



UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO NORTE
CENTRO DE CIÊNCIAS EXATAS E DA TERRA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS
CLIMÁTICAS

PPGCC

**Análise de Métodos para Detecção de Mudanças Estruturais em Séries Temporais
Climáticas**

PATRÍCIA VIANA DE LIMA

NATAL/RN
2014

PATRÍCIA VIANA DE LIMA

**Análise de Métodos para Detecção de Mudanças Estruturais em Séries Temporais
Climáticas**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Climáticas da Universidade Federal do Rio Grande do Norte, como parte dos requisitos para obtenção do título de Mestre em Ciências Climáticas.

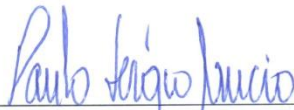
Orientador: Prof. Dr. Paulo Sérgio Lucio

NATAL/RN
2014

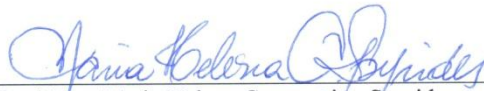
Análise de Métodos para Detectar Mudanças Estruturais em Séries Climáticas

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Climáticas da Universidade Federal do Rio Grande do Norte, como parte dos requisitos para obtenção do título de Mestre em Ciências Climáticas.

Aprovada em , 15 / 08 / 2014



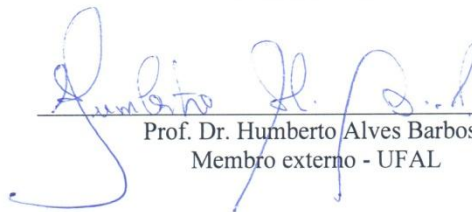
Prof. Dr. Paulo Sérgio Lucio
Orientador



Prof. Dra. Maria Helena Constantino Spyrides
Membro interno – UFRN



Dra. Monica Cristina Damião Mendes
Membro externo



Prof. Dr. Humberto Alves Barbosa
Membro externo - UFAL

AGRADECIMENTOS

Aos meus pais pelo incentivo ao estudo e por me fazerem crer que esse esforço sempre vale a pena.

Aos meus amados avos maternos, pela educação, amor, companhia durante um bom período de minha vida tudo mais que não consigo lembrar, só por ter conhecido vocês já vale a pena ter vivido.

Ao meu marido e amigo Francisco Alexandre, pelo apoio e paciência durante esse período.

As minhas amigas Izabelly Tinoco e Pollyanne Silva pelos momentos de companhia e atenção. Além do suporte nas dúvidas estatísticas.

As pessoas que contribuíram de forma direta ou indireta para o desenvolvimento deste trabalho, entre eles Naurinete Barreto, George Ulguim, Monica Mendes e Michel Mesquita.

Aos colegas e amigos que estiveram presentes em disciplinas e na vida, a vocês os meus sinceros agradecimentos.

Aos membros que aceitaram compor a banca de avaliação.

E por fim, ao meu orientador Prof^o Paulo Sérgio Lucio, pela tranquila parceria e orientação.

RESUMO

A análise de séries temporais tem desempenhado um papel cada vez mais importante em estudos de tempo e clima. O sucesso desses estudos depende fundamentalmente do conhecimento da qualidade de dados climáticos, como temperatura do ar e precipitação. Por essa razão, um dos principais desafios para os pesquisadores nessa área é obter séries homogêneas. Uma série temporal de dados climáticos é considerada homogênea quando as variações nos dados se devem somente a fatores climáticos, sem interferência de agentes externos. Tais fatores não climáticos podem produzir efeitos indesejáveis nas séries temporais, como quebras de homogeneidade, tendências e descontinuidades que na realidade não existem. Neste trabalho foram investigadas séries climáticas para o município de Natal – RN, representando temperatura do ar e precipitação, para o período de 1961 a 2012. O objetivo foi realizar uma análise a fim de verificar a existência de pontos de quebra de homogeneidade e de tendências nas séries estudadas. Para esse fim, foram usados alguns procedimentos estatísticos básicos, como testes de normalidade e de independência. Os testes de tendência foram feitos através da análise de regressão linear e dos testes de Spearman e de Mann-Kendall. Para análise de homogeneidade, foram usados essencialmente os testes SNHT, Eeasterling-Peterson e Mann-Whitney-Pettit. As análises com respeito à normalidade mostraram divergência em seus resultados. O teste de Von Neumann mostrou que para a série de temperatura os dados não são independente e identicamente distribuídos (iid), ao passo que para a série de precipitação os dados são iid. De acordo com os testes realizados, ambas as séries apresentam tendências. A série de temperatura média do ar apresenta tendência crescente, enquanto a série de precipitação acumulada apresenta tendência decrescente. Finalmente, os testes de homogeneidade revelaram que nenhuma das séries é homogênea, embora que os pontos de quebras dependam do teste aplicado. Em geral, os resultados mostram que as aplicações das técnicas escolhidas permitem caracterizar bem as séries estudadas. Portanto, esses resultados poderão servir de base para futuros trabalhos sobre a climatologia de Natal, assim como de outros lugares.

Palavras-chave: Séries Temporais; Climatologia; Teste de hipóteses; Homogeneidade; Variabilidade Climática.

ABSTRACT

The time series analysis has played an increasingly important role in weather and climate studies. The success of these studies depends crucially on the knowledge of the quality of climate data such as, for instance, air temperature and rainfall data. For this reason, one of the main challenges for the researchers in this field is to obtain homogeneous series. A time series of climate data is considered homogeneous when the values of the observed data can change only due to climatic factors, i.e., without any interference from external non-climatic factors. Such non-climatic factors may produce undesirable effects in the time series, as unrealistic homogeneity breaks, trends and jumps. In the present work it was investigated climatic time series for the city of Natal, RN, namely air temperature and rainfall time series, for the period spanning from 1961 to 2012. The main purpose was to carry out an analysis in order to check the occurrence of homogeneity breaks or trends in the series under investigation. To this purpose, it was applied some basic statistical procedures, such as normality and independence tests. The occurrence of trends was investigated by linear regression analysis, as well as by the Spearman and Mann-Kendall tests. The homogeneity was investigated by the SNHT, as well as by the Easterling-Peterson and Mann-Whitney-Pettit tests. Analyzes with respect to normality showed divergence in their results. The von Neumann ratio test showed that in the case of the air temperature series the data are not independent and identically distributed (iid), whereas for the rainfall series the data are iid. According to the applied testings, both series display trends. The mean air temperature series displays an increasing trend, whereas the rainfall series shows an decreasing trend. Finally, the homogeneity tests revealed that all series under investigations present inhomogeneities, although they breaks depend on the applied test. In summary, the results showed that the chosen techniques may be applied in order to verify how well the studied time series are characterized. Therefore, these results should be used as a guide for further investigations about the statistical climatology of Natal or even of any other place.

KEYWORDS: Time Series; Climatology; Hypothesis testing; Homogeneity; Climate Variability

Lista de Figuras

Figura 1 – Localização geográfica das estações, Natal/RN, distancia de 9,5 km entre	13
Figura 2 – Registros da temperatura média do ar (superior) e da precipitação acumulada (mm) (inferior), Natal/RN, 1961 a 2012.	32
Figura 3 – Box-plot para temperatura média do ar (°C) e da precipitação acumulada (mm), Natal/RN, 1961 a 2012.	33
Figura 4 – Quantis amostrais versus quantis teóricos e histograma para a temperatura média do ar, Natal/RN, 1961 a 2012.	34
Figura 5 – Quantis amostrais versus quantis teóricos e histograma para a precipitação acumulada, Natal/RN, 1961 a 2012.	35
Figura 6 – Gráfico de dispersão (ilustração superior) e gráfico de dispersão, com ajuste do modelo de regressão para a temperatura média do ar (°C) (ilustração inferior), Natal/RN, 1961 a 2012.	37
Figura 7 – Gráfico de dispersão e ajuste do modelo de regressão para precipitação acumulada (mm), Natal/RN, 1961 a 2012.	38
Figura 8 – Razão entre as séries de temperatura média do ar e estatística de teste, Natal/RN, 1961 a 2012.	39
Figura 9 – Razão entre as séries precipitação acumulada e estatística de teste, Natal/RN, 1961 a 2012.	40
Figura 10 – Série para a temperatura média do ar (°C), com os pontos de descontinuidade. .	41
Figura 11 – Série de precipitação acumulada (mm), com os pontos de descontinuidade, Natal/RN, 1961 a 2012.	43
Figura 12 – Série temperatura média do ar (°C) e estatística do teste Mann-Whitney-Pettitt, Natal/RN, 1961 a 2012.	44
Figura 13 – Precipitação acumulada (mm) e estatística do teste Mann-Whitney-Pettitt, Natal/RN, 1961 a 2012.	45
Figura 14 – Análise de residuos para a temperatura média do ar (°C), Natal/RN de 1961 a 2012.	57
Figura 15 – Quantis teóricos versus quantis amostrais para a temperatura média do ar(°C), Natal/RN de 1961 a 2012.	57
Figura 16 - Análise de resíduos do modelo de regressão para a precipitação acumulada, Natal/RN de 1961 a 2012.	58

Figura 17 - Quantis teóricos versus quantis amostrais para a precipitação acumulada, Natal/RN de 1961 a 2012.	59
---	----

Lista de tabelas

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis temperatura média do ar (°C) e precipitação acumulada (mm).	33
Tabela 2 – Testes de normalidade e independência dos dados para a temperatura média do ar (°C).	34
Tabela 3 – Testes de normalidade e independência para a série de precipitação acumulada (mm).	35
Tabela 4 – Testes para verificação de tendência a série de temperatura média do ar (°C).	36
Tabela 5 – Testes para a verificação de tendência na série de precipitação acumulada, Natal/RN, 1961 a 2012.	38
Tabela 6 – Estatísticas do teste SHN e descrição dos pontos de descontinuidade, Natal/RN, 1961 a 2012.	39
Tabela 7 – Estatísticas do teste SHN e descrição dos pontos de descontinuidade, Natal/RN, 1961 a 2012.	40
Tabela 8 – Estatística do teste Easterling-Peterson indicando o ano de quebra para a série de temperatura média do ar (°C), com valores significativos destacados.	42
Tabela 9 – Estatística do teste Easterling e Peterson indicando o ano de quebra para a série de precipitação acumulada (mm), com valores significativos destacados.	43
Tabela 10 – Estatísticas para o teste de Mann-Whitney-Pettitt para temperatura média do ar.	44
Tabela 11 – Estatísticas para o teste de Mann-Whitney-Pettitt para precipitação acumulada.	45
Tabela 12 - testes de normalidade para os resíduos do modelo de regressão para temperatura média do ar(°C), Natal/RN de 1961 a 2012.	58
Tabela 13 - Testes de normalidade para os resíduos do modelo de regressão para precipitação acumulada (mm), Natal/RN de 1961 a 2012.	59

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	1
1.1	Considerações Gerais.....	1
1.2	Justificativa e Motivação	4
1.3	Objetivos	5
1.4	Organização da Dissertação.....	6
2	REVISÃO DE LITERATURA.....	7
3	MATERIAL E MÉTODOS	13
3.1	Área de estudo e informações climatológicas	13
3.2	Estatísticas Descritivas	14
3.3	Coefficiente de Correlação de Pearson.....	14
3.4	Coefficiente de correlação de Postos de Spearman e teste de Spearman.....	14
3.5	Testes de Hipóteses	15
3.5.1	Testes de Aderência à Normalidade	16
3.5.1.1	Teste de Kolmogorov-Smirnov para uma amostra	16
3.5.1.2	Teste Shapiro-Wilk	18
3.5.1.3	Teste Anderson-Darling	19
3.5.2	Teste para verificação de tendência.....	20
3.5.2.1	Teste Mann-Kendall	20
3.5.2.2	Teste <i>t</i> para Coeficiente de correlação	22
3.5.2.3	Teste para os coeficientes da regressão linear simples	22
3.5.3	Teste de homogeneidade	25
3.5.3.1	Teste de Von Neumann.....	25
3.5.3.2	Teste de Homogeneidade Normal Padrão (SNHT).....	26
3.5.3.3	Teste Easterling-Peterson.....	27
3.5.3.4	Teste Mann-Whitney-Pettit.....	29
4	RESULTADOS E DISCUSSÕES	31
5	CONCLUSÕES E PERSPECTIVAS	46
6	REFERÊNCIAS	48
	APÊNDICE - ANÁLISE DE RESÍDUOS EM TERMO DO DIAGNÓSTICO DA REGRESSÃO.	57

INTRODUÇÃO

1.1 Considerações Gerais

Em 1959, a Organização Mundial de Meteorologia (OMM) definiu o clima como um “conjunto flutuante das condições atmosféricas, caracterizado pelos estados e evolução do tempo durante um período suficientemente longo para um domínio espacial determinado”. O clima é muito importante, pois, pode influenciar diversos meios como a estrutura de solos e sua produção agrícola, a vida de quem habita numa determinada região, entre outros fatores (AMBRIZZI, 2014).

O conjunto das condições médias da atmosfera denotado por clima e os dados climáticos são de extrema importância em várias áreas do conhecimento científico. Além de oferecer informações em relação à atmosfera e as mudanças que nela ocorrem, as condições climáticas são importantes na realização de atividades desenvolvidas pelo homem. Por isso, ainda verifica-se a necessidade de estudá-los (SANTOS, 2012). O clima é analisado, sobretudo, através de dados meteorológicos extraídos de estações meteorológicas convencionais e automáticas, bóias, satélites, navios e aviões, que disponibilizam uma série temporal local, regional e/ou global. Por sua vez, para a realização de uma análise estatística confiável dos dados climáticos é necessária uma base de dados homogênea (LONGOBARDI; VILLANI, 2010).

Uma série temporal é considerada homogênea se suas variações são causadas pelas apenas variações nas condições do tempo e do clima (EARSTERLING, PETERSON, 1995; PETERSON et al., 1998; KINORO; JONES, 2007; LONGOBARDI; VILLANI, 2009; MARTÍNEZ et al., 2010). Peterson et al. (1998) assinalaram que as mudanças nos instrumentos, nas práticas de observação ou na localização das estações e no ambiente em que a estação está inserida podem levar a interpretações erradas da evolução climática em uma determinada região. Assim, para poder assegurar a homogeneidade e confiabilidade de uma dada série climática, torna-se necessário a aplicação de testes estatísticos especializados para detectar e corrigir os erros e as falhas, na série dos dados climáticos (PETERSON et al., 1998). A utilização de dados não confiáveis pode, sem dúvidas, levar a conclusões erradas nas análises (BERGET et al., 2005). Detectar e corrigir as falhas nos dados e os fatores causadores de tais erros são essenciais para as decisões tomadas a partir dessas séries temporais (BEAULIEU, 2009). Muitos estudos estão sendo desenvolvidos com o objetivo de

detectar mudanças nessas séries temporais climáticas procurando atribuir causas e efeitos a essas mudanças.

Várias técnicas estatísticas estão sendo utilizadas com o objetivo de detectar pontos, em geral em anos, de descontinuidade em séries climáticas, que sugerem uma quebra de homogeneidade da série estudada. Uma comparação e revisão dessas técnicas são apresentadas por Buishand (1982); Solow (1989); Easterling e Peterson (1995); Peterson et al. (1998); DeGaetano (2006), Costa e Soares (2009), entre outros.

Diversos fatores externos (não climáticos) podem afetar a variação das séries temporais consideradas, tais como a mudança no ambiente em torno da estação meteorológica, mudança de local de instalação da estação, equipamentos instalados em áreas com barreiras topográficas e até mesmo a falha dos equipamentos instalados nas estações meteorológicas, entre outros (PETERSON et al., 1998; COSTA; SOARES, 2009; PANDIZIC; LIKSO, 2010).

Esses fatores podem causar falta de dados em determinados períodos para as estações meteorológicas, por isso é importante que elas sejam identificadas e preenchidas com dados similares aos coletados, para dessa forma ser realizada uma análise coerente e confiável. O preenchimento desses dados faltantes é realizado a partir de valores estimados por modelos (VENTURA et al., 2013).

Santos (2012) afirma que não existe uma forma específica para reconstrução de dados faltantes. São utilizadas diversas técnicas diferentes, que muitas vezes não são tão rigorosas quanto ao erro. Vincente-Serrano et al. (2010) destacam ainda que o método de reconstrução utilizado se não bem aplicado pode resultar numa série climática não homogênea. Na literatura internacional, os métodos utilizados para preenchimento de séries climáticas são feitos com base em séries longas. Para preenchimento das séries climáticas Staudt et al. (2007) destacam que deve-se considerar a informação contida na série e os dados de estações próximas. Vale ressaltar a importância desse preenchimento para a análise de homogeneidade. Uma série com falhas nos dados vai certamente alterar os resultados do estudo em questão.

A variação de dados climáticos vem sendo debatida cada vez mais nos meios científicos. No início do século passado acreditava-se que essas mudanças ocorriam em escala de tempo de períodos geológicos, ou seja, de milhares de anos. No entanto, mudanças registradas desde metade do século passado e início do século atual mostraram-se importantes, sendo consideradas “grandes” para não serem ainda estudadas (AMBRIZI, 2014). Segundo o IPCC (2009), a detecção de mudança é o processo de mostrar ou

demonstrar que o clima mudou em algum sentido estatístico, enquanto que a atribuição é o processo de avaliação das contribuições relativas de múltiplos fatores que podem ter colaborado para uma mudança no padrão climático. Contudo, as mudanças já detectadas são na sua maioria associadas às atividades industriais, à mudança das características do solo e à inclusão de gases do efeito estufa (BRUCE, 1990; BERLATO et al., 1995; BACK, 2001).

Houghton et al. (1996) constataram que a temperatura média global aumentou entre 0,3 a 0,6°C desde o final do século passado. Esse resultado também foi encontrado pelos pesquisadores de várias partes do globo e discutidos no IPCC (2007). O relatório do IPCC (2007) mostrou que há 90% de chance das mudanças no clima terem ocorrido devido a atividades antropogênicas, mostrando que até o final do século a temperatura média da terra pode aumentar de 1,8 a 4°C e, na pior das previsões, pode chegar a 6,4°C de aumento. Além disso, o relatório sugere um aumento de 18 a 59 cm nos níveis dos oceanos até 2100 e um aumento de 20% na precipitação global.

Em 2014, o IPCC assinalou a possível existência de três subsistemas no sistema terrestre: o sistema climático, o sistema natural e o sistema humano. Esses sistemas interagem entre si, de modo que cada sistema pode afetar o outro de forma direta ou indireta. No entanto, as causas das mudanças ocorridas nos sistemas ainda são muito complexas, pois dependem das trocas de energias e das interações entre os vários componentes desses sistemas.

As alterações no sistema climático, em especial na componente atmosférica, através da inclusão de gases de efeito estufa, são sentidos rapidamente, na ordem de semanas, meses e anos. Enquanto isso, nas demais componentes (hidrosfera, litosfera, criosfera e biosfera), as alterações são sentidas na ordem de milhares e/ou milhões de anos. No entanto, as alterações no sistema climático acabam por influenciar no equilíbrio do sistema humano e natural (WALLACE, HOBBS, 2005; IPCC, 2014).

Este trabalho tem como objetivo principal investigar a estrutura e o comportamento de séries temporais climáticas de temperatura média do ar e precipitação acumulada de Natal, Rio Grande do Norte. As análises foram feitas por meio de métodos estatísticos tais como testes de normalidade, análise de regressão simples, testes de tendências e testes de homogeneidade. Os resultados deste estudo são importantes para avaliar a qualidade dos dados climáticos, visto que um dos principais problemas é o da qualidade e disponibilidade de dados de tempo e clima, de um modo geral. Desta forma, espera-se fornecer subsídios que

poderão ser utilizados por outros pesquisadores, servindo de suporte para futuros trabalhos de detecção e atribuição de mudanças climáticas em Natal/RN.

1.2 Justificativa e Motivação

A análise de séries temporais é uma ferramenta importante nos estudos de diferentes áreas do conhecimento científico, a exemplo das ciências biológicas, ambientais e físicas. Por esta razão, é de suma importância conhecer os fundamentos teóricos e os métodos de análise mais utilizados na atualidade. O interesse em estudos relacionados a técnicas estatísticas aplicadas a séries climáticas têm sido cada vez mais crescente, não somente no âmbito acadêmico, mas também em outros setores da sociedade (DUCHON; HALE, 2012).

Os primeiros registros de análises de dados climáticos ocorreram no século XIX, no qual foi possível montar e analisar uma grande série climática para generalizações regionais de temperatura e precipitação. Em 1845, Berghaus obteve o primeiro mapa de precipitação mundial, enquanto que os primeiros mapas-múndi de temperatura média mensal só foram publicados em torno de 1848, por Dove. Por sua vez, a primeira classificação climática foi produzida em 1918, por Kopper, cuja classificação foi baseada na cobertura vegetal terrestre. No período entre 1931-1933 surgiu a classificação mais utilizada até o momento de evapotranspiração e precipitação, introduzida por Thornthwaite. A partir desse momento, surgiram várias ideias e conceitos climáticos que facilitaram o entendimento do clima (BARRY; CHORLEY, 2013).

As variáveis climáticas precipitação e temperatura do ar são bastante analisadas, pois interferem diretamente nas diversas atividades humanas. A temperatura do ar e a precipitação são importantes para a produção agrícola, uma vez que auxiliam nos processos de crescimento da planta, como respiração, fotossíntese e transpiração. Além de influenciar na quantidade e qualidade da produção (BEAULIEU, 2009; STRASSBURGER et al., 2011; SANTOS, 2012).

É importante assinalar que a temperatura média do ar é mais uniforme nas regiões dos trópicos do que na região extratropical, diminuindo na direção dos polos, seguindo a distribuição de radiação solar incidente. Em outras palavras, a variação da temperatura do ar depende da quantidade de insolação recebida pela superfície e da distância de reservatórios hídricos, entre outros. Além disso, no Hemisfério Norte, há uma maior variação de temperatura por causa da sua maior área continental (AYOADE, 1996).

A temperatura média global anual é uma medida fundamental para análise do estado climático. Suas variações podem ocorrer tanto por efeitos internos do sistema climático como, por exemplo, a fase quente do ENSO, como também, por fatores externos e antropogênicos.

Um aumento na concentração de dióxido de carbono na atmosfera resulta em um aumento da temperatura global, que por sua vez aumentará a evaporação, aumentando assim o vapor de água (BARRY, CHORLEY, 2013). Entender esses tipos de mecanismos é um passo bastante importante para compreender as mudanças climáticas.

Em relação à precipitação, essa variável meteorológica é bem mais complexa que a temperatura do ar, pois sofre influência direta da topografia, da distância de grandes corpos hídricos, da direção das massas de ar e das estações do ano. A distribuição de precipitação mundial se caracteriza por grandes quantidades na zona equatorial e quantidades que variam de moderada a alta nas latitudes médias (AYOADE, 1996). Segundo Beaulieu (2009), as séries de precipitação são importantes para aplicações em hidrologia e climatologia, sendo utilizadas para principalmente nas projeções de tempo e clima. Entretanto, a qualidade desse tipo de dados e a escassez de estações tornam difícil suas análises.

Por isso, a aplicação de testes de homogeneidade em séries climáticas seja de temperatura do ar, seja na precipitação, torna-se muito importante. No entanto, o desempenho desses testes muitas vezes depende das características dos dados. Alguns testes têm uso mais restrito, uma vez que alcançam apenas parte de sua finalidade (BEAULIEU, 2009). Vários estudos comparativos foram realizados para determinar métodos promissores para verificar a homogeneidade de séries de temperatura do ar, tais como: Easterling e Peterson, (1995); Ducre - Robitaille et al., (2003); DeGaetano, (2006), entre outros.

Algumas técnicas para detectar não homogeneidade de séries climáticas utilizam uma série de referência considerada homogênea. No entanto, essas séries são de difícil obtenção e muitas vezes impossível de ser obtidas (PETERSON et al., 1998). Além disso, é comum que essas técnicas detectem apenas um ponto de mudança, onde são esperados mais de um ponto de mudança em uma série temporal de longo prazo. Esse problema muitas vezes é solucionado com um procedimento sequencial, identificando assim vários pontos de mudança. A desvantagem desse procedimento é o uso de séries pequenas na análise, o que pode afetar o resultado do teste (BEAULIEU, 2009).

1.3 Objetivos

Conforme foi dito anteriormente, este trabalho tem como enfoque principal analisar e aplicar técnicas estatísticas para análises de séries temporais climáticas, a fim de verificar independência, normalidade, tendência e homogeneidade de dados anuais de precipitação acumulada e temperatura média do ar, para a cidade de Natal, RN. Desta forma, os objetivos específicos são:

- a) Apresentar uma revisão de alguns métodos estatísticos para análise de séries temporais climáticas;
- b) Analisar a aderência a Normalidade de observações climáticas;
- c) Analisar a tendência em séries temporais climáticas;
- d) Analisar a homogeneidade das séries climáticas de precipitação e temperatura média do ar, disponíveis para Natal.

É importante ressaltar que as técnicas de análises de séries climáticas constituem um assunto muito abrangente e, por esta razão, não serão explicados detalhadamente as técnicas utilizadas. Neste trabalho pretende-se fazer uma síntese dos fundamentos teóricos das técnicas mais utilizadas na atualidade, visando uma melhor utilização e aproveitamento.

1.4 Organização da Dissertação

A síntese desta dissertação está organizada da seguinte forma: o capítulo 2 apresenta uma revisão de literatura sobre alguns testes de homogeneidade, testes de tendência, teste de independência e normalidade dos dados. O capítulo 3 apresenta a metodologia dos testes utilizados para o desenvolvimento deste trabalho. O Capítulo 4 apresenta uma breve discussão dos resultados obtidos. Finalmente, a conclusão e perspectivas para futuras pesquisas são apresentadas no Capítulo 5.

REVISÃO DE LITERATURA

Séries climáticas, como precipitação e temperatura do ar, em geral, apresentam alta variabilidade no tempo e espaço. Por isso, é necessária uma base de dados homogênea, com o intuito de obter uma análise climática mais precisa (LONGOBARDI, VILLANI, 2009; SANTOS, 2012).

Uma série temporal climática é considerada homogênea se ocorrem variações causadas apenas por fatores climáticos, livre de efeitos produzidos por fatores não climáticos. Fatores externos, tais como sinais gerados por mudanças nas práticas de medição, mudanças de instrumento ou localização da estação meteorológica, mudanças nos procedimentos de observação ou no tratamento preliminar dos dados, entre outros, podem afetar a qualidade dos dados (AGUILAR et al., 2003; PANDZIC; LIKSO, 2009; SALVADOR et al., 2010; LONGOBARDI et al., 2010; MARTÍNEZ et al., 2011; MOROZOVA; VALENTE, 2012; SANTOS, 2012).

Algumas dessas alterações não climáticas podem influenciar uma série, induzindo falsas quebras ou tendências e, com isso, levando a interpretações equivocadas de alguns estudos. Por isso, é importante remover as não homogeneidades ou identificar a causa do problema (MOROZOVA; VALENTE, 2012). Embora muitos pesquisadores da área estejam cientes da importância da homogeneidade, ainda não há uma regra rígida para que os estudos de variabilidade climática utilizem dados homogêneos e bem definidos (AUER et al., 2005).

Pesquisadores como Pandzic e Likso (2009) e Caussinus e Mestre (2004) ressaltaram que mudanças em torno da estação ou mudanças de local das estações observacionais podem causar tendências na temperatura do ar e a não homogeneidade em séries climáticas, quando são comparados longos períodos anteriores à mudança.

Muitas técnicas estatísticas são utilizadas para verificar homogeneidade de séries climáticas. Entre estas técnicas, os testes de homogeneidade são os que mais se destacam (COSTA; SOARES, 2009; PANDZIC; LIKSO, 2009). Grande parte das técnicas de homogeneidade existentes é baseada nas suposições de normalidade, independência e variância constante. A suposição de normalidade facilita a análise estatística dos dados. Essas suposições são mais comuns para dados anuais, pois quanto menor a distância no tempo mais duvidoso são seus resultados (VON STORCH; ZWIERS, 1999; LUND et al., 2007; BEAULIEU, 2009).

Os testes de homogeneidade são classificados em dois grupos: testes de homogeneidade relativa e testes de homogeneidade absoluta (COSTA; SOARES, 2009; PANDZIC; LIKSO, 2009). No caso de séries climáticas, os testes de homogeneidade absoluta são aplicados em estações de dados separadamente, ou seja, cada estação é testada separadamente (COSTA; SOARES, 2009).

A desvantagem destes testes é a impossibilidade de fazer uma distinção entre a não homogeneidade da série e uma variação regional climática (PANDZIC; LIKSO, 2009). Costa e Soares (2009) afirmaram que essa deficiência é amenizada com o suporte de metadados e informações históricas da estação em estudo.

Testes de homogeneidade relativa utilizam séries climáticas de referência, em geral construídas com base nas informações de uma estação próxima a área de estudo e a série climática candidata, ou seja, a série que será testada. Neste caso, assume-se que as séries de referências são homogêneas. Essas séries de referências são usadas para separar sinais reais de sinais artificiais da série candidata, supondo que as séries de referência não apresentem estes sinais artificiais (COSTA; SOARES, 2009; PANDZIC; LIKSO, 2010;). Os testes de homogeneidade relativa são mais poderosos quando a série de referência e a série de estudo são correlacionadas (SAHIN; CIGIZOGLU, 2010).

Peterson et al. (1998); Aguilar et al. (2003); Ducré – Robitaille et al. (2003) ; Leader et al. (2004); DeGaetano (2006); Costa e Soares, (2009); Reeves et al. (2007); Salvador et al. (2010); Sahin e Likso (2010), entre outros, apresentaram uma variedade de técnicas estatísticas para teste de homogeneidade.

Entre os testes empregados para verificar homogeneidade, alguns destes têm sido bastante explorados em estudos climáticos. Entre os testes de homogeneidade relativa os mais utilizados são o SNHT (Teste de Homogeneidade Normal Padrão; sigla do inglês *Standard Normal Homogeneity Testing*), desenvolvido por Alexandersson (1986), e o Teste Easterling-Peterson (EASTERLING; PETERSON, 1995).

O SNHT tem sido aplicado para séries climáticas de diferentes locais. Minuzzi (2010), utilizando o teste SNH, encontrou pontos de descontinuidade para séries climáticas de temperatura máxima e temperatura mínima, localizadas em Santa Catarina. Minuzzi et al. (2010) encontraram pontos de descontinuidades para séries de temperatura mínima e temperatura máxima em Minas Gerais. Salvador et al. (2010), analisando séries climáticas de Brasília, detectaram pontos de mudanças em séries climáticas de precipitação mensal para os

meses de junho a agosto de 1964, dentro do período do estudo que foi de março de 1962 a março de 2010.

Kang e Yusof (2012) aplicaram o SNHT a fim de analisar séries diárias de precipitação, entre os anos de 1998 a 2007, na Malásia, identificando alguns pontos de mudança. Esses pontos de mudança foram localizados entre os anos de 1996 a 1998 e os anos de 2001, 2002, 2005 e 2006. Vale a pena salientar que o SNHT detecta com maior confiança quebras próximo a do início e do fim de uma série (HAWKINS, 1977; SALVADOR et al., 2010; SANTOS, 2012).

Por outro lado, o teste Easterling-Peterson é utilizado para comprovação de quebras em séries de tendência estáveis (SALVADOR et al., 2010). Zhai e Eskridge (1996) utilizaram o teste Easterlin-Peterson para verificar a homogeneidade de séries de temperatura e umidade, em séries dos EUA e China, nos períodos de 1948 a 1990 e 1958 a 1990, respectivamente. Os resultados do teste mostraram descontinuidades para ambas as séries. Salvador et al., (2010), aplicando o teste para dados mensais de precipitação, no período de 1962 a 2010, encontrou descontinuidade significativa para os anos de 1999 e 1993, em Brasília/DF.

Entre os testes de homogeneidade relativa, o teste Mann-Whitney-Pettit é um dos mais utilizados, sendo conhecido como uma ferramenta que identifica quebras ou mudanças no meio da série (SALVADOR et al., 2010).

Kiely (1999), analisando séries de precipitação e vazão na região da Irlanda, utilizou o teste Mann-Whitney-Pettitt e encontrou pontos de mudanças em todas as séries analisadas. O autor mostra ainda que o ponto de mudança foi encontrado no ano de 1975, explicando em seguida, as possíveis causas. Outros trabalhos também utilizaram o teste Mann-Whitney-Pettit para verificar pontos de mudanças em séries climáticas, tais como, Nazemosadat et al., (2006) e Yu et al., (2006).

Nazemosadat et al., (2006) aplicaram o teste Mann-Whitney-Pettit em séries de precipitação mensal do Iran, para os anos de 1951 a 1999, identificando diversos pontos de mudanças para as séries. Yu et al. (2006), utilizaram a técnica em dados de precipitação média anual de Taiwan, no período de 1901 a 2001, encontrando também vários pontos de quebras de homogeneidade. Em séries de dados climáticas de Brasília/DF, a técnica foi aplicada em séries de precipitação mensal, de 1962 a 2010, com pontos de significância no ano de 1971 e 2003 (SALVADOR et al., 2010).

Outro teste utilizado para verificar a homogeneidade de séries climáticas é o Teste Von Neumann. Assim como os testes citados anteriormente, a técnica verifica se existe

mudança na série estudada (COSTA, SOARES, 2009). Kang e Yusof (2012) confirmaram pontos de mudanças encontrados pela técnica SNHT, utilizando o teste Von Neumann.

Toreli et al. (2011) e Begert et al. (2005), destacaram a importância de utilizar diferentes técnicas estatísticas para detectar mudanças de estrutura nas séries climáticas. Além dos testes de homogeneidade, também é de grande importância a realização dos testes para identificação de tendência. Back (2001) definiu a tendência climática como uma mudança caracterizada por um suave acréscimo ou decréscimo na série temporal de dados climáticos.

A tendência em uma série temporal pode ser detectada com aplicações dos teste Mann-Kendall, teste de Spearman ou análise de regressão (JAYAWARDENE et al., 2005). Back (2001) destacou que o teste Mann-Kendall é o mais apropriado para analisar mudanças em séries climatológicas, além de detectar a localização aproximada do ponto inicial de determinada tendência. O teste avalia com bastante eficiência a tendência presente em séries climáticas (SANTOS, 2012).

A análise de regressão também é utilizada para a detecção de tendência. Entretanto, não oferece suporte suficiente para a identificação de tendência. Por isso, é necessária a utilização de testes estatísticos complementares para auxiliá-la, e tem sido sugerido o teste t de Student como complemento (MARTÍNEZ, et al., 2010; MESCHIATTI et al., 2012).

Rodrigo e Trigo (2007) afirmaram que uma maior quantidade de informações pode ser obtida caso a análise de regressão seja utilizada conjuntamente com o teste Mann-Kendall. Além da análise conjunta dos testes citados, pode ser realizado também o teste de Spearman (ÁVILA et al., 2010).

Em diferentes trabalhos o teste Mann-Kendall tem sido utilizado para a verificação de tendência de séries climáticas. Hirsch e Slack (1984), Burn (1994), Douglas et al. (2000), Zhang et al. (2001), Kahya e Kalayci (2004) e Hamed (2008) utilizaram o teste Mann-Kendall para a verificação de tendência em dados hidrológicos, em diferentes partes do mundo. Em todos esses trabalhos foram encontrados resultados significantes, ou seja, em cada um deles foi detectada a presença de tendência.

Outros trabalhos como Lettenmaier et al. (1994), Gan (1998), Zhang et al. (2001), Back (2001), Meschiatti et al. (2012) e Santos (2012), entre outros, aplicaram o teste Mann-Kendall para averiguar a presença de tendência em séries de temperatura média do ar e séries de dados climáticos hidrológicos.

Resultados dos testes para diferentes regiões mostram que a temperatura do ar tem apresentando tendências. Silva (2004), utilizando o teste Mann-Kendall, encontrou tendência

crecente em séries climáticas de temperatura média do ar para alguns pontos do Nordeste do Brasil. Santos et al. (2010), utilizando a mesma técnica, também encontrou tendências crescente em série de temperatura média do ar, em várias localidades do Nordeste. Minuzzi (2010) identificou tendência decrescente na temperatura máxima e tendência crescente na temperatura mínima para séries de Minas Gerais.

Para aplicação em séries de precipitação, Longobardi e Villani (2010) encontraram tendência em séries de precipitação anual para estações climáticas de duas regiões da Itália. As séries de precipitação analisadas por Santos (2012) não apresentaram resultados significantes em para a maioria das séries em Minas Gerais.

Ávila et al. (2010) utilizaram o teste de Spearman para verificar a tendência de séries em dados hidrológicos, obtendo resultado de tendência negativa para seu estudo. Yue et al., (2002), utilizando os testes Mann-Kendall e teste de Spearman, encontrou resultados de tendência crescente significativa para séries hidrológicas do Canadá.

Além da aplicação dos testes para verificação de tendências e homogeneidade, as séries climáticas podem ser analisadas para a verificação de normalidade dos dados. O teste Kolmogorov-Smirnov é utilizado para verificar a aderência da série (BLAIN et al., 2010).

O teste Kolmogorov-Smirnov é muito utilizado para testar normalidade dos dados, além de ser aplicado para verificar se a série é proveniente de outra população, que não seja a distribuição normal (BLAIN, 2005; STEINSKOG et al., 2007). Leite et al., (2011) utilizaram o teste Kolmogorov-Smirnov para verificar a distribuição das séries mensais de temperatura máxima do ar, encontrando resultados favoráveis à normalidade das séries. Esse estudo foi realizado com base em séries simuladas pelo Gerador Estocástico de Cenários Climáticos.

Outra técnica também utilizada para analisar a normalidade dos dados é o teste Shapiro-Wilk. Pereira et al. (2013) utilizaram o teste Shapiro-Wilk para séries de precipitação diária, obtidas na Agência Nacional de Águas, e os resultados apontaram que as séries utilizadas podem ser consideradas normais. Seyam e Othmam (2014) aplicaram a mesma técnica em dados hidrológicos, obtendo resultados favoráveis à normalidade.

Neto et al., (2012) aplicaram o teste Shapiro-Wilk em dados de precipitação pluviométrica, no período de 1911 a 1990, verificando que a distribuição dos dados para esse período não pode ser considerada normal.

Recentemente o teste Anderson-Darling passou a ser bastante aplicado em estudos de eventos climáticos extremos. Laio (2004) mostrou como o teste Anderson-Darling pode ser implementado para tratar extremos em problemas hidrológicos. Shongwe e colaboradores

utilizaram esse teste em estudos de extremos de precipitação no Sudeste da África (SHOGWE et al., 2009; SHONGWE et al., 2011). As origens de incertezas na estatística de valores extremos para dados climáticos tanto observados, quanto modelados foram investigadas com a ajuda do teste Anderson-Darling (WEHNER, 2010). Ainda com a ajuda desse teste, Liu et al. (2013) desenvolveram um método para previsão de precipitação extrema baseado nos dados de previsão de conjunto do modelo da Agência de Meteorologia Chinesa.

MATERIAL E MÉTODOS

3.1 Área de estudo e informações climatológicas

Nesse estudo utilizaram-se observações anuais da temperatura média e precipitação acumulada de duas estações meteorológicas de superfície convencional. A estação utilizada como referência pertencente a rede de estações do Instituto Nacional de Meteorologia (INMET) – (E), ou seja, será considerada uma série homogênea. A segunda série pertence à rede de Meteorologia do Comando da Aeronáutica (A), ligado a Força Aérea Brasileira (FAB). As estações utilizadas neste estudo fornecem dados mensais, esses dados mensais foram transformados em dados anuais. Para a temperatura média do ar ($^{\circ}\text{C}$) realizou-se a média, e para precipitação acumulada (mm) foi calculado o acumulado para o ano, considerando os meses, ambas para o período de 1961 a 2012. A Figura 1 mostra a localização das estações utilizadas.

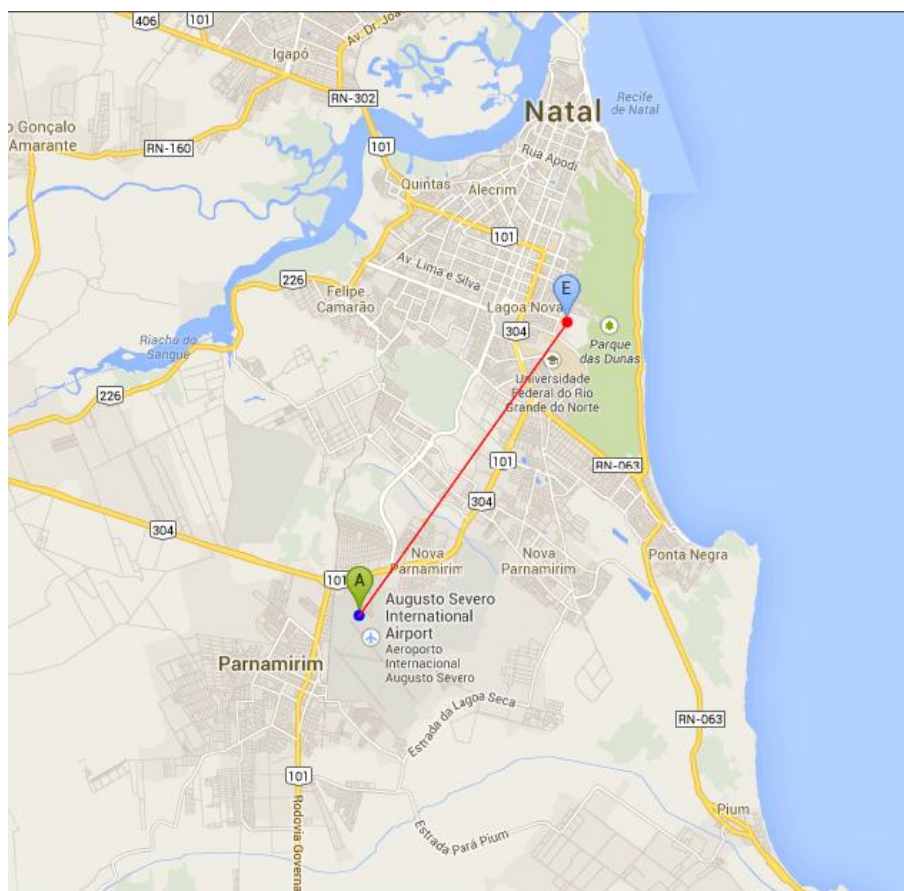


Figura 1– Localização geográfica das estações, Natal/RN, distancia de 9,5 km entre as estações.

O SNHT utiliza uma série razão, obtida pela divisão entre a série candidata (série da FAB) e a série referência (série do INMET) para o cálculo de sua estatística. Já o teste Easterling e Peterson utiliza a diferença entre a série candidata e a série de referência. Para o presente trabalho, é importante ressaltar que ambas as séries foram são compostas por 52 observações.

3.2 Estatísticas Descritivas

Neste trabalho aplicaram-se algumas medidas Estatística Exploratória, como: média, mediana, desvio-padrão, *Box and Whiskers Plot* detecção de *outliers* e *quantis* e coeficiente de variação; para análise descritiva de séries temporais climáticas. Essas estatísticas são bem difundidas em diversas áreas do conhecimento que usam análises estatísticas.

3.3 Coeficiente de Correlação de Pearson

O coeficiente de correlação desenvolvido por Karl Pearson (1896) mede a relação entre variáveis quantitativas. É calculado a fim de verificar a correlação entre duas variáveis X e Y . Para sua utilização é necessário algumas análises preliminares, como a análise visual do gráfico de dispersão e, em geral, a remoção de pontos considerados *outliers*. O coeficiente de correlação r é definido por

$$r = \frac{\sum xy - \frac{\sum x \sum y}{n}}{\sqrt{\left(\sum x^2 - \frac{(\sum x)^2}{n}\right)\left(\sum y^2 - \frac{(\sum y)^2}{n}\right)}} \quad (1)$$

sendo n é o tamanho da amostra, $\sum xy$ é a soma do produto das variáveis x e y , $\sum x$ é a soma da variável x e $\sum y$ a soma da variável y . A quantidade r representa o coeficiente de correlação de uma amostra. De acordo com a expressão acima, r varia de -1 a 1 . Desse modo, se r estiver próximo de 0 (zero), conclui-se que não existe correlação entre as variáveis x e y . Por outro lado, se o valor de r for próximo de -1 ou $+1$, conclui-se que existe uma associação significativa entre essas variáveis (TRIOLA, 2008). É importante ressaltar que transformações lineares nos dados originais não alterarão o valor do coeficiente de correlação.

3.4 Coeficiente de correlação de Postos de Spearman e teste de Spearman

A estatística do coeficiente de correlação de Spearman baseada em postos foi a primeira estatística de correlação a surgir (LIRA; NETO, 2006). É conhecida como “rho” e representada por r_s . Pode ser definida como uma medida de associação entre variáveis, no

entanto, é necessário que essas variáveis estejam na mesma escala de medida (SIEGEL, 1975).

Neste procedimento a hipótese nula (H_0) afirma que os dados são independentes e identicamente distribuídos, ou seja, que $r_s = 0$. A hipótese alternativa (H_1) afirma que existe tendência na série estudada (YUE et al., 2002).

Para calcular o valor do coeficiente r_s é necessária uma série ordenada em postos, considerando N observações, segundo duas variáveis, denotadas por X e Y . Cada observação para a primeira variável (X) deve conter seu posto, assim como para a segunda variável (Y). A partir dos valores dos postos, realiza-se a diferença d_i entre os postos. Desta forma, o coeficiente de correlação de postos de Spearman r_s é definido pela fórmula:

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^N d_i^2}{N^3 - N} \quad (2)$$

Para o caso de amostras consideradas grandes $N \geq 20$, a significância de um valor obtido de r_s sob H_0 pode ser verificada através da estatística:

$$t = r_s \sqrt{\frac{n-2}{1-r_s^2}} \quad (3)$$

Esta estatística aproxima-se de uma distribuição t de Student, com $n - 2$ graus de liberdade. Desse modo, a probabilidade associada, sob H_0 , pode ser determinada calculando-se t associado a qualquer valor e determinando-se a significância com auxílio da tabela de Fisher e Yates.

Lira e Neto (2006) ressaltam a importância das correlações ordinais, destacando que não se pode interpretá-las da mesma forma que a correlação para variáveis intervalares. Além disso, quando se tem elementos amostrais coletados de forma aleatória, a partir de uma população, é possível determinar se a variável de interesse está associada à população.

3.5 Testes de Hipóteses

A utilização de testes estatísticos é comum em muitas áreas de estudo. Em geral, para utilização desses testes é necessário uma determinada quantidade de passos. Esses passos são necessários para uma decisão que seja a mais correta possível. Os principais passos

necessários para realização de um teste são: definir a hipótese nula (H_0) e a hipótese alternativa (H_1); escolher o tipo de teste; especificar o nível de significância; definir a região de rejeição e, por fim, calcular a estatística de teste (SIEGEL, 1975).

A hipótese nula (H_0) é a suposição de uma verdade expressa em termos matemáticos que deve ser testada, em outras palavras é o ponto de vista convencional ou seja, não há mudança na população de interesse. A hipótese alternativa (H_1) é aquela que contradiz a hipótese nula, afirmando que após determinado tratamento ou situação, a população de interesse reflete uma mudança. O objetivo do teste de hipótese é confrontar (H_0) com (H_1) (FARIAS et al., 1998).

Após a construção das hipóteses, deve-se fazer a escolha do teste estatístico que será utilizado. Feito isso, é necessária a escolha do nível de significância (α). O nível de significância é definido como o limite máximo de probabilidade para a rejeição de (H_0), em geral, 0,01, 0,05 ou 0,10 (SIEGEL, 1975, FARIAS et al., 1998).

Definidas as hipóteses, escolhido o tipo de teste estatístico e o nível de significância realiza-se o teste e se analisa seus resultados. Caso a estatística de teste esteja na região de rejeição, opta-se pela hipótese alternativa, rejeitando-se a hipótese nula (SIEGEL, 1975). Mesmo com a realização do teste de hipótese, algum erro pode ser cometido. Nesse tipo de situação os dois erros que se poderia cometer são denominados Erro do tipo I e Erro do tipo II. O erro do tipo I ocorre quando rejeita-se a hipótese nula, dada que ela é verdadeira. O erro do tipo II é cometido quando não se rejeita a hipótese nula, quando de fato ela é falsa (FARIAS et al., 1998).

Para este trabalho o nível de significância utilizado será $\alpha = 0,05$. Com definição das estatísticas de teste definidas a seguir.

3.5.1 Testes de Aderência à Normalidade

3.5.1.1 Teste de Kolmogorov-Smirnov para uma amostra

O Teste de Kolmogorov-Smirnov verifica o grau de concordância entre a distribuição de probabilidade de um conjunto de dados observados e uma dada distribuição teórica específica. O teste busca especificar a distribuição de frequência acumulada que ocorre sob a distribuição teórica (SIEGEL, 1975; MENDES; PALA, 2003). A hipótese nula (H_0) é que não existe diferença entre as frequências esperadas e as frequências observadas nas categorias.

A hipótese alternativa (H_1) é que existe diferença entre essas frequências (SIEGEL, 1975; HENNEMUTH et al., 2013). A estatística de teste é dada por:

$$D = \text{máximo } |F_o(X) - F_T(X)| \quad (4)$$

sendo:

$F_o(X)$ – distribuição de frequências observadas acumuladas;

$F_T(X)$ – distribuição de frequências observadas teóricas (sob H_0)

Em geral, para verificar a hipótese a ser aceita no teste Kolmogorov-Smirnov, usa-se a distribuição normal. Entretanto, podem ser utilizadas a distribuição exponencial e a distribuição gama (CRUTCHER, 1975).

A partir do cálculo da estatística D, compara-se o valor calculado com o valor tabelado, desenvolvido por Kolmogorov-Smirnov e adaptado por Massey em 1951. Se o valor calculado for maior ou igual ao valor tabelado, à hipótese nula é rejeitada, ou seja, existe diferença entre as frequências esperadas e a frequência observada (SIEGEL, 1975).

Neste trabalho o teste de Kolmogorov-Sminov será utilizado para verificar se as variáveis climáticas (temperatura do ar e precipitação acumulada) são provenientes de uma distribuição normal.

Hipóteses para a temperatura

H_0 : Tanto a distribuição de dados esperada quanto a distribuição de dados observada para os dados temperatura média do ar são oriundos de uma distribuição normal.

H_1 : Tanto a distribuição de dados esperada quanto a distribuição de dados observada para os dados temperatura média do ar não são oriundos de uma distribuição normal.

Hipóteses para a precipitação

H_0 : Tanto a distribuição de dados esperada quanto a distribuição de dados observada para os dados de precipitação anual acumulada são oriundos de uma distribuição normal.

H_1 : Tanto a distribuição de dados esperada quanto a distribuição de dados observada para os dados de precipitação anual acumulada não são oriundos de uma distribuição normal.

3.5.1.2 Teste Shapiro-Wilk

Proposto por Shapiro e Wilk (1965), a estatística verifica se uma determinada variável é oriunda de uma distribuição normal (SHAPIRO; WILK, 1965). O teste Shapiro-Wilk é considerado um teste muito poderoso, que abrange a maioria das situações. Por isso, tem se tornado um dos testes de normalidade mais utilizados, em decorrência de suas boas propriedades, quando comparado com os demais testes (MENDES; PALA, 2003; OZTUNA et al., 2006; RAZALI; WAH, 2011).

Segundo Razali e Wah (2011), o teste Shapiro-Wilk foi o primeiro a conseguir detectar desvios de normalidade originados de assimetria ou achatamento dos dados, ou ambas as situações. A estatística de teste depende da correlação entre os dados de estudo e seus escores de normalidade (SHAPIRO; WILK, 1965), sendo definida por:

$$W = \frac{(\sum_{i=1}^n a_i y_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (5)$$

em que:

y_i – valores observados;

\bar{y} – média amostral;

$$a_i = (a_1, \dots, a_n) = \frac{m'V^{-1}}{(m^T V^{-1} V^{-1} m)^{1/2}};$$

m' - vetor dos valores esperados das estatísticas de ordem normal padrão;

V – matriz de covariância de tamanho $n \times n$;

A hipótese nula H_0 para o teste é, portanto, que a variável Y tenha uma distribuição normal. Assim, se o valor de W for menor que o nível de significância α , a hipótese nula é rejeitada, sugerindo que o conjunto de dados não vem de uma distribuição normal.

Hipóteses para a temperatura

H_0 : Os dados de temperatura média do ar são oriundos de uma distribuição normal.

H_1 : Os dados de temperatura média do ar não são oriundos de uma distribuição normal.

Hipóteses para a precipitação

H_0 : Os dados de precipitação anual acumulada são oriundos de uma distribuição normal.

H_1 : Os dados de precipitação anual acumulada não são oriundos de uma distribuição normal.

3.5.1.3 Teste Anderson-Darling

Desenvolvido por Anderson e Darling (1952), a estatística de teste foi desenvolvida como alternativa a outros testes estatísticos para aderência de normalidade. O teste de Anderson-Darling (AD) trata-se de uma modificação do teste Kolmogorov-Smirnov, incorporando uma função de pesos, afim de permitir uma maior flexibilidade na estatística de testes (ANDERSON;DARLING, 1952; SCUDINO, 2008; HEO et al., 2013). A estatística de teste é dada por:

$$A^2 = -\left\{\sum_{i=1}^n (2i - 1) [\ln F(y_i) + \ln(1 - F(y_{n+1-i}))]\right\}/n - n \quad (6)$$

Sendo F a distribuição cumulativa dos dados. Como hipótese nula (H_0) considera que os dados uma distribuição normal de probabilidade e a hipótese alternativa (H_1) representa a ausência de normalidade dos dados, além disso tem melhor eficiência na identificação de valores extremos (SHADA; PAS, 2005). Stephens (1974) sugere que o teste AD, pode ser utilizado não só para testar se determinado conjunto de observações se aproxima de uma distribuição normal, mas podemos verificar algumas outras distribuições como, lognormal, exponencial, Weibull, logística, uniforme, entre outras.

Assim, seus valores críticos dependem da distribuição de probabilidade que será utilizada, de modo que a hipótese nula será rejeitada se a estatística de teste A^2 , for superior ao valor crítico (SCUDINO, 2008). As hipóteses consideradas para esse estudo são:

Hipóteses para a temperatura

H_0 : Os dados de temperatura média do ar são oriundos de uma distribuição normal.

H_1 : Os dados de temperatura média do ar não são oriundos de uma distribuição normal.

Hipóteses para a precipitação

H_0 : Os dados de precipitação anual acumulada são oriundos de uma distribuição normal.

H_1 : Os dados de precipitação anual acumulada não são oriundos de uma distribuição normal.

3.5.2 Teste para verificação de tendência

3.5.2.1 Teste Mann-Kendall

O teste proposto por Mann (1945) e Kendall (1975) é amplamente utilizado para verificar se uma série temporal possui tendência (YUE et al., 2002; KAHIA; KALAYI, 2004; HAMED, 2008; MINUZZI, 2010). É um teste não paramétrico, importante na avaliação de dados ambientais, e por isso tem sido recomendado pela Organização Meteorológica Mundial (OMM) (YUE et al., 2002).

De acordo com Mann (1945) a hipótese nula (H_0) será que a tendência, positiva ou negativa, é estatisticamente igual à zero, ou seja, os dados são provenientes de uma variável aleatória independente e identicamente distribuída. A hipótese alternativa é que os dados apontam a existência de tendência na série, de modo que se temos duas observações x_i e x_j pertencentes à série estudada, sua distribuição não será idêntica para $i, j \leq n$ com $i \neq j$, sendo n o tamanho da série (HIRSCH et al., 1982; HIRSCH; SLACK, 1984; YU et al., 1993; KAHIA; KALAYI, 2004).

O teste Mann-Kendall consiste em comparar cada valor da série, com os restantes, em ordem sequencial, contando o número de vezes que os termos restantes são maiores que o observado (BACK, 2001). A estatística do teste é:

$$S = \sum_{i=2}^n \sum_{j=1}^{i-1} \text{sin}al(x_i - x_j) \quad (7)$$

Neste caso x_i e x_j são os valores dos dados em sequência, n é o comprimento da série de dados, e:

$$\text{sin}al(x_i - x_j) = \begin{cases} +1 & \text{se } (x_i - x_j) > 0 \\ 0 & \text{se } (x_i - x_j) = 0 \\ -1 & \text{se } (x_i - x_j) < 0 \end{cases} \quad (8)$$

Mann (1945) e Kendall (1975) mostraram que se o tamanho da amostra tender para um n grande ($n > \infty$), a estatística S converge para uma distribuição normal, com:

$$E(S) = 0 \quad (9)$$

$$V(S) = \frac{n(n+1)(2n+5) - \sum_{i=1}^q t_p(t_p-1)(2t_p+5)}{18} \quad (10)$$

sendo,

$E(S)$ – 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.

Além disso, ambos, Mann (1945) e Kendall (1975) deduziram a distribuição exata de S para $n < 10$, mostrando que mesmo pra $n = 10$ a aproximação de distribuição normal é excelente, desde que se realizasse o cálculo de padronização, a partir da equação:

$$Z_{mk} = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{Var[S]}} & se S > 0 \\ 0 & se S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{Var[S]}} & se S < 0 \end{cases} \quad (11)$$

A partir da equação 11 se Z_{mk} tem valor positivo (negativo) há indícios de tendência positiva (negativa). No caso de testes para verificação de tendência positiva ou negativa (teste bilateral) se aceita H_0 se $|Z_{mk}| \leq z_{(\frac{\alpha}{2})}$. Para se considerar a tendência crescente, decrescente ou nula utiliza-se a tabela de distribuição normal, comparando-se o valor de Z_{mk} ao valor tabelado ao nível de significância previamente estabelecido (SANTOS, 2012).

Hipóteses para a temperatura média do ar

H_0 : Os dados de temperatura média do ar são independentes e identicamente distribuídos, sem nenhuma tendência significativa.

H_1 : Os dados de temperatura média do ar não são independentes e identicamente distribuídos, ou seja, os dados apontam a existência de tendência.

Hipótese para a precipitação acumulada

H_0 : As observações de precipitação acumulada são independentes e identicamente distribuídos, sem nenhuma tendência significativa.

H_1 : As observações de precipitação acumulada do ar não são independentes e identicamente distribuídos, ou seja, os dados apontam a existência de tendência.

3.5.2.2 Teste t para Coeficiente de correlação

Entre diversas aplicações, o teste t pode ser utilizado para testar à hipótese que o coeficiente de correlação entre duas variáveis é igual a zero. Sabe-se que o coeficiente de correlação varia de -1 a 1. Se o coeficiente de correlação entre duas variáveis é zero, significa dizer que não existe associação linear entre elas (VIEIRA, 1980). Caso esse coeficiente de correlação seja diferente de zero, é importante conhecer o tamanho da amostra, pois quando se tem amostras pequenas e esse valor é próximo de 1, isto tem pouco significado. Mas caso esse valor seja de uma amostra maior, pode ser testado se essa associação é ou não significativa (VIEIRA, 1980; TRIOLA, 1998).

Sua hipótese nula (H_0) é que não há correlação linear, $r = 0$, contra a hipótese alternativa (H_1) que existe correlação linear, $r \neq 0$. Para isso, tem-se:

$$t = \frac{r}{\sqrt{1-r^2}} \sqrt{n-2} \quad (12)$$

sendo:

r – coeficiente de correlação;

n – tamanho da amostra;

$n - 2$ – grau de liberdade.

Após a realização do cálculo da estatística t , compara-se esse valor com o valor tabelado da distribuição t de *Student*, considerando-se um determinado nível de significância. Se o valor tabelado for maior que o valor calculado, rejeita-se a hipótese de significância entre as variáveis, ou seja, não há evidência que as variáveis têm correlação linear (VIEIRA, 1980; TRIOLA, 1998). Assim, é possível calcular se uma correlação entre duas variáveis climáticas é ou não significativa. Neste trabalho o teste t também será utilizado para verificar a significância do coeficiente de regressão.

3.5.2.3 Teste para os coeficientes da regressão linear simples

A análise de regressão é um método estatístico que busca descrever a relação entre duas ou mais variáveis quantitativas, de modo que sua variável resposta pode ser predita a partir de uma ou mais variáveis explicativas. Esse método é amplamente aplicado em

diversas áreas do conhecimento tais como, economia, administração, biologia, saúde, entre outros (KUTNER et al., 2004).

A análise de regressão é considerada simples quando envolve duas variáveis: a variável dependente/resposta e a variável independente/explicativa. Para sua aplicação é necessário que os dados sejam oriundos de uma amostra aleatória. Como parte de avaliação da técnica se utiliza o gráfico de dispersão, que mostra a relação entre as duas variáveis. Essa relação pode ser linear ou não (DRAPER, SMITH, 1998; KUTNER et al., 2004). Quando se tem apenas uma variável independente, o modelo de regressão linear é da forma (AZEVEDO, 2012):

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i \quad (13)$$

Sendo:

Y_i – variável resposta (dependente);

X_i – variável independente;

β_0 e β_1 – parâmetros;

ε_i – erro aleatório normalmente distribuído, com $E(\varepsilon_i) = 0$ e $V(\varepsilon_i) = \sigma^2 \forall 1 \leq i \leq n$ e $Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0, \quad \forall i \neq j,$

Em geral, os parâmetros β_0 e β_1 são obtidos pelo método dos mínimos quadrados. Essa técnica considera a soma dos quadrados dos desvios da variável dependente (Y_i) em relação ao seu valor esperado, de modo que os valores dos parâmetros minimizem os erros (AZEVEDO, 2012).

No ajuste do modelo de regressão pelo método dos mínimos quadrados algumas propriedades devem ser observadas:

- A soma dos resíduos para o modelo deve ser zero;
- A soma dos valores observados devem ser igual a soma dos valores ajustados;
- A regressão linear deve passar pelo ponto (\bar{X}, \bar{Y}) ;
- A soma dos resíduos ponderados pelos níveis da variável independente é zero;
- A soma dos resíduos ponderada pelos valores ajustados também é zero.

Tais propriedades são amplamente discutidas na literatura (DRAPER, SMITH, 1998; KUTNER et al., 2004; AZEVEDO, 2012).

Além disso, se mostra que os resíduos são normalmente distribuídos, com média zero e variância constante, através do coeficiente β_1 . Em seguida é verificada a relação linear entre

X e Y . Para isso, se testa em H_0 se o coeficiente β_1 é igual a zero contra a hipótese alternativa H_1 que o coeficiente β_1 é diferente de zero. Assim, se rejeitarmos H_0 significa que não existe relação entre as variáveis X e Y . A significância desse teste é verificada através de uma distribuição t de Student com $n-2$ graus de liberdade. O mesmo se repete para o coeficiente β_0 . As demonstrações dessas técnicas podem ser encontradas em Kutner et al. (2004) e Azevedo (2012).

Após a verificação dos resíduos e dos parâmetros da regressão linear, é medido o coeficiente de determinação. Esse coeficiente mede o efeito variável independente X na variação da variável Y . Seu valor varia entre zero e um. Quanto mais próximo de um, melhor será o ajuste do modelo (DRAPER, SMITH, 1998; 1998; KUTNER et al., 2004; AZEVEDO, 2012).

Em estudos climáticos a análise de regressão é utilizada de duas formas. Uma das maneiras consiste em verificar se uma variável climática ajuda a explicar o comportamento de outra. A segunda maneira consiste em considerar o tempo como a variável explicativa, enquanto a variável climática desempenha o papel de variável dependente. Essas aplicações podem ser vistas em Easterling e Peterson (1995), Visser e Molenaar (1995), Back (2001), Penereiro e Ferreira (2011), Meschiatti et al. (2012), entre outros.

Outra maneira de utilizar-se a análise de regressão para se testar a homogeneidades de observações climáticas é pelo teste de Chow (1960). Neste teste é possível verificar a existência de quebras na estrutura de séries climáticas. O método se baseia em duas regressões. Seu método de desenvolvimento é similar ao método do Teste Easterling-Peterson (seção 3.5.3.3).

Hipóteses

Temperatura média do ar

H_0 : O coeficiente de regressão para a temperatura média do ar é igual à zero, ou seja, $\beta_1 = 0$.

H_1 : O coeficiente de regressão para a temperatura média do ar é igual à zero, ou seja, $\beta_1 \neq 0$.

Precipitação acumulada

H_0 : O coeficiente de regressão para a precipitação acumulada é igual à zero, ou seja, $\beta_1 = 0$.

H_1 : O coeficiente de regressão para a precipitação acumulada é igual à zero, ou seja, $\beta_1 \neq 0$.

3.5.3 Teste de homogeneidade

3.5.3.1 Teste de Von Neumann

Proposto por Von Neumann em 1941, a estatística de teste é definida pela razão entre uma soma dos quadrados da diferença sucessiva, ano a ano, e a variância. O teste verifica a independência entre os dados. Sua hipótese nula (H_0) é que os dados são independentes e identicamente distribuídas (iid) e a hipótese alternativa (H_1) é que os dados não são distribuídos de forma aleatória (BUIHAND, 1982; COSTA; SOARES, 2009; KANG; YUSOF, 2012). A estatística de teste é dada por:

$$N = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (Y_i - Y_{i+1})^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2} \quad (14)$$

Para uma série temporal homogênea, o valor esperado da estatística de teste é $E(N) = 2$ (LEANDER; BUIHAND, 2004; COSTA, SOARES, 2009; KANG; YUSOF, 2012). Para que isso ocorra é necessário que o quadrado médio das diferenças sucessivas seja duas vezes maior que a variância da amostra. Por outro lado, se a série em questão não é homogênea, a variância será bastante afetada, de modo que o valor esperado de N será menor que 2 (LEANDER; BUIHAND, 2004).

Segundo Costa e Soares (2004), apesar de ser um teste para utilizado para verificar a homogeneidade de séries climáticas, o teste de Von Neumann não é capaz de detectar quebras. Em artigos como Costa e Soares (2009), Kang e Yusof (2012), Leander e Buishand, (2004), é destacada a importância da utilização de dados anuais, uma vez que é necessária a suposição de não correlação entre as observações e que os dados são provenientes de uma mesma população. As hipóteses testadas neste trabalho são:

Temperatura média do ar

H_0 : Os dados de temperatura média do ar são independentes e identicamente distribuídos

H_1 : Os dados de temperatura média do ar não são independentes e identicamente distribuídos,

Precipitação acumulada

H_0 : As observações da precipitação acumulada são independentes e identicamente distribuídos, sem nenhuma tendência significativa.

H_1 : As observações da precipitação acumulada não são independentes e identicamente distribuídos, ou seja, os dados apontam a existência de tendência.

3.5.3.2 Teste de Homogeneidade Normal Padrão (SNHT)

Proposto por Alexandersson (1986), o SNHT (do inglês Standard Normal Homogeneity Test), é amplamente utilizado em estudos com séries climáticas (PETERSON et al., 1998; SALVADOR et al., 2010). Neste método, testa-se um desvio na média da variável em questão, estabelecendo como hipótese nula (H_0) que a variável a ser testada seja independente e identicamente distribuída (iid), seguindo uma distribuição normal com média zero e variância 1. A hipótese alternativa (H_1) assume um desvio na média (ALEXANDERSSON, 1986; MINUZZI, 2010; MINUZZI et al., 2010; SANTOS et al., 2012).

O SNHT é um teste de razão de verossimilhança, onde se pode analisar a razão ou diferença entre a série a ser testada e uma série de referência. Suponha que a série a ser testada seja representada por $Y_i, i = 1, 2, \dots, n$. Primeiro a série é normalizada, subtraindo-a pela média \bar{Y} e dividindo-a pelo desvio padrão s , obtendo a série com média zero e desvio padrão igual a 1:

$$z_i = \frac{(Y_i - \bar{Y})}{s}, i = 1, 2, \dots, n. \quad (15)$$

A estatística de teste da série assim construída é dada pelo máximo da função $T(k)$, em que:

$$T(k) = k\bar{z}_1^2 + (n - k)\bar{z}_2^2 \quad k = 1, 2, \dots, n; \quad (16)$$

sendo:

$$\bar{z}_1 = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k \frac{(Y_i - \bar{Y})}{s} \quad (17)$$

e

$$\bar{z}_2 = \frac{1}{n-k} \sum_{i=k+1}^n \frac{(Y_i - \bar{Y})}{s} \quad (18)$$

Deste modo, o SHNT compara a média dos primeiros k anos de registros com os últimos $n - k$ anos, para o caso de séries anuais (MINUZZI et al., 2010; SANTOS et al.,

2012). O valor de k correspondente ao valor máximo de $T(k)$ é o provável ano de mudança (SANTOS et. al., 2012).

Se esse valor $T(k)$ está acima de certo nível crítico, rejeita-se a hipótese nula de homogeneidade ao determinado nível de significância escolhido (ALEXANDERSSON; MOBERG, 1997; KHALIQ; OUARDA, 2007; SANTOS, 2012).

O SHNT pode ser generalizado para identificar mais de uma descontinuidade, além de testar tendências a não homogeneidade e não apenas quebras na estrutura da série, e verificar se ocorre mudança de variância (ALEXANDERSSON; MOBERG, 1997; PETERSON et al., 1998). No entanto, não abordamos tais questões no presente trabalho.

Hipóteses testadas neste trabalho

Temperatura média do ar

H_0 : Os dados de temperatura média do ar são independente e identicamente distribuídos.

H_1 : Os dados de temperatura média do ar não são independentes e identicamente distribuídos, ou seja, apresentam um desvio na média.

Precipitação acumulada

H_0 : Os dados de precipitação acumulada são independente e identicamente distribuídos.

H_1 : Os dados de precipitação acumulada não são independentes e identicamente distribuídos, ou seja, apresentam um desvio na média.

3.5.3.3 Teste Easterling-Peterson

Este teste é baseado no modelo de regressão de duas fases, e foi desenvolvido por de Easterling e Peterson em 1994. A metodologia introduzida por Easterling – Peterson é similar ao procedimento usado por Solow (1987), mas sem exigir que as duas regressões usadas sejam obrigadas a se encontrar, e foi aplicada para identificar mudanças na tendência de uma série de temperatura anual (EASTERLING; PETERSON, 1995).

Neste teste são necessárias duas séries temporais. Uma série climática de referência, a qual é considerada homogênea, e a série climática que se deseja estudar (EASTERLING; PETERSON, 1995; PETERSON et al., 1998). Com base nestas duas séries cria-se uma série das diferenças, onde para cada ano é registrada a diferença entre a série climática que está sendo investigada e a série de referência. A análise de regressão é feita na série das

diferenças, em que essa série é a variável dependente e o tempo representa a variável independente.

O primeiro passo consiste em obter um modelo de regressão linear para toda a série das diferenças, determinando a soma de quadrado dos resíduos (SQR1). Em seguida, é feita a análise de regressão de duas fases. Nesta etapa, cada ano é usado para construir duas séries, uma com os dados anteriores a esse ano, e a segunda com os dados posteriores a esse mesmo ano. Cada uma dessas séries é submetida a uma análise de regressão linear e seus respectivos SQR são somados para obter o SQR2. O ano com o menor SQR2 é considerado um ponto com uma potencial descontinuidade (EASTERLING; PETERSON, 1995; ZHAI; ESKRIDGE, 1996; PETERSON et al., 1998).

Segundo Easterling e Peterson (1995b), para testar a significância do ajuste de regressão de duas fases, deve ser utilizada a estatística de teste descrita por Solow (1987):

$$U = \frac{\frac{[(SQR_1 - SQR_2)]}{3}}{\frac{[SQR_2]}{[N-4]}} \quad (19)$$

A estatística U segue distribuição F , com 3 e $N - 4$ graus de liberdade, sendo N o tamanho da série inicial. A hipótese nula (H_0) é que não existe diferença entre os coeficientes de regressão das duas regressões - $\beta_2 - \beta_1 = 0$, contra a hipótese alternativa (H_1) que existe diferença entre os coeficientes das duas regressões realizada - $\beta_2 - \beta_1 \neq 0$. Desse modo, a hipótese nula será rejeitada se $U \geq F_{3,N-4}(1 - \alpha)$.

O teste t de Student é então aplicado às médias das duas subséries correspondentes aos anos anteriores e posteriores ao ano da potencial descontinuidade. De acordo com Easterling e Peterson (1995b), o teste de Student pode assegurar a não homogeneidade da série, mesmo quando o valor de U não for significativo.

Encerrada essa etapa, se for determinado uma potencial descontinuidade, o ano correspondente é registrado, e a série das diferenças é separada em duas partes, formando duas subséries dos anos anteriores e dos anos posteriores. Em seguida, cada uma dessas subséries é testada pelo mesmo procedimento que foi usado para a série inicial. Se uma nova potencial descontinuidade for detectada em qualquer uma dessas subséries, o ano é novamente registrado e usado como referência para nova divisão em subséries, ou seja, o processo é iterativo. No entanto, o processo deve terminar quando se atingir o limite mínimo de 10 anos

em uma dada subsérie, uma vez que são necessários no mínimo 5 anos para realizar uma regressão, uma vez que a estatística de U requer $N > 4$.

O teste t de Student para médias, utilizado como parte desta técnica não será descrito neste trabalho. Visto que é similar ao teste t descrito na seção 3.7. Definições mais detalhadas são encontradas em Viera (1980).

Hipóteses para temperatura média do ar

H_0 : Não existe diferença entre os coeficientes de regressão das regressões para as variáveis anos e temperatura média do ar, ou seja, $\beta_2 - \beta_1 = 0$.

H_1 : Existe diferença entre os coeficientes das duas regressões realizada para as variáveis ano e temperatura média do ar, ou seja, $\beta_2 - \beta_1 \neq 0$.

Hipóteses para a precipitação acumulada

H_0 : Não existe diferença entre os coeficientes de regressão das regressões para as variáveis anos e precipitação acumulada (mm), ou seja, $\beta_2 - \beta_1 = 0$.

H_1 : Existe diferença entre os coeficientes das duas regressões realizada para as variáveis as variáveis anos e precipitação acumulada (mm), ou seja, $\beta_2 - \beta_1 \neq 0$.

3.5.3.4 Teste Mann-Whitney-Pettit

O teste de Mann-Whitney-Pettit é frequentemente usado para detectar ponto de mudança de uma série temporal (PETTITT, 1979; KIELY, 1999; NAZEMOSADAT et al., 2006). Segundo Kiely (1999) o Teste Mann-Whitney-Pettit é utilizado para identificar pontos de mudança ano a ano, em diferentes tipos de séries temporais, identificando um ou mais anos de mudança ocorrido na série. Em sua estatística cada série temporal dada por (X_1, X_2, \dots, X_T) é dividida em duas amostras, representada por (X_1, X_2, \dots, X_t) e $(X_{t+1}, X_{t+2}, \dots, X_T)$ (YU et al., 2006). Para implementar este teste, define-se o índice:

$$U_t = \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^T \text{signal}(X_i - X_j) \quad (20)$$

Na expressão acima, é utilizada a função $\text{signal}(X)$ definida anteriormente (equação 8).

Um gráfico de U_t versus t de uma série temporal sem ponto de mudança, resulta em um valor crescente de $|U_t|$. Caso exista um ponto de mudança, o $|U_t|$ crescerá até esse ponto e logo em seguida haverá um declínio. Dessa forma, se o gráfico de $|U_t|$ apresentar vários

ciclos de crescimento e declínio, significa que a série apresenta vários pontos de mudança (YU et al., 2006).

Em sua hipótese nula (H_0) é considerada a ausência de mudança para a série estudada, enquanto a hipótese alternativa (H_1) afirma que existe mudança na série.

Segundo YU et al. (2006), uma maneira para determinar o ponto de mudança mais significativa é uma questão pendente. Pettitt (1979) desenvolveu um procedimento para determinar se o ponto de mudança é estatisticamente significativo, onde a probabilidade de um ponto de mudança é associada com o máximo $|U_t|$ representada por:

$$p = 1 - \exp \left[\frac{-6K_T^2}{T^3 + T^2} \right] \quad (21)$$

sendo:

$$K_T = \max_{1 \leq t \leq T} |U_t|$$

T – número total de anos da série temporal

sendo:

$$K_T = \max_{1 \leq t \leq T} |U_t|$$

T – número total de anos da série temporal

A partir das equações 19 e 20 é estimada a probabilidade p do ponto de mudança. De acordo com Pettitt (1979), se essa probabilidade for maior que 0,75, então o ponto de mudança é estatisticamente significativo.

Hipóteses testadas neste trabalho

Temperatura média do ar

H_0 : Não existe mudança na série de temperatura média do ar, ou seja, a série apresenta o mesmo padrão ao longo do período.

H_1 : Existe mudança na série de temperatura média do ar, ou seja, a série apresenta mudança de comportamento ao longo do período estudado.

Precipitação acumulada

H_0 : Não existe mudança na série precipitação acumulada, ou seja, a série apresenta o mesmo padrão ao longo do período.

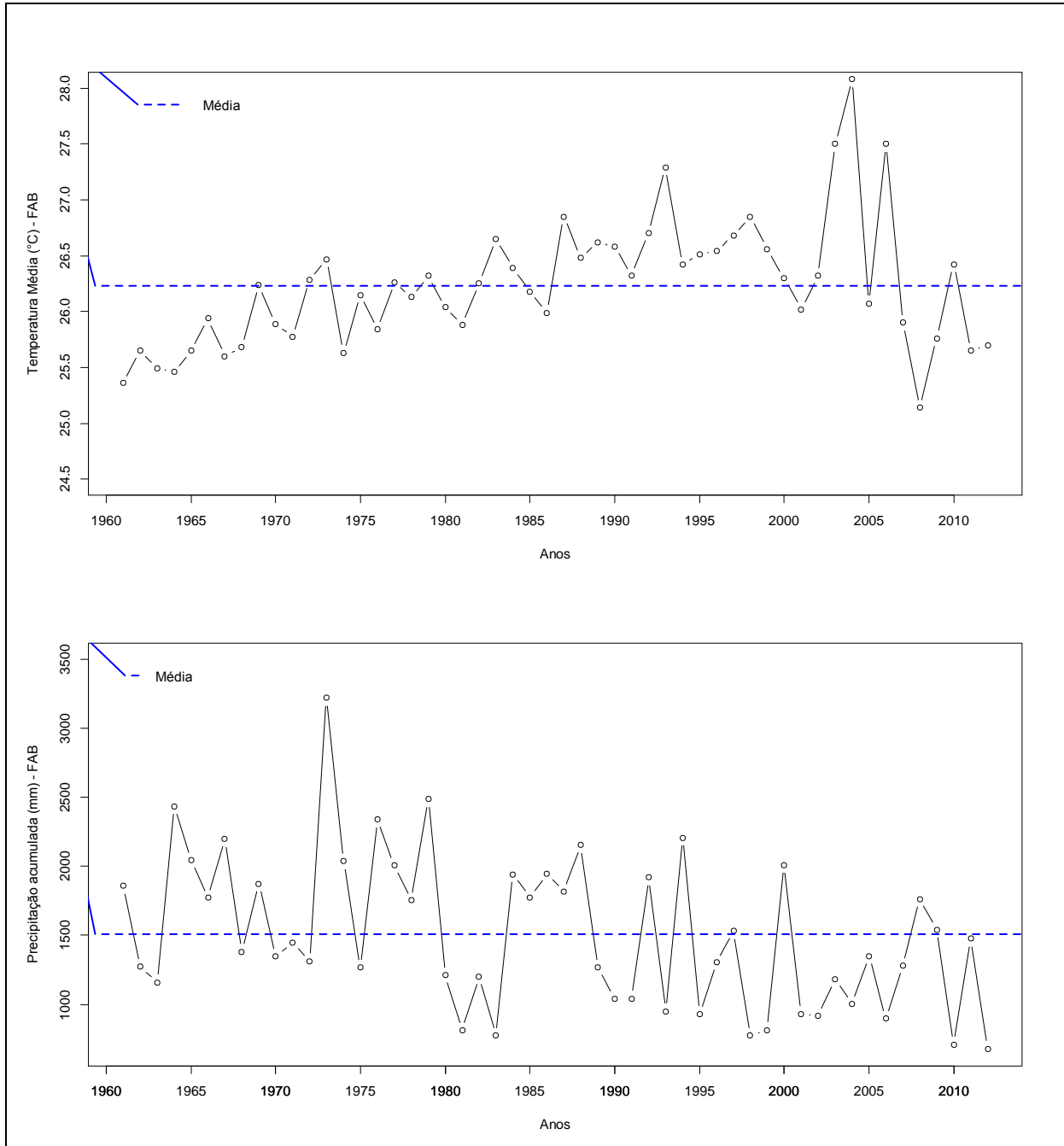
H_1 : Existe mudança na série de precipitação acumulada, ou seja, a série apresenta mudança de comportamento ao longo do período estudado.

RESULTADOS E DISCUSSÕES

Neste capítulo serão apresentados os resultados referentes às análises das séries anuais de temperatura média do ar ($^{\circ}\text{C}$) e de precipitação acumulada (mm) para a cidade de Natal, capital do Rio Grande do Norte, no período de 1961 a 2012. A Figura 2 mostra as etapas para análise dos dados.

Avaliando a série histórica de temperatura média do ar ($^{\circ}\text{C}$) no período estudado (Figura 2), observa-se um crescente aumento na temperatura até praticamente 2005, com uma ligeira elevação por volta de 1995. A partir de aproximadamente 2005, verifica-se uma oscilação, mas com indícios de decréscimo.

Para a série de precipitação acumulada observa-se um aparente decréscimo ao longo de todo o período. No entanto, até meados dos anos 80 há um maior volume de chuvas, com picos durante a década de 70. Após essa década, não encontrou-se nenhum padrão aparente.



Fonte básica dos dados: Rede de Meteorologia do Comando da Aeronáutica.

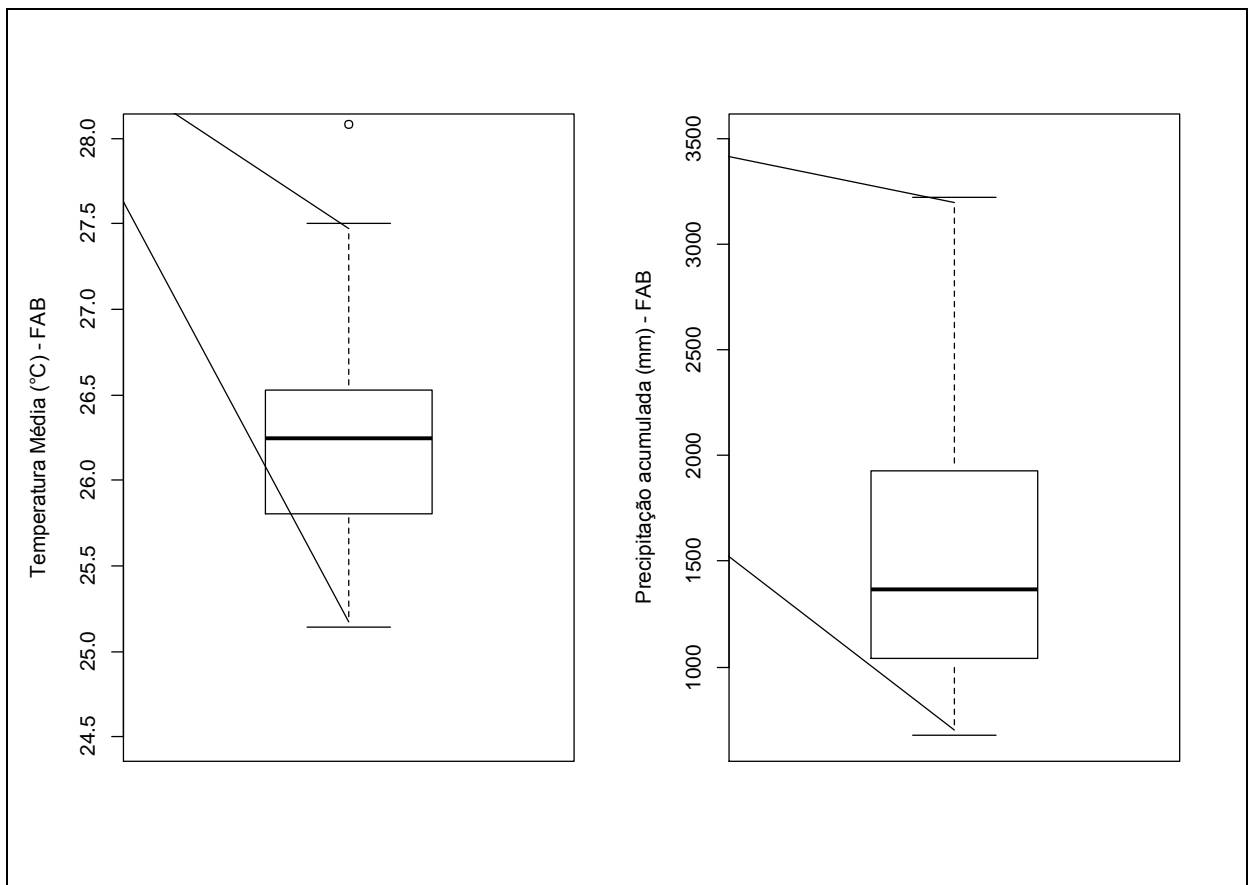
Figura 2 – Registros da temperatura média do ar (superior) e da precipitação acumulada (mm) (inferior), Natal/RN, 1961 a 2012.

Com base na Tabela 1 e na Figura 3 (lado esquerdo) observa-se que a média da temperatura média do ar foi 26,2 °C, com desvio padrão em torno de 0,57°C. Além disso, é possível observar que há uma maior variabilidade dos dados para os valores abaixo da mediana. A média da precipitação acumulada foi 1507 mm, com desvio padrão de 552,7 mm, com uma maior variabilidade para valores acima da mediana. Observa-se que o coeficiente de

variação pra a temperatura média do ar foi 2% mostrando uma baixa variabilidade nos dados, assim como a precipitação acumulada, com coeficiente de variação 3,7%.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis temperatura média do ar (°C) e precipitação acumulada (mm).

Estatísticas descritivas	Temperatura Média do Ar	Precipitação Acumulada
Valor Mínimo	25,1	678,5
1° quartil	25,8	1.041,6
Mediana	26,3	1.364,1
Média	26,2	1.507,0
3° Quartil	26,5	1.924,2
Valor Máximo	28,1	3.220,7
Desvio Padrão	0,57	552,7
Coeficiente de variação	2%	3,7%



Fonte básica dos dados: Rede de Meteorologia do Comando da Aeronáutica.

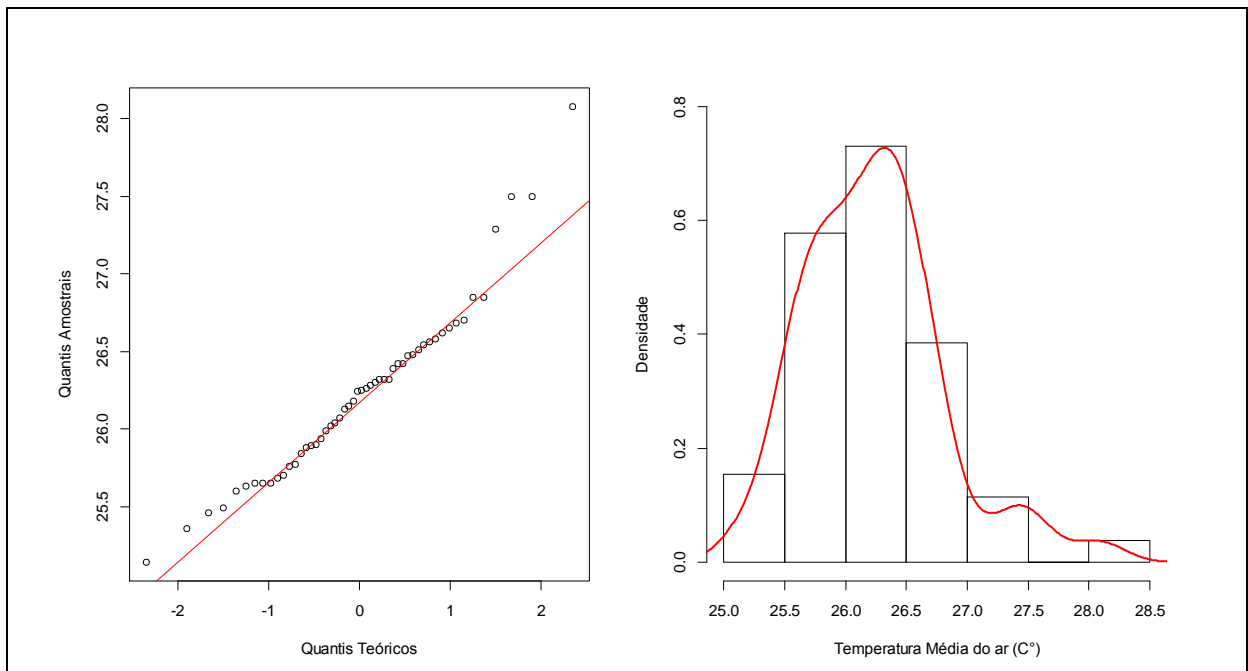
Figura 3 – Box-plot para temperatura média do ar (°C) e da precipitação acumulada (mm), Natal/RN, 1961 a 2012.

Na Figura 4 percebe-se que a série de temperatura média do ar não apresentou de uma normalidade dos dados. Através do gráfico Quantis-Quantis nota-se que na extremidade superior os dados se distanciam da reta de normalidade, sendo confirmado na análise do histograma. Esses resultados são confirmados com base na Tabela 2, onde se verifica que a hipótese de normalidade foi rejeitada por meio dos testes de normalidade Kolmogorov-Smirnov e Shapiro-Wilk, ao nível de significância de 5%. No entanto, para o teste Anderson-Darling a variável é considerada normal, ao nível de significância de 5%. Além disso, de acordo com a Tabela 2, rejeita-se também a hipótese de independência dos dados, com base na estatística de teste Von Neumann.

Tabela 2 – Testes de normalidade e independência dos dados para a temperatura média do ar (°C).

Teste de Normalidade	Estatística de teste	Valor-p
Kolmogorov-Smirnov	D = 1,00	<0,01*
Shapiro-Wilk	W = 0,95	0,03*
Anderson-Darling	A = 0,62	0,10
Von Neumann	RVN = 0,88	<0,01*

*Valores estatisticamente significantes



Fonte básica dos dados: Rede de Meteorologia do Comando da Aeronáutica.

Figura 4 – Quantis amostrais versus quantis teóricos e histograma para a temperatura média do ar, Natal/RN, 1961 a 2012.

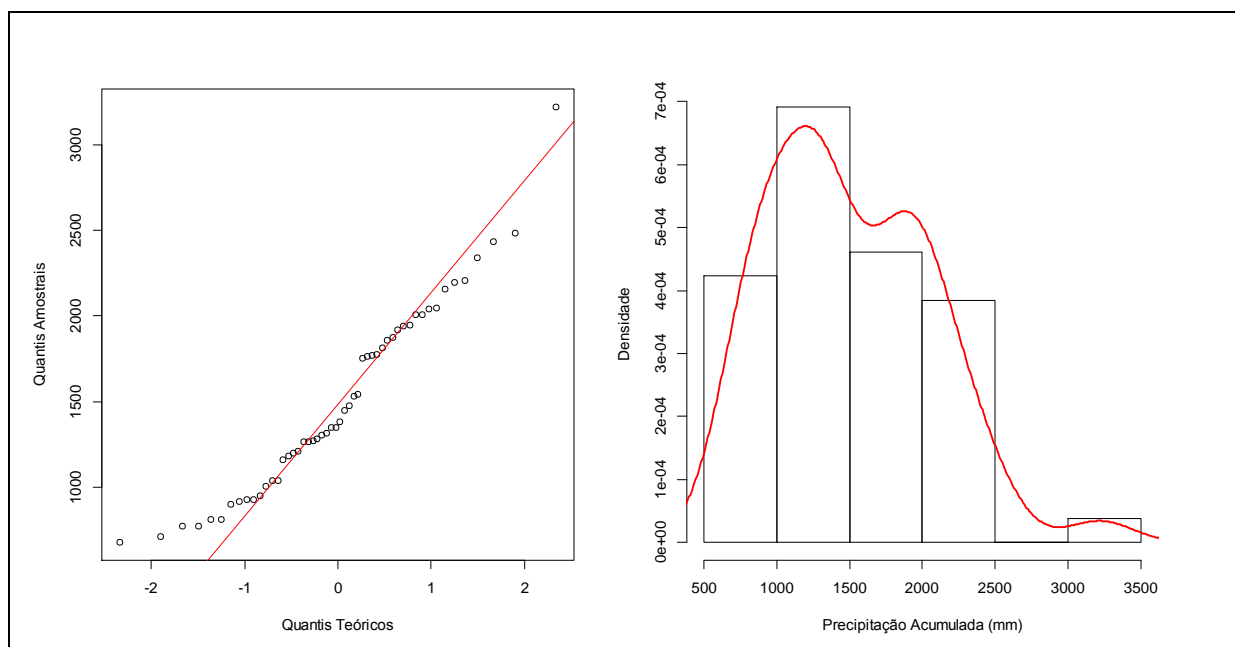
Os resultados dos testes de normalidade e independência das séries anuais de precipitação acumulada mostram que, ao nível de significância de 5%, rejeita-se a hipótese de normalidade para os testes Kolmogorov-Smirnov e Shapiro-Wilk. Esses resultados são coerentes com a distribuição gráfica dos dados, disponíveis na Figura 5. No entanto, para o teste Anderson-Darling, a estatística de teste não é significativa, mostrando assim que as observações são provenientes de uma distribuição normal.

Além disso, com base na estatística de teste Von Neumann, e ao nível de significância de 5%, pode-se concluir que os dados de precipitação podem ser considerados independentes e identicamente distribuídos, ou seja, não se rejeita a hipótese nula.

Tabela 3 – Testes de normalidade e independência para a série de precipitação acumulada (mm).

Teste de Normalidade	Estatística de teste	Valor-p
Kolmogorov-Smirnov	$D = 1,00$	$<0,01^*$
Shapiro-Wilk	$W = 0,95$	$0,04^*$
Anderson-Darling	$A = 0,65$	$0,09$
Von Neumann	$RVN = 1,73$	$0,32$

* Valores estatisticamente significantes



Fonte básica dos dados: Rede de Meteorologia do Comando da Aeronáutica.

Figura 5 – Quantis amostrais versus quantis teóricos e histograma para a precipitação acumulada, Natal/RN, 1961 a 2012.

Os resultados dos testes Mann-Kendall e teste de Spearman, para temperatura média do ar (°C) são apresentados na Tabela 4. A tendência apresentada nestes dois testes realizados é uma tendência crescente, o que indica um possível crescimento na temperatura média do ar.

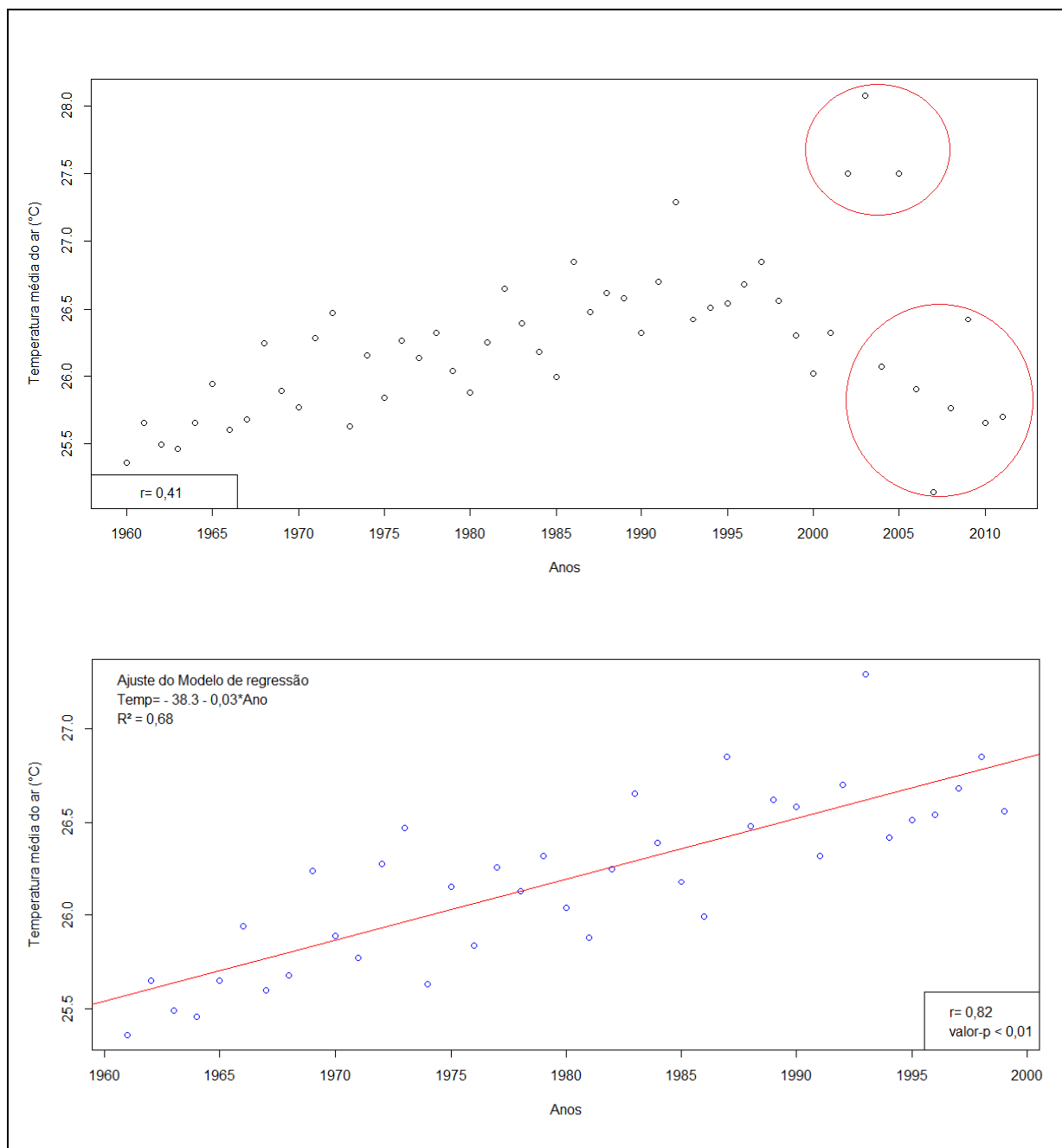
Esse indício de tendência crescente é confirmado através da Figura 6, que mostra uma possível associação positiva entre as variáveis, confirmada pelo coeficiente de correlação de Pearson ($r = 0,41$, *valor - p* < 0,01). Para ajuste do modelo de regressão, os pontos que se distanciaram da distribuição amostral. A Figura 6 (inferior) mostra o modelo de regressão, com coeficiente de correlação de Pearson de 0,82, indicando correlação significativa entre os anos e a temperatura média do ar (°C). O teste *t* para o coeficiente de regressão apresentou significância, ou seja, a variável temperatura média do ar apresentou tendência crescente, assim como nos testes anteriores.

A análise de resíduos (apêndice) mostrou que os resíduos para o modelo de regressão da temperatura média do ar (°C) apresentaram comportamento aleatório em torno do zero, com distribuição normal dos dados nos teste Shapiro-Wilk e Anderson-Darling.

Tabela 4 – Testes para verificação de tendência a série de temperatura média do ar (°C).

Teste de Tendência	Estatística de teste	Valor-p
Mann-Kendall	0,34	<0,01*
Spearman	2,55	<0,01*
Teste t para o coeficiente de correlação	9,01	<0,01*
Teste t para o coeficiente de regressão	9,01	<0,01*

* Valores estatisticamente significantes



Fonte básica dos dados: Rede de Meteorologia do Comando da Aeronáutica.

Figura 6 – Gráfico de dispersão (ilustração superior) e gráfico de dispersão, com ajuste do modelo de regressão para a temperatura média do ar (°C) (ilustração inferior), Natal/RN, 1961 a 2012.

Para as séries de precipitação acumulada (mm), os testes Mann-Kendall e o teste de Spearman mostraram presença de tendência, ao nível de significância de 5%. Para estes testes nota-se ainda que a série apresenta tendência decrescente, ou seja, a precipitação acumulada (mm) vem diminuindo com o passar dos anos.

A tendência decrescente nos dados é confirmada por meio do coeficiente de correlação, com $r = -0,44$, *valor - p* < 0,01. Essa correlação, apesar de confirmada, é considerada moderada. Além disso, nota-se que não foi possível se encontrar um bom modelo de regressão, com $R^2 = 0,18$, mostrando assim pouca relação entre as variáveis. Os resultados da análise dos resultados da análise dos resíduos não foram satisfatórias, indicando ausência de normalidade nos mesmos (apêndice).

Tabela 5 – Testes para a verificação de tendência na série de precipitação acumulada, Natal/RN, 1961 a 2012.

Teste de Tendência	Estatística de teste	Valor-p
Mann-Kendall	-0,31	<0,01*
Spearman	2,73	<0,01*
Teste t para o coeficiente de correlação	-3,46	<0,01*
Teste t para o coeficiente de regressão	-3,45	<0,01*

* Valores estatisticamente significantes



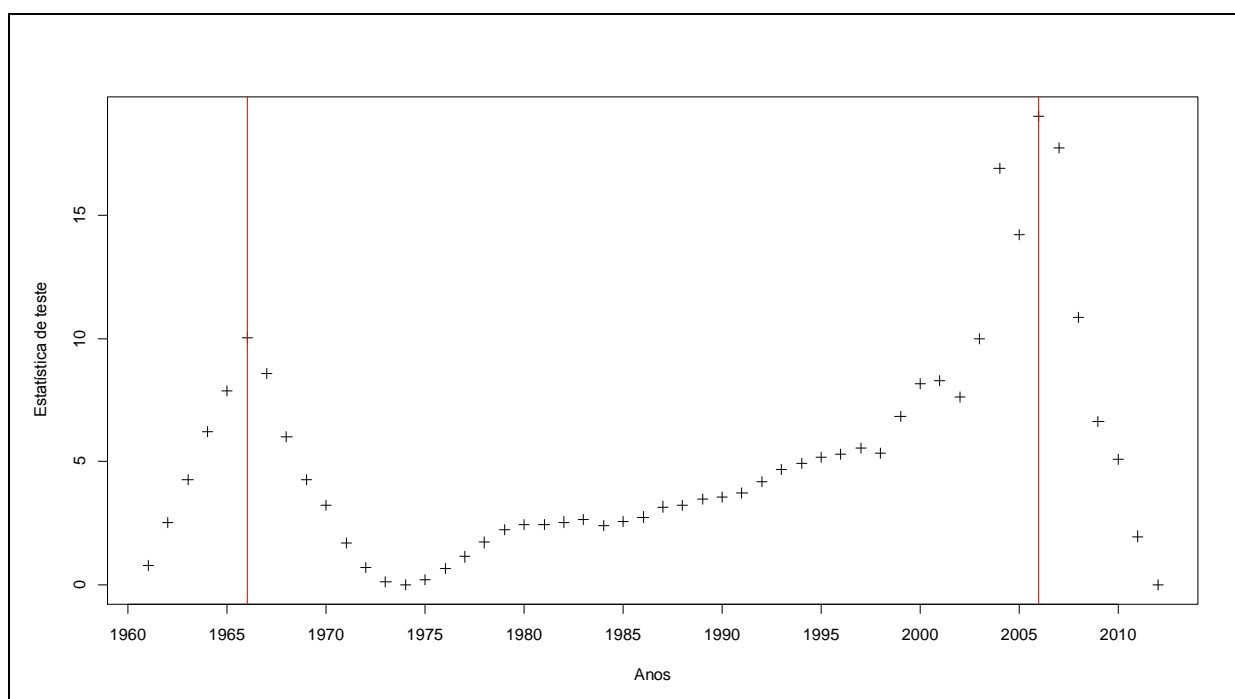
Fonte básica dos dados: Rede de Meteorologia do Comando da Aeronáutica.

Figura 7 – Gráfico de dispersão e ajuste do modelo de regressão para precipitação acumulada (mm), Natal/RN, 1961 a 2012.

A estatística de teste, Figura 8 mostra dois possíveis pontos de descontinuidades, localizados mais nas extremidades da série. O primeiro ponto de descontinuidade foi no ano de 1966 (Tabela 6), com estatística de teste significativa, como base no valor crítico T95. Para esse período a temperatura média do ar registrada em Natal foi de 25,94 °C, valor próximo a

menor temperatura média registrada. O segundo ponto de descontinuidade foi localizado no ano de 2006. O ponto de descontinuidade para esse período é estatisticamente significativo e apresenta registro de 27,5 ° C.

Com base no valor crítico do teste T95, rejeitou-se a hipótese nula dos dados, mostrando que a série de temperatura apresentou dois pontos de descontinuidade. É importante ressaltar que os pontos encontrados estão mais próximos às extremidades das séries.



Fonte básica dos dados: Rede de Meteorologia do Comando da Aeronáutica.

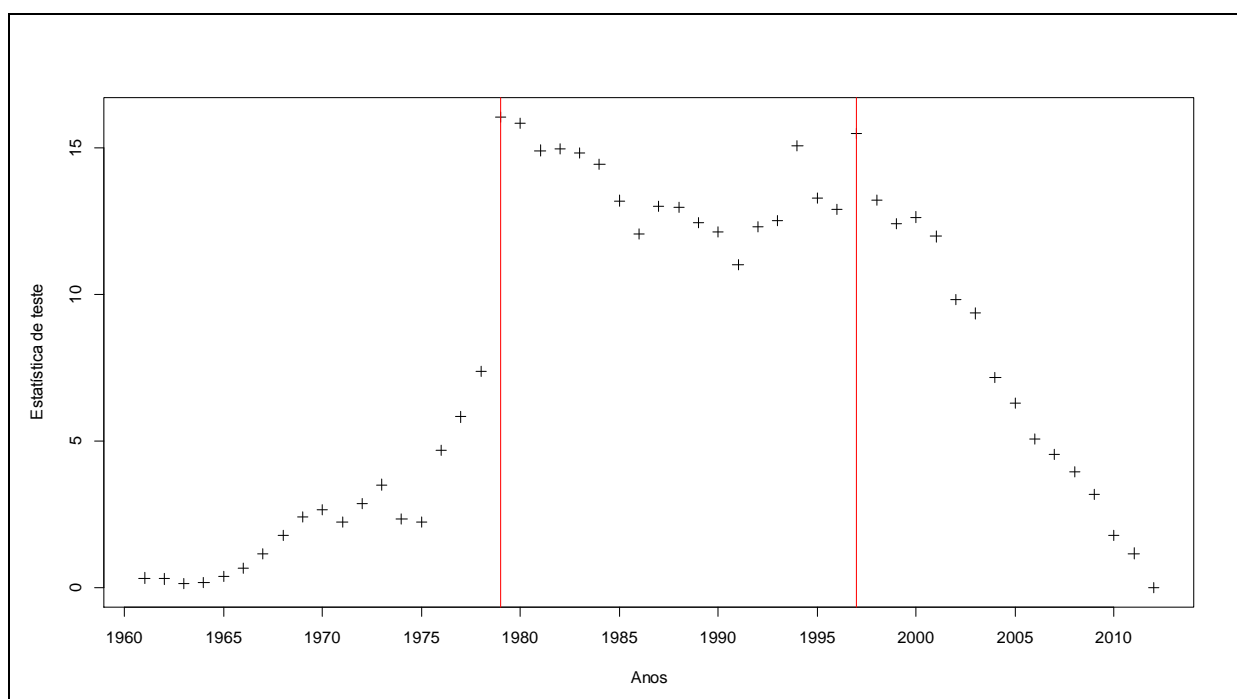
Figura 8 – Razão entre as séries de temperatura média do ar e estatística de teste, Natal/RN, 1961 a 2012.

Tabela 6 – Estatísticas do teste SHN e descrição dos pontos de descontinuidade, Natal/RN, 1961 a 2012.

Informações	1966	2006
Estatística de teste	10,02	19,03
T95	8,52	8,52
Valor na série razão	0,97	1,03
Valor na série da FAB	25,94	27,50

A estatística de teste, representada na Figura 9, mostra dois possíveis pontos de descontinuidade. O primeiro ponto de descontinuidade é para o ano de 1979, com estatística

de teste igual a 16,05. Esse valor, quando comparado com o valor crítico T95, mostra que o ponto de descontinuidade é estatisticamente significativo no ano de 1979. Para esse ano, o valor de precipitação acumulada registrada pela FAB foi 2.485,2 mm. O segundo ponto de descontinuidade foi o ano de 1997, com estatística de teste igual a 15,47, e com precipitação acumulada de 1.532,3 mm. Diferente dos valores encontrados para a série de temperatura média do ar, os resultados de descontinuidades encontrados para a série de precipitação não estão tão ligados às suas extremidades.



Fonte básica dos dados: Rede de Meteorologia do Comando da Aeronáutica.

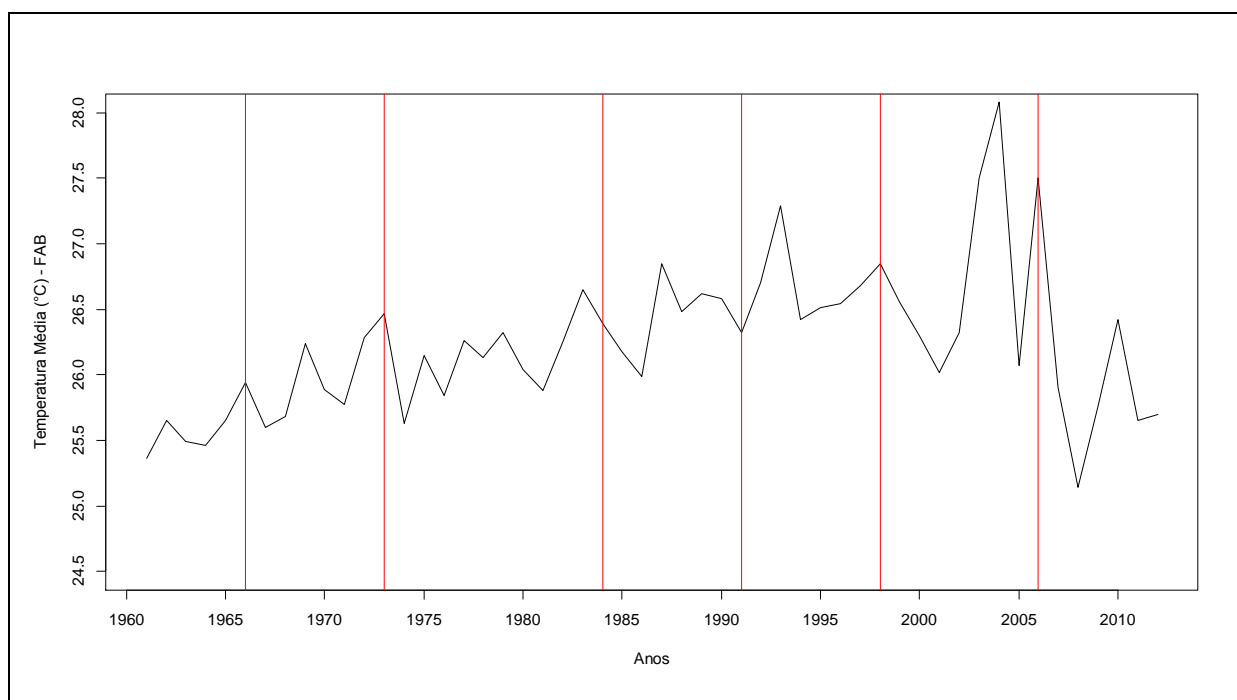
Figura 9 – Razão entre as séries precipitação acumulada e estatística de teste, Natal/RN, 1961 a 2012.

Tabela 7 – Estatísticas do teste SHN e descrição dos pontos de descontinuidade, Natal/RN, 1961 a 2012.

Informações	1979	1997
Estatística de teste	16,05	15,47
T95	8,52	8,52
Valor na série razão	1,03	1,01
Valor na série da FAB	2485,2	1532,3

Os resultados do teste Easterling-Peterson apresentados Figura 11 e Tabela 10 mostram 6 pontos de descontinuidade (Tabela 8). Para esses seis pontos de descontinuidades as estatísticas de teste foram significativas ao nível de significância de 5%. O primeiro ponto de descontinuidade, no ano de 1973, mostra ainda que, apesar da significância do teste mostrar diferença entre os coeficientes, as médias para os períodos antes e depois da descontinuidade são iguais a zero, ou seja, a média para o período anterior a 1973 foi igual a média para o período posterior ao mesmo ano, esse mesmo comportamento é observado para o ano de 1991.

Nos demais anos de descontinuidade (1966, 1984, 1998 e 2006), além dos coeficientes de regressão, as médias dos períodos são estatisticamente significantes, ou seja, as médias sofrem alterações de acordo com os períodos testados.



Fonte básica dos dados: Rede de Meteorologia do Comando da Aeronáutica.

Figura 10 – Série para a temperatura média do ar (°C), com os pontos de descontinuidade.

Tabela 8 – Estatística do teste Easterling-Peterson indicando o ano de quebra para a série de temperatura média do ar (°C), com valores significativos destacados.

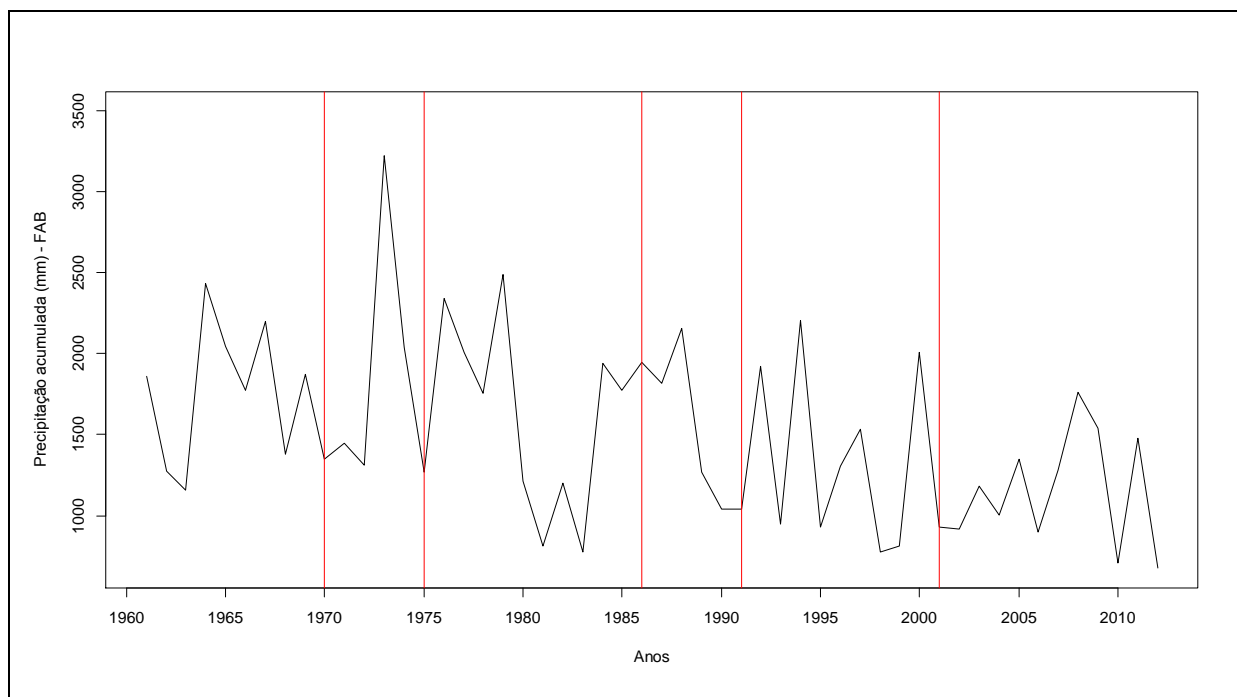
Fase	Ano de mudança	Estatística do teste	Valor-p	Teste t para média (antes e depois da mudança)	Valor-p
1	1973	15,06	<0,01*	-0,74	0,47
2	1966	15,48	<0,01*	-9,84	<0,01*
3	1998	6,23	<0,01*	2,39	<0,01*
4	1984	40,91	<0,01*	3,17	<0,01*
5	2006	6,54	<0,01*	3,98	<0,01*
6	1991	8,28	<0,01*	0,44	0,67

* valores estatisticamente significantes.

Os resultados do teste Easterling-Peterson mostram que a série de precipitação acumulada não pode ser considerada homogênea. A primeira fase da análise de regressão mostrou que o ano de 1975 é um ano de descontinuidade da série, ao nível de significância de 5%, com médias diferentes para os períodos antes e depois da descontinuidade. O ano de 1970, não é um ano de descontinuidade, ao nível de significância de 5%.

Os demais anos com descontinuidade estatisticamente significativa são os anos de 1986, 1991 e 2001. Para os anos de 1986 e 2001, a estatística de teste é significativa para as médias dos períodos, ou seja, as médias para o período antes e após os respectivos períodos não são iguais.

O ano 1991, apesar ser um ponto de descontinuidade, não foi estatisticamente significativa para diferença das médias. No entanto, é importante ressaltar que apesar de não ser considerado um ano de mudança, deve-se dar atenção a esse ponto nas análises e estudos envolvendo esse período.



Fonte básica dos dados: Rede de Meteorologia do Comando da Aeronáutica.

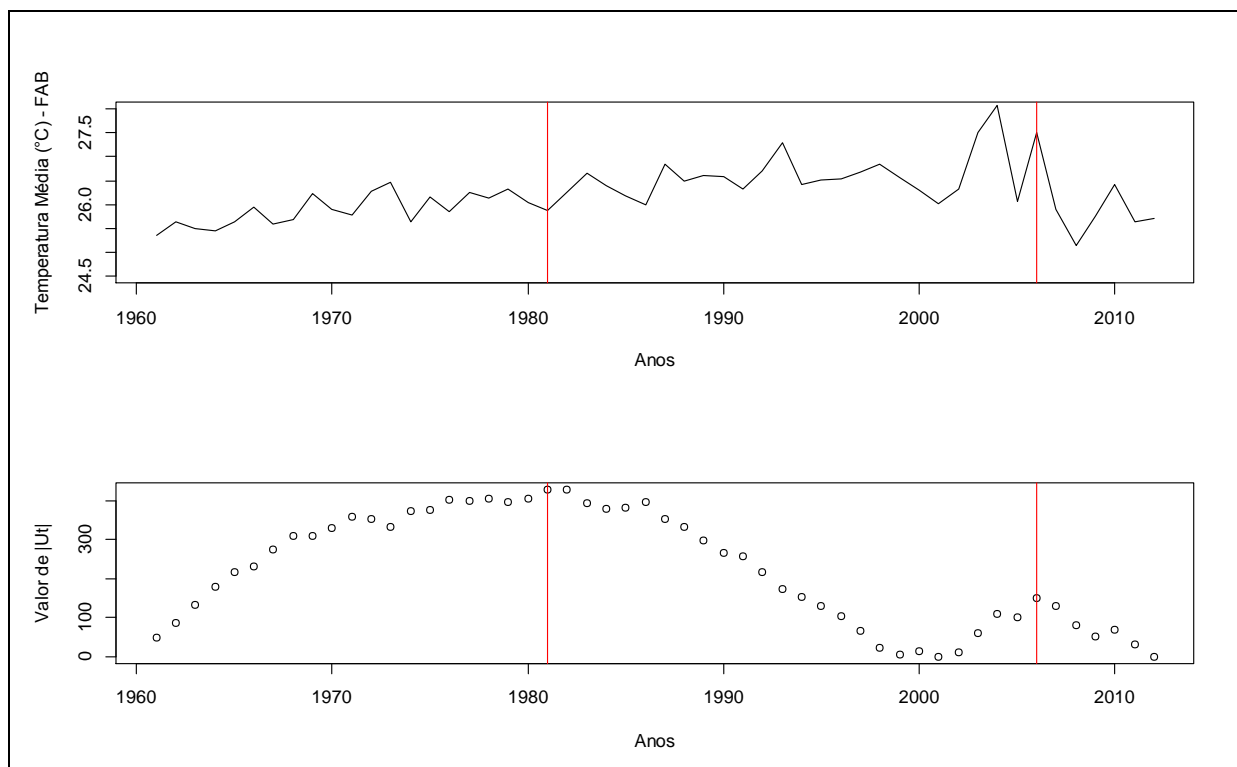
Figura 11 – Série de precipitação acumulada (mm), com os pontos de descontinuidade, Natal/RN, 1961 a 2012.

Tabela 9 – Estatística do teste Easterling e Peterson indicando o ano de quebra para a série de precipitação acumulada (mm), com valores significativos destacados.

Fase	Ano de mudança	Estatística do teste	Valor-p	Teste t para media (antes e depois da mudança)	Valor-p
1	1975	2,76	0,05	2,16	0,04*
2	1970	1,14	0,38	0,87	0,44
3	1986	5,93	0,01*	3,05	<0,01*
4	2001	3,59	0,02*	4,61	<0,01*
5	1991	3,35	0,03*	0,41	0,69

* valores estatisticamente significantes.

O teste Mann-Whitney-Pettitt mostrou dois anos candidatos a descontinuidade na série de temperatura média do ar, indicados em vermelho na Figura 14. Os pontos candidatos a descontinuidade estão localizados nos anos de 1981 e 2006. Entretanto, apenas o ano de 1981 foi significativo, se comparado com a estatística desenvolvida por Pettitt. Para esse ano a temperatura média registrada foi de 25,88°C



Fonte básica dos dados: Rede de Meteorologia do Comando da Aeronáutica.

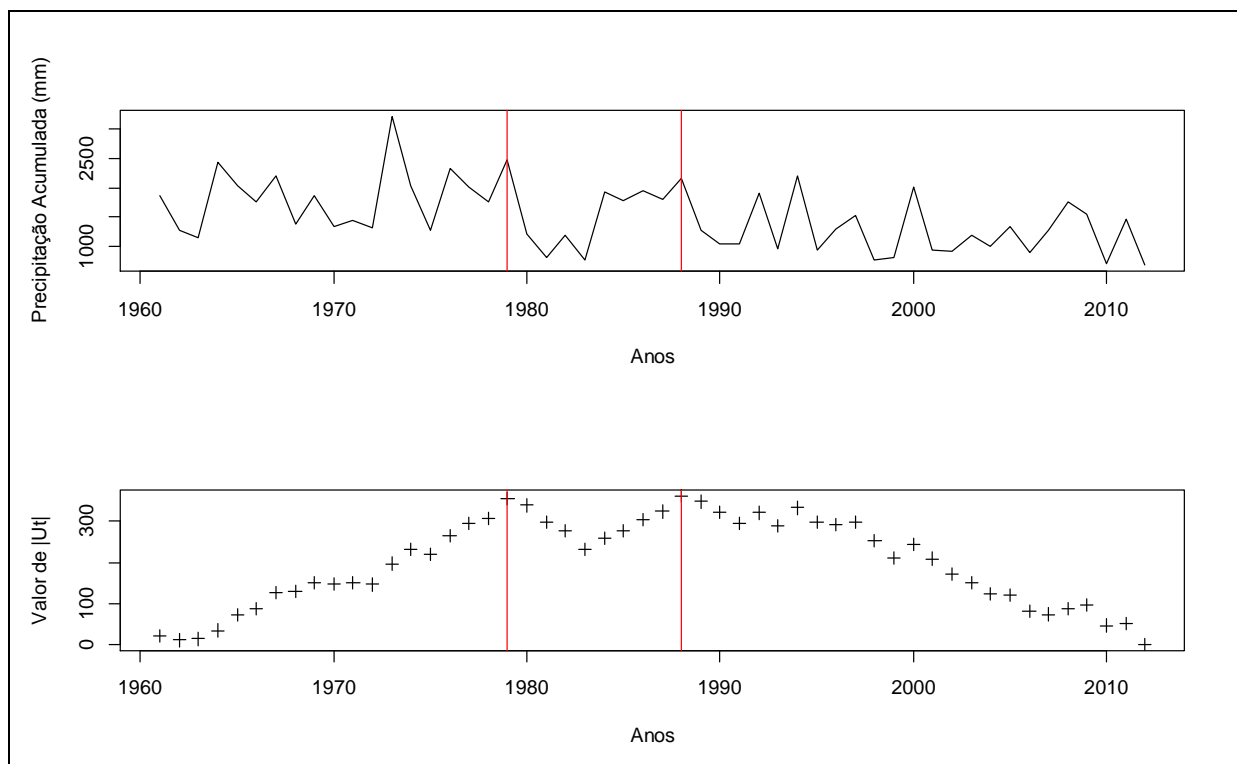
Figura 12 – Série temperatura média do ar (°C) e estatística do teste Mann-Whitney-Pettitt, Natal/RN, 1961 a 2012.

Tabela 10 – Estatísticas para o teste de Mann-Whitney-Pettitt para temperatura média do ar.

Ano	U(t)	P(t)
1981	421	0,99*
2006	149	0,60

*Estatisticamente significante, de acordo com o teste de Pettitt.

A Figura 13 e a Tabela 11 mostram os resultados do teste Mann-Whitney-Pettitt para a série de precipitação acumulada, com dois candidatos a pontos de mudança. Com base na estatística de significância de Pettitt podemos concluir que os anos 1979 e 1988 são considerados pontos de mudança na série de precipitação. Para esses anos as precipitações acumuladas registradas foram de 2485,2 mm e 2154,9 mm, respectivamente.



Fonte básica dos dados: Rede de Meteorologia do Comando da Aeronáutica.

Figura 13 – Precipitação acumulada (mm) e estatística do teste Mann-Whitney-Pettitt, Natal/RN, 1961 a 2012.

Tabela 11 – Estatísticas para o teste de Mann-Whitney-Pettitt para precipitação acumulada.

Ano	U(t)	P(t)
1979	356	0,99*
1988	363	0,99*

*Estatisticamente significativa, de acordo com a técnica de Pettitt.

CONCLUSÕES E PERSPECTIVAS

Este trabalho procurou mostrar como pode ser realizada uma análise de dados climatológicos a partir de algumas técnicas e métodos estatísticos. Em particular, foram investigadas importantes características de séries temporais climáticas, por meio de ferramentas básicas de estatística e métodos mais avançados, alguns dos quais bastante apropriados para estudos climáticos. Para estudo de caso foram escolhidas séries de temperatura do ar e de precipitação de Natal, RN.

Neste estudo aplicou-se testes para avaliar normalidade, tendências e homogeneidades nas séries estudadas. Os testes de Kolmogorov-Smirnov (KS), Shapiro-Wilk (SW) e Anderson-Darling (AD) foram usados para verificar a normalidade dos dados. Para verificar a independência dos dados foi usado o teste Von Neumann. A análise de regressão, o teste de Spearman e o teste de Mann-Kendall (MK) foram utilizados para testar a tendência. A homogeneidade das séries climáticas foi avaliada por meio do SNHT (do inglês *Standard Normal Homogeneity Testing*), do teste Easterling-Peterson (EP) e do teste Mann-Whitney-Pettit (MWP).

A análise dos testes de normalidade mostrou que as séries de temperatura média do ar (°C) e precipitação acumulada (mm) não são provenientes de uma distribuição normal com média zero e variância constante, nos testes KS e SW, e normalidade para o teste AD para os dados de temperatura média do ar e precipitação acumulada. O teste de Von Neumann mostrou que os dados para a série de temperatura média do ar, de Natal/RN, no período de 1961 a 2012 não são independentes e identicamente distribuídos. Por outro lado, o resultado do teste de Von Neumann de independência para a série de precipitação acumulada, mostrou que os dados são independentes e identicamente distribuídos.

Os testes realizados para verificação de tendência foram bastante coerentes. Conclui-se que há uma tendência significativa para as duas séries. A série de temperatura apresenta uma tendência positiva, enquanto a série de precipitação aponta para uma tendência negativa.

Os testes de homogeneidade mostraram que nenhuma das séries pode ser considerada homogênea. Para a série de temperatura o teste SNHT encontrou descontinuidade nos anos 1966 e 2006, enquanto o teste EP detectou descontinuidades nos anos 1966, 1973, 1984, 1991, 1998 e 2006. Finalmente, o teste MWP encontrou descontinuidade no ano de 1981. Esses resultados mostram que não se deve escolher um único teste, pois cada um deles são importantes na detecção de quebra de homogeneidade em momentos específicos. O SNHT

detectou pontos de descontinuidade mais ligados às extremidades da série, o teste EP detectou mudanças em diferentes pontos, enquanto o teste MWP detectou uma mudança mais próxima ao meio da série. Quando se comparam os três testes, observa-se o ano de 1966 presente em dois resultados.

Observações similares podem ser feitas para a série de precipitação. No SNHT os anos de descontinuidade são 1979 e 1997. No teste EP, foram detectadas descontinuidades nos anos 1975, 1986, 1991 e 2001. Finalmente, no teste MWP foram observadas descontinuidades nos anos 1979 e 1988. Neste caso, apenas o ano 1979 é comum a dois testes.

Em síntese, a aplicação das técnicas utilizadas conseguiu captar bem as características das séries estudadas, identificando pontos importantes no comportamento das respectivas séries, criando um perfil para cada uma delas. No entanto, não é possível escolher um dos métodos como melhor, ou mais recomendado. Para uma melhor caracterização é aconselhado a análise conjunta dos métodos, pois todos apresenta algumas vantagens e desvantagens, de modo que a análise conjunta pode suprir as necessidades.

Por outro lado, outros estudos complementares podem ser realizados, tomando por base os dados utilizados neste estudo, usando técnicas que não foram exploradas no presente trabalho em virtude de limitações de tempo. Tais estudos são de valiosa importância, uma vez que enriquecerão ainda mais o conhecimento sobre o comportamento climático da cidade de Natal.

O uso das técnicas estatísticas aqui apresentadas no programa R e Maple servirá de base para outros estudos com ênfase em estudos climáticos. Espera-se que análise estatística aplicada a esses tipos de dados venha ajudar na identificação de séries de qualidade, bem como em um melhor grau de confiabilidade. Além disso, temos como objetivo a criação de um pacote para o programa R, que ira colaborar na aplicação das técnicas aqui utilizadas.

Em resumo, o presente estudo pode ser ampliado tanto em termos da introdução de novas ferramentas, técnicas e metodologias estatísticas, levando em conta as séries climáticas que foram utilizadas, quanto em termos da avaliação de outras bases de dados climatológicos para qualquer outra região que ainda não tenha sido devidamente estudada. Por fim, recomenda-se apenas uma análise baseada nos seguintes passos.

REFERÊNCIAS

- ANDERSON, T. W.; DARLING, D. A. Asymptotic theory of certain "goodness-of-fit" criteria based on stochastic processes. **Ann. Math. Stat.**, vol. 23, p. 193–212, 1952.
- AGUILAR, E.; AUER, I.; BRUNET, M.; PETERSON, T. C.; WIERINGA, J. **Guidelines On Climate Metadata And Homogenization**. World Climate Programme Data and Monitoring WCDMP-Nº 53, WMO-TD Nº 1186, WMO, Geneva, 2003.
- ALEXANDERSSON, H. A homogeneity test applied to precipitation data. **Journal of Climate**. v6, p661–675. 1986.
- ALEXANDERSSON, H.;MOBERG, A. Homogenization of Swedish temperature data. Part I: homogeneity test for linear trends. **International Journal of Climatology**. vol 17, 25-34p. 1997.
- AMBRIZZI, T. Variabilidade e mudanças no clima: passado, presente e future. In: COETESE, T.T.P., NATALINI, G. (org). *Mudanças Climáticas| do global ao local*. Barueri, SP: Manole, 2014.
- AUER, I; BOHM, R; JURKOVIC, A.; ORLIK, A.; POTZMANN, R.; SCHONER, W; UNGERSBOCK, M.; BREUNETTI, M.; NANNI, T.;MAUGERI, M.; BRIFFA, K.; JONES, P.; EFTHYMIADIS, D.; MESTRE, O.; MOISSELIN, J. M.; BEGERT, M.; BRAZDIL, R.; BOCHNICEK, O.; CEGNAR, T.; GAJIC-CAPKA, M.; ZANINOVIC, K.; MAJSTOROVIC, Z.; SZALAI, S.; SZENTIMREY, T.; MERCALLI, L. A New Instrumental Precipitation Dataset For The Greater Alpine Region For The Period 1800–2002. **International Journal of Climatology**. v 25. 139–166p. DOI: 10.1002/joc.1135 (2005).
- ÁVILA, L. F.; MELLO, C. R.; SILVA, A. M. Estabilidade Temporal Do Conteúdo De Água Em Três Condições De Uso Do Solo, Em Uma Bacia Hidrográfica Da Região Da Serra Da Mantiqueira, MG. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. v.34, 2001-09p. 2010.
- AYOADE, J. O. **Introdução à climatologia para os trópicos**. 4º Edição. Rio de Janeiro: Bertrand Brasil, 1996.
- AZEVEDO, P,R,M, **Modelos De Regressão Linear**, 3ª EDIÇÃO, NATAL: DUFRN, 2012, 13:6P,
- BACK, A.J. Aplicação De Análise Estatística Para Identificação De Tendências Climáticas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v36(5), p.717-726, 2001.
- BARRY, R. G.; CHORLEY, R. J. *Atmosfera, tempo e clima*. 9ª Edição. Porto Alegre: Boockman, 2013.
- BEAULIEU, Claudie. **Homogénéisation des séries de précipitations: identification des techniques les plus prometteuses et nouveaux développements**. 2009. 299. Tese de Doutorado. Université du Québec, Institut national de la recherche scientifique.

BERGET, M.; SCHLEGEL, T., KIRCHHOFER, W. Homogeneous Temperature And Precipitation Series Of Switzerland From 1864 To 2000. **International Journal Of Climatology**. v25: 65–80p. DOI: 10.1002/joc.1118 (2005).

BERLATO, M. A., FONTANA, D. C., BONO, L. Tendência Temporal da precipitação pluvial anual no Estado do Rio Grande do Sul. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**. Santa Maria, v.3, p. 111-112, 1995.

BERGHAUS, H. **Almanach, den Freunden der Erdkunde gewidmet.-Stuttgart, Hoffmann 1837-1841.** Hoffmann, 1841.
Link - <http://www.davidrumsey.com/maps5448.html>

BLAIN, G. C. **Avaliação E Adaptação Do Índice De Severidade De Seca De Palmer (Pdsi) E Do Índice Padronizado De Precipitação (Spi) Às Condições Climáticas Do Estado De São Paulo.** Campinas: Instituto Agronômico, 2005.

BLAIN, G. C. **Detecção De Tendências Monótonas Em Séries Mensais De Precipitação Pluvial Do Estado De São Paulo.** *Bragantia*, Campinas, v. 69, n. 4, 1027-33p, 2010.

BURN, D. H. Hydrologic effects of climatic change in west-central Canada. **Journal of Hydrology**, v. 160, n. 1, p. 53-70, 1994.

BRUCE, J.P. **The atmosphere of the living planet earth.** Genève: World Meteorological Organization, 1990. p.42 (WMO, 735).

BUIHAND, T. A. Some Methods For Testing The Homogeneity Of Rainfall Records. **Journal of hidrology**. v58, p.11-27, 1982.

CAUSSINUS, H.; MESTRE, O. Detection and correction of artificial shifts in climate series. **Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)**, v. 53, n. 3, p. 405-425, 2004.

CHOW, G. C. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 591-605, 1960.

COSTA, A. C.; SOARES, A. Homogenization Of Climate Data: Review And New Perspectives Using Geostatistics. **Math Geosci**. v41, p.291–305, 2009. DOI 10.1007/s11004-008-9203-3.

CRUTCHER, H. L. A note on the possible misuse of the Kolmogorov-Smirnov test. **Journal of Applied Meteorology**, v. 14, n. 8, p. 1600-1603, 1975.

DEGAETANO, A. T. Attributes of Several Methods for Detecting Discontinuities in Mean Temperature Series. **Journal of Climate**. v 19, p838-853, 2006.

DOUGLAS, E. M.; VOGEL, R. M.; KROLL, C. N. Trends in floods and low flows in the United States: impact of spatial correlation. **Journal of Hydrology**, v. 240, n. 1, p. 90-105, 2000.

DRAPER, N. R., SMITH, H. **Applied Regression Analysis**. 3ª edição. Wiley Series in Probability and Statistics, 1998.

DUCHON, C.; HALE, R. Time series analysis in Meteorology and Climatology: An Introduction. Oxford: Wiley – Blackwell, 2012.

DUCRÉ-ROBITAILLE, J. F.; VINCENT, L.; BOULET, G. Comparison of techniques for detection of discontinuities in temperature series. **International Journal of Climatology**. v 23, p1087-1101, 2003.

EASTERLING, D. R.; PETERSON, T. C. A New Method for Detecting undocumented discontinuities in Climatological time series. **International Journal Of Climatology**, vol 15, p.369-377, 1995.

FARIAS, A. A.; SOARES, J.F.; CÉSAR, C.C. **Introdução a estatística**. 2 EDIÇÃO. RIO DE JANEIRO: 1998. p26:31.

GAN, T. Y.. Hydroclimatic trends and possible climatic warming in the Canadian Prairies. **Water Resources Research**, v. 34, n. 11, p. 3009-3015, 1998.

HAMED, K. H. Trend detection in hydrologic data: the Mann–Kendall trend test under the scaling hypothesis. **Journal of Hydrology**, v. 349, n. 3, p. 350-363, 2008.

HAWKINS, D. M. Testing a Sequence of Observations for a Shift in Location. **Journal of the American Statistical Association**, Vol, 72, p.180-186, 1977.

HENNEMUTH, B.; BENDER, S.; BULOW, Katharin.; DREIER, N.; KEUP-THIEL, E.; KRUGER, O.; MUDERSBACH, C.; RADERMACHER, C.; SCHOETTER, R. Statistical methods for the analysis of simulated and observed climate data, applied in projects and institutions dealing with climate change impact and adaptation. **CSC Report**, v. 13, 2013.

HEO, J. H; SHIN, H.; NAM, W; OM, J.; JEONG, C. Approximation of modified Anderson–Darling test statistics for extreme value distributions with unknown shape parameter. **Journal of Hydrology**, 499, 41-49, 2013.

HIRSCH, R. M.; SLACK, J.R.; SMITH, R.A. Techniques of trend analysis for monthly water quality data. **Water resources research**, v. 18, n. 1, p. 107-121, 1982.

HIRSCH, R.M.; SLACK, J. R. A nonparametric trend test for seasonal data with serial dependence. **Water Resources Research**, v. 20, n. 6, p. 727-732, 1984.

HOUGHTON, J. GLOBAL WARMING – the complete briefing. Cambridge: Cambridge University Press, 1996.

IPCC. Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. In: SOLOMON, S.; QIN, D.; MANNING, M. et al. (eds). Cambridge University Press, 2007.

____ Intergovernmental Panel on Climate Change, Good Practice Guidance Paper on Detection and Attribution Related to Anthropogenic Climate Change, The World Meteorological Organization, Geneva, 2009.

____ Contribution of Working Group III to the Five Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. In: BOUWER, L.; CAREY, M.; COGLEY, G. et al. (eds), 2009.

____ Contribution of Working Group II to the Five Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. In: BOUWER, L.; CAREY, M.; COGLEY, G. et al. (eds), 2014.

JAYAWARDENE, H.K.W.I. ; SONNADARA, D.U.J. , JAYEWARDENE, D.R. Trends of Rainfall in Sri Lanka over the Last Century. **Sri Lankan Journal of Physics**, V.6. p.7:17, 2005.

KAHYA, E.; KALAYCI, S. Trend analysis of streamflow in Turkey. **Journal of Hydrology**, v. 289, n. 1, p. 128-144, 2004.

KHALIQ, M. N.; OUARDA, T. B. M. J. On the critical values of the standard normal homogeneity test (SNHT). **International Journal of Climatology**, v. 27, n. 5, p. 681-687, 2007.

KANG, H. M.; YUSOF, F. Homogeneity Tests on Daily Rainfall Series. **International Journal Contemp. Math. Sciences**, v. 7(1), p.9 – 22, 2012.

KENDALL, M.G. Rank Correlation Methods. 4^a Edição 4th edn. Charles Griffin, London, 6 1975.

KIRONO, D. G. C.; JONES, R. N. A bivariate test for detecting inhomogeneities in pan evaporation time series. **Australian Meteorological Magazine**. V.56, p.93-103, 2007.

KIELY, G. Climate change in Ireland from precipitation and streamflow observations. **Advances in Water Resources**, v. 23, n. 2, p. 141-151, 1999.

KOPPER, W. **Climatologia: con un estudio de los climas de la tierra**. México Buenos Aires: Fondo de Cultura Económica, 1948.
(Link - http://www.proceedings.iasth.org/cd/jss/acervo/Dc_061.pdf)

KUTNER, M. H.; NACHTSHEIM, C. J.; NETER, J.; LI, W. **Applied Linear Statistical Models**. 5 ed. McGraw-Hill Irwin. 2004.

LAIO, F. Cramer-von Mises and Anderson-Darling goodness of fit tests for extreme value distributions with unknown parameters. **Water Resour. Res.** Vol. 40 Issue: 9 Número do artigo: W09308, 2004.

LEANDER, R.; BUIHAND, T. A. Rainfall Generator for the Meuse Basin: Inventory and homogeneity analysis of long daily precipitation records. **Koninklijk Nederlands Meteorologisch Instituut**, 2004.

LEITE, M. L., FOERSTER, N. E., & VIRGENS FILHO, J. S. Avaliação de séries sintéticas de temperatura máxima do ar obtidas através do simulador de cenários climáticos–pgeclima_r. **Congresso Brasileiro de Agrometeorologia**, 2011.

LETTENMAIER, D. P.; WOOD, E. F.; WALLIS, J. R. Hydro-climatological trends in the continental United States, 1948-88. **Journal of Climate**, v. 7, n. 4, p. 586-607, 1994.

LIU, L.; CHEN, J.; CHENG, L.; LIN, C.; WU, Z. Study on ensemble-based forecast of extremely heavy rainfalls in China: Experiments for July 2011 cases. **Acta Meteorol. Sin.**, vol. 27, p. 170-185, 2013.

LIRA, S. A.; NETO, A. C. Coeficientes De Correlação Para Variáveis Ordinárias E Dicotômicas Derivados Do Coeficiente Linear De Pearson. **Recie**, Uberlândia, v. 15(1/2), p.45-53, 2006.

LONGOBARDI, A.; VILLANI, P. Trend analysis of annual and seasonal rainfall time series in the Mediterranean area. **International Journal of Climatology**. DOI: 10.1002/joc.2001. 2009.

LUBES-NIEL, H.; MASSON, J.M.; PATUREL, J.E.; SERVAT, E. Variabilité climatique et statistiques. Étude par simulation de la puissance et de la robustesse de quelques tests utilisés pour vérifier l'homogénéité de chroniques. **Revue des Sciences de l'Eau**. v.11 (3), p.383-408, 1998.

LUND, R.; WANG, X. L.; LU, Q. Q.; REEVES, J.; GALLAGHER, C.; FENG, Y. Change point detection in periodic and autocorrelated time series. **Journal of Climate**, v.20(20), 5178-5190, 2007.

MANN, H.B. Non-parametric tests against trend. *Econometrica*, v 33, p.245-259, 1945.

MARTÍNEZ, M. D.; SERRA, B.; BURGUEÑO, A.; LANA, X. Short Communication Response to the comments on 'time trends of daily maximum and minimum temperatures in Catalonia (NE Spain) for the period 1975–2004. **International Journal Of Climatology**. v31. 153–157p. DOI: 10.1002/joc.2073 (2010).

MENDES, M.; PALA, A. Type I error rate and power of three normality tests. **Pakistan Journal of Information and Technology**, 2(2), 135-139, 2003.

MESCHIATTI, M.C.; FONTOLAN, M.R.; PENNEREIRO, J. C.; FERREIRA, D. H. L. Caracterização Estatística De Tendências Em Séries Anuais de Dados Hidro-Climáticos no Estado De São Paulo. **Revista Geografia Acadêmica**. v.6, n.1. 52-64p.

MITCHELL, J., KAROLY, D.; HEGREL, G., ZWIERS, F.; ALLEN, M.; MARENGO, J. Detection of climate change and attribution of causes, 2001.

MOROZOVA, A. L.; VALENTE, A. M; Homogenization of Portuguese long-term temperature data series: Lisbon, Coimbra and Porto. **Earth Syst. Sci. Data**, v. 4, p. 187–213, 2012.

MINUZZI, R. B. Tendências na variabilidade climática de Santa Catarina, Brasil. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 14, n. 12, p. 1288-1293, 2010.

MINUZZI, R.B.; VIANELLO, R. L.; SEDIYAMAG, C. Oscilações Climáticas Em Minas Gerais. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v.25, n.2, 227 - 236, 2010.

NAZEMOSADAT, M. J.; SAMANI, N.; BARRY, D. A.; NIKO, M. M. ENSO forcing on climate change in Iran: precipitation analysis. **Iranian Journal of Science e Technology, Transaction B, Engineering**, 30(B4), 47-61, 2006.

NETO, S. J. S; BARRETO, H. B. F.; SANTOS, W. D. O.; DO AMARAL JÚNIOR, V. P.; DE ME MAIA, P.; FREIRE, F. G. C. Variabilidade espacial pluviométrica do estado do ceará, para o mês de fevereiro. Workshop Internacional de Inovações Tecnológicas na Irrigação. 2012.

ÖZTUNA, D.; ELHAN, A. H.; TÜCCAR, E. Investigation of Four Different Normality Tests in Terms of Type 1 Error Rate and Power under Different Distributions. **Turkish Journal of Medical Sciences**, v. 36 (3), 2006.

PANDIZIC, K.; LIKSO, T. Homogeneity of average annual air temperature time series for Croatia. **International Journal Of Climatology**. v 30: 1215–1225p. DOI: 10.1002/joc.1922 (2010).

PEARSON, K. Mathematical Contributions to the Theory of Evolution. III. Regression, Heredity and Panmixia. **Philosophical Transactions of the Royal Society of London**, v.187, 253-318, 1896.

PENEREIRO, J. C.; FERREIRA, D. H. L. Estatística apoiada pela tecnologia: uma proposta para identificar tendências climáticas/Statistics supported by technology: A proposal to identify climate trends. **Acta Scientiae**, v.13(1), 87-105, 2012.

PETERSON, T. C.; EASTERLING, D.R.; KARL, T.; GROISMAN, P.; NICHOLL, N.; PLUMMER, N.; TOROK, S.; AUER, I. BOEHM, R.; GULLETT, D.; VINCENT, L.; HEINO, R.; TUOMENVIRTA, H.; MESTRE, O.; SZENTIMREY, T.; SALINGER, J.; FORLAND, E.; HANSSEN-BAUER, I.; ALEXANDERSSON, H.; PARKER, D. Homogeneity Adjustments Of *In Situ* Atmospheric Climate Data: A Review. **International Journal Of Climatology**. Vol 18. 1493–1517 (1998).

PETTITT, A. N. A non-parametric approach to the change-point problem. **Applied Statistics**, London, v. 28, n. 2, p. 126-135, 1979.

RAZALI, N. M.; WAH, Y. B. Power comparisons of shapiro-wilk, kolmogorov-smirnov, lilliefors and anderson-darling tests. **Journal of Statistical Modeling and Analytics**, v. 2, n. 1, p. 21-33, 2011.

REEVES, J.; CHEN, J.; WANG, X. L.; LUND, R.; LU, Q. Q. A review and comparison of changepoint detection techniques for climate data. **Journal of Applied Meteorology and Climatology**. v.46(6), 900-915, 2007.

RODRIGO, F.S; TRIGO, R.M. Trends in daily rainfall in the Iberian Peninsula from 1951 to 2002. **International Journal of Climatology**. v27, p.513–529. DOI: 10.1002/joc.1409 (2007)

SAHIN, S.; CIGIZOGLU, K. **Homogeneity analysis of Turkish meteorological data set**. Hydrological Processes. DOI: 10.1002/hyp.7534 (2010)

SALVADOR, M. A.; SANTOS, L. S. F. C.; SILVA, F.D.S.; LUCIO, P.L. Detecção de Não Homogeneidades em Séries Climáticas *via* Abordagem Univariada. Estudo de Caso: Precipitação em Brasília. **Congresso Brasileiro de Meteorologia**, 2010.

SANTOS, D. N.; SILVA, V. P. R.; SOUSA, F. A. S.; SILVA, R. A. Estudo de alguns cenários climáticos para o Nordeste do Brasil. Revista Brasileira de engenharia Agrícola e Ambiental. v.14, n. 5, p 492-500, 2010.

SANTOS, R. S. **Homogeneidade e reconstrução de séries climatológicas para localidades no estado de Minas Gerais**. 2012. 82p. Dissertação (Mestrado em meteorologia). Universidade Federal de Viçosa.

SEYAM, M.; OTHMAN, F. Long-term variation analysis of a tropical river's annual streamflow regime over a 50-year period. **Theoretical and Applied Climatology**, 1-15, 2014.

SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. An analysis of variance test for normality (complete samples). **Biometrika**, p. 591-611, 1965.

SHARDA, V. N.; DAS, P. K. Modelling weekly rainfall data for crop planning in a sub-humid climate of India. **Agricultural Water Management**, v. 76, n. 2, p. 120-138, 2005.

SHONGWE, M. E.; VAN OLDENBORGH, G. J.; VAN DEN HURK, B. J. J. M.; DE BOER, B.; COELHO, C. A. S.; VAN AALST, M. K. Projected Changes in Mean and Extreme Precipitation in Africa under Global Warming. Part I: Southern Africa. **J. Climate**, vol. 22, p. 3819–3837, 2009.

SHONGWE, M. E.; VAN OLDENBORGH, G. J.; VAN DEN HURK, B. J. J. M.; VAN AALST, M. K. Projected Changes in Mean and Extreme Precipitation in Africa under Global Warming. Part II: East Africa. **J. Climate**, vol. 24, p. 3718–3733, 2011

SILVA, V. de P. R. On climate variability in Northeast of Brazil. **Journal of Arid Environments**. v.58, p. 575-596, 2004.

SIEGEL, S. **Estatística Não Paramétrica Para as Ciências do Comportamento**, São Paulo: McGraw-Hill, 1975.

SCUDINO, P. A. **A utilização de Alguns Testes Estatísticos para Análise da Variabilidade do Preço do Mel nos Municípios de Angra dos Reis e Mangaratiba**,

Estado do Rio de Janeiro. 2008, 51p. Monografia (Graduação em Matemática). Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro.

SLACK, J. R.; LANDWEHR, J. M. Hydro-Climatic Data Network(HCDN): A U. S. Geological Survey Streamflow Data Set for the United States for the Study of Climate Variations, 1874-1988. **Available from Books and Open-File Report Section, USGS, Box 25425, Denver, CO 80225.** USGS Open-File Report 92-129, 1992. 193 p, 8 fig, 6 tab, 34 ref., 1992.

STAUDT, M.; ESTEBAN-PARRA, M. J.; CASTRO-DÍEZ. Homogenization of long-term monthly Spanish temperatura data. **International Journal of Climatology.** v.27, p. 1808-1823. DOI: 10.1002/joc 1493. 2007.

STEINSKOG, D. J.; TJOSTHEIM, D. B.; KVAMSTO, N. G. A Cautionary Note on the Use of the Kolmogorov–Smirnov Test for Normality. **American Meteorological Society.** Vol 135, 1151-57p. 2007.

STEPHENS, M. A. EDF statistics for goodness of fit and some comparisons. **Journal of the American statistical Association,** v. 69, n. 347, p. 730-737, 1974.

STRASSBURGER, A. S.; DE MENEZES, A. J. E. A.; PERLEBERG, T. D.; EICHOLZ, E. D.; MENDEZ, M. E. G.; SCHÖFFEL, E. R. Comparação da temperatura do ar obtida por estação meteorológica convencional e automática. **Revista Brasileira de Meteorologia,** 26(2), 273-278, 2011.

SOLOW, A. R. Testing for climate change: An application of the two-phase regression model. **Journal of Climate and Applied Meteorology,** v. 26, n. 10, p. 1401-1405, 1987.

TORELI, A.; Kuglitsch, F.G.; Xoplaki, E.; Della-Marta, P.M.; AGUILAR, E.; Prohom, M.; Luterbacher, J. Short Communication A note on the use of the standard normal homogeneity test to detect inhomogeneities in climatic time series. **International Journal of Climatology.** v 31. 630–632p. DOI: 10.1002/joc.2088 (2011).

THORNTHWAITE, C. W. An approach toward a rational classification of climate. **Geographical review,** p. 55-94, 1948.

TRIOLA, M. F. **Introdução a Estatística.** 10ª Edição, Rio De Janeiro: LTC, 2008.

VENTURA, T. M.; OLIVEIRA, A. G.; MARQUES, H. O; OLIVERIA, R. S.; MARTINS, C. A.; FIGUEIREDO, J. M.; BONFANTE, A. G. Uma abordagem computacional para preenchimento de falhas em dados micro meteorológicos. **Revista Brasileira de Ciências Ambientais.** v.27, p 6-70. 2013.

VIEIRA, S. **Introdução a Bioestatística,** 3º edição revista e ampliada, Rio de Janeiro: Campus, 1980.

VICENTE-SERRANO, S. M.; BEGUEIRA, S.; LÓPEZ-MORENO, J. I.; GARCÍA-VERA, M. A.; STEPANEK, P. A complete daily precipitation database for northeast Spain:

reconstruction quality control, and homogeneity. **International Journal of Climatology**, v. 30, p 1146-1163. DOI: 10.1002/joc.1850. 2010.

VON STORCH, H.; ZWIERS, F. W. **Statistical analysis in climate research**. Cambridge university press, 2001.

WALLACE, J. M.; HOBBS, P.V. *Atmospheric Science – An Introductory Survey*. 2ª Edição. University of Washington, 2005.

WEHNER, M. Sources of uncertainty in the extreme value statistics of climate data. **Extremes**, vol. 13, p. 205–217, 2010.

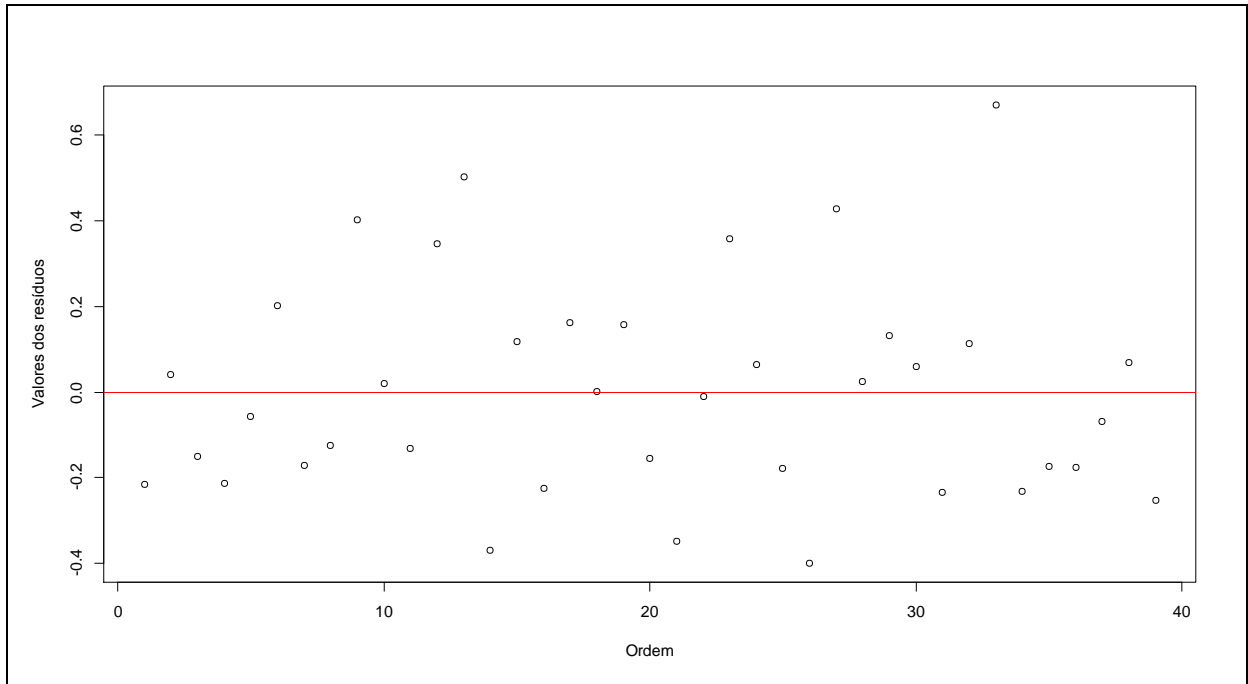
YU, PAO-SHAN; YANG, TAO-CHANG; KUO, CHUN-CHAO. Evaluating long-term trends in annual and seasonal precipitation in Taiwan. **Water Resources Management**, v. 20, n. 6, p. 1007-1023, 2006.

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.

ZHAI, P.; ESKRIDGE, R. Analyses of Inhomogeneities in Radiosonde temperature and Humidity Time Series. **Journal of Climate**. V.9, p.884-94, 1996.

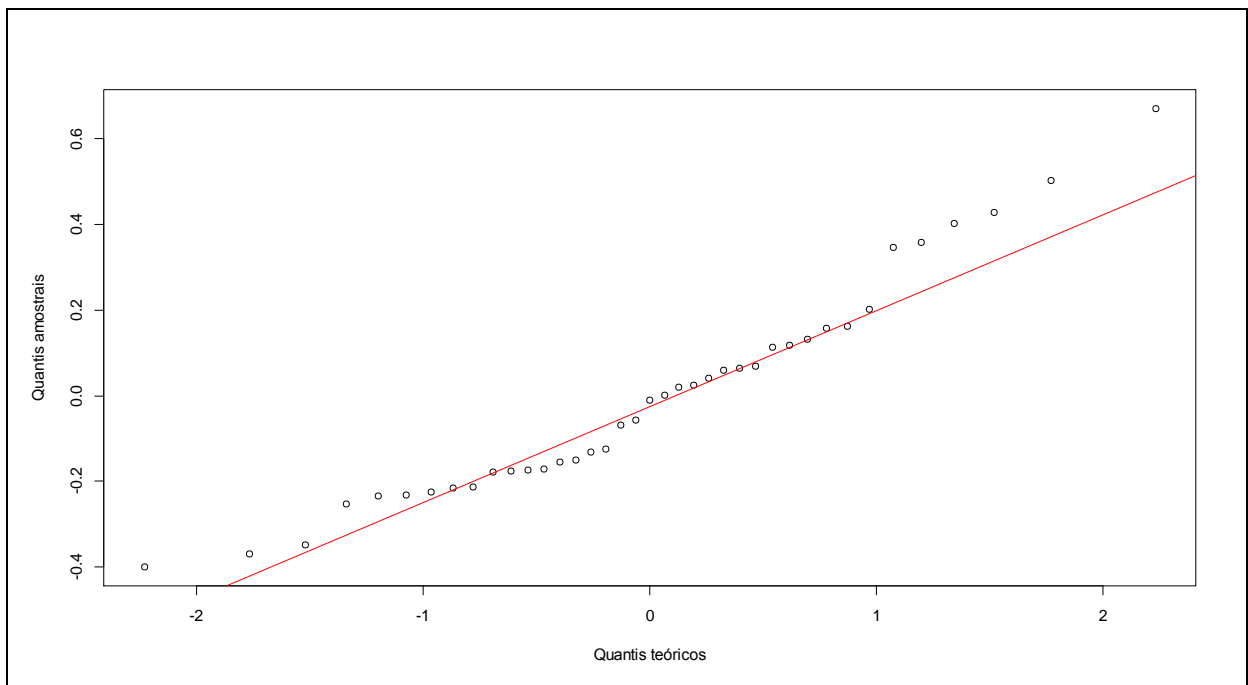
ZHANG, X.; HARVEY, K. D.; HOGG, W. D.; YUZYK, T. R. Trends in Canadian streamflow. **Water Resources Research**, 37(4), 987-998 , 2001.

Apêndice - Análise de resíduos em termo do diagnóstico da regressão.



Fonte básica dos dados: Rede de Meteorologia do Comando da Aeronáutica.

Figura 14 – Análise de resíduos para a temperatura média do ar ($^{\circ}\text{C}$), Natal/RN de 1961 a 2012.



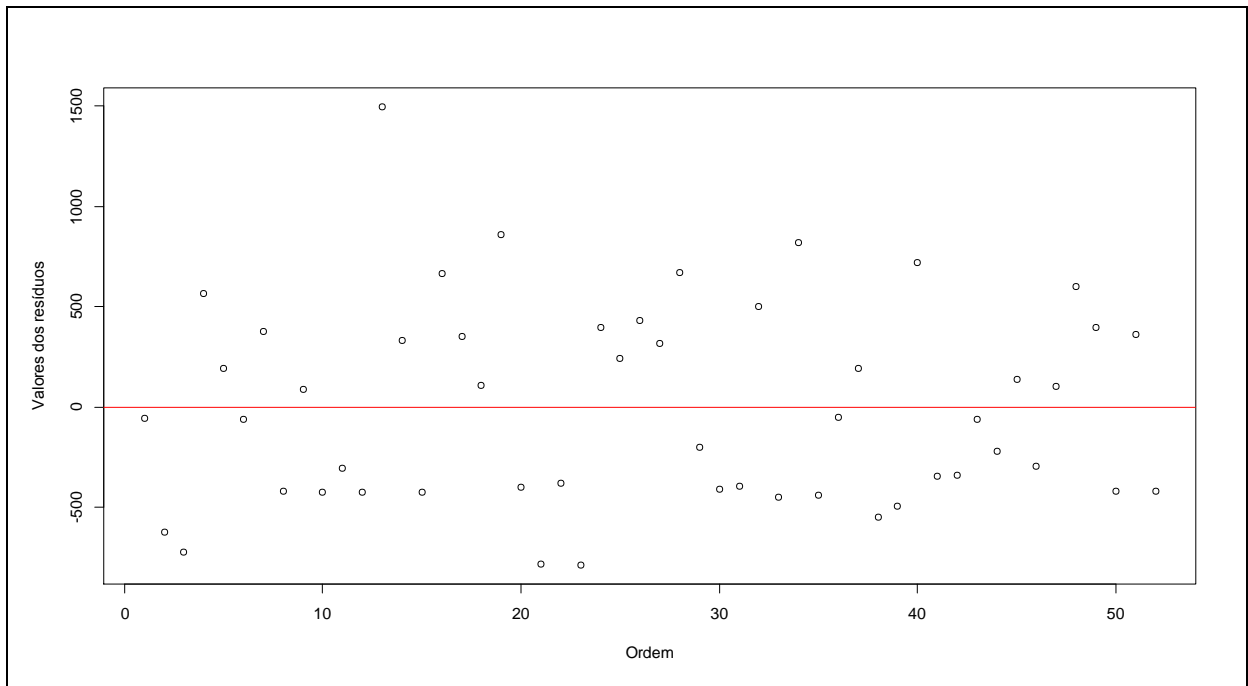
Fonte básica dos dados: Rede de Meteorologia do Comando da Aeronáutica.

Figura 15 – Quantis teóricos versus quantis amostrais para a temperatura média do ar ($^{\circ}\text{C}$), Natal/RN de 1961 a 2012.

Tabela 12 - testes de normalidade para os resíduos do modelo de regressão para temperatura média do ar(°C), Natal/RN de 1961 a 2012.

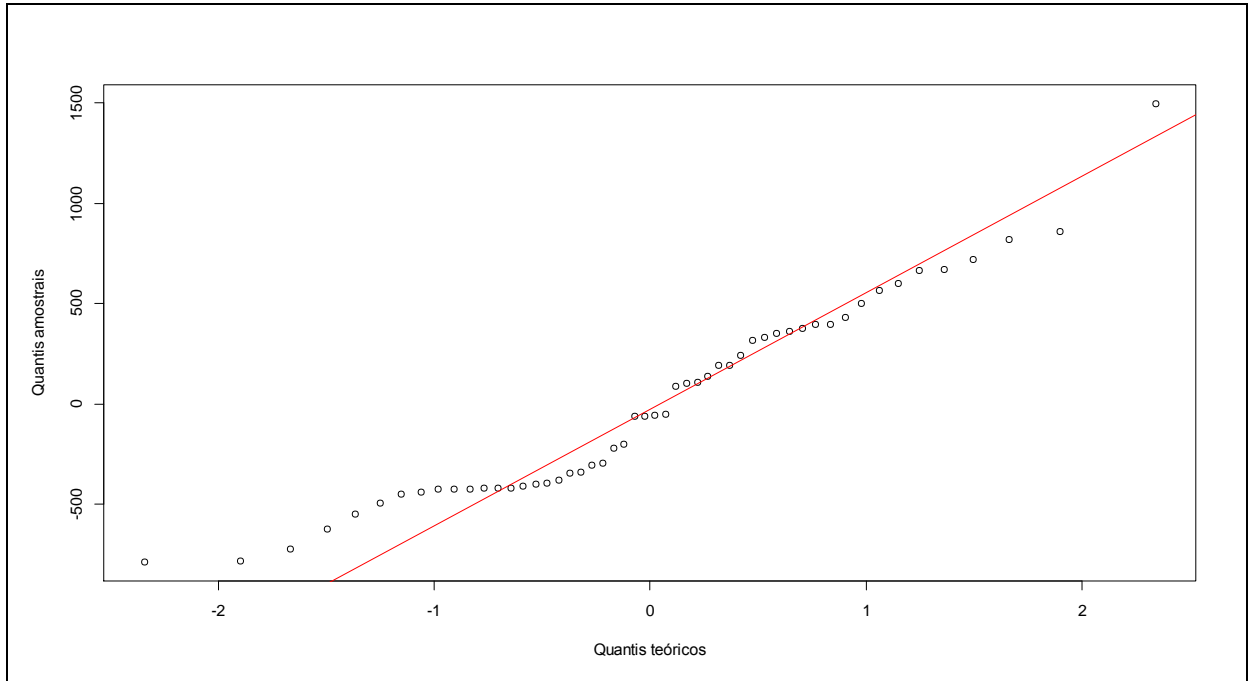
Teste de Normalidade	Estatística de teste	Valor-p
Kolmogorov-Smirnov	D = 0,34	<0,01*
Shapiro-Wilk	W = 0,95	0,07
Anderson-Darling	A = 0,67	0,07

*Estatisticamente significativa



Fonte básica dos dados: Rede de Meteorologia do Comando da Aeronáutica.

Figura 16 - Análise de resíduos do modelo de regressão para a precipitação acumulada, Natal/RN de 1961 a 2012.



Fonte básica dos dados: Rede de Meteorologia do Comando da Aeronáutica.

Figura 17 - Quantis teóricos versus quantis amostrais para a precipitação acumulada, Natal/RN de 1961 a 2012.

Tabela 13 - Testes de normalidade para os resíduos do modelo de regressão para precipitação acumulada (mm), Natal/RN de 1961 a 2012.

Teste de Normalidade	Estatística de teste	Valor-p
Kolmogorov-Smirnov	D = 0,54	<0,01*
Shapiro-Wilk	W = 0,95	0,02*
Anderson-Darling	A = 0,97	0,01*

*Estatisticamente significativa