

ERIVALDO GUMERCINDO DE SOUZA NETO

**ANÁLISE DE TENDÊNCIAS E PREVISÃO DAS SÉRIES DE
PRECIPITAÇÃO DO MUNICÍPIO DE VITÓRIA DE SANTO ANTÃO- PE**

RECIFE-PE – FEVEREIRO/2017.

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
Sistema Integrado de Bibliotecas da UFRPE
Biblioteca Central, Recife-PE, Brasil

S729a Souza Neto, Erivaldo Gumerindo de
 Análise de tendências e previsão das séries de precipitação do
 município de Vitória de Santo Antão - PE / Erivaldo Gumerindo de
 Souza Neto. – 2017.
 60 f. : il.

 Orientador: Moacyr Cunha Filho.
 Coorientadora: Ana Patrícia Siqueira Tavares Falcão.
 Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal Rural de
 Pernambuco, Programa de Pós-Graduação em Biometria e
 Estatística Aplicada, Recife, BR-PE, 2017.
 Inclui referências, anexo(s) e apêndice(s).

 1. Séries temporais 2. Índice pluviométrico 3. Tendência
 I. Cunha Filho, Moacyr, orient. II. Falcão, Ana Patrícia Siqueira
 Tavares, coorient. III. Título

CDD 574.018



UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DE PERNAMBUCO
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM BIOMETRIA E ESTATÍSTICA APLICADA

**ANÁLISE DE TENDÊNCIAS E PREVISÃO DAS SÉRIES DE
PRECIPITAÇÃO DO MUNICÍPIO DE VITÓRIA DE SANTO ANTÃO - PE**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Biometria e Estatística Aplicada como exigência parcial à obtenção do título de Mestre.

**Área de Concentração: Estatística
Aplicada e Experimental**

Orientador: Prof. Dr. Moacyr Cunha Filho

Co-orientadora: Profa. Dra. Ana Patrícia Siqueira Tavares Falcão

RECIFE-PE – FEVEREIRO/2017.

UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DE PERNAMBUCO
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM BIOMETRIA E ESTATÍSTICA APLICADA

**ANÁLISE DE TENDÊNCIAS E PREVISÃO DAS SÉRIES DE
PRECIPITAÇÃO DO MUNICÍPIO DE VITÓRIA DE SANTO ANTÃO - PE**

ERIVALDO GUMERCINDO DE SOUZA NETO

Dissertação julgada adequada para
obtenção do título de Mestre em Biometria
e Estatística Aplicada, defendida e
aprovada por unanimidade em 24/02/2017
pela Banca Examinadora.

Orientador:

Prof. Dr. Moacyr Cunha Filho
Universidade Federal Rural de Pernambuco

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Guilherme Rocha Moreira
Universidade Federal Rural de Pernambuco

Profª. Drª. Ana Patrícia Siqueira Tavares Falcão
Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia de Pernambuco

Dedicatória

Dedico este trabalho aos meus
familiares e amigos.

Agradecimentos

Agradeço a Deus pela conquista de mais um desafio;

À minha mãe Maria das Dores Capitulino de Souza que sempre acreditou nos meus sonhos;

À minha esposa Giselly de Oliveira Silva, por todo apoio, compreensão e auxílio;

Aos meus familiares;

Ao meu orientador e professor Dr. Moacy Cunha filho, pela orientação durante a realização deste trabalho e pela confiança depositada em mim durante todo o curso.

À professora Dr^a. Ana Patrícia Siqueira Tavares Falcão, pela coorientação e pelas preciosas contribuições aos meus objetivos, e pelo acompanhamento constante na obtenção dos resultados.

E ao meu colega de curso David Venâncio pela assistência oferecida nesse trabalho.

*“Você diz que é luta e prazer,
Ele diz que a vida é viver,
Ela diz que melhor é morrer
Pois amada não é, e o verbo é sofrer.
Eu só sei que confio na moça
E na moça eu ponho a força da fé,
Somos nós que fazemos a vida
Como der, ou puder, ou quiser...”*

O que é, o que é?
Gonzaguinha

Resumo

O estudo das condições climáticas e as mudanças associadas a elas são de grande importância para uma sociedade. Principalmente por apresentarem grandes implicações na vida cotidiana, como é o caso das variações pluviométricas podendo interferir, desde as questões econômicas, à ambientais e social. Assim o estudo tem como objetivo realizar a previsão da precipitação pluviométrica do município de Vitória de Santo Antão - PE, para os próximos quatro anos. Os dados analisados são registros pluviométricos de quatro postos de monitoramento (65, 541, 488, 26), localizados no próprio município. Foram analisados os valores anuais desses postos do ano de 1970 a 2015, os dados foram coletados a partir da Agência Pernambucana de Águas e Climas (APAC). A análise estatística foi realizada a partir dos seguintes teste: para estacionariedade foi utilizado o teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS), para tendência o teste de Mann-kendall e para a realização da previsão a metodologia de Box-Jenkins, tendo como modelo (ARIMA). Observa-se que em alguns anos, ocorreram precipitações significativamente acima da média, como no ano de 1985 (em todos os postos), em 1992 e 1995 (no posto 541) e em 2005 (nos postos 488 e 541), estando todos acima de 1300 mm. Já as séries pluviométricas mínimas (abaixo da média) foram registradas em torno de 500 a 1000 mm, com destaque para os anos de 1970, e no período de 1995 a 2003. Sabendo que a série apresenta tendência quando as duas linhas se interceptam fora do intervalo de confiança, é possível observar que no posto 65 houve mudança brusca no ano 1983 (houve tendência), o posto 541 apresentou tendência em 1986, nos postos 488 e 26 há ausência de tendência. Assim, as observações das séries temporais são independentes e identicamente distribuídas. Diante dos resultados obtidos conclui-se que os valores de precipitação previstos para o município de Vitória de Santo Antão – PE, para os próximos quatro anos, encontram-se abaixo da média (1300 mm), exceto para os anos de 2019 e 2020 no posto 541.

Palavras-chave: séries temporais, índice pluviométrico, tendência.

Abstract

The study of climatic conditions and the changes associated with them are of great importance for a society. Mainly because they present great implications in everyday life, as in the case of pluviometric variations that can interfere, from economic, environmental, and social issues. Thus, the objective of this study is to predict rainfall in the municipality of Vitória de Santo Antão - PE, for the next four years. The analyzed data are pluviometric records of four monitoring stations (65, 541, 488, 26) located in the municipality itself. The annual values of these stations from the year 1970 to 2015 were analyzed, data were collected from the Pernambuco State Agency for Water and Climate (APAC). Statistical analysis was performed using the Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (KPSS) test for stationarity, to test the Mann-kendall test and to carry out the prediction of the Box-Jenkins methodology, (ARIMA). It can be observed that in some years, precipitations were significantly above the average, as in 1985 (in all stations), in 1992 and 1995 (in station 541) and in 2005 (in stations 488 And 541), all being above 1300 mm. Meanwhile, the minimum (below average) rainfall series were recorded at around 500 to 1000 mm, especially in the 1970s, and in the period from 1995 to 2003. Knowing that the series shows a tendency when the two lines intersect outside the Confidence interval, it is possible to observe that in station 65 there was a sudden change in year 1983 (there was a trend), station 541 presented a trend in 1986, in stations 488 and 26 there is no trend. Thus, the observations of the time series are independent and identically distributed. In view of the results obtained, it is concluded that the precipitation values for the municipality of Vitória de Santo Antão - PE, for the next four years, are below the average (1300 mm), except for the years 2019 and 2020 in the Post 541.

Keywords: time series, rainfall index, trend.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1- Mapa do município de Vitória de Santo Antão.	20
Figura 2 - Evolução populacional de Vitória de Santo Antão.	21
Figura 3 - Fluxograma do ciclo Iterativo de Box-Jenkins.	34
Figura 4- Precipitação dos postos 65, 541, 488 e 26 situados em Vitória de Santo Antão-PE, no período de 1970 a 2015.	40
Figura 5 - Teste sequencial de Mann Kendall, para os postos 65 (a), 541(b), 488(c) e 26(d) respectivamente, situados no município de Vitória de Santo Antão-PE.	41
Figura 6 - Padrões de comportamento dos gráficos dos Correlogramas da FAC e da FACP, respectivamente, para os postos 65 (a),(b); 541(c),(d); 488 (e),(f) e 26 (g),(h) situados em Vitória de Santo Antão.	43
Figura 7 - Diagnóstico dos modelos ARIMA das séries de precipitação, respectivamente, para o posto 65 situado em Vitória de Santo Antão-PE, com resíduos padronizados, função de autocorrelação e teste de Ljung-Box	48
Figura 8 - Diagnóstico dos modelos ARIMA das séries de precipitação, respectivamente, para o posto 541 situado em Vitória de Santo Antão-PE, com resíduos padronizados, função de autocorrelação e teste de Ljung-Box.	49
Figura 9 - Diagnóstico dos modelos ARIMA das séries de precipitação, respectivamente, para o posto 488 situado em Vitória de Santo Antão-PE, com resíduos padronizados, função de autocorrelação e teste de Ljung-Box.	50
Figura 10 - Diagnóstico dos modelos ARIMA das séries de precipitação, respectivamente, para o posto 26 situado em Vitória de Santo Antão - PE, com resíduos padronizados, função de autocorrelação e teste de Ljung-Box.	51
Figura 11 - Previsões de comportamento das séries de precipitação, respectivamente, para os postos 65 (a), 541(b), 488 (c) e 26 (d) situados em Vitória de Santo Antão - PE.	52

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	13
1.1 Objetivo Geral	15
1.2 Objetivos específicos	15
2 REVISÃO DE LITERATURA	15
2.1 Ciclo Hidrológico	16
2.2 Precipitação	17
3 MATERIAIS E MÉTODOS	19
3.1 Dados	19
3.2 Caracterização da área de estudo	19
3.3 Análise Estatística	21
3.3.1 Processo Estocástico	21
3.3.2 Estacionariedade	22
3.3.3 Modelos para séries temporais	23
3.3.4 Modelos para séries temporais Estacionários	24
3.3.5 Modelos não-estacionários	27
3.3.6 Tendência	29
3.3.7 Função de Autocovariância – FAC	31
3.3.8 Função de Autocorrelação Parcial (FACP)	32
3.3.8 Teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS)	33
3.3.9 Box- Jenkins	33
3.3.10 Critério de Seleção	35
3.3.11 Diagnóstico dos modelos	36
3.3.12 Previsão do modelo ARIMA	37
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO	38
5 CONCLUSÃO	54
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	56

1 INTRODUÇÃO

O desenvolvimento de uma sociedade está diretamente ligado ao clima predominante em sua região, muitas comunidades primitivas não prosperaram devido às condições climáticas e meteorológicas da localização em que estavam instaladas. Desde então, observou-se que aspectos físicos, geográficos e climáticos são extremamente importantes para o desenvolvimento socioeconômico de uma região.

Segundo Souza e Azevedo (2012) as variabilidades climáticas exercem uma influência significativa sobre as atividades humanas, pois podem oscilar quanto à temperatura, precipitação e frequência de eventos extremos como: secas e chuvas intensas, resultando em impactos na agricultura, nos recursos hídricos, na saúde, sobre o meio ambiente, em escala local ou regional.

É cada vez mais comum a mídia mostrar problemas relacionados a fenômenos climáticos. Dentre esses fenômenos está a variação do regime de chuva, que em excesso ou em escassez podem interferir na economia e na vida das pessoas. Como exemplos, o racionamento de energia no Brasil em 2001 e as frequentes enchentes nas cidades, mostram a importância do monitoramento do regime de chuva de cada região (SALGADO et al., 2007, p. 20).

A análise de registros meteorológicos é de extrema importância para a organização de uma sociedade, pois identificar as possíveis condições climáticas do futuro permite elaborar projetos e planos para garantir o bem-estar da população, em possíveis situações extremas.

Nos últimos anos foram realizados alguns estudos a respeito da precipitação de chuva em diferentes regiões do país, como o estudo de Marcuzzo et al. (2010) que analisou o Cerrado Mato-Grossense (MT), o de Malvestio (2007) que investigou o município de Campinas (SP) e o de Silva et al. (2009) no Nordeste brasileiro.

Um acompanhamento cuidadoso dos registros climáticos a longo prazo é de fundamental importância para as sociedades modernas, na medida em que fornece uma base para o conhecimento de tendências climáticas e as suas causas potenciais, uma vez que os impactos das oscilações climáticas na sociedade estão

associados aos eventos extremos de precipitação (SOUZA; AZEVEDO; 2012, p. 144).

No Nordeste brasileiro observa-se uma grande variedade climática, podendo-se verificar desde o clima semiárido no interior da Região, com precipitação média total anual inferior a 500 mm/ano, até o clima tropical, observado principalmente na costa leste da Região, com precipitação acumulada anual superior a 1500 mm (SANTOS et al., 2013b, p. 715).

O clima segundo a classificação de Köppen – Geiser é do tipo Tropical Chuvoso com o verão seco, com o período chuvoso iniciando no outono/inverno entre os meses de dezembro e janeiro/fevereiro e terminando em setembro/outubro (MACHADO; JUNIOR, 2009, p. 3).

O município de Vitória de Santo Antão está localizado na mesorregião Mata e na Microrregião Vitória de Santo Antão do Estado de Pernambuco, limitando-se a norte com Glória do Goitá e Chã de Alegria, a sul com Primavera e Escada, a leste com Moreno, Cabo e São Lourenço da Mata, e a oeste com Pombos (COMPANHIA DE PESQUISA DE RECURSO MINERAIS, 2005, p. 2).

Vitória de Santo Antão está distante aproximadamente 47,2 Km da capital, Recife, possui 129.974 habitantes distribuídos em uma área de 371,803 Km² (CONDEPE/FIDEM, 2010, p.3).

Um estudo realizado por Duarte (2011), com o objetivo de analisar a variabilidade no comportamento da precipitação pluviométrica no município de Vitória de Santo Antão, identificou que o ano de 1986 apresentou o maior total mensal de precipitação verificado na série estudada (1921-2007) e, após a década de 1970, houve um período consecutivo de treze anos de chuvas acima da média climatológica, o qual se mostrou bem correlacionado com a fase negativa do Dipolo do Oceano Atlântico Tropical, fortalecendo ainda mais os eventos de La Niña que ocorreram em alguns anos desses treze anos.

O estudo é de fundamental relevância, pois a partir dele é possível a sociedade ter acesso a uma análise estatística do comportamento das séries temporais de precipitação, do município de Vitória de Santo Antão é um município, o qual é marcado por muitas enchentes ocorridas no passado, ressalva-se a de 2005 e a de 2010, nas quais muitos moradores e empresas foram atingidos. Assim, um estudo pluviométrico da cidade apresenta grande importância para o desenvolvimento e segurança do município.

O estudo partiu do questionamento: Como se comporta as análises temporais de precipitação no município de Vitória de Santo Antão?

1.1 Objetivo Geral

Realizar a previsão da precipitação pluviométrica do município de Vitória de Santo Antão - PE, para os próximos quatro anos.

1.2 Objetivos específicos

- Averiguar o modelo que melhor se ajusta aos dados em estudo;
- Prever a precipitação para os próximos quatro anos no município de Vitoria de Santo Antão - PE;
- Extrair periodicidades relevantes nas séries do fenômeno em estudo.

Esse trabalho está dividido em cinco capítulos. O Capítulo 1 apresenta uma breve introdução e os objetivos do estudo. O Capítulo 2 é composto pela revisão de literatura. O Capítulo 3 aborda os procedimentos metodológicos, a caracterização da área de estudo e os dados obtidos. Nos Capítulos 4 e 5, serão apresentados os resultados e conclusões dessa pesquisa.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Ciclo Hidrológico

A característica essencial de qualquer volume de água superficial localizada em rios, lagos, tanques, represas artificiais e águas subterrâneas são a sua instabilidade e mobilidade. Todos os componentes sólidos, líquidos e gasosos (as três fases em que a água existe no planeta Terra) são parte do ciclo dinâmico da água, ciclo este, perpétuo. A fase mais importante deste ciclo para o homem é justamente a fase líquida, em que ela está disponível para pronta utilização (TUNDISI, 2003, p. 31).

A água é, portanto, constituída de moléculas que se atraem pela força de coesão. Essas moléculas no estado líquido estão em constante movimentação, movendo-se verticalmente no sentido da atmosfera terrestre e horizontalmente no sentido da superfície terrestre. Essa agitação molecular é proporcional à energia ou à temperatura da água. Se a temperatura aumentar, as moléculas mais agitadas da superfície tendem a escapar da massa líquida e ficar livres na atmosfera, em estado gasoso. Se a temperatura da água líquida diminuir, a movimentação das moléculas também diminui. Se chegar a zero grau centígrado, as moléculas serão fixadas e a água solidificará, formando o gelo (MIRANDA; OLIVEIRA; SILVA, 2010, p. 110).

Segundo a Agência Nacional das águas (ANA, 2009, p. 6) o processo desse ciclo se dá a partir da radiação solar e do metabolismo dos seres vivos (evapotranspiração), os quais fornecem energia para elevar a água da superfície terrestre para a atmosfera (evaporação). Devido à força da gravidade, a água condensada nas nuvens se precipita (precipitação). Uma vez na superfície terrestre a água perpassa pelo solo e circula através de linhas de água que se reúnem em córregos e rios até atingir os oceanos (escoamento superficial) ou se infiltra nos solos e nas rochas entre os poros, através dos seus poros, fissuras e fraturas (escoamento subterrâneo).

Em síntese, o ciclo hidrológico envolve 5 processos: a evapotranspiração; a evaporação; a precipitação; o escoamento superficial; e o escoamento subterrâneo (ANA, 2009, p. 6).

Os fatores que impulsionam o ciclo hidrológico são a energia térmica solar, a força dos ventos, que transportam vapor d'água para os continentes, a força da gravidade responsável pelos fenômenos da precipitação,

da infiltração e deslocamento das massas de água. Os principais componentes do ciclo hidrológico são a evaporação, a precipitação, a transpiração das plantas e a percolação, infiltração e a drenagem (TUNDISI, 2003, p. 1).

O ciclo da água é considerado um fenômeno global onde sua circulação fechada ocorre entre a superfície terrestre e atmosfera. Ele é regido pela energia solar, que associada à gravidade e à rotação da Terra, aquece o ar, o solo e a superfície da água. Como resultado, ocorre a formação de vapor e a movimentação de massas de ar. O vapor pode condensar dando origem às nuvens, quando então, ele pode voltar à superfície terrestre sob a forma de precipitação pluviométrica. A principal fonte de vapor que origina os fenômenos de precipitação tem origem nos mares e oceanos. Contudo, a água evaporada do solo, rios e lagos, assim como aquela transpirada pela vegetação, contribui para a formação das nuvens de chuva (MELLEK, 2015, p. 5).

2.2 Precipitação

O ciclo hidrológico, mais do que uma simples sequência de processos, constitui-se de um conjunto de fases, as quais representam os diferentes caminhos por meio dos quais a água circula na natureza. Assim, o ciclo hidrológico envolve vários e complexos processos: evaporação, precipitação, interceptação, transpiração, infiltração, percolação, escoamento superficial, etc. Dentre os processos do ciclo hidrológico, a precipitação é toda água líquida ou sólida que cai da atmosfera para a superfície da Terra e representa o elo entre as fases atmosférica e terrestre do ciclo hidrológico (CHIARANDA et al., 2012, p. 118).

Na Terra a evapotranspiração representa a transferência da água da superfície continental e oceânica para atmosfera, ou seja, a passagem da água do estado líquido para o gasoso. Na atmosfera essa água se condensa, formando nuvens, que se precipitam na direção da superfície terrestre - formando um processo inverso à evapotranspiração. Ou seja, o retorno da água retida na atmosfera, através da chuva, neve e o granizo. Assim sendo a precipitação é definida em Climatologia como sendo toda água proveniente do meio atmosférico que atinge a superfície terrestre na forma de chuva, neve e granizo (MIRANDA; OLIVEIRA; SILVA, 2010, p.110).

De acordo com Almeida (2016) a precipitação ocorre quando massas de ar úmido atingem elevadas altitudes, devido à convecção, pela invasão de massas de ar quentes e frias (uma sobre as outras) ou devido ao efeito orográfico. O

resfriamento noturno que ocorre devido à emissão de irradiância terrestre, pode proporcionar a formação de orvalho ou de geada (se a temperatura da superfície for abaixo de 0° C). No entanto, não esfria a massa o suficiente para provocar chuva ou neve.

Os interesses em estudar a precipitação são diversos, podendo estar relacionados com as características de distribuição temporal da chuva; intensidade; previsão de enchentes; quando se tem interesse em dimensionamento de uma represa e lagos; e compreender a influência dos usos da terra sobre a dinâmica da precipitação na microbacia (CHIARANDA et al., 2012, p. 1).

Mudanças na precipitação têm implicações no ciclo hidrológico e recursos hídricos. Espera-se que as mudanças climáticas alterem a temperatura média e os valores da precipitação e que aumentem a variabilidade dos eventos de precipitação, que poderão causar inundações e secas mais intensas e frequentes (SANTOS et al., 2009, p. 39).

O modo mais comum de se produzir precipitação é pela elevação e pelo consequente resfriamento das massas de ar carregadas de vapor da água. A elevação acontece por meios mecânicos ou através de um processo termodinâmico (HOUGHTALEN, AKAN, HWANG, 2012, p. 14).

Segundo Silva et al. (2011) as irregularidades no regime pluviométrico são provocadas pelas mudanças da frequência e/ou intensidade dos eventos de precipitação. O melhor entendimento do comportamento da precipitação pluvial, com vistas ao seu aproveitamento máximo nas atividades agrícolas, pode ser obtido com o estudo do número de dias de chuva.

3 MATERIAIS E MÉTODOS

3.1 Dados

Os dados analisados são registros pluviométricos de quatro postos de monitoramento (posto 65, posto 541, posto 488 e posto 26), localizados no município de Vitória de Santo Antão – PE. Foram analisados os valores anuais desses postos do ano de 1970 a 2015.

Os dados foram obtidos em parte pela página da internet do sistema de monitoramento pluviométrico da Agência Pernambucana de Águas e Climas (APAC), disponível no endereço: <http://www.apac.pe.gov.br/meteorologia/monitoramento-pluvio.php>. A outra parte dos dados foram solicitados a APAC e enviados por e-mail pela a agência.

3.2 Caracterização da área de estudo

A Região Nordeste (NEB) se posiciona numa área de transição entre os elevados totais anuais de precipitação da Região Amazônica, que ultrapassam a marca dos 3000 mm/ano, e a região central do Atlântico Sul, com totais anuais de precipitação sob o Anticiclone Subtropical do Atlântico Sul inferiores a 300 mm/ano. Assim, a Região Nordeste recebe totais pluviométricos anuais entre 600 mm/ano na sua parte central a 1800+ mm/ano na porção amazônica do Maranhão, com totais entre 1200 a 1500 mm/ano na região do litoral (CENTRO DE GESTÃO E ESTUDOS ESTRATÉGICOS, 2012, p. 33).

A região Nordeste do Brasil caracteriza-se pela irregularidade espacial e temporal da precipitação e dos processos de escoamento e erosão dos solos, como também pelo alto potencial para evaporação da água em função da enorme disponibilidade de energia solar e altas temperaturas durante todo o ano (SILVA et al., 2010, p. 358).

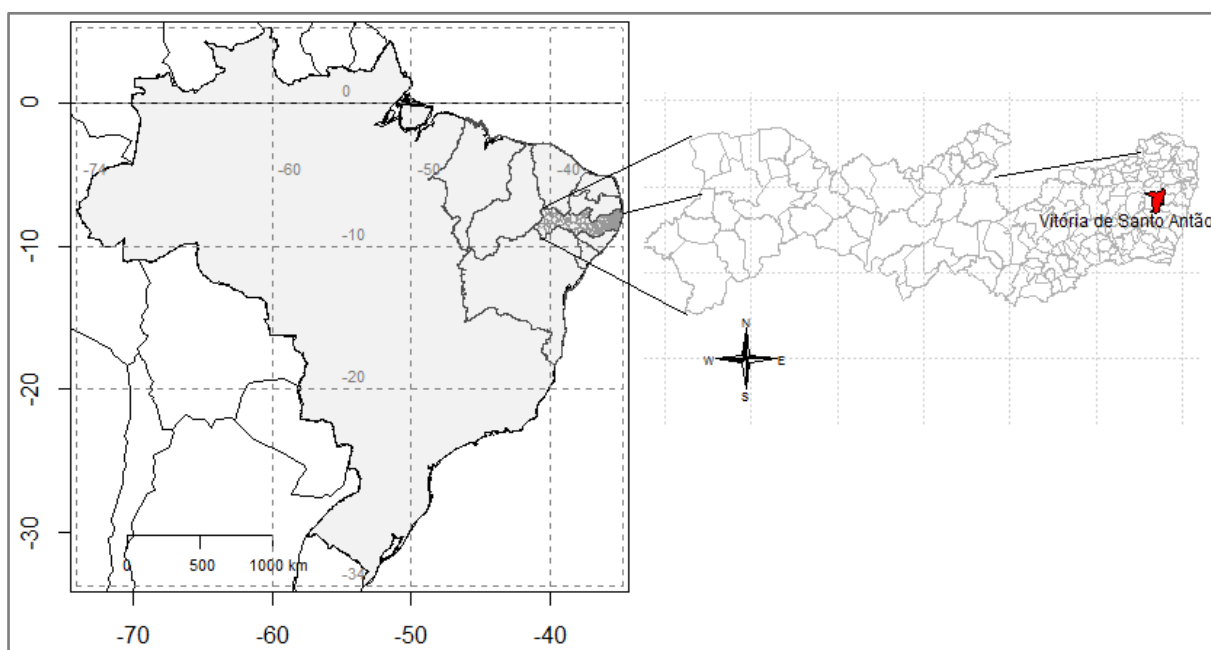
Para Lopes (2014) outro fator que também contribui para a variabilidade da precipitação no NEB é o papel dos oceanos Pacífico Tropical Sul e Atlântico. Anos secos ou chuvosos normalmente estão associados à variabilidade da Temperatura

da Superfície do Mar do Pacífico Tropical Sul e Atlântico Tropical Norte, as quais influenciam na variabilidade pluviométrica dessa região.

Vitória de Santo Antão está localizada a 51 km da capital de Pernambuco, Recife. A região é caracterizada pelo predomínio de pequenas propriedades rurais produtoras de hortaliças e estrutura familiar de produção, na qual a atividade de destaque é o cultivo de frutas, verduras e hortaliças, abastecendo não só o município como também a capital pernambucana e outras regiões (NORONHA, 2013, p. 20).

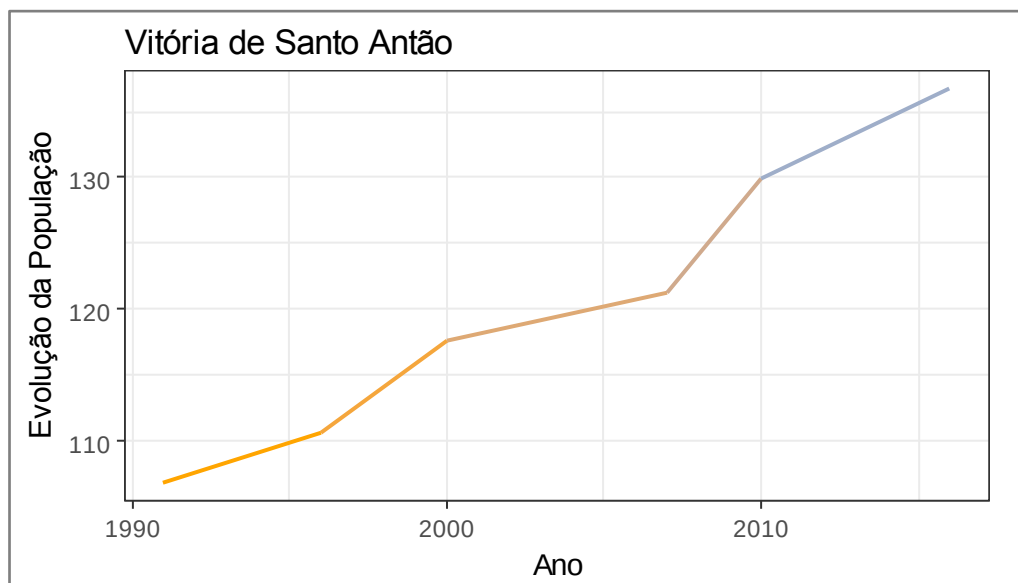
O município limita-se a norte com Glória do Goitá e Chã de Alegria, a sul com Primavera e Escada, a leste com Moreno, Cabo e São Lourenço da Mata, e a oeste com Pombos (COMPANHIA DE PESQUISA DE RECURSO MINERAIS, 2005, p. 2). Na cidade encontra-se a barragem do Tapacurá, muito importante para o abastecimento de água da capital Recife, as limitações territoriais do município podem ser observadas na Figura 1.

Figura 1- Mapa do município de Vitória de Santo Antão.



O Produto Interno Bruto (PIB) do município no ano de 201 foi de R\$ 18.091,78 milhões de reais. A população de Vitória em 2010 era de 129.974 habitantes, em 2015 passou para 135.805, como mostra a Figura 2. O bioma da região é a Mata Atlântica (IBGE, 2010).

Figura 2 - Evolução populacional de Vitória de Santo Antão.



Fonte: IBGE

Entre os dias 30 de maio e 02 de junho de 2005, fortes chuvas provocaram enchentes em 25 cidades do Agreste, Zona da Mata e Litoral pernambucanos, deixando 36 mortos e mais de 30 mil pessoas desabrigadas. As cidades mais atingidas foram: Moreno, Vitória de Santo Antão, Jaboatão, Nazaré da Mata, Pombos, Ribeirão, Cabo e Escada. O município que teve o maior número de casas destruídas ou parcialmente danificadas foi Vitória de Santo Antão, totalizando 5 (cinco) mil casas (SANTOS, 2013a, p. 9).

3.3 Análise Estatística

3.3.1 Processo Estocástico

Seja (Ω, A, P) espaço de probabilidade, $(S, \mathcal{G})$ um espaço mensurável e ainda uma família de variáveis aleatórias X_t indexadas por um parâmetro $t \in T$, onde $T \subset \mathbb{R}$, e onde $X_t: (\Omega, A, P) \rightarrow (S, \mathcal{G})$ é mensurável. Dizemos que tal $(X_t)_{t \in T}$ é um processo estocástico. No presente texto S é sempre finito ou enumerável e assim $\mathcal{G} = P(S)$.

Espaço de parâmetro – O conjunto $T \neq \emptyset$ contido em $\mathbb{R}$ é denominado espaço de parâmetro ou índices do processo. O conjunto T possui uma ordem e vamos pensar que para cada $t \in T$ a variável X_t descreve o que acontece com o processo no tempo t (LOPES, 2005, p. 40).

Dois casos importantes são:

Parâmetro discreto – $T = \mathbb{N}$, ou $\mathbb{Z}$, ou ainda $\{1, 2, \dots, n\}$.

Parâmetro contínuo – $T = [a, b]$, ou $T = \{t \in \mathbb{R} | t \geq 0\} = \mathbb{R}^+$ ou ainda $T = \mathbb{R}$.

3.3.2 Estacionariedade

Para Souza et al. (2006) séries temporais com variáveis estacionárias são de fundamental importância para a previsão do futuro com base na regressão de séries temporais, solidificando a premissa de que o futuro se comportará de acordo com o passado.

Segundo Morettin e Tolo (1981) há dois tipos de estacionariedade: fraca (ampla, ou de segunda ordem) e estrita (ou forte).

Uma série temporal é dita estritamente estacionária se a distribuição de probabilidade conjunta de $X(t_1), \dots, X(t_k)$ é a mesma de $X(T_1 + \tau), \dots, X(T_k + \tau)$. Ou seja, o deslocamento da origem dos tempos por uma quantidade τ não tem efeito na distribuição conjunta que portanto depende apenas dos intervalos entre $t_1, \dots, t_k$ (EHLERS, 2007, p. 16).

Um processo estocástico $\{X(t), t \in T\}$ é dito ser estacionário de segunda ordem ou fracamente estacionário se a sua função média é constante e sua função de autocovariância depende apenas da defasagem, *i. e.* (EHLERS, 2007, p. 16).

$$E[X(t)] = \mu \quad e \quad Cov[X(t), X(t + \tau)] = \gamma(\tau) \quad (3.1)$$

Ainda de acordo com Bezerra (2006) a maioria dos procedimentos de análise estatística de séries temporais supõem que estas sejam estacionárias, assim, devemos transformar os dados originais, se estes não formam uma série estacionária. A transformação mais comum consiste em tomar diferenças sucessivas da série original, até se obter uma série estacionária. A primeira diferença de Z_t é definida por

$$\Delta Z_t = Z_t - Z_{t-1}, \quad (3.2)$$

a segunda diferença é demonstrada pelas seguintes equações:

$$\Delta^2 Z_t = \Delta[\Delta Z_t] = \Delta [Z_t - Z_{t-1}], \quad (3.3)$$

$$\Delta^2 Z_t = \Delta Z_t - \Delta Z_{t-1}, \quad (3.4)$$

$$\Delta^2 Z_t = Z_t - 2 Z_{t-1} + Z_{t-2}, \quad (3.5)$$

de modo geral, a n-ésima diferença de Z_t é $\Delta^n Z_t = \Delta[\Delta^{n-1} Z_t]$.

3.3.3 Modelos para séries temporais

Modelos estacionários assumem um processo de estar em “equilíbrio”. Um processo é apontado fracamente estacionário se suas médias e variâncias se mantêm constantes ao longo do tempo e a função de autocovariância depende apenas da defasagem entre os instantes de tempo. Um processo é fortemente estacionário se todos os momentos conjuntos não variam a translações no tempo (WERNER; RIBEIRO, 2003).

Existem dois enfoques utilizados na análise de séries temporais. Em ambos, o objetivo é construir modelos para estas séries. No primeiro enfoque, a análise é feita no domínio temporal e os modelos propostos são modelos paramétricos (com um número finito de parâmetros). No segundo, a análise é conduzida no domínio de frequências e os modelos propostos são modelos não-paramétricos (BEZERRA, 2006, p. 4).

Segundo Morretin e Tolo (1981), uma série temporal é qualquer conjunto de observações ordenadas no tempo. Sendo composta por quatro elementos:

1. Tendência: verifica o sentido de deslocamento da série ao longo de vários anos.
2. Ciclo: movimento ondulatório que ao longo de vários anos tende a ser periódico.
3. Sazonalidade: movimento ondulatório de curta duração, em geral, inferior a um ano; associada, na maioria dos casos, a mudanças climáticas.
4. Ruído aleatório ou erro: compreende a variabilidade intrínseca aos dados e não pode ser modelado.

Ainda de acordo com Morettin e Toloi (1987) ao obter uma série temporal $Z(t_1), \dots, Z(t_N)$, observada nos instantes $t_1, \dots, t_N$, podemos:

- Investigar o mecanismo gerador da série temporal; por exemplo, analisando uma série de alturas de ondas, podemos querer saber como estas ondas foram geradas;
- Fazer previsões de valores futuros da série; estas podem ser a curto prazo, como para séries populacionais, de produtividade, etc.
- Descrever apenas o comportamento da série; neste caso, a construção do gráfico, a verificação da existência de tendências, ciclos e variações sazonais, a construção de histogramas e diagramas de dispersão, etc.
- Procurar periodicidades relevantes nos dados; neste caso a análise espectral, mencionada anteriormente, pode ser de grande utilidade.

3.3.4 Modelos para séries temporais Estacionários

3.3.4.1 Auto-Regressivo AR (p)

Modelo auto-regressivo (AR), a série de dados históricos Z_t é descrita por seus valores passados regredidos e pelo ruído aleatório ε_t . Assim, um modelo AR(p) é dado por:

$$\tilde{Z}_t = \phi_1 \tilde{Z}_{t-1} + \phi_2 \tilde{Z}_{t-2} + \dots + \phi_p \tilde{Z}_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (3.6)$$

em que:

$$\tilde{Z}_t = Z_t - \mu, \quad (3.7)$$

ϕ_i é o parâmetro que descreve $\tilde{Z}_t$ que se relaciona com o valor $\tilde{Z}_{t-1}$ para $i = 1, 2, \dots, p$.

O modelo (AR) dado pela equação 3.7 pode ser reescrito conforme apresentado na equação 3.8 utilizando o operador de defasagem L (aplicando o operador de defasagem em Z_{t-3} temos $L^3 Z_t$).

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p) \tilde{Z}_t = \phi(L) \tilde{Z}_t = \varepsilon_t, \quad (3.8)$$

O modelo auto-regressivo de ordem 1 ou AR(1) é a versão mais simples dessa classe de modelos. Sua representação algébrica é dada pela equação 3.9.

$$\tilde{Z}_t = \phi_1 \tilde{Z}_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3.9)$$

Para o modelo ser estacionário é necessário que $|\phi_1| < 1$ (condição de estacionariedade) e que as autocovariância (γ_k) sejam independentes. No caso do modelo AR (1), as autocovariâncias são dadas por:

$$\gamma_k = \phi_1^k \gamma_0, \quad (3.10)$$

e as autocorrelações ρ_k são dadas pela equação

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \phi_1^k \quad k = 0, 1, 2, \dots, \quad (3.11)$$

A função de autorrelação decai exponencialmente quando ϕ_1 é positivo, quando ϕ_1 é negativo, a função de autocorrelação também decai exponencialmente, mas apresenta alternância de sinais positivos e negativos (WERNER; RIBEIRO, 2003, p. 49).

3.3.4.2 Modelos de médias móveis (MA)

Em um modelo de médias móveis (do inglês *moving average*), a série Z_t resulta da combinação dos ruídos brancos ε do período atual com aqueles ocorridos

em período atual com aqueles ocorridos em períodos anteriores. Assim, um modelo de médias móveis de ordem q ou $MA(q)$ é dado por:

$$\tilde{Z}_t = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}, \quad (3.12)$$

em que:

$$\tilde{Z}_t = Z_t - \mu, \quad (3.13)$$

θ_i é o parâmetro que descreve como Z_t se relaciona com o valor ε_{t-i} para $i = 1, 2, \dots, q$.

O modelo $MA(q)$ dado pela equação 3.13 pode ser reescrito, como em 3.14 utilizando o operador de defasagem L .

$$(1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q) \varepsilon_t = \theta(L) \varepsilon_t = \tilde{Z}_t, \quad (3.14)$$

O modelo $MA(1)$ é a versão mais simples dessa classe de modelos. Sua apresentação algébrica é dada pela equação 3.15.

$$\tilde{Z}_t = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1}, \quad (3.15)$$

As autocorrelações ρ_k , que nada mais são do que as autocovariâncias divididas pela variância, são dadas por:

$$\rho_1 = \frac{\gamma_1}{\gamma_0} = \frac{-\theta_1 \sigma_\varepsilon^2}{(1 + \theta_1^2) \sigma_\varepsilon^2} = \frac{-\theta_1}{(1 + \theta_1^2)} \text{ e } \rho_k = 0 \quad k > 1, \quad (3.16)$$

3.3.4.3 Modelos auto-regressivos de médias móveis (ARMA)

Para que um modelo se torne mais econômico, consideremos simultaneamente termos autorregressivos e de médias móveis. Assim, surge uma classe de modelos mistos os autorregressivos e de médias móveis de ordem (p, q) , denotado por $ARMA(p, q)$, dado pela equação

$$\tilde{Z} = \phi_1 \tilde{Z}_{t-1} + \phi_2 \tilde{Z}_{t-2} + \cdots + \phi_p \tilde{Z}_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \cdots - \theta_q a_{t-q}, \quad (3.17)$$

ou seja,

$$\phi(B)\tilde{Z}_t = \theta(B)a_t, \quad (3.18)$$

No qual $\phi(B)$ e $\theta(B)$ são os operadores autorregressivos e de médias móveis, respectivamente (ROSSI, 2013, p. 31).

3.3.5 Modelos não-estacionários

3.3.5.1 Modelo Auto-Regressivo integrado e de médias móveis ARIMA (p,d,q)

Os Autorregressivos Integrados e de Médias Móveis (ARIMA), são modelos matemáticos que possuem por objetivo compreender o comportamento da correlação seriada ou autocorrelação entre os valores da série temporal, e com o embasamento nesse comportamento realizar previsões futuras. Se for bem modelada à estrutura da correlação fornecerá bons resultados de previsões (ROSSI, 2013, p. 32).

Quando uma série temporal apresenta média e variância dependentes do tempo, é porque ela não é estacionária. A não-estacionariedade de uma série implica que: a) há inclinação nos dados e eles não permanecem ao redor de uma linha horizontal ao longo do tempo e/ou b) a variação dos dados não permanece essencialmente constante sobre o tempo, isto é, as flutuações aumentam ou diminuem com o passar do tempo, indicando que a variância está se alterando (WERNER; RIBEIRO, 2003, p. 50-51).

Segundo Morretin e Tolo (1981), a transformação mais comum consiste em tomar diferenças sucessivas da série original até obter uma série estacionária. A primeira diferença de Δz_t é definida por:

$$\Delta z_t = z_t - z_{t-1}, \quad (3.19)$$

A segunda é dada por: $D2Z_t = D[DZ_t] = D[Z_t - Z_{t-1}] = Z_t - 2Z_{t-1} - Z_{t-2}$

Em situação, ainda segundo os autores citados, será suficiente tomar uma ou duas diferenças para que a série suficiente tomar ou duas diferenças para que a série se torne estacionária. O número d de diferenças necessárias para tornar a série estacionária é denominado ordem de integração. A inclusão do termo de ordem de integração permite que sejam utilizados os modelos ARIMA (p,d,q) dados pela equação:

$$w_t = \phi w_{t-1} + \dots + \phi_p w_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}, \quad (3.20)$$

em que: $w_t = \Delta^d Z_t$.

3.3.5.2 Resumo de previsões do modelo ARIMA

$$\text{AR (1): } Z_t - \mu = (Z_{t-1} - \mu) + a_t, \quad (3.21)$$

$$\hat{Z}_{t(h)} = \mu + \phi(\hat{Z}_t(h-1) - \mu), \quad (3.22)$$

$$= \mu + \phi^h (Z_t - \mu),$$

$$\approx \mu \text{ para } h \text{ grande}$$

$$\text{Var}[e_t(h)] = \sigma_a^2 \frac{1-\phi^{2h}}{1-\phi^2} \approx \frac{\sigma_a^2}{1-\phi^2} \text{ para } h \text{ grande}, \quad (3.23)$$

$$\psi_j = \phi^j \text{ para } j > 0, \quad (3.24)$$

$$\mathbf{MA(1)}: Z_t = \mu + a_t - \theta a_{t-1}, \quad (3.25)$$

$$\hat{Z}_{t(h)} = \begin{cases} \mu - \theta a_t & \text{para } h = 1 \\ \mu & \text{para } h > 1 \end{cases}, \quad (3.26)$$

$$\text{Var}[e_t(h)] = \begin{cases} \sigma_a^2 & \text{para } h = 1 \\ \sigma_a^2(1 + \theta^2) & \text{para } h > 1 \end{cases}, \quad (3.27)$$

$$\psi_j = \begin{cases} -\theta & \text{para } h = 1 \\ 0 & \text{para } h > 1 \end{cases}, \quad (3.28)$$

IMA (1,1) com termos constantes:

$$Z_t = Z_{t-1} + \theta_0 + a_t + \theta_{t-1} \quad (3.29)$$

$$\hat{Z}_t(1) = Z_t + \theta_0 - \theta_{at}, \quad (3.30)$$

$$\hat{Z}_t(h) = Z_t + h\theta_{at}, \quad (3.31)$$

$$= h\theta_0 + (1 - \theta) \sum_{j=0}^{\infty} \theta^j Z_{t-j},$$

$$\text{Var}[e_t(h)] = \sigma_a^2 [1 + (h - 1)(1 - \theta^2)], \quad (3.32)$$

$$\psi_j = 1 - \theta \text{ para } j > 0, \quad (3.33)$$

IMA (2,2):

$$Z_t = 2Z_{t-1} - Z_{t-2} + \theta_0 + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2}, \quad (3.34)$$

$$\hat{Z}_t(1) = 2Z_t - Z_{t-1} + \theta_0 - \theta_2 a_t, \quad (3.35)$$

$$\hat{Z}_t(2) = 2\hat{Z}_t(1) - Z_t + \theta_0 - \theta_2 a_1, \quad (3.36)$$

$$\begin{aligned} \hat{Z}_t(h) &= 2\hat{Z}_t(h-1) - \hat{Z}_t(h-2) + \theta_0, \text{ para } h > 2, \\ &= A + Bh + \frac{\theta_0}{2} h^2, \text{ para } h \geq 1, \end{aligned} \quad (3.37)$$

onde,

$$A = 2\hat{Z}_t(1) - \hat{Z}_t(2) + \theta_0, \quad (3.38)$$

$$B = 2\hat{Z}_t(2) - \hat{Z}_t(1) - \frac{3}{2}\theta_0, \quad (3.39)$$

3.3.6 Tendência

Algumas vezes pode-se escrever uma série temporal Y_t usando um modelo de tendência. Tal modelo é definido como $Y_t = \mu + a_t$, onde Y_t é o valor da série temporal no tempo t , μ_t é o termo da tendência no período t e a_t é o erro aleatório associado ao período de tempo t (LÚCIO et al., 2010, p.73). O objetivo de isolar a tendência na série é identificá-la e usá-la em previsões ou permitir o estudo das outros componentes.

O modelo de tendência indica que a série temporal pode ser representada pelo nível médio e pelo termo do erro sistemático. As tendências mais simples são aquelas obtidas através de um comportamento linear da série observada (LÚCIO et al., 2010, p.73).

3.3.6.1 Teste sequencial de Mann Kendall

O teste sequencial de Mann-Kendall (SNEYERS, 1975) é uma análise estatística não paramétrica que considera a hipótese de estabilidade de uma série temporal cuja sucessão de valores ocorre de forma independente e a distribuição de probabilidade deve permanecer sempre a mesma (série aleatória simples) (PINHEIRO et al., 2013).

O teste considera uma série temporal Y_i de N termos a serem analisadas, sendo: $1 \leq i \leq N$. O procedimento consiste em realizar a soma dado pela expressão seguinte

$$t_n = \sum_{i=1}^N m_i, \quad (3.40)$$

onde:

t_n = somatório

m_i = número de termos da série em relação a Y_i , cujos termos precedentes ($j < i$) são inferiores ao mesmo tempo ($Y_j < Y_i$). Para séries com grande número de termos (N), Sob a hipótese nula de ausências de tendências (H_0), t_n apresentará uma distribuição normal com média e variância dada por:

$$E_{(tn)} = \frac{N(N-1)}{N}, \quad (3.41)$$

$$Var_{(tn)} = \frac{N(N-1)(2N+5)}{72}, \quad (3.42)$$

Testando a significância estatística de t_n para a hipótese nula, usando um teste bilateral, esta pode ser rejeitada para grandes valores da estatística $U(t_n)$, fornecida pela equação:

$$U(t_n) = \frac{(t_n - E(t_n))}{\sqrt{\text{var}(t_n)}}, \quad (3.43)$$

O valor da probabilidade α_1 é calculado por meio de uma tabela de distribuição normal padronizada, tal que: $\alpha_1 = \text{prob}(|U| > |U(t_n)|)$. Sendo α_0 o nível de significância do teste (geralmente $\alpha_0 = 0,05$), a hipótese nula (H_0) é aceita se $\alpha_1 > \alpha_0$. Caso a hipótese seja rejeitada, implicará a existência de tendência significativa, sendo que o sinal de $U(t_n)$ indica se na tendência é crescente ($U(t_n) > 0$) ou decrescente ($U(t_n) < 0$).

O ponto de início de uma mudança na série pode ser determinado aplicando-se o mesmo princípio à série inversa. Neste caso, a equação $U(t_n)$ é calculada no sentido direto da série, partindo do valor $i = 1$ até $i = N$, gerando a estatística $1,65 < U(t_n) < 1,96$, sendo os valores dos intervalos bilaterais $-1,65$ a $1,65$ e $-1,96$ a $1,96$ correspondentes a $\alpha_0 = 0,10$ (em 10%) e $\alpha_0 = 0,05$ (em 5%), respectivamente. Aplicando o mesmo princípio, isto é, partindo do valor $i = N$ até $i = 1$, gera-se a estatística inversa $U^*(t_n)$. A intersecção das duas curvas estatísticas, $U(t_n)$ e $U^*(t_n)$, corresponde ao ponto aproximado de mudança da tendência procurada. No entanto, esse procedimento só é significativo caso o ponto de intersecção ocorra dentro do intervalo de significância bilateral $-1,65$ a $1,96$.

3.3.7 Função de Autocovariância – FAC

A função de autocovariância do processo do processo estocástico $Z_{(w,t)}$, representado por γ_k (ordem k) é o momento central conjunto das variáveis aleatórias Z_t e Z_{t+k} e é calculada através da equação :

$$\hat{\gamma}_k = E[(Z_t - \mu(t))(Z_{t+k} - \mu(t+k))], \quad (3.44)$$

onde Z_t é a observação no instante t e $\bar{Z}$ é a média da amostra. O estimador para a autocovariância é dado pela equação:

$$\hat{\gamma}_k = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Z_t - \bar{Z})(Z_{t-k} - \bar{Z}), \quad (3.45)$$

3.3.8 Função de Autocorrelação Parcial (FACP)

Podemos definir a correlação entre Z_t e Z_{t-k} , removendo o efeito das variáveis $Z_{t-1}, Z_{t-2}, \dots, Z_{t-k+1}$ essa medida, para séries estacionárias, é chamada a autocorrelação parcial até a posição k e será denotada por ϕ_{kk} , se Z_t é uma série normalmente distribuídos, ou seja,

$$\phi_{kk} = \text{Corr} \frac{(Z_t, Z_{t-k})}{(Z_{t-1}, Z_{t-2}, \dots, Z_{t-k+1})}, \quad (3.46)$$

Onde ϕ_{kk} é o coeficiente de correlação da distribuição de Z_t, Z_{t-k} condicional a $Z_{t-1}, Z_{t-2}, \dots, Z_{t-k+1}$. Um método geral para encontrar a *facp* para um processo estacionário com *facpk* é o seguinte : para um dado k , mostra-se que ϕ_{kk} satisfaz as equações de Yule-Walker: com *facpk* é o seguinte : para um dado k , mostra-se que ϕ_{kk} satisfaz as equações de Yule-Walker:

$$\rho_1 = \phi_{k1} + \phi_{k2}\rho_1 + \dots + \phi_{kk}\rho_{j-1}, \quad (3.47)$$

$$\rho_2 = \phi_{k1}\rho_1 + \phi_{k2} + \dots + \phi_{kk}\rho_{j-2}, \quad (3.48)$$

$$\rho_k = \phi_{k1}\rho_{k-1} + \phi_{k2}\rho_{k-2} + \dots + \phi_{kk}, \quad (3.49)$$

Estas equações podem ser resolvidas sucessivamente para $K = 1, 2, 3, \dots$, e obtendo-se ϕ_{kk} , da seguinte maneira:

$$\phi_{11} = \rho_1, \quad (3.50)$$

$$\phi_{22} = \frac{\begin{bmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & \rho_2 \end{bmatrix}}{\begin{bmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 \end{bmatrix}} = \frac{\rho_2 - \rho_1^2}{1 - \rho_1^2}, \quad (3.51)$$

e para $k = 3$

$$\phi_{kk} = \frac{\begin{bmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 \\ \rho_2 & \rho_1 & \rho_3 \end{bmatrix}}{\begin{bmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 \\ \rho_2 & \rho_1 & 1 \end{bmatrix}}, \quad (3.52)$$

em geral

$$\phi_{kk} = \frac{P_k^*}{P_k}, \quad (3.53)$$

onde P_k é a matriz de autocorrelação, e P_k^* é a matriz com a última coluna substituída pelo vetor de autocorrelação.

Pode-se demonstrar que, para os processos estudados temos:

- (i) Um processo $AR(p)$ tem $facp$ $\phi_{kk} \neq 0$, para $k \leq p$ e $\phi_{kk} = 0$, para $k > p$;
- (ii) Um processo $MA(q)$ tem $facp$ que se comporta de maneira similar a fac de um processo $AR(p)$, para o $MA(1)$ temos:

$$\phi_{22} = -\frac{\theta^2}{1+\theta^2+\theta^4}, \quad (3.54)$$

$$\phi_{kk} = -\frac{\theta^k(1-\theta^2)}{1-\theta^{2(k+1)}}, k \geq 1, \quad (3.55)$$

- (iii) Um processo $ARMA(p, q)$ tem $facp$ que se comporta como a $facp$ de um processo MA .

3.3.8 Teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS)

O teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS, 1992) foi criado com o intuito de criar um contraponto aos tradicionais testes de raiz unitária em que a hipótese nula é de existência de raiz unitária. Nesse teste a hipótese nula é de que a série seja estacionária. Em sua versão mais simples supõe-se que:

$$\gamma_t = d_t + \mu_t, \text{ e que } \Delta\mu_t \text{ é um } MA(1), \text{ isto é:}$$

$$\Delta\mu_t = (1 - \theta L)v_t \text{ onde } v_t \text{ é estacionário}$$

A hipótese nula é $\theta = 1$ (e nesse caso μ_t é estacionário, pois $\mu_t = (v_t + \mu_0 - V_0)$). A hipótese alternativa é de que $|\theta| < 1$, já que neste caso μ_t , tem raiz unitária autorregressiva e portanto é não estacionária.

3.3.9 Box- Jenkins

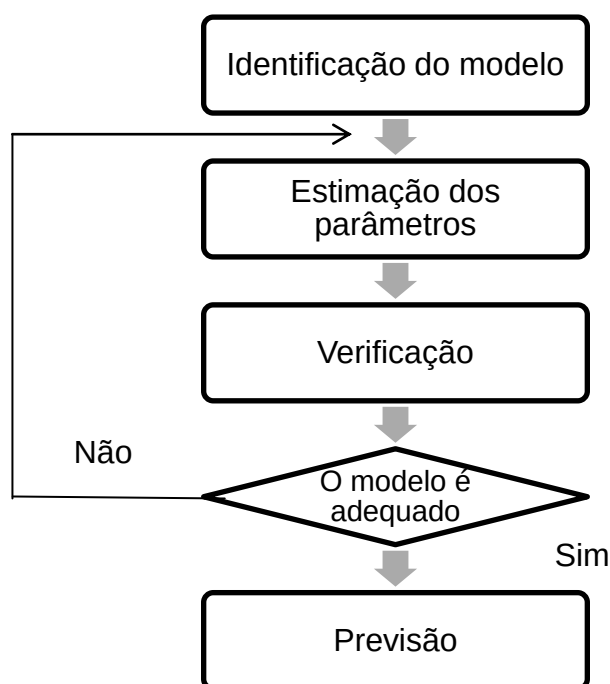
O tratamento desenvolvido por Box & Jenkins para a análise das séries estocásticas de tempo esta baseado no fato de que, embora seus respectivos valores no tempo, X_c , apresentem correlação serial, cada um deles pode ser

considerado como gerado por uma sequência de choques " a_t ", $t \in T$, aleatórios e independentes entre si, cada um possuindo uma determinada distribuição¹, com média zero e variância constante σ_a^2 (FISCHER, 1982).

Os modelos Box-Jenkins, genericamente conhecidos por ARIMA (*Auto Regressive Integrated Moving Average*) que em português é denominado de Autorregressivos Integrados de Médias Móveis. São modelos matemáticos que visam captar o comportamento da correlação seriada ou autocorrelação entre os valores da série temporal, e, com base nesse comportamento, realizar previsões futuras (WERNER; RIBEIRO, 2003, p. 49).

A estratégia utilizada para a construção de modelos, pela metodologia Box & Jenkins (1970), é baseada no ciclo iterativo, Figura 3, no qual a estrutura do modelo é formada pelos próprios elementos da série.

Figura 3 - Fluxograma do ciclo Iterativo de Box-Jenkins.



Box e Jenkins (1970) propuseram um procedimento iterativo para modelar uma série temporal. Esta abordagem de modelagem iterativa abrange três fases:

- (1) Identificação, na qual examinamos características e estatísticas de uma época Série e tentar relacioná-los com os de modelos específicos;
- (2) Estimativa, na qual estimamos os parâmetros dos Modelo(s) utilizando os dados disponíveis;

(3) Verificação diagnóstica, na qual examinamos o(s) modelo(s) estimado(s) e (S) modelo (s) ajustado (s), para ver se o (s) modelo (s) faz sentido e consoante com nossas suposições.

Após a determinação de um modelo adequado, podemos assim usá-lo para previsão.

3.3.10 Critério de Seleção

O critério de informação de Akaike (AIC), desenvolvido por Hirotugu Akaike sob o nome de “um critério de informação”, em 1971 é uma medida relativa da qualidade de ajuste de um modelo estocástico estimado. Fundamentado no conceito de informação, ele oferece uma medida relativa das informações perdidas, quando um determinado modelo é utilizado para descrever a realidade (EMILIANO, 2013, p. 26).

Segundo Burnham e Anderson (2002) utilizando os estimadores de máxima verossimilhança para os parâmetros do modelo, em que $\log(\sigma^2)$ é a função de log-verossimilhança maximizada e k é o número de parâmetros do modelo, o AIC é dado por:

$$AIC = n \log(\sigma^2) + 2k, \quad (3.56)$$

O critério de informação bayesiano (BIC), também chamado de critério de Schwarz, consiste em um critério de avaliação de modelos definido em termos da probabilidade *a posteriori*, sendo assim chamado porque o autor deu um argumento bayesiano para prová-lo (EMILIANO, 2013, p. 28).

O Critério de informação Baysiano (BIC) (*Bayesian Information Criterion*) onde esse critério é baseado no AIC.

$$BIC = -2\ln L + p \ln n \quad (3.57)$$

em que:

L = É a função máxima de verossimilhança do modelo

n = É o número de observações na amostra

p = Éo número de parâmetros a serem estipulado

3.3.11 Diagnóstico dos modelos

Estimado o modelo, deve-se verificar como os resíduos ficaram. Na formulação inicial do modelo temporal, assumiu-se que os erros eram um ruído branco. Ora, o mesmo deve acontecer com os resíduos estimados. Isso significa verificar se a FAC e FACP dos resíduos estimados mostram-se sem qualquer memória. Se a hipótese nula é rejeitada, isso implica dizer que há informação ainda não captada pelo econometrista, o que pode gerar previsões pobres. Ora, se se verifica que o modelo estimado não produziu ruídos brancos, então descarta-se esse modelo e testam-se outras possibilidades, até que se encontre um cujos resíduos comportem-se como um ruído branco. A recomendação usual é utilizar os testes já apresentados sobre os resíduos também (BUENO, 2011, p. 78).

Se não se rejeita a hipótese nula de não autocorrelação dos resíduos via FAC, FACP e Ljung-Box, os resíduos comportam-se como um ruído branco. Isso é correto, por uma razão muito sutil. Embora tais testes tenham sido indicados para séries observadas, a utilização de séries estimadas implicaria um intervalo de confiança maior do que realmente é calculado (BUENO, 2011, p. 78).

Logo, se a nula não é rejeitada sob a hipótese de séries observadas, com maior razão não se rejeita a nula com as séries estimadas. Problema maior ocorre quando se rejeita a nula, pois isso poderia não acontecer se fossem usados os intervalos de confiança corretos. Isso é cometer um erro do tipo 1. Para minimizar esse problema, a recomendação é olhar apenas para o Ljung-Box nos resíduos, pois se trata de um teste menos sujeito a equívocos (BUENO, 2011, p. 78).

3.3.11.1 Teste de Ljung-Box

Segundo Bueno (2011) o teste de autocorrelação de Ljung-Box tem a mesma lógica do modelo univariado, porém preocupa-se em determinar se as autocorrelações multivariadas são nulas. Assim, a hipótese nula desse teste é

$$H_0: E(e_t e_{t-j}') = 0, \text{ para todo } j = 1, 2, \dots, j > p, \quad (3.58)$$

versus

$$H_1: E(e_t e_{t-j}') \neq 0, \text{ para algum } j, \quad (3.59)$$

A estatística do teste é parecida com a de Ljung-Box:

$$Q = T \sum_{j=1}^J \text{tr}(\hat{\Gamma}_j' \hat{\Gamma}_0^{-1} \hat{\Gamma}_j \hat{\Gamma}_0^{-1}) \xrightarrow{d} X_{n^2(j-p)}^2 \quad (3.60)$$

em que $\hat{\Gamma}_j = \frac{\sum_{t=j+1}^T \overline{e_t e_{t-j}'}}{T}$ é a matriz de autocovariância na defasagem j .

Alternativamente, usa-se a estatística de Ljung-Box ajustada, que, potencialmente, apresenta melhores propriedades para pequenas amostras:

$$Q = T^2 \sum_{j=1}^J \frac{1}{T-j} \text{tr}(\hat{\Gamma}_j' \hat{\Gamma}_0^{-1} \hat{\Gamma}_j \hat{\Gamma}_0^{-1}) \xrightarrow{d} X_{n^2(j-p)}^2. \quad (3.61)$$

Ambas as estatísticas existem no Eviews.

3.3.12 Previsão do modelo ARIMA

Um dos principais objetivos da análise de séries temporais é fazer previsões futuras, a partir do modelo identificado, estimado e adequado. Para os modelos ARIMA as previsões podem ser obtidas por diferentes caminhos. Cada expressão contribui para o nosso entendimento dos procedimentos de previsão com respeito a cálculo, atualização, precisão, ou comportamento da previsão a longo prazo. Segundo a metodologia de Box–Jenkins o modelo regressivo de primeira ordem temos:

$$Z_t(h) = \phi_1^h Z_t + \mu - \mu \phi_1^h \quad (3.62)$$

onde :

$Z_t(h)$ = É a previsão h do passo a frente com base no t

ϕ_1 = É o coeficiente defasado um período

μ = A média do processo

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

O presente estudo analisa os dados dos registros pluviométricos anuais totais de quatro postos de coleta (65, 541, 488, 28) do município de Vitória de Santo Antão – PE, compreendendo o período de 1970 a 2015.

Na Figura 5 observa-se a precipitação (em mm) dos quatro postos em estudo, no período de 1970 a 2015, visivelmente representados por diferentes cores. Através da qual percebe-se que no período de 1970 a 1982 houve regularidade da precipitação em todos os postos, apresentando um aumento significativo (pico) no ano de 1986. No período compreendido entre os anos de 1986 a 1996 destaca-se o posto 541 (representado pela cor verde) por representar uma certa estacionariedade. No período de 2010 a 2015 a precipitação demonstrou um comportamento semelhante entre os postos.

Conforme a Companhia de Pesquisa de Recurso Minerais (2005) a precipitação média anual do município de Vitória de Santo Antão – PE, é de 1309,9 mm. Assim, ainda de acordo com a Figura 5, observa-se que em alguns anos, ocorreram precipitações significativamente acima da média, como no ano de 1985 (em todos os postos), em 1992 e 1995 (no posto 541) e em 2005 (nos postos 488 e 541), estando todos acima de 1300 mm. Já as séries pluviométricas mínimas (abaixo da média) foram registradas em torno de 500 a 1.000 mm, com destaque para os anos de 1970, e no período de 1995 a 2003.

Os dados deste estudo corroboram com o estudo de Paz et al. (2016) que ao analisar a precipitação dos municípios de Recife-PE e Itambé-PE no período de 1963 a 2014, identificaram que entre os anos de 1993 e 2003, as cidades apresentaram menor precipitação que quando comparadas à média climatológica.

Silva et al. (2010) também identificaram em seu estudo a alta variação de precipitação no estado de Pernambuco, obtendo valores máximos (acima da média) nos anos de 1978, 1985 e 2000. E valores mínimos nos anos de 1992, 1998 e 1999.

Em seu estudo Duarte (2011) identificou que a partir da análise do desvio normalizado da precipitação no município de Vitória de Santo Antão, entre os anos de 1921-2007, observou-se que a partir dos anos 70 houve um período consecutivo,

de treze anos, de precipitação acima da média e o ano de 1986 apresentou o maior total mensal de chuvas analisadas nos 86 anos.

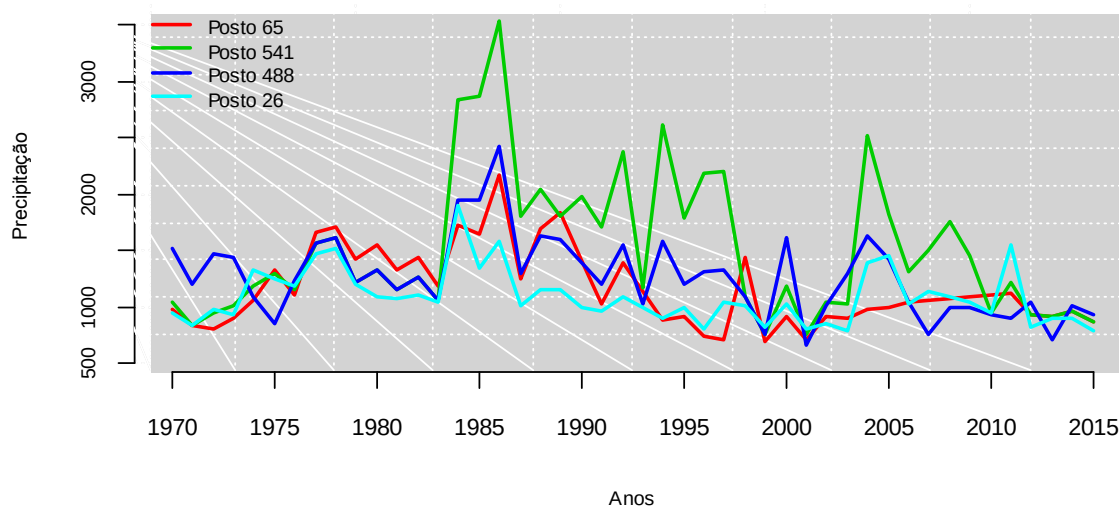
O presente estudo vai de encontro com os achados dos autores que identificaram a média da precipitação no ano de 1985, acima da média anual e diverge no ano de 1992 pelo o mesmo apresentar uma precipitação abaixo da média anual de precipitação no estudo de Silva et al. (2010), enquanto neste estudo o ano de 1992 é marcado pela precipitação acima da média.

De acordo com Lacerda (2015) diversos fatores podem contribuir para explicar a alta variabilidade da precipitação sobre o Nordeste do Brasil, dentre eles a flutuação nos valores da Temperatura da Superfície do Mar (TSM) do Oceano Pacífico Tropical e do Atlântico.

Para Morengo et al. (2011) as anomalias nas TSMs dos oceanos estão associadas a mudanças na circulação da atmosfera e, consequentemente, a flutuações interanuais na precipitação do Nordeste do Brasil. O El Niño é um fenômeno caracterizado pelas alterações dos padrões normais da TSM (aquecimento) e dos ventos alísios na região do Pacífico Equatorial, entre a Costa Peruana e o Pacífico oeste, próximo à Austrália; altera o clima regional e global, mudando os padrões de vento em nível mundial afetando, assim, os regimes de chuva em regiões tropicais e de latitudes médias.

Na figura 4 destaca-se os desvios apenas positivos após o ano de 1984, assim foi aplicado o teste de Mann-Kendall com o intuito de verificar a existência de uma mudança brusca. A Figura 4 mostra o comportamento das séries pluviométricas, distribuídas pelos postos.

Figura 4- Precipitação dos postos 65, 541, 488 e 26 situados em Vitória de Santo Antão-PE, no período de 1970 a 2015.



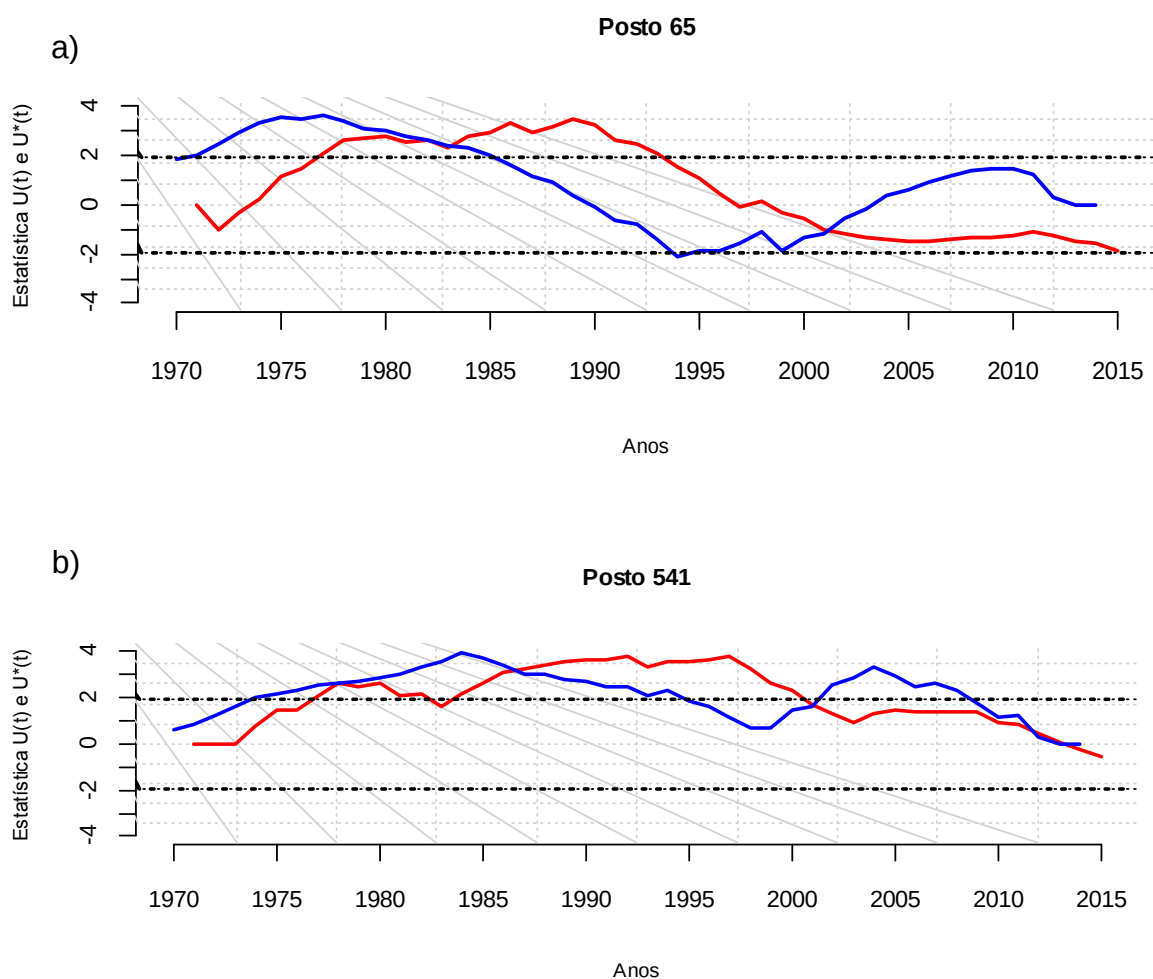
Na Figura 5 observa-se que todos os postos apresentaram a estatística $u_{(t)}$ representando a série do período inicial até o período final pela linha azul e $u^*_{(t)}$ representando a série no período final ao período inicial pela linha vermelha. Sabendo que a série apresenta tendência quando as duas linhas se interceptam fora do intervalo de confiança, é possível observar que no posto 65 houve mudança brusca no ano 1983 (houve tendência), o posto 541 apresentou tendência em 1986, nos postos 488 e 26 há ausência de tendência. Assim, as observações das séries temporais são independentes e identicamente distribuídas.

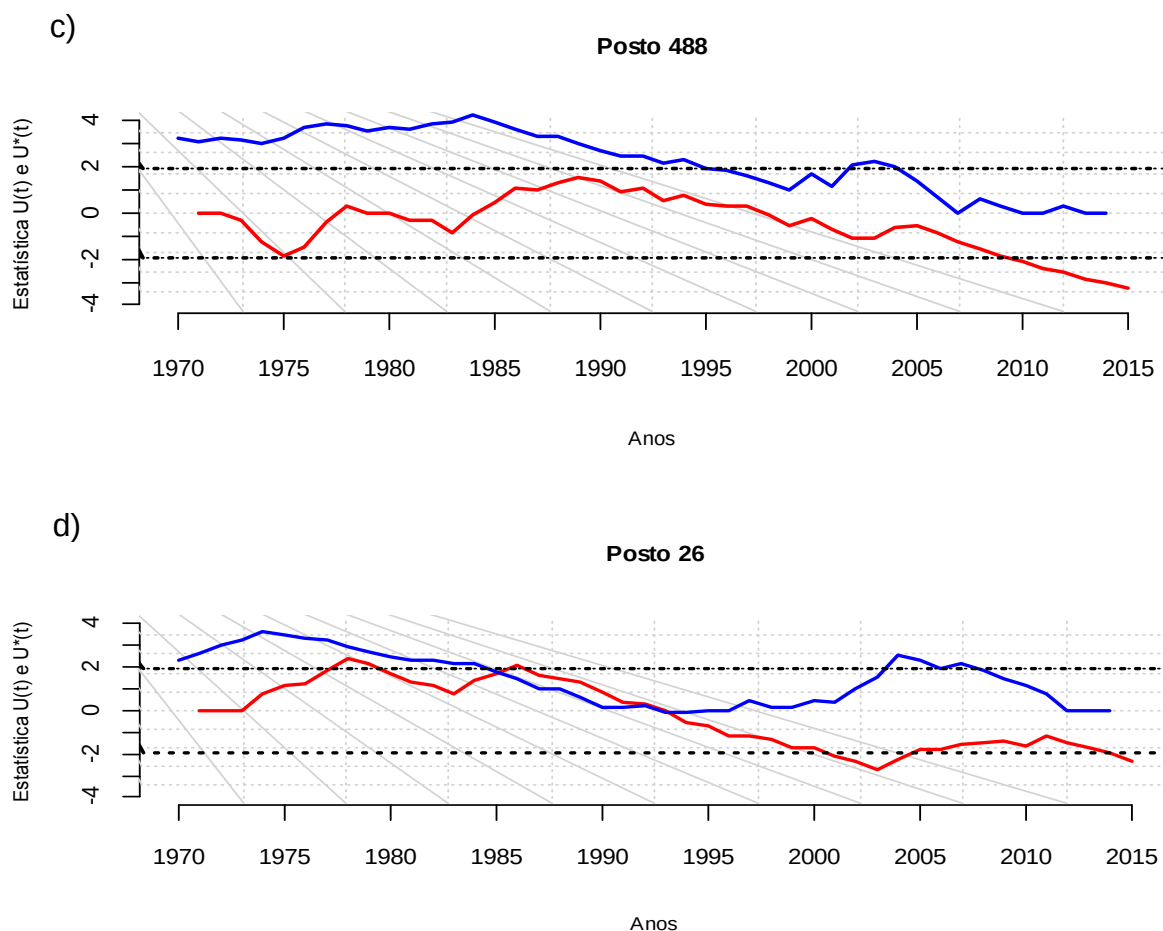
Dos postos analisados identificou-se que em dois postos houve tendência e em dois não. O estudo difere dos resultados obtidos por Silva (2013) em que ao averiguar 59 postos em Pernambuco (78,6%) apresentaram tendência e 13 postos (17,3%) apresentaram alguma tendência significativa; enquanto apenas 1 posto (1,3%) apresentou tendência significativa de aumento, ou seja, cerca de 93,9% dos postos apresentaram tendência significativa negativa, permitindo concluir que houve uma maior tendência de diminuição da precipitação total anual no Estado.

O presente estudo vai de encontro com as observações de Assis (2012) que em seu estudo realizado nas bacias do Brígida e Pajeú identificou que a partir de 1985 ocorreram anos com menores valores anuais de precipitação, destacando-se os anos de 1990, 1993 e 1998. Esses três anos se caracterizam também por serem anos de secas extremas ocorridas no Nordeste do Brasil. Segundo a autora o ano

de 1985 atua como um divisor entre os maiores e os menores valores anuais de precipitação. Tal comprovação é constatada nos postos (65, 541, 488 e 26) que registraram uma queda no índice pluviométrico no período analisado.

Figura 5 - Teste sequencial de Mann Kendall, para os postos 65 (a), 541(b), 488(c) e 26(d) respectivamente, situados no município de Vitória de Santo Antão-PE.

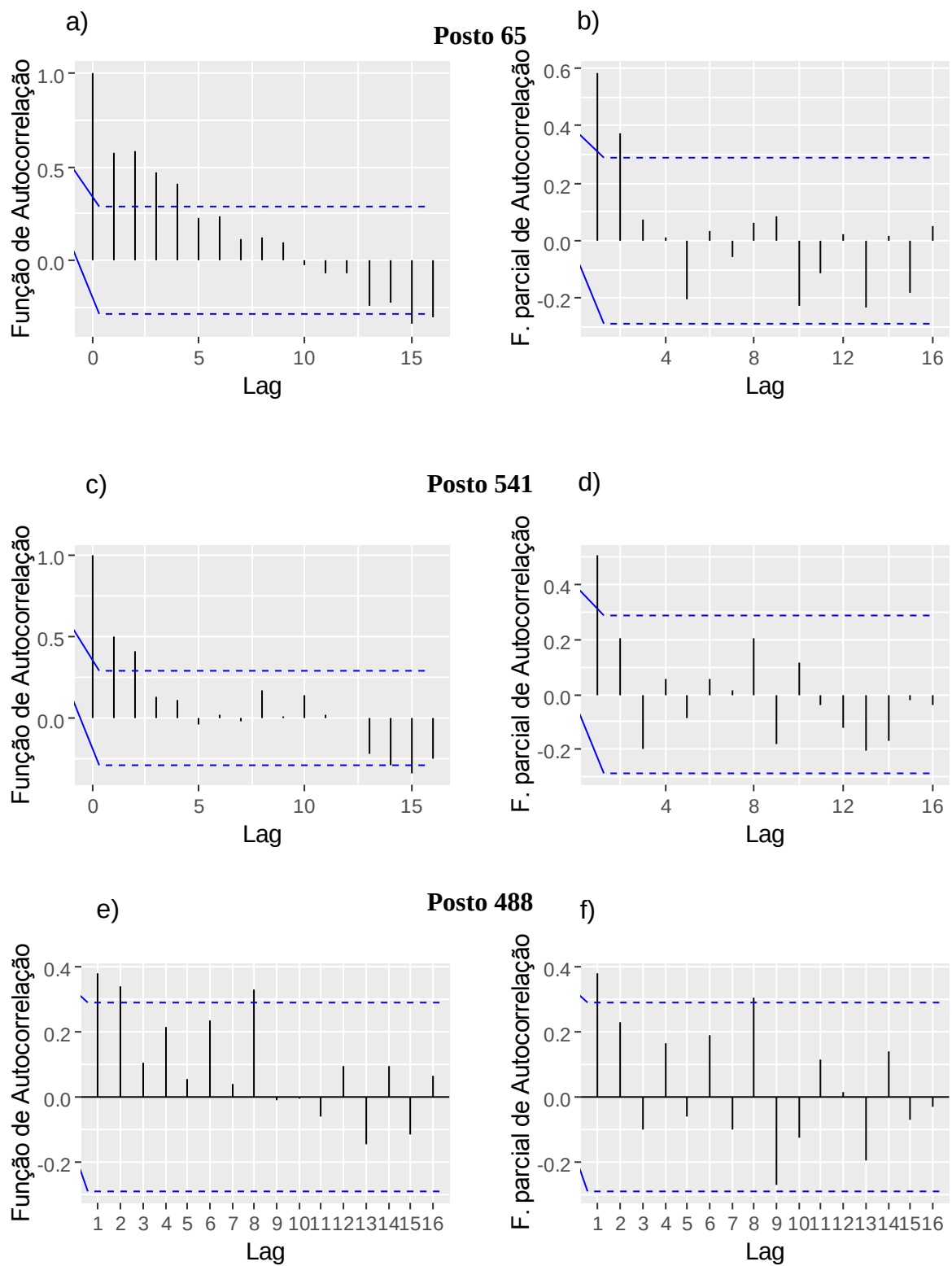


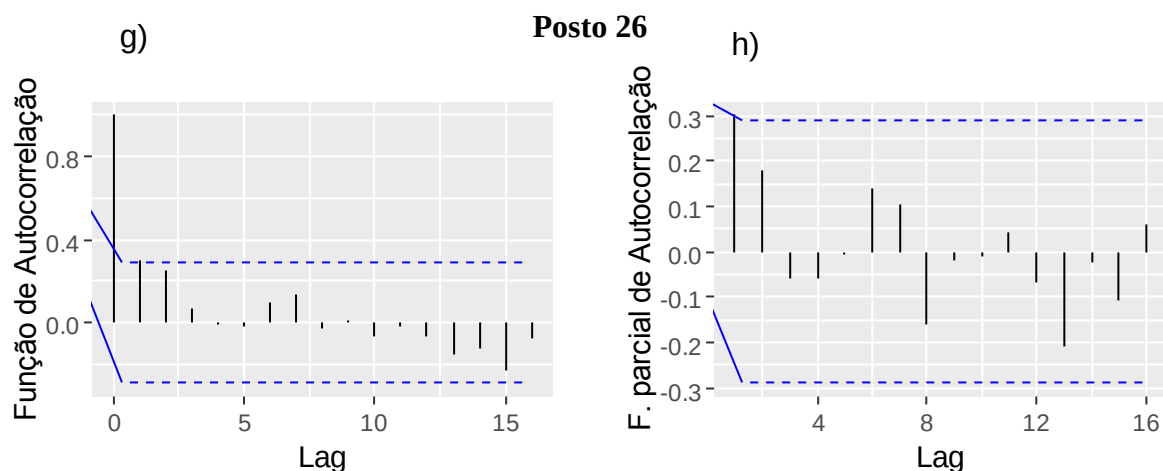


A Figura 6 mostra o comportamento das séries de precipitação dos postos, observa-se que no posto 65 há um crescimento tendendo a uma constante, no posto 541 há um comportamento semelhante ao posto 65, no posto 488 evidencia-se o aumento da precipitação, no entanto tende a uma constante e no posto 26 percebe-se um aumento significativo que depois tende a uma constante.

Na Figura 6 percebe-se que o posto 65 apresentou um comportamento senoidal ou exponencial amortecido, dessa forma pela autocorrelação parcial, que possui como característica de um processo regressivo de ordem 1. O posto 541 apontou um comportamento senoidal ou exponencial, autoregressivo *lag1*, depois estão todos no intervalo de confiança. O posto 488 demonstrou um comportamento senoidal ou exponencial, e o posto 26 apresentou um comportamento senoidal.

Figura 6 - Padrões de comportamento dos gráficos dos Correlogramas da FAC e da FACP, respectivamente, para os postos 65 (a),(b); 541(c),(d); 488 (e),(f) e 26 (g),(h) situados em Vitória de Santo Antão.





Para a análise de séries temporais faz-se necessário verificar se a mesma são estacionária, assim foi escolhido o teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS, 1992), para analisar a estacionariedade das séries, sendo proposto o teste de Goossens e Berger.

A Tabela 1 apresenta os resultados obtidos a partir do teste de KPSS o resultado aceitável está abaixo de 5%, foi simulado quatro modelos em cada postos de acordo com o teste, na qual a série relacionada ao posto 65, 488 e 26 admitiu uma diferença, dado o modelo de séries temporais ARIMA que são não-estacionários, e os postos 541 e 488 são estacionários. Considerando como hipóteses: H_0 = A série é estacionária e H_1 = A série não-estacionária*.

Tabela 1- Teste de KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin), para a estacionariedade das séries de precipitação.

Cidades	Estatística <i>LM</i>	<i>p-valor</i>
Posto 65	0.70246	0.01332*
Posto 541	0.30121	0.1
Posto 488	0.78084	0.01*
Posto 26	0.38141	0.08517

*Rejeitam a hipótese de estacionariedade.

O estudo vai de encontro com as observações de Pereira et al. (2015), que em seu estudo sobre séries temporais para dados de precipitação pluvial do município de Areia-PB, entre os anos de 1974 a 2013, identificaram que as séries analisadas possuem certa dependência, que pode ser notada principalmente no gráfico da função de autocorrelação pelo seu decaimento lento e também a presença de sazonalidade. Essas características também apontam para a não estacionariedade da série.

Diante desses requisitos, foram utilizados quatro modelos, fazendo o uso do comparativo entre os modelos desenvolvidos e medidas de acurácia (*BIC* e *AIC*) para encontrar o modelo que melhor se ajusta a série.

A Tabela 2 demonstra os modelos que foram simulados para cada posto, utilizou-se os critérios de seleção AKAIKE (*AIC*) e Beysiano (*BIC*), tendo em vista os modelos que demonstrarem maior parcimoniosidade, que melhor se adequa, levando em conta os modelos dos resíduos da verrossemelhança que segue com as mesmas conclusões, divergindo apenas que o critério Beysiano leva em conta o tamanho da amostra fazendo um balanço do número de parâmetros e do modelo. Os menores valores de (*AIC*) e (*BIC*), que definem o modelo para cada série em estudo.

Para o posto 65 ajustou-se um modelo ARIMA para o modelo (0,1,1) com critério de seleção $AIC=633.42$ e o $BIC=637.04$, o modelo mostrou-se adequado e identicamente distribuídas, foi aplicado o teste de Ljung-Box ao nível de 5% significância, não são autocorrelacionados, ou seja obteve uma adequabilidade do modelo.

Para o posto 541 ajustou-se um modelo ARIMA para o modelo (2,0,1) com critério de seleção $AIC=714.84$ e o $BIC=723.99$, o modelo mostrou-se adequado e identicamente distribuídas, foi aplicado o teste de Ljung-Box ao nível de 5% significância, não são autocorrelacionados, ou sendo houve assim uma adequabilidade do modelo.

Para o posto 488 ajustou-se um modelo ARIMA para o modelo (0,1,1) com critério de seleção $AIC=653.36$ e o $BIC=$ o modelo mostrou-se adequado e identicamente distribuídas, foi aplicado o teste de Ljung-Box ao nível de 5% significância, não são autocorrelacionados sendo assim, houve uma adequabilidade do modelo.

Para o posto 26 ajustou-se um modelo ARIMA para o modelo (1,0,0) com critério de seleção $AIC=637.29$ e o $BIC=642.78$ o modelo mostrou-se adequado e identicamente distribuídas, foi aplicado o teste de Ljung-Box ao nível de 5% significância, não são autocorrelacionados sendo assim, houve a adequabilidade do modelo. A Tabela 2 apresenta os valores comparativo entre os modelos desenvolvidos e medidas de acurácia (BIC e AIC).

Tabela 2 - Comparativo entre os modelos desenvolvidos e medidas de acurácia (*BIC* e *AIC*) para as séries relacionados para postos 65, 541, 488 e 26 situados em Vitória de Santo Antão-PE.

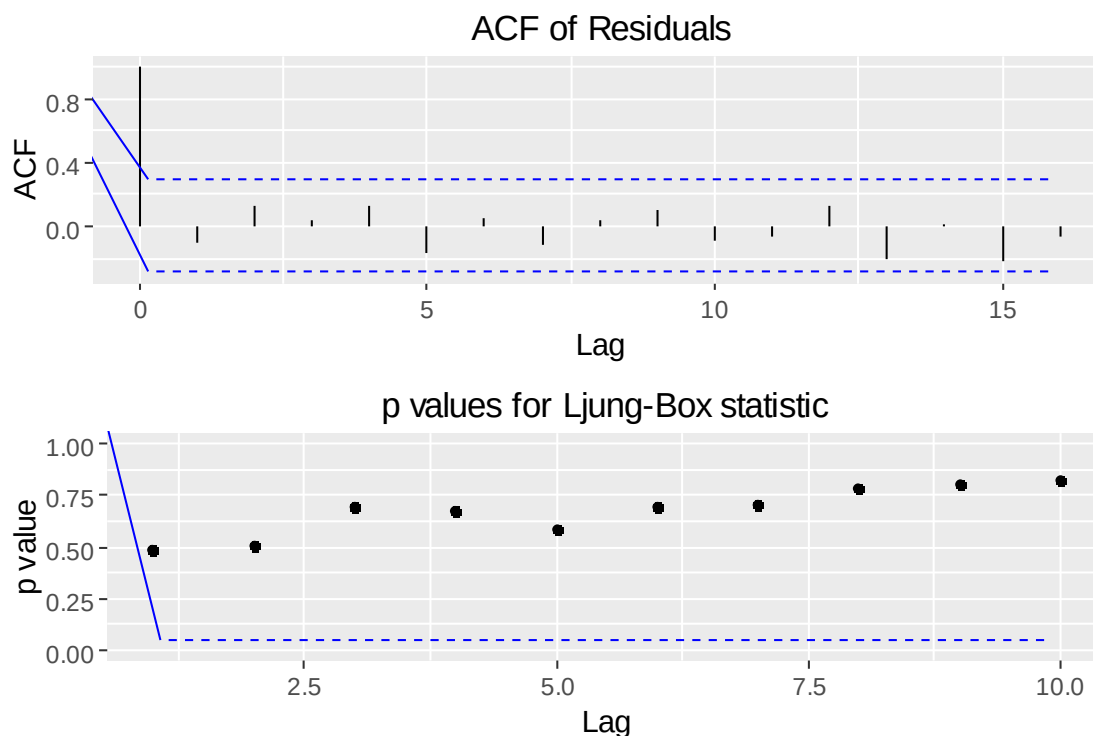
Postos	Modelo ARIMA	Critério de seleção	
	(p,d,q)	<i>AIC</i>	<i>BIC</i>
Posto 65	(0,1,0)	645.56	647.37
	(1,1,0)	633.56	637.17
	(0,1,1)	633.42*	637.04*
	(1,1,1)	634.07	639.49
Posto 541	(1,0,0)	716.31	721.79
	(1,0,1)	716.94	724.25
	(2,0,0)	715.93	723.24
	(2,0,1)	714.84*	723.99*
Posto 488	(0,1,0)	667.02	668.83
	(1,1,0)	658.01	661.62
	(0,1,1)	653.36*	656.97*
	(1,1,1)	654.80	660.22
Posto 26	(0,0,0)	639.80	643.46
	(1,0,0)	637.29*	642.78*
	(0,0,1)	638.71	644.20
	(1,0,1)	638.20	645.51

*modelos selecionados.

A avaliação dos modelos foi realizada por meio da análise de resíduos, se o modelo estiver bem estimado, os resíduos serão estimados de ruído branco e, assim os coeficientes de autocorrelação dos resíduos devem ser estatisticamente iguais a zero. Na Figura 8 é possível contemplar o diagnóstico dos modelos ARIMA para a série de precipitação do posto 65, na qual observa-se que as pressuposições dos resíduos dos modelos atenderam as suposições de dependência.

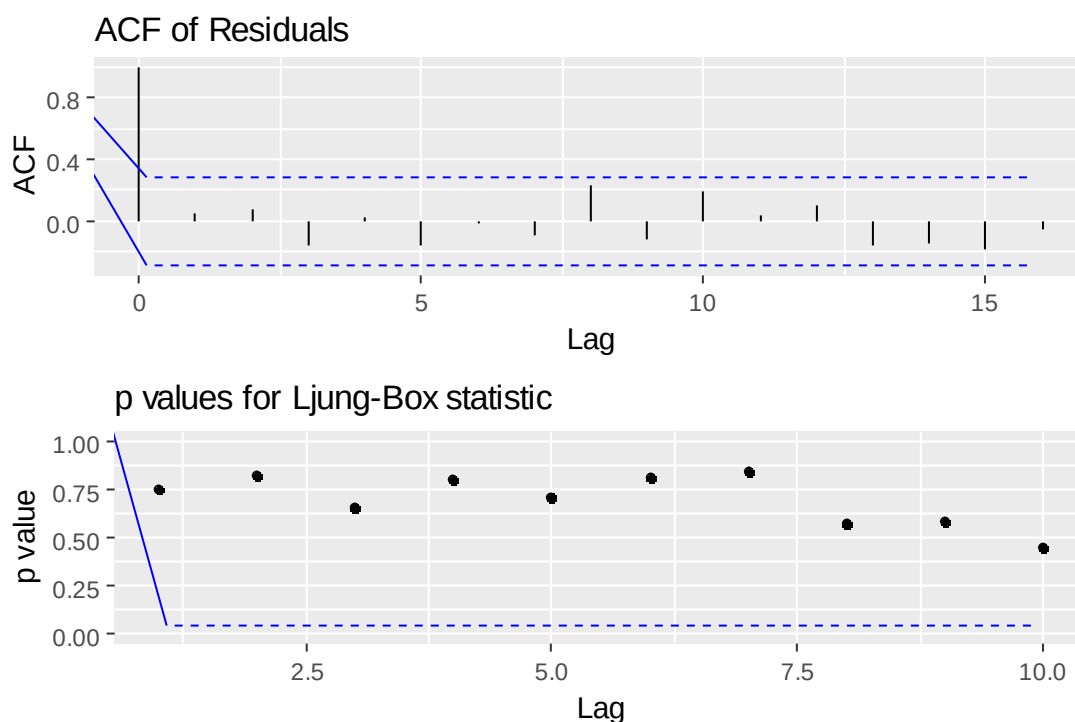
Diferente do que Checi e Sanches (2013) encontraram em seu estudo sobre uma série temporal de precipitação de Erechim (RS) no período de 2003 a 2011, em que após a realização do teste de Ljung-Box observou-se que nenhum valor ficou abaixo da linha tracejada, indicando a não rejeição da hipótese nula de resíduos não autocorrelacionados. O presente estudo aponta que todos os valores ficaram abaixo da linha tracejada, indicando que os modelos são os mais adequados. Na Figura 7 encontre-se o diagnóstico dos modelos ARIMA para o posto 65.

Figura 7 - Diagnóstico dos modelos ARIMA das séries de precipitação, respectivamente, para o posto 65 situado em Vitória de Santo Antão-PE, com resíduos padronizados, função de autocorrelação e teste de Ljung-Box



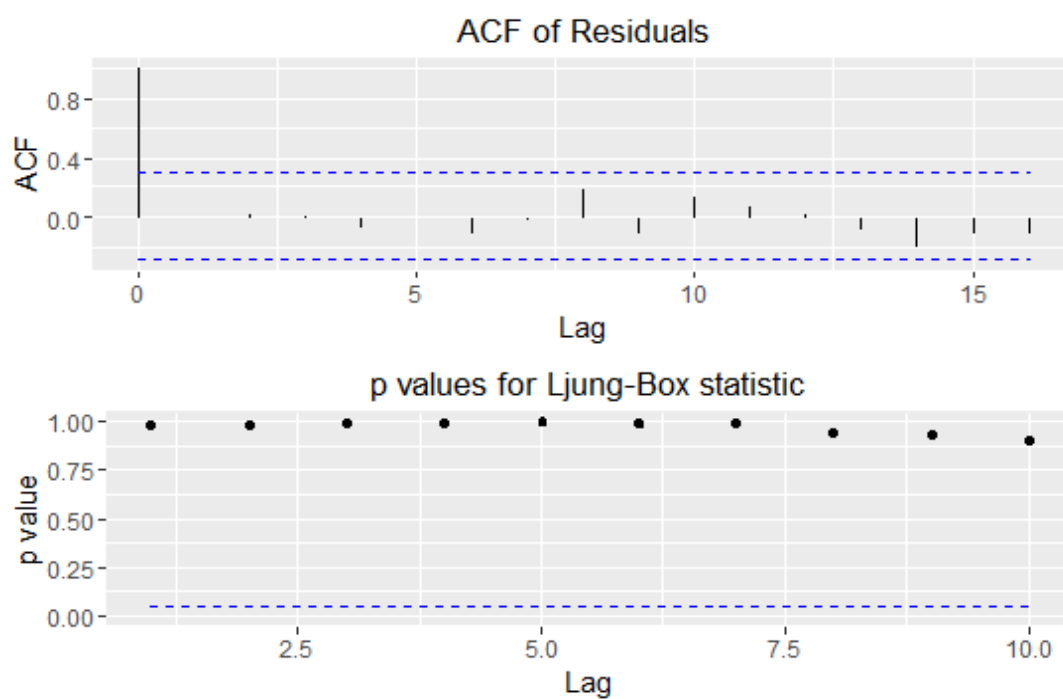
Na Figura 8, as pressuposições dos resíduos dos modelos não atenderam as suposições de dependência, logo, esse modelo não obteve um bom ajuste. Houve a necessidade de ajustar outro Modelo AR(2), que ajustou-se aos dados referentes ao posto 541, que atendeu os pressupostos, ou seja, o resíduos são independentes entre si. Na Figura 9 encontrasse o diagnóstico dos modelos ARIMA para o posto 541.

Figura 8 - Diagnóstico dos modelos ARIMA das séries de precipitação, respectivamente, para o posto 541 situado em Vitória de Santo Antão-PE, com resíduos padronizados, função de autocorrelação e teste de Ljung-Box.



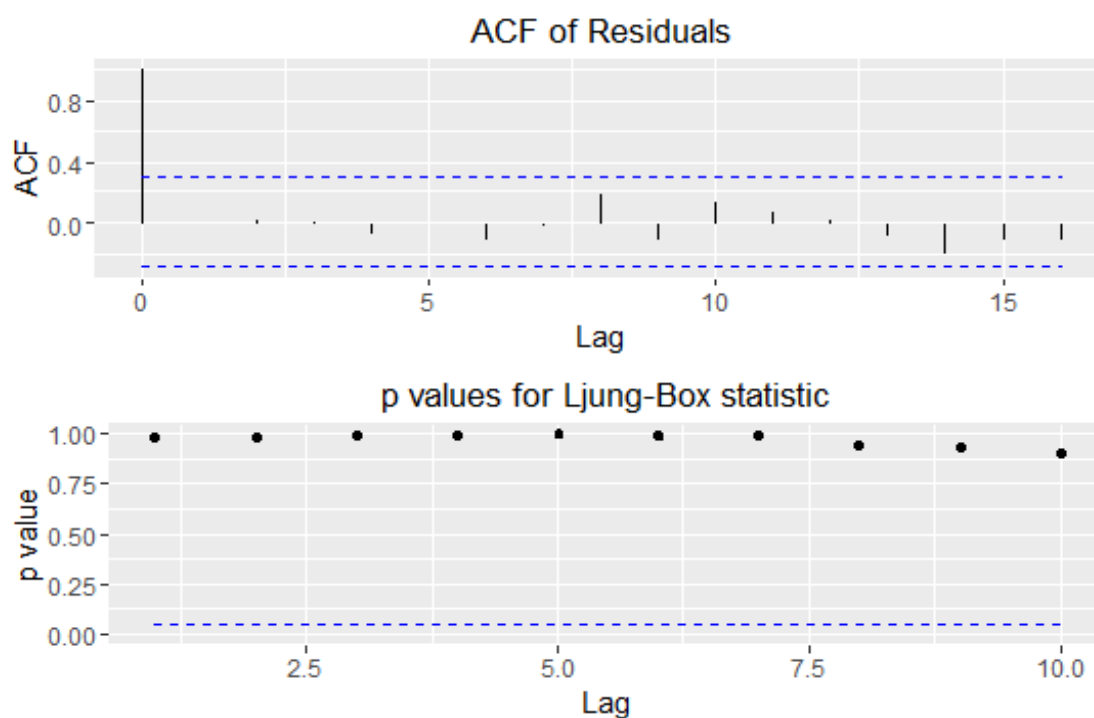
Na Figura 9, encontrasse o diagnóstico dos modelos ARIMA para o posto 488, a partir da qual observa-se que as pressuposições dos resíduos dos modelos atenderam às suposições de dependência.

Figura 9 - Diagnóstico dos modelos ARIMA das séries de precipitação, respectivamente, para o posto 488 situado em Vitória de Santo Antão-PE, com resíduos padronizados, função de autocorrelação e teste de Ljung-Box.



Na Figura 10 encontrasse o diagnóstico dos modelos ARIMA para o posto 26, na qual as pressuposições dos resíduos dos modelos atenderam às suposições de dependência, apresentando um bom ajuste na distância de seus pontos.

Figura 10 - Diagnóstico dos modelos ARIMA das séries de precipitação, respectivamente, para o posto 26 situado em Vitória de Santo Antão - PE, com resíduos padronizados, função de autocorrelação e teste de Ljung-Box.



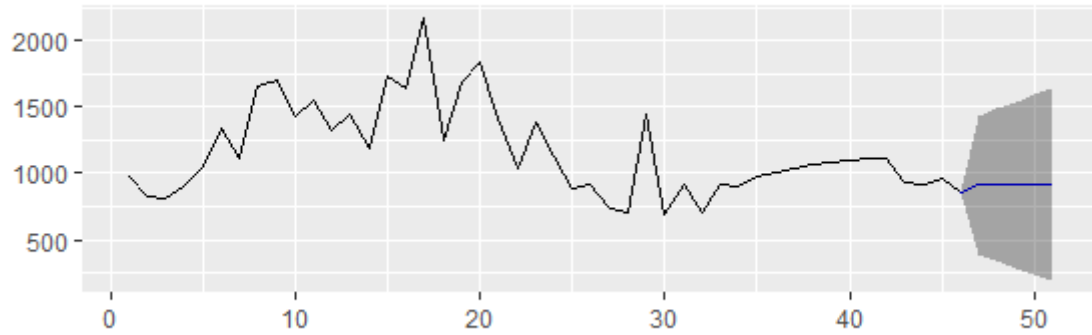
Na Figura 11, encontra-se a previsão do comportamento das séries de precipitação dos postos analisados, para os próximos quatro anos.

Os resultados obtidos nesse estudo apontam um período, os próximos quatro anos, com índice pluviométrico abaixo da média no município de Vitória de Santo Antão. Os postos 56 e 488 apresentaram um comportamento semelhante com índice pluviométrico tendendo a uma constante, e os postos 541 e 26 não apresentaram uma diferença significativa entre os anos futuros.

Figura 11 - Previsões de comportamento das séries de precipitação, respectivamente, para os postos 65 (a), 541(b), 488 (c) e 26 (d) situados em Vitória de Santo Antão - PE.

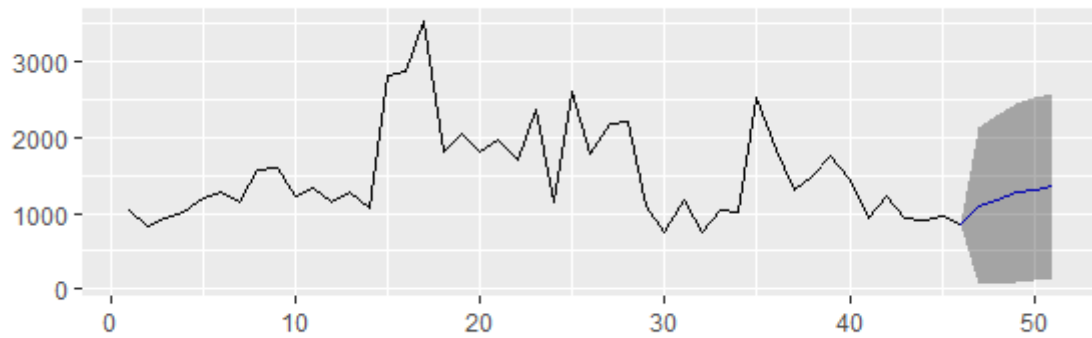
a)

Posto 65-IMA (1,1)



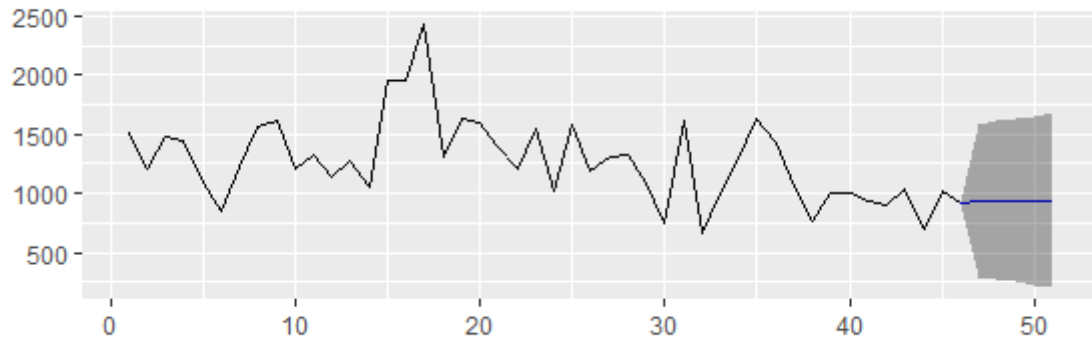
b)

Posto 541-AR(2)

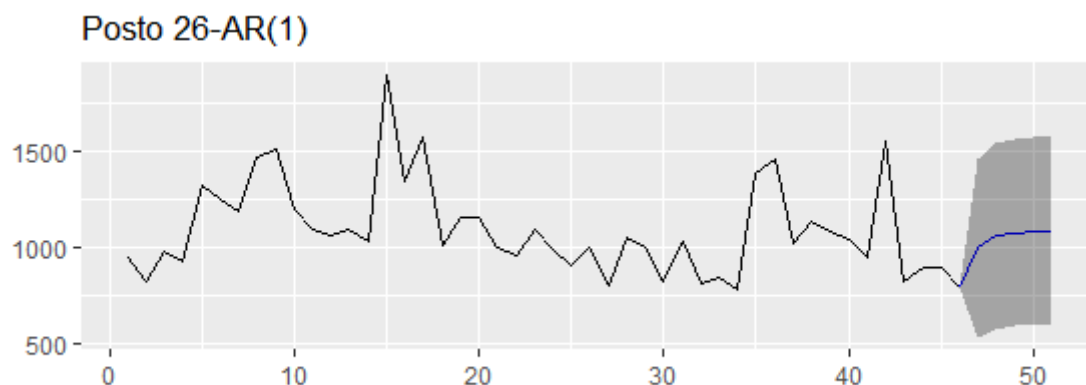


c)

Posto 488-IMA(1,1)



d)



A Tabela 3 apresenta os valores médios de previsão para a precipitação nos próximos quatro anos para o município de Vitória de Santo Antão – PE. Percebe-se que os valores previstos encontram-se abaixo da média (1300 mm) do município, exceto para os anos de 2019 e 2020 no posto 541.

Tabela 3 –Previsão do índice pluviométrico do município de Vitória de Santo Antão - PE.

Posto	Anos	Precipitação (mm)
56	2017	913,8529
	2018	913,8529
	2019	913,8529
	2020	913,8529
541	2017	1105,252
	2018	1181,727
	2019	1319,841
	2020	1360,178
488	2017	940,5757
	2018	940,5757
	2019	940,5757
	2020	940,5757
26	2017	996,4371
	2018	1078,1876
	2019	1084,1412
	2020	1085,9792

5 CONCLUSÃO

O presente trabalho teve o intuito de verificar a ocorrência de possíveis tendências das grandezas pluviométricas por meio de testes estatísticos e verificar se ocorreu algum pico causado pelo aumento da quantidade de chuva.

Quanto a escolha do melhor modelo que se ajusta as séries em estudo é possível concluir que para o posto 65 o modelo selecionado é o IMA (0,1,1), no posto 541 o modelo selecionado a priori foi o ARMA (2,0,1), entretanto o mesmo não atendeu aos pressupostos da análise de resíduos, portanto foi utilizado um segundo modelo o AR (2), que mostrou-se adequado e com resíduos independentes. No posto 488, o modelo selecionado foi o IMA (0,1,1) ao qual aplicou-se uma diferença que se adequou corretamente a seleção e no posto 26 o modelo adotado foi AR(1).

Percebeu-se que no período de 1970 a 1982 houve regularidade da precipitação em todos os postos, apresentando um aumento significativo (pico) no ano de 1986. No período compreendido entre os anos de 1986 a 1996 destaca-se o posto 541 por representar uma certa estacionariedade. No período de 2010 a 2015 a precipitação demonstrou um comportamento semelhante entre os postos.

Observa-se que em alguns anos, ocorreram precipitações significativamente acima da média, como no ano de 1985 (em todos os postos), em 1992 e 1995 (no posto 541) e em 2005 (nos postos 488 e 541), estando todos acima de 1300 mm. Já as séries pluviométricas mínimas (abaixo da média) foram registradas em torno de 500 a 1000 mm, com destaque para os anos de 1970, e no período de 1995 a 2003.

Considerando os resultados obtidos no período compreendido entre os 1970 a 2015, é possível concluir que houve uma alteração significativa entre os anos de 1983 e 1984 de acordo com o teste sequencial de Mann -Kendall, que podem ter sido ocasionadas pelas anomalias causadas pelo fenômeno El Niño, caracterizado pelas alterações dos padrões normais.

Em relação a previsão conclui-se que os valores de precipitação previstos para o município de Vitória de Santo Antão – PE, para os próximos quatro anos, encontram-se abaixo da média (1300 mm), exceto para os anos de 2019 e 2020 no posto 541. Deixando assim, o município em alerta para um possível racionamento de água.

Diante dos resultados obtidos e da estimativa de precipitação abaixo da média para o município, é importante que em pesquisas futuras analise-se também a vazão do rio Tapacurá, pelo o qual o município de Vitória de Santo Antão-PE é banhado.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ASSIS, J. M. O. **Análise de tendências de mudanças climáticas no Semiárido de Pernambuco**. 166f. 2012. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento e Meio Ambiente)- Universidade Federal de Pernambuco. Recife, 2012.

AGÊNCIA NACIONAL DE ÁGUAS. **Princípios de hidrologia ambiental**, 2009. 203 p. Disponível em: <http://capacitacao.ana.gov.br/Lists/Editais_Anexos/Attachments/23/03.PHidrologiaAmb-GRH-220909.pdf>. Acesso em: 10 fev 2016.

ALMEIDA, H. A. **Climatologia aplicada à geografia**. Campina Grande: EDUEPB, 2016. 331p.

BEZERRA, M. I. S. **Análise de Séries Temporais**. UNESP: 2006.

BRASIL. Ministério do Meio Ambiente. **Águas subterrâneas: um recurso a ser conhecido e protegido**. Brasília, 2007. Disponível em: <http://capacitacao.ana.gov.br/Lists/Editais_Anexos/Attachments/23/03.PHidrologiaAmb-GRH-220909.pdf>. Acesso em: 10 fev 2016.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. **Time Series Analysis**, Forecasting and Control, San Francisco, Holden-Day, 1970.

BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. 2. ed. Cengage Learning: 2011.

BURNHAM, K. P.; ANDERSON, D. R. **Model Selection and Multimode Inference: A Practical Information-Theoretical Approach**. 2d ed. New York: Springer-Verlag, 2002.

CENTRO DE GESTÃO E ESTUDOS ESTRATÉGICOS. **A Questão da Água no Nordeste**. Agência Nacional de Águas. Brasília: CGEE, 2012.

CHIARANDA, R.; RIZZI, N. E.; COLPINI, C.; SOARES, T. S.; SILVA, V. S. M. Análise da precipitação e da vazão da bacia do Rio Cuiabá. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, v. 7, n. 1, p. 117-122, 2012.

CHECHI, L.; SANCHES, F. O. Análise de uma série temporal de precipitação para Erechim (RS) e um possível método de previsão climática. **Ambiência Guarapuava** (PR), v. 9 n.1, p. 43 – 55, 2013.

CONDEPE/ FIDEM. **Perfil municipal: Vitória de Santo Antão** (2010).

COMPANHIA DE PESQUISA DE RECURSO MINERAIS - Serviço Geológico do Brasil. **Projeto cadastro de fontes de abastecimento por água subterrânea. Diagnóstico do município de Vitória de Santo Antão, estado de Pernambuco.** Org. João de Castro Mascarenhas, Breno Augusto Beltrão, Luiz Carlos de Souza Junior, Manoel Julio da Trindade G. Galvão, Simeones Neri Pereira, Jorge Luiz Fortunato de Miranda. Recife: CPRM/PRODEEM, 2005.

DUARTE, C.C. Análise da variabilidade pluviométrica do Município de Vitória de Santo Antão-PE. In: SIMPÓSIO INTERNACIONAL DE CLIMATOLOGIA, 4., 2011, João Pessoa. **Anais...** João Pessoa: Sociedade Brasileira de Meteorologia, 2011.

DUARTE, C. C.; GALVÍNCIO, J. D.; CORRÊA, A. C. B.; ARAÚJO, M. S. B. Análise fisiográfica da bacia hidrográfica do rio Tapacurá- PE. **Revista de Geografia**. Recife: UFPE – DCG/NAPA, v. 24, n. 2, p. 50-69, 2007.

EHLERS, R. S. **Análise de séries temporais**. Laboratório de Estatística e Geoinformação. Universidade Federal do Paraná. 2007. p. 90.

EMILIANO, P. C. **Critérios de informação: como eles se comportam em diferentes modelos**. 2013. 195 f. Tese (Doutorado em Estatística e Experimentação agropecuária) – Universidade Federal de Lavras, Lavras. 2013.

FISCHER, S. **Séries univariantes de tempo — metodologia de Box & Jenkins**. Porto Alegre, FEE, 1982.

HOUGHTALEN, R. J.; AKAN, A. O.; HWANG, N. H. C. **Engenharia Hidráulica**. Tradução: Luciana Teixeira. São Paulo: Pearson Educacion do Brasil, 2012.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Cidades**. 2010. Disponível em:

<<http://www.cidades.ibge.gov.br/painel/painel.php?lang=&codmun=261640&search=pernambuco%7Cvitoria-de-santo-antao%7Cinfograficos:-dados-gerais-do-municipio>>. Acesso em: 10 fev 2016.

KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P., SCHMIDT, P. E SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, n. 54, p. 159-178, 1992.

LACERDA, F. F. 2015. 110 f. **Tendências de temperatura e precipitação e cenários de mudanças climáticas de longo prazo no Nordeste do Brasil e em ilhas oceânicas**. Tese (Doutorado em Engenharia de civil) – Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2015.

LOPES, A. O. Introdução à probabilidade e aos processos estocásticos: uma exposição para quem não sabe nada do assunto. **Matemática Universitária**, n. 39-39, p. 35-68, 2005.

LOPES, Z. F. **Deteção de mudança hidroclimática na bacia hidrográfica do rio São Francisco**. 2014. 171 f. Tese (Doutorado em Geografia) – Universidade Federal de Pernambuco, Recife. 2014.

LÚCIO, P. S.; SILVA, F. D. S.; FORTES, L. T. G.; SANTOS, L. A. R.; FERREIRA, D. B.; SALVADOR, M. A.; BALBINO, H. T.; GABRIEL FONSECA SARMANHO, G. F.; SANTOS, L. S. C.; LUCAS, E. W. M.; BARBOSA, T. F.; DIAS, P. L. S. Um modelo estocástico combinado de previsão sazonal para a precipitação no Brasil. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v.25, n.1, p. 70 - 87, 2010.

MACHADO, M. R. I. M.; JUNIOR, J. P. S. **A mesorregião da Mata Pernambucana e os impactos socioambientais gerados em função do monocultivo da cana de açúcar**. 2009. Disponível em: <http://www.uff.br/vsinga/trabalhos/Trabalhos%20Completo/Maria%20Rita%20Machado.pdf>. Acesso em: 28/12/2015.

MALVESTIO, L. M.; NERY, J. T. Análise da precipitação pluvial do Município de Campinas (SP), em diferentes escalas. **Geografia**, v. 16, n. 1, p. 101-118, 2007.

MARCUZZO, F. F. N.; FARIA, T. G.; CARDOSO, M. R. D. **Chuvas no Cerrado Mato-Grossense: Análise histórica e tendência futura**.p. 1-10, 2010. Disponível em: <http://rigeo.cprm.gov.br/xmlui/handle/doc/1058>. Acesso em: 28 dez 2015.

MARENGO, J. A.; ALVES, L. M.; BEZERRA, E. A.; LACERDA, F. F. **Variabilidade e mudanças climáticas no semiárido brasileiro**. In: Variabilidade e mudanças climáticas no semiárido brasileiro. 1 ed. Campina Grande. Instituto Nacional do Semiárido, v.1, p. 383-416, 2011.

MELLEK, J. E. **Análise hidrológica e aplicação do método de curva número em bacia vertente sob cobertura florestal**. 2015. 205 f. Tese. (Doutorado em Engenharia Florestal) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2015.

MIRANDA, R. A. C.; OLIVEIRA, M. V. S.; SILVA, D. F. Ciclo hidrológico planetário: abordagens e conceitos. **Geo UERJ**, Rio de Janeiro, v.1, n. 21, p. 109-119, 2010.

MOLION, L. C. B. Climatologia dinâmica da região Amazônica: mecanismos de precipitação. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 2, p. 107–117, 1987.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. C. M. **Modelos Para Previsão de Séries Temporais**. Instituto de matemática pura e aplicada, 1981. 372 p.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Previsão de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Atual editora, 1987.

NORONHA, E. A. P. **Análise das potencialidades e vulnerabilidades socioambientais decorrentes do processo de expansão da industrialização no município de Vitória de Santo Antão-PE**. 2013. 88 f.Dissertação (Mestrado Gestão e Desenvolvimento) - Universidade de Pernambuco, Recife, 2013.

PEREIRA, A. R.; COSTA, A. S.; OLIVEIRA, V. G.; BORGES, P. F.; ISMAEL FILHO, A. Análise do comportamento das médias anuais da precipitação pluvial e temperatura da cidade de Areia, Paraíba. **GAIA SCIENTIA**, v. 9, n. 1, p. 67-73, 2015.

PAZ, Y. M.; GOUVEIA, R. L.; GALVÍNCIO, J. D.; SOUZA, W. M. Temporal variability of rain falland environmental vulnerability of thenor thern partof the zona da mata and metropolitan region of Pernambuco. **Journal of Hyperspectral Remote Sensing**, n. 6, p. 22-35, 2016.

PINHEIRO, A.; GRACIANO, R. L. G.; SEVERO, D. L. Tendência das series temporais de precipitação da região sul do Brasil. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v.28, n.3, p.281-290, 2013.

ROSSI, D. J. **Previsão da Velocidade dos Ventos por Redes Neurais Artificiais e ARIMA de Box & Jenkins**. 76 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Elétrica) – Universidade Estadual Paulista, 2013.

SALGADO, C. M.; SILVA, T. C.; SOUZA, G. C. A.; FREITAS, H. C. **Caracterização temporal e espacial da precipitação no entorno do município de São Gonçalo (RJ) considerando a série histórica de 1968 a 2002**. Sociedade & Natureza, v. 19, n. 1, p. 19-31, jun. 2007.

SANTOS, C. A. C., BRITO, J. I. B., RAMANA RAO, T. V., MENEZES, H. E. A. Tendências dos índices de precipitação no Estado do Ceará. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 24, p. 39-47, 2009.

SANTOS, K. A. **Modelagem do acompanhamento e controle de cheias em bacias hidrográficas de grande variação de altitude. Estudo de caso: bacia do rio Mundaú**. 2013.126 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Civil) – Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2013a.

SANTOS, P. V.; SANTOS, R. S.; COUTINHO, M. D. L. Detecção de Mudanças Climáticas Através de Índices Pluviométricos Diários no Estado de Pernambuco. **Revista Brasileira de Geografia Física**, v.6, n.4, p. 713-731, 2013b.

SCHMIDT, D. M.; MATTO, A. Dinâmica dos regimes de precipitação e vazão da bacia hidrográfica do Alto Piranhas-Açu / PB. **Sociedade e Território**, Natal, v. 25, n. 2, p. 67-77, 2013.

SILVA, R. O. B. **Tendências de mudanças climáticas na precipitação pluviométrica no estado de Pernambuco**. 97 f. 2013. Dissertação (Mestrado em Tecnologia Ambiental e Recursos Hídricos) – Universidade Federal Rural de Pernambuco, Recife, 2013.

SILVA, R. M.; SILVA, L. P.; MONTENEGRO, S. M. G. L.; SANTOS C. A. G. Análise da variabilidade espaço-temporal e identificação do padrão da precipitação na bacia

do rio Tapacurá, Pernambuco. **Sociedade & Natureza**, Uberlândia, n. 22, v. 2, p. 357-372, 2010.

SILVA, V. P. R.; PEREIRA, E. R. R.; PEDRO V. DE AZEVEDO, P. V.; SOUSA, F. A. S; SOUSA, F. I. Análise da pluviometria e dias chuvosos na região Nordeste do Brasil. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.15, n.2, p.131–138, 2011.

SNEYERS, R. **Sur L'analyse Statistique des Seriesd' Observations**. Secretariat de l'Org Meteorologique Mondiale, 1975. 415 p.

SOUZA, W. M.; AZEVEDO, P. V. Índice de Detecção de Mudanças Climáticas Derivados da Precipitação Pluviométrica e das Temperaturas em Recife-PE. **Revista Brasileira de Geografia Física**, v. 2, p.320- 331, 2012.

SOUZA, V. S; NUÑES, B. H. C; ALMEIDA, A. N; EISFELD, C. D. **Utilização da metodologia de Box & Jenkins na previsão do preço future pago as exportações paranaenses de madeira serrada**. Métodos quantitativos para a economia regional. Universidade Federal do Paraná – UFPR. 2006.

SOUZA, V. S.; JUNIOR, R. T.; ALMEIDA, A. N.; EISFELD, C. L. **Análise de séries temporais de preços de compensado no estado do Paraná, com a utilização da metodologia de Box & Jenkins**. Métodos quantitativos para a economia regional. Universidade Federal do Paraná – UFPR. 2006.

TUNDISI, J. G. Ciclo hidrológico e gerenciamento integrado. **Ciência e Cultura**, São Paulo, v.55, n.4, p.1-3, 2003. Disponível em: <
<http://cienciaecultura.bvs.br/pdf/cic/v55n4/a18v55n4.pdf>>. Acesso em: 14 fev 2016.

WERNER, L.; RIBEIRO, J. L. D. Previsão de demanda: uma aplicação dos modelos Box-Jenkins na área de assistência técnica de computadores pessoais. **Gestão e produção**, v.10, n.1, p.47-67,2003.

