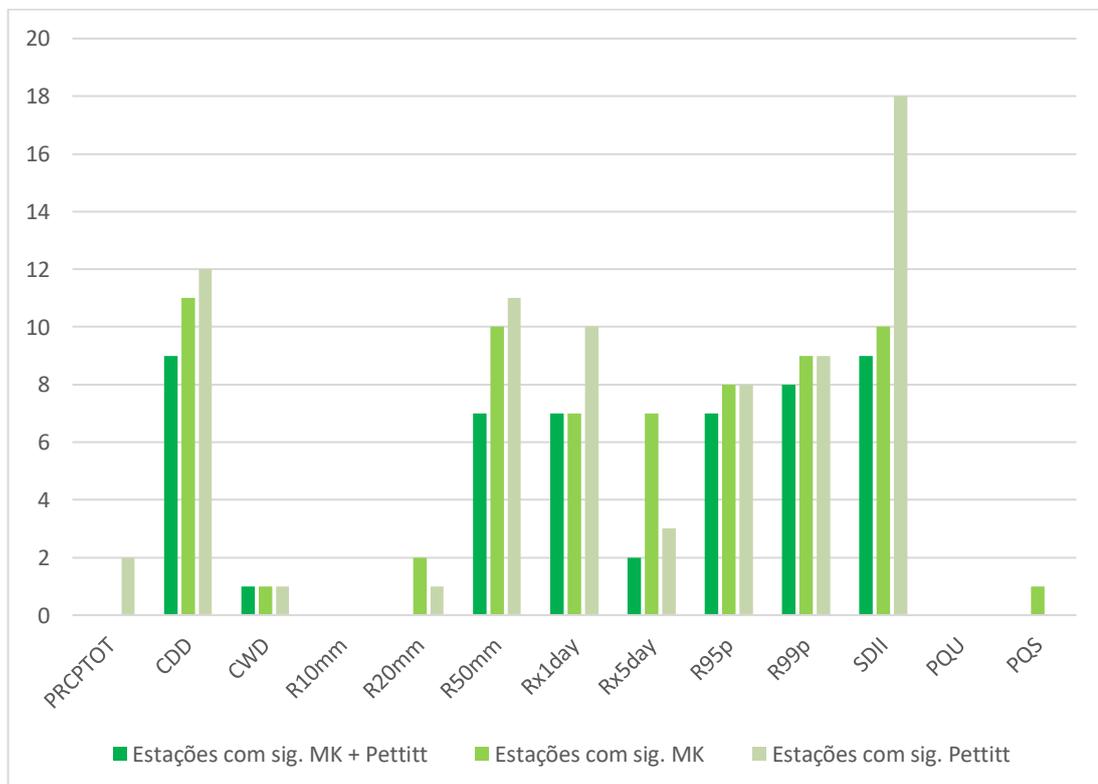
que, de acordo com simulações, a OMJ pode se tornar ainda mais frequente, passando de 4,6 eventos por ano para 5,7 eventos por ano entre 2094-2099.

Ainda, de acordo com a Tabela 3.4 e as Figuras 3.5 e 3.6, é perceptível que variações negativas nos índices de eventos extremos são, via de regra, menos numerosas e mais espacialmente dispersas, o que pode indicar que não se devem a alterações no regime de precipitação em si. Além disso, estes pontos de mudança parecem concentrar-se entre os anos de 1981 e 1986; a maioria destes anos, no entanto, é caracterizada por dipolo do Atlântico em fase negativa, e uma alternância entre El Niño e La Niña no Pacífico (NOAA, 2019).

### 3.3 RELAÇÃO ENTRE OS TESTES DE MANN-KENDALL E PETTITT

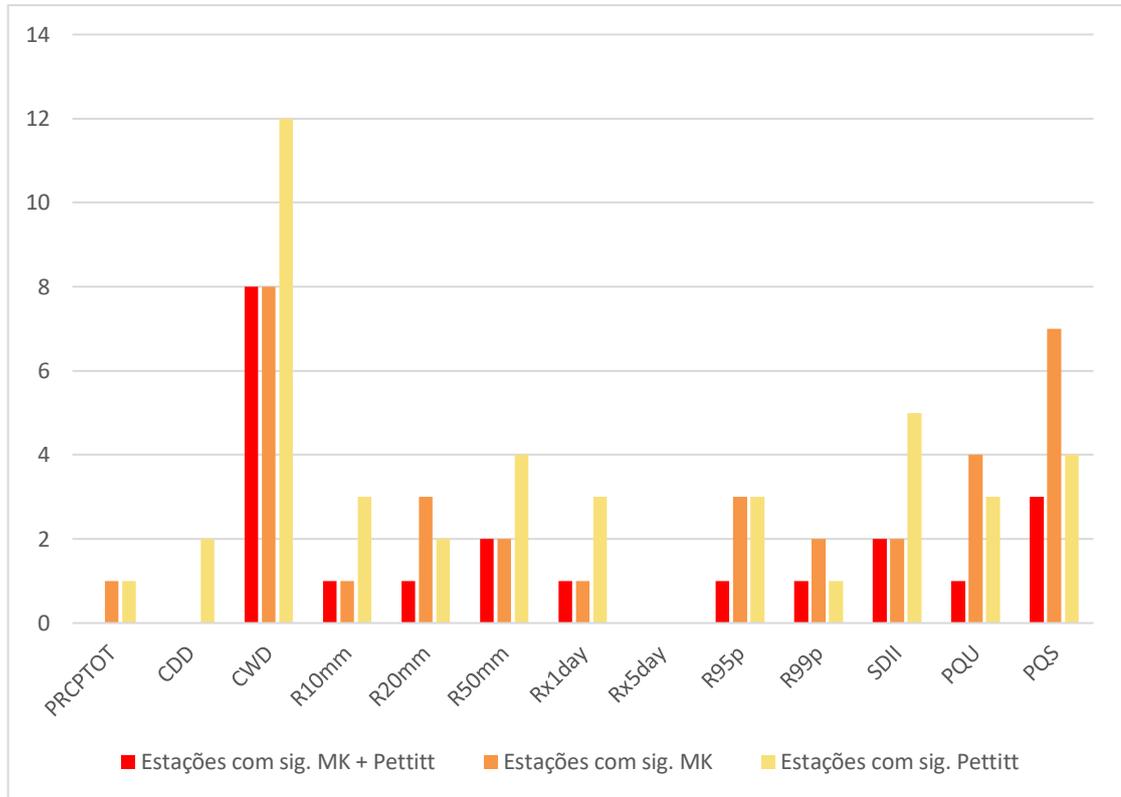
As Figuras 3.7 e 3.8 mostram a quantidade de estações com tendências significativas encontradas para o teste de Mann-Kendall, para o teste de Pettitt e para ambos os testes. A visualização dos gráficos mostra que a maioria das tendências significativas encontradas é positiva (principalmente para os índices CDD, R50mm, Rx1day, Rx5day, R95p, R99p e SDII). Entre as tendências negativas, destacam-se os índices CWD, PQU e PQS.

**Figura 3.7** – Número de estações do Rio Grande do Norte com variações positivas e significativas de acordo com os testes de Mann-Kendall e Pettitt, para o período de 1963 a 2010.



Fonte: Elaborada pelo autor (2019).

**Figura 3.8** – Número de estações do Rio Grande do Norte com variações negativas e significativas de acordo com os testes de Mann-Kendall e Pettitt, para o período de 1963 a 2010.



Fonte: Elaborado pelo autor (2019).

Comparando-se a segunda e a terceira coluna para cada índice dos gráficos, percebe-se que, na maioria dos casos, o teste de Mann-Kendall obtém menos valores significativos do que o teste de Pettitt; ou seja, pontos de ruptura nas séries são mais frequentemente observados do que tendências monotônicas. Porém, comparando-se a primeira coluna (significância nos dois testes) com a segunda (significância apenas no teste de Mann-Kendall), para cada índice, percebe-se que há uma proximidade em seus valores; tal observação indicaria que na maioria das estações em que existe uma tendência monotônica significativa existe, também, um ponto de ruptura. Em muitos casos, é provável que o ponto de ruptura seja a própria causa da detecção de uma tendência monotônica pelo teste de Mann-Kendall.

## CAPÍTULO 4

### CONCLUSÕES

O presente estudo insere-se em um contexto de crescente necessidade de avaliação e investigação de possíveis mudanças climáticas em ocorrência no planeta, além de suas características, magnitudes e efeitos. Portanto, a partir de uma série de índices climáticos e métodos estatísticos não-paramétricos, foram analisadas séries de precipitação diária referentes a 48 municípios do estado do Rio Grande do Norte. A região é especialmente suscetível a severas crises hídricas em suas áreas mais secas, ao mesmo tempo que eventos de precipitação intensa acometem com frequência as cidades de áreas chuvosas.

Os resultados indicam uma intensificação das condições secas em grande parte das estações estudadas – principalmente as localizadas nas mesorregiões Oeste e Central Potiguar. Observam-se aumentos em índices relativos à quantidade de dias secos consecutivos (CDD) concomitantes com redução de dias chuvosos consecutivos (CWD), além de reduções significativas na precipitação acumulada para o quadrimestre mais chuvoso (PQU) e não-significativas para a precipitação total anual (PRCPTOT).

Nas regiões Agreste e Leste, principalmente, são observados municípios com aumentos significativos em diversos índices relacionados a eventos intensos de precipitação (R50mm, Rx1day, Rx5day, R95p, R99p). Também são identificados diversos aumentos não-significativos no índice PQU, ao passo que o índice PQS (precipitação no quadrimestre mais seco) apresenta reduções significativas, o que pode indicar uma intensificação da sazonalidade na região.

Ademais, essas regiões registram também reduções significativas no índice CWD, associadas a aumento do índice SDII (intensidade simples de precipitação), sugerindo também uma maior concentração de eventos chuvosos em menos dias. Ressalta-se que a ocorrência de chuvas mais intensas em menores períodos de tempo pode acarretar uma sobrecarga em obras hidráulicas e sistemas de drenagem urbana, ocasionando enchentes e alagamentos com maior frequência.

Uma investigação de pontos de mudança nas séries históricas revela que boa parte das variações nos índices estudados se dá na primeira metade dos anos 90, incluindo principalmente as altas em eventos intensos. Uma gama de fenômenos climáticos pode ter sido responsável por esse aumento – dipolos negativos de temperatura da superfície do mar no Atlântico, tendências na Oscilação Decadal do Pacífico, intensificação da Oscilação Madden-Julian, etc. -, mas as causas da persistência dessas mudanças ainda devem ser investigadas.

As tendências evidenciadas neste estudo podem ser de fundamental importância para o planejamento da gestão de recursos hídricos no estado e para a análise de riscos associados a eventos extremos. Sugere-se que tais mudanças sejam posteriormente estudadas através de outras metodologias, utilizando outros dados, índices e estações, a fim de verificar sua abrangência e avaliar seus efeitos.

## REFERÊNCIAS

- AGÊNCIA NACIONAL DE ÁGUAS. **Atlas Nordeste: abastecimento urbano de água: alternativas de oferta de água para as sedes municipais da Região Nordeste do Brasil e do norte de Minas Gerais.** Agência Nacional de Águas, Superintendência de Planejamento de Recursos Hídricos; Consórcio Engecorp/Projetec/Geoambiente/Riverside Technology. Brasília: ANA, SPR, 2006. 80p.
- AGILAN, V.; UMAMAHESH, N. V. Detection and attribution of non-stationarity in intensity and frequency of daily and 4-h extreme rainfall of Hyderabad, India. **Journal of Hydrology**, v. 530, p. 677 – 697, 2015.
- ALVES, J. M. B. SOUZA, E. B.; REPELLI, C. A.; VITORINO E FERREIRA, N. S. Episódios de La Niña na bacia do Oceano Pacífico Equatorial e a distribuição de chuvas no setor Norte do Nordeste brasileiro. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 12, p. 63-76, 1997.
- ALVES, T. L. B.; AZEVEDO, P. V.; SANTOS, C. A. C. Influence of climate variability on land degradation (desertification) in the watershed of the upper Paraíba River. **Theoretical and Applied Climatology**, v. 127, p. 741-751, 2017.
- ANDREOLI, R. V.; KAYANO, M. T. A importância relativa do Atlântico Tropical Sul e Pacífico Leste na variabilidade de precipitação do Nordeste do Brasil. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 22, n. 1, p. 63-74, 2007.
- ANDREOLI, R. V.; KAYANO, M. T. ENSO-related rainfall anomalies in South America and associate circulation features during warm and cold Pacific Decadal Oscillation regimes. **International Journal of Climatology**, v. 25, p. 2017-2030, 2005.
- ÁVILA, A.; JUSTINO, F.; WILSON, A.; BROMWICH, D.; AMORIM, M. Recent precipitation trends, flash floods and landslides in Southern Brazil. **Environmental Research Letters**, v. 11, 2016.
- BIGI, V.; PEZZOLI, A.; ROSSO, M. Past and future precipitation trend analysis for the City of Niamey (Niger): An overview. **Climate**, v. 6, n. 3, 2018. 16pp.
- CHEN, F.; CHEN, H.; YANG, Y. Annual and seasonal changes in means and extreme events of precipitation and their connection to elevation over Yunnan Province, China. **Quaternary International**, v. 374, p. 46-61, 2015.
- CHIEW, F. H. S.; POTTER, N. J.; VAZE, J.; PETHERAM, C.; ZHANG, L.; TENG, J.; POST, D. A. Observed hydrologic non-stationarity in Australia: implications for modeling and prediction. **Stochastic Environmental Research and Risk Assessment**, v. 28, p. 3 – 15, 2014.
- CLEM, K. R.; FOGT, R. L. South Pacific circulation changes and their connection to the tropics and regional Antarctic warming in austral spring, 1979-2012. **Journal of Geophysical Research: Atmospheres**, v. 120, n. 7, p. 2773-2792, 2015.
- COELHO, G. de A. **Análise da não estacionariedade da precipitação em São Paulo / SP e implicações sobre os sistemas de drenagem urbana.** 2014. 185 p. Dissertação (Mestrado) – Escola Politécnica da Universidade de São Paulo, São Paulo, 2014.

CORRÊA, A. C. B.; TAVARES, B. A. C.; MONTEIRO, K. A.; CAVALCANTI, L. C. S.; LIRA, D. R. Megageomorfologia e morfoestrutura do Planalto da Borborema. **Revista do Instituto Geológico**, v. 31, p. 35-52, 2010.

DEBORTOLI, N. S. et al. Rainfall patterns in the Southern Amazon: a chronological perspective (1971-2010). **Climate Change**, v. 132, p. 251-264, 2015.

DINIZ, M. T. M.; PEREIRA, V. H. C. Climatologia do estado do Rio Grande do Norte, Brasil: Sistemas atmosféricos atuantes e mapeamento de tipos de clima. **Boletim Goiano de Geografia**, v. 35, n. 3, p. 488-506, set./dez. 2015.

DUAN, W.; HE, B.; TSKARA, K.; LUO, P.; HU, M.; ALIAS, N. E.; NOVER, D. Changes of precipitation amounts and extremes over Japan between 1901 and 2012 and their connection to climate indices. **Climate Dynamics**, v. 45, p. 2273-2292, 2015.

DUFEK, A. S.; AMBRIZZI, T. Precipitation variability in São Paulo state, Brazil. **Theoretical and Applied Climatology**, v. 93, p. 167-178, 2008.

EMPRESA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA DO RIO GRANDE DO NORTE S. A. **Análise pluviométrica do Rio Grande do Norte. Período: 1963 – 2009**. EMPARN, Natal, RN, 2011. 70 pp.

GAJBHIYE, S.; MESHAM, C.; MIRABBASI, R.; SHARMA, S. K. Trend analysis of rainfall time series for Sindh river basin in India. **Theoretical and Applied Climatology**, v. 125, p. 593-608, 2016.

GOCIC, M.; TRAJKOVIC, S. Analysis of changes in meteorological variables using Mann-Kendall and Sen's slope estimator statistical tests in Serbia. **Global and Planetary Change**, v. 100, p. 172-182, 2013.

GUERREIRO, M. J. S.; ANDRADE, E. M.; ABREU, I.; LAJINHA, T. Long-term variation of precipitation indices in Ceará State, Northeast Brazil. **International Journal of Climatology**, v. 33, p. 2929-2939, 2013.

HASTENRATH, S.; GREISCHAR, L. Further work on the prediction of Northeast Brazil rainfall anomalies. **Journal of Climate**, Washington, v.6, p.743-758, 1993.

HASTENRATH, S.; HELLER, L. Dynamics of climatic hazard in the Northeast Brazil. **Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society**, v. 103, p. 77-92, 1977.

HAYLOCK, M. R. et al. Trends in total and extreme South American rainfall in 1960-2000 and links with sea surface temperature. **Journal of Climate**, v. 19, p. 1490-1512, 2006.

HIRSCH, R. M.; SLACK, J. R.; SMITH, R. A. Techniques of trend analysis for monthly water quality data. **Water Resources Research**, v. 18, p. 107-121, 1982.

IBGE. **Divisão do Brasil em Mesorregiões e Microrregiões Geográficas**. Vol I. Rio de Janeiro: Fundação do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Diretoria de Geociências (DGC) e Departamento de Geografia (DEGEO). Rio de Janeiro. 1990. 137 p.

IPCC. **Climate Change 2014: Synthesis Report. Contribution of Working Groups I, II and III to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change** Core Writing Team; PACHAURI, R.K.; MEYER, L.A. (eds.). IPCC, Gênova, Suíça, 2014. 151 pp.

IPCC. **Managing the risks of extreme events and disasters to advance climate change adaptation. A special report of working groups I and II of the Intergovernmental Panel on Climate Change.** In: FIELD, C. B., BARROS, V., STOCKER, T. F., QIN, D., DOKKEN, D. J., EBI, K. L., MASTRANDEA, M. D., MACH, K. J., PLATTNER, G.-K., ALLEN, S. K., TIGNOR, M., MIDGLEY, P. M. (eds) Cambridge University Press, Cambridge, 2012. 582 pp.

JOINT INSTITUTE FOR STUDY OF THE ATMOSPHERE AND OCEAN. **The Pacific Decadal Oscillation (PDO).** <<http://research.jisao.washington.edu/pdo/>>. Acesso em: 06 mai. 2019.

JONES, J.; CARVALHO, L. M. V. Notes and Correspondence: Will global warming modify the activity of the Madden-Julian Oscillation? **Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society**, v. 137, p. 544-552, 2011.

JOSEPH, J. F.; FALCON, H. E.; SHARIF, H. O. Hydrologic trends and correlation in South Texas River Basins: 1950 – 2009. **Journal of Hydrologic Engineering**, v. 18, p. 1653-1662, 2013.

KAYANO, M. T.; ANDREOLI, R. V. Clima da Região Nordeste do Brasil. In: **Tempo e clima no Brasil.** CAVALCANTI, I. F. A.; FERREIRA, N. J.; SILVA, M. G. A. J.; DIAS, M. A. F. S. (Org.). Oficina de Textos, São Paulo, 2009.

KAYANO, M. T.; ANDREOLI, R. V.; GARCIA, S. R.; SOUZA, R. A. F. How the two nodes of the tropical Atlantic sea surface temperature dipole relate the climate of the surrounding regions during austral autumn. **International Journal of Climatology**, v. 38, p. 3927-3941, 2018.

KENDALL, M. G. **Rank Correlation Methods.** 4a edição. Charles Griffin, Londres, 1975.

KOUSKY, V. E. Diurnal rainfall variation in the Northeast Brazil. **Monthly Weather Review**, Boston, v. 108, n. 4, p. 488-498, 1980.

KOUSKY, V.E. Frontal influences on Northeast Brazil. **Monthly Weather Review**, v. 107, p. 1140-1153, 1979.

KOUSKY, V. E.; GAN, M. A. Upper tropospheric cyclonic vortices in the tropical South Atlantic. **Tellus**, v. 36, n. 6, p. 538-551, 1981.

LACOMBE, G.; MCCARTNEY, M.; FORKUOR, G. Drying climate in Ghana over the period 1960-2005: evidence from the resampling-based Mann-Kendall test at local and regional levels. **Hydrological Sciences Journal**, v. 57, n. 8, p. 1594-1609, 2012.

LLASAT, M.; QUINTAS, L. Stationarity of Monthly Rainfall Series since the Middle of the XIXth Century. Application to the Case of Peninsular Spain. **Natural Hazards**, v. 31, p. 613 – 622, 2004.

- MACHADO, C. C. C.; NÓBREGA, R. S.; OLIVEIRA, T. H.; ALVES, K. M. A. S. Distúrbio Ondulatório de Leste como condicionante a eventos extremos de precipitação em Pernambuco. **Revista Brasileira de Climatologia**, v. 11, p. 146-162, 201.
- MADDEN, R. A.; JULIAN, P. R. Description of global-scale circulation cells in the tropics with a 40-50 day period. **Journal of the Atmospheric Sciences**, v. 29, p. 1109-1123, 1972.
- MADDEN, R. A.; JULIAN, P. R. Detection of a 40-50 day oscillation in the zonal wind in the tropical Pacific. **Journal of the Atmospheric Sciences**, v. 28, p. 702-708, 1971.
- MADDEN, R. A.; JULIAN, P. R. Observations of the 40-50 day tropical oscillation – a review. **Monthly Weather Review**, v. 122, p. 814-837, 1994.
- MANTUA, N. J.; HARE, S. R.; ZHANG, Y. WALLACE, J. M.; FRANCIS, R. C. A Pacific interdecadal climate oscillation with impacts on salmon production. **Bulletin of the American Meteorological Society**, v. 78, p. 1069-1079, 1997.
- MANN, H. B. Non-parametric tests against trend. **Econometrica**, v. 33, p. 245-249, 1945.
- MARENGO, J. A., BERNASCONI, M. Regional differences in aridity/drought conditions over Northeast Brazil: present state and future projections. **Climatic Change**, v. 129, p. 103–115, 2015.
- MARENGO, J. A.; TORRES, R. R.; ALVES, L. M. Drought in Northeast Brazil – past, presente and future. **Theoretical and Applied Climatology**, v. 129, p. 1189 – 1200, 2017.
- MAZVIMAVI, D. Investigating changes over time of annual rainfall in Zimbabwe. **Hydrology and Earth System Sciences**. v. 14, p. 2671-2679, 2010.
- MELO, M. M. M. S. et al. Trends in temperature and rainfall extremes near the artificial Sobradinho lake, Brazil. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 33, n. 3, p. 426-440, 2018.
- MILLY, P. C. D.; BETANCOURT, J.; FALKENMARK, M.; HIRSCH, R. M.; KUNDZEWICZ, Z. W.; LETTENMAIER, D. P. e STOUFFER, R. J. Stationarity is Dead: Whither Water Management? **Science**, v. 319, 2008.
- MINAEI, M.; IRANNEZHAD, M. Spatio-temporal trend analysis of precipitation, temperature, and river discharge in the northeast of Iran in recente decades. **Theoretical and Applied Climatology**, v. 131, p. 167-179, 2018.
- MOLION, L. C. B. Climatologia dinâmica da região Amazônica: mecanismos de precipitação. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 2, p. 107-117, 1987.
- MOLION, L. C. B.; BERNARDO, S. O. Uma revisão da dinâmica das chuvas no Nordeste brasileiro. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 17, n. 1, p. 1-10, 2002.
- MOREIRA, J. G. V.; NAGHETTINI, M.; ELEUTÉRIO, J. C. Frequência e risco sob não-estacionariedade em registros pluviométricos da bacia do alto rio Tarauacá, Acre. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, v. 21, n. 1, p. 232-241, 2016.

MOURA A. D.; SHUKLA, J. On the dynamics of droughts in the Northeast Brazil: observations, theory and numerical experiments with a general circulation model. **Journal of Atmospheric Sciences**, v. 38, p. 2653-2675, 1982.

MUTTI, P. R. et al. A detailed framework for the characterization of rainfall climatology in semiarid watersheds. **Theoretical and Applied Climatology**, p. 1-17, 2019.

NAGHETTINI, M.; PINTO, E. J. de A. **Hidrologia estatística**. Belo Horizonte: CPRM, 2007. 552 p. ISBN 978-85-7499-023-1.

NATIONAL OCEANIC AND ATMOSPHERIC ADMINISTRATION. **Climate Indices: Monthly Atmospheric and Ocean Time-Series**. Disponível em: <<https://www.esrl.noaa.gov/psd/data/climateindices/list/>>. Acesso em: 05 mai. 2019.

NEVES, D. J. D. ALCÂNTARA, C. R.; SOUZA, E. P. Estudo de caso de um Distúrbio Ondulatório de Leste sobre o estado do Rio Grande do Norte – Brasil. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 31, n. 4, p. 490-505, 2016.

NÍMER, E. Um modelo metodológico da classificação de climas. **Revista Brasileira de Geografia**, v. 41, n. 4, p. 59-89, 1979.

NOBRE, P.; SHUKLA, J. Variations of sea surface temperature, wind stress, and rainfall over the Tropical Atlantic and South America. **Journal of Climate**, v. 9, p. 2464-2479, 1996.

NÓBREGA, J. N. et al. Eventos extremos de precipitação nas mesorregiões da Paraíba e suas relações com a TSM dos oceanos tropicais. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 29, n. 2, p. 197-208, 2014.

OLIVEIRA, D. H. M. C.; LIMA, K. C. What is the return period of intense rainfall events in the capital cities of the northeast region of Brazil? **Atmospheric Science Letters**, p. 1-11, 2019.

OLIVEIRA, P. T.; SANTOS E SILVA, C. M.; LIMA, K. C. Climatology and trend analysis of extreme precipitation in subregions of Northeast Brazil. **Theoretical and Applied Climatology**, v. 130, p. 77-90, 2017.

OLIVEIRA, P. T.; SANTOS, C. M.; LIMA, K. C. Linear trend of occurrence and intensity of heavy rainfall events on Northeast Brazil. **Atmospheric Science Letters**, v. 15, p. 172-177, 2014.

OLIVEIRA, P. T.; LIMA, K. C.; SANTOS E SILVA, M. Synoptic environment associated with heavy rainfall events on the coastland of Northeast Brazil. **Advanced Geosciences**, v. 35, p. 73-78, v. 35, 2013.

PALHARINI, R. S. A.; VILA, D. A. Climatological behavior of precipitating clouds in the Northeast region of Brazil. **Advances in Meteorology**, v. 2017, p. 1-12, 2017.

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

- PETTITT, A. N. A non-parametric approach to the change-point problem. **Applied Statistics**. London, v. 28, n. 2, p. 126-135, 1979.
- REBOITA, M. S.; GAN, M. A.; ROCHA, R. P.; AMBRIZZI, T. Regimes de precipitação na América do Sul: uma revisão bibliográfica. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 25, n. 2, p. 185-204, 2010.
- SANTOS, C. A. C.; BRITO, J. I. B. Análise dos índices de extremos para o semi-árido do Brasil e suas relações com TSM e IVDN. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 22, n. 3, p. 303-312, 2007.
- SANTOS, C.A.C.; BRITO, J. I. B.; RAO, T. V. R.; MENEZES, H. E. A. Tendências dos índices de precipitação no estado do Ceará. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 24, n. 1, p. 39-47, 2009.
- SEN, P. K. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau. **Journal of the American Statistical Association**, v. 63, n. 324. p. 1379-1389, 1968.
- SEPLAN – Secretaria de Estado do Planejamento e das Finanças do Rio Grande do Norte – Instituto de Desenvolvimento Econômico e do Meio Ambiente. **Perfil do Estado do Rio Grande do Norte**. Natal, 2014. 197 pp.
- SHOHAMI, D.; DAYAN, U.; MORIN, E. Warming and drying of the eastern Mediterranean: Additional evidence from trend analysis. **Journal of Geophysical Research**, v. 116, 2011.
- SILVA, P. E.; SILVA, C. M. S.; SPYRIDES, M. H. C.; ANDRADE, L. M. B. Precipitation and air temperature extremes in the Amazon and northeast Brazil. **International Journal of Climatology**, v. 39, p. 579-595, 2019.
- SILVA, R. M.; SANTOS, C. A. G.; MOREIRA, M.; CORTE-REAL, J.; SILVA, V. C. L.; MEDEIROS, I. C. Rainfall and river flow trends using Mann-Kendall and Sen's slope estimator statistical tests in the Cobres River basin. **Natural Hazards**, v. 77, p. 1205-1221, 2015.
- SILVA, R. O. B.; MONTENEGRO, S. M. G. L.; SOUZA, W. M. Tendências de mudanças climáticas na precipitação pluviométrica nas bacias hidrográficas do estado de Pernambuco. **Engenharia Sanitária e Ambiental**, v. 22, n. 3, p. 579-589, 2017.
- SILVA DIAS, M. A. F. Sistemas de mesoescala e previsão de tempo a curto prazo. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 2, p. 133-150, 1987.
- SKANSI, M. M. et al. Warming and wetting signals emerging from analysis of changes in climate extreme indices over South America. **Global and Planetary Change**, v. 100, p. 295-307, 2013.
- SOME'E, B. S.; EZANI, A.; TABARI, H. Spatiotemporal trends and change point of precipitation in Iran. **Atmospheric Research**. v. 113, p. 1-12, 2012.
- SOUZA, E. B.; ALVES, J. M. B.; REPELLI, C. A. Influência dos oceanos Pacífico e Atlântico na estação chuvosa do semi-árido nordestino. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, v. 6, n. 2, p. 277-283, 1998a.

- SOUZA, E. B.; ALVES, J. M. B.; REPELLI, C. A. Um Complexo Convectivo de Mesoescala associado à precipitação intensa sobre Fortaleza – CE. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 13, n. 2, p. 1-14, 1998b.
- SOUZA, E. B.; AMBRIZZI, T. Modulation of the intraseasonal rainfall over tropical Brazil by the Madden-Julian oscillation. **International Journal of Climatology**, v. 26, p. 1759-1776, 2006.
- STORCH, H. Misuses of statistical analysis in climate research. In: **Analysis of Statistical Techniques**, STORCH, H.; NAVARRA, A. (Orgs.). Springer-Verlag: Berlin, p 11-26, 1995.
- SUDENE. **Dados pluviométricos mensais do Nordeste**. Recife, 1990. (Série Pluviometria 1 a 10).
- TEIXEIRA, R. F. B. O fenômeno da brisa e sua relação com a chuva sobre Fortaleza – CE. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 23, n. 3, p. 282-291, 2008.
- THEIL, H. A rank-invariant method of linear and polynomial regression analysis, 1, 2 and 3. **Proceedings of the Royal Netherlands Academy of Sciences**, v. 53, p. 386-392, 521-525, 1397-1412, 1950.
- TIMMERMANN, A. et al. El Niño-Southern Oscillation complexity. **Nature**, v. 559, p. 535-545, 2018.
- UVO, C. B.; REPELLI, C. A.; ZEBIAK, S. E.; KUSHNIR, Y. The relationships between Tropical Pacific and Atlantic SST and Northeast Brazil monthly precipitation. **Journal of Climate**, v. 11, p. 551-562, 1998.
- VALADÃO, C. E. A. CARVALHO, L. M. V. LUCIO, P. S. CHAVES, R. R. Impacts of the Madden-Julian oscillation on intraseasonal precipitation over Northeast Brazil. **International Journal of Climatology**, v. 37, p. 1859-1884, 2017.
- VAZE, J.; POST, D. A.; CHIEW, F. H. S.; PERRAUD, J.-M.; VINEY, N. R.; TENG, J. Climate non-stationarity – Validity of calibrated rainfall-runoff models for use in climate change studies. **Journal of Hydrology**, v. 394, p. 447 – 457, 2010.
- VIEIRA, R. M. S. P. et al. Identifying areas susceptible to desertification in the Brazilian northeast. **Solid Earth**, v. 6, p. 347 – 360, 2015.
- WCRP – World Climate Research Programme. **CCI/WCRP/JCOMM Expert Team on Climate Change Detection and Indices (ETCCDI)**. Disponível em: < <https://www.wcrp-climate.org/etccdi>>. Acesso em: 03 de maio de 2018.
- YAMAZAKI, Y.; RAO, V. B. Tropical cloudiness over South Atlantic Ocean. **Journal of the Meteorological Society of Japan**, v. 55, n. 2, p. 205-207, 1977.
- YU, PAO-SHAN; YANG, TAO-CHANG; KUO, CHUN-CHAO. Evaluating long-term trends in annual and seasonal precipitation in Taiwan. **Water Resources Management**. v. 20, n. 6, p. 1007-1023, 2006.

YUE, P. S.; YANG, T. C.; WU, C. K. Impact of climate change on water resources in southern Taiwan. **Journal of Hydrology**, v. 260, p. 161-175, 2002.

YUE, S.; PILON, P.; PHINNEY, B.; CAVADIAS, G. The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series. **Hydrological Processes**, v. 16, p. 1807-1829, 2002.

ZANDONADI, L.; ACQUAOTTA, F.; FRATIANNI, S.; ZAVATTINI, J. A. Changes in precipitation extremes in Brazil (Paraná River Basin). **Theoretical and Applied Climatology**, v. 127, p. 741-756.

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, pp. 130-142, 2009.

ZHANG, X.; YANG, F.; **RClimDex (1.0) User manual**. Climate Research Branch, Environment Canada, Downsview, Ontario Canada, 2004.

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

ZHOU, J.; LAU, K.-M. Principal modes of interannual and decadal variability of summer rainfall over South America. **International Journal of Climatology**, v. 21, p. 1623-1644, 2001.