

**UFRRJ
INSTITUTO DE FLORESTAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS
AMBIENTAIS E FLORESTAIS**

TESE

**CATÁSTROFES NATURAIS NO ESTADO DO RIO DE
JANEIRO BASEADO EM DADOS CLIMÁTICOS E
PRODUTOS ORBITAIS: UMA ABORDAGEM
ESTATÍSTICA**

Givanildo de Gois

2017



UFRRJ

**UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DO RIO DE JANEIRO - UFRRJ
INSTITUTO DE FLORESTA - IF
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS
AMBIENTAIS E FLORESTAIS - PPGCAF**

**CATÁSTROFES NATURAIS NO ESTADO DO RIO DE JANEIRO
BASEADO EM DADOS CLIMÁTICOS E PRODUTOS ORBITAIS:
UMA ABORDAGEM ESTATÍSTICA**

GIVANILDO DE GOIS

Sob a Orientação do Professor

Dr. Rafael Coll Delgado

e Co-orientação do Professor

Dr. José Francisco de Oliveira-Júnior

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Ambientais e Florestais, Área de Concentração em Conservação da Natureza.

Seropédica, RJ
Fevereiro, 2017

363.3
50981
53
G616c
T

Gois, Givanildo de, 1971-
Catástrofes naturais no
estado do Rio de Janeiro
baseado em dados climáticos e
produtos orbitais: uma
abordagem estatística /
Givanildo de Gois - 2017.
312 f.: il.

Orientador: Rafael Coll
Delgado.

Tese (doutorado) -
Universidade Federal Rural do
Rio de Janeiro, Curso de Pós-
Graduação em Ciências
Ambientais e Florestais -
PPGCAF.

Inclui bibliografias.

1. Catástrofes naturais -
Rio de Janeiro (RJ) - Teses.
2. Secas - Teses. 3.
Meteorologia - Teses. 4.
Mudanças climáticas - Teses.
5. Precipitação (Meteorologia)
- Variabilidade - Teses. I.
Delgado, Rafael Coll, 1978-.
II. Universidade Federal Rural
do Rio de Janeiro. Curso de
Pós-Graduação em Ciências
Ambientais e Florestais -
PPGCAF. III. Título.

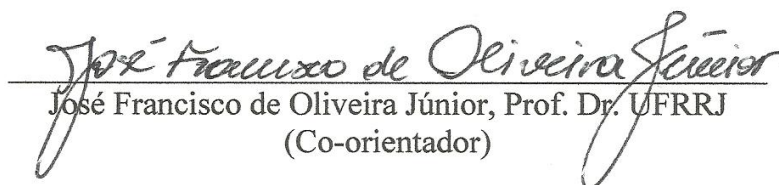
É permitida a cópia parcial ou total desta Tese, desde que seja citada a fonte.

UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE FLORESTAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS
AMBIENTAIS E FLORESTAIS

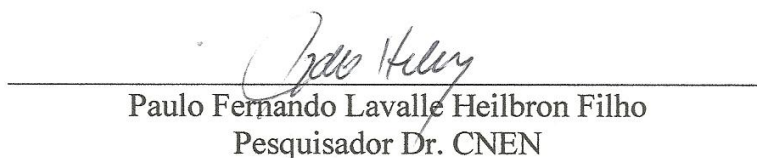
GIVANILDO DE GOIS

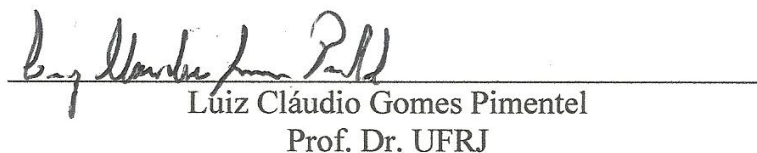
Tese submetida como requisito parcial para obtenção do grau de **Doutor em Ciências**, no Programa de Pós-Graduação em Ciências Ambientais e Florestais, Área de Concentração em Conservação da Natureza.

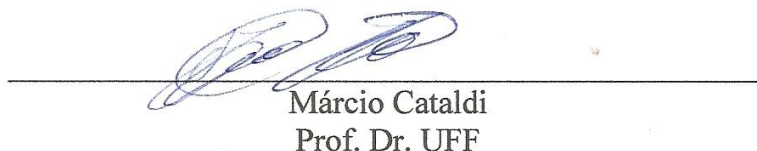
TESE APROVADA EM 22/ 02/ 2017


José Francisco de Oliveira Júnior, Prof. Dr. UFRRJ
(Co-orientador)


Ednaldo Oliveira dos Santos
Prof. Dr. UFRRJ


Paulo Fernando Laval Heilbron Filho
Pesquisador Dr. CNEN


Luiz Cláudio Gomes Pimentel
Prof. Dr. UFRJ


Márcio Cataldi
Prof. Dr. UFF

Dedico

Aos meus pais Cícero Pereira da Silva e Josefa Maria de Gois (**in memorian**), a minha esposa Indira Sueline Silva Aleluia, a minha filha Anália Maria Bernardes Aleluia de Gois, a amiga Luciene da Silva França (**in memorian**), a minha tia Joana, a Sete, a Maria Padilha, a seu Boadeiro, a Maria Orleanes Lopes Silva Aleluia a Pedro Walber Aleluia pelo incentivo e apoio.

Á minha tia Ana Maria de Gois Moraes, pelo incentivo e apoio nos momentos mais difíceis desta jornada de minha vida.

Á Antonio Pereira da Silva, Valdecir Pereira da Silva, Maria de Fátima Pereira da Silva, aos meus, avós José Olímpio Pereira da Silva e Anália Maria da Conceição (**in memorian**) e meu tio José Olímpio Pereira da Silva (**in memorian**).

Ao meu amigo e irmão José Francisco de Oliveira Júnior, pelo incentivo e carinho que sempre a me dedicou nos momentos de indecisão e fraqueza diante dos obstáculos, razões pelas quais minha eterna gratidão.

O homem que não luta pelo que quer não merece o que deseja.

Barra de Camaragibe 2006.

Quando estamos satisfeitos nos acomodamos, nos rendemos à sedução do repouso e nos imobilizamos. É a insatisfação que nos move quando estamos insatisfeitos, criamos, inovamos, refazemos, modificamos e, assim, vamos nos construindo.

Mario Sergio Cortella, 2014.

AGREDECIMENTO

A Deus sobre tudo e todos, pela coragem e inspiração superior na minha passagem por esta vida.

À Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro, pela oportunidade de realizar o Curso de Doutorado, nesta renomada Instituição de Ensino Superior.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – CAPES, pela concessão da bolsa, durante o Curso.

Ao professor e orientador, Dr. Rafael Coll Delgado, pelo o apoio e orientação no desenvolvimento deste trabalho.

A todos os professores e funcionários do Programa de Pós-Graduação Ciências Ambientais e Florestais - PGCAF.

Ao Professor Dr. Gustavo Bastos Lyra, pelo apoio e orientação em alguns momento do trabalho.

Ao Professor José de Lima Filho, pelo apoio e orientação no momento mais importante e crucial de minha vida.

A minha amiga de Pós-Graduação, Karla Beatriz Lopes Baldini, pelo incentivo, apoio e companheirismo durante a minha formação acadêmica.

Aos amigos, Alailson Venceslau Santiago e Maria Luciana da Silva França.

A todos os professores e funcionários do Departamento de Ciências Ambientais - DCA, que contribuíram de forma direta ou indireta para a minha formação acadêmica, pela idoneidade, paciência e dedicação para com os alunos do Curso de Pós-Graduação.

BIOGRAFIA

GIVANILDO DE GOIS, filho de Cícero Pereira da Silva e Josefa Maria de Gois (**in memorian**), nasceu em 29 de maio de 1971, na cidade do Maceió – AL.

Em 1998, iniciou o Curso de Graduação em Meteorologia na Universidade Federal de Alagoas, graduando-se em maio de 2003.

Em agosto de 2003, iniciou o Curso de Pós-Graduação ao nível de Mestrado em Meteorologia Agrícola, com área de concentração em Agrometeorologia, na Universidade Federal de Viçosa, apresentando a dissertação para a obtenção do título de *Magister Scientiae* em defesa pública em 09 de Dezembro de 2005.

Em março de 2013, iniciou o Curso de Pós-Graduação ao nível de Doutorado em Ciências Ambientais e Florestais, com área de concentração em Conservação da Natureza, na Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro, apresentando a tese para a obtenção do título de *Doctor Scientiae* em defesa pública em 22 de Fevereiro de 2017.

1 RESUMO GERAL

GOIS, Givanildo de. Catástrofes Naturais no estado do Rio de Janeiro baseado em Dados Climáticos e Produtos Orbitais: Uma Abordagem Estatística. 2017. 312f Tese (Doutorado em Ciências Ambientais e Florestais, Conservação da Natureza). Instituto de Florestas, Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro, Seropédica, RJ, 2017.

Há poucos estudos baseados nas áreas de Climatologia Física e Estatística aplicadas ao estado do Rio de Janeiro (ERJ), voltados para catástrofes naturais (secas, enchentes e desertificação) baseado em dados climáticos e produtos orbitais. As séries temporais usadas foram de 47 anos (1967 a 2013) e 71 anos (1943 a 2013). oriundas de 100 estações pertencentes à ANA, CPRM, INMET, SERLA e LIGHT. Estas séries (dados brutos) apresentavam falhas e foram preenchidas com produto 3B43 do satélite TRMM (1998 a 2013) e com as normais climatológicas do INMET (1947 a 1997). Para tanto elas foram submetidas à análise descritiva, exploratória, testes paramétricos (Shapiro-Wilks-SW e Barlett-B), não paramétricos (Mann-Kendall-MK, Método de Sen - S_e , Pettitt e SOCUM), transformação Box Cox e análise de agrupamento (AA). Além disso, foram usados dados mensais do Enhanced Vegetation Index (EVI2) entre 2001-2012 com objetivo de verificar tendência de aumento e diminuição da vegetação no ERJ pelos testes não paramétricos e os cenários futuros pela Cadeia de Markov. A estimativa da temperatura média mensal do ar (T_{mi}) no ERJ, foi baseada em séries observadas de reanálises ou através da composição de ambas e, sendo ajustadas aos modelos de regressão linear múltipla (RLM) e simples (RLS) baseado em três bases: Bases 1 (Reanálise/NCEP), 2 (INMET/NCDC) e 3 (Reanálise/NCEP e INMET/NCDC) entre 1948 a 2015. A análise descritiva mostrou uma probabilidade de ocorrência acima de 75%, os testes SW e B apresentaram um baixo nível de significância para p-valor ($\alpha < 5\%$) e rejeitou-se a hipótese de normalidade e homogeneidade de variâncias nas estações. A transformação Box Cox foi eficaz na estabilização da normalidade dos resíduos e homogeneidade de variância da série temporal de chuva mensal das regiões Médio Paraíba e Serrana, com exceção do Noroeste Fluminense. A alta variabilidade de γ (0,326 a 0,565) é devido à maioria das estações encontram-se na vertente da Serra do Mar voltada para o continente, onde o regime de chuva é influenciado pela interação da topografia com sistemas locais e sinóticos e tendo apenas uma estação na vertente da Serra do Mar voltada para o Oceano Atlântico com influência do ambiente costeiro e dos sistemas de mesoescala e sinóticos, na série de 71 anos. Com base na AA foram escolhidas 11 estações com normalidade ou homogeneidade de variância, caracterizando dois grupos homogêneos pluviométricos (G_1 e G_2) no ERJ. Para a análise de tendência, o teste MK e método S_e mostraram a presença de tendências não significativas de aumento das chuvas nas escalas anual e sazonal, enquanto que o Pettitt e o SOCUM foram eficientes quanto à identificação dos anos de possíveis mudanças abruptas não significativas ou insignificantes na série temporal de 71 anos. O teste de SOCUM identificou 39 eventos de ENOS nos grupos G_1 e G_2 , os maiores percentuais nos eventos neutros (48,72%) e os menores nos El Niño moderado e La Niña fraca e forte (5,13%). Outro resultado encontrado foi a existência de uma tendência insignificante de crescimento da vegetação em 75%, seguido de uma tendência significativa de diminuição em 25% das regiões políticas do ERJ. Já o teste de Pettitt mostrou a existência de mudanças bruscas não significativas (NS), ambos de crescimento e diminuição da vegetação em 6 regiões e significativas (S) de diminuição em 2 regiões. Os prognósticos de mudanças com variação de 1 a 2 anos em intervalos constante (3 a 10 anos) foram observados em todos os cenários futuros. As Bases 1 e 2 apresentaram o maior número de coeficientes significativos, segundo

o teste F para $p\text{-valor} < 0,05$, com exceção para a Base 3. A variável latitude (β_1) foi mais significativa, seguido da altitude (β_3) em todas as Bases. Foram encontrados valores significativos de r^2 ($>0,80$) e r ($> 0,90$) na Base 2 e na Base 1 com r^2 ($>0,50$) e r ($>0,70$). Os modelos de RLM ajustados explicaram a maior parte da variabilidade espacial da T_{mi} para o ERJ, enquanto que os testes paramétricos de SW e B aplicados a série temporal mensal de chuva sem tratamento e à variável reduzida a distribuição normal padronizada a 95% de probabilidade apontaram para as hipóteses de não-normalidade e não-homogeneidade da série temporal. A alta sensibilidade da série temporal de chuva ao teste B foram constatada nas oito regiões políticas do ERJ, devido ao rigor do teste. Os coeficientes de lambda da transformação Box Cox aplicada às séries temporais mensais de chuva para dados sem tratamento e a variável reduzida da distribuição normal padronizada não apresentam eficiência na estabilização da homogeneidade das variâncias. Confirmado pelo teste de B, em 99,58% e 100% dos eventos repetitivamente. A eficiência constatada apenas na estabilização da normalidade em 81,33% e 81,58% das frequências acumuladas mensais dos dados sem tratamento e da variável reduzida. Além disso observa-se que o desempenho moderado dos métodos do SPI com dados sem tratamento e com os transformados pela Box Cox *versus* SPI com dados da variável reduzida transformada pela Box Cox fica evidente no SPI-1, que mostra a presença de variações significativas dos parâmetros estatísticos nas regiões Norte, Costa Verde, Baixada Litorânea e Metropolitana, seguidos de baixo desempenho do coeficiente r^2 nas regiões do ERJ. Já o SPI-12 mostrou uma alta dispersão significativa do coeficiente r , seguido de um desempenho baixo a muito baixo, e baixos valores do coeficiente r^2 , indicando fraca precisão das estimativas dos índices SPI em ambos os métodos. Os erros EPE e RMSE não apresentaram variações significativas, nas durações de 1 e 12 meses. Contudo costatase uma alta variação dos coeficientes r e c com o índice d no SPI-1 mês, ressaltasse que um péssimo desempenho dos métodos com dados sem tratamento e com transformados pela Box Cox *versus* SPI com dados da variável reduzida transformada pela Box Cox, para o SPI-12 foi verificado nas regiões do ERJ. Além disso, as análises temporal/anual dos SPI-1 e 12 nas regiões mostra alta variabilidade e maior intensidade do SPI-1, ao contrário do SPI-12. No tocante a análise temporal dos SPI-1 e SPI-12 nas regiões do ERJ verifica-se similaridade quanto ao comportamento dos SPI-1 e SPI-12, onde as maiores e menores frequências de eventos de secas categorizadas como moderadamente, muito e extremamente seco foram registradas nas décadas 1970, 1980, 1990, 2000 e no período 2010/2013, com exceção da década de 1960. Eventos de ENOS foram observados no período de estudo. O teste de Pettitt identificaram os anos de mudanças do índice SPI-12, em 1977 (El Niño fraco), 1984 (La Niña fraca), 1989 (Neutro), 1992 (Neutro) e 2002 (El Niño moderado). Prevaleceu a categoria próximo ao normal nas regiões Norte Fluminense, Baixadas Litorâneas e Costa Verde, seguido nas demais regiões de Governo em algumas porções (SW), (SSW) (SE) e (NE). A categoria moderadamente seca ocorreu nas regiões, Metropolitana, Centro Sul Fluminense, Médio Paraíba, Serrana e Noroeste Fluminense emas demais nas porções (SW), (NW) e (NNE) do ERJ. Em suma, a aplicação dos testes estatísticos, paramétricos e não-paramétricos, cadeia de markov, análise multivariada são ferramentas eficientes na avaliação das catástrofes naturais no ERJ.

Palavras-chaves: Série temporal, Testes estatísticos, Seca, Sistemas meteorológicos, Variabilidade climática.

2 ABSTRACT GERAL

GOIS, Givanildo de. Natural disasters in the state of Rio de Janeiro based on climatic data and orbital products: a statistical approach. 2017. 312f Thesis (PhD in Environmental and Forest Sciences, Nature Conservation). Institute of Forestry, Federal Rural University of Rio de Janeiro, Seropédica, RJ, 2017.

Few studies were based on the areas of Physical and Statistical Climatology applied to the state of Rio de Janeiro (ERJ), focused on natural disasters (droughts, floods and desertification) based on climatic data and orbital products. The time series used were 47 years (1967 to 2013) and 71 years (1943 to 2013). Both series come from 100 existing stations belonging to ANA, CPRM, INMET, SERLA and LIGHT. The temporal series (raw data) were faulty and were filled with TRMM satellite 3B43 product (1998 to 2013) and INMET climatological norm (1947 to 1997). The series were submitted to descriptive, exploratory, parametric (Shapiro-Wilks-SW and Barlett-B), non-parametric tests (Mann-Kendall-MK, Sen-Se, Pettitt and SOCUM), Box Cox transformation and analysis Grouping (AA). In addition, monthly data from the Enhanced Vegetation Index (EVI2) between 2001-2012 with the objective of verifying the trend of increase and decrease of vegetation in the ERJ by non-parametric tests and future scenarios by the Markov Chain. Estimation of the monthly mean air temperature (T_{mi}) in the ERJ based on observed series and reanalyses or the composition of both, and being adjusted to the three-base linear multiple regression (RLM) and linear regression models: Bases 1 Reanalysis / NCEP), 2 (INMET / NCDC) and 3 (Reanalysis / NCEP and INMET / NCDC) between 1948 and 2015. Descriptive analysis showed a probability of occurrence above 75%. The SW and B tests presented a low significance level for p-value ($\alpha < 5\%$) and the hypothesis of normality and homogeneity of variances in the stations was rejected. The Box Cox transformation was effective in stabilizing the residue normality and homogeneity of variance of the monthly rainfall series of the Middle Paraíba and Serrana regions, except for the Northwest Fluminense. The high variability of γ (0.326 to 0.565) is due to the fact that most of the stations are in the Serra do Mar slope facing the mainland, where rainfall is influenced by the interaction of topography with local and synoptic systems, only one season. In the Serra do Mar slope facing the Atlantic Ocean with influence of the coastal environment and the mesoscale and synoptic systems, in the series of 71 years. Based on AA were chosen 11 stations with normality or homogeneity of variance characterized two homogeneous pluviometric groups (G_1 and G_2) in the ERJ. For the trend analysis, the MK test and method were shown the presence of non significant trends of rainfall increase in the annual and seasonal scales. Pettitt and SOCUM were efficient in identifying the years of possible non-significant or insignificant abrupt changes in the 71-year time series. The SOCUM test identified 39 ENSO events in groups G_1 and G_2 . The highest percentage in the neutral events (48.72%) and the lowest in the moderate El Niño and La Niña weak and strong (5.13%). An insignificant trend of vegetation growth is observed at 75%, followed by a significant downward trend of 25% of the ERJ Government regions. The Pettitt test showed the existence of abrupt changes not significant (NS), both growth and vegetation decrease in 6 regions and significant (S) decrease in 2 regions. The predictions of changes ranging from 1 to 2 years at constant intervals (3 to 10 years) were observed in all future scenarios. Bases 1 and 2 presented the highest number of significant coefficients, according to the F test for (p-value < 0.05), the exception was Base 3. The latitude variable (β_1) was more significant, followed by altitude (β_3) In all Bases. Significant values of r^2 (> 0.80) and r (> 0.90) in Base 2 and Base 1 with r^2 (> 0.50) and r (> 0.70). The adjusted RLM models explained most of the spatial variability of T_{mi} for the ERJ. The parametric tests of SW and B

applied to the monthly rainfall series without treatment and to the reduced variable the normal distribution standardized to 95% of probability point to the hypotheses of non-normality and neither homogeneity of the time series. The high sensitivity of the rainfall series to the B test were observed in the eight Government regions, due to the rigor of the test. The lambda coefficients of the Box Cox transformation applied to the monthly rainfall series for data without treatment and the reduced variable of the standardized normal distribution do not present efficiency in the stabilization of the homogeneity of the variances. Confirmed by the test of B, in 99.58% and 100% of the events. The efficiency found only in the stabilization of normality in 81.33% and 81.58% of the monthly cumulative frequencies of data without treatment and the reduced variable. Moderate performance of SPI methods with untreated and Box Cox versus SPI-transformed data with reduced-box data transformed by Box Cox is evident in SPI-1, which shows the presence of significant variations of statistical parameters in the Norte, Costa Verde, Baixada Litorânea e Metropolitana shortage, followed by low performance of the r^2 coefficient in the ERJ regions. SPI-12 shows a significant high dispersion of the coefficient r , followed by a low to very low performance, and a low coefficient r^2 . This indicates poor accuracy of SPI index estimates in both methods. The EPE and RMSE errors do not present significant variations, in the durations of 1 and 12 months. A high variation of the rec coefficients with the index d in the SPI-1 month is verified, a poor performance of the methods with data without treatment and with transformed by Box Cox versus SPI with data of the reduced variable transformed by Box Cox, for the SPI-12 Was verified in the ERJ regions. The temporal / annual analyzes of SPI-1 and 12 in the regions show a high variability and greater intensity of SPI-1, unlike SPI-12. SPI-1 and SPI-12 in the regions show similarity in the behavior of SPI-1 and SPI-12, where the highest and lowest frequencies of droughts categorized as moderately, extremely and extremely dry were recorded in the 70, 80, 90, 2000 and in the period 2010/2013, except for the 60. Events of ENOS were observed in the study period. The Pettitt test identified the years of changes in the SPI-12 index, in 1977 (El Niño weak), 1984 (La Niña weak), 1989 (Neutral), 1992 (Neutral) and 2002 (Moderate El Niño). The prevailing category was close to normal in the Norte Fluminense, Baixadas Litorâneas and Costa Verde regions, followed in the other regions of Government in some parts (SW), (SSW) (SE) and (NE). The moderately dry category occurred in the regions, Metropolitana, Centro Sul Fluminense, Médio Paraíba, Serrana and Noroeste Fluminense, and the other parts in the (SW), (NW) and (NNE) portions of the ERJ. In short, the application of statistical, parametric and non-parametric tests, chain of markov, multivariate analysis are efficient tools in the evaluation of natural disasters in the ERJ.

Keywords: Time series, Statistical Tests, Drought, Meteorological Systems, Climatic Variability.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Impacto dos desastres naturais na Ásia e no Pacífico 1972 e 2000.....	11
Tabela 2. Danos Humanos por Tipo de Evento de Desastre em 2012.	14
Tabela 3. Quantidade de Municípios afetados nas regiões do Brasil em 2012.	14
Tabela 4. Impactos da Seca.	26
Tabela 5. Eventos de seca e fome ocorridos na África entre 1972 e 2000.....	28
Tabela 6. Registros de Seca no NEB do século XVI ao XXI.....	30
Tabela 7. Resumo dos principais índices de seca com os respectivos dados de entrada, escala aplicação e referência (P – Precipitação, T – Temperatura, QN – Quantidade de Neve, FS – Fluxo em Superfície, R – <i>Runoff</i> , US – Umidade do Solo, D – Decendial, S – Semanal, M – Mensal, A – Anual).	36
Tabela 8. Classificação da Tendência de Z_{MK} no intervalo de confiança de -1.96 a +1.96.....	72
Tabela 9. Valores Críticos de $Q/\sqrt{n}$, segundo Buishand (1982).	76
Tabela 10. Identificação das 23 estações com suas coordenadas geográficas e média anual de precipitação acumulada (mm) distribuídos em cinco regiões do governo (Norte Fluminense, Noroeste Fluminense, Serrana, Centro Sul Fluminense e Médio Paraíba) do Estado do Rio de Janeiro.....	106
Tabela 11. Estatística descritiva dos dados de chuva mensal (mm) na região Norte Fluminense do Estado do Rio de Janeiro.	117
Tabela 12. Estatística descritiva para os dados de chuva mensal (mm) na região Noroeste Fluminense do Estado do Rio de Janeiro.	118
Tabela 13. Estatística descritiva para os dados de precipitação mensal (mm) na região Centro Sul Fluminense do Estado do Rio de Janeiro.	118
Tabela 14. Estatística descritiva para os dados de precipitação mensal (mm) na região Serrana do Estado do Rio de Janeiro.	119
Tabela 15. Estatística descritiva para os dados de chuva mensal (mm) na região Médio Paraíba do Estado do Rio de Janeiro.	120

Tabela 16. Teste de normalidade e homogeneidade de variância para os dados brutos e transformados de chuva do estado do Rio de Janeiro.....	127
Tabela 17. Resumo da estatística descritiva dos dados transformados da série temporal de chuva mensal (mm) pela transformação Box Cox para as regiões do Estado do Rio de Janeiro.	128
Tabela 18. Identificação das 23 estações distribuídas nas cinco regiões do Governo (Norte Fluminense, Noroeste Fluminense, Serrana, Centro Sul Fluminense e Médio Paraíba) do Estado do Rio de Janeiro com as respectivas coordenadas geográficas, chuva acumulada média anual (mm) e percentual (%) de dados faltantes da série temporal.	143
Tabela 19. Resumo das principais estações (Itamarati, Paraíba do Sul, Petrópolis e Ponte do Souza) com os dados transformados pela Box Cox com chuva acumulada anual e sazonal (valores absolutos e percentuais, %), nos respectivos grupos homogêneos identificados pela análise de agrupamento (G_1 e G_2).....	157
Tabela 20. Identificação das 23 estações distribuídas nas cinco regiões do Governo (Norte Fluminense, Noroeste Fluminense, Serrana, Centro Sul Fluminense e Médio Paraíba) do Estado do Rio de Janeiro com as respectivas coordenadas geográficas, chuva acumulada média (mm) e percentual (%) de dados faltantes da série temporal.....	169
Tabela 21. Classificação da Tendência de Z_{MK} no intervalo de confiança de -1,96 a +1,96.	174
Tabela 22. Valores críticos de $Q/\sqrt{n}$, segundo Buishand (1982).....	177
(Tabela 23. Anexo A).....	178
Tabela 24. Análise estatística da tendência da chuva anual pelos testes não-paramétricos de Mann-Kendall, Método de Sen (S_e), e determinação do ano de mudança pelos testes de Pettitt e SOCUM para os respectivos grupos homogêneos G_1 e G_2 , no período de 1943 a 2013, considerando o nível de significância de 5%.....	180
Tabela 25. Resumo estatístico dos dados da série temporal de chuva média anual (mm ano^{-1}), desvio padrão-D.P. (mm ano^{-1}) e coeficiente de variação-CV (%) do período de 1943 a 2013 para os dados transformados pela Box Cox nas regiões de Governo do Estado do Rio de Janeiro.....	181
Tabela 26. Análise estatística da tendência da chuva no outono pelos testes não-paramétricos de Mann-Kendall, Método de Sen (S_e), determinação do ano de mudança pelos testes de	

Pettitt e SOCUM para os respectivos grupos homogêneos G_1 e G_2 , no período de 1943 a 2013, considerando o nível de significância de 5%.....	182
Tabela 27. Resumo estatístico dos dados outono da série temporal de chuva mensal (mm.mês^{-1}), desvio padrão-D.P. (mm.mês^{-1}) e coeficiente de variação-CV (%) do período de 1943 a 2013 os dados transformados pela Box Cox nas regiões de Governo do Estado do Rio de Janeiro.....	183
Tabela 28. Análise estatística da tendência da chuva no inverno pelos testes não-paramétricos de Mann-Kendall, Método de Sen (S_e), determinação do ano de mudança pelos testes de Pettitt e SOCUM para os respectivos grupos homogêneos G_1 e G_2 , no período de 1943 a 2013, considerando o nível de significância de 5%.	184
Tabela 29. Resumo estatístico dos dados inverno da série temporal de chuva mensal (mm.mês^{-1}), desvio padrão-D.P. (mm.mês^{-1}) e coeficiente de variação-CV (%) do período de 1943 a 2013 os dados transformados pela Box Cox nas regiões de Governo do Estado do Rio de Janeiro.....	185
Tabela 30. Análise estatística da tendência da chuva na primavera pelos testes não-paramétricos de Mann-Kendall, Método de Sen (S_e), determinação do ano de mudança pelos testes de Pettitt e SOCUM para os respectivos grupos homogêneos G_1 e G_2 , no período de 1943 a 2013, considerando o nível de significância de 5%.....	186
Tabela 31. Resumo estatístico dos dados primavera da série temporal de chuva mensal (mm.mês^{-1}), desvio padrão-D.P. (mm.mês^{-1}) e coeficiente de variação-C.V. (%) do período de 1943 a 2013 os dados transformados pela Box Cox nas regiões de Governo do Estado do Rio de Janeiro.....	187
Tabela 32. Análise estatística da tendência da chuva no verão pelos testes não-paramétricos de Mann-Kendall, Método de Sen (S_e), determinação do ano de mudança pelos testes de Pettitt e SOCUM para os respectivos grupos homogêneos G_1 e G_2 , no período de 1943 a 2013, considerando o nível de significância de 5%.....	187
Tabela 33. Resumo estatístico dos dados verão da série temporal de chuva mensal (mm.mês^{-1}), desvio padrão-D.P. (mm.mês^{-1}) e coeficiente de variação-C.V. (%) do período de 1943 a 2013 os dados transformados pela Box Cox nas regiões de Governo do Estado do Rio de Janeiro.....	188

Tabela 34. Análise estatística da tendência e detecção dos anos e meses de mudanças bruscas nos valores do índice EVI2, pelos testes não-paramétricos de Mann-Kendall (MK), Método de Sen (S_e) e Pettitt (P) para o período de 2001-2012.....	205
Tabela 35. Coeficientes (β_0 , β_1 , β_2 e β_3) do modelo de regressão linear múltipla, teste F, coeficientes de determinação (r^2) e correlação (r) e P-valor nas Bases 1, 2 e 3 na escala mensal para o Estado do Rio de Janeiro.	231
Tabela 36. Teste de normalidade de Shapiro Wilk (SW) das temperaturas médias mensais do ar observadas e estimadas do modelo de regressão linear simples, nas Bases 1, 2 e 3 para o Estado do Rio de Janeiro.	233
Tabela 37. Média ($\bar{x}$) e Variância (σ^2), Desvio Padrão (σ), Erro Padrão da Estimativa (EPE) das T_{oi} e T_{ei} dos modelos de regressão linear simples, e os respectivos Testes F e t, nas Bases 1, 2 e 3, no Estado do Rio de Janeiro.	234
Tabela 38. Os parâmetros estatísticos Raiz Quadrada do Erro Quadrático Médio (RMSE, $^{\circ}\text{C}$) e Índice de Concordância de Wilmott (d) nas Bases 1, 2 e 3 no Estado do Rio de Janeiro.	236
Tabela 39 (a). Relação entre as temperatura do ar (T_{ei} , $^{\circ}\text{C}$) observadas e estimadas para as regiões de Governo do estado do Rio de Janeiro, Base 1. Coeficientes linear (β_0) e (β_1) angular, determinação (r^2) e correlação (r) da regressão linear entre as temperaturas do ar observadas (X) e estimadas (Y).....	237
Tabela 40 (b). Relação entre as temperatura do ar (T_{ei} , $^{\circ}\text{C}$) observadas e estimadas para as regiões de Governo do estado do Rio de Janeiro, Base 2. Coeficientes linear (β_0) e (β_1) angular, determinação (r^2) e correlação (r) da regressão linear entre as temperaturas do ar observadas (X) e estimadas (Y).....	238
Tabela 41 (c). Relação entre as temperatura do ar (T_{ei} , $^{\circ}\text{C}$) observadas e estimadas para as regiões de Governo do estado do Rio de Janeiro, Base 3. Coeficientes linear (β_0) e (β_1) angular, determinação (r^2) e correlação (r) da regressão linear entre as temperaturas do ar observadas (X) e estimadas (Y).....	239
Tabela 42. Classificação dos períodos secos e úmidos do SPI, segundo McKee et al. (1993, 1995).....	261
Tabela 43. Classificação dos valores do coeficiente r, segundo Hopkins (2000).	264

Tabela 44. Índice de Confiança ou desempenho c, do modelo proposto por Camargo & Sentelha (1997).....	265
Tabela 45. Parâmetros estatísticos (r, r^2 , EPE, RMSE, d e c) do método $(SPI_B - SPI_{Z_{BoxCox}})$	271
Tabela 46. Parâmetros estatísticos (r, r^2 , EPE, RMSE, d e c) do método $(SPI_T - SPI_{Z_{BoxCox}})$	272
Tabela 47. Parâmetros estatísticos (r, r^2 , EPE, RMSE, d e c) do método $(SPI_B - SPI_T)$	272
Tabela 48. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Norte Fluminense com base no índice SPI – 1 para a série temporal de 1967 a 2013.....	273
Tabela 49. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Noroeste Fluminense com base no índice SPI – 1 para a série temporal de 1967 a 2013.	276
Tabela 50. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Serrana com base no índice SPI – 1 para a série temporal de 1967 a 2013.	277
Tabela 51. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Centro-Sul Fluminense com base no índice SPI – 1 para a série temporal de 1967 a 2013.	279
Tabela 52. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Costa Verde com base no índice SPI – 1 para a série temporal de 1967 a 2013.	280
Tabela 53. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Baixadas Litorâneas com base no índice SPI – 1 para a série temporal de 1967 a 2013.	282
Tabela 54. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Metropolitana com base no índice SPI – 1 para a série temporal de 1967 a 2013.....	283

Tabela 55. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Médio Paraíba com base no índice SPI – 1 para a série temporal de 1967 a 2013.....	285
Tabela 56. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Norte Fluminense com base no índice SPI – 12 para a série temporal de 1967 a 2013.	287
Tabela 57. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Noroeste Fluminense com base no índice SPI – 12 para a série temporal de 1967 a 2013.	288
Tabela 58. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Serrana com base no índice SPI – 12 para a série temporal de 1967 a 2013.	289
Tabela 59. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Centro Sul Fluminense com base no índice SPI – 12 para a série temporal de 1967 a 2013.	290
Tabela 60. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Costa Verde com base no índice SPI – 12 para a série temporal de 1967 a 2013.	292
Tabela 61. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Baixadas Litorâneas com base no índice SPI – 12 para a série temporal de 1967 a 2013.	293
Tabela 62. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Metropolitana com base no índice SPI – 12 para a série temporal de 1967 a 2013.....	294
Tabela 63. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Médio Paraíba com base no índice SPI – 12 para a série temporal de 1967 a 2013.....	295

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Números de grandes desastres naturais por ano, entre 1950 a 2001.....	12
Figura 2. Custos dos grandes desastres (bilhões de dólares), 1950 a 2000.	13
Figura 3. Percentual de Municípios Afetados Regionalmente em 2012.	15
Figura 4. Danos Humanos por Macrorregiões em 2012.....	15
Figura 5. Afetados por Tipo de Desastre em 2012.	16
Figura 6 - Óbitos por Tipo de Desastre em 2012.	16
Figura 7. Frequência anual de desastres causados por estiagem e seca no Estado do Rio de Janeiro, no período de 1991 a 2012.....	21
Figura 8. Síntese das ocorrências de estiagem e seca no Estado do Rio de Janeiro.....	21
Figura 9. Danos humanos ocasionados por estiagem e seca no Estado do Rio de Janeiro, no período de 1991 a 2012.	22
Figura 10. Esquematização do conceito e os vários tipos de seca.....	25
Figura 11. Dimensão da Seca Natural e Social.	27
Figura 12. Desenho esquemático para a construção do Box Plot.....	54
Figura 13. Zona de rejeição (Z) de duas caudas.....	58
Figura 14. Localização das 23 estações distribuídas nas cinco regiões (Norte Fluminense, Noroeste Fluminense, Serrana, Centro Sul Fluminense and Médio Paraíba) de Governo do Estado do Rio de Janeiro of the State of Rio de Janeiro.....	105
Figura 15. Múltiplos estimadores utilizados na confecção dos produtos 3B43 e 3B42 do satélite TRMM.....	108
Figura 16. Boxplot da série temporal de chuva mensal (mm) dos dados brutos das regiões Norte Fluminense, Noroeste Fluminense, Serrana, Centro Sul Fluminense e Médio Paraíba do Estado do Rio de Janeiro.	113
Figura 17. Histogramas das séries de chuvas mensais dos dados brutos das regiões Norte Fluminense (a), Noroeste Fluminense (b), Serrana (c), Centro Sul Fluminense (d) e Médio Paraíba (e) do Estado do Rio de Janeiro.....	117

Figura 18. Gráficos Quartil-Quantil Plot das séries de chuvas mensais dos dados brutos das regiões Norte Fluminense (a), Noroeste Fluminense (b), Serrana (c), Centro Sul Fluminense (d) e Médio Paraíba (e) do Estado do Rio de Janeiro.....	123
Figura 19. Histogramas dos dados transformados das séries de chuvas mensais das regiões Norte Fluminense (a), Noroeste Fluminense (b), Serrana (c), Centro Sul Fluminense (d) e Médio Paraíba (e) do Estado do Rio de Janeiro.	126
Figura 20. Dendograma da análise de agrupamento da série temporal de chuva mensal dos dados transformados para as regiões Norte Fluminense, Noroeste Fluminense, Serrana, Centro Sul Fluminense e Médio Paraíba do Estado do Rio de Janeiro.	130
Figura 21. Boxplot da Série Temporal de chuva Mensal dos dados Transformados pela Box Cox para as regiões Norte Fluminense, Noroeste Fluminense, Serrana, Centro Sul Fluminense e Médio Paraíba do Estado do Rio de Janeiro.	131
Figura 22. Distribuição espacial das 23 estações (círculos preenchidos) nas 5 regiões de Governo e a hipsometria (m) do Estado do Rio de Janeiro, com destaque para América do Sul.	142
Figura 23. Múltiplos estimadores utilizados na confecção dos produtos 3B43 e 3B42 do satélite TRMM.....	145
Figura 24. Testes de Shapiro (a), Bartlett (b) e valores de λ (transformação Box Cox) (c) para os dados brutos de chuva do estado do Rio de Janeiro, com seus respectivos intervalos (1 a 5).....	151
Figura 25. Valores dos testes de Shapiro (a) e Bartlett (b) para os dados transformados de chuva das 23 estações nas 5 regiões de Governo do estado do Rio de Janeiro.	152
Figura 26. Histogramas dos dados transformados das séries de chuvas mensais das 5 regiões de Governo Norte Fluminense (a), Noroeste Fluminense (b), Serrana (c), Centro Sul Fluminense (d) e Médio Paraíba (e) do Estado do Rio de Janeiro.	155
Figura 27. Dendograma da análise de agrupamento (método de Ward) da série temporal de chuva mensal dos dados transformados para as regiões Norte Fluminense, Noroeste Fluminense, Serrana, Centro Sul Fluminense e Médio Paraíba do Estado do Rio de Janeiro (a) e Número de grupos da série temporal de chuva mensal dos dados transformados (b).....	158
Figura 28. Distribuição espacial das 23 estações nas regiões de Governo e a hipsometria (m) do Estado do Rio de Janeiro.	168

Figura 29. Múltiplos estimadores utilizados na confecção dos produtos 3B43 e 3B42 do satélite TRMM.....	171
Figura 30. Localização geográfica e hipsometria (m) do estado do Rio de Janeiro.....	200
Figura 31. Índices do EVI2 da região Médio Paraíba (a) em novembro de 2007 e do EVI2 da região Serrana (b) em novembro de 2003.	206
Figura 32. Índices do EVI2 da região Norte Fluminense (a) em outubro de 2003 e do EVI2 da região Metropolitana (b) em outubro de 2005.....	208
Figura 33. Índices do EVI2 da região Baixadas Litorâneas (a) em maio de 2011 e do EVI2 da região Noroeste (b) em abril de 2006.	209
Figura 34. Índices do EVI2 da região Costa Verde (a) em maio de 2004 e do EVI2 da região Centro Sul Fluminense (b) em abril de 2006.....	211
Figura 35. Cenários futuros (MP – SE) – (a) e (SE – ME) – (b) de mudanças na tendência da vegetação nas escalas de 1 a 10 anos para as regiões de Governo: Médio Paraíba-MP, Serrana-SE, Serrana-SE e Metropolitana-ME.	212
Figura 36. Cenários futuros (NF – ME – MP) – (a) e (NF – MP – SE) – (b) de mudanças na tendência da vegetação nas escalas de 1 a 10 anos para as regiões de Governo: Norte Fluminense-NF, Metropolitana-ME e Serrana-SE.	213
Figura 37. Cenários futuros (BL – CS) – (a) e (CS – BL) – (b) de mudanças na tendência da vegetação nas escalas de 1 a 10 anos para as regiões de governo: Baixadas Litorâneas – BL e Centro Sul Fluminense – CS.	214
Figura 38. Cenários futuros (NO – CV) – (a) e (CV – NO) – (b) de mudanças na tendência da vegetação nas escalas de 1 a 10 anos para as regiões de governo: Noroeste Fluminense-NO e Costa Verde – CV.....	215
Figura 39. Distribuição espacial e hipsometria (m) das estações meteorológicas nas regiões fisiográficas dos estados do Rio de Janeiro, São Paulo e Minas Gerais.....	225
Figura 40. Localização geográfica das oito regiões de Governo do ERJ e a distribuição das 100 estações juntamente com a elevação (m).....	252
Figura 41. Múltiplos estimadores utilizados na confecção dos produtos 3B43 e 3B42 do satélite TRMM.....	254

Figura 42. Frequência acumulada de normalidade e homogeneidade de variância pelos Testes Shapiro (SW) e Bartlett (B) para as séries temporais de chuvas mensais dos dados brutos do ERJ no período de 1967 - 2013.	266
Figura 43. Frequência acumulada de normalidade e homogeneidade de variância pelos Testes Shapiro (SW) e Bartlett (B) para as séries temporais de chuvas mensais dos dados brutos do ERJ no período de 1967 - 2013.	267
Figura 44. Mapa dos valores de λ aplicados aos dados de chuva brutos para o estado do Rio de Janeiro.	268
Figura 45. Frequência acumulada de normalidade e homogeneidade de variância pelos Testes Shapiro (SW) e Bartlett (B) para as séries temporais de chuvas mensais dos dados brutos do ERJ no período de 1967 - 2013.	269
Figura 46. Variação temporal do índice SPI – 1 na região Norte Fluminense do ERJ.	275
Figura 47. Variação temporal do índice SPI – 1 na região Noroeste Fluminense do ERJ.	276
Figura 48. Variação temporal do índice SPI – 1 na região Serrana do ERJ.	278
Figura 49. Variação temporal do índice SPI – 1 na região Centro Sul Fluminense do ERJ. .	280
Figura 50. Variação temporal do índice SPI – 1 na região Costa Verde do ERJ.	281
Figura 51. Variação temporal do índice SPI – 1 na região Baixadas Litorâneas do ERJ.	283
Figura 52. Variação temporal do índice SPI – 1 na região Metropolitana do ERJ.	285
Figura 53. Variação temporal do índice SPI – 1 na região Médio Paraíba do ERJ.	286
Figura 54. Variação temporal do índice SPI – 12 na região Norte Fluminense do ERJ.	288
Figura 55. Variação temporal do índice SPI – 12 na região Noroeste Fluminense do ERJ. .	289
Figura 56. Variação temporal do índice SPI – 12 na região Serrana do ERJ.	290
Figura 57. Variação temporal do índice SPI – 12 na região Centro Sul Fluminense do ERJ. .	291
Figura 58. Variação temporal do índice SPI – 12 na região Costa Verde do ERJ.	292
Figura 59. Variação temporal do índice SPI – 12 na região Baixadas Litorâneas do ERJ.	294
Figura 60. Variação temporal do índice SPI – 12 na região Metropolitana do ERJ.	295
Figura 61. Variação temporal do índice SPI – 12 na região Médio Paraíba do ERJ.	296
Figura 62. Análise espacial das categorias do índice SPI – 12 para o ano 1977 no ERJ.	297

Figura 63. Análise espacial das categorias do índice SPI – 12 para o ano 1984 no ERJ.	298
Figura 64. Análise espacial das categorias do índice SPI – 12 para o ano 1989 no ERJ.	299
Figura 65. Análise espacial das categorias do índice SPI – 12 para o ano 1992 no ERJ	300
Figura 66. Análise espacial das categorias do índice SPI – 12 para o ano 2002 no ERJ.	300

LISTA DE ABREVIATURAS E SÍMBOLOS

$\bar{x}$	Média Aritmética
x_i	Valor da Medição da Amostra
EMd	Elemento da Mediana
x_{Max}	Valor Máximo
x_{Min}	Valor Máximo
LI	Limite Inferior
LS	Limite Superior
S^2	Variância
x_n	I-ésimo dado observado
$S = DP = \sigma_x$	Desvio Padrão
M_d	Mediana
M_0	Moda
B_0	Teste de Bartlett
N	Número de observações
S_i^2	Variância Amostral
S_p^2	Variância da População
q	Coefficiente do Numerador
c	Coefficiente do Denominador
χ^2_{k-1}	Distribuição Qui-Quadrada
α	Nível de Significância
x	Dado bruto
λ	Lambda

d_E	Distância Euclidiana
W	Método de Ward-Júnior
S	Somatório dos Dados Estimados da Sequência de Valores
$Var(S)$	Variância de S
Z_{MK}	Valores da Estatística Mann-Kendall
S_e	Estimador da Inclinação da Curvatura Sen
z_t	Série Sem Tendência
x_t	Valor da Série Original no Tempo t
r_1	Coefficiente de Autocorrelação,
x_t	Elemento Climático no Tempo t ,
N	Tamanho da Amostra,
K	Tempo de Defasagem
y_t	Série Final (ou pré-branqueada)
v_t	Valor da Série Sem Tendência
S_e	Estimador da Inclinação da Curvatura
S_k^*	Desvio Cumulativo da Média
Q	Ponto de Mudança
n_i e k	Número de Observações Dentro dos Grupos
x_{ij} e x_{kj}	Variáveis Quantitativas
AA	Análise de Agrupamento
ABDN	Anuário Brasileiro de Desastres Naturais
ACP	Análise de Componentes Principais
ADENE	Agência de Desenvolvimento do Nordeste
AED	Análise Exploratória de Dados

AESA	Agência Executiva de Gestão das Águas do Estado da Paraíba
AIQ	Amplitude Interquartílica
A_p	Assimetria
ARM	Armazenamento de água no solo
ASAS	Anticiclone Subtropical do Atlântico Sul
ASD	Áreas susceptíveis a desertificação
BA	Bloqueio Atmosférico
BHC	Balanço Hídrico Climatológico
BHCM	Balanço Hídrico Climático Mensal
CEMADEN	Centro Nacional de Monitoramento e Alertas de Desastres Naturais
CPTEC	Centro de Previsão de Tempo e Estudos Climáticos
CRJ	Cidade do Rio de Janeiro
CV	Coeficientes de Variação
DEF	Deficiência hídrica
DNAEE	Departamento Nacional de Águas e Energia Elétrica
DNOCS	Departamento Nacional de Obras Contra as Secas
DNOS	Departamento Nacional de Obras e Saneamento
EMBRAPA	Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária
ENOS	El Niño-Oscilação Sul
ERJ	Estado do Rio de Janeiro
ETR	Evapotranspiração real
EUA	Estados Unidos da América
EXC	Excesso hídrico
FAO	Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura
FIDERJ	Fundação Instituto de Desenvolvimento Econômico e Social do Rio de Janeiro
FUNCEME	Fundação Cearense de Meteorologia e Recursos Hídricos

GTDN	Grupo de Trabalho para o Desenvolvimento do Nordeste
IAC	Instituto Agrônomo de Campinas
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IDH	Índice de Desenvolvimento Humano
IFOCS	Instituto Federal de Obras Contra as Secas
IHGB	Instituto Histórico e Geográfico Brasileiro
INMET	Instituto Nacional de Meteorologia
IOCS	Inspetoria de Obras Contra as Secas
IOCS	Inspetoria de Obras Contra as Secas
IPCC	Painel Intergovernamental sobre Mudanças Climáticas
IPN	Índice de Precipitação Normalizada
JBN	Jatos de Baixos Níveis
K	Curtose
LANDSAT	Satélite que Detecta os Recursos Terrestres
LIGHT	Empresa Carioca de Distribuição de Energia Elétrica
MCIT	Ministério de Ciência e Tecnologia e Informação
MD	Método dos Decis
MDE	Modelo Digital de Elevação
MIN	Ministro da Integração Nacional
MK	Teste estatístico de Mann-Kendall
MMA	Ministério do Meio Ambiente
n	Tamanho da Amostra;
NCAR	National Center for Atmospheric
NCEP	National Centers for Environmental Prediction
NDMC	National Drought Mitigation Center
NDVI	índice Normalized Difference Vegetation Index
NEB	Nordete Brasileiro

NNEB	Norte do Nordeste
OMM	Organização Meteorológica Mundial
ONU	Organizações das Nações Unidas
PDSI	Índice de Severidade de Seca de Palmer
PNUMA	Programa das Nações Unidas para o Meio Ambiente
QI	Quartil Inferior
QS	Quartil Superior
S	Desvio Padrão
SEPED	Secretaria de Políticas e Programas de Pesquisas e Desenvolvimento
SERLA	Superintendência Estadual de Rios e Lagoas
SF	Sistemas Frontais
SIG	Sistema de Informação Geográfica
SOCUM	Teste das Somas Cumulativas
SPI	Índice de Precipitação Padronizada
SR	Sensoriamento remoto
SRTM	Missão Topográfica Radar Shuttle
SUDENE	Superintendência de Desenvolvimento do Nordeste
TSM	Temperatura na Superfície do Mar
UE	União Europeia
UNESCO	Organização das Nações Unidas para a Educação, a Ciência e a Cultura
W	Teste de Shapiro-Wilks
ZCAS	Zona de Convergência do Atlântico Sul

SUMÁRIO

1	RESUMO GERAL	vii
2	ABSTRACT GERAL	ix
1	INTRODUÇÃO GERAL.....	1
2	OBJETIVOS	4
2.1	Geral.....	4
2.2	Específicos	4
3	REVISÃO DE LITERATURA.....	5
3.1	Catástrofes Naturais	5
3.2	Catástrofes Naturais (Aspectos Econômicos e Sociais).....	9
3.3	Catástrofes Naturais no Brasil	16
3.4	Secas	23
3.5	Tipos de Seca	24
3.6	Impactos da Seca.....	25
3.7	Secas no Brasil	28
3.8	Índices de Seca.....	35
3.9	Tendência climática	41
3.10	Tendência Climática no Brasil	43
4	FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA.....	49
4.1	Análise Exploratória de Dados	49
4.2	Análise Exploratória das Séries Temporais de Chuva	49
4.3	Análise de consistência das séries temporais mensais de precipitação 1943-2013 ...	50
4.4	Estatística Descritiva.....	50
4.5	Medidas de Tendência Central.....	50
4.6	Média Aritmética	50
4.7	Mediana.....	50
4.8	Medidas de Dispersão	51
4.9	Amplitude Total	51
4.10	Amplitude Interquartil	51
4.11	Limites Superior e Inferior (LI) e (LS)	52

4.12	Variância Amostral	52
4.13	Desvio Padrão	52
4.14	Coeficiente de Variação	52
4.15	Coeficiente de Assimetria de Pearson.....	53
4.16	Medidas de Achatamento ou Coeficiente de Curtose	53
4.17	Boxplot e Desenho Esquemático	54
4.18	Técnicas de Análise Exploratória de Dados, testes estatísticos e modelos de série temporal	55
4.19	Elementos de uma série temporal	56
4.20	Testes estatísticos.....	57
4.21	Testes de hipóteses e erros estatísticos	57
4.22	Testes de normalidade e homogeneidade.....	58
4.23	Teste paramétrico	59
4.24	Teste de Mann-Kendall.....	60
4.25	Teste de Pettitt das séries temporais de precipitações.....	61
4.26	Teste das somas cumulativas – SOCUM	61
4.27	Transformação Box Cox	61
4.28	Análise de agrupamento.....	62
4.29	Técnicas de hierarquização	63
4.30	Definição do número de grupos	64
4.31	Dendograma	64
4.32	Medida de distância	65
4.33	Métodos de agrupamento	65
5	TESTES PARAMÉTRICOS APLICADOS ÀS SÉRIESTEMPORAIS 1943-2013	67
5.1	Teste de Shapiro-Wilks.....	67
5.2	Teste de Bartlett	67
5.3	Transformação Box Cox aplicada às séries temporais de 1943-2013	69
5.4	Análise de agrupamento aplicado as séries temporais de 1943-2013.....	69
5.5	Análise de Tendência da Série Temporal 1943-2013	70
5.6	Teste Mann-Kendall.....	70
5.7	Metodologia para determinação da magnitude das tendências.....	74
5.8	Ponto de mudança brusca da série temporal 1943-2013.....	74
5.9	Teste de Pettitt das séries temporais de chuva	74

5.10	Teste da soma cumulativa dos desvios (SOCUM)	75
6	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	78
CAPÍTULO I - Consistência e transformação dos dados da série temporal de chuva entre 1943-2013 no Estado do Rio de Janeiro, Sudeste do Brasil baseado em ferramentas estatísticas e testes paramétricos.....		
		100
	RESUMO	101
	ABSTRACT	102
1	INTRODUÇÃO	103
2	MATERIAL E METODOS	104
2.1	Localização e caracterização da área de estudo	104
2.2	Série Temporal dos Dados de Chuva 1943-2013	105
2.3	Preenchimento de Falhas da Série Temporal Mensal de Chuva 1943-2013.....	106
2.4	Consistência e Transformação da Série Temporal de Chuva 1943-2013	109
3	RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	112
3.1	Análise Estatística Descritiva e Exploratória dos Dados Brutos de Chuva	112
3.2	Transformação dos Dados da Série Temporal de Chuva.....	120
4	CONCLUSÕES	132
5	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	133
CAPÍTULO II - Testes paramétricos e multivariada aplicada a série temporal de chuva de 71 anos no Estado do Rio de Janeiro, Brasil		
		137
	RESUMO	138
	ABSTRACT	139
1	INTRODUÇÃO	140
2	MATERIAL E METODOS	141
2.1	Localização e caracterização da área de estudo	141
2.2	Série temporal de chuva.....	142
2.3	Preenchimentos das falhas das séries temporais de chuva.....	144
2.4	Consistências e transformação da série temporal de chuva	146

2.5	Análise multivariada	148
3	RESULTADOS E DISCUSSÕES	149
3.1	Análise de normalidade e homogeneidade dos dados brutos de chuva	149
3.2	Análise mutivariada aplicada na série temporal	156
4	CONCLUSÕES	159
5	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	159
CAPÍTULO III - Tendência da chuva baseado em testes não-paramétricos e paramétricos aplicados a série temporal de 71 Anos no Estado do Rio de Janeiro, Brasil.....		163
RESUMO		164
ABSTRACT		165
1	INTRODUÇÃO	166
2	MATERIAL E METODOS	167
2.1	Localização e caracterização da área de estudo	167
2.2	Série temporal de 71 anos de chuva.....	168
2.3	Preenchimento das falhas das séries temporais de chuva	169
2.4	Consistência e transformação da série temporal de chuva.....	172
2.5	Determinação do ponto de mudança e teste não-paramétrico.....	176
3	RESULTADOS E DISCUSSOES	179
3.1	Testes paramétricos aplicados a série temporal	179
4	CONCLUSÕES	189
5	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	190
CAPÍTULO IV - Tendência do índice EVI2 aplicado na vegetação do Estado do Rio de Janeiro, Brasil baseado em testes não-paramétricos e Cadeia de Markov		195
RESUMO		196
ABSTRACT		197
1	INTRODUÇÃO	198
2	MATERIAL E MÉTODOS	199
2.1	Localização e caracterização da área de estudo	199

2.2	Séries temporais do LAF-INPE do Enhanced Vegetation Index 2 (2001-2012).....	200
2.3	Dados orbitais do Enhanced Vegetation Index 2 (2001-2012).....	200
2.4	Teste de Pettitt aplicado ao índice EVI2 (2001-2012).....	201
2.5	Análise de tendência do índice EVI2 (2001-2012).....	202
2.6	Estimativa da magnitude da tendência do índice de vegetação - EVI2 (2001-2012)	203
2.7	Cadeia de Markov aplicado no índice de vegetação - EVI2 (2001-2012).....	203
3	RESULTADOS E DISCUSSÕES	204
4	CONCLUSÕES	215
5	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	216
CAPÍTULO V - Modelos de regressões lineares múltiplas e simples aplicadas a três bases de dados de temperatura do ar entre 1948 a 2015 no Estado do Rio de Janeiro, Brasil.....		
	RESUMO	221
	ABSTRACT	222
1	INTRODUÇÃO	223
2	MATERIAL E MÉTODOS	224
2.1	Localização e caracterização da área de estudo	224
2.2	Base de dados e modelo de regressão linear múltipla.....	225
2.3	Significância estatística dos modelos.....	226
2.4	Teste paramétrico	227
2.5	Análise estatística.....	228
3	RESULTADOS E DISCUSSÕES	229
3.1	Significância estatística do modelo matemático	229
3.2	Modelos matemáticos aplicados as Bases.....	229
3.3	Testes paramétricos de Normalidade (SW) das temperaturas Médias Mensais Observadas e Estimadas nas Bases 1, 2 e 3 no estado do Rio de Janeiro	232
3.4	Testes F e t-Student, Desvio Padrão, Variâncias das Temperaturas Médias Mensais Observadas e Estimadas nas Bases 1, 2 e 3 no estado do Rio de Janeiro	233
4	CONCLUSÕES	239
5	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	240

CAPÍTULO VI - Severidade da seca no Estado do Rio de Janeiro baseado no Índice SPI	
aplicado a série temporal de chuva de 47 anos.....	244
RESUMO	245
ABSTRACT	247
1 INTRODUÇÃO	249
2 MATERIAL E MÉTODOS	251
2.1 Área de Estudo	251
2.2 Séries Temporais dos Dados de Chuva 1967-2013	251
2.3 Preenchimentos das Falhas da Série Temporal de Chuva.....	253
2.4 Testes de Paramétricos aplicados a Série Temporal Mensal de Chuva	255
2.5 Teste de Pettitt aplicado a Série temporal do SPI - 12 no período de 1967-2013 ...	257
2.6 Modelo de interpolação espacial.....	258
2.7 Standardized Precipitation Index (SPI).....	259
2.8 Considerações ao Índice SPI.....	262
2.9 Biblioteca SCI do ambiente-R e a base de dados usada no cálculo do SPI	262
2.10 Desempenho do SPI na escalas de 1 e 12 Meses	263
3 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	265
3.1 Análise da Normalidade e Homogeneidade da Série Temporal de Chuva	265
3.2 Avaliação estatística do índice SPI nas escalas 1 e 12 meses	270
3.3 Avaliação do índice SPI-1 nas Regiões de Governo do Estado do Rio de Janeiro..	273
3.4 Avaliação do índice SPI-12 nas Regiões de Governo do Estado do Rio de Janeiro.	287
3.5 Análise espacial do índice SPI -12.....	296
4 CONCLUSÕES	301
5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	302
6 CONCLUSÃO GERAL.....	307
7 RECOMENDAÇÕES	309
ANEXOS	311
ANEXO A	312

1 INTRODUÇÃO GERAL

Nas últimas décadas, vem ocorrendo um aumento das catástrofes oriundas dos processos antrópicos e naturais e foram bastante veiculados na mídia. Essas catástrofes afetaram milhões de pessoas nos países desenvolvidos e em desenvolvimento, principalmente, as populações urbanas que são as mais vulneráveis. Segundo Tibola (2011) as catástrofes naturais é uma linha de pesquisa pouco explorada em países em desenvolvimento como, por exemplo, o Brasil, principalmente o grau das suas consequências determina a sua classificação. No entanto, nestes países aos poucos vêm sendo discutido e pesquisado as origens, seguido das remediações e soluções práticas para às áreas devastadas por furacões, tempestades, enchentes, inundações, secas, terremotos e *tsunamis* (IPCC, 2007a e 2007b).

A catástrofe natural é um evento, que ocorre em espaço e tempo limitados, pelo qual a sociedade ou parte dela sofre com sua magnitude. Do ponto de vista econômico, uma catástrofe implica, em uma redução drástica de investimento, consumo, produção e geração de emprego. Outro aspecto são as perdas a médio e longo prazo da economia de uma região ou de um país (MASOZERA et al.; 2007). Os desastres e as catástrofes naturais não devem ser observados de forma isolada, uma vez que eles têm impactos econômicos e sociais na população atingida. Portanto, ações multidisciplinares são necessárias baseadas em políticas públicas que possam buscar soluções práticas e imediatas. O tema é multidisciplinar e, portanto, pode surgir diferentes conceitos ao seu respeito, independente da área de conhecimento. Por isso, o conceito de risco natural é primordial (MONTEIRO, 2003). Segundo Monteiro et al., 2003, esse conceito abrange qualquer tipo de acontecimento de altas proporções e prejudiciais à sociedade. E, portanto não deve ser restrito apenas como algo natural, mas também como um efeito de origem antropogênica. E, em determinadas situações, é possível ser feito algo para preveni-lo ou até mesmo evitá-lo.

A idéia de ação antrópica surgiu a partir do século XIX, ou seja, decorrente do homem, e não apenas da imprevisibilidade da natureza ou até da vontade divina (Benson & Clay, 2004). Assim, risco natural pode ser tratado como um evento natural que pode ser de origem geofísica, atmosférica ou hidrológica e que causa prejuízos à sociedade. O risco pode ser medido a frequência de ocorrência e a magnitude das suas consequências.

Em relação aos riscos naturais podem ser avaliados a probabilidade de ocorrência, magnitude das consequências, reversibilidade e duração dos impactos, etc. Existe distinção entre desastres de início rápido (terremotos e tempestades, que causam rupturas e perdas imediatas) e de início lento (seca). A classificação proposta por Benson & Clay (2004) definem os principais riscos naturais que ocorrem no mundo são hidrometeorológicos e geofísicos. Os desastres de massa são eventos inesperados que causam sérios danos e mortes a um grande número de pessoas (FUNABASHI et al., 2009). Enquanto os riscos hidrometeorológicos estão ligados diretamente as chuvas, enchentes, secas, inundações, furacões, ciclones, tempestades, entre outros

Uma característica principal em relação à ocorrência de eventos hidrometeorológicos sua persistência. Segundo Hulme (2001), no Sul da África, eventos extremos ocorrem com uma variabilidade de longos ciclos de seca e chuvas, em média a cada 10 anos. Estes fenômenos cíclicos modificam o impacto de um evento isolado, além de causarem danos às atividades agrícolas ligadas ao plantio e colheita, seguido de outros setores da economia, por exemplo, setor energético e abastecimento de água. Já a economias de países desenvolvidos, os riscos hidrometeorológicos têm um impacto localizado e limitado. Para segundo estes autores, as tempestades severas podem aumentar os riscos localizados, tais como as enchentes, inundações e deslizamentos de terras. As tempestades tropicais são ameaças à vida

humana e podem ter impactos devastadores na economia produtiva. De acordo com Masozera et al, 2007 em um estudo de caso do furacão Katrina em *New Orleans* nos Estados Unidos, os resultados encontrados indicaram que o furacão causou graves danos pelas cheias na maioria dos bairros em *New Orleans*, independente da renda social e outros fatores associados à população local.

Os riscos geofísicos são terremotos, erupções vulcânicas e *tsunamis*. Eles podem causar destruição generalizada da infraestrutura e da capacidade produtiva em grandes áreas. Geralmente eles têm pouco impacto na agricultura, causando perdas localizadas em consequência de deslizamentos de terra. Por isso o maior risco passa nas megacidades. Os riscos hidrometeorológicos têm maior probabilidade de ocorrência e recorrência, por isto, a sociedade se prepara para eles, e em vista ocorrerem frequentemente, eles hidrometeorológicos permitem cálculos probabilísticos. Os gestores públicos se baseiam nestes cálculos na hora da tomada de decisão envolvendo políticas públicas, comerciais e investimentos futuros. Consequentemente, as percepções e o comportamento econômico frente a estes perigos são diferentes.

Segundo o Relatório Anual de 2002 da seguradora Munich RE (MUNICH RE, 2002.), entre os anos 1950 e 1990, os relatos globais dos custos de desastres naturais aumentaram 15 vezes. As maiores catástrofes da década de 90 geraram custos na ordem de US\$ 66 bilhões por ano (pelos preços de 2002). Em 1995, quando houve o terremoto em Kobe no Japão, o recorde de perdas foi de US\$ 178 bilhões, equivalente a 0,7% do PIB (Produto Interno Bruto) global. Segundo Maluf (2011) é de consenso, nos dias atuais, que populações de baixo Índice de Desenvolvimento Humano (IDH), que convivem com uma situação socioeconômica desfavorável, são as mais expostas a impactos ambientais extremos, apesar da vulnerabilidade ambiental não ser exclusivamente devida à pobreza.

De acordo com o IPCC (2007a e 2007b) (*Intergovernmental Panel on Climate Change* ou Painel Intergovernamental sobre Mudanças Climáticas), órgão das Nações Unidas responsável por gerar informações científicas sobre os efeitos das mudanças climáticas, as regiões pobres da África, América Latina e Ásia são as que têm menor oportunidade de adaptação e, portanto, as mais vulneráveis as alterações na dinâmica das chuvas, à diminuição na produção de alimentos, inclusive os oriundos da pesca, à perda de biodiversidade e a efeitos na saúde das pessoas. Ou seja, localidades onde há mais pobreza estão mais susceptíveis aos efeitos de mudanças climáticas. Atualmente, já são 250 milhões de pessoas no mundo afetadas por desastres naturais e, até 2015, a tendência é que esse número aumente para 375 milhões (OXFAM – “O Direito de Sobreviver” - 2009). Um dado da Cruz Vermelha mostra ainda, que a média de mortes por desastres naturais nos países em desenvolvimento é cerca de 40 vezes maior do que nos países desenvolvidos.

No Brasil, as catástrofes naturais nunca foram encaradas de forma séria. No entanto, a partir da década de 2000 ocorreram eventos extremos como, por exemplo, as enchentes nas regiões Sul, Sudeste, Norte e Nordeste do país e a seca severa, em 2005, na Amazônia, e as fortes chuvas no Estado do Rio de Janeiro em janeiro de 2011, que atingiram mais de um milhão de vítimas, ou seja, 6,2% da população do Estado causaram inundações, deslizamentos e escorregamento de encostas na maioria das regiões, provocaram aproximadamente 948 mortes e um prejuízo de US\$ 366 bilhões de dólares para o Governo (AGÊNCIA, 2012). Esses eventos alertaram alguns setores do Governo que é necessário ter políticas públicas ativas. Segundo os órgãos governamentais, na última década, dois milhões de pessoas foram atingidas no Brasil por eventos severos de seca, seguido de 37 enchentes que contabilizaram 4,5 milhões de vítimas, incluindo 1200 mortos. Outros cinco deslizamentos de terra mataram 162 pessoas e afetaram 149. Cinco tempestades atingiram 15,7 mil pessoas e deixaram 26 mortos, seguido de epidemias que afetaram 606 brasileiros e mataram 203 nos últimos dez anos (LABJOR, 2012).

Esses eventos que ocorreram no Brasil mostram que é preciso criar uma metodologia ou mecanismos referentes à gestão de risco de forma proativa, na identificação e hierarquização das ameaças e vulnerabilidades mais frequentes na população. Baseado nisto, foi criado o Centro Nacional de Monitoramento e Alertas de Desastres Naturais (CEMADEN), vinculado à Secretaria de Políticas e Programas de Pesquisas e Desenvolvimento (SEPED), do Ministério de Ciência e Tecnologia e Informação (MCIT).

O desenvolvimento dessas ações preventivas de catástrofes naturais necessita de uma metodologia que englobe dados observacionais (estações meteorológicas convencionais e automáticas), modelagem atmosférica (simulações numéricas), ferramentas estatísticas e Sistema de Informação Geográfica (SIG) com enfoque de gestão de risco, principalmente para o Estado do Rio de Janeiro (ERJ) que possui oito regiões de Governo com características climáticas e condições ambientais e sociais bem distintas.

Assim, se faz necessário identificar as principais catástrofes que assolam o estado e, portanto, gerar ações preventivas, de preparação para as emergências nas próximas décadas baseada em uma metodologia integrada. No entanto, ainda não existem trabalhos recentes para o ERJ. Baseado no exposto, a proposta de tese consiste na avaliação da influência das catástrofes naturais no ERJ por meio de dados meteorológicos e sensoriamento remoto.

2 OBJETIVOS

2.1 Geral

AVALIAR a influência das catástrofes naturais (seca e desertificação) no estado do Rio de Janeiro por meio de dados meteorológicos e sensoriamento remoto.

2.2 Específicos

- **ANALISAR** tendência climática do regime de chuva nas regiões do Rio de Janeiro baseado em testes estatísticos;
- **CATEGORIZAR** as seca e a desertificação, que ocorreram nas últimas décadas, nas regiões de Governo do estado;
- **CARACTERIZAR** as regiões de Governo que foram atingidas pela seca e desertificação, tomando como base os históricos meteorológicos, dados de sensoriamento remoto, índices de seca e desertificação;

3 REVISÃO DE LITERATURA

3.1 Catástrofes Naturais

A ocorrência de eventos extremos (seca, tornados, furacões, enchentes, *tsunami*) que atingem a sociedade e resultam em prejuízos socioeconômicos e a perda de vidas humanas, são denominadas de catástrofe. Ao contrário, dos desastres naturais que são oriundos de eventos adversos, ou seja, fenômenos naturais (ciclones, dilúvios, deslizamentos de terra, endemias, epidemias, pandemias, erosão, erupção vulcânica, ciclone tropical, incêndio florestal, inundação, queda de meteoro, tempestades, tornado, tsunami, terremoto) que podem ser previsíveis quanto a sua magnitude e impacto socioeconômico, sem a necessidade de mecanismos complexos para serem identificados. Assim, as catástrofes naturais necessitam de mecanismos complexos para serem identificados, ou seja, a construção de uma metodologia. Segundo Caseiro (2010) nas últimas décadas têm sido observado, em todo o mundo, a ocorrência de inúmeras catástrofes, seguido do aumento da sua intensidade. Baseado neste aumento, diversos estudos foram concebidos e todos apontam que a sociedade vigente é cada vez mais vulnerável.

No mundo, milhares de pessoas e o meio ambiente sofrem com catástrofes naturais de origem antrópica e natural. Dentre os países que mais sofrem os Estados Unidos da América (EUA) é mais assolado, ano após ano, principalmente pelos furacões. Os piores já registrados seguem abaixo em ordem cronológica:

- 1900 Furacão, conhecido como *Galveston*, que atingiu o Texas, matando pelo menos 8 mil pessoas;
- 1915 - *New Orleans*, a maior cidade da *Louisiana*, foi atingido por uma tempestade que deixou 275 mortos;
- 1919 - Furacão sem nome atingiu os estados da Flórida e do Texas, matando 287 pessoas;
- 1928 - Cerca de 2,5 mil pessoas foram mortas na Flórida devido a um furacão que provocou tempestades e enormes ondas no lago *Okeechobee*;
- 1935 – Um furacão sem nome, de categoria 5, varre as ilhas Key, da Flórida, deixando 408 mortos. O furacão passou a ser mencionado como o do Dia do Trabalho de 1935 e foi considerada a tempestade mais intensa a atingir os EUA desde o início dos registros;
- 1954 - Furacão Hazel atingiu os estados de Carolina do Norte e à Carolina do Sul, matando 95 pessoas;
- 1957 - Furacão Audrey atingiu o Sudoeste da Louisiana e Texas, matando 390;

- 1965 - *New Orleans* é atingido pelo furacão Betsy, de categoria 3, que inunda a cidade e matar cerca de 75 pessoas;
- 1961 - Furacão Carla atingiu o Texas, matando cerca de 46 pessoas;
- 1969 - Furacão Camille, segunda tempestade mais intensa afetar os EUA, matou 256 pessoas no Mississippi, Virgínia e Louisiana;
- 1972 - Furacão Agnes, apesar de ser apenas da categoria 1, mata 122 pessoas ao atingir a Flórida e se deslocou para outros Estados dos EUA;
- 1989 - Furacão Hugo inundou a Carolina do Sul, matando 32 pessoas;
- 1992 - Furacão Andrew, de categoria 5, atingiu os estados da Flórida e Louisiana, deixando 29 mortos e causando mais de 25 bilhões de dólares em danos. Foi o furacão que causou mais prejuízo entre os que atingiram os EUA e o terceiro mais intenso da história;
- 2004 - Furacão Ivan, de categoria 3, atinge a Flórida e o Alabama, matando 25. O furacão Charley, de categoria 4, atinge contra a Flórida, matando 23.

2005 - Furacão Katrina provocou a morte de 1833 pessoas em Louisiana e Mississippi, causando prejuízos da ordem de 81,2 mil milhões de dólares, sendo o furacão que mais custos econômicos causaram em toda a história da Terra. Na cidade de *New Orleans*, onde mais de 30% da população vivia abaixo do limiar da pobreza, a sua passagem causou 250 mil desalojados e ainda hoje, as populações atingidas ainda sofrem os impactos socioeconômicos desta catástrofe.

- 2012 - Furacão Sandy, considerado um ciclone tropical, afetou Jamaica, Cuba, Bahamas, Haiti, República Dominicana, e alguns estados da costa leste dos EUA, entre eles New York e New Jersey no dia 28 de outubro de 2012. Em New York, houve alagamentos, cortes de energia para 650 mil pessoas e ventos de até 180 km/h. A umidade trazida pela tempestade e o ar frio causaram nevascas em Virgínia Ocidental, Carolina do Norte e Tennessee. Milhões de moradores da costa leste dos Estados Unidos acordaram na terça-feira, 30, sem energia elétrica e sem acesso aos meios de transporte. Grandes áreas de *New York* ficaram às escuras e vazias por dois dias consecutivos. Pelo menos 48 mortes foram registradas nos EUA. Em sua passagem pelo Caribe, 41 pessoas morreram. A Bolsa de Valores de *Nova York* permaneceu fechada na segunda e terça-feira, primeira vez que isso acontece desde que uma nevasca paralisou suas operações por dois dias em 1888. Os três principais aeroportos da cidade também permaneceram fechados. Ao todo, cerca de 14 mil vôos foram cancelados em dois dias (NOTÍCIAS TERRA, 2005).

Dentre as catástrofes de natureza geofísica, inúmeros são os registros de terremotos e *tsunamis*:

- 1138 – na região de Aleppo na Síria, uma das principais rotas comerciais entre o mundo árabe e os países mediterrâneos, foi palco de uma das maiores catástrofes naturais da história. Um violento terremoto em 9 de agosto deixou como saldo cerca de 230 mil mortos;

- 1290 – em Chihli, China, 100 mil mortos: Quase não há registros sobre esse terremoto de 27 de setembro, apenas a certeza de que ele foi um dos mais mortais da história. A província de *Chihli*, que teve seu nome mudado para Hopei em 1928, inclui a cidade de *Tangshan* e é famosa pelos terremotos, que já teriam vitimado mais de 1 milhão de pessoas;
- 1556 - Em 23 de janeiro a província de *Shaanxi* (ou Shensi), na China, sofreu um terremoto devastador que foi o mais mortífero de todos até agora. Cerca de 830 mil pessoas morreram nessa tragédia. O abalo sísmico foi de magnitude 8 e causou a morte de 60% da população local. *Shaanxi* tem três regiões naturais distintas: uma área montanhosa ao sul, um planalto ao norte e ao centro o vale do rio *Wei*. É justamente essa região do vale, onde se concentra a população, a mais sujeita a terremotos;
- 1667 - Shemakha, Azerbaijão, morreram cerca de 80 mil pessoas: Por estar situada em cima de uma zona sujeita a abalos, essa cidade foi destruída por vários terremotos. O primeiro — e mais mortal foi esse de novembro. Depois do susto, a tranquilidade não durou muito: registros da época indicam que a terra voltou a tremer dois anos depois;
- 1737 - Em Calcutá, Índia, relatos da época indicam que essa catástrofe de 11 de outubro tenha sido um terremoto que deixou 300 mil mortos. Porém, como na época não existiam registros confiáveis, alguns especialistas levantam a hipótese de que o estrago foi causado por um ciclone. Além dos mortos, o cataclismo deixou 20 mil barcos à deriva na costa;
- 1755 - Um terremoto seguido de maremoto encurralou os moradores de Lisboa, matando cerca de 15 mil pessoas;
- 1856 - Na região de *Damghan* ao norte do Irã um terremoto destruiu e matou cerca de 200 mil pessoas;
- 1883 - Mais de 30 mil pessoas morreram devido à um tsunami causado pela erupção do vulcão *Krakatoa* em Java, Indonésia. A passagem da tsunami foi registrada até no Panamá;
- 1896 - Uma única onda engoliu aldeias inteiras e mataram cerca de 26 mil habitantes na região de *Sanriku*, no Japão. 1946 - Um terremoto nas ilhas Aleutas enviou um tsunami para o Havaí, onde matou 159 pessoas. A onda alcançou o Alasca, onde morreram mais cinco pessoas;
- 1908 - Messina, Itália, matou cerca de 120 mil em 28 de dezembro, o sul da Itália sofreu com um grande terremoto que devastou as regiões da Sicília e da Calábria. Para complicar ainda mais as coisas, o tremor foi seguido por *tsunamis* de até 12 m de altura. A sequência de enormes paredes de água quebrou na costa do país e amplificou os estragos;
- 1920 - Em *Kansu*, China situada no centro-norte do país não sentia um tremor havia 280 anos, mas esse de 16 de dezembro de botou para quebrar: atingiu uma área de 67

mil km², arrasando dez cidades. A série de ondulações deformou a área rural e prejudicou uma das principais atividades econômicas da região, a agricultura;

- 1923 - Em *Kwanto*, Japão, matou 143 mil, o megatremor de 1 de setembro atingiu as principais cidades do Japão. Só em Tóquio e Yokohama, mais de 60 mil pessoas morreram nos incêndios causados pelo abalo. Logo depois desse terremoto, a profundidade da baía de Sagami, no sul de Tóquio, aumentou mais de 250 m em alguns pontos;
- 1964 - Um terremoto no Alasca ativou uma onda de quilômetros de extensão e 8 metros de altura, que causou 120 mortes e chegou até o litoral da Califórnia;
- 1970 - Yungay, Peru, 66 mil mortos: Esse terremoto de 31 de maio fez desabar um enorme pico de gelo na cordilheira dos Andes. Em poucos minutos, a cidade de Yungay estava debaixo de uma massa de neve e detritos que desceram a encosta a mais de 300 km/h. Para piorar a situação, as inundações subiram o prejuízo para 530 milhões de dólares;
- 1755 - Lisboa, Portugal, 70 mil mortos: Em apenas 3 horas, a capital portuguesa foi atingida por três tremores distintos, que destruíram 85% da cidade. Gigantescas ondas atingiram a região, a água subiu 5 metros acima do nível normal e um incêndio consumiu casas, igrejas, palácios e bibliotecas. A tragédia aconteceu em 1º de novembro;
- 1976 - Um terremoto de magnitude 8, na noite de 28 de julho, quase varreu do mapa a cidade de Tangshan, localizada a cerca de 100 km de Pequim, na China. Com um importante parque industrial e muitas minas de carvão, a cidade informou oficialmente que 242 mil pessoas morreram com a catástrofe. No entanto, estima-se que essas mortes superaram a 650 mil habitantes. Mais de 700 mil pessoas ficaram feridas e a extensão dos danos materiais chegou até Pequim;
- 1983 - No Japão, 104 pessoas morreram devido a um tsunami provocado por um terremoto próximo que chegou a 7.7 pontos na escala Richter;
- 1998 - Um terremoto em Papua, Nova Guiné, chegou a 7,1 graus na escala Richter. Minutos depois, gerou uma onda de 7 m de altura que matou 3 mil pessoas e destruiu quatro povoados;
- 2004 - Ondas de 30 metros de altura se formaram no Oceano Índico em função de um terremoto submarino que aconteceu na costa da ilha indonesiana de Sumatra. Durante sete horas após o tremor, ondas gigantes se formaram e atingiram a costa de países, desde a costa leste da África até o sul e sudeste da Ásia. O tsunami, provocou a morte de cerca de 430 mil pessoas;
- 2010 - No Haiti país mais pobre do Hemisfério Ocidental sofreu um terremoto de magnitude 7 em 12 de janeiro. Como o epicentro do abalo sísmico foi próximo à capital a mais populosa cidade do país, o nível de destruição foi devastador. Estima-se que 200 mil pessoas morreram, 300 mil ficaram feridas e mais de um milhão de pessoas acabaram desabrigados;

- 2011 - Um terremoto de magnitude 9 gerou um tsunami que arrasou o nordeste do Japão e deixou mais de 18 mil mortos e desaparecidos. Além disso, provocou na usina de Fukushima o pior acidente nuclear da história desde Chernobyl, na Ucrânia, em 1986;
- 2011 - No nordeste do Japão foi atingido por um intenso terremoto de magnitude 8,9 e por fortes ondas de um tsunami. Dentre as cidades atingidas, Sendai foi a mais afetada, tendo frota de carros e navios; casas e plantações levadas pelas ondas. As estruturas da Central Nuclear de Fukushima I foram abaladas, ocorrendo várias explosões e vazamento de material radioativo. De acordo com autoridades, foram 13.333 mortos e cerca de 16.000 desaparecidos.

3.2 Aspectos Econômicos e Sociais das Catástrofes Naturais

Os efeitos dos aspectos econômicos das catástrofes são concentrados nas perdas diretas, ou seja, nos custos socioeconômicos e na urgência em atender as pessoas afetadas no curto prazo de tempo. Segundo Tibola (2011), o problema é isolar e medir os efeitos secundários e indiretos destes custos, após a ocorrência de uma catástrofe. Esses aspectos podem afetar o fluxo de bens e serviços, a balança comercial, o orçamento do governo e em último caso, o crescimento econômico, a distribuição de renda, bem como aumentar a pobreza. No entanto, a maioria dos trabalhos científicos sobre os impactos indiretos e secundários abordam o evento recente. A longo prazo, é difícil de determinar os efeitos acumulados no desenvolvimento do país, e por conseguinte são ignorados, tornando-se apenas especulação.

A maioria das catástrofes está ligada a processos atmosféricos e hidrológicos que são recorrentes, atingindo um país em intervalos frequentes. Estes eventos recorrentes são cumulativos ambos na taxa e no padrão de desenvolvimento. Em contraste, terremotos e erupções vulcânicas, que são menos comuns e que melhor se enquadram como um evento catastrófico único representa apenas 11% dos desastres naturais relatados na década de 1990 (IFRC, 2002).

Entre os 24 países, dos 49 países subdesenvolvidos atualmente enfrentam risco frequente de catástrofes naturais, ao menos seis deles têm sido atingidos por dois ou oito grandes eventos anualmente nos últimos quinze anos, com fortes consequências em curto e longo prazo para o desenvolvimento das populações (UNDP, 2001). Desde 1991, mais da metade das catástrofes naturais registradas vem ocorrendo em países com níveis médios de IDH. Dois terços das vítimas foram de países com baixos níveis de IDH, enquanto apenas 2% foram de países altamente desenvolvidos. O efeito do desenvolvimento econômico de um país reflete drasticamente sobre as catástrofes naturais. Em média 22,5 pessoas morrem por catástrofe registrada em países com alto IDH, 145 morrem por catástrofes em países com IDH médio, e 1052 pessoas morrem por desastre em países com baixos níveis de IDH (IFRC, 2001). Portanto, se faz necessário identificar as causas antrópicas primárias que levam às mudanças no clima (IFRC, 2001). Como, por exemplo, o desmatamento e o uso e ocupação do solo inadequado, principalmente para atividades agropastoris, sendo um dos principais fatores que promovem inundações ou deslizamentos de terra, como ocorrido na Venezuela em dezembro de 1999 (MUNICH RE, 2001).

Segundo Guerra e Marçal (2006) as constantes mudanças ambientais devido às ações antrópicas sempre aconteceram, mas atualmente essas mudanças são cada vez maiores, e a capacidade em modificar as paisagens também tem aumentado significativamente. Assim, a ocupação e a exploração desordenada dos recursos naturais, particularmente, do solo, têm causado muitos problemas de ordem socioeconômica e socioambiental e em último caso, de forma irreversível. Segundo Muggler et al. (2006) o uso intensivo dos recursos naturais e a

pressão do crescimento populacional expõem e ampliam o desequilíbrio inerente a esta concepção da relação sociedade-natureza.

O solo é fundamental à sobrevivência dos seres vivos. Bertoni & Lombardi Neto (2010) afirmam que o solo é um recurso básico que suporta toda a cobertura vegetal da terra, sem a qual os seres vivos não poderiam existir. Enquanto que Mendonça (2006) define o solo como um sistema dinâmico constituído por componentes sólidos, líquidos e gasosos de natureza mineral e orgânica, que ocupa a maior parte das superfícies continentais do planeta Terra.

Estudos realizados pelo Banco Mundial mostraram que os solos agrícolas do mundo vêm se degradando a uma taxa de 0,1% ao ano (Tavares, 2008). O autor ressalta que o maior problema é que a maioria destes solos degradados ou em processo de degradação está nos países em desenvolvimento. Estima-se que 39% da população da Ásia (1,3 bilhão de pessoas) vivam em áreas com tendências para desertificação, na África, 65% dos solos agrícolas estão degradados na América Latina e Caribe. Na Europa, dados de 2002 publicados pela Comissão Européia, estabelecem que 52 milhões de ha (16% da área agrícola total), estão afetados por algum processo de degradação (salinização, erosão, desertificação, ou excesso de urbanização).

A degradação ambiental apresenta-se de diferentes formas, e está relacionada aos vários componentes (atmosfera, vegetação, solo e hidrologia) segundo Araújo et. al. (2009). Os autores enfatizam que a degradação ambiental pode ser proveniente tanto das condições atmosféricas quanto das ações antrópicas. Guerra & Cunha (2000) comentam que essa degradação pode ter uma série de causas, porém, o manejo inadequado do solo, tanto em áreas rurais e urbanas, é a principal delas. Nas rurais, o mau uso da terra, aliado à mecanização intensa e à monocultura, podem provocar erosão laminar, ravinas e voçorocas. Nas urbanas, o deslocamento e o corte das encostas, para a construção de casas, prédios e ruas é uma das principais causas. Hernani et al. (2002) mostraram que a degradação do solo consiste na perda da sua capacidade em desempenhar uma função e o grau da degradação como um indicador chave da sustentabilidade dos ecossistemas. Arruda (2008) comenta que o uso do solo se intensificou além da sua capacidade, devido à necessidade de alimentação da população mundial, que cresce em ritmo acelerado. Tal pressão tem provocado diversos níveis de degradação, o que contribui para a preocupação com a sua recuperação e conservação.

Eventos hidrometeorológicos como inundações, enchentes e secas são comuns na África. Enquanto eventos geofísicos como terremotos ocorrem frequentemente no Norte da África, ao longo da Cordilheira dos Andes e no Vale Rift africano. A oscilação ocorrida no Hemisfério Sul (HS), devido ao modo de variabilidade climática El Nino-Oscilação Sul (ENOS) causa também alterações climáticas significativas na maior parte da África, seja pelo aumento da severidade das secas, inundações, e, seguido do aumento de ciclones nos últimos trinta anos (FINDLAY, 1996). A África sofreu alguns dos piores eventos de seca e, consequentemente de fome, com um grande número de pessoas morreram ou foram afetadas. As secas severas ocorridas entre 1972-73 e 1984-85, atingiram grande parte do Norte da África, da África Meridional, da África Oriental e da região do Sahel (GOMMES & PETRASSI, 1996). Entre os países mais afetados foram Botsuana, Burkina Faso, Chad, Etiópia, Quênia, Mauritânia e Moçambique (FAO, 2001). Há indícios de que as secas estão se tornando mais prolongadas e seus impactos ainda maiores (DMC, 2000; FAO, 2000).

A vulnerabilidade aos desastres naturais está estreitamente associada à densidade populacional e aos recursos econômicos. Durante o período de 1972 a 2000, o número total de mortes causado por desastres naturais nas regiões da Ásia e Pacífico (Tabela 1) foi superior a 550 mil, ou 83% do total mundial, em países com níveis baixos ou médios de IDH (IFRC, 2001). A maioria das mortes ocorreu no Sul da Ásia (região com maior densidade demográfica e a baixa renda), enquanto o menor número foi registrado na Austrália e Nova

Zelândia (região com a menor densidade demográfica e elevada renda) (UNPD, 2001; WORLD BANK, 2001).

A China sofreu mais de 300 desastres naturais e registrou mais de 311 mil mortes no período de 1971 a 2000. A Índia, com mais de 300 desastres, teve mais de 120 mil mortes. A Filipinas, com aproximadamente 300 desastres, perdeu 34 mil pessoas; a Indonésia sofreu cerca de 200 desastres causando mais de 15 mil mortes; e Bangladesh sofreu 181 eventos, que provocaram a morte de mais de 250 mil pessoas (UNESCAP & ADB, 1995). Algumas áreas estão mais expostas, devido à sua localização no litoral ou próxima a um vulcão ou em uma falha geológica.

Os ciclones ocorrem frequentemente no Noroeste do Pacífico, no extremo sul da Baía de Bengala, no leste da Índia e no sul de Bangladesh (UNESCAP e ADB, 1995; ALI, 1999; HUANG, 1999; KELLY & ADGER, 2000). Bangladesh, China e Índia são os países mais propensos a inundações (MIRZA & ERIKSEN, 1996). As áreas montanhosas da China, Índia, Nepal, Filipinas e Tailândia são mais propensas a deslizamentos de terra. Esses deslizamentos são agravados pelo desmatamento e pela agricultura, que desestabilizam as encostas (UNESCAP e ADB, 1995). Os países ao longo de zonas sísmicas ou adjacentes a elas, como, por exemplo, o Afeganistão, China, Índia, Irã, Nepal, Filipinas e as Ilhas do Pacífico são mais vulneráveis a eventos sísmicos, enquanto os países ao longo da Bacia do Pacífico correm o risco, de sofrer erupções vulcânicas, particularmente a Indonésia, o Japão e as Filipinas (UNESCAP e ADB, 1995).

Tabela 1. Impacto dos desastres naturais na Ásia e no Pacífico 1972 e 2000.

	Número de Mortos (milhares)	Número de Pessoas Afetadas (milhares)	Danos (US\$ 1.000)
Sul da Ásia	761	2.164,034	60,881
Sudeste Asiático	73	284,074	33,570
Noroeste do Pacífico e Leste Asiático	606	1.447,643	317,174
Ásia Central	3	4895	986
Austrália e Nova Zelândia	1	15,761	21,900
Pacífico Sul	4	4061	3,139
Total	1447	3.920,467	347,649

Fonte: CRED-OFDA, 2000.

Na década de 1990, mais de 90% das vítimas de catástrofes naturais morreram em eventos hidrometeorológicos. Apesar das inundações serem responsáveis por mais de dois terços das pessoas afetadas por desastres naturais, ela causa menos mortes que outros tipos de desastres e equivalem a 15 % das mortes (IFRC, 2001).

Segundo Munich Re (2001), as décadas de 1980 e 1990 quando comparadas entre si, revelaram que o número de mortos em desastres naturais e não naturais foram maiores na década de 80 (86.380 mil mortos ao ano) em comparação à década de 1990 (75.252 mil mortos ao ano). Embora, o número de desastres naturais geofísicos tenha se mantido constante a partir da década de 50, o de natureza hidrometeorológica vem aumentando significativamente nas últimas décadas (**Figura 1**).

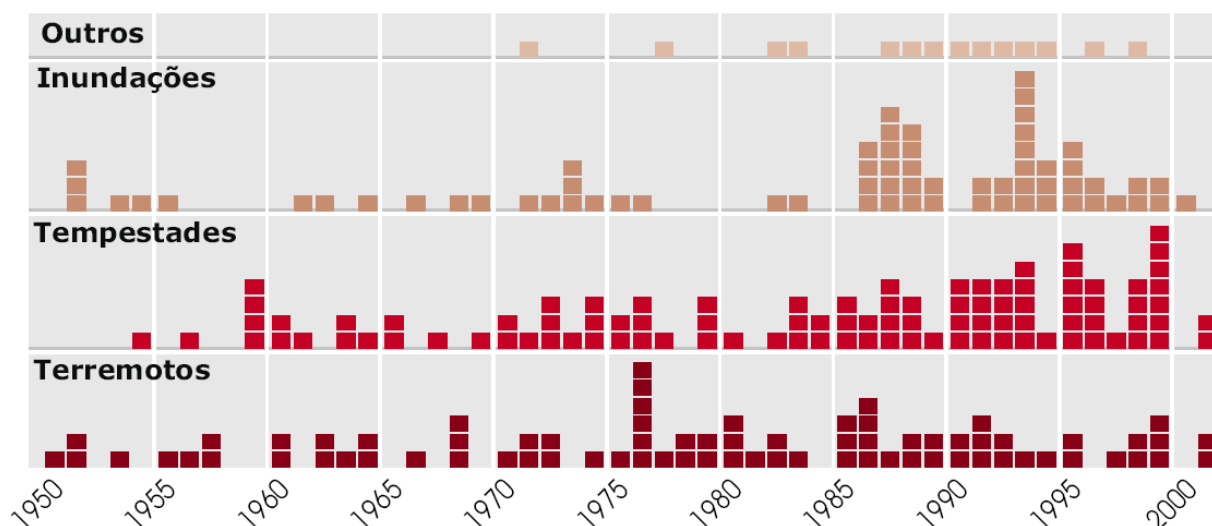


Figura 1. Números de grandes desastres naturais por ano, entre 1950 a 2001.
Fonte: MUNICH RE, 2001.

Os custos socioeconômicos causados pelos desastres naturais são difíceis de serem estimados em escala global, em virtude dos relatórios de danos causados por desastres apresentarem poucas informações e muitos erros (MUNICH RE, 2001). Em países com alto IDH (Áustria, Alemanha e Suíça), segundo informações das seguradoras somente em 1999, cerca de 42.5% dos danos causados por desastres foram pagos aos segurados. Ainda 1999 em países em desenvolvimento, como a Venezuela, apenas 4% dos danos causados por desastres foram pagos pelas seguradoras (CRED-OFDA, 2002). Deste modo é necessário obter informações sistemáticas e confiáveis, a longo e curto prazo a respeito dos desastres naturais para que se possam avaliar os impactos socioeconômicos e ambientais nos países atingidos.

Embora os países em desenvolvimento, sofram com outras catástrofes (incêndios florestais, queimadas, pequenas inundações e secas) em escala local, frequentemente esses eventos não entram como dados nas estatísticas. As catástrofes que mais causam prejuízos socioeconômicos são as inundações, enchentes, os terremotos, as tempestades e a seca. Embora os terremotos sejam responsáveis por 30% dos danos calculados, causaram apenas 9% de todas as fatalidades por desastres naturais (IFRC, 2001).

Em 1999, as perdas financeiras globais devido aos desastres naturais foram calculadas em U\$\$ 100 bilhões, sendo a 2ª maior quantia registrada na história. Os 707 eventos de grande magnitude foram registrados em relação década de 60. Enquanto, o índice de perdas econômicas aumentou nove vezes no mesmo período (MUNICH RE, 2001). Na Figura 5 encontram-se os custos econômicos dos grandes desastres naturais nas últimas cinco décadas. Entre 1995 e 1997, os impactos ocorridos custaram aos EUA 50 bilhões por ano, ou o equivalente a cerca de U\$\$ 1 bilhão por semana (IDNDR, 1999a). Estima-se que as perdas econômicas anuais decorrentes de catástrofes naturais durante o período de 1989 a 1996 oscilaram entre 3 a 6% do Produto Interno Bruto (PIB) da China (CNC-INDR, 1999). Em dezembro de 1999, as tempestades no norte da Europa geraram prejuízos de aproximadamente U\$\$ 6 bilhões (MUNICH RE, 2001).

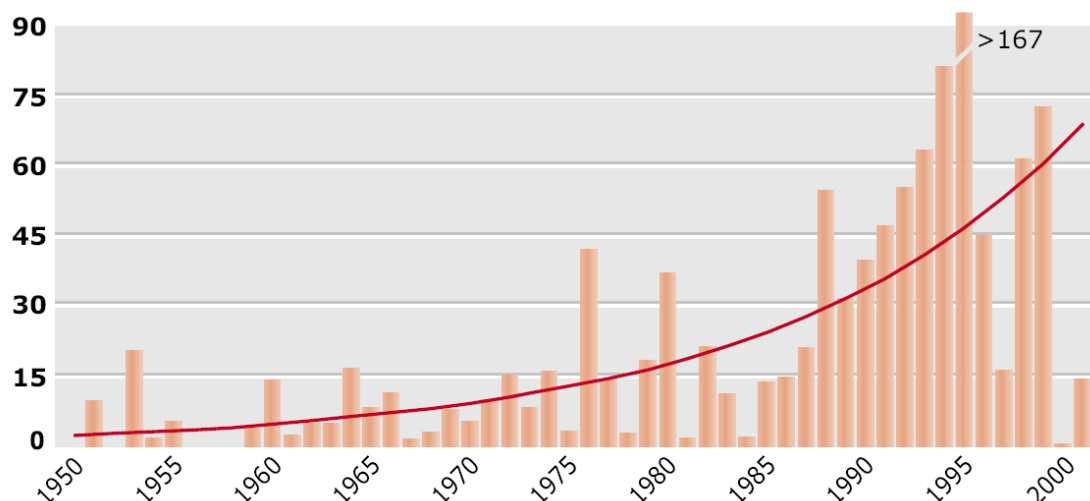


Figura 2. Custos dos grandes desastres (bilhões de dólares) 1950 a 2000.
Fonte: MUNICH RE (2001).

No Brasil, principalmente na região Sul tem ocorrido vários episódios de enchentes, inundações e eventos de seca. Por exemplo, a seca de 2004 atrasou o plantio de trigo em algumas regiões dos estados de SC, RS e PR, segundo o Ministério da Agricultura (MA). No estado do PR a estiagem nos meses de novembro e dezembro de 2011, segundo Secretaria Estadual da Agricultura e do Abastecimento causou um prejuízo de R\$ 1,52 bilhões. A queda da produção de 11,5% influenciou diretamente na economia do estado (PORTAL G1, 2012). Em dezembro, por exemplo, o regime de chuvas ficou abaixo da normalidade. Segundo informações do Sistema Meteorológico do Paraná (SIMEPAR), as estações de Toledo, Campo Mourão, Maringá, Londrina e Francisco Beltrão choveram abaixo da média normal para o mês (PORTAL G1, 2012).

No estado do PR, segundo a Defesa Civil 1.357,899 de pessoas foram afetadas em 137 municípios pela seca no 1º semestre de 2012, dos quais 15 municípios decretaram situação de emergência, entre eles, o Cascavel. A situação mais delicada ocorreu nas regiões SW e W do Estado. A seca não atingiu exclusivamente o Paraná, mas também outros estados da região Sul que registraram prejuízos por conta da falta de chuva (DIONISIO, 2012).

Gross et al. (2012) realizaram um levantamento de dados de produção nos municípios de São Borja e Seberi, no estado do RS afetados pela estiagem entre os anos de 2000 e 2010. Eles têm como principais culturas, o milho, a soja e o trigo. Estas culturas são muito dependentes das condições hídricas, e os efeitos da seca agem como um efeito cascata, tendo início no campo, interferindo na economia dos municípios.

De acordo com informações do Anuário Brasileiro de Desastres Naturais (ABDN), em 2012, os desastres naturais novamente tiveram um impacto significativo no Brasil. Oficialmente foi registrada a ocorrência de 376 desastres naturais, os quais causaram 93 óbitos e afetaram 16.977.614 pessoas (**Tabela 2**).

Tabela 2. Danos Humanos por Tipo de Evento de Desastre em 2012.

EVENTOS	Óbitos	Feridos	Enfermos	Desabrigados	Desalojados	Desaparecidos	Afetados
Seca/Estiagem	6	0	14.214	30	750	0	8.956,853
Incêndios Florestal	0	0	0	0	0	0	37.338
Movimentos de Massa	26	10	2	1.129	2.801	0	123.555
Erosão	0	0	5	81	2.105	0	55.653
Alagamentos	5	6	6	1048	954	0	24.581
Enxurradas	26	6.580	14.318	49.769	262.851	2	1.856,359
Inundações	14	2.409	10.665	52.041	216.349	2	5.185,018
Geadas	0	0	0	0	0	0	30.777
Granizo	0	11	4	418	7.971	1040	103.265
Tornados	0	2	0	1	20	0	4310
Vendaval	16	150	13	5.769	13.220	0	599.905
TOTAL	93	9.168	39.227	110.286	507,021	1044	16.977,614

Fonte: ABDN, 2012.

Foram afetados 3781 municípios, sendo que 65,06% deles devido à seca e estiagem (Tabela 3). A região Nordeste teve o maior percentual de municípios atingidos de 47,16% (Figura 3).

Tabela 3. Quantidade de Municípios afetados nas regiões do Brasil em 2012.

Região	Quantidade de Municípios Afetados
Centro – Oeste	28
Nordeste	1783
Norte	149
Sudeste	775
Sul	1046
Total	3781

Fonte: ABDN - 2012.

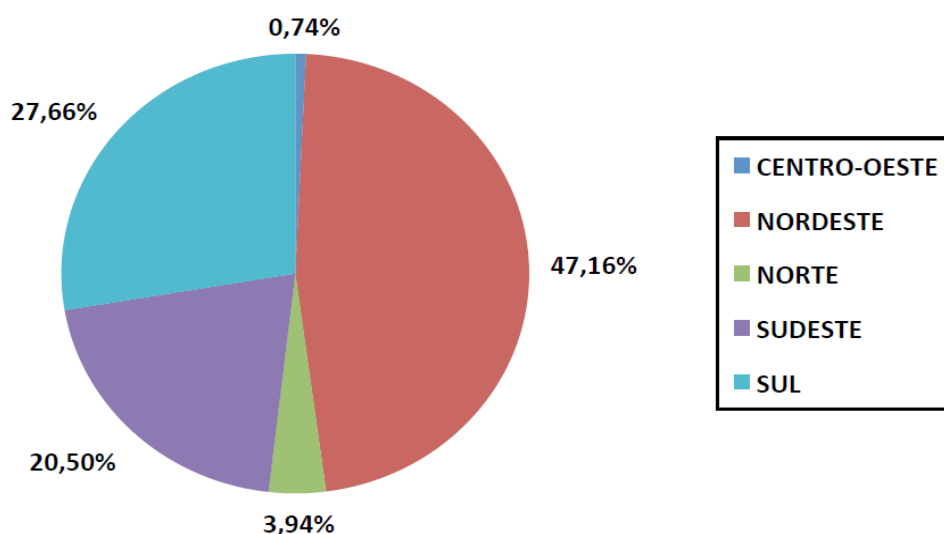


Figura 3. Percentual de Municípios Afetados Regionalmente em 2012.

Fonte: ABDN - 2012.

Outro aspecto relevante segundo o ABDN refere-se na identificação dos períodos e regiões mais críticas para cada tipo de desastre natural, seguido da distribuição dos danos em cada região do Brasil. Em 2012 (Figura 4), a região Norte do país registrou o maior número de danos humanos, incluindo nessa classificação óbitos, feridos, enfermos, desabrigados, desalojados e desaparecidos. Em relação ao total de afetados (16.977.614), observa-se que 52,76% resultam dos eventos de seca e estiagem (Figura 5). Entretanto, os desastres de maior relevância que causaram o maior número de mortes foram os movimentos de massa e enxurradas, ambos correspondendo a 27,96% dos óbitos (Figura 6).

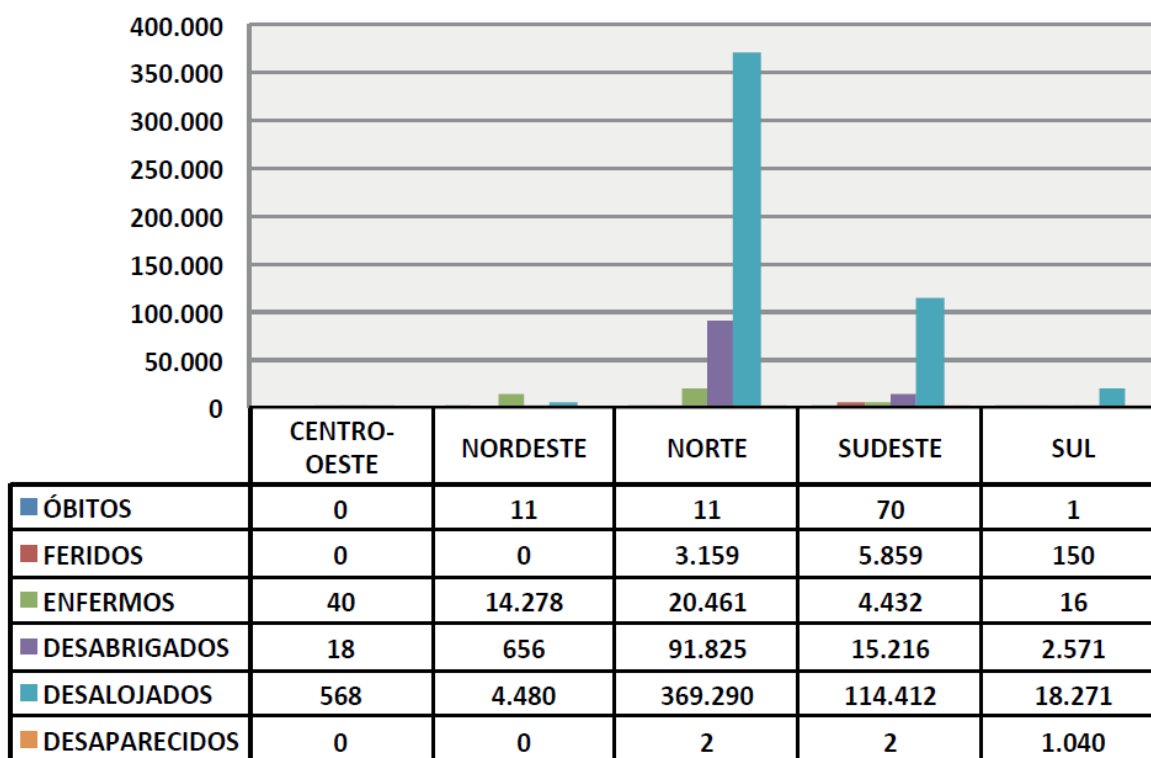


Figura 4. Danos Humanos por Macrorregiões Brasileira no ano de 2012.

Fonte: ABDN- 2012.

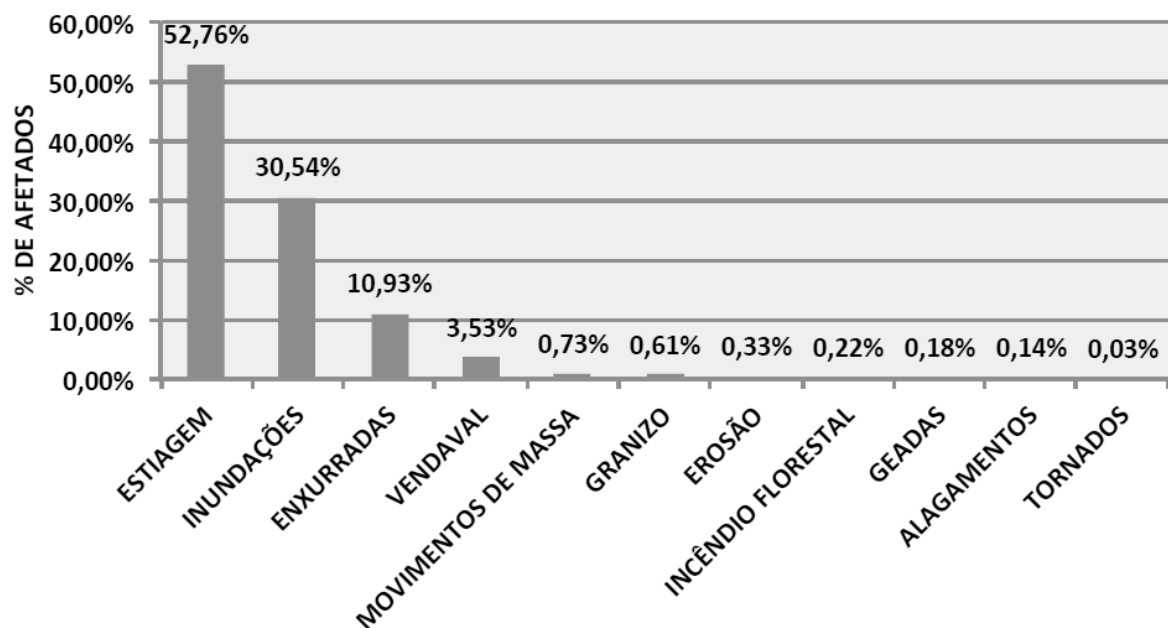


Figura 5. Afetados por Tipo de Desastre em 2012.

Fonte: ABDN, 2012.

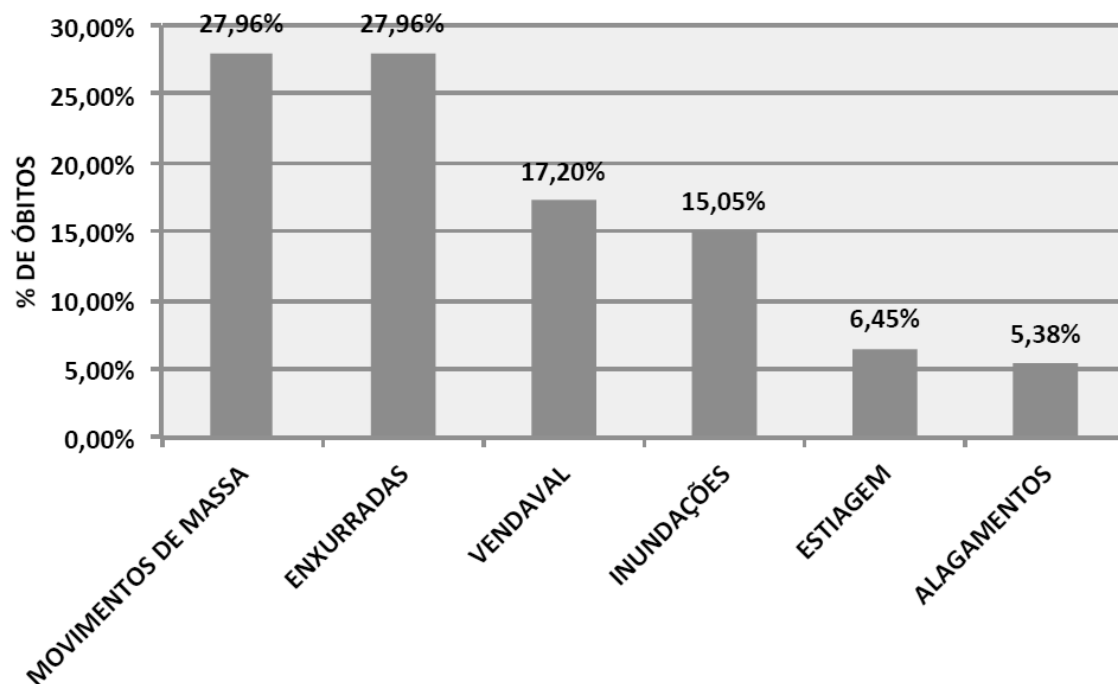


Figura 6 - Óbitos por Tipo de Desastre em 2012.

Fonte: ABDN- 2012.

3.3 Catástrofes Naturais no Brasil

Os primeiros registros de catástrofes naturais no Brasil datam de 30 de abril de 1856. Em uma carta enviada ao conselheiro do Império havia o relato da ocorrência de uma grande catástrofe ocorrida em novembro de 1855, por Hermann Bruno Otto Blumenau, fundador de Blumenau - Santa Catarina (SC). ela foi relatada uma enchente, que em menos de 36 horas, foi suficiente para encher o rio Itajaí-Açu até a altura de 15 m (A TARDE ON LINE, 2008).

Outras catástrofes relacionadas às chuvas foram registradas ao longo da história. Em 1941, houve uma das maiores enchentes no estado do Rio Grande do Sul (RS), com uma chuva acumulada de 791 mm no mês de abril, que deixou cerca de 70 mil pessoas desabrigadas. As águas do Lago Guaíba atingiram aproximadamente 4,75 m. Após esse evento catastrófico, o Arroio Dilúvio e o Muro de Mauá foi construído juntamente com um sistema de drenagem para evitar a ocorrência de um novo evento, desde então a cidade não teve mais enchentes de grandes proporções (WIKIPEDIA, 1941).

No Nordeste Brasileiro (NEB), várias catástrofes foram registradas. Em Alagoas (AL) nos últimos 100 anos, foram registradas pelo menos oito grandes enchentes (1914, 1941, 1960, 1964, 1988, 1989, 2000 e 2010) elas ocorreram nas bacias dos rios Paraíba e Mundaú, que por sua vez, causaram grandes prejuízos socioeconômicos ao estado (FRAGOSO JÚNIOR et al. 2010; SOUZA, 2011).

Em 14 de março de 1969, na cidade de São José da Laje (AL), o nível do Rio Canhoto subiu rapidamente. Segundo os relatos da época em 4 horas a população de aproximadamente 12 mil habitantes foi surpreendida pela inundaç o que destruiu toda a cidade. Foram destruídas 1264 residências e cerca de 1200 pessoas morreram. A tragédia é uma das maiores catástrofes naturais ocorridas no estado, com um prejuízo estimado na época de 30 milhões de dólares (O CRUZEIRO, 1969).

Em 1988, novamente ocorreram enchentes no estado, onde 21 municípios foram atingidos pelas bacias dos Rios Paraíba e Mundaú na estação chuvosa (maio) que causou imensos prejuízos a população. Cerca de 9000 residências foram danificadas, das quais 4000 foram totalmente destruídas, os serviços essenciais de abastecimento ( gua, energia el trica, telefone, sa da p blica e educa o) foram prejudicados, al m de danos causados na infraestrutura vi ria do estado. Neste evento a cheia registrada no Rio Munda  atingiu o n vel de 9,83 m e uma vaz o de 912 m³/s (FRAGOSO J NIOR et al., 2010).

No ano seguinte, em julho, novamente o flagelo das enchentes se repete no estado com maior intensidade. Ela atingiu 17 dos 21 munic pios que constituem as bacias dos Rios Paraíba e Munda . Foram atingidas 14600 moradias, sendo que 6700 habita es foram totalmente destr idas, os servi os p blicos e de infraestrutura vi ria do estado novamente atingida. Os custos econ micos estimados para a reconstru o da regi o foram da ordem de 200 milh es de d lares (FRAGOSO J NIOR, et al., 2010).

Em 18 de junho de 2010, fortes chuvas atingiram os estados de AL e Pernambuco (PE). Cerca de 181 mil pessoas foram atingidas em AL e 103 mil pessoas em PE, com um total de 34 mortes (AL) e 17 (PE). O total de desabrigados foi de 25.966 mil e outros 55.634 mil desalojados, em 67 munic pios pernambucanos, sendo decretado situa o de calamidade p blica e o restante em situa o de emerg ncia. Em Alagoas, 28 munic pios foram afetados, sendo que quatro decretaram situa o de emerg ncia e 15 em estado de calamidade p blica, com cerca de 600 desaparecidos segundo informa es da Defesa Civil. O estado de AL apresentou mais de 26.618 mil desabrigados e 47.897 mil desalojados (FRAGOSO J NIOR et al., 2010).

De acordo com estudos realizados em 2007, pelo Minist rio da Integra o Nacional (MIN), alerta que os rios dos estados do NEB sofrem frequentemente com enchentes e inunda es c clicas, principalmente os estados de AL e PE s o os mais afetados. A ajuda  s v timas dessa calamidade p blica no Nordeste e demais estados do pa s, representam cifras que normalmente, passam despercebidas com gastos paliativos e medidas de emerg ncias por partes dos gestores p blicos (GRANJA, 2010).

Segundo Marengo et al. (2009) no Sul do Brasil, chuvas fortes afetaram o estado de SC entre os dias 22 a 24 de novembro de 2008 e causaram grandes inunda es e deslizamentos fatais, que afetaram 1,5 milh o de pessoas, resultando em 120 mortes e deixando 69.000 pessoas desabrigadas. Os deslizamentos de terra e as inunda es causadas

pelas tempestades bloquearam quase todas as estradas da região, interrompendo o fornecimento de água e eletricidade de milhares de residências. Relatou-se que a maior parte das fatalidades foi causada por deslizamentos. O evento foi considerado a pior tragédia da história da região. As condições meteorológicas favoreceram a intensificação da chuva ao longo da região litorânea de SC. Estimativas extraoficiais dos prejuízos causados por esse evento extremo, enchentes e deslizamentos subsequentes são da ordem de 350 milhões de dólares, principalmente devido ao fechamento do Porto de Paranaguá, um dos mais importantes portos do sul do Brasil (INPE, 2008).

Eventos extremos climáticos anteriores, durante o El Niño (1983) causaram chuvas e enchentes intensas, gerando um prejuízo econômico de cerca de 1.1 bilhão de dólares em todo o estado de SC. Além disso, segundo Munich-RE (2009) relatou prejuízos totais da ordem de 750 milhões de dólares, com perdas seguradas de 470 milhões de dólares. Em março de 2004, um furacão afetou a região litorânea do estado, com perdas da ordem de 1 bilhão de dólares (PEZZA & SIMMONDS, 2005; PEZZA et al., 2009). A chegada do furacão Catarina à costa brasileira em março de 2004 ficou conhecida como a primeira vez em que um furacão foi registrado no Oceano Atlântico Sul.

No Norte do país, as fortes chuvas que atingiram o estado do Acre (AC) em fevereiro de 2012, provocaram inundações em vários municípios do estado. Segundo a Secretaria Nacional de Defesa Civil, a calamidade social que se abateu no AC, por causa da enchente de seus rios é superior às tragédias ocorridas na Região Serrana do estado do RJ e em SC, que foram consideradas as mais trágicas do país nas últimas décadas. Na enchente de SC, de setembro de 2011, os atingidos foram da ordem de 984 mil, representando 15.7% de seus habitantes.

No Estado do AC, segundo os números divulgados pela Secretaria Nacional de Defesa Civil, foram atingidas pelas chuvas 134.9 mil pessoas. Os dados da Secretaria Nacional de Defesa Civil mostram, ainda, que o Estado também apresentou uma proporção bem superior ao de Santa Catarina quanta abrangência social das localidades atingidas pelas chuvas. Enquanto as 83 localidades catarinenses atingidos pelas enchentes representaram 28.3% dos 293 existentes no Estado, as 10 cidades mais atingidas no AC abrangem 45.3% das 22 localidades acreanas. O grau do problema social do estado do AC também é refletido pelo fato do número de pessoas desalojadas no Estado serem superior, aos desalojados do estado do RJ. Nas 10 localidades acreanas atingidas, existe cerca de 11.666 pessoas desalojadas, representando 1,6% da população. No RJ, 35 mil pessoas foram desalojadas de suas casas, que representaram apenas 0,2% dos habitantes do Estado (AGÊNCIA, 2012).

Poucos são os estudos realizados nas últimas décadas referentes ao regime de chuva, seguido da identificação dos sistemas produtores e inibidores de chuva e atuação dos modos de variabilidade climática no Estado do RJ, principalmente nas regiões de Governo. Os principais temporais ocorridos nas décadas de 50, 60, 70 e 90 foram estudados sobre diferentes pontos de vista, por vários autores, como, por exemplo, Serra e Ratisbonna (1957), Strang (1962), Serra (1970), Departamento Nacional de Obras e Saneamento (DNOS) - (1975), Fundação Instituto de Desenvolvimento Econômico e Social do Rio de Janeiro – (FIDERJ) - (1978), Silva Dias et al. (1988), Araújo et al. (1994) e Araújo et al. (1996), Marques et al. (2001). Nos estudos realizados por Serra e Ratisbonna (1957) e Serra (1970), mostram que a climatologia da chuva para a cidade do Rio de Janeiro - CRJ (Região Metropolitana), baseadas no baixo número de estações meteorológicas convencionais e, irregularmente distribuídas. No primeiro trabalho o autor descreve o comportamento de diversos elementos meteorológicos, porém não informa a localização exata e período analisado em cada uma das 17 estações nas Zonas Norte e Sul da cidade. Sobre a chuva anual, o autor afirma que ocorre um máximo em torno de 1600 mm localizado em extensa área à barlavento do maciço da Tijuca, reduzindo-se em direção aos bairros localizados na zona sul

da cidade, chegando a 1200 mm próximo à costa. De acordo com o autor, valores inferiores a 1200 mm são observados nos bairros da Zona Norte.

Os estudos realizados por Strang (1962) faz uma descrição das condições sinóticas associadas a um evento de chuva ocorrido nos dias 15 e 23 de janeiro de 1962. Os resultados desse estudo revelam que as chuvas causaram enchentes em várias regiões da Baixada Fluminense, em que foram registradas chuvas médias em janeiro de 458,8 mm (média de 30 estações), consideradas bem acima da normal climatológica que foi de 156,6 mm. Houve a formação de núcleos de chuva máxima de 300 mm, que coincidiram com os lados S e SW dos maciços da Tijuca e Pedra Branca que se localizaram próximos ao litoral, a SW da baía de Guanabara. O fenômeno que originou a essas chuvas intensas foi um SF de relativa intensidade em conjugação com uma massa de ar tropical úmida, aliada aos efeitos orográficos, de instabilidade e de convergência, dando origem a grandes nuvens *Cumululonimbus* (Cb). A análise sinótica mostrou que o SF se deslocou de São Paulo a Vitória – ES, entre 12 UTC do dia 15 e 12 UTC do dia 16 de janeiro de 1962 com uma velocidade média de 35 km/h sendo esta velocidade considerada alta para esta latitude e época do ano. A massa de ar frio, mais densa, elevou bruscamente a massa de ar tropical, menos densa. Em que a severidade da chuva foi atribuída, em parte, à elevação orográfica, quando a umidade da massa polar, adquirida ao se deslocar sobre o oceano, condensou-se por ascensão adiabática a barlavento das montanhas.

Serra (1970) fez um estudo sobre as intensas chuvas que atingiu a CRJ, nos períodos de 1 e 12 de janeiro de 1966 e de 19 a 20 de fevereiro de 1967. Essas chuvas causaram muitos prejuízos materiais e vítimas. O autor afirma semelhança do ponto de vista meteorológico, ou seja, a entrada de uma SF, com o anticiclone de trajetória marítima. O autor se ateve principalmente nos fatores de macroescala e desenvolveu um método para prever o deslocamento dos SF por meio do uso do vento geostrófico, concluindo finalmente que seria difícil prever a intensidade das chuvas, a menos que se restabelecesse a antiga rede de balões piloto do Serviço Meteorológico extinto.

Em 1975, o (DNOS) ao analisar o projeto das obras de proteção contra enchentes na bacia do Rio Iguaçu/Sarapuí elaborado pela empresa de Engenharia Gallioli Ltda., que apresentaram, entre outros, um estudo sobre a chuva na Baía da Guanabara. Em que o relatório cita duas grandes tempestades ocorridas na Baixada entre 13 e 14 de janeiro de 1971 e entre 25 e 26 de fevereiro de 1971, sendo que a segunda tempestade foi a mais intensa. Em ambas as situações, foram identificadas a passagem de um SF pela região. No segundo caso o SF atingiu a região às 18h:30 min no horário de maior instabilidade estática. O primeiro caso parece contrariar a regra geral, considerando que o SF atingiu a região nas primeiras horas da madrugada, quando o ar da baixa troposfera deveria está estável. Embora, esta frente tenha passado rapidamente pela região, pode ter aumentado a convecção associada em que os ventos de grande escala podem ter forçado o levantamento orográfico.

FIDERJ (1978) realizou um estudo sobre a climatologia da chuva, temperatura do ar e ventos no ERJ para uma série de (1931 a 1975). Os resultados mostram pouca resolução sobre a cidade, devido ao baixo número de estações meteorológicas na região, sendo 59 localizadas sobre o Estado e apenas 7 no município. Em que a chuva máxima anual na Zona Sul da cidade ficou entre 1700 mm a 1900 mm e zona norte da CRJ de 1500 mm. Na parte central a predominância de valores entre 1300 mm a 1500 mm. Sobre a ocorrência de sistemas meteorológicos no ERJ, (FIDERJ, 1978) afirma que o mesmo permanece sob a influência do Anticiclone Subtropical do Atlântico Sul (ASAS) na maior parte do tempo. Tal sistema é responsável pelas condições de céu claro ou com pouca nebulosidade e ventos de direção NE de fraca intensidade que predominam no NE do Estado.

Silva Dias et al. (1988) estudaram a ocorrência de fortes chuvas em fevereiro de 1988, consideradas uma das maiores catastróficas na época, tendo sido registrados

aproximadamente 300 vítimas fatais no Estado do RJ, além de um prejuízo material da ordem de U\$ 50 milhões de dólares. Esses temporais foram formados por três eventos chuvosos 1º a 5, 10 a 13 e 19 e 22 de fevereiro de 1988, considerados atípicos nos últimos 20 anos segundo os autores. Esses eventos foram estudados sobre vários aspectos que procuraram investigar as configurações de mesoescala, com a aplicação do modelo de Circulação Geral do *National Meteorological Center* dos Estados Unidos. Os autores previram a formação de um grande núcleo de forte chuva a aproximadamente 200 km a W do RJ. Araújo et al. (1994) estudaram as características sinóticas, e verificaram a ocorrência no mesmo período de uma situação de bloqueio atmosférico de um SF sobre o Oceano Atlântico nas proximidades do litoral sudeste do Brasil, acompanhada de uma forte atividade convectiva no interior do continente. O bloqueio de frentes frias nesta região é associado ao fenômeno Zona de Convergência do Atlântico Sul (ZCAS), segundo Silva Dias et al. (1988).

Em janeiro de 1992, Marques et al. (2001) foram registrados temporais que segundo levantamentos realizados pelos autores constataram a ausência de literatura relacionada a esses eventos de chuvas. Para registrar esses eventos foram coletados dados diários de chuva pertencente às estações do INMET, LIGHT, DNAEE e SERLA no Estado. O primeiro evento realizou-se no dia 5, o segundo entre os dias 17 e 18 de janeiro. Foram registrados em 24 horas fortes índices pluviométricos sobre a área de estudo. Embora, tenham se formado dois núcleos principais, um mais próximo ao litoral, que envolve a zona oeste nas escarpas da Serra do Mar, em que se nota uma interferência do efeito de grande escala, pois em quase todas as estações foram registrados altos valores de pluviométricos. No evento ocorrido no dia 17 e 18 a chuva em 24 horas se intensificou a partir do litoral, e no dia seguinte foi registrado um grande núcleo a barlavento da Serra do Mar, com cerca de 200 mm de chuva. Onde o efeito de montanha, nesta situação foi decisivo para a produção de chuvas intensas.

Araújo et al. (1994) analisaram as condições de tempo severo ocorridos em 8 de janeiro de 1994 no ERJ, em que a presença de um SF na região Sudeste do Brasil contribuiu para o deslocamento da área de instabilidade localizada sobre o sul (S) de Minas Gerais (MG) em direção ao RJ. Causando fortes chuvas e ventos. Os campos de vorticidade, advecção de temperatura e divergência de vapor d'água atmosférico elaborados pelo modelo diagnóstico, revelaram significativa contribuição dos aspectos dinâmicos e termodinâmicos de grande escala no desenvolvimento desta condição de tempo severo. Embora não se tenha detectado jatos de baixos níveis (JBN), ocorreu significativo cisalhamento do vento na camada 850-500 hPa e os índices de instabilidade indicavam atmosfera instável na área em estudo.

As imagens obtidas pelo radar meteorológico indicam que a área de instabilidade teve um deslocamento a partir do S de MG em direção a Cidade do Rio de Janeiro (CRJ), isto é, de N a S mudando para E-SE, e zonas de ecos com 250 km de diâmetro e intensidade de 45 dBz, aproximadamente. O vento máximo detectado pela rede de estação de superfície foi registrado no aeroporto de Santos Dumont nas direções W/NW e com uma rajada de 111 km/h.

Araújo et al. (1996) em fevereiro de 1996, o litoral da região Sudeste do Brasil foi atingido por chuvas intensas que causaram inundações, destruição de construções, perdas humanas e considerável prejuízo econômico em especial o ERJ. Segundo os autores este episódio destacou a ineficácia do sistema de previsão de tempo no que concerne ao monitoramento e prognóstico das condições meteorológicas geradoras dessas calamidades; da ausência de avisos especiais à população e a vulnerabilidade da CRJ quanto ao escoamento das chuvas entre os dias 13 a 15. Os totais mensais de chuva registrados em fevereiro de 1996 foram superiores a 250 % da média climatológica e ocorreram na região sudeste em estreita faixa do litoral N de São Paulo (SP) e S do RJ (CLIMANÁLISE, 1996). Valores diários extremos foram registrados em Ubatuba/SP com 396 mm entre os dias 12 e 13 e no aeródromo de Jacarepaguá com 301.4 mm entre os dias 13 e 15 sendo que as médias normais do INMET (1992) foram de 900 mm (Ubatuba) e 476,4 mm (Jacarepaguá).

Segundo o Atlas Brasileiro de Desastres Naturais, no ERJ no período de 1991 a 2012 ocorreram 11 registros de estiagem e seca. Esses registros ocorreram em oito municípios do estado. Os municípios mais atingidos foram Natividade e Itaperuna. Os municípios de Quissamã, Campos dos Goytacazes, Cardoso Moreira, Italva, São Francisco de Itabapoana e Miracema foram menos atingidos e são pertencentes às regiões Noroeste e Norte Fluminense. Verifica-se que os totais de ocorrências registrados na última década (2000 e 2012) mostraram que 2010 foi o ano de maior ocorrência (seis eventos), nos municípios de Campos dos Goytacazes, Italva, Itaperuna, Miracema, Natividade e São Francisco de Itabapoana. Em 2007, foram dois eventos em Itaperuna e Natividade. E, por fim em 2001, foram registrados três eventos em Cardoso Moreira, Quissamã e São Francisco de Itabapoana (Figuras 7 e 8). Esse número de estiagens e secas no ERJ indica que a população está mais vulnerável ao evento.

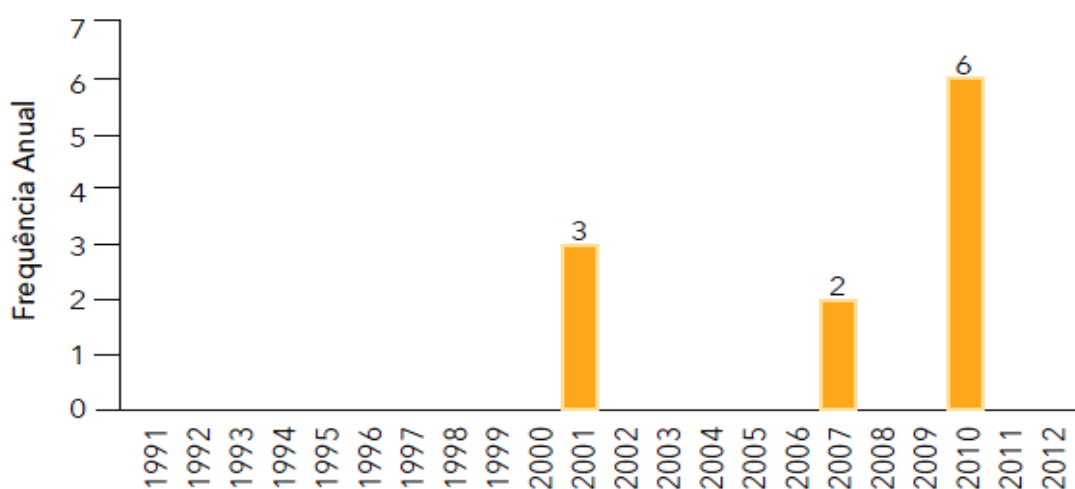


Figura 7. Frequência anual de desastres causados por estiagem e seca no Estado do Rio de Janeiro, no período de 1991 a 2012.

Fonte: Ministério da Integração Nacional. Secretaria Nacional de Defesa Civil. Banco de dados e registros de desastres: sistema integrado de informações sobre desastres, 2012.

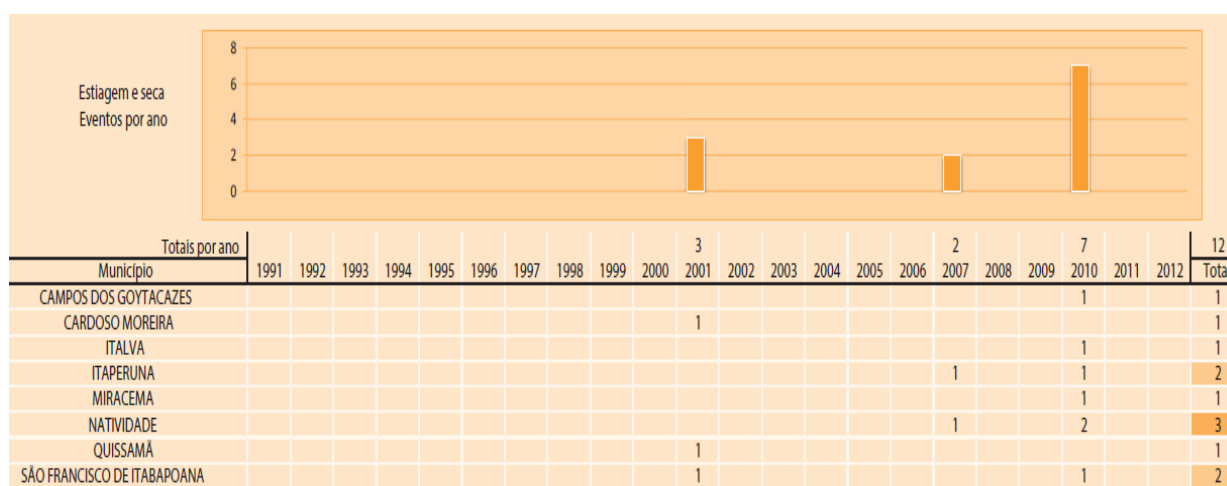


Figura 8. Síntese das ocorrências de estiagem e seca no Estado do Rio de Janeiro.

Fonte: Ministério da Integração Nacional. Secretaria Nacional de Defesa Civil. Banco de dados e registros de desastres: sistema integrado de informações sobre desastres, 2012.

Os meses afetados pelos eventos de seca no ERJ foram fevereiro, abril, maio, setembro, outubro e novembro. O mês de fevereiro pertence ao período seco e os registros do ano de 2010, conforme CPTEC/INPE (CPTEC/INPE, 2010), coincidem com a diminuição dos índices de chuvas mensais na Região Sudeste durante o mês, quando na primeira quinzena a posição dos Vórtices Ciclônicos em Altos Níveis (VCAN) contribuiu para as chuvas fossem abaixo da média histórica na maior parte do país.

No caso dos registros do mês de outubro, dois deles ocorreram em 2007. Esse período foi caracterizado pelo domínio de uma intensa circulação anticiclônica na baixa troposfera sobre o Brasil, inibindo a formação de nuvens que, em consequência, causou diminuição das chuvas em grande parte do país. Esse fenômeno esteve associado à formação de um Bloqueio Atmosférico (BA) sobre o Pacífico Sudeste, em decorrência da intensificação do fenômeno La Niña (O FENÔMENOS, 2007). Os eventos de estiagem e seca estão entre os fenômenos que mais causam desastres naturais com os maiores períodos de duração em comparação ao tempo de duração de inundações, movimentos de massa entre outros e, ainda atingir um número maior de pessoas (GONÇALVES et al., 2004). Como exemplo segue a Figura 3, em que entre os anos de 1991 a 2010 foi registrado um total de 19.572 habitantes afetados pelas estiagens no ERJ.

O município com maior número de pessoas afetadas foi Itaperuna,. Segundo os documentos oficiais, a estiagem foi causada pela ausência de chuvas previstas para os meses de junho a outubro de 2007. Esse desastre favoreceu uma redução nos níveis de água dos rios e provocou o ressecamento do leito de outros de menor porte. Também afetou as áreas produtivas, provocando perdas nas lavouras com prejuízo aos agricultores; compromete os reservatórios de água, resultando em vários problemas de risco à vida humana.

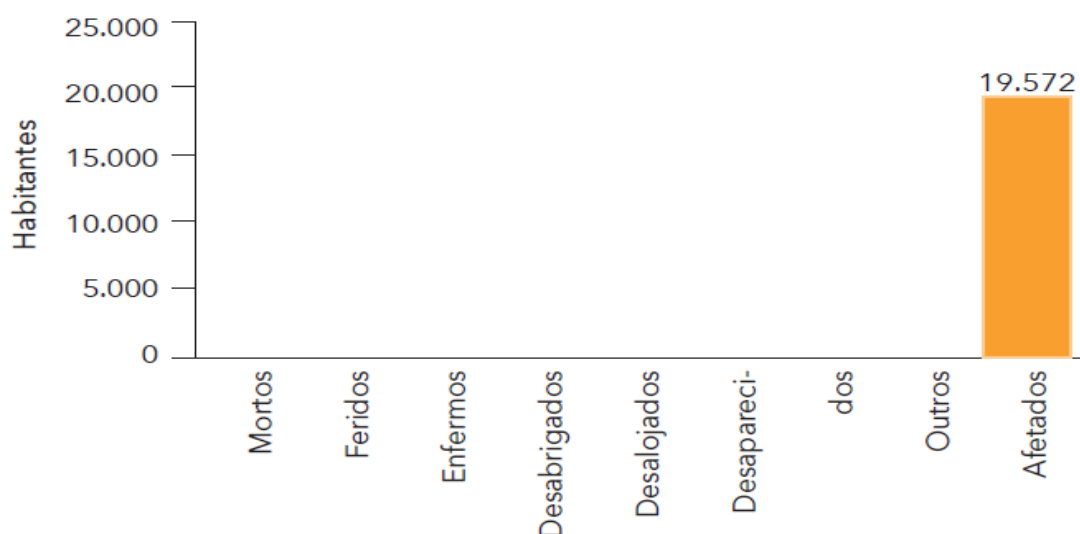


Figura 9. Danos humanos ocasionados por estiagem e seca no Estado do Rio de Janeiro, no período de 1991 a 2012.

Fonte: Ministério da Integração Nacional. Secretaria Nacional de Defesa Civil. Banco de dados e registros de desastres: sistema integrado de informações sobre desastres, 2012.

3.4 Secas

Entre os desastres naturais de maior ocorrência no mundo encontra-se as secas, que nas últimas décadas, vêm sendo consideradas como as responsáveis por inúmeras mortes e grandes prejuízos social, econômico e ambiental (WLHITE et al. 1993). Segundo a Organização Meteorológica Mundial (OMM), ela ocorre quando uma região apresenta a chuva inferior a 60 % da normal climatológica por um período maior que dois anos consecutivos, em mais de 50 % de sua superfície. É uma anomalia temporária da disponibilidade hídrica na maioria dos regimes climáticos sendo diferente da aridez e da escassez de água temporária (WILHITE et al. 1993; CONTI, 2008).

A aridez é uma característica de zonas de reduzida pluviosidade, sendo esta restrição hidrológica uma característica permanente e típica da região. A escassez de água temporária se deve ao fato dos recursos hídricos disponíveis não serem suficientes para satisfazer necessidades humanas. Deste modo, as necessidades resultantes das atividades humana de uma determinada região tais como, a produção de energia, indústria, agricultura ou abastecimento público de água excedem a disponibilidade existente (MOLINAS & LIMA, 1999; THEIS & RENCK 2004).

Sendo, assim, as secas são consideradas um fenômeno de ocorrência natural e recorrentes nas regiões semiáridas. Elas afetam, normalmente, grandes extensões de terras, trazendo grandes efeitos principalmente em regiões que sofrem com a disponibilidade de água, seja em que a oferta é menor que o consumo, ou onde a oferta tenha grande variabilidade por um período de curta ou longa duração. As consequências de um longo período de seca dependem não só de sua duração e intensidade, mas também das condições socioeconômicas e culturais da população afetada (FREITAS, 2005).

Cunha (2008) afirma que o principal fator para a ocorrência da seca é o déficit ou ausência dos volumes de chuva, seguido de altas temperaturas e elevados níveis de evapotranspiração (ET) que contribuem para o agravamento e duração da seca. A seca está relacionada com a época em que ocorre, sendo que o impacto e grau de severidade dependem de parâmetros tais como: a intensidade e frequência da chuva e a sua duração ou a chegada tardia na época chuvosa.

O Brasil é um dos países que sofre constantemente com o fenômeno das secas, que atinge os estados da região Nordeste e parte de alguns estados da região Sul, Sudeste e o Norte do país, que prejudica o meio ambiente e as atividades econômicas e sociais nestas regiões.

Os primeiros registros de secas no país ocorreram no século XVI, no NEB. A seca de 1777 matou milhares de pessoas no estado do Ceará (CE). Um século depois em 1888, ocorreu a “*Seca dos Três Oito*”, que atingiu a mesma região, e foi a partir de então que se iniciou o debate sobre o problema da seca no país, que passou a ser considerada uma questão de relevância nacional pelo Governo Federal (CAMPOS et al., 2002). Outros eventos severos de seca foram registrados nas décadas de 1970, 1980 e 1990, no NEB. Em 1998, o NEB foi atingido por outra grande seca obrigando o Governo Federal, a iniciar um plano de combate aos efeitos da seca na região (SUDENE, 2004).

Nas regiões Sul e Sudeste, os impactos das secas têm influência direta nas atividades agrícola e pecuária (FERREIRA et al., 2002). As secas no Sul e Sudeste do país ocorrem, normalmente durante o inverno, causando grandes prejuízos à agricultura e a economia local dos municípios (SANTOS, 1998).

Na região Norte, durante a primeira década do século XXI, a Amazônia registrou duas grandes secas no espaço de cinco anos (2005 e 2010), onde em 2010 foi a mais intensa já registrada na região. Em um estudo realizado por Xu et al. (2011) foram comparados os

índices de clorofila e constatado que a seca provocou uma imensa queda da capacidade fotossintética causando a perda de folhas e dificultando a regeneração das árvores.

3.5 Tipos de Seca

O conceito de seca depende do ponto de vista de sua aplicação ou dos diferentes impactos ocasionados por ela (CUNHA, 2008). De um modo geral, a seca pode ser definida como: meteorológica, agrícola, hidrológica e socioeconômica. O déficit de chuva inicia a seca e a continuidade dessa ausência d'água tem implicações em diversos setores, que justificam essa tipologia.

- **Seca Meteorológica:** resulta diretamente do déficit prolongado da chuva em relação ao valor normal; caracteriza-se pela falta d'água induzida pelo desequilíbrio entre a chuva e a evaporação, a qual depende de outros elementos como a velocidade do vento, temperatura, umidade do ar e insolação. A definição de seca meteorológica deve ser considerada como dependente da região, uma vez que as condições atmosféricas que resultam em deficiências de chuva podem ser distintas de região para região (PIRES 2003);
- **Seca Agrícola:** ocorre quando o déficit de chuva conduz a uma redução significativa da disponibilidade de água no solo, provocando um *stress* hídrico nas plantas e, consequente redução da biomassa e produção agrícola. A seca agrícola é consequência da seca meteorológica, porque como as condições meteorológicas permitem o aumento da evaporação da água, verifica-se uma diminuição do teor de água no solo (PIRES 2003);
- **Seca Hidrológica:** ocorre em decorrência da seca meteorológica, quando se verifica implicações no sistema hidrológico, devido a redução de água nos talwegues (linha mais ou menos sinuosa, no fundo de um vale, pela qual correm as águas; canal mais profundo do leito de um curso de água), diminuição do caudal, seja subterrâneo ou superficial, seguido da redução na água disponível. Este tipo de seca está normalmente disfarçado de seca meteorológica, dado que é necessário um período maior de tempo para que as deficiências na chuva se manifestem, nos diversos componentes do sistema hidrológico. Apesar do clima ser o principal responsável pela seca hidrológica, este tipo de seca pode ser afetado pelas várias atividades e alterações praticadas no uso e ocupação dos solos, desmatamento, práticas agrícolas inadequadas, degradação do solo e construção de barragens (PIRES, 2003);
- **Seca Socioeconômica:** ocorre quando as reservas de água disponível não são suficientes para satisfazer as necessidades humanas. O aumento da utilização da água por diversas atividades humanas se deve, em grande parte, ao aumento populacional, que por sua vez resulta em um maior consumo *per capita*, provocando uma maior pressão sobre os recursos hídricos. A ocorrência de uma situação de seca em locais onde existe já uma elevada pressão sobre os recursos hídricos poderá conduzir a graves consequências econômicas (PIRES, 2003).

Na Figura 10 encontram-se os vários tipos de seca de acordo com o *National Drought Mitigation Center* - NDMC (2006). Apresentado de forma esquemática, os impactos decorrentes da seca, seguido dos impactos econômicos, sociais e ambientais.

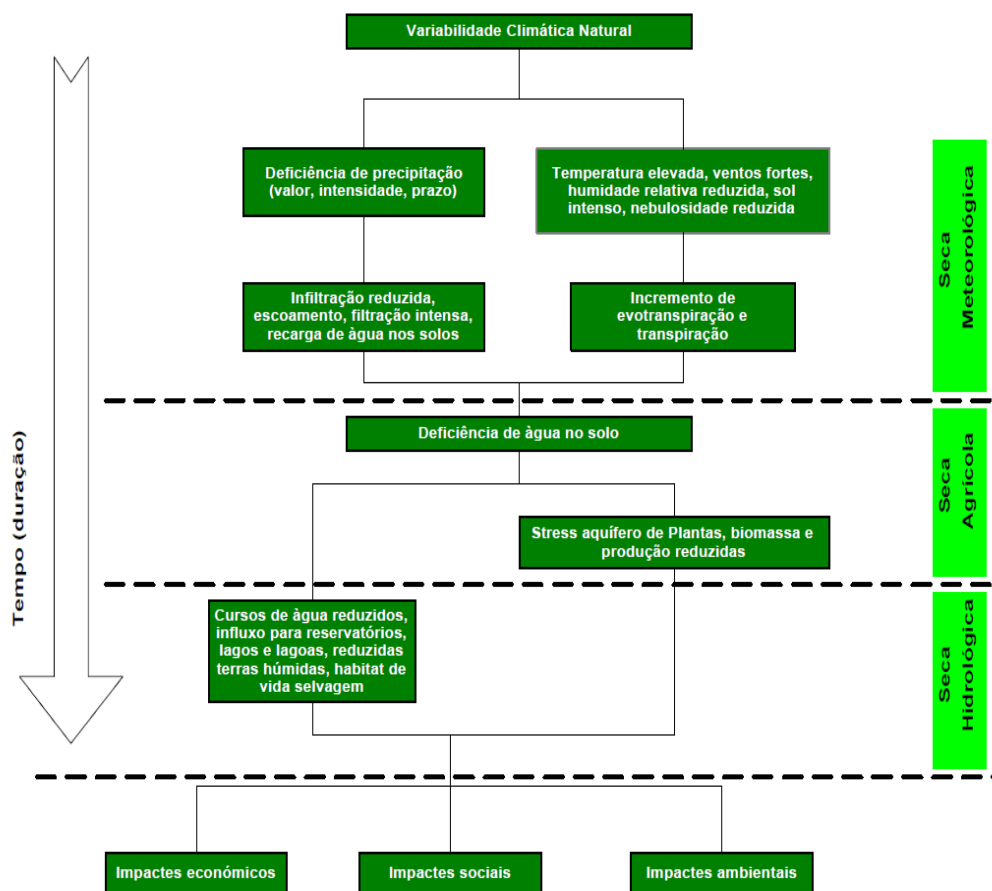


Figura 10. Esquematização do conceito e os vários tipos de seca.
Fonte: NDMC, 2006.

3.6 Impactos da Seca

Batista Júnior (2012) definem uma classificação dos impactos da seca que são definidos em: diretos e indiretos.

Os impactos diretos consistem na deficiência na disponibilidade d'água para o abastecimento urbano, os prejuízos na agricultura, às atividades industriais, na produção de energia, nas restrições ao transporte e navegação e atividades recreativas dos rios, e, ainda consequências adversas para o meio ambiente, por meio da diminuição da poluição e, seguido da redução da qualidade da água no meio hídrico receptor, (insuficientes à sobrevivência dos ecossistemas naturais) (BATISTA JÚNIOR, 2012).

Os impactos indiretos consistem no êxodo populacional, o aumento da concentração de substâncias poluidoras nos meios hídricos e consequente degradação da qualidade da água ou os problemas fitossanitários. A ocorrência de incêndios florestais com maior intensidade no período seco, que por sua vez não está claro na literatura. Qualquer um dos impactos (diretos e indiretos) das secas podem ainda ser definido em: econômico; social e ambiental (MENDES et al., 2012).

As informações sobre os impactos econômicos, ambientais e sociais da seca (Tabela 4).

Tabela 4. Impactos da Seca.

Itens	Impactos Econômicos
1	Na produção agrícola (redução de culturas, os danos nos cultivos, epidemia de insetos, doenças nas plantas);
2	Na produção florestal (diminuição do crescimento de florestas, os incêndios nas florestas, doenças nas árvores);
3	Na produção de carne bovina (redução de produtividade das pastagens, aumento de roubos, incêndios em pastagens, etc.);
4	Na indústria da pesca (danos ao habitat dos peixes causada por fluxos reduzidos do rio e reservatórios d'água);
5	Perda econômica das indústrias ligadas à produção agrícola (alimentos, indústrias produzindo fertilizantes, etc.);
6	Redução na produção de energia hidrelétrica;
7	O desemprego causado pela queda de produção;
8	Redução da navegabilidade em função da redução do volume de córregos, rios e canais;
9	Danos ao setor do turístico;
10	Pressão sobre as instituições financeiras (aumento dos riscos na concessão de empréstimos, capitais diminuir etc.);
11	Perda de receita da gestão pública e local (por causa da redução de impostos, etc.);
12	Redução de renda para as empresas ligadas à venda de água para consumo humano;
13	Custos adicionais decorrentes do uso de recursos hídricos;
14	Custos de medidas de emergência para melhorar/aumentar os recursos hídricos e diminuir as demandas (custos adicionais para o transporte de água e remoção, os custos de publicidade para reduzir o uso de água, etc.);
Itens	Impactos Ambientais
1	Falta de alimentos e água potável;
2	Aumento da concentração de sal (em rios, camadas subterrâneas, áreas irrigadas);
3	Perda de lagos naturais e artificiais (peixes, paisagens, etc.);
4	Danos à vida no rio (flora, fauna);
5	Danos a qualidade ao ar (aumento de particulados poluentes, poeira);
6	Danos à qualidade da paisagem (erosão do solo, poeira, redução da vegetação de cobertura);
Itens	Impactos Sociais
1	Inconvenientes devido ao sistema de racionamento de água;
2	Os riscos para a saúde relacionados com aumento da concentração de poluição e sistema de água descontínuo;
3	Impactos sobre a forma de vida (desemprego, redução da capacidade de poupança, a
4	Dificuldade em cuidados pessoais, a reutilização de água em casa, proibição em lavar carros na rua, a dúvida sobre o futuro, etc.;
5	
6	Riscos sobre a segurança pública devido ao aumento de incêndios frequentes (florestas, pastagens e áreas urbanas)
7	Abandono de atividades e emigração (em casos extremos);

Fonte: ROSSI et al., 2007; BATISTA JÚNIOR, 2012.

Cunha (2008) ressalta que os vários tipos de seca não ocorrem todos ao mesmo tempo, e que os impactos nos diferentes setores da sociedade são defasados igualmente no tempo. Quando se inicia uma seca, o setor agrícola é normalmente o primeiro a ser afetado. Pois, é

este o setor que mais depende da água existente no solo, em especial a agricultura de sequeiro. No caso do déficit de chuva persistir, constata-se uma redução do escoamento fluvial, da afluência para reservatórios, lagos e barragens, ocorrendo ainda uma redução das áreas naturalmente alagadas (seca hidrológica). Os setores que dependam destas fontes de água começam a sentir os efeitos da sua ausência, sendo que as atividades que mais dependem diretamente da água superficial e subterrânea armazenada são normalmente as últimas a serem afetadas por uma situação de seca (seca socioeconômica). A Figura 11 representa a sequência dos vários tipos de seca ao longo do tempo.

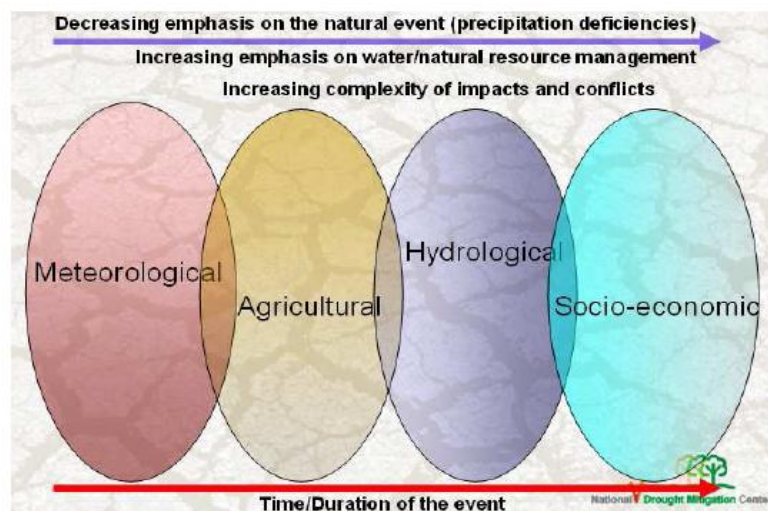


Figura 11. Dimensão da Seca Natural e Social.

Fonte: NDMC, Un. of Nebraska, Lincoln, Nebraska, USA (2006).

Em 1988, nos EUA a seca resultou em prejuízos da ordem de US\$ 40 bilhões (RIEBSAME et al., 1990), tornando este o desastre natural mais oneroso na história da América do Norte (NA). Enquanto que nas planícies do Canadá, as secas de 1988 a 2001 causaram prejuízos de US\$ 5 bilhões na agricultura (WHEATON et al. 1992; PHILLIPS, 2002, QUIRING et al. 2003). No Arquipélago de Cabo Verde, as primeiras avaliações do ano agrícola de 2004 indicou que a seca agrícola provocou uma perda de 4 mil toneladas na produção de milho contra 12 mil toneladas no ano anterior (AGÊNCIA PANAFRICANA DE IMPRENSA, 2004).

Na União Europeia (UE), as situações de seca surgem como uma das principais preocupações das políticas de gestão de recursos hídricos. Segundo DG Env EC (2007) na UE verificou-se a ocorrência regular de secas entre 1976 e 2006, onde os eventos mais severos afetaram 800.000 km² (37% do território) e cerca de 100 milhões de habitantes (1/5 da população) no período. Quanto ao impacto global médio das secas, as estimativas de perdas econômicas na UE, nesse período, da ordem de 100 mil M€.

A África sofreu alguns dos piores períodos de seca e, consequentemente de fome, em termos do número de pessoas que morreram ou foram afetadas (**Tabela 5**). As secas severas ocorridas entre 1972-1973 e 1984-1985, atingiram grande parte do Norte da África, da África Meridional e Oriental e a região do Sahel (GOMMES & PETRASSI, 1996). Entre os países mais afetados foram Botsuana, Burkina Faso, Chad, Etiópia, Quênia, Mauritânia e Moçambique (FAO, 2001).

Há fortes indícios de que as secas estão se tornando mais prolongadas e seus impactos, ainda maiores (DMC, 2000; FAO, 2000). Os riscos de danos causados por chuvas intensas são maiores em áreas mais secas do que naquelas que geralmente apresentam níveis de chuva mais elevados, isso se deve a cobertura vegetal ser menor para absorver a água e estabilizar o solo (DMC, 2000; FAO, 2000).

Tabela 5. Eventos de seca e fome ocorridos na África entre 1972 e 2000.

Anos	Episódios /Consequências	Países	Nº de óbitos	Pessoas afetadas
1972	Fome	Etiópia	600.000	Sem registro
1973	Seca	Etiópia	100.000	Sem registro
1974	Seca	Etiópia	200.000	Sem registro
1980	Seca	Moçambique	Sem registro	6.000.000
1982	Fome	Gana	Sem registro	12.500.000
1983	Seca	Etiópia	Sem registro	7.000.000
1984	Seca	Etiópia	300.000	7.750.000
1984	Seca	Sudão	150.000	8.400.000
1985	Seca	Moçambique	100.000	2.466.000
1987	Seca	Etiópia	Sem registro	7.000.000
1990	Seca	Etiópia	Sem registro	6.500.000
1991	Seca	Etiópia	Sem registro	6.160.000
1991	Seca	Sudão	Sem registro	8.600.000
1993	Seca	Malavi	Sem registro	7.000.000
1993	Fome	Etiópia	Sem registro	6.700.000
1999	Fome	Etiópia	Sem registro	7.767.594
2000	Seca	Etiópia	Sem registro	10.500.000

Fonte: CRED-OFDA, (2002).

3.7 Secas no Brasil

Sales (2003) afirma que são antigos os estudos e registros sobre secas e suas consequências na organização socioeconômica do NEB. Segundo Khaw & Campos (1992), as primeiras referências foram feitas por Fernão Cardim em 1587, entretanto soluções para combater os problemas causados pela seca no semiárido brasileiro começaram a ser esboçadas após a sua Independência, a partir de 1838, quando foi criado o Instituto Histórico e Geográfico Brasileiro (IHGB). Por meio deste Órgão foi elaborado em 1859, o primeiro trabalho de reconhecimento do norte do Nordeste (NNEB), cabendo essa missão ao Barão de Capanema de elaborar o trabalho, propondo pela 1ª vez a criação de um sistema que viabilizasse transportar águas do Rio São Francisco para o Rio Jaguaribe no CE; e a construção de 30 açudes na região.

Porém, foi a partir da grande seca de 1877 e 1878, que o imperador D. Pedro II criou uma Comissão Imperial que era encarregada de analisar o problema, propôs a solução que se tornaria histórica: o binômio (migração e açudagem), cuja, as principais recomendações eram a melhoria dos meios de transporte e a construção de uma série de açudes e a transposição do

Rio São Francisco (BRAGA, 1962; ALMEIDA, 2010). Naquele momento, o flagelo da seca que havia se instalado no NEB, resultou aproximadamente na morte de 500 mil pessoas, somente no estado do CE foi registrado a perda de 200 mil vidas, levando o Império a adotar ações de combate à seca, como a implantação de sistemas de irrigação e construções de açudes e barragens (GUERRA, 1981).

Portanto, desde os tempos do Império, existe uma enorme produção tanto literária quanto científica acerca dos problemas causados pelas secas (SALES, 2003). Na literatura, há obras consagradas como "O Quinze" de Raquel de Queiroz e "Vidas Secas" de Graciliano Ramos, os quais revelam a contradição entre a miséria socioeconômica e a grandeza espiritual do sertanejo. Sendo alguns desses trabalhos clássicos, indispensáveis na análise e compreensão da forte relação do homem com a rusticidade do ambiente e, por fim incluindo-se "Os Sertões" de Euclides da Cunha, que mostra a influência do ambiente nas condições de vida do homem do sertão, constituindo-se de uma das mais ricas obras que trata das relações entre ambiente e cultura no semiárido brasileiro. É considerável também a obra de DUQUE (1973, 1982), que com vasta experiência no semiárido nordestino, o qual estudou e disseminou as bases para uma agricultura ecológica no Nordeste.

Viana (2013) afirma que as ações do império foram lentas e limitadas, ao contrário do avanço da seca na região do NEB. Estima-se que, como consequência das secas e dos problemas socioeconômico, tenham morrido entre 100 e 200 mil pessoas nas últimas décadas do século XIX e que, entre o final do século XIX e início do século XX, aproximadamente 500 mil pessoas tenham migrado para a região Amazônica. Em busca de oportunidades de trabalho vinculadas à exploração da borracha, que emergia como novo produto de exportação (Cano, 1985; Furtado, 2001;) e a lógica da migração desordenada e organizada pelo Estado simplesmente expandiu territorialmente o problema da seca.

Esse movimento deu-se em um cenário conturbado e foi permeado de falhas primárias. A promessa de promover infraestrutura nunca aconteceu. A degradação dos solos, a fome, a miséria e as doenças espalharam-se e a grande seca de 1889 deixou impactos de longo prazo.

A economia do início do século XX aumentou a susceptibilidade das populações nordestinas, o que levou à criação da Inspetoria de Obras Contra as Secas (IOCS), em 1909. Foi o início da política de açudagem de forma institucionalizada, sendo que o principal objetivo era garantir reserva hídrica para o trinômio boi-algodão-agricultura de subsistência. A IOCS como parte de uma política maior para a resolução do problema foi frustrada. O que poderia ser uma instituição ativa e correspondente ao caráter republicano de seus criadores foi limitada nas ações e capturada pela indústria da seca, não sendo capaz de contribuir para o planejamento, a transformação e a integração do território (LIMA, 2008; ALMEIDA, 2010).

Em 1884, foi construído o primeiro açude e as obras foram terminadas em 1906. Na época republicana, o fenômeno das secas passou a ser visto como uma questão governamental e procurou se analisar com bases científicas. Portanto, seria necessário implantar programas específicos para tratar a questão, isto é, fazia-se necessário implantar políticas públicas de combate ao binômio fenômeno da seca e flagelo.

O IOCS surgiu na ocasião em que a Primeira República no Brasil experimentava altas taxas de crescimento e grandes obras de infraestrutura como portos e ferrovias em curso no país. Contudo, a prosperidade daquele momento, não chegou ao IOCS uma vez que, a os recursos do IOCS estava muito aquém do previsto o que tornou ainda mais severos os efeitos da seca de 1915, novamente arrasadora para a região (VILLA, 2001).

Em 1918, o presidente da República Epitácio Pessoa deu uma maior atenção por parte do Governo ao fenômeno da seca. As soluções propostas, no entanto, seguiram o caminho das ações desenvolvidas anteriormente, ou seja, construir reservatórios para armazenar água no período chuvoso visando suprir a carência hídrica nos momentos de estiagens. Assim, em 1918, último ano da gestão Venceslau Brás, aplicou-se em obras contra as secas 2.326 contos de réis. Quatro anos depois, o montante saltou para 145.947 contos de réis (VILLA, 2001).

A política para a região, portanto, era a de construir imensos reservatórios artificiais de água. Contudo, essa política suscitou dois fortes opositores, de um lado os oligarquias locais, temiam a modernização do sertão e a erradicação da miséria que constituía seu principal meio para perpetuação do poderio político. Por outro lado, havia os cafeicultores paulistas e a defesa intransigente de seus interesses contrariados com a aplicação de recursos no Nordeste (VILLA, 2001).

No governo de Getúlio Vargas (1930-1945) foi dada continuidade a construção de açudes como meio para combater as secas e houve a intensificação da construção de rodovias cortando o NEB, dentre as quais se encontrava a Transnordestina, posteriormente incorporada à BR 116, construída pelo IFOCS (NEVES, 2001).

Nesse período a atuação do Ministro da Viação e Obras Públicas, José Américo foi de vital importância na tentativa de combater os efeitos da seca no semiárido brasileiro. O ministro continuou as obras planejadas e iniciadas por Eptácio Pessoa, ainda em 1932 criou a Comissão Técnica de Reflorestamento, Postos Agrícolas no Nordeste e a Comissão Técnica da Piscicultura.

No final de 1932, houve a construção dos açudes públicos Joaquim Távora, Lima Campos, Choro, Inharé, Lucrêia e Itans, no Rio Grande do Norte; Santa Luzia, Riacho dos Cavalos, Pilões, Soledade, Condado (atual Engo. Ávido), na Paraíba; Quebra Unhas, Cachoeira, Pedra D'água, em Pernambuco; Monteiro, Macaúbas e Itabera, na Bahia, 34 açudes particulares, canais de irrigação de Lima Campos no Ceará (COSTA, 2002).

Em 1937, porém, houve uma redução dos recursos e conseqüentemente do número de funcionários (GUERRA, 1981). Em 1945, o então IFOCS mudou de nome novamente, tornando-se finalmente Departamento Nacional de Obras Contra as Secas (DNOCS).

Outro momento de suma importância na execução de políticas públicas para o Semiárido ocorreu com a criação do GTDN (Grupo de Trabalho para o Desenvolvimento do Nordeste), durante o governo de Juscelino Kubitschek. Esse grupo surgiu com o objetivo de discutir, debater e apresentar, em no máximo dois anos, um diagnóstico completo, bem como um conjunto de propostas para o desenvolvimento do Nordeste. A criação do GTDN foi fruto de diversos conflitos, bem como de pressões por parte da sociedade civil organizada, com destaque a Confederação Nacional dos Bispos do Brasil (CNBB), que no ano de 1956 realizou a 1ª Conferência dos Bispos do Nordeste, sendo o tema central, a busca de soluções para o desenvolvimento e integração do NEB (COSTA, 2002).

A partir dos debates e do documento final do GTDN, em 1959 foi criada a SUDENE (Superintendência de Desenvolvimento do Nordeste), chamando para si a função de elaborar as políticas de desenvolvimento a serem implantadas em todo o Nordeste. Em 2001, durante o governo de Fernando Henrique Cardoso, ela foi extinta mediante denúncias de desvio de recursos e fraudes em sua gestão, em substituição foi criada a ADENE (Agência de Desenvolvimento do Nordeste). A SUDENE só foi reaberta anos depois no Governo de Luis Inácio Lula da Silva, em janeiro de 2007 foi sancionada a lei nº 125/07 com o intuito de dificultar a prática de irregularidades. A importância de estudos causados pelas secas é justificada pelos registros de ocorrência de danos (**Tabela 6**).

Tabela 6. Registros de Seca no NEB do século XVI ao XXI.

Anos	Descrição da Seca
1580/1583	A 1ª seca de que se tem notícia no NEB aconteceu entre 1580 e 1583, sendo que o estado mais atingido foi PE. Naquela ocasião, os engenhos da Província não moeram, as fazendas ficaram sem água e cerca de cinco mil índios desceram o Sertão em busca de comida.

1583/1585	Primeira notícia sobre seca, relatada pelo padre Fernão Cardin, que atravessou o sertão da BA para PE. Relata que houve "uma grande seca e esterilidade na província e cinco mil índios desceram os sertões apertados pela fome socorrendo-se aos brancos".
1606	Nova seca atinge os estados do NEB.
1615	Seca de razoável proporção.
1652	Seca atinge o NEB.
1692/1693	Uma grande seca atinge o sertão. A peste assola na capitania de PE. Segundo o historiador Frei Vicente do Salvador, os indígenas, foragidos pelas serras, reúnem-se em numerosos grupos e avançam sobre as fazendas das ribeiras, destruindo tudo.
1709/1711	Grande seca atinge o NEB, estendendo-se até a Capitania do Maranhão (MA), espalhando fome entre seus habitantes.
1720/1721	Seca atinge as províncias do CE e do RN.
1723/1727	Grande seca, os engenhos ficam em ruínas e, como relatado por Irineu Pinto, "os fiscais da Câmara pedem a El-Rey que os mande acudir com escravos, pois os daqui têm morrido de fome".
1736/1737	Outra seca atinge o NEB, causando prejuízos à região.
1744/1745	Seca provoca morte do gado e fome entre a população nordestina.
1748/1751	Grande seca atinge o estado da região Nordeste.
1776/1778	Uma das mais graves secas até então. Não apenas pela falta de chuva, mas por coincidir com um surto de varíola iniciado no ano anterior e que se prolongaria até 1778, provocando grande mortandade.
1782	É realizado um censo para determinar a população das áreas sujeitas a estiagens e o resultado aponta 137.688 habitantes.
1790/1793	Uma seca transforma homens, mulheres e meninos em pedintes. É criada a Pia Sociedade Agrícola, 1ª organização de caráter administrativo, cujo objetivo foi dar assistências aos flagelados.
1808/1809	Seca parcial atingindo PE, na região do São Francisco.
1824/1825	Aliada à varíola, grande seca faz muitas vítimas na região. Os campos ficam esterilizados e a fome chega até os engenhos de cana-de-açúcar.
1831	A Regência Trina autoriza a abertura de "fontes artesianas profundas, como forma de resolver o problema da falta d'água".
1833/1835	Grande seca atinge apenas PE.

1844/1846	Seca de grandes proporções provoca a morte do gado e espalha fome entre os nordestinos. Um saco de farinha de mandioca era trocado por ouro ou prata.
1877/1879	Uma das mais graves secas que atingiram todo o NEB. O estado CE, por exemplo, tinha, à época, uma população de 800 mil habitantes. Destes, 120 mil (ou 15%) emigraram para a Amazônia e outras 68 mil pessoas foram para outros estados.
1888/1889	Grande seca atinge PE e PB, deixando destruição de lavouras e vilas abandonadas.
1898/1900	Outra grande seca atinge somente o estado de PE.
1903/1904	Devido aos flagelados da seca passa a constar da Lei de Orçamento da República uma parcela destinada às obras contra as secas. Criam-se três comissões para analisar o problema das secas.
1908/1909	Seca atinge principalmente o sertão de PE. Em 1909 é criada a Inspetoria de Obras Contra as Secas (IOCS).
1910	Foram instaladas 124 estações pluviométricas no semiárido nordestino. Até então, tinham-se construídos 2.311 açudes particulares na PB e 1.086 no RN.
1914/1915	Seca de grande intensidade em toda região semiárida nordestina.
1919/1921	Em consequência dos efeitos dessa seca cresce o êxodo rural no Nordeste. A imprensa, a opinião pública e o Congresso Nacional exigem atuação do governo. É criada, em 1920, a Caixa Especial de Obras de Irrigação de Terras Cultiváveis do Nordeste Brasileiro, mantida com 2% da receita tributária anual da União, além de outros recursos. Mas, praticamente nada é feito para amenizar o drama das secas.
1932	Grande seca no NEB.
1945	Mais uma seca atinge o NEB. É criado o Departamento Nacional de Obras Contra as Secas (DNOCS) que passa a desempenhar as tarefas antes atribuídas à IOCS, criada em 1919.
1951/1953	Grande seca atinge todo o Nordeste.
1953	Outra grande seca no Nordeste. O DNOCS propõe um trabalho de educação entre os agricultores, como objetivo de criar núcleos de irrigação.
1956	Criação do Grupo de Trabalho para o Desenvolvimento do Nordeste (GTDN), encarregado de elaborar uma política de desenvolvimento para a região.
1959	Criação da SUDENE.
1966	Seca atinge parcialmente o NEB.
1970	Grande seca atinge todo o NEB, deixando como única alternativa para 1.8 milhão de nordestinos o engajamento nas chamadas "frentes de emergência",

	mantidas pelo governo federal.
1979/1984	A mais prolongada e abrangente seca da história do NEB. Atingiu toda a região, deixando um rastro de miséria e fome em todos os Estados. No período não se colheu lavoura nenhuma numa área de quase 1.5 milhão de km ² . Segundo dados da SUDENE, entre 1979/1984 morreram na região 3.5 milhões de pessoas, a maioria crianças, por fome e enfermidades derivadas da desnutrição. A UNESCO apontou que 62% das crianças nordestinas, de zero a cinco anos, na zona rural, viviam em estado de desnutrição aguda. As frentes de emergência empregaram 26,6 milhões de trabalhadores rurais e os gastos do Governo Federal com a seca somaram 4 (quatro) trilhões de cruzeiros, o equivalente à época a 50% dos dispêndios totais do Ministério do Interior (MI).
1993	Grande seca atinge todos os Estados do NEB e mais parte da região norte de MG. Somente no NEB, de acordo com dados da então SUDENE, um total de 1.857.655 trabalhadores rurais que perderam suas lavouras foram alistados nas chamadas "frentes de emergência". PE foi o Estado que teve o 2º maior número de agricultores alistados, com 334.765 pessoas, perdendo apenas para a BA (369 mil trabalhadores alistados). As perdas de safras foram totais, em todos os Estados NEB.
1998	No final do mês de abril vêm à tona, mais uma vez, uma nova seca no NEB. Exceto o Maranhão, todos os outros Estados do NEB e são atingidos, num total de cerca de cinco milhões de pessoas afetadas. Esta seca estava prevista há mais de um ano, em decorrência do fenômeno El Niño, mas, como das vezes anteriores, nada foi feito para amenizar os efeitos da catástrofe. Tudo aconteceu no momento em que os representantes do governo se orgulhavam pelo fato de o Brasil assumir posição destacada na "moderna era da economia globalizada". O programa de assistência às populações atingidas causou bate-boca, porque 1998 era um ano eleitoral, inclusive com eleições para a presidência da República, e a distribuição dos alimentos estaria obedecendo a critérios eleitorais. Representantes da Igreja Católica chegaram, inclusive, a denunciar que os governos (federal, estaduais e municipais) não tinham nenhum interesse em resolver o problema das secas no NEB "porque, com a fome, a compra de votos fica mais fácil".
2001	Praticamente um prolongamento da seca iniciada em 1998 (que se estendeu por 1999 e apenas deu uma trégua em 2000). O Rio São Francisco sofreu com a pior falta de chuvas de sua história, causando uma diminuição drástica do volume de suas águas. Para piorar a situação, a falta de chuvas em todo o Brasil contribuiu para a pior crise energética que o país já viveu, somando a estiagem prolongada à falta de investimentos no setor.
2005	A seca afetou boa parte da região Amazônica, especialmente o setor sudoeste do Amazonas e o Estado do Acre, caracterizou-se pelo menor índice pluviométrico nos últimos 40 anos, ultrapassando os períodos de 1925-1926, 1968-1969 e 1997-1998, até então considerados os mais severos.
2007/2008	Em 2007, ocorreu a pior seca da história no norte de MG, região do estado de clima semiárido. Não choveu entre março e novembro de 2007 e as chuvas

	foram abaixo da média e, continuaram durante o ano seguinte. No total, foram 15 meses de estiagem. Durante o período, foram registrados quase 54 mil focos de incêndio e mais de 190 mil mortes de cabeças de gado. Centenas de municípios decretaram estado de emergência.
2012	O NEB tem a pior seca dos últimos 30 anos com impacto direto na Pecuária e Agricultura familiar.
2013	O NEB enfrenta em 2013 a maior seca dos últimos 50 anos, com mais de 1.400 municípios afetados.

Fontes: Rema Atlântico-<http://exploradordosertao.blogspot.com.br/2012/11/cronologia-das-principais-secas.html>; INPE. http://www.inpe.br/noticias/noticia.php?Cod_Noticia=492

No estado do RS, os estudos revelaram que no período de 1987 a 2000, as perdas nas lavouras de soja e milho foram na ordem de 19,1 milhões de toneladas. Este montante representa mais que a produção total de todos os grãos produzidos no Estado em um ano sem seca (BERLATO & FONTANA, 2004).

Victorino (2007) o Brasil é um país privilegiado em termos de disponibilidade de água, pois conta com 28% da disponibilidade sul-americana e de 12% das reservas de água do mundo. Em território brasileiro, 72% da água estão localizadas na Bacia Amazônica. O Rio Amazonas tem 6.885 km de extensão e é o maior do mundo em volume de água, com 175 milhões de litros por segundo no Oceano Atlântico. A pesar de toda essa disponibilidade hídrica, o Brasil sofre constantemente com problema de escassez de água que prejudica as atividades econômicas e sociais, principalmente nos estados do NEB, e atualmente os estados da região Sudeste, especialmente o Estado de SP que enfrenta o pior período de estiagem desde 1964.

Nas Regiões Sul e Sudeste, os impactos das secas têm influência direta nas atividades agropecuárias (FERREIRA et al., 2002). Elas ocorrem com frequência em quase todos os anos, normalmente durante o inverno, causando grandes prejuízos à agricultura e economia local (SANTOS, 1998). Cunha (2008) destaca que todos os tipos de seca são originados da escassez de água, por períodos prolongados de redução de chuva. Ela ocorre em qualquer região, seja com características úmidas ou áridas, sendo de difícil previsão no que diz respeito ao seu início e fim e, suas consequências interferem nas atividades agrícolas, pecuária, geração de energia, lazer, indústria e doméstico.

Entre as catástrofes naturais que ocorrem atualmente, o de maior impacto é as secas (Castro, 2003; Gross et al., 2012). Os impactos econômicos gerados por ela, segundo os autores provocam um efeito cascata, que resultam na queda da produção agrícola, para suprir as demandas tanto locais quanto regionais, sendo necessária a importação de produtos, como alimentos e matéria-prima. Os produtores rurais diminuem seu poder de consumo junto aos fornecedores de insumos. E estes, em decorrência da crise financeira, promovem o desemprego na zona urbana, segundo Ponce (2012).

Gross et al. (2012) estudaram a estiagem no RS durante o período de 2000 a 2010. Eles verificaram que estiagem é um dos principais desastres naturais ocorridos nos últimos anos no Estado. Do total de 496 municípios, apenas 42 não decretaram situação de emergência. A estiagem ocorreu com maior frequência nas porções N e NW do Estado. Este pode ser atribuído ao fato de que o período de cultivo da soja e milho, ou seja, das principais culturas desses municípios são produzidas no verão, período de maior estiagem no RS. No extremo oeste de SC entre 2001 a 2002, 107 municípios registraram secas que provocaram prejuízos econômicos no setor agroindustrial e agrícola da região (THEIS & RENCK, 2002).

No Estado do RS, a seca de 1963 a 1964 provocou perdas econômicas consideráveis na produção de soja com uma redução de 25% na produtividade da cultura (MOTA et al. 1991).

Segundo Cavalcanti & Kousky (2002) um saldo negativo no volume de chuvas durante o verão e o outono de 2001 resultou em uma redução significativa do fluxo dos rios das regiões Nordeste, Centro-Oeste e Sudeste do Brasil. Reduzindo a capacidade de produção de energia hidrelétrica nessas regiões em 90%. A crise energética forçou o governo a adotar medidas de conservação de energia para evitar a interrupção do fornecimento de energia (*blackout*) durante o período de 2001 e 2002.

De acordo com Marengo et al. (2009), o ano de 2009 foi considerado um dos mais secos dos últimos 80 anos. As fortes secas que atingiram o Sul do Brasil e o Nordeste da Argentina em 2008 afetou a produção de soja e grãos e, junto com a queda nos preços internacionais, gerou uma previsão de redução de cerca de 30% das exportações, de cerca de 8 a 9 bilhões de dólares, em 2009.

Novamente, Marengo et al. (2009) avaliaram a variabilidade climática e os eventos climáticos extremos e mostraram que estes têm afetado seriamente o Brasil durante os últimos anos. Groisman et al. (2005) e Marengo et al. (2009) identificaram um aumento sistemático da chuva desde os anos de 1950 e, no Sudeste do Brasil, detectaram um aumento nos eventos extremos de chuva. Sobre o estado de SP, Carvalho et al. (2004) descobriram que os eventos extremos de chuva mostram uma variabilidade interanual ligada aos episódios de ENOS (El Niño - La Niña), assim como variações intrasazonais associadas à atividade da ZCAS e do Jato de Baixos Níveis da América do Sul (JBNAS). As enchentes causam enormes desastres econômicos para pessoas e companhias seguradas e empresas seguradoras. Além disso, as enchentes tiram um grande número de vidas humanas.

Por sua vez, a seca pode comprometer cidades ou regiões inteiras quanto ao fornecimento de energia é prejudicado. Episódios de falta de água podem causar graves problemas para a sociedade, além de grande êxodo de populações de regiões inteiras (PINTO, 2012).

3.8 Índices de Seca

Dentre os fenômenos climáticos que mais causam danos e prejuízos às populações urbanas e rurais, a seca é a responsável por inúmeras perdas na agricultura e no abastecimento de água das cidades, pois seu início e fim são de difícil determinação. A seca pode ocorrer em uma determinada região quando a taxa de chuva, em certo período de tempo, apresenta valores abaixo da normal climatológica. Segundo Fernandes et al. (2009) as secas podem ser identificadas, com base em uma série temporal ou série histórica de dados meteorológicos, por meio de índices estatísticos que podem quantificar as secas. Esses índices diagnosticam os períodos de seca ou umidade de forma pontual ou regional a partir de equações empíricas. A utilização de índices para quantificar a seca se faz necessária para determinar a intensidade, a duração e a frequência.

A compreensão da seca e seus impactos incluindo seu começo e o seu fim encontra-se na aplicação de metodologias que quantifique e caracterize a sua severidade. Desta forma diversos pesquisadores e estudiosos vêm aplicando nas últimas décadas metodologias, entre as quais se destacam os índices de severidade de seca, que se fundamentam nas variáveis climáticas (chuva, capacidade disponível de água e temperatura do ar), e métodos estatísticos visando determinar a intensidade, a duração e a frequência da sua ocorrência (BARRA, 2000). Há uma grande quantidade de índices de severidade de seca, que vem sendo amplamente utilizados em vários países, e principalmente nos Estados do Nordeste Brasileiro (NEB). Dentre os índices mais utilizados na literatura destacam-se: O *Palmer Drought Severity Index* - PDSI (Palmer, 1965), *Standardized Precipitation Index* - SPI (McKee et al. 1993 e 1995),

Índice de Precipitação Normalizada - IPN (Willeke et al. 1994) e o Método dos Decis - MD (GIBBS & MAHER, 1967). Todos esses índices têm sido empregados nas últimas décadas, por vários pesquisadores e estudiosos com o objetivo de auxiliar os agricultores e gestores públicos, no que se refere à avaliação temporal e espacial da seca (Alley, 1984, 1985; Kumar & Panu, 1997; Daí et al., 1998; Nkemdiring & Weber, 1999), em sistemas de monitoramento (Lohani & Loganathan, 1997; Lohani et al., 1998), e previsão de produtividade das culturas (SAKAMOTO, 1978; KUMAR & PANU, 1997).

Segundo Blain et al, (2005) vários índices têm sido utilizados para quantificar, padronizar e comparar a seca em base temporal e regional; entre eles o mais conhecido é o PDSI. Palmer (1965) define seca como o intervalo de tempo, geralmente da ordem de meses ou até anos, durante o qual o abastecimento hídrico de uma região diminui consideravelmente em relação ao climatologicamente esperado ou apropriado. Outro índice bastante utilizado é o SPI, que foi desenvolvido por McKee et al. (1993 e 1995). É a única ferramenta conhecida capaz de quantificar e monitorar a seca em diferentes escalas de tempo. Para McKee et al. (1993) tais escalas ao serem relacionadas ao déficit de chuva, tornam-se extremamente importantes na caracterização dos diferentes tipos de seca.

De acordo com Guttman (1998) o SPI, ao ser comparado ao PDSI, representa melhor os possíveis períodos de déficit ou excesso de chuva. Segundo, McKee et al. (1993; 1995), Guttman (1998;1999), Hayes et al. (1999) e Keyantash & Dracup (2004) observaram que o SPI é uma ferramenta que aperfeiçoa o tempo de identificação de condições de seca, em comparação o PDSI como ferramenta de monitoramento.

A eficácia para investigar a seca e seus impactos, incluindo seu começo e fim está baseado na utilização de várias metodologias que têm sido adotadas por diversos estudiosos e pesquisadores há décadas, entre as quais se destacam os índices de severidade de seca que são fundamentados nas variáveis climáticas e métodos estatísticos com objetivo da caracterização, intensidade, duração e a frequência (BARRA, 2000; FERNANDES et al., 2009; GOIS et al., 2013). Há uma variedade de índices de seca, que vem sendo utilizados em vários países do mundo, e principalmente no Brasil.

Na **Tabela 7** encontram-se alguns destes índices de severidade de seca com suas escalas temporais, dados de entrada, aplicação e referência.

Tabela 7. Resumo dos principais índices de seca com os respectivos dados de entrada, escala aplicação e referência (P – Precipitação, T – Temperatura, QN – Quantidade de Neve, FS – Fluxo em Superfície, R – *Runoff*, US – Umidade do Solo, D – Decendial, S – Semanal, M – Mensal, A – Anual).

Índice de Seca	Referência	Dados de entrada	Escala	Aplicação
Índice Porcentagem Normal (PN) <i>Percent of Normal</i>		P	S, M, A	Meteorológico
Decis (D) Deciles	Gibbs & Maher (1967)	P	M	Meteorológico
Índice de Precipitação Padronizada (SPI) <i>Standardized Precipitation Index</i>	McKee et al. (1993; 1995)	P	M	Meteorológico
Índice de Anomalia	Rooy (1965)	P	M, A	Meteorológico

de Chuva (RAI) <i>Rainfall Anomaly Index</i>				
Índice de Seca de Bhalme & Mooley (BMDI) <i>Bhalme & Mooley Drought Index</i>	Bhalme & Mooley (1980)	P	M, A	Meteorológico
Índice de Seca de Bhalme & Mooley Modificado (MBMDI) <i>Modified Bhalme & Mooley Drought Index</i>		P, T	D, M, A	Meteorológico
Índice de Severidade de Herbst (HSI) <i>Herbst Severity Index</i>	Herbst et al. (1966)	P	M	Meteorológico
Índice de Abastecimento de Água em Superfície (SWSI) <i>Surface Water Supply Index</i>	Shafer & Dezman (1982)	P, QN, FS, R	M	Hidrológico
Recuperação de Seca (RDI) <i>Reclamation Drought Index</i>	Weghorst (1996)	P, QN, FS, R	M	Hidrológico
Índice de Umidade da Cultura (CMI) <i>Crop Moisture Index</i>	Palmer (1968)	P, T, US	S	Agrícola
Hídrico da Cultura (CWSI) <i>Crop Water Stress Index</i>	Jackson (1982)	P, T, US	S, M	Agrícola
Índice de Desvio de Chuva de Lamb (LRDI) <i>Lamb Rainfall Departure Index</i>	Lamb et al. (1986)	P	M	Meteorológico
Índice de Seca Efetiva (EDI) <i>Effective Drought Index</i>	Byun & Wilhite (1999)	P	D	Meteorológico
Índice de Severidade de Seca de Palmer (PDSI)	Palmer (1965)	P, T, US	M	Meteorológico

<i>Palmer Drought Severity Index</i>				

Fontes: Embrapa Arroz e Feijão, 2009.

Os índices citados anteriormente têm como objetivo auxiliar os agricultores e gestores públicos, no que se refere à avaliação temporal e espacial da seca (Alley, 1984, 1985; Kumar & Panu, 1997; Daí et al., 1998; Nkemdiring & Weber, 1999), em sistemas hidrológicos e de monitoramento de secas (Lohani & Loganathan, 1997; Lohani et al., 1998), e previsão de produtividade das culturas (SAKAMOTO, 1978; KUMAR & PANU, 1997).

É importante destacar que os índices de severidade de seca têm se apresentado ao longo dos anos como uma ferramenta na caracterização de seca agrícola, mas, eles podem fornecer diferentes respostas quanto aos impactos e à severidade da seca para uma mesma região, por apresentar diferentes exigências quanto à entrada de dados (QUIRING et al., 2003). Dessa forma, alguns estudos sobre o monitoramento de secas no Brasil foram realizados, por exemplo, Xavier & Xavier (1984) utilizando as técnicas dos *quantis*, classificou os anos secos e chuvosos para o estado do CE; Barra et al., (2002) usou o índice PDSI no estado do CE; Lima et al. (1989) os Índices de Seca de (BHAME & MOOLEY), o PDSI e o índice de anomalia de chuva para o estado de AL; BRUNINI et al., (2000; 2001) usaram SPI para diferentes regiões no estado de São Paulo No estado de Minas Gerais, MINUZZI, (2003) conduziu um estudo sobre a influência do ENOS nos veranicos e, por fim e Gois et al. (2013) avaliaram o SPI na escala anual para o estado do Tocantins (TO) e sua relação com modo de variabilidade climática El Niño.

Palmer (1965) desenvolveu o índice PDSI a partir da definição de períodos secos como sendo um intervalo de tempo, de um modo geral da ordem de meses ou anos de duração, no qual o suprimento de água é menor que o climaticamente esperado, ou apropriado. O PDSI baseia nos princípios do balanço entre o suprimento e a demanda de água no solo. O modelo de solo de duas camadas usado assume que a capacidade de armazenamento de água é avaliada pela divisão do solo em duas camadas e que a camada superficial tem 25 mm de água armazenada. Enquanto, que a capacidade de água disponível da camada inferior dependerá das características do solo de cada localidade (Barra et al., 2002). A camada inferior recebe água somente após a camada superficial alcançar a capacidade total e a perda de água da camada superficial é definido, como a menor das duas quantidades. Posteriormente, determinam-se os elementos do Balanço Hídrico Climático Mensal (BHCM), evapotranspiração real (ETR), deficiência hídrica (DEF), excesso hídrico (EXC) e armazenamento de água (ARM) no solo de Thornthwaite & Mather (1955) para uma série histórica dos dados meteorológicos das localidades em estudo.

O PDSI tem sido utilizado tanto na classificação de períodos secos quanto úmidos. Porém, no decorrer dos anos, o PDSI tem sido alvo de muitas críticas, em relação aos critérios para quantificar a intensidade, o início e o fim de um período seco ou extremamente úmido, devido ao fator K (fator de ponderação), considerado insuficiente em relação à fundamentação física. Em determinadas condições, o PDSI poderá superestimar a influência da chuva sobre o fim de um período de seca estabelecida (ALLEY, 1984; SANTOS, 1998).

Assis et al. (1997) monitoraram a seca no estado do RS, com base no índice PDSI, concluíram que todo o Estado está sujeito à ocorrência de secas frequentes da ordem de 30 a 40 % no período de dez anos, enquanto as secas severas foram baixas entre 20 a 30 %. SANTOS (1998) utilizou o PDSI para caracterizar a seca no estado de SP e verificou a ocorrência de 69 eventos de secas, com entre 5 e 6 meses (janeiro a junho), e períodos de retorno de 1 a 6 anos, a maioria dos eventos foram classificados como: seca suave ou moderada.

McKee et al. (1993) desenvolveram o índice SPI para quantificar o déficit ou o excesso de chuvas para diferentes escalas de tempo. O SPI é uma ferramenta versátil que permite o monitoramento da ocorrência de seca nas escalas entre mensal e bianual (McKee et al., 1995). Para o cálculo dos valores do SPI é necessária uma série temporal de chuva com no mínimo 30 anos, sendo o mesmo ajustado posteriormente a distribuição gama, a qual é então transformada em uma distribuição normal, que por definição tem o valor zero para sua média e variância unitária. Segundo Blain (2005), as limitações e vantagens do SPI em comparação PDSI residem na versatilidade apresentada por esse índice no cálculo do déficit hídrico em diversas escalas de tempo. Hayes et al. (1999) comentam que o SPI pode ser aplicado a qualquer região que possua uma série histórica de dados mensais de chuva de no mínimo 30 anos, torna o SPI uma valiosa ferramenta na quantificação da seca meteorológica, hidrológica e socioeconômica (KEYANTASH & DRACUP, 2004). Tal característica mencionada aliada aos fatores locais que, mesmo com diferentes séries históricas, torna o SPI uma ferramenta de caráter regional e não apenas local.

Por utilizar apenas o elemento meteorológico mais observado ao redor do mundo (chuva), o SPI, pode ser aplicado a um número maior de regiões se comparado ao PDSI, que necessita, além da chuva, outro elemento meteorológico (temperatura do ar). Karl (1986) demonstra que grandes alterações na magnitude do PDSI em uma mesma área quando o período de calibração é alterado. Essa característica, aliada à arbitrariedade de algumas etapas da metodologia do PDSI, como a escolha arbitrária dos períodos mais secos de uma dada série histórica, tornam essas duas ferramentas restritas aos locais onde foram desenvolvidas e testadas, como foi observado por Santos et al. (1987) em relação ao PDSI. Apesar de apresentar vantagens sobre o PDSI na determinação e na definição do início/fim de uma seca, o PDSI ainda utiliza apenas um único valor do índice para quantificar as condições hídricas de uma região, não apresentando, portanto, a versatilidade que o SPI possui.

Lima et al. (1989) utilizaram os índices PDSI e de *Bralme & Mooley Drought Index* (BMDI) e o Índice de Anomalia de Precipitação (KATZ & GLANTZ, 1986) para estudar a seca em AL. Ambos os índices destacam-se pela simplicidades. O BMDI pode ser considerado como uma versão simplificada do PDSI, usando inclusive a mesma escala de classificação elaborada por Palmer. Conforme, Bogardi et al. (1994), tanto o PDSI como o BMDI são índices que expressam os resultados dos efeitos cumulativos da deficiência de umidade mensal ou anual. Azevedo & Silva (1994) modificaram o BMDI e compararam com o PDSI, para a microrregião do Agreste da Borborema na PB, e concluíram que os índices apresentaram resultados satisfatórios em relação ao original.

Wu et al. (2001) compararam três índices de severidade de seca (SPI, Índice Normalizado de China (CZI) e Índice de Pontuação Normalizada (Z-Score)) para quatro localidades na China para representar climas áridos e úmidos, e dois casos extremos de secas e inundações. Foram comparadas as vantagens e desvantagens da aplicação dos índices. Os resultados indicaram que o CZI e Z-Score podem fornecer resultados semelhantes ao SPI para todas as escalas temporais, e os cálculos do CZI e Z-Score é relativamente simples em comparação com o SPI.

Keyantash & Dracup (2004) comparam SPI, PDSI e ADI (Índice de Seca Agregado) para o Estado de Oregon, EUA. Eles concluíram que o SPI foi melhor na avaliação da severidade das secas na região. Ntale & Gan (2003) analisaram e modificaram os índices: PDSI, SPI e BMDI, com a finalidade de obter resultados mais realísticos de que o original para a África Oriental. Foram utilizados oito critérios de avaliação para determinar o índice mais adequado para a detecção de eventos de seca. Entre os três índices, SPI foi mais adequado para o acompanhamento das secas na região. Pois é adaptado às condições climáticas locais, tem exigências de dados de chuva e pode ser calculado em quase todas as escalas de tempo.

Sansigolo (2004) comparou séries históricas do SPI e PDSI na região de Piracicaba-SP, dentro do período de 1917-2001, usando o método de análise espectral. O autor concluiu que esses dois índices são linearmente relacionados (apesar de apresentarem uma defasagem sistemática) e que a chuva é o elemento dominante nos valores do PDSI.

Gois (2005) avaliou os desempenhos dos índices SPI, MD, PDSI e IPN para as mesorregiões do Estado MG no período 1974 -2003. Os resultados mostraram que os índices de SPI, MD e IPN apresentaram ao longo dos anos um comportamento similar, enquanto que o PDSI se diferenciou dos demais em todas as regiões. Análises dos eventos de seca mostraram que o IPN, de acordo com a sua classificação original, foi o índice que identificou o maior número de eventos de seca em todas as mesorregiões, enquanto o PDSI, SPI e MD apresentaram valores abaixo de ocorrência de secas.

Rotondo et al. (2001) analisaram a seca na região Sul da Província de Córdoba, na Argentina, utilizando o SPI nas escalas trimestral e anual. Constataram que na anual apresentaram períodos secos menores, embora tenha maior duração, e na trimestral, as secas aumentaram, ainda que esses períodos secos tenham mostrado um tempo menor de duração. Bordi et al. (2001) analisaram as secas na Itália também usando SPI para diferentes escalas do tempo. Os autores utilizaram os dados de chuva do produto reanálises do National Centers for Environmental Prediction-NCEP e National Center for Atmospheric-NCAR, e recomendam a possibilidade de utilizar modelos de melhor resolução para o cálculo do índice, a fim de obter um melhor desempenho do índice.

Bonaccorso et al. (2003) analisaram as secas na Sicília, Itália, usando novamente os dados do produto reanálises de NCEP/NCAR e dados observados de 43 pluviômetros localizados uniformemente na região. As secas foram avaliadas pelo índice SPI. Além disso, foi estudada a variabilidade das secas a longo prazo com a técnica de Análise de Componentes Principais (ACP). Os resultados sugerem que a região é caracterizada por flutuações multianuais e uma tendência para ocorrência de períodos secos a partir da década de 70. No entanto, algumas discrepâncias na magnitude da variabilidade entre as duas séries temporais. Eles podem ser devido à sensibilidade dos dados do produto chuva a flutuações climáticas locais. Apesar destas falhas, o estudo sugere que a utilização de dados meteorológicos, que tem baixa resolução espacial, pode dar informações sobre a ocorrência da seca, concordando de uma forma geral com as observações.

Lloyd-Hughes & Saunders (2002) usaram dados do Climate Regional Unit (CRU) (com resolução horizontal de $0,5^\circ \times 0,5^\circ$) para avaliar a climatologia com alta resolução espacial e multitemporal das secas na Europa. Usaram os índices SPI e PDSI nas escalas de 9 e 12 meses. Alguns resultados mostraram que a média de duração e número de eventos de seca extrema na Europa, na escala anual foi de 6 ± 2 meses e 27 ± 8 meses, respectivamente. Análise de eventos de seca extrema mostra que o SPI proporciona uma melhor padronização espacial que o PDSI. Tendências nos valores dos índices adotados indicam que a proporção das condições de secas extremas e/ou moderada que a Europa tem experimentando não mudou significativamente durante o século XX. O estudo demonstrou que o SPI é uma ferramenta simples e eficaz para o estudo da seca na Europa.

Min et al. (2003) investigaram as relações espaciais e temporais da ocorrência e intensidade das secas na Coreia e no Leste Asiático, usando o SPI e os dados de chuva mensal do CRU. O índice SPI foi comparado com o Índice Seco-Úmido da China. Verifica-se que a frequência de ocorrência das secas na Coreia tem um tempo significativo nos intervalos de 2-3 e 5-8 anos, e vem aumentando a partir de 1980. Enquanto que Bordi et al. (2004) estudaram a variabilidade espacial-temporal dos períodos secos e úmidos durante os últimos cinquenta anos no leste da China. Avaliaram as condições do clima na área usando o SPI. Os resultados sugerem que região está com mais frequência de seca a partir da década de 70 indicados por uma tendência negativa nas séries temporais do SPI.

Touchan et al. (2005) usaram SPI e análises da cronologia de anéis de crescimento de árvores para o período 1251-1998 com dados Proxy, para reconstruir a chuva e as frequências de eventos de seca extrema nas escalas interanuais e centenários na Turquia. Os resultados mostram a reconstrução da variabilidade climática interanual e interdecadal. O maior período consecutivo de seca de reconstrução foi de dois anos. Estas ocorrem em 1607-1608, 1675-1676 e 1907-1908. Existiram cinco eventos úmidos, a cada dois anos consecutivos (1330-1331, 1428-1429, 1503-1504, 1629-1630 e 1913-1914). A média móvel de cinco anos do SPI reconstruído mostra que dois períodos de seca ocorreram a partir de meados dos anos 1300 e até meados 1900. Ambos os episódios foram caracterizados por uma baixa variabilidade.

Ji & Peters (2003) estudaram a relação entre a vegetação e umidade disponível usando índice Normalized Difference Vegetation Index (NDVI) derivada da Advanced Very High Resolution Radiometer (AVHRR), durante a época de cultivo nas regiões norte e central das Grandes Planícies nos EUA. O NDVI foi correlacionado com o SPI, as maiores correlações ocorreram durante a metade do período vegetativo, e baixas correlações foram observadas no início e no final da estação de crescimento na maior parte da área.

3.9 Tendência climática

Sanches (2013) afirma que inúmeras discussões com relação às mudanças climáticas, têm sido realizadas pela comunidade científica nas últimas décadas. As principais questões debatidas são a elevação da temperatura média global associada às emissões de Gases do Efeito Estufa (GEE) e o aumento das ocorrências de eventos climáticos extremos (secas, furacões, tempestades de neve, ondas de calor e frio). Vários trabalhos têm sido produzidos por diversos pesquisadores e estudiosos em várias partes do mundo, apesar da baixa densidade de informações das estações meteorológicas de superfície e altitude sobre alguns destes fenômenos.

Consequentemente nas últimas décadas, vários trabalhos têm sido desenvolvidos na tentativa de identificar ou detectar mudanças climáticas e a necessidade de se compreender a sua dinâmica. Baseado nisto, cita-se os trabalhos em ordem cronológica: Moura & Shukla (1981), Pisciotano et al. (1994), Barnston & Smith (1996), Repelli & Alves (1996), Khan et al. (1998), Montecinos et al. (2000), Anunciação (2001), Back (2001), Galina (2002), Ambrizzi et al. (2002), Diniz (2002), Santos et al. (2004), Marengo (2004), Vincent et al. (2005), Marques (2005), Bieras & Santos (2006), Alexander et al. (2006), Folhes & Fisch (2006), Kuintchner (2006), Winke et al. (2008), Deise et al. (2008), Sansigolo (2008), Campos & Ruivo (2009), Blain (2010), Cordeiro (2010), Feitosa, (2010), Minuzzi et al. (2010), Minuzzi (2010), Minuzzi & Caramori (2010), Fachine & Galvêncio (2010), Silva et al. (2011), Lima et al. (2011), Araújo & Brito (2011), Ferrari (2012), Penereiro et al. (2012), Meschiatti et al. (2012), Sena et al. (2013), Delgado et al. (2013), entre outros, têm-se procurado analisar a dinâmica das variáveis climáticas (temperatura do ar e chuva). Uma das principais ferramentas de análises são os testes estatísticos não-paramétricos, Mann-Kendall (MK) e Pettitt.

Pisciotano et al. (1994) verificaram as relações da chuva e a TSM durante a ocorrência do modo de variabilidade climática ENOS sobre o Uruguai. Os autores observaram que durante a ocorrência de El Niño, a chuva apresenta anomalias positivas nos meses de novembro a janeiro. Em contrapartida, em anos de alto Índice de Oscilação Sul (IOS), a anomalia tende a ser negativa de outubro a dezembro. Para a parte sul do Uruguai, as influências sobre a chuva, durante eventos El Niño, são relativamente fracas.

Barnston & Smith (1996) por meio da técnica de Análise de Correlações Canônicas (ACC), em que usaram a TSM para a previsão global da temperatura do ar e chuva em áreas afetadas pelo ENOS, como o norte (N) e o leste (E) da Austrália, partes da África, América do

Norte e Sul. Foi verificada uma capacidade satisfatória de previsão do modelo para ambas as variáveis climáticas. Para a chuva na AS, os resultados mostraram que as áreas oceânicas de maior importância são as regiões do Índico e Atlântico Sul. Em condições de Atlântico Sul quente, Atlântico Norte frio (dipolo negativo, atualmente denominado de Gradiente Interhemisférico da Temperatura da Superfície Mar do Oceano Atlântico - GITSMOA) e Pacífico equatorial frio, o trimestre de janeiro a março mostrou relações com o aumento na chuva no NEB e Paraguai.

Montecinos et al. (2000) utilizaram a TSM do Pacífico Tropical como a variável preditora para a previsão sazonal da chuva na AS Subtropical. No estudo foram utilizados totais mensais de chuva de 106 estações meteorológicas localizadas nos seguintes países: Argentina, Chile, Brasil, Uruguai e Paraguai, no período de 1946 – 1986. Novamente, a técnica utilizada para avaliar a previsão da chuva sazonal na AS Subtropical foi a ACC. Os resultados obtidos apontam que a chuva na AS Subtropical tem um nível significativo de previsibilidade na maioria dos casos, usando-se como preditor a TSM do Pacífico Tropical. Isto é indicativo de que a persistência de anomalias de TSM, no Pacífico Tropical, é a fonte principal de previsibilidade de chuva em escala sazonal.

Ambrizzi et al. (2002) em um estudo sobre os impactos da TSM de sete subáreas, localizadas entre 90° W e 160° E, 5° N e 5° S, do Pacífico Tropical, sobre os padrões de chuva sazonal (dezembro a maio) na AS, em períodos de ocorrência de El Niño e La Niña, demonstraram, por meio de correlação linear simples, que as anomalias positivas de TSM nestas regiões influenciam positivamente e de modo significativo a chuva no extremo norte da AS ($r > 0,5$), principalmente no norte de Roraima (Brasil), noroeste da Guiana e nordeste da Venezuela, e, negativamente no NEB ($r < -0,4$), com destaque a região entre 90° W e 110° W, 5° N e 5° S, que apresentou os maiores valores de correlação entre a chuva e a TSM.

Santos et al. (2004), analisando séries temporais de 94 anos, em Portugal, aplicaram o teste estatístico não paramétrico de MK, para detectar tendências estatisticamente significativas, e a curvatura de Sen, para avaliar a magnitude dessas tendências, encontraram uma tendência de diminuição da chuva, em nível mensal e anual e uma diminuição acentuada e generalizada durante o mês de março.

Vincent et al. (2005), por meio de análises de tendências da temperatura e Haylock et al. (2006), estudando índices anuais de chuva, na AS, apontaram para um aumento da temperatura mínima do ar e de noites mais quentes, redução de noites frias e da amplitude térmica, redução de períodos secos e aumento do número de dias com intensa chuva.

Alexander et al. (2006) calcularam e analisaram um conjunto de índices sobre mudanças climáticas derivadas de dados pluviométricos e de temperaturas diárias utilizando um software *RCIndex*. Tais informações possibilitaram o panorama global das tendências de temperaturas extremas e dos índices de chuvas utilizando dados fornecidos por pesquisadores em todo mundo. Os resultados mostraram alterações significativas nos extremos de temperatura associados com o aquecimento global, especificamente vinculado à temperatura mínima diária. Mais de 70% da superfície terrestre apontaram uma diminuição significativa na ocorrência anual de noites frias e um aumento significativo na ocorrência anual de noites quentes. Com relação à dinâmica das chuvas, as modificações foram menos significativas quando comparadas as mudanças observadas nas temperaturas. No entanto, os autores verificaram que as chuvas no sul do Brasil, Paraguai, Uruguai e norte - centro da Argentina apresenta tendências positivas em relação aos extremos anuais. As tendências sugerem o aumento e a intensidade na frequência dos eventos de chuva no SE da AS, sobretudo nas escalas sazonais.

3.10 Tendência Climática no Brasil

Os primeiros estudos datam da década de 1980, onde Moura & Shukla (1981) utilizaram 25 anos de dados de TSM (1948-72) na região N e S do Atlântico. Eles calcularam a correlação entre anomalias de TSM de Março-Abril-Maio de Fortaleza e Quixeramobim. No Ceará encontraram a ocorrência simultânea de anomalias de TSM quentes ao N e anomalias de TSM frias ao S do Atlântico equatorial relacionada aos eventos de secas no NEB. Repelli & Alves (1996) construíram um modelo estatístico para prognosticar a variabilidade sazonal da chuva na região semiárida do NEB. baseado na técnica de ACC e usou o campo de TSM como preditor. A influência da TSM, em janeiro, na chuva de fevereiro a maio sobre a região foi discutida. Em geral, o modelo foi capaz de prever a tendência da estação chuvosa dentro de três categorias (acima, abaixo ou em torno da média) para todos os casos considerados.

Khan et al. (1998) detectaram as zonas de TSM de todo Hemisfério Sul (HS) que possam influenciar na formação das chuvas no Sul do Brasil. Eles utilizaram dados de chuvas mensais de 13 estações meteorológicas dos Estados RS e SC, para a série de 1910-1995 do INMET. Foram utilizadas médias mensais de TSM compostas de três diferentes fontes, fornecidas pelo INPE. Os resultados obtidos apontam que a Zona da Corrente Circumpolar Antártico (ZCCA) é a causa do aumento das chuvas no extremo Sul do Brasil. Outras zonas de correlação substantiva com a chuva também foram evidenciadas fora da região do El Niño, como a Zona de Convergência do Índico Sul (ZCIS).

Back (2001) utilizou uma série histórica de 1924 a 1998 de chuva e temperatura média do ar da estação meteorológica de Urussanga-SC. Foram empregados a análise de regressão linear e os testes paramétricos de *Run*, *MK* e *Pettitt*. Os resultados indicam que houve tendência significativa no aumento da temperatura média anual e na temperatura média do mês de janeiro, no ano de 1965. Não foi identificada nenhuma tendência significativa na temperatura média do mês de julho. Também foi identificada a tendência significativa de aumento da chuva total anual, e da chuva total no quarto trimestre. Nos três primeiros trimestres do ano, nenhuma tendência significativa foi identificada.

Diniz (2002) identificou regiões dos Oceanos Atlântico e Pacífico, cuja TSM pode ser utilizada como potencial preditor em modelos estatísticos de previsão climática de temperaturas máxima e mínima em regiões homogêneas do RS. O estudo foi desenvolvido com dados de temperaturas máxima e mínima de 40 estações meteorológicas, do INMET e, da Fundação Estadual de Pesquisas Agropecuárias para o período de 1913 a 1998 e dados de TSM em pontos de grade para o período de 1950 a 1998 do *National Center for Environmental Prediction* (NCEP).

Com as séries completas, aplicou-se análise de agrupamento, sendo determinadas 4 regiões homogêneas de temperaturas máxima e mínima para o Estado. Foi feito um estudo climatológico dessas regiões e determinadas às relações das temperaturas médias máximas e mínima, de cada uma com TSM dos Oceanos na grade definida. As regiões determinadas representaram bem a fisiografia do Estado e as regiões preditoras apresentaram correlações significativas com ambas as temperaturas máxima e mínima. Os meses com maior número de preditores, para ambas as temperaturas máxima e mínima foi agosto e o de menor, julho.

Minuzzi & Sediya (2004) utilizando desvios normalizados dos dados de 193 estações pluviométricas analisaram a relação mensal e sazonal existentes entre o padrão do Dipolo do Atlântico e a chuva durante o período chuvoso da Região Sudeste do Brasil. Os resultados obtidos mostraram alta variabilidade espacial e temporal da chuva na região, sendo relacionada ao Padrão de Dipolo positivo do Atlântico e que influências do dipolo durante a sua fase negativa são menos marcantes.

Grimm & Tedeschi (2004, 2006) verificaram que os eventos ENOS influenciaram na ocorrência de eventos extremos de chuva no Brasil. Calculando-se o número de eventos

extremos para cada mês, as autoras classificaram os anos em El Niño, La Niña e Normais. Com base nas médias de eventos extremos de cada mês, para cada categoria de anos e suas diferenças, os resultados demonstraram que tanto os eventos de El Niño e La Niña influenciaram em grande parte na ocorrência de eventos extremos.

Grimm & Pscheidt (2004) avaliaram a frequência dos eventos extremos de chuva no sul do Brasil em novembro, e identificaram certos padrões de circulação atmosférica. Os eventos ocorrem durante a primavera com maior frequência em episódios El Niño do que em anos normais, e com menor frequência durante eventos de La Niña. Segundo elas, a análise dos padrões atmosféricos (em altos níveis) associados aos eventos extremos demonstra que a advecção de vorticidade ciclônica sobre a região fortalece o jato subtropical. Em baixos níveis, predomina o escoamento zonal de oeste em altas latitudes, com anticiclones no Pacífico e Atlântico subtropicais e, sobre o continente, uma depressão. Tal situação favorece a advecção de umidade do norte em associação com o anticiclone do Atlântico.

Marques (2005) utilizou-se dos mesmos preditores para desenvolver um modelo estatístico de previsão climatológica da chuva para o RS. Os resultados indicaram que a TSM do Oceano Pacífico, com defasagem de dois e três meses, apresenta maior influência na chuva da região NW comparada à região SE do Estado e que a TSM do Oceano Atlântico, com defasagem de zero a um mês, apresenta relações mais evidentes na região SE que no NW do Estado. Nestas regiões, os meses de inverno apresentaram os melhores ajustes no modelo. Folhes & Fisch (2006) avaliaram a distribuição temporal da chuva e da temperatura do ar em Taubaté (SP), além de estabelecerem uma caracterização do período da estação chuvosa. Eles verificaram a ocorrência de tendências nas séries temporais dessas variáveis climáticas, por meio do teste MK. As análises da série temporal entre 1983 e 2005 mostraram tendência de aumento das chuvas em novembro, redução em abril e diminuição do número de dias por ano sem chuva. Quanto à temperatura do ar, verificaram que não ocorreu tendência significativa no estudo.

Campos & Ruivo (2009) aplicaram o teste MK para identificar tendências climáticas para a cidade de Corumbá (MS). Utilizando dados mensais de temperatura (média, mínima e máxima), umidade relativa e chuva no período de 1961 a 2000. Para estimar a magnitude do teste MK foi utilizado o método não paramétrico denominado Curvatura de Sen, que assume que a tendência é linear. Os resultados mostraram tendências positivas significativas para a temperatura média ($0,02\text{ }^{\circ}\text{C}\text{ mês}^{-1}$) e mínima ($0,04\text{ }^{\circ}\text{C}\text{ mês}^{-1}$), umidade relativa ($0,15\%\text{ mês}^{-1}$) e chuva ($0,88\text{ mm}\text{ mês}^{-1}$). Enquanto que a temperatura máxima, a tendência não foi significativa.

Estudos realizados recentemente têm demonstrado a existência de tendências climáticas nas séries pluviométricas no Brasil e no mundo, principalmente nos últimos 40 a 50 anos. Marengo et al. (2007) mostraram que no Brasil, são poucos os estudos com relação ao monitoramento de eventos extremos e a variabilidade climática. Um dos principais fatores determinantes, que contribui para essa falta de estudos, é a ausência de uma malha de estações meteorológicas, confiáveis de boa qualidade que possibilite a formação de um banco de dados homogeneizado e consistente.

Blain (2010) usou dados mensais de chuva de uma série de 1951 a 2007 (Pindorama - SP) e 1948 a 2007 em demais estações e localidades pertencentes a Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo (SAA-SP), com o objetivo de detectar tendência monótonas no regime pluviométrico das estações aplicou o teste de MK Sazonal. Os resultados indicaram um desvio da chuva de 30 mm que podem caracterizar a existências de condições climáticas distintas nos diferentes meses do ano no Estado.

A alteração no teste MK proposta por Hirsch et al. (1982) e Hirsch & Slack (1984), é melhor alternativa para avaliar a alta variabilidade sazonal dos dados mensais de chuva, na detecção de tendências climáticas. Considerando a escala anual, foi observado que apenas

Monte Alegre do Sul e Jundiá apresentou tendência de aumento da chuva. Na análise mensal, setembro e maio foram os meses que apresentam essas alterações. De forma geral, não existe indícios de tendências climáticas significativas de aumento nos totais mensais das chuvas nas localidades.

Minuzzi et al. (2010) utilizaram o coeficiente angular da reta de regressão e o teste de MK na análise das tendências climáticas mensais da temperatura máxima, mínima, insolação e vapor d'água em algumas localidades do estado de MG. Eles verificaram que os resultados significativos indicaram aumento da temperatura máxima e mínima no período de 1960-2004 (entre 1,3°C e 3°C) e que, a maior parte do crescimento significativo da temperatura máxima, ocorreu entre setembro e dezembro.

Minuzzi (2010) utilizou o método da análise de regressão e o teste de MK com o objetivo de analisar a variabilidade mensal da temperatura (máxima, mínima e média) e da chuva no estado de SC, em três diferentes períodos entre 1955 e 2008. Os resultados obtidos mostraram uma mudança no comportamento da temperatura máxima entre 1995 e 1998, e da temperatura mínima, entre 1988 e 1991. A temperatura máxima apresentou tendência de diminuição e a mínima, de aumento.

Minuzzi & Caramori (2010) analisaram a tendência sazonal e anual da chuva no estado do PR. Os resultados mostraram aumento na quantidade de chuvas em meados do século XX, principalmente durante a primavera, e na porção E do estado (entre 17 a 37 mm década⁻¹). Fachine & Galvêncio (2010) mostraram que 87% dos postos meteorológicos na bacia hidrográfica do Rio Pontal em PE, possuem tendência não significativa de queda nos índices pluviométricos, 6,5% apontam para tendências negativas de queda e 55% com tendência significativa de aumento.

Feitosa (2010) estudou a evolução urbana na cidade de Teresina-PI. Verificou que eventos extremos vêm se intensificando em decorrência das condições atmosféricas com uma maior frequência e variabilidade espacial-temporal. Foram analisadas as alterações na temperatura do ar, umidade relativa do ar e chuva provocada pela expansão urbana e mudança da cobertura vegetal entre 1977 e 2009. Foi observado que ocorreu aumento nas temperaturas mínimas e médias, sem alterações nas outras variáveis observadas.

Araújo & Brito (2011) avaliaram a variabilidade climática da chuva em escala anual dos estados da BA e SE, por meio da tendência de 11 índices climáticos. A partir disso, calculou-se os índices de detecção de mudanças climáticas. Eles avaliaram a relação entre as anomalias de TSM dos Oceanos Pacífico e Atlântico. Baseado nos resultados obtidos, ocorreram mudanças climáticas em ambos os estados por meio das tendências observadas na chuva total diária, decorrente de variações do clima local, regional e possivelmente global.

Silva et al. (2011) identificaram possíveis tendências climáticas em séries de chuva e temperatura do ar em três cidades do estado do RS (Pelotas, Porto Alegre e Santa Maria) com dados pertencentes ao INMET, de uma série de 1960 a 2010. Foi aplicado o teste de MK, onde os resultados mostraram que em relação às chuvas não foram detectadas tendências em nenhuma das estações, enquanto que em relação à temperatura mínima foram identificadas tendências positivas, ou seja, de aumento da temperatura mínima para as regiões de Santa Maria e Pelotas que variou de 8,7°C em 1995 a 15,8°C em 2001. Apenas em Porto Alegre foi identificada tendência positiva na temperatura máxima que variou de 23,5°C a 26,1°C.

Lima et al. (2011) avaliaram a tendência climática na BA em uma série temporal de 1961 a 2009 referentes aos dados de chuva e temperatura do ar de 16 estações pertencente ao INMET. A análise da tendência temporal das chuvas revela que para a cidade de Caravelas existe uma tendência de aumento significativa (2,30) considerável na chuva anual, sendo justificado pela sua posição geográfica no litoral S do estado da BA, seguido da atuação de sistemas frontais e circulação de brisas e, por fim a resultante da interação entre eles. Na cidade de Cipó ocorreu tendência de diminuição das chuvas, ou seja, tendência negativa

significativa (-2,05), que sendo justificada pela sua localização ao N do estado da BA, na região de clima semiárido. Nas cidades de Canavieiras, Caririnha, Irecê, foram encontradas tendências positivas, mas não significativas (1,41; 0,24 e 0,29), respectivamente. Em Barreiras, Bom Jesus da Lapa, Caitité, Itaberaba, Jacobina, Lençóis e Morro do Chapéu houve uma tendência negativa, mas não significativa. A temperatura do ar mostrou-se crescente e significativa para a grande maioria das cidades do estado da BA, com exceção de Canavieiras que apresentou uma tendência crescente, ou seja, de aumento, porém não significativa (1.32). Os resultados mostram uma tendência de aquecimento observado nessas últimas décadas para o estado da BA.

Ferrari (2012) analisou as condições climáticas de Pirassununga-SP. Analisou a variabilidade e a tendência da temperatura e da chuva baseado em uma série de 33 anos de dados (1976 a 2008) pertencente a Academia da Força Aérea (AFA) e pelo Instituto de Controle do Espaço Aéreo (ICEA) de São José dos Campos-SP. Com relação à análise do comportamento anual da temperatura na série temporal notou-se que as temperaturas máximas variaram entre 33°C e 39°C nos anos de 1992, 1997 até 2008 e as mínimas de 2°C a 7°C entre os anos de 1994 e 1992. Em geral, a análise das temperaturas máximas no período de 1997 a 2007 mostrou-se uma acentuada variabilidade temporal.

Os resultados obtidos pelo teste MK para a tendência das temperaturas máximas médias e máximas revelaram a existência de tendência crescente ou positiva (0,2656 e 0,3494) significativa com aumento destas temperaturas de aproximadamente 0,0393°C e 0,0800°C ano⁻¹, respectivamente. Para as temperaturas mínimas médias verificou-se uma tendência decrescente ou negativa, considerada insignificante para um p-valor de 0,6983 ao nível de probabilidade de 0,05, com uma diminuição de - 0,0065°C ano⁻¹. Enquanto as temperaturas mínimas mostram a existência de uma tendência de 0,0160 crescente e insignificante, pois p-valor > 5%, e que essas aumentam de aproximadamente 0,0042°C ano⁻¹. Para a chuva, há uma tendência de - 0,0720 (decrescente) ou negativa considerada insignificante, pois p-valor > 5% de probabilidade com uma diminuição de aproximadamente - 3.18 mm ano⁻¹.

Penereiro et al. (2012) utilizaram uma série de dados temperatura do ar máxima, mínima e chuva disponibilizada pelo INMET para identificar a existência de tendência climáticas em 25 capitais dos estados do Brasil, em que foram empregados a regressão linear e os testes não paramétricos de MK e de Pettitt. As informações analisadas abrangem intervalos de tempo com períodos variáveis que depende da localidade estudada, porém, os registros dos dados encontram-se na sua maior parte distribuídos no período entre 1961 e 2011. Os resultados da temperatura e chuva explorados por meio das análises gráficas e tabulares das estatísticas adotadas no estudo mostram padrões de concordâncias entre os resultados dos testes. Foram escolhidas as cidades de Brasília, Cuiabá, Curitiba, Natal, Salvador e São Paulo para mostrar os diferentes resultados obtidos dos testes de MK e Pettitt. As cidades Curitiba e São Paulo apresentaram aumento nas chuvas em 1971, e uma diminuição de tendência das chuvas em Brasília, sendo verificada pelo teste de Pettitt em 1971.

Em Cuiabá o teste de MK revelou uma tendência de diminuição em 2005, enquanto o Pettitt apontou uma de tendência de aumento das chuvas em 1986. Essa desigualdade entre os testes leva a não existência de tendência em Cuiabá. No que se refere à temperatura média, de forma análoga os testes não paramétricos para as cidades de Belo Horizonte, Palmas, João Pessoa, Fortaleza Goiânia e São Paulo. As capitais de João Pessoa e Fortaleza nenhuma tendência foi observada, apesar dos cruzamentos das curvas estatísticas no teste MK em 1991 para João Pessoa e em 1995 para Fortaleza, não se pode confirmar a presença de tendências, pois as curvas das estatísticas no teste de Pettitt não se cruzaram em nenhum momento nos níveis de significância para $\pm 5\%$ e $\pm 10\%$.

Meschiatti et al. (2012) identificaram tendências anuais de chuva e temperatura do ar média em vazão de rios, em doze localidades de sub-bacias hidrográficas do Estado de SP. Os dados de chuva e temperatura foram oriundos do Instituto Agrônomo de Campinas (IAC) e do Sistema de Informações para o Gerenciamento de Recursos Hídricos do Estado de São Paulo (SigRH). Para cada série foram realizadas análises de regressão linear e os testes de MK e de Pettitt. Os resultados confirmam que cinco sub-bacias analisadas acusaram ocorrências de tendências positivas e para apenas uma encontrou-se tendência negativa. Somente uma localidade apresentou aumento na chuva, enquanto que cinco registraram tendências positivas para a temperatura média. Nas demais localidades analisadas não foram verificadas indícios de tendências dessas variáveis climáticas.

Sena et al. (2013) identificaram tendências climáticas na microrregião do Cariri Paraibano, que compreende 29 cidades, utilizou-se os registros mensais de dados de chuva, provenientes do CPC (*Climate Prediction Center*), pertencente ao NCEP, durante o período de 1979 a 2010. Foram utilizados dados de chuva mensal provenientes da Agência Executiva de Gestão das Águas do Estado da Paraíba (AESA), para o período de 1995 a 2010. No entanto, foram usadas apenas 13 (treze) cidades da região em estudo. A análise de regressão e o teste de MK foram utilizados com o intuito de identificar a existência de tendência na série de chuva anual e para o período chuvoso. Com base nos resultados obtidos, pelos autores verifica-se a existência de uma tendência positiva da chuva anual. Observa-se uma mudança brusca no ano de 2000, em que antes deste ano houve uma redução de 13% e após um aumento de 24,5% na chuva anual. Não foi verificada nenhuma tendência para o período chuvoso concluindo que outros meses é que contribuem para o aumento da chuva anual encontrada.

Silva et al. (2013) aplicaram o teste MK Modificado (MKM) em uma série de dados de chuva de 1961 a 2010 fornecido pela Agência Nacional das Águas (ANA) em treze localidades do Estado de Alagoas - AL (Maceió, Arapiraca, Atalaia, Batalha, Jacuípe, Limoeiro de Anadia, Murici, Passo de Camaragibe, Piaçabúçu, Piranhas, São Brás, Santana do Mundaú e São Miguel dos Campos). E dados de temperatura do ar pertencente ao INMET no mesmo período para cinco localidades do Estado de AL (Maceió, Palmeira dos Índios, Pão de Açúcar, Porto de Pedras e Água Branca). As análises dos resultados mostraram a existência de diminuição das chuvas nas localidades de Maceió, Arapiraca, Batalha, Limoeiro de Anadia, Passo de Camaragibe, Piaçabúçu e Santana do Mundaú. As maiores tendências de diminuição das chuvas foram registradas em Santana do Mundaú e Arapiraca com valores respectivos de $-10,59 \text{ mm ano}^{-1}$ e $-0,97 \text{ mm ano}^{-1}$ no Agreste do estado.

As cidades de Atalaia, Jacuípe, Murici, São Brás e São Miguel dos Campos apresentaram uma tendência de aumento das chuvas. Sendo as maiores tendências de aumento em Atalaia ($+2,05 \text{ mm ano}^{-1}$), São Miguel dos Campos ($+2,39 \text{ mm ano}^{-1}$) na zona da mata e São Brás ($+5,56 \text{ mm ano}^{-1}$) no centro sul alagoano. Entretanto, nota-se que a cidade de Piranhas foi a que não apresenta significância estatística, e deste modo, as tendências de diminuição das chuvas encontra-se de localizada ao N do estado de AL, em direção ao estado de Pernambuco (PE) e as tendências de aumento de chuvas cobre a zona da mata ao S do estado, em direção ao rio São Francisco. Quanto à temperatura no estado de AL, na maior parte do estado, existe uma tendência de aumento de $0,0012^{\circ}\text{C ano}^{-1}$ e máximo de $0,0024^{\circ}\text{C ano}^{-1}$ no Agreste alagoano. No limite de AL com PE, onde havia uma maior tendência de diminuição do volume de chuva. Registra-se uma variação das temperaturas mínimas de $-0,0024^{\circ}\text{C ano}^{-1}$, em Maceió, a $+0,0024^{\circ}\text{C ano}^{-1}$ em Porto de Pedras. Em Pão de Açúcar, no Sudeste do estado, divisa com o estado de Sergipe, próximo ao Rio São Francisco, nota-se a existência de aumento da temperatura de $0,0012^{\circ}\text{C ano}^{-1}$.

Nogueira et al. (2013) estudaram as tendências em série de dados climáticos de Chapadinha no Maranhão (MA). Uma série de 1977 a 2009 de dados de chuva totais anuais e

trimestrais, temperaturas médias anuais máximas e mínimas, pertencente ao INMET. Em cada variável estudada, foi aplicada a análise de regressão linear, e testes Run e de Pettitt. Os resultados mostrados pelo teste Run somente as séries de temperatura máxima média anual e da temperatura mínima média anuais não podem ser consideradas como sendo homogêneas. Pela análise de regressão, observa-se que mesmo a regressão indicando um aumento da chuva total anual, da ordem de $10,4 \text{ mm ano}^{-1}$, indica a uma tendência, não significativa. Para as temperaturas o coeficiente angular da reta de regressão, mostrou tendência significativa de aumento em torno de $0,03 \text{ }^{\circ}\text{C}$ e $0,02 \text{ }^{\circ}\text{C}$ para as temperaturas médias máximas e mínimas, respectivamente.

Delgado et al. (2013) estudaram a tendência climática anual da chuva e seu aproveitamento para fins não potáveis em região da Amazônia Ocidental brasileira. Usaram uma série de dados pluviométricos de 1960 a 2013, para sua captação considerou-se as áreas de telhados das edificações prediais da Universidade Federal do Acre (UFAC) – Campus Floresta (CF), localizado no em Cruzeiro do Sul/AC. Em que foram calculadas as precipitações médias mensais e suas respectivas probabilidades de ocorrência de 75%, 85% e 95%. Os resultados mostram a ocorrência de uma leve tendência positiva, ou seja, de aumento dos dados pluviométricos ao aplicar o teste de MK. O teste de Pettitt, por sua vez não foi significativo para a série de chuva analisada. Para a estação chuvosa na Amazônia foi verificada redução significativa nos totais de chuva. Enquanto, a estação seca apresentou uma redução do seu período mais seco, o que tudo indica uma mudança no comportamento e na sazonalidade da chuva na região. Os autores afirmam que o aproveitamento mensal das chuvas é suficiente para manter de 96,45% a 70,89% da demanda hídrica do CF. Os excedentes hídricos proporcionados pela precipitação média, probabilidade de 75% e 85% garantem a manutenção anual do CF, para a probabilidade de ocorrência de 95% é necessário a complementação a partir do mês de agosto até meados de novembro a dezembro.

4 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

4.1 Análise Exploratória de Dados

A Análise Exploratória de Dados (AED) teve origem nos trabalhos desenvolvidos por John W. Tukey realizados na Universidade de Princeton e nos Laboratórios Bell com a publicação de duas obras, *Exploratory Data Analysis* (TUKEY, 1977) e *Data Analysis and Regression* (MOSTELLER & TUKEY, 1977).

As técnicas estatísticas de análise de dados demandam várias fases (coleta ou levantamento, formação do banco de dados) durante este processo. Em que uma das principais fases é a AED, técnica anteriormente denominada de Estatística Descritiva (ED). Ou seja, a AED tem como objetivo examinar os dados antes da aplicação de qualquer técnica estatística. Deste modo o pesquisador/usuário consegue ter uma visão geral dos seus dados e das variáveis sobre análises. A partir dos padrões encontrados nas observações o pesquisador/usuário pode identificar possíveis padrões no estudo do fenômeno, ou se há a necessidade de um novo modelo.

4.2 Análise Exploratória das Séries Temporais de Chuva

Um problema comum na análise de dados de chuva é a detecção de tendências em longas séries temporais. Tendo em vista essa dificuldade, a detecção de tendências abruptas ou graduais em séries temporais pode ser melhor explorada, inicialmente, de modo visual. Apesar de existirem muitos testes para a avaliação da significância estatística de uma tendência, considera-se imprescindível a análise gráfica exploratória das séries temporais, antes da aplicação desses testes. A visualização gráfica dos dados pode fornecer importantes indicações a respeito das possíveis causas das tendências suspeitadas, além de ajudar no desenvolvimento de hipóteses a respeito da natureza das tendências, que devem estar sujeitas a testes formais de significância (GRAYSON et al., 1996).

Esse exame visual dos dados é parte de um conjunto de técnicas conhecido como *Análise Exploratória dos Dados*, tradução da terminologia de língua inglesa ‘EDA - *Exploratory Data Analysis*’. Aliás, Kundzewicz & Robson (2000) consideram que um estudo de tendências que não contemple a EDA não é completo, ressaltando, ainda, que esse conjunto de técnicas pode ser usado para o exame de dados brutos com a finalidade de identificar questões que lhe são características, tais como a eventual existência de pontos atípicos ou *outliers*, falhas nos registros, heterogeneidades e mudanças abruptas na série temporal. Além disso, estes estudiosos consideram a EDA uma valiosa ferramenta de interpretação estatística, como por exemplo, no exame de resíduos, gradiente de tendências e níveis de significância.

Existem muitas possibilidades de exploração gráfica de eventuais tendências em séries temporais. Entre as mais empregadas, destacam-se a gráfico Box Plot, plotagem de histogramas em conjunto com o gráfico de probabilidade normal, gráficos temporais, gráficos de correlação e as chamadas curvas “suavizadoras” (KUNDZEWICZ & ROBSON, 2004).

4.3 Análise de consistência das séries temporais mensais de precipitação 1943-2013

Após o preenchimento das falhas foi realizada uma análise exploratória por meio do Box Plot e estatística descritiva dos dados com auxílio do software ambiente R versão 3.1.1 (R Development Core Team, 2005). Foram calculadas as médias, as medianas, os valores mínimos e máximos, amplitude total, os limites inferiores e superiores, os coeficientes de variação (CV, %), assimetria e curtose (K), desvio-padrão (S), quartil inferior (QI) e superior (QS) e amplitude interquartílica (AIQ).

A análise exploratória consiste na identificação dos *outliers* na região Norte Fluminense. Em que os *outliers* são valores que estão três vezes além do intervalo interquartílico do BoxPlot.

4.4 Estatística Descritiva

Segundo Guedes et al. (2005) e Medri (2011) a estatística descritiva se preocupa com a organização, apresentação e sintetização de dados. Utilizam gráficos, tabelas e medidas descritivas como ferramentas. Utilizada na etapa inicial da análise, destinada a obter informações que indicam possíveis modelos a serem utilizados numa fase final que seria a chamada inferência estatística.

4.5 Medidas de Tendência Central

As medidas de tendência central são assim denominadas por indicarem um ponto em torno do qual se concentram os dados. Este ponto tende a ser o centro da distribuição dos dados (Reis, 1998).

4.6 Média Aritmética

A média aritmética é a soma de todos os valores observados da variável dividida pelo número total de observações. É a medida de tendência central mais utilizada para representar a massa de dados. Para um conjunto de n observações $x_1, x_2, \dots, x_n$, a média aritmética é definida como sendo:

$$\bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{N} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_n \quad (1)$$

Em que, $\bar{x}$ = Média Aritmética (mm); n = tamanho da amostra; x_i = valor da medição da amostra em análise.

4.7 Mediana

A mediana (Md) é o valor que ocupa a posição central da série de observações de uma variável em rol, dividindo o conjunto em duas partes iguais, ou seja, a quantidade de valores inferiores à mediana é igual à quantidade de valores superiores a mesma.

A variável em estudo é discreta e n é ímpar, neste caso a mediana será o valor da variável que ocupa a posição:

$$EMd = \frac{n-1}{2} \quad (2)$$

em que: EMd = Elemento da Mediana e n = Número de elementos (observações).

A variável em estudo é discreta e n é par, nesta situação a mediana, por convenção será a média aritmética dos valores que ocupam as posições:

$$EMd = \frac{n}{2} \text{ e } EMd = \frac{n-2}{2} \quad (3)$$

4.8 Medidas de Dispersão

De acordo com Gurgel (2008), fenômenos que envolvem análises estatísticas caracterizam-se por suas semelhanças e variabilidades. As medidas de dispersão auxiliam as medidas de tendência central a descrever o conjunto de dados adequadamente. Indicam se os dados estão, ou não, próximos uns dos outros. Desta forma, não há sentido calcular a média de um conjunto onde não há variação dos seus elementos. Existe ausência de dispersão e a medida de dispersão é igual a zero. Por outro lado, aumentando-se a dispersão, o valor da medida aumenta e se a variação for muito grande, a média não será uma medida de tendência central representativa. Faz-se necessário, portanto, ao menos uma medida de tendência central e uma medida de dispersão para descrever um conjunto de dados. As quatro medidas de dispersão que serão definidas a seguir são: amplitude total, amplitude interquartilica, desvio padrão e variância. Com exceção à primeira, todas têm como ponto de referência a média.

4.9 Amplitude Total

A amplitude Total de um conjunto de dados é a distância entre o maior valor e o menor valor. A medida de dispersão não leva em consideração os valores intermediários perdendo a informação de como os dados estão distribuídos ou concentrados. É definida pela equação a seguir:

$$\hat{A} = x_{Max} - x_{Min} \quad (4)$$

em que: x_{Max} = Valor Máximo e x_{Min} = Valor Mínimo.

4.10 Amplitude Interquartil

Amplitude interquartil é definida como a distância entre o primeiro e o terceiro quartis. Esta medida é mais estável que a amplitude total por não considerar os valores mais extremos. Abrangendo 50% dos dados e é útil para detectar valores discrepantes. Definida pela equação a seguir:

$$AIQ = Q_3 - Q_1 \quad (5)$$

4.11 Limites Superior e Inferior (LI) e (LS)

A determinação dos limites superior e inferior dos dados da série temporal, onde os valores discrepantes estão abaixo do limite inferior (LI) ou acima do limite superior (LS) respectivamente, estimados a seguir:

$$LI = Q_1 - 1.5AIQ \quad (6)$$

$$LS = Q_3 + 1.5AIQ \quad (7)$$

4.12 Variância Amostral

A variância amostral é uma das medidas de posição de um conjunto de dados $x_1, x_2, \dots, x_n$ é dada pela seguinte razão:

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1} \quad (8)$$

Em que: S^2 = variância (mm); x_i = i-ésimo dado observado; $\bar{x}$ = Média Aritmética (mm); n = tamanho da amostra.

4.13 Desvio Padrão

O desvio-padrão de um conjunto de dados $x_1, x_2, \dots, x_n$ é representado por S , é definido como sendo a raiz quadrada (positiva) da variância:

$$S = \sqrt{S^2} \quad (9)$$

4.14 Coeficiente de Variação

Segundo Medri (2011) dado um conjunto de observações $x_1, x_2, \dots, x_n$ o coeficiente de variação (CV) é definido como a razão entre o desvio-padrão dos dados e sua média, ou seja, é uma medida relativa de dispersão, utilizada para comparar, em termos relativos, o grau de concentração em torno da média. É representada por:

$$CV = \frac{S}{\bar{x}} \cdot 100 \quad (10)$$

em que: S = Desvio Padrão e $\bar{x}$ = Média Aritmética.

A variabilidade de uma série temporal pode ser classificada segundo a magnitude de seu coeficiente de variação (CV, %) da seguinte maneira:

- Se $CV \leq 15\%$, ocorre uma baixa dispersão, sendo considerada homogênea ou estável;

- Se $15\% \leq CV \leq 30\%$, apresenta uma dispersão média;
- Se $CV \geq 30\%$, apresenta uma dispersão alta, sendo considerada heterogênea.

4.15 Coeficiente de Assimetria de Pearson

Para verificar o tipo e o grau da assimetria da distribuição utiliza-se a medida estatística adimensional denominada de Coeficiente de Assimetria de *Pearson*, dado por:

$$A_p = \frac{3(\bar{x} - M_d)}{S} 100 \quad (11)$$

Para uma distribuição perfeitamente simétrica, o valor de A_p é zero, passem de modo geral, os valores de A_p situam-se entre -3 e 3 .

Se, $0.15 < |A_p| < 1$, a assimetria é considerada *moderada* e; se $|A_p| > 1$ é forte.

Sendo assim, temos:

- Distribuições simétricas unimodais: $\bar{x} = M_d = M_0$; neste caso, $A_p = 0$;
- Distribuições assimétricas positivas: $\bar{x} > M_d > M_0$; então $A_p > 0$;
- Distribuições assimétricas negativas: $\bar{x} < M_d < M_0$, fazemos com que $A_p < 0$.

em que: $\bar{x}$ = Média Aritmética; M_d = Mediana e S = Desvio Padrão.

4.16 Medidas de Achatamento ou Coeficiente de Curtose

O Coeficiente de Curtose (k) procura caracterizar a forma da distribuição quanto ao seu achatamento. Sendo (k) obtido pelo quociente do momento centrado de 4ª ordem pelo quadrado da variância, ou seja:

$$k = a_4 = \frac{m_4}{(S^2)^2} = \frac{m_4}{S^4} \quad (12)$$

Trata-se de coeficiente adimensional, permitindo a sua classificação quanto ao achatamento como segue:

- $k < 3,0$ Distribuição Platicúrtica;
- $k = 3,0$ Distribuição Mesocúrtica;
- $k > 3,0$ Distribuição Leptocúrtica.

4.17 Boxplot e Desenho Esquemático

O boxplot introduzido pelo estatístico americano *John Tukey* em 1977 como sendo a forma de representar graficamente os dados da distribuição de uma variável quantitativa em função de seus parâmetros. As cinco medidas estatísticas: valor mínimo, valor máximo, mediana, primeiro, segundo e terceiro quartis da variável quantitativa são itens importantes para se ter uma idéia da posição, dispersão e assimetria da distribuição dos dados. Na sua construção são considerados os quartis e os limites da distribuição, permitindo uma visualização do posicionamento da distribuição na escala da variável. Para melhor compreensão deste boxplot, a **Figura 12** apresenta um desenho esquemático sintetizado por Medri (2011).

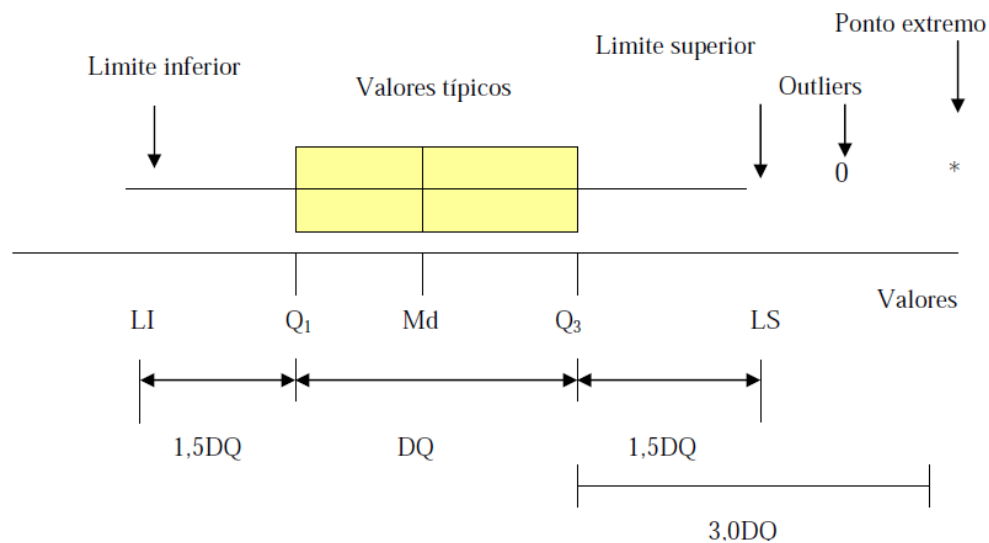


Figura 12. Desenho esquemático para a construção do BoxPlot

Fonte: Medri (2011).

A escala de medida da variável encontra-se na linha horizontal da figura. Na caixa retangular desta figura são fornecidos os quartis Q₁, na parte esquerda, e Q₃ na parte direita da caixa. Entre eles encontra-se a Mediana da distribuição.

Observe-se que 50% da distribuição têm valores dentro da caixa. As linhas horizontais que saem da caixa terminam nos limites inferior (LI) e superior (LS) da distribuição. Entre esses limites encontram-se os valores considerados como típicos da distribuição. Esses limites são determinados em função da distância entre os dois quartis (Q₃ e Q₁), isto é, do desvio interquartil ou amplitude interquartil: $d_q = Q_3 - Q_1$.

Observações com afastamento superior a 1,5 desvio interquartil, para cima ou para baixo, são consideradas atípicas, ou possíveis *outliers*. Os pontos que estão mais de $1,5 d_q$ e menos que $3,0 d_q$, são chamados de outliers, aparecendo (o). Sendo considerado de modo geral, outliers todos os valores inferiores aos limites ($LI = Q_1 - 1,5AIQ$) e os superiores ($LS = Q_3 + 1,5AIQ$).

Valores com afastamento superior a $3,0 d_q$, para cima ou para baixo são considerados como *pontos extremos*, aparecendo na figura com (*). Quanto maior for o valor do desvio interquartil, maior a variabilidade da distribuição.

O *BoxPlot* também fornece informações importantes sobre o comportamento do conjunto de dados, como simetria e variabilidade. Se a amplitude for muito maior que a distância interquartilica e a mediana estiver mais próxima do 1º quartil do que do 3º quartil, há forte indicação de assimetria positiva e de grande dispersão das observações MEDRI, (2011).

As fórmulas para o cálculo da estatística descritiva e a metodologia utilizadas no texto podem ser encontradas em Guedes et al. (2005) e Medri (2011).

4.18 Técnicas de Análise Exploratória de Dados, testes estatísticos e modelos de série temporal

Segundo Filipe (2012) as variáveis meteorológicas (chuva, temperatura do ar, velocidade e direção do vento, radiação solar) alteram seu comportamento no tempo e espaço. Essas variações são denominadas de série temporais ou cronológicas que são melhores representadas em gráficos de dispersão. O valor de X da série é representado no eixo vertical (ordenada) e o tempo t no eixo horizontal (abscissa). Onde tempo é chamado de variável independente.

Existem dois tipos de dados de séries temporais:

- A série temporal contínua consiste nas observações que são realizadas continuamente (a cada instante) no tempo, como por exemplo, o registro da chuva diária, a velocidade do vento, a radiação solar, a temperatura do ar. Ela é denominada de observação X no tempo t , $X(t)$.
- São medidas tomadas geralmente a intervalos de tempo espaçados regularmente, até um número finito de X observações, como por exemplo, o número médio anual de manchas solares, chuva anual. Entre estes denotamos o período total de uma série temporal discreta como sendo $P = X \cdot \Delta T$.

De acordo com Silva et al. 2012 a análise de séries temporais é utilizada para descrever, explicar, prever e controlar variáveis temporais de interesse. Sendo essas compostas, basicamente por:

- Análise de estrutura da série por meio de gráficos das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial, em que se analisam indícios de tendência, sazonalidade e estacionariedade na série temporal;
- Proposição de modelos que descrevam o comportamento observado na estrutura da série temporal;
- Estimativa do modelo proposto;
- Verificação da adequação dos pressupostos dos modelos por meio dos resíduos;
- Previsão de observações futuras.

Easton & McColl (1997) afirmam que uma série temporal ou histórica pode ser compreendida como uma sequência de observações que são ordenadas no tempo ou no espaço. Se as observações são feitas em algum fenômeno ao longo do tempo, é coerente mostrar os dados na ordem em que ocorreram especialmente desde que as observações sucessivas provavelmente sejam dependentes.

Assim, uma série temporal pode ser definida como sendo uma variável aleatória $z = (\omega, t)$ pertencente ao espaço amostral ω e indexada no tempo t , formada pelo grupo finito

de variáveis aleatórias $\{z_{t_1}, \dots, z_{t_m}\}$ do processo estocástico $\{z(\omega, t) : t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$ com função distribuição m -dimensional dada por:

$$F_{z_{t_1}, \dots, z_{t_m}}(z_1, \dots, z_m) = P\{\omega : z_{t_1} \leq z_1, \dots, z_{t_m} \leq z_m\} \quad (13)$$

Para z_i , $i = 1, \dots, m$, algum número real (WEI, 2006).

$$\text{Define-se: } E[z_t]^m = \int z_t dF(z_t) \quad (14)$$

Como o momento finito de m -ésima ordem da variável aleatória z_t , considerando a existência da integral, tal que $dF(z_t)$ seja a derivada da probabilidade alocada para z_t pela distribuição F . Assim, segue que:

- $\mu_t = E[z_t]$ é denominado média ou esperança do momento da primeira ordem da variável z_t ;
- $\sigma_t^2 = \text{Var}[z_t] = E[z_t - \mu_t]^2$ é o momento de segunda ordem em relação a esperança da variável z_t , denominado variância;
- $\gamma(t_1, t_2) = \text{Cov}[t_1, t_2] = E\{[z_1 - \mu_1][z_2 - \mu_2]\}$ é a covariância entre z_{t_1} e z_{t_2} e $\rho(t_1, t_2) = \frac{\gamma(t_1, t_2)}{\sqrt{\sigma_{t_1}^2} \sqrt{\sigma_{t_2}^2}}$ é a correlação entre z_{t_1} e z_{t_2} .

Uma série temporal é composta de quatro elementos básicos que influenciam sua estrutura de dependência temporal. Eles são definidos como tendência, variações cíclicas, variações sazonais e variações irregulares (aleatoriedade) (REBOITA, 2005).

4.19 Elementos de uma série temporal

O termo tendência descreve um movimento suave, em longo prazo, das séries temporais, para cima ou para baixo. As tendências podem estar relacionadas ao crescimento populacional de uma região, ao aumento da temperatura do ar devido ao aquecimento global, entre outros. Silva et al. (2012) afirma que uma série temporal é tendenciosa se no decorrer do tempo, tenha um comportamento de crescimento ou decrescimento com vários padrões, tais como crescimentos linear, exponencial entre outros. Outro aspecto apontado por estes autores, é que as variações cíclicas ou periodicidade corresponde à ideia de repetição que continua indefinidamente, ou seja, definem-se variações cíclicas ou periodicidade como uma repetição que ocorre regular ou irregularmente em períodos de tempo. Quando a repetição em uma série temporal ocorre em períodos regulares de tempo denomina-se de sazonal.

Entretanto, Latorre & Cardoso (2001) afirmam que a sazonalidade em uma série temporal é difícil de ser identificada devido às dificuldades na compreensão conceitual do fenômeno sobre estudo e a questão estatística. Os fenômenos sazonais estão associados às estações do ano, sendo semelhantes aos fenômenos cíclicos. A diferença fundamental entre eles é o tempo, no caso dos ciclos, esse tempo é diferente de um ano; e no caso da sazonal, ele é de um ano (REBOITA, 2005).

São exemplos de variações irregulares ou aleatórias, as medidas horárias de temperatura do ar no decorrer de 24 horas, em que temos a influência do ciclo diário de

insolação (componente conhecida). Entretanto, outros componentes desconhecidos estarão influenciando as medições, sem que possamos saber a contribuição real (REBOITA, 2005). De acordo com estudo de Souza et al. (2009) afirmam que além da série temporal ser constituída pelas componentes variações sazonais, cíclicas, irregulares e de tendência, o ruído ou erro aleatório é a parte não explicada, que espera ser puramente aleatória e compreende a variabilidade intrínseca aos dados e que não pode ser modelada, ou seja, parte não explicada pelas demais componentes da série temporal.

4.20 Testes estatísticos

Scudino (2008) definiu que a inferência estatística tem como principal preocupação estimar o verdadeiro valor desconhecido dos parâmetros de uma população e testar hipóteses com relação aos parâmetros estimados, ou a natureza da distribuição da população. A autora afirma que existem duas classificações para os testes de hipóteses: Os paramétricos (em que conhecemos o tipo da distribuição dos dados) e os não paramétricos (quando não se conhece a distribuição dos dados). Em geral o pesquisador/usuário em sua tarefa de analisar os dados necessita identificar quais testes serão utilizados e, antes de tudo, identificar sua hipótese na pesquisa e escolher a técnica de coleta de dados (CARVALHO, 2007).

4.21 Testes de hipóteses e erros estatísticos

De acordo com Scudino (2008), os testes de hipótese são bastante discutidos na literatura. Em estudos que envolvem pesquisas quantitativas, formulam-se hipóteses sobre uma determinada amostra, que será submetida aos testes paramétricos ou não paramétricos. Devore (2006) define uma hipótese estatística como sendo uma afirmação ou alegação sobre os valores de vários parâmetros ou de um único, sobre a forma de uma distribuição de probabilidade. Este autor afirma que nos testes de hipóteses, existem duas suposições contraditórias em consideração a hipótese nula H_0 (afirmativa) e a hipótese H_1 (negativa). O objetivo é decidir, com base nas informações da amostra, qual das duas hipóteses está correta. Então, nos testes de hipóteses, o problema será formulado de modo que uma das alegações seja inicialmente favorecida. Tal alegação não será rejeitada em favor daquela alternativa, a menos que a evidência da amostra contradiga e forneça fortes evidências a afirmação alternativa (LEVIN, 1987).

A hipótese nula (H_0) é definida como sendo a alegação inicialmente como verdadeira, enquanto que a hipótese alternativa (H_1) é a afirmação que contradiz H_0 . Entretanto, a hipótese nula somente será rejeitada a favor da hipótese alternativa se existir evidências concretas de que amostra sobre o estudo sugerir que a hipótese nula seja falsa. Caso existam evidências de que a amostra não contradiz a hipótese nula, a mesma continua sendo verdadeira. Em que as conclusões da análise de um teste de hipótese levam a rejeição de H_0 ou a aceitação de H_0 (DEVORE, 2006).

Ao tomar uma decisão a favor ou contra a uma hipótese há apenas dois tipos de erro estatísticos: erro tipo I e tipo II. Para testar a hipótese nula H_0 é necessário estabelecer uma regra de decisão, com objetivo de definir uma zona de rejeição, ou seja, um nível alfa (α), que é usualmente definido na literatura como 0,05 e 0,01. Se o valor do parâmetro da população estudada defendido pela hipótese nula, encontra-se dentro da zona de rejeição (z) ou valor crítico (Figura 13). Então esse valor será pouco provável de ser o valor verdadeiro da população e a hipótese nula será rejeitada em favor da hipótese alternativa. Entretanto, pode ocorrer que, apesar de rejeitada a hipótese nula com base nos dados de uma amostra, a mesma seja de fato verdadeira. Desta forma estaria sendo cometido um erro de

decisão; chamado de *erro Tipo I*, cuja probabilidade de ocorrência depende do alfa escolhido. Quando, porém, o valor defendido pela hipótese nula encontra-se no interior da zona de aceitação (entre os intervalos de confiança -1,96 e +1,96), então a hipótese nula é considerada verdadeira em prejuízo da hipótese alternativa. No entanto, podemos estar cometendo um erro, se a hipótese alternativa, apesar de descartada pelos dados, ela de fato é verdadeira. Esse erro é chamado de *erro Tipo II*. Assim:

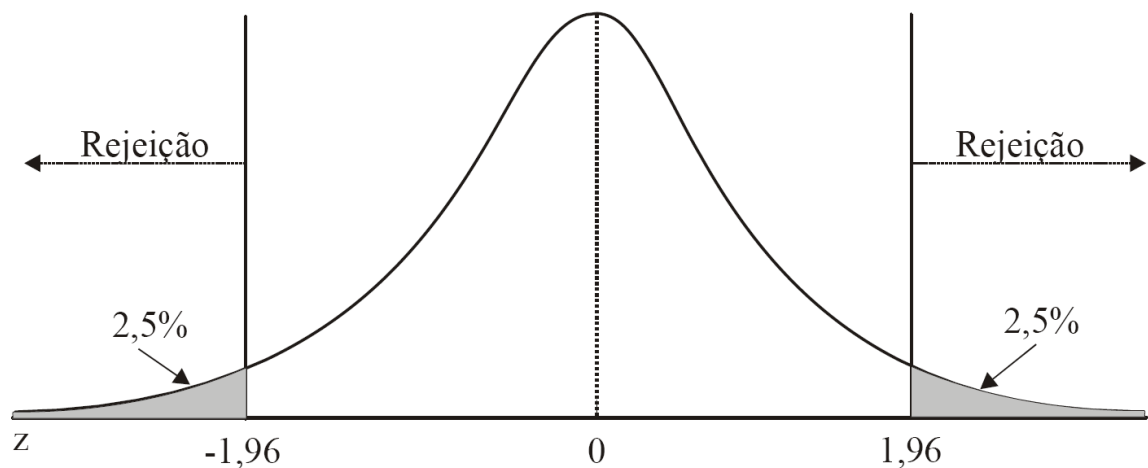


Figura 13. Zona de rejeição (Z) de duas caudas.

Fonte: Pasquali (2009)

- Erro Tipo I: rejeita-se H_0 quando a mesma é de fato verdadeira;
- Erro Tipo II: aceita-se H_0 quando a mesma é de fato falsa (sendo de fato verdadeira H_1).

As probabilidades de ocorrência desses dois tipos de erros são definidas da seguinte forma:

- $p(\text{Erro tipo I}) = \alpha$
- $p(\text{Erro tipo II}) = \beta$

Assim, esses erros são conhecidos como α e β . De forma que:

- Erro tipo I = α
- Erro tipo II = β

Em vista desses a cocorrência desses erros depende muito do nível alfa escolhido e quanto maior for o risco assumir, maior será o alfa escolhido mais facilmente a hipótese nula será rejeitada, porque o alfa aumenta o faixa da zona de rejeição (PASQUALI, 2014).

4.22 Testes de normalidade e homogeneidade

Os principais testes estatísticos têm como suposição a normalidade dos dados, que deve ser verificada antes da realização das análises principais.

Toda variável aleatória, seja idade de um grupo de pessoas ou a ocorrência de um determinado desfecho, assume uma determinada distribuição de s na população, que podem ter formas variadas. Na literatura encontra-se várias distribuições teóricas. Onde são modelos que procuram representar o comportamento de determinado evento em função de sua ocorrência. No caso das variáveis contínuas, esse evento será um intervalo de valores. As distribuições de frequências são, na verdade, distribuições de probabilidade, em que para um evento teremos uma probabilidade de ocorrência associada. Em outras palavras, a partir de uma distribuição de probabilidade especificada, pode-se calcular a probabilidade de uma variável aleatória assumir determinado intervalo de valores (TORMAN et al. 2012).

Scudino (2008) utilizou alguns testes estatísticos para análise da variabilidade do preço do mel nos municípios de Angra dos Reis e Mangaratiba, Estado do Rio de Janeiro, para verificar a suposição da normalidade na variável preço do mel, aplicou o teste de normalidade de *Shapiro-Wilk*, verificou que a variável não apresenta uma distribuição normal com um p-valor menor que 0,001 para o nível de probabilidade de 5%. Entretanto, para a verificação da hipótese de normalidade da variável preço do mel, Scudino (2008) aplicou os testes não-paramétricos, com a finalidade de verificar quais os fatores poderiam influenciar a variável (preço do mel) nos municípios citados.

Carvalho et al. (2011) em um estudo sobre a variabilidade da precipitação em Portugal aplicou os testes de normalidade, *Shapiro-Wilk* e *Kolmogorov-Smirnov*, os resultados aponta para não existência de evidência para rejeição da hipótese nula de normalidade dos dados para um nível de confiança de 95%, à exceção da série de São Brás de Alportel (Portugal) em que há evidência para rejeitar a hipótese nula. Note-se, portanto, que os resultados obtidos posteriormente nos testes de homogeneidade e tendência para a série de São Brás de Alportel devem ser interpretados com algum cuidado. Em relação à homogeneidade das séries, o resultado da aplicação dos vários testes estatísticos mostra a homogeneidade dos dados, sendo todas as séries consideradas úteis.

4.23 Teste paramétrico

Domonkos (2013) afirma que há uma grande divergência no que se refere a eficiência estatística dos testes de normalidade e homogeneidade de variância quanto a sua capacidade de identificação de heterogeneidade de uma série temporal. Sendo necessário portanto, a combinação dos mesmos, para que se possa determinar a magnitude da heterogeneidade de uma série temporal, e que se conhecida essa magnitude, possa-se medir a eficiência destes testes.

O teste paramétrico de Shapiro-Wilks (1965) é um teste de normalidade aplicado a séries temporais e a mesma segue a distribuição de probabilidade normal. O mesmo consiste na razão de dois estimadores distintos da variância. O estimador do numerador baseado em uma combinação linear de quantidades relacionadas às estatísticas de ordem da distribuição normal. O estimador, utilizado no denominador dessa razão, é obtido de forma convencional.

O teste paramétrico de Bartlett (1937) é um teste para verificar homogeneidade de variâncias de um conjunto de dados. Sendo amplamente empregado para verificar a suposição de que amostra K proveniente de uma população que apresenta variâncias iguais. Ou seja, homogeneidade de variâncias. Detalhamentos das equações referentes aos testes paramétricos serão mostrados no item Material e Métodos.

4.24 Teste de Mann-Kendall

O teste estatístico não paramétrico de Mann-Kendall (MK), de acordo com a metodologia proposta por Sneyers (1992). Esse teste considera que, na hipótese de estabilidade de uma série temporal, a sucessão de valores ocorre de forma independente, e a distribuição de probabilidade deve permanecer sempre a mesma (série aleatória simples).

Back (2001), afirma que o teste de MK é o método mais apropriado para a localização e detecção aproximada do ponto inicial de determinada tendência, sendo também, o método mais adequado para analisar alterações climáticas em séries climatológicas (Goossens & Berger, 1986). Na literatura científica é uma ferramenta bastante utilizada, com base na interdependência entre duas variáveis, e no caso de séries temporais (chuva, temperatura do ar entre outras) uma delas, o tempo, é conhecido (LÁZARO et al., 2001).

Sant'Anna Neto (1999) analisou séries de totais mensais e anuais de 396 postos pluviométricos da rede básica do estado de São Paulo (SP), pertencentes ao Departamento de Água e Energia Elétrica (DAEE). O autor considerou que houve tendência de aumento das chuvas, uma vez que o total anual de 1892, ano extremamente chuvoso, foi ultrapassado 20 anos depois pelo evento de 1911 e este, por sua vez, em 1938 e este último pelo total anual de 1983.

Gemmer et al. (2004) encontraram tendências positivas e negativas em várias estações pluviométricas da China no período de 1951 a 2002. Enquanto que na América do Sul (AS), Haylock et al. (2006) investigaram tendências na distribuição de valores extremos nas séries de chuva no sudeste da AS no período de 1960 a 2000 e encontraram tendências para condições mais úmidas no sul do Brasil, Paraguai, Uruguai e no norte e centro da Argentina. A análise indicou tendências positivas no número anual de dias com chuva acima de 10 mm e acima de 20 mm, um indicativo de aumento na intensidade e frequência de dias com chuvas intensas. Resultados similares foram encontrados por Alexander et al. (2006) para a mesma região.

Gallant et al. (2007), investigando tendências nas séries de chuva da Austrália para dois períodos (1910-2005 e 1950-2005), encontraram tendências lineares para todos os índices de chuva em cada estação analisada. A avaliação qualitativa das séries temporais mostrou grande redução na chuva sazonal e anual desde os anos 1950 no litoral leste e na região sudoeste e, desde a década de 1970, para o sudeste do país. Resultados similares foram obtidos por Haylock & Nicholls (2000). Roy & Balling (2004), também encontraram tendências de extremos de chuva na Índia.

Para o Rio Grande do Sul (RS), Sansigolo & Kayano (2010) constataram tendências significativas de aumento de 93 mm em 100 anos, na média sazonal de verão, provavelmente devido a um aumento da cobertura de nuvens que é consistente com a tendência de aumento das temperaturas mínimas.

Silva et al. (2010) analisando séries temporais de chuva no Brasil para o período 1961 a 2008, encontraram padrões diferenciados e muito regionalizados nas tendências de aumento e diminuição das chuvas. Em termos anuais, a faixa leste da região Sul do Brasil destaca-se como área com tendências positivas significativas, desde o centro do RS até o Paraná (PR). Segundo Minuzzi & Caramori (2011) em meados do século XX, o estado do PR vem apresentando uma tendência de aumento no volume pluviométrico, nas estações de verão e primavera. No verão, o total de chuva teve um acréscimo de 17 a 37 mm por década, enquanto na primavera esta tendência foi de 16 a 42 mm, sendo que algumas estações hidrológicas apresentaram esta tendência significativa em ambas as estações.

Pinheiro et al. (2013) investigando tendência das séries temporais de chuva da região sul do Brasil, encontraram uma tendência positiva dos máximos diários anuais ao longo do tempo, seguida de uma elevação significativa dos totais mensais e anuais na maioria das

estações. O teste MK mostrou mudanças significativas, ao nível de 95%, em 16 das 18 estações pluviométricas analisadas.

Maiores detalhamento das equações referentes ao Teste de MK serão mostradas no item Material e Métodos.

4.25 Teste de Pettitt das séries temporais de precipitações

O teste de Pettitt (1979) é um teste não-paramétrico, que permite identificar o ano de ocorrência de mudança abrupta na média das séries temporais. Utiliza uma versão do teste de Mann-Whintney, na qual verifica se duas amostras pertence a mesma população.

Detalhamento das equações referentes ao Teste de Pettitt será mostrado no item Material e Métodos.

4.26 Teste das somas cumulativas – SOCUM

O Teste das Somas Cumulativas SOCUM ou Teste Cumulative Deviation proposto por Buishand (1982) e sugerido pela (OMM) é um teste paramétrico que permite identificar o período (mês ou ano) de início de uma provável tendência (mudança brusca) em uma série temporal. Esse método testa se as médias em duas partes de um registro de dados são diferentes (para um tempo de mudança desconhecido), assumindo que os dados são normalmente distribuídos.

4.27 Transformação Box Cox

Segundo Moraes et al. (2006) uma estratégia eficiente para normalizar os dados não normais, é por meio de transformação das variáveis em estudo. Entretanto, a escolha do tipo adequado de transformação não parece ser uma tarefa simples, pois matematicamente, existem inúmeras possibilidades e apenas o método de tentativa e erro nem sempre é o mais recomendado. Além disso, nem sempre uma transformação matemática produz os resultados esperados. Box & Cox (1964) realizaram um estudo detalhado na análise de dados representados pelas observações $x_1, x_2, \dots, x_n$ consideradas normalmente distribuídas, com variância constante e valores esperados especificados por modelos lineares. O resultado importante deste estudo, foi a definição da seguinte família de transformação exponencial da variável x para $x(\lambda)$:

$$x^{(\lambda)} = \begin{cases} \frac{x^{(\lambda)} - 1}{\lambda} & (\lambda \neq 0) \\ \log x & (\lambda = 0) \end{cases} \quad (15)$$

De acordo com Box & Cox (1964), esta transformação é definida somente para variáveis, com valores positivos ($x > 0$) e o parâmetro λ , possivelmente um vetor, é o elemento que define a transformação específica e que, com frequência, resulta em normalidade. Como a análise de variância não é afetada por uma transformação linear, na prática a Eq. (15) é definida como:

$$x^{(\lambda)} = \begin{cases} x^{(\lambda)} & (\lambda \neq 0) \\ \log x & (\lambda = 0) \end{cases} \quad (16)$$

Após a transformação de Box-Cox, os dados obtidos podem ser melhor representados por uma distribuição normal, ou seja, existe grande probabilidade de se cometer erro, ao rejeitar a hipótese de normalidade da distribuição obtida. Para Box & Cox (1964), após a adequada transformação da variável x para $x(\lambda)$, pode-se presumir que os valores esperados das observações transformadas apresentem as seguintes características:

- Sejam descritos por um modelo de estrutura simples;
- A variância seja constante;
- As observações estejam normalmente distribuídas.

4.28 Análise de agrupamento

Segundo Albuquerque (2005) a análise de agrupamento (AA) é uma técnica multivariada que tem por objetivo proporcionar uma ou várias partições no conjunto de dados, em grupos, por algum critério de classificação, de tal forma que exista homogeneidade dentro e heterogeneidade entre grupos (SNEATH & SOKAL, 1973; MARDIA et al., 1997). Essa técnica sumariza dados para interpretação e utiliza métodos que procuram grupos excludentes, ascendentes, reduzindo as informações de um conjunto de n -indivíduos para informações de um novo conjunto de g -grupos, onde g é significativamente menor que n , resultando em um dendograma de exclusão (MARDIA et al., 1997).

Segundo Reis (1997), a técnica pode ser descrita como dado um conjunto de n -indivíduos para os quais existe informação sobre a forma p -variáveis, o método de análise de agrupamento procede ao agrupamento dos indivíduos em função da informação existente, de tal modo que os indivíduos pertencentes a um mesmo grupo sejam tão semelhantes quanto possível e sempre semelhante aos elementos do mesmo grupo do que aos elementos dos grupos restantes. Essa técnica é também chamada de técnica de partição, classificação ou taxonomia, embora o termo partição seja mais utilizado para uma das técnicas específicas da análise, em que os indivíduos são divididos por um número preestabelecido de grupos.

A primeira premissa mais importante da técnica de AA é a de que a medida de similaridade ou dissimilaridade no processo de agrupamento se baseia em uma medida válida de similaridade ou dissimilaridade entre os indivíduos. A segunda premissa mais importante é a de que existe uma justificativa teórica para estruturar os indivíduos em grupos. Como em outras técnicas multivariadas, também há teoria e lógica guiando e dando base à técnica de AA (AAKER et al., 2001). Geralmente, é difícil avaliar a qualidade do processo de agrupamento. Pois não existem testes estatísticos padrões para garantir que o resultado seja puramente aleatório. O valor do critério medida, legitimidade do resultado, aparência de uma hierarquia natural (quando for empregado um método não hierárquico) e confiabilidade de testes de divisão de amostra, oferecem informações úteis (BUSSAB et al., 1990). Entretanto, é difícil saber, exatamente, quais os grupos são parecidos e quais objetos são difíceis de serem inseridos.

Geralmente, não é fácil selecionar um critério de agrupamento por meio de outra referência que não a disponibilidade. Na técnica de AA, é fundamental ter cuidado na seleção das variáveis de partida que vão caracterizar cada indivíduo, e determinar, em última instância, qual o grupo em que deve ser inscrito. Nesta análise não existe qualquer tipo de dependência entre as variáveis, isto é, os grupos se configuram por si mesmo sem necessidade de ser definida uma relação causal entre as variáveis utilizadas. Essa análise não faz uso de modelos aleatórios, mas é útil por fornecer um sumário bem justificado de um conjunto de dados. As técnicas são exploratórias e a ideia é, sobretudo gerar hipóteses, mais do que testá-las, sendo necessária a validação posterior dos resultados encontrados por meio da aplicação de outros métodos estatísticos (REIS, 1997).

Genericamente, a técnica de AA compreende cinco etapas de acordo com AAKER et al., (2001):

- A seleção de indivíduos ou de uma amostra de indivíduos a serem agrupados;
- A definição de um conjunto de variáveis a partir das quais serão obtidas informações necessárias ao agrupamento dos indivíduos;
- A definição de uma medida de semelhança ou distância entre os indivíduos;
- A escolha de um algoritmo de partição/classificação;
- Por último, a validação dos resultados encontrados.

4.29 Técnicas de hierarquização

Segundo Reis (1997) as técnicas de hierarquização conduzem a uma hierarquia de partições $P_1, P_2, \dots, P_n$ do conjunto total dos n objetos em 1, 2 n grupos. A denominação de hierárquicos advém do fato de, que, para cada par de partições P_i e P_{i+1} , cada grupo da partição P_{i+1} está sempre incluído num grupo da partição P_i . Esse tipo de técnica se baseia na construção de uma matriz de dissimilaridade ou distâncias em que cada elemento da matriz descreve o grau de diferença entre cada dois casos com base nas variáveis escolhidas.

De acordo com Souza et al. (1997), os métodos hierárquicos se dividem em aglomerativos e decisivos. Entre os métodos aglomerativos, o do “vizinho mais próximo”, do “vizinho mais distante”, da “mediana”, do “centróide”, da “média das distâncias” e o proposto por Ward-Júnior (1963). Entre os métodos decisivos, o mais conhecido é o de “Edwards e Cavalli-Sforza (1965)”. Nos primeiros, parte-se de n -grupos de apenas um indivíduo, que vão sendo agrupados, sucessivamente, até que se encontre apenas um grupo que incluirá a totalidade dos n -indivíduos. O processo inverso é utilizado pelos métodos decisivos, em que parte-se de um grupo que inclui todos os indivíduos em estudo e por um processo sistemático de divisões sucessivas. Os métodos de análise de agrupamentos mais utilizados são os hierárquicos aglomerativos.

O ponto de partida comum a todos os métodos hierárquicos é a construção de uma matriz de similaridade ou de distância, sendo este o terceiro problema a resolver em qualquer técnica de AA.

4.30 Definição do número de grupos

Determinar o número de grupos para uma base de dados é uma das tarefas mais difíceis no processo de agrupamento. Para Barroso & Artes (2003), o número de grupos pode ser definido a priori, por meio de algum conhecimento que se tenha sobre os dados, pela conveniência do pesquisador/usuário, por simplicidade, ou ainda com base nos resultados da análise.

Segundo Aaker et al. (2001), para determinar o número apropriado de grupos, existem diversas abordagens possíveis, como, por exemplo, o pesquisador pode especificar antecipadamente o número de agrupamentos, onde, por motivos teóricos e lógicos, esse número possa ser conhecido. O pesquisador/usuário pode também, ter razões práticas para estabelecer o número de agrupamentos, com base no uso que pretende fazer dele. Em segundo lugar, o pesquisador/usuário pode especificar o nível de agrupamento de acordo com um critério. Se o critério de agrupamento for de fácil interpretação, tal como a média de similaridade interna do agrupamento, é possível estabelecer certo nível de agrupamentos. Uma terceira abordagem é determinar o número de agrupamentos com base no padrão gerado pelo programa. As distâncias entre os agrupamentos em etapas sucessivas podem servir de guia, e o pesquisador/usuário pode escolher interromper o processo quando as distâncias excederem um valor estabelecido. Uma quarta abordagem é representar, graficamente, a razão entre a variância total interna dos grupos e a variância entre os grupos, em relação ao número de agrupamentos. O ponto em que surgir uma curva acentuada, um ponto de inflexão, seria a indicação do número adequado de agrupamentos. Aumentar esse número além desse ponto seria inútil, e diminuí-lo seria correr o risco de misturar objetos diferentes.

Qualquer que seja a abordagem empregada, geralmente é aconselhável observar o padrão total de agrupamentos. Isto pode proporcionar uma medida da qualidade do processo de agrupamento e do número de agrupamentos nos vários níveis do critério de agrupamento. Geralmente mais de um nível de agrupamento é relevante (AAKER et al., 2001).

No caso de não existir o conhecimento do número de grupos em que a população em estudo deverá ser dividida, um dos métodos usados quando se usam técnicas hierárquicas, consiste na comparação gráfica do número de agrupamento com o respectivo coeficiente de fusão, isto é, o valor numérico (distância ou semelhança) no quais vários casos se unem para formar um grupo (REIS, 1997). Assim, quando a divisão de um novo grupo não introduz alterações significativas no coeficiente de fusão, poderá se tomar essa partição como sendo ótima.

Outro procedimento utilizado é o da comparação dos resultados obtidos por vários métodos diferentes de agrupamento. Poder-se-á aferir o grau de convergência entre os vários métodos de agrupamento através de uma tabela de contingência, indicando o número de observações que se agrupam no mesmo agrupamento, para o mesmo número de agrupamento. Desta forma é possível verificar a maior ou menor estabilidade das soluções encontradas, de maneira a concluir acerca da qualidade do agrupamento efetuado.

4.31 Dendograma

Dendograma é uma representação matemática e ilustrativa de todo o procedimento de agrupamento por meio de uma estrutura de árvore (EVERITT et al. 2001). Os nós do dendograma representam os agrupamentos, eles são compostos pelos grupos e ou objetos (grupos formados apenas por ele mesmo) ligados a ele (nó). Se cortarmos o dendograma em um nível de distância desejado, obteremos uma classificação dos números de grupos existentes nesse nível e dos indivíduos que os formam. Assim, o número de grupo dos

indivíduos é obtido pelo corte do dendograma em um nível desejado e então cada componente conectado forma um grupo (ALBUQUERQUE, 2005).

4.32 Medida de distância

Para agrupar indivíduos, é necessária a definição de uma medida de similaridade ou dissimilaridade. Com base nessa medida os indivíduos similares são agrupados e os demais são colocados em grupos separados (AAKER et al., 2001). As medidas de dissimilaridade têm papel central nos algoritmos de agrupamentos. Através delas são definidos critérios para avaliar se dois pontos estão próximos, e, portanto, podem fazer parte de um mesmo grupo, ou não. Segundo Barroso & Artes (2003), há dois tipos de medidas de parença: medidas de similaridade (quanto maior o valor, maior a semelhança entre os objetos) e medidas de dissimilaridade (quanto maior o valor, menor a semelhança entre os objetos).

De um modo geral, as medidas de similaridade e de dissimilaridade são inter-relacionadas e, facilmente, transformáveis entre si (BUSSAB et al., 1990). Há um grande número de coeficientes de similaridade e/ou de dissimilaridade para caracteres binários disponíveis na literatura. Segundo Clifford & Stephenson (1975), tais coeficientes podem ser, facilmente, convertidos para coeficientes de dissimilaridade: se a similaridade for denominada s , a medida de dissimilaridade será o seu complementar ($1 - s$).

A maioria dos métodos de AA requer uma medida de similaridade ou dissimilaridade entre os elementos a serem agrupados, normalmente expressos como uma função distância ou métrica (DONI, 2004).

Seja M um conjunto, uma métrica em M é uma função $d: M \times M \rightarrow \mathbb{R}$, tal que $\forall$ para quaisquer $i, j, z \in M$, tenhamos:

- $d(i, j) = d(j, i)$ (simétrica);
- $d(i, j) > 0$, se $i \neq j$;
- $d(i, j) = 0$, se e somente se, $i = j$;
- $d(i, j) \leq d(i, z) + d(z, j)$ (desigualdade triangular).

Além disso, é esperado que $d(i, j)$ aumente quando a dissimilaridade entre i e j aumentar.

Existem várias medidas que podem ser utilizadas como medidas de distâncias ou dissimilaridade entre elementos de uma matriz de dados. Descreve uma série de medidas possíveis: distâncias euclidianas, euclidiana quadrada e euclidiana padronizada, distância corda, distância de *Nei*, distância absoluta ou *City – Block Metric*, distância de *Minkowski*, distância *Mahalanobis* e distância de *Chebychev* (CORMACK, 1971)

Segundo Cormack (1971) as distâncias mais utilizadas são:

- Distância Euclidiana;
- Distância Euclidiana quadrada;
- Distância Euclidiana ponderada;
- Distância de *Mahalanobis* também chamada distância generalizada.

4.33 Métodos de agrupamento

Nos métodos de agrupamentos hierárquicos, conhecidos como SAHN (“*Sequential, Agglomerative, Hierarquic, Nonoverlapping Clustering Methods*”), em cada passo do agrupamento há a necessidade de recalcular o coeficiente de dissimilaridade entre os grupos

estabelecidos e os possíveis candidatos a futuras admissões de novos membros nos grupos já estabelecidos (SNEATH & SOKAL, 1973). Os vários métodos de agregação das espécies diferem no modo como estimam distância entre grupo já formado e outros grupos ou indivíduos por agrupar. O processo de agrupamento de indivíduos já agrupados depende da similaridade e dissimilaridade entre os grupos. Portanto, diferentes definições destas distâncias poderão resultar em diferentes soluções finais (BUSSAB et al., 1990). Os métodos mais comuns de agrupamento para determinar a distância entre agrupamentos são: ligação simples, ligação completa, dos centróides, da mediana, das médias das distâncias e da soma de erros quadráticos ou variância (método Ward-Júnior) (ANDERBERG, 1973).

No presente estudo foi utilizado o Ward-Júnior (1963) propõe um processo geral de classificação em que n elementos são progressivamente reunidos dentro de grupos através da minimização de uma função objetiva para cada $(n-2)$ passos de fusão. Inicialmente, este algoritmo admite que cada um dos elementos se constitua em um único agrupamento. Considerando a primeira reunião de elementos em um novo agrupamento, a soma dos desvios dos pontos representativos de seus elementos, em relação à média do agrupamento, é calculada, e dá uma indicação de homogeneidade do agrupamento formado. Esta medida fornece a “perda de informação” que se produz ao reunir os elementos de E em um agrupamento (GAMA, 1980).

Conforme a proposta de Bouroche & Saporta (1972), quando os indivíduos são pontos de um espaço *Mahalanobis* (Ip), a qualidade de uma partição é definida por sua inércia intraclasse ou por sua inércia interclasse. Quando se parte de $K+1$ classes para K classes, ou seja, agrupando duas classes numa só, a inércia interclasse só pode diminuir. A inércia interclasse é a média da soma dos quadrados das distâncias entre os centros de gravidade de cada classe e o centro de gravidade total. Gama propôs (1980), que a reunião de elementos em grupos é feita pela análise dos valores da função de agrupamento, reunindo-se os elementos mais próximos, isto é, aqueles que apresentassem $\text{Min}(d_{ij})$.

Conforme Reis (1997), o método de Ward-Júnior se baseia na perda de informação resultante do agrupamento das espécies e medida através da soma dos quadrados dos desvios das observações individuais relativamente às médias dos grupos em que são classificadas. Cada grupo se caracteriza por uma soma dos quadrados dos desvios de todas as observações do centróide do mesmo (é uma soma dos numeradores dos estimadores das variâncias de cada variável dentro do grupo, é também a soma de distância Mahalanobis do quadrado de cada observação do centróide). A distância entre dois grupos se define como o aumento que se pronunciaria nesta soma de quadrados, se ambos os grupos se agregassem para a formação de um único grupo. O método de Ward-Júnior é baseado na medida com forte apelo estatístico e por gerar grupos que, assim como os do método vizinho mais longe, possuem uma alta homogeneidade interna (BARROSO & ARTES, 2003).

Romesburg (1984) cita as seguintes características desse método:

- Apresenta bons resultados tanto para distâncias *Mahalanobis* quanto para outras distâncias;
 1. Pode apresentar resultados insatisfatórios quando o número de elementos em cada grupo é praticamente igual;
- Tem tendência a combinar grupos com poucos elementos;
- Sensível à presença de *outliers*.

5 TESTES PARAMÉTRICOS APLICADOS ÀS SÉRIES TEMPORAIS 1943-2013

5.1 Teste de Shapiro-Wilks

Após a análise de consistência das séries temporais mensais de precipitações das 23 EMC, foram realizados dois testes, para testar as hipóteses; de normalidade e homogeneidade de variância aplicaram-se os testes de Shapiro-Wilk (1965) e Bartlett (1937) ao nível de significância de 5% de probabilidade, as oito regiões de Governoestado. Esses teste são utilizados quando o tamanho da amostra for menor que 2000 observações segundo (SCHLOTZHAVER & LITTELL, 1999).

O teste paramétrico de Shapiro-Wilks (W) é definido pela equação a seguir:

$$W = \frac{\left[\sum_{i=1}^k a_{n-i+1} (y_{n-i+1} - y_i) \right]^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} = \frac{\left[\sum_{i=1}^k a_i y_{(i)} \right]^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (17)$$

em que, $i = 1, 2 \dots n$ é o tamanho da amostra; y_i = valor da medição da amostra em análise, ordenado do menor para o maior para o valor; $\bar{y}$ = valor médio da medição; a_i = coeficiente gerado a partir de meio, variâncias e covariâncias da ordem estatística de uma amostra de tamanho n e uma distribuição normal.

Sendo que X é uma característica de estudo, formulamos as seguintes hipóteses:

- H_0 : Os dados apresentam uma distribuição normal (gaussiana);
- H_1 : Os dados não apresentam uma distribuição normal (gaussiana).

As condições para que o conjunto de dados seja uma distribuição normal ao nível de probabilidade α é baseado em:

- Para $W_{cal} \leq W_{tab}$ Rejeita-se H_0 para P-valor $\alpha < 0,05$ (Significativo – S);
- Para $W_{cal} \geq W_{tab}$ Aceita-se H_0 para P-valor $\alpha > 0,05$ (Não Significativo – NS).

5.2 Teste de Bartlett

Bartlett (1937) propôs um teste paramétrico para verificar homogeneidade de variâncias de um conjunto de dados. O teste de Bartlett (B_0) é determinado pelas equações abaixo:

$$N = \sum_{j=1}^n n_j \quad (18)$$

$$S_i^2 = \sum_{j=1}^{n_i} \frac{(y_{ij} - \bar{y}_i)^2}{n_i - 1} \quad (19)$$

$$S_p^2 = \frac{1}{N - k} \sum_{i=1}^k (n_i - 1) S_i^2 \quad (20)$$

$$q = (N - k) \ln S_p^2 - \sum_{i=1}^k [(n_i - 1) \ln S_i^2] \quad (21)$$

$$c = 1 + \frac{1}{3(k-1)} \left(\sum_{i=1}^n \frac{1}{n_i - 1} - \frac{1}{N - k} \right) \quad (22)$$

em que B_0 é definido como:

$$B_0 = \frac{q}{c} \quad (23)$$

substituindo as equações (21) e (22) em (23), temos:

$$B_0 = \frac{(N - k) \ln S_p^2 - \sum_{i=1}^k [(n_i - 1) \ln S_i^2]}{1 + \frac{1}{3(k-1)} \left(\sum_{i=1}^n \frac{1}{n_i - 1} - \frac{1}{N - k} \right)} \quad (24)$$

B_0 sobre a hipótese $H_0 \approx \chi_{k-1}^2$.

Em que, N = número de observações, n_i e k = número de observações dentro dos grupos, S_i^2 = variância amostral, S_p^2 = variância da população, q = coeficiente do numerador, c = coeficiente do denominador, χ_{k-1}^2 = distribuição qui-quadrada, α = nível de significância e B_0 = estatística do teste de Bartlett.

em que X é uma característica de estudo, formulamos as hipóteses:

- H_0 : Os dados apresentam variâncias homogêneas;
- H_1 : Os dados não apresentam variâncias homogêneas.

As condições para que os conjuntos de dados das estações apresentam homogeneidade ou heterogeneidade de variâncias ao nível de probabilidade α é que:

- Para $B_0 \geq \chi_{(1-\alpha, k-1)}^2$ Rejeita-se H_0 para P-valor $\alpha < 0,05$ (Significativo – S);
- Para $B_0 \leq \chi_{(1-\alpha, k-1)}^2$ Aceita-se H_0 para P-valor $\alpha > 0,05$ (Não Significativo – NS).

Todos esses testes foram selecionados por serem amplamente difundido na literatura para testar a normalidade e homogeneidade de variância.

5.3 Transformação Box Cox aplicada às séries temporais de 1943-2013

Quando constatada a não normalidade e heterogeneidade de variâncias dos dados brutos de chuva das 23 EMC inseridas nas oito regiões do Estado, pelos testes paramétricos (Shapiro e Bartlett), deve-se estabilizar a variâncias das séries temporais mensais de chuva, por meio da aplicação de uma transformação ao conjunto de dados. Neste estudo foi aplicada a transformação Box Cox (1964). Em que o método estima diversos valores para o parâmetro λ (lâmbda). Foi usada a transformação quadrática aos dados, dada por:

$$y(\lambda) = \frac{(x^\lambda - 1)}{\lambda} \quad \lambda \neq 0 \quad (25)$$

em que, x = dado bruto e λ = lâmbda.

Após a transformação Box Cox aos dados de chuva, foram separadas as localidades na região que apresentaram melhor desempenho de acordo com os testes de Shapiro-Wilks e Bartlett. Posteriormente, foi realizada a análise das medidas de posição e dispersão, no sentido de verificar o quanto a distribuição empírica se aproxima da normal, sendo esta comprovada estatisticamente pelos testes não-paramétricos.

5.4 Análise de agrupamento aplicado as séries temporais de 1943-2013

No agrupamento das séries de chuva do presente estudo, utilizou-se a técnica de AA para os dados transformados por meio da aplicação do software ambiente R versão 3.1.1 (R Development Core Team, 2005). Foram construídos os scripts que determinaram os respectivos números de grupos e o dendrograma. Aplicou-se o método hierárquico aglomerativo de Ward-Júnior (1963), tendo como medida de dissimilaridade a distância Euclidiana (Everitt & Dunn, 1991) conforme a equação a seguir. A distância Euclidiana por sua vez é a medida mais frequentemente utilizada quando as variáveis são quantitativas.

$$d_E = \sqrt{\sum_{j=1}^p (x_{ij} - x_{kj})^2} \quad (26)$$

Em que, d_E = distância Euclidiana; x_{ij} e x_{kj} = variáveis quantitativas j dos indivíduos p e k , respectivamente.

No método de Ward-Júnior (1963), a distância entre dois agrupamentos é a soma dos quadrados entre os dois agrupamentos realizados sobre todas as variáveis. Neste método, minimiza-se a dissimilaridade, ou minimiza-se o total das somas de quadrados dentro de grupos, ou seja, se dá pela homogeneidade dentro de cada grupo e a heterogeneidade fora de cada grupo.

$$W = \sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{1}{n} (\sum x_i)^2 \quad (27)$$

Em que, W = homogeneidade e heterogeneidade intra-grupos através da soma do quadrado dos desvios; n = número de valores analisados; x_i = i-ésimo elemento do agrupamento.

De acordo com Kubrusly (2001); Seidel et al., (2008) e Pereira et al. (2014) esse método revela-se como um dos mais apropriados na análise hierárquica de agrupamento.

Os dados de chuvas das séries temporais mensais foram organizados na forma de matriz $P_{(n \times p)}$ em que o elemento P_{ij} representa o valor da i-ésima variável (localidade) do j-ésimo indivíduo (mês). Em que cada vetor linha representa a chuva dentro do ano e cada vetor coluna a localidade. Posteriormente, após aplicação da técnica de AA, foram aplicados os testes de normalidade e homogeneidade de variância para estações (localidades) dentro dos agrupamentos do dendograma, sendo separadas as estações que apresentaram melhor desempenho segundo os testes, as demais avaliações foram baseadas nestas estações (Ponte do Souza, Visconde de Mauá, Dois Rios, Macabuzinho, Itaperuna, Bom Jardim, Itamarati, Rio da Cidade, Fazenda Sobradinho, Paraíba do Sul)

5.5 Análise de Tendência da Série Temporal 1943-2013

Para verificar as análise de tendência são usados os testes que verifica a significância de mudanças graduais na série de dados. Exemplos: *Mann-Kendall* (não paramétrico), *Kendall Sazonal* (não paramétrico), teste do ρ de *Spearman* ou *Spearman's Rho* (não paramétrico) e teste dos coeficientes de *Regressão Linear* (paramétrico) (ALEXANDRE, 2009).

5.6 Teste Mann-Kendall

Para verificar a possibilidade de ocorrência de tendência significativa nas séries temporais estudadas, foi utilizado o teste estatístico não paramétrico de Mann-Kendall-MK, de acordo com a metodologia proposta por Sneyers (1992). Esse teste considera que, na hipótese de estabilidade de uma série temporal, a sucessão de valores ocorre de forma independente, e a distribuição de probabilidade deve permanecer sempre a mesma (série aleatória simples).

Back (2001), afirma que o teste de MK é o método mais apropriado para a localização e detecção aproximada do ponto inicial de determinada tendência, sendo também, o método mais adequado para analisar mudanças climáticas em séries climatológicas (Goossens & Berger, 1986). Em que na literatura científica o mesmo é uma ferramenta amplamente utilizada, com base na interdependência entre duas variáveis, e no caso de séries temporais (chuva, temperatura do ar entre outras) uma delas, o tempo, é conhecido (LÁZARO et al. 2001).

Moraes et al. (1995) descrevem o teste MK como uma série temporal de x_i de n termos ($1 \leq i \leq n$); a estatística de teste pode ser definida, para uma série temporal $x = x_1, x_i, x_j, \dots, x_n$ por:

$$S = \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(x_j - x_i) \quad (28)$$

Em que x_j são os dados estimados da sequência de valores, n é o comprimento da série temporal e o $\text{sgn}(x) = 1$ para $(x_j - x_i) > 0$; $\text{sgn}(x) = 0$ para $(x_j - x_i) = 0$; $\text{sgn}(x) = -1$ para $(x_j - x_i) < 0$.

Para séries temporais $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ com grande número de termos ($n > 4$) sob a hipótese nula H_0 de ausência de tendência, S apresentará uma distribuição normal com média e variância:

A variância de S , denotada por " $\text{Var}(S)$ ", é definida pela equação a seguir:

$$\text{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \quad (29)$$

E, com repetições de dados, a variância torna-se:

$$\text{Var}(S) = \frac{1}{18} \left[n(n-1)(2n+5) - \sum_{p=1}^g t_p(t_p-1)(2t_p+5) \right] \quad (30)$$

Em que: n é o número de observações; t_p é número de observações com valores iguais num certo grupo p_{th} e g é o número de grupos contendo valores iguais na série de dados num certo grupo p . O segundo termo representa um ajuste para dados censurados.

Testando a significância estatística de S para a hipótese nula usando um teste bilateral, esta pode ser rejeitada para grandes valores da estatística Z , que é definida por:

$$Z_{MK} = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{para } S > 0 \\ 0 & \text{para } S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{para } S < 0 \end{cases} \quad (31)$$

Com base na estatística de Z_{MK} toma-se a decisão de aceitar ou rejeitar a hipótese de nulidade H_0 , isto é, a hipótese H_0 é aceita quando a série temporal apresenta ausência de tendência, e rejeitada a favor da hipótese alternativa H_1 quando existe uma tendência na série temporal, em suma:

- H_0 : Não existe uma tendência estatisticamente significativa na série temporal; ou seja, a tendência estatisticamente é insignificante para $p\text{-valor} > \alpha$;
- H_1 : Existe uma tendência estatisticamente significativa na série temporal, para $p\text{-valor} < \alpha$.

Tabela 8. Classificação da Tendência de Z_{MK} no intervalo de confiança de -1.96 a +1.96.

Categoria	Escala
Tendência Significativa de Aumento-Tsa	$Z_{MK} > +1.96$
Tendência Não Significativa de Aumento-Tnsa	$Z_{MK} < +1.96$
Sem Tendência-St	$Z_{MK} = 0$
Tendência Não Significativa de Redução-Tnsr	$Z_{MK} > -1.96$
Tendência Segnificativa Redução-Tsr	$Z_{MK} < -1.96$

Fonte: FECHINE & GALVÍNIO, 2010.

Para a análise dos resultados foram utilizados os valores da estatística de Z que indica que valores positivos ($Z > 0$) mostrando uma tendência crescente na série temporal e valores negativos uma tendência decrescente ($Z < 0$). O nível de significância α é de $\alpha = 0.05$ para o teste de MK. Se a probabilidade p do teste de MK for menor que o nível α , $p < \alpha$, existe uma tendência estatisticamente significativa, enquanto, um valor de $p > \alpha$, configura uma tendência insignificante. Para amostras onde não existe tendência, o valor de Z é próximo de 0 e o valor de p é próximo de α .

A hipótese nula para o teste de MK é que os dados são independentes e aleatoriamente ordenados, ou seja, não há nenhuma tendência ou estrutura de correlação serial entre as observações (SALMI et al., 2002; KAHYA & KALAYCI, 2004; JHAJHARIA et al., 2011; DINPASHOH et al., 2011). No entanto, em muitas situações, os dados observados são autocorrelacionados podendo resultar em interpretação equivocada dos resultados do teste de tendência. De acordo com (YUE et al., 2002; ABDUL AZIZ & BURN, 2006; JHAJHARIA et al., 2011; DINPASHOH et al., 2011), a aproximação mais comum para remover a correlação serial de um conjunto de dados antes da utilização de um teste de tendência tem sido o pré-branqueamento da série. Em que a autocorrelação pode ser removida por pré-branqueamento.

No entanto, Yue et al. (2002) mostraram que a remoção da autocorrelação positiva de séries temporais por pré-branqueamento removeu a tendência e, consequentemente, reduziu a possibilidade de rejeitar a hipótese nula quando a mesma pode ser falsa. De outra forma, a retirada da autocorrelação negativa por pré-branqueamento pode elevar a tendência e leva a um aumento na possibilidade de rejeitar a hipótese nula quando a mesma pode ser verdadeira. Portanto, o pré-branqueamento de uma série temporal de um conjunto de dados não é recomendada para eliminar o efeito da correlação serial no teste de MK quando existe uma tendência em uma série temporal. Entretanto, para as situações em que há uma tendência, a aplicação do teste de MK, sem pré-branqueamento, poderá de forma errada identificar a presença de uma tendência significativa devido à autocorrelação serial (ZHANG & ZWIERS, 2004).

Para que não ocorra tal fato, Yue et al. (2003) desenvolveram a metodologia que consiste na “tendência livre de pré-branqueamento”. Esta metodologia envolve a estimativa da tendência monotônica para a série temporal e, em seguida, a remoção dessa tendência antes do pré-branqueamento da série. A abordagem tendência livre de pré-branqueamento tende a separar a correlação da série, que surge de uma tendência linear, da correlação serial restante e, em seguida, remove apenas a última parte a correlação serial. As etapas a serem seguidas antes da aplicação do teste de MK são:

- A estimativa da magnitude das tendências de uma série temporal pode ser estimada pelo estimador não paramétrico de inclinação da tendência, desenvolvido por Sen (1968). Esta estimativa da magnitude das tendências ou inclinação da Curvatura Sen - S_e é mais robusta que coeficiente angular da equação da reta obtida com a utilização do método de regressão linear, porque este coeficiente pode desviar-se muito do valor verdadeiro da inclinação da reta, se na série de dados existirem valores extremos Gilbert, (1983); Yue et al. 2003; e Ferrari, (2012). Para a estimar a magnitude de uma tendência detectada pelo teste de MK é utilizada a mediana de todos os valores da inclinação da Curvatura Sen - S_e relativa a série temporal x_i . Alguns autores como Hirsch et al., (1982) afirmam que Curvatura de Sen é insensível a valores discordante ou *outliers* e dados ausentes, sendo mais rigorosa que a usual curvatura de regressão e provê uma medida realística das tendências numa série temporal Ferrari, (2012). No Método de Sen a estimativa da inclinação que indica uma possível tendência é obtida pelo cálculo dos pares de valores da série temporal $x_1, x_i, x_j, \dots, x_n$ com a conforme a equação a seguir:

$$S_e = \text{mediana} \left(\frac{x_j - x_i}{y_j - y_i} \right) \quad \text{Para } j > i \text{ e } y_j \neq y_i \quad (32)$$

em que S_e = Estimador da Inclinação da Curvatura Sen; $x_j = x_i$ série temporal, e $y_j \neq y_i$ são anos em que ocorre a observação de ordem i .

- Remoção da tendência monotônica usando a estimativa da inclinação da Curvatura Sen - S_e

$$z_t = x_t - (S_e \times t) \quad (33)$$

em que, z_t = série sem tendência, x_t = é o valor da série original no tempo t e S_e = estimador da inclinação da Curvatura, e o tempo t . Em que o estimador tem sido descritos em diferentes artigos (KAHYA & KALAYCI, 2004; JHAJHARIA et al., 2011; DINSHAH et al., 2011).

- A avaliação do coeficiente de autocorrelação r_1 , da correlação serial de uma série sem tendência z_t é realizada quando o valor de r_1 não é estatisticamente significativo ao nível de probabilidade de $\alpha = 0,05$, em que aplica-se diretamente a série temporal original o teste Mann-Kendall. Entretanto, se a autocorrelação é significativa ao nível de probabilidade de $\alpha = 0,05$, a série com tendência removida é pré-branqueada pela equação abaixo:

$$v_t = z_t - r_1 \times z_{t-1} \quad (34)$$

em que, v_t = valor da série sem tendência e pré-branqueada, r_1 = coeficiente de autocorrelação com defasagem um, conforme a equação a seguir:

$$r_1 = \frac{\sum_{t=1}^{N-K} (x_t - \bar{x})(x_{t+1} - \bar{x})}{\sum_{t=1}^N (x_t - \bar{x})^2} \quad (35)$$

em que, r_1 = coeficiente de autocorrelação, x_t = elemento climático no tempo t , N = tamanho da amostra, K = tempo de defasagem e $\bar{x}$ = média do elemento climático.

- Na quarta etapa obtém-se a série temporal y_t pré-branqueada livre de tendência e correlação serial. Em que, em seguida, o valor de $(S_e \times t)$ é adicionado (a tendência) de novo para o conjunto de dados residual (série temporal) conforme a equação a seguir.

$$y_t = v_t + (S_e \times t) \quad (36)$$

em que, y_t = série final (ou pré-branqueada), v_t = valor da série sem tendência, S_e = estimador da inclinação da Curvatura e o tempo t .

O resultado da série temporal pré-branqueada y_t é a combinação de séries temporais, inclusão da tendência inicial, mas sem a autocorrelação dos dados. Deste modo o teste MK pode ser aplicado às séries temporais de chuva das oito regiões de Governo. Maiores detalhes sobre a metodologia são encontrados em Mann (1945), Kendall (1975) e Gilbert (1983).

No presente estudo para verificação da tendência da chuva nas oito regiões de Governo do estado, ambos os teste de MK e a Curvatura de Sen serão calculadas utilizando o software ambiente R versão 3.1.1, (R Development Core Team, 2005).

5.7 Metodologia para determinação da magnitude das tendências

Para o presente estudo foi estimada a magnitude das tendências pelo Estimador da Inclinação da Curvatura Sen - S_e relativa a série temporal x_t . Alguns autores como Hirsch et al. (1982) afirmam que Curvatura de Sen é mais robusto e rigorosa que o coeficiente regressão da reta, que provê de uma medida realística das tendências numa série temporal (FERRARI, 2012).

5.8 Ponto de mudança brusca da série temporal 1943-2013

Verificam a significância da mudança da média ou mediana da amostra a partir de um ponto da série, seja ele conhecido ou não, através do teste de Pettitt (ALEXANDRE, 2009).

5.9 Teste de Pettitt das séries temporais de chuva

O teste de Pettitt (1979) é um teste não-paramétrico, que permite identificar o ano de ocorrência de mudança abrupta na média das séries temporais de precipitação. Utiliza uma versão do teste de Mann-Whintney, na qual verifica se duas amostras $X_1, \dots, X_t$ e $X_{t+1}, \dots, X_T$ pertence a mesma população. A estatística do $U_{i,T}$ faz uma contagem do número de vezes que um membro da primeira amostra é maior que o membro da segunda, e pode se escrita:

$$U_{t,T} = U_{t-1,T} + \sum_{j=1}^T \text{sgn}(x_i - x_j) \quad \text{para } t = 2, \dots, T \quad (37)$$

em que; $\text{sgn}(x) = 1$ para $x > 0$; $\text{sgn}(x) = 0$ para $x = 0$; $\text{sgn}(x) = -1$ para $x < 0$.

A estatística $U_{i,T}$ é então calculada para os valores de $1 < t < T$, e assim a estatística $k(t)$ do teste de Pettitt que corresponde ao máximo em valor absoluto de $U_{i,T}$ é estimada como o ano onde ocorre a mudança e se escreve como:

$$k(t) = \text{Max}_{1 < t < T} |U_{t,T}| \quad (38)$$

Esta estatística localiza o ponto onde houve uma mudança brusca na média de uma série temporal, e a sua significância pode ser calculada aproximadamente pela equação:

$$p \cong 2 \exp \{-6k(t)^2 / (T^3 + T^2)\} \quad (39)$$

O ponto de mudança brusca é o t onde ocorre o máximo de $k(t)$. Os valores críticos de k podem ser calculado pela equação:

$$k_{crit} = \pm \sqrt{\frac{\ln(p/2)(T^3 + T^2)}{6}} \quad (40)$$

5.10 Teste da soma cumulativa dos desvios (SOCUM)

O Teste das Somas Cumulativas SOCUM ou Teste Cumulative Deviation proposto por Buishand (1982) e sugerido pela (OMM) é um teste paramétrico que permite identificar o período (mês ou ano) de início de uma provável mudança brusca na série temporal.

Esse método testa se as médias em duas partes de um registro de dados são diferentes (para um tempo de mudança desconhecido), assumindo que os dados são normalmente distribuídos. O propósito deste teste é detectar uma mudança na média de uma série de dados depois de m observações:

$$E(x_i) = \mu \quad \text{Para } i = 1, 2, 3, \dots, m; \quad (41)$$

$$E(x_i) = \mu + \Delta \quad \text{Para } i = m + 1, m + 2, \dots, n; \quad (42)$$

em μ é a média da população antes da mudança e Δ é a mudança na média.

O teste de homogeneidade, baseado nos desvios cumulativos da média é calculado como conforme a equação a seguir:

$$S_0^* = 0 \quad (43)$$

$$S_k^* = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) \quad \text{Para } k = 1, 2, 3, \dots, n \quad (44)$$

em que S_k^* = desvio cumulativo da média, x_i = é a série em teste, $\bar{x}$ = média aritmética da série com k termos; $k = 1, 2, 3, \dots, n$.

Para uma série homogênea, os valores de S_k^* devem flutuar em torno de zero, uma vez que não existe um padrão sistemático dos desvios de x_i dos valores médios $\bar{x}$. Um reajustamento das somas parciais rescalonados é obtido dividindo o S_k^* pelo valor do desvio padrão da população (σ_x):

$$\sigma_x = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2}{n} \quad \text{Para } \mu = \bar{x} \text{ média da população igual média amostral} \quad (45)$$

$$S_k^{**} = \frac{S_k^*}{\sigma_x} \quad (46)$$

Com base nos valores de S_k^{**} a estatística de teste do ponto de mudança Q é dada por:

$$Q = \max_{0 \leq k \leq n} |S_k^{**}| \quad (47)$$

em que, Q é calculado para cada ano, no qual o maior valor indica o ponto de mudança. Se a magnitude de $Q/\sqrt{n}$ excede o valor crítico do teste estatístico, então a série temporal é heterogênea, caso contrário homogênea. Os valores críticos da estatística do teste para os níveis de significância de 1% e 5%, em função do número n de elementos da série investigada, foram obtidos em Buishand (1982) na **Tabela 11**:

Tabela 9. Valores Críticos de $Q/\sqrt{n}$, segundo Buishand (1982).

n	$Q/\sqrt{n}$ em nível de significância		
	$\alpha = 0.10$	$\alpha = 0.05$	$\alpha = 0.01$
10	1.05	1.14	1.29
20	1.10	1.22	1.42
30	1.12	1.24	1.46
40	1.13	1.26	1.50
50	1.14	1.27	1.52
100	1.17	1.29	1.55
∞	1.22	1.36	1.63

Um valor negativo de S_k^* indica que a parte posterior do registro de dados tem média maior que a parte anterior e vice-versa.

Outra estatística que pode ser usado para testes de homogeneidade é o intervalo:

$$R = \frac{\max_{0 \leq k \leq n} S_k^{**} - \min_{0 \leq k \leq n} S_k^{**}}{\sigma_x} \quad (48)$$

em que, se existir uma ruptura no ano K, então S_k^{**} terá um máximo (deslocamento negativo) ou um mínimo (deslocamento positivo) perto do ano $k=K$. A significância do deslocamento pode ser testada pela a Eq. (47).

Em que, σ_x é o desvio padrão da população de S_k^{**} .

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AAKER, D. A.; KUMAR, V.; DAY, G. S. Pesquisa de marketing, São Paulo: Atlas, 2001. 745p.

ABDUL AZIZ, O. I.; BURN, D. H. Trend and variability in the hydrological regime of the Mackenzie River Basin. **Journal of Hydrology**, v. 319, 282–294, 2006.

AGÊNCIA: NOTÍCIAS DO ACRE, S. Número de atingidos pelas enchentes no Acre supera proporcionalmente os do Rio de Janeiro e Santa Catarina, 2012. Disponível em:<<http://www.agencia.ac.gov.br/index.php/noticias/geral/18571-numero-de-atingidos-pelas-enchentes-no-acre-supera-proporcionalmente-os-do-rio-de-janeiro-e-santa-catarina-.html>>. Acessado em 15 abr. 2012.

ALMEIDA, A. A criação da Inspeção de Obras Contra as Secas – IOCS. In: **Semiárido**. Brasília: Câmara dos Deputados, agosto/2010.

ALVES, L. M; MARENGO J. A; JÚNIOR, H. C; CASTRO, C. (2005) Início da estação chuvosa na região Sudeste do Brasil: Parte 1 – Estudos observacionais. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v.20, n.3, p.385-394, 2005.

ARAÚJO, M. A. A. et al. Ocorrência de tempo severo na área da cidade do Rio de Janeiro. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 8, 1994, Belo Horizonte. **Anais...** p. 577-9.

ARAÚJO, M. A. A.; ALOISE, E. D.; SANTOS, A. P. Aspectos sinóticos das chuvas intensas de fevereiro/1996 no Rio de Janeiro. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 9, 1996, Campos do Jordão. **Anais...** p. 399-401.

ARAÚJO, W. S.; BRITO, J. I. B. Índices de tendências de mudanças climáticas para os estados da bahia e sergipe por meio de índices pluviométricos diários e sua relação com tsm do pacífico e atlântico. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v.26, n. 04, p.541-554, 2011.

ARAÚJO, H. S.; ALMEIDA, J. R.; GUERRA, A. J. T.; (Org.). Gestão ambiental de áreas degradadas. 4ª ed. Rio de Janeiro: Bertrand Brasil, 2009. 320p.

ARRUDA, L. V. **Caracterização de ambientes agrícolas e dos principais solos do Município de Guarabira-PB**. 2008. 88f. Tese (Doutorado) - Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal da Paraíba, Universidade Federal da Paraíba, Paraíba. 2008.

ALEXANDRE, G. R. **Estudo para Identificação de Tendências do Regime Pluvial na Região Metropolitana de Belo Horizonte a partir de Métodos Estatísticos e Modelos Climáticos**. 2009. 193f. Dissertação (Mestrado) - Escola de Engenharia da Universidade Federal de Minas Gerais, Universidade Federal de Minas Gerais, Minas Gerais. 2009.

ALEXANDER, L.V; ZHANG X; PETERSON T.C; CAESAR, J; GLEASON, B; TANK, AMGK; HAYLOCK, M; COLLINS, D; TREWIN, B; RAHIMZADEH, F; TAGIPOUR, A. KUMAR, K.R; REVADEKAR, J; GRIFFITHS, G; VINCENT, L; STEPHENSON, D.B;

BURN, J; AGUILAR, E; BRUNET, M; TAYLOR, M; NEW, M; ZHAI, P; RUSTICUCCI, M; VAZQUEZ-AGUIRRE, J.L. (2006) Global observed changes in daily climate extremes of temperature and precipitation. **Journal of Geophysical Research**. 111: 1-22. doi:10.1029/2005JD006290

ALBUQUERQUE, M. A. **Estabilidade em Análise de Agrupamento (Cluster Analysis)**. 2005. 62f. Dissertação (Mestrado) - Departamento de Física e Matemática, Universidade Federal Rural de Pernambuco, Recife, 2005.

ALLEY, W. M. The Palmer drought severity index: limitations and Assumptions. **Journal of Climate and Applied Meteorology**. V.23, n. 7, p1100-1109, 1984.

ANUNCIAÇÃO, V. S. **O clima urbano de Campo Grande, MS**. Presidente Prudente. 2001. 121f. Dissertação (Mestrado). Departamento de Geografia, FCT –Universidade Estadual Paulista, São Paulo, 2001.

AMBRIZZI, T.; COELHO, C. A. S.; UVO, C. B. Exploring the impacts of the tropical Pacific SST on the precipitation patterns over South America during ENSO periods. **Theoretical and Applied Climatology**, 71, 185-197, 2002.

ASSIS, F. N.; MARTINS, S. R.; MENDEZ, M. E. G. **Índice** de Severidade da Seca de Palmer no Rio Grande do Sul. In: **X CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOROLOGIA**. 1997, Piracicaba, SP. **Anais...** Piracicaba-SP: Sociedade Brasileira de Agrometeorologia, 1997a, v. 1, p. 383-385.

AZEVEDO, P. V. & SILVA, V. P. R. Índice de seca para a microrregião do agreste da Borborema, no Estado da Paraíba. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 9, n. 1, p.66-72, 1994.

BARRA, T. S. **Análise climatológica das secas do estado do Ceará**. Viçosa-MG, 2000. 97p Dissertação (Mestrado) – Departamento de Engenharia Agrícola, Universidade Federal de Viçosa, 1997.

BARRA, T. S.; COSTA, J. M. N.; RAO, T. U. R.; SEDIYAMA, G. C.; FERREIRA, W. P. M. & DANTAS NETO, F. S. Caracterização climatológica da severidade de secas do estado do Ceará-Brasil. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.6, n. 1, p.266-272, 2002.

BACK, A. J. Aplicação de análise estatística para identificação de tendências climáticas. **Revista de Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 36, n. 5, p.717-726, maio, 2001.

BARNSTON, A. G.; SMITH, T. M. Specification and prediction of global surface temperature and precipitation from global SST using ACC. *Journal of Climate*, v.9, n. 11, p. 2660- 2697, 1996.

BARTLETT, M. S. (1937) **Properties of Sufficiency and Statistical Tests**. *Proc. Roy. Soc. Lond.*, 160^a, 268-282. Disponível em: Disponível em:< <http://www.gov.scot/Uploads/Documents/SFWP886.pdf> >. Acessado em 20 abr. 2015.

BARROSO, L. P., Artes, R. **Análise de Multivariada**. Lavras: UFLA, 2003. 157p.

BATISTA JÚNIOR, W. **Identificação e Avaliação dos Fatores de Ocorrência de Secas na Bacia do Rio Guandu-Espírito Santo**. 2012. 127f. Tese (Doutorado) Departamento de Engenharia Agrícola, Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais, Viçosa, 2012.

BERTONI, J.; LOMBARDI NETO, F. Conservação do solo, 7ª ed; Ed. ícone. São Paulo, 2010, 355p.

BERLATO, A. B; FONTANA, D. C. EL NIÑO E LA NIÑA: Impactos no clima, e na vegetação e na agricultura do Rio Grande do Sul - Aplicações de previsões climáticas na agricultura. UFRGS - 2004.

BENSON, Charlotte; CLAY Edward. **Understanding the Economic and Financial Impacts of Natural Disasters**. Washington: The World Bank, 2004.

BIERAS, A. R.; SANTOS, M. J. Z. **Variabilidade e Tendência da Precipitação Pluviométrica Anual e Mensal do Município de Bebedouro (SP), no Período de 1983 a 2003**. Climatologia e Estudos da Paisagem Rio Claro - Vol.1 - n.1/2, p. 63, julho/dezembro/2006.

BONACCORSO, B.; BORDI, I.; CANCELLIERE, A.; ROSSI, A.; SUTERA, A. Spatial variability of drought an analysis of the SPI in Sicily. Kluwer Academic Publishers. **Water Resources Management, Netherlands**, v. 17, p. 273-296, 2003.

BORDI, I.; FRIGIO, S.; PARENTI, P.; SPERANZA, A.; SUTERA, A. The analisys of the Standardized Precipitation Index in the Mediterranean area: large-scale patterns. **Annali di Geofisica**, Italia, v. 44, n. 5-6, p. 979-993, 2001.

BORDI, I.; FRAEDRICH, K.; JIANG, J.; SUTERA, A. Spatio-temporal variability of dry and wet periods in eartern China. **Theoretical and Applied. Climatology**, v. 79, p. 81-91, 2004.

BOGARDI, I.; MATYASOVSKY, I.; BARDOSSY, A.; DUCKSTEIN, L. Estimation of local and areal drought reflecting climate change. **Transactions of the ASAE**, v.37, n.6, p.1771-1781, 1994.

Box, G. E. P.; Cox, D. R. (1964) An analysis of transformations. Journal of the Royal Statistical Society, Series B, 26: 211-252.

BUSSAB, W. O; MIAZAKI, E. S; ANDRADE, D. Introdução à análise de agrupamentos. 9º Simpósio Nacional de Probabilidade e Estatística (Sinape). São Paulo. Associação Brasileira de Estatística, 1990. 105 p.

BHALME, H. N. & MOOLEY, D. A., 1980. **Large-scale droughts/floods and monsoon circulation**. Mon. Wea. Rev. 108, 1197–1211.

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**. 2005. 120f. Dissertação (Mestrado) - Gestão de Recursos Agroambientais, Instituto Agrônômico de Campinas, São Paulo, Campinas, 2005.

BLAIN, G. C.; BRUNINI, O. 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. **Revista Bragantina**, v. 64, n. 4, p.695-705, 2005.

BLAIN, G. C. Séries anuais de temperatura máxima média do ar no Estado de São Paulo: variações e tendências climáticas. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 25, n. 01, p.114-125, 2010.

BLAIN, G. C. Detecção de tendências monótonas em séries mensais de precipitação pluvial do Estado de São Paulo. **Revista Bragantia**, v. 69, n. 4, p.1027-1033, 2010.

BLAIN, G. C. Totais decendiais de precipitação pluvial em Campinas, SP: persistência temporal, periodicidades e tendências climáticas. **Revista Ciência Rural**, v. 41, n. 5, p.789-795, maio, 2011.

BLAIN, G. C. Considerações estatísticas relativas à oito séries de precipitação pluvial da secretaria de agricultura e abastecimento do Estado de São Paulo. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v.24, n.1, p.12-23, 2009.

BRAGA, R. **História da Comissão Científica de Exploração**. Fortaleza: Imprensa Universitária do Ceará, 1962.

BRASIL. Ministério da Integração Nacional. Secretaria Nacional de Defesa Civil. **Banco de dados e registros de desastres**: sistema integrado de informações sobre desastres – S2ID. 2013. Disponível em: <<http://s2id.integracao.gov.br/>>. Acesso em: 10 mar. 2013.

BRASIL. Ministério do Meio Ambiente (MMA). Secretaria de Recursos Hídricos. **Programa Nacional de Combate à Desertificação e Mitigação dos Efeitos da Seca (PAN-Brasil)**. Brasília, 2007, p. 220.

BRASIL. Ministério do Meio Ambiente (MMA). Secretaria de Recursos Hídricos. **Convenção das Nações Unidas de Combate à Desertificação e Mitigação dos Efeitos da Seca (UNCCD)**. Brasília, 2007.

BRASIL. Ministério da Integração Nacional. Secretaria Nacional de Defesa Civil. Centro Nacional de Gerenciamento de Riscos e Desastres. **Anuário Brasileiro de Desastres Naturais 2012**: Centro Nacional de Gerenciamento de Riscos e Desastres. Brasília, 2012, 84p.

BRASIL. Ministério da Integração Nacional. Secretaria Nacional de Defesa Civil. Centro Nacional de Gerenciamento de Riscos e Desastres. **Manual de desastres. Volume I**: Castro, A. L. C. Brasília, 2003, v.1, 174p.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Índices para a Quantificação da Seca**: Fernandes et al. 2009, Documentos / Embrapa Arroz e Feijão, ISSN 1678-9644; 244. Goiás, 2009. 48p.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Breve história da estatística**: Memória, J. M. P. Documentos / Embrapa Informação Tecnológica, ISSN 1677-5473. Brasília, 2004. 111p.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Solo: substrato da vida**: Mendonça, J. M. P. Documentos / Embrapa Recursos Genéticos e Biotecnologia, ISBN 978-85-87697-42-4; 244. Brasília, 2006. 156p.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Áreas Degradadas: conceitos e caracterização do problema:** Curso de recuperação de áreas degradadas: a visão da ciência do solo no contexto do diagnóstico, manejo, indicadores de monitoramento e estratégias de dados eletrônicos. Tavares, S. R. L. Documentos / Embrapa Solo. Rio de Janeiro, 2008. p.1-8.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **A Erosão e seu Impacto:** Uso agrícola dos solos brasileiros. Hernani et al. 2002. Documentos / Embrapa Solo. Rio de Janeiro, 2002. p.47-60.

BUISHAND, T. A. Some methods for testing the homogeneity of rainfall records. **Journal of Hidrology**, v. 58, p. 11-27, 1982.

BRITO, T. T. **Regiões Homogêneas de Precipitação e Caracterização de Períodos Secos e Úmidos no Estado do Rio de Janeiro.** 2014. 105f. Dissertação (Mestrado) - Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Biosistemas, Universidade Federal Fluminense, Niterói, 2014.

BRUNINI, O., PINTO, H. S., ZULLO JUNIOR, J., BARBANO, M. T., CAMARGO, M. B. P. Drought and desertification and preparedness in Brazil-The example of Sao Paulo State In: Expert Group Meeting on early warning systems for drought preparedness and drought monitoring, 2000, Lisboa. **Proceedings-WMO- TD 1037.** Genebra-Suica: Organizacao meteorologica mundial, 2000. v.AGM-@. p.89 – 103

BRUNINI, O.; PINTO, H. S.; ZULLO, J.; BLAIN, G. C.; BRUNINI, A. P. C.; ASSAD, E.; LOBO, G. A. Uso do SPI para avaliação dos períodos de seca no Estado de São Paulo In: **XII Congresso Brasileiro de Agrometeorologia e III Reunião Latino Americana de Agrometeorologia, 2001,** Fortaleza. **Anais- XII Congresso Brasileiro de Agrometeorologia e III Reunião Latino Americana de Agrometeorologia.** Fortaleza: Sociedade.

CAMPOS, I. B.; RUIVO, B. C. **Análise da Tendência climática para a Cidade de Corumbá (MGS).** Anais do Segundo Simpósio de Geotecnologia no Pantanal, corumbá, 7-11/novembro/2009. Embrapa Informática Agropecuária/INPE, p. 90-98.

CAMPOS, J.N.B. & STUDART, T. M. C. Secas no nordeste do Brasil: Origens, Causas e Soluções. In: **XII CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA,** (CD-ROM). Foz do Iguaçu, PR, 2002.

CANO, W. **Desequilíbrios regionais e concentração industrial no Brasil 1930-1970.** Rio de Janeiro: Global Editora, 1985.

CARVALHO, V. F. Risco de desastres naturais continua alto na América Latina e Caribe. Disponível em: < <http://www.revistaecotur.com.br/novo/home/?tipo=noticia&id=2838> > Acessado em: 14 mai. 2013.

CARVALHO, R. L. **Apresentação e Descrição dos Testes Paramétricos e Não-paramétricos Aplicados as Ciências Humanas e Sociais.** 2007. [...]f. Monografia (Licenciatura em Matemática), Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro, Seropédica, 2007.

CARVALHO, V. C. Abordagem Multiescala para o Monitoramento de Indicadores do Processo de Desertificação. Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto. Foz do Iguaçu: SBSR. 2001. p. 1539-1551.

CAVALCANTI, I. F. A.; KOUSKY, V.E. Drought in Brazil during Summer and Fall 2001 and associated atmospheric circulation features. **Revista Climanálise.**, Ano 2, n. 1, p.1-10, 2002.

COSTA, J. J. D. Seca, pobreza e desertificação na Paraíba. **Revista de História - Saeculum.**, n. 8/9, jan/dez, p. 117-142, 2002.

CORDEIRO, A. P. A. **Tendências Climáticas das Variáveis Meteorológicas Originais, Estimadas e das Derivadas do Balanço Hídrico Seriado do Estado do Rio Grande do Sul.** 2010. 274f. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Agronomia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, RS, Brasil. Agosto, 2010.

CORMACK, R. A review of classification. Journal of the Royal Statistical Society (Series A), v.134, p.321-367, 1971.

CONTI, J. B.; O conceito de desertificação. **Revista Climatologia e Estudos da Paisagem.**, Rio Claro. v. 3, n. 9. p.39. jul/dez. 2008.

CUNHA, R. L. A. Definição de cenários de referência para avaliação dos impactos das secas. 2008. 147f. Dissertação (Mestrado Integrado em Engenharia Civil) - Faculdade de Engenharia da Universidade do Porto, Porto, 2008.

CLIFFORD, H. T.; STEPHENSON, W. An introduction to numerical taxonomy. London: Academic Press, 1975. 229p.

CRED-OFDA (2002). EM-DAT: The OFDA/CRED International Disaster Database. Centre for Research on the Epidemiology of Disasters <http://www.cred.be/emdat> [Geo-2-330]

CNC-IDNDR (1999). Natural Disaster and Disaster Relief in China; the China National Report on International Decade for Natural Disaster Reduction. Beijing, Chinese National Committee IDNDR/DIONISIO, B. 2012, PORTAL G1, Sobe para 137 o número de cidades atingidas pela seca no Paraná 2012. Disponível em:<<http://g1.globo.com/parana/noticia/2012/01/sobe-para-137-o-numero-de-cidades-atingidas-pela-seca-no-parana.html>>. Acessado em 20 mai. 2012.

DAÍ, A., TRENBERTH, K.E., KARL, T.R., 1998. **Global variations in droughts and wet spells: 1900–1995.** Geophys. Res. Lett. 25 (17), 3367–3370.

DEVORE, J. L. Probabilidade e Estatística: para Engenharia e Ciências. [Trad. SILVA, J. P. N.]. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006

DINPASHOH, Y; JHAJHARIA, D; FAKHERI-FARD, A; SINGH, VP; KAHYA, E. (2011) Trends in reference crop evapotranspiration over Iran. Journal of Hydrology 399:422–433. doi:10.1016/j.jhydrol.2011.01.021

DEISE, N. F.; BLAIN, G. C.; ANGELOCCI, L. R.; IRIGOYEN, A. I. PIEDADE, S. M. S. Tendências na precipitação mensal de Abunã, estado de Rondônia, na amazônia brasileira. XII Reunión Argentina de Agrometeorología, 8 al 10 de octubre de 2008. San Salvador de

Jujuy – Argentina. Disponível em: Disponível em: <
<http://www.alagoas24horas.com.br/conteudo/?vCod=104188>>. Acessado em 10 dez. 2013.

DMC (2000). Ten-Day Bulletin. DEKAD 19 Report (1-10 July, 2000). Nairobi, Drought Monitoring Centre.

DG Env EC (2007). Water Scarcity & Droughts – In-depth assessment, Second Interim Report, Directorate General Environment, European Commission, Bruxelas.

DOMONKOS, P. **Measuring performances of homogenization methods**. Theoretical and Applied Climatology. v. 117, n.1, 2013, p. 91-112.

DONI, M. V. Análise de Cluster: métodos hierárquicos e de partição, São Paulo: Mackenzie. 2004. 93f. Monografia (Pós-graduação) – Universidade Presbiteriana Mackenzie, 2004.

Departamento Nacional de Obras de Saneamento - DNOS. A chuva na baixada da Guanabara: Relatório Técnico Engenharia Gallioli Ltda. Rio de Janeiro, 1975, p. 34-52.

DUQUE, J. G. Perspectivas Nordestinas. Fortaleza. BNB-ETENE, 1982. (Obra Póstuma).

DUQUE, J. G. Solo e água no polígono das secas. Fortaleza. DNOCS, Publicação n.º 154, Série I-A. 4ª edição, 1973.

EASTON, V. J., & MCCOLL, H. J. (1997). Subjective Probability” Statistical Education through Problem Solving Statistics Glossary v1.1. Retrieved June 15, 2006, from <http://www.stats.gla.ac.uk/steps/glossary/probability.html>

EDWARDS, A.W.F; CAVALLI-SFORZA, L.L. A method for cluster analysis. Biometrics, v.21, n.2, p.362–375, 1965.

EVERITT, B. S.; DUNN, G. Applied multivariate analysis. London: Edward Arnold, 1991. 400 p.

FAO (2001). 17 Countries are Facing Exceptional Food Emergencies in Sub-Saharan Africa – FAO Concerned About Deteriorating Food Situation in Sudan, Somália and Zimbabwe. Press Release 01/48. Rome, Food and Agriculture Organization.

FAO (2000). ACC Inter-Agency Task Force on the UN Response to Long Term Food Security, Agricultural Development and Related Aspects in the Horn of Africa. Rome, Food and Agriculture Organization.

FERRARI, A. L. VECCHIA F. A. Z, COLABONE, R. O. Tendência e variabilidade anuais da temperatura e da pluviosidade em Pirassununga. **Revista Brasileira de Climatologia**., v. 10, n. 8, p.30-46, 2012.

FERRARI, A. L. **Variabilidade e Tendência da Temperatura e Pluviosidade nos Municípios de Pirassununga, Rio Claro, São Carlos e São Simão (SP): Estudo sobre Mudança Climática de Curto Prazo em Escala Local**. 2012. 156f Tese (Doutorado) – Escola de Engenharia de São Carlos, Universidade de São Paulo, São Carlos-SP, 2012.

FEITOSA, S. M. R. **Alterações climáticas em Teresina - PI decorrentes da urbanização e supressão de áreas verdes.** 112f Dissertação (Mestrado) - Pós-Graduação em Desenvolvimento e Meio Ambiente, Universidade Federal do Piauí, Piauí-PA, 2010.

FECHINE, J. A. L.; GALVÍNCIO, J. D. **Aplicação do Teste de Mann- Kendall na Análise de Tendências Climáticas em Anos de El Niño na Bacia Hidrográfica do Rio Pontal-Estado de Pernambuco.** In: XVI Congresso Brasileiro de Meteorologia, Belém. Amazônia e o Clima Global. Belém: SBMET, 2010, v. 1, n.2, p. 1-5, 2010.

FERREIRA, J. H. D.; NERY, J. T. **Análise de Componentes Principais da Precipitação do Estado de Minas Gerais** In: XII Congresso Brasileiro de Meteorologia, 2002, Foz do Iguaçu – PR. **Anais ...** CD-ROM, 2002.

FIDERJ, 1978: Indicadores Climatológicos do Estado do Rio de Janeiro. Governadoria do Estado do Rio de Janeiro, Secretaria de Planejamento e Coordenação Geral (SECPLAN), Fundação Instituto de Desenvolvimento Econômico e Social do Rio de Janeiro (FIDERJ). Sistemas de Informação para o Planejamento Estadual (SIPE), 156 p.

FINDLAY, A. M. (1996). Population and Environment in Arid Regions. Policy and research Paper No. 10, Paris, International Union for the Scientific Study of Population.

FILIPPE, I. J. S. **Aplicação de modelos ARIMA em séries de preços de soja no norte do Paraná, Revista Tekhne e Logos.,** v. 3, n.3, p.1-17, 2012.

FOLHES, M. T.; FISH, G. Caracterização climática e estudo de tendências nas séries temporais de temperatura do ar e precipitação em Taubaté (SP). **Revista Ambiente e Água.,** v.1, n.1, p.61-71, 2006. doi:10.4136/1980-993X

FURTADO, C. (2001). O processo histórico do desenvolvimento, **in:** BRESSER-PEREIRA, LUIZ CARLOS & REGO, JOSÉ MÁRCIO. A grande esperança em Celso Furtado: ensaios em homenagem aos seus 80 anos. São Paulo: Ed. 34, p. 253-280.

FRAGOSO JÚNIOR, C. R.; PEDROSA, V. A.; SOUZA, V. C. B. Reflexões Sobre a Cheia de Junho de 2010 nas Bacias do Rio Mundaú e Paraíba. Disponível em:<<http://www.ctec.ufal.br/professor/vap/Cheia2010.pdf>> Acesso em 25 de mar. 2015.

FRANCISCO, S. Desertificação no Brasil. Portal São Francisco, 2012. Disponível em:<<http://www.portalsaofrancisco.com.br/alfa/meio-ambiente-desertificacao-no-brasil/>>. Acessado em 15 abr. 2012.

FUNABASHI, K. S., MONTEIRO, A. C., DE MORAES, D. A., ROCHA, M. R., MOREIRA, P. C. F., & IWAMURA, E. S. M.. A importância da identificação humana nos desastres de massa naturais, acidentais ou provocados: uma abordagem multidisciplinar. Saúde, Ética & Justiça, v. 14, n. 2, 2009.

GALINA, M. H. **Mudanças climáticas de curto prazo: Tendências dos regimes térmicos e hídricos e do balanço hídrico nos municípios de Ribeirão Preto, Campinas e Presidente Prudente (SP) no período de 1969-2001.** Rio Claro, 2002. [...]p Dissertação (Mestrado) - Instituto de Geociências e Ciências Exatas Campus de Rio Claro, Universidade Estadual Paulista, Rio Claro, 2002.

GALLANT, A. J. E.; HENNESSY, K. J.; RYSBEI J. Trends in rainfall indices for six Australian regions: 1910-2005. **Australian Meteorological Magazine**. v. 56, p. 223-239, 2007.

GEMMER, M.; BECHER, S.; JIANG, T. Observed monthly precipitation trends in China 1951–2002. **Theoretical and Applied Climatology**, v. 77, n.1-2, p. 39-45, 2004.

GIBBS, W.J. & MAHER, J.V., 1967. **Rainfall Deciles as Drought Indicators**. Bureau of Meteorology Bulletin, No. 48, Commonwealth of Australia, Melbourne.

GILBERT, R. O. **Statistical methods for environmental pollution monitoring**. New York: Van Nostrand Reinhold, 320p. (1983).

GOIS, G. **Caracterização da seca e seus efeitos na produção da cultura do milho para as diferentes Regiões do Estado de Minas Gerais**. 2005. 141f. Dissertação (Mestrado) Departamento de Engenharia Agrícola, Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais, Viçosa, 2005.

GOIS, G., SOUZA, J. L., SILVA, P. R. T., OLIVEIRA JÚNIOR, J. F. **Caracterização de Desertificação no Estado de Alagoas Utilizando Variáveis Climáticas**. Revista Brasileira de Meteorologia. v.20, n. 3, p 301-314, 2005.

GOMMES, R. AND PETRASSI, F. (1996). Rainfall Variability and Drought in Sub-Saharan Africa since 1960. FAO Agrometeorology Working Paper No 9. Rome, Food and Agriculture Organization.

GONÇALVES, E. F.; MOLLERI, G. S. F.; RUDORFF, F. M. Distribuição dos desastres naturais no Estado de Santa Catarina: estiagem (1980-2003). In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE DESASTRES NATURAIS, 1., Florianópolis. **Anais...** Florianópolis: GEDN/UFSC, 2004. p.773-786.

GROSS, J. A.; REIS, J. T.; SAUSEN, T. M. Avaliação Socioeconômica dos Municípios afetados pela estiagem no Rio Grande do Sul de 2000 a 2010. In: XIV Congresso Brasileiro Sobre Desastres Naturais, **Anais...** Rio Claro, 2012. Disponível em <http://inpetrov.ru/Avaliacao_Socioeconomica_dos_Municipios_Afetados_Pela_Estiagem_no_Rio_Grande_do_Sul_de_2000_A_2010.pdf>. Acesso em 15 de jan. de 2015.

GUTTMAN, G.B. Comparing the Palmer Drought Index and the "Standardized Precipitation Index". **Journal of the American Water Resources**, Washington, v.16, n.2, p. 113-121, 1998.

GUTTMAN, G.B. Accepting the "Standardized Precipitation Index " : A calculation algorithm. Index. **Journal of the American Water Resources**, Washington, v.35, n.2, p. 311- 322, 1999.

GOOSSENS, C., BERGER, A. **Annual and Seasonal Climatic Variations Over The Northern Hemisphere and Europe during the last century**. Annales Geophysicae, Berlin, v.4, nn. B4, p.385-400, 1986.

GUEDES, T. A. et al. Projeto de Ensino Aprender Fazendo Estatística, 49 p, [s.I.], 2005.

GUERRA, P. **A civilização da seca**. Fortaleza: DNOCS, 1981.

GUERRA, A. J. T.; CUNHA, S. B. Degradação ambiental. **In:** Geomorfologia e meio ambiente. 3ª ed. Bertrand Brasil. Rio de Janeiro. 2000, p. 337-381.

GUERRA, A. J. T.; MARÇAL, M. S. Geomorfologia ambiental. Rio de Janeiro; Bertrand Brasil, 2006. 192p.

GRANJA, P. Enchentes no Nordeste: Estado é Cúmplice do Desastre, 2010. Disponível em: <<http://anovademocracia.com.br/no-68/2941-enchentes-no-nordeste-estado-e-cumplido-do-desastre>>. Acessado em 21 fev. 2012.

GRAYSON, R. B.; ARGENT, R. M.; NATHAN, R. J.; MCMAHON, T. A.; MEIN, R. Hydrological Recipes: Estimation Techniques in Australian Hydrology. Australia: Cooperative Research Centre for Catchment Hydrology, 1996. 125 p.

GRIMM, A.M.; TEDESCHI, R.G. Episódios El Niño e La Niña e a frequência de eventos extremos de precipitação no Brasil: análise no litoral da Região Sul. In: XIV Congresso Brasileiro de Meteorologia, **Anais...** Florianópolis, 2006. Disponível em <<http://www.cbmet.com/#>>. Acesso em 5 de ago. de 2014.

GRIMM, A.M.; PSCHIEDT, I. Padrões atmosféricos associados a eventos severos de precipitação no sul do Brasil durante El Niño, La Niña e anos Neutros. In: XIII Congresso Brasileiro de Meteorologia, **Anais...** Fortaleza, 2004. Disponível em <<http://www.cbmet.com/#>>. Acesso em 2 ago. 2014.

GRIMM, A.M. TEDESCHI, R.G. Influência de eventos El Niño e La Niña sobre a frequência de eventos extremos de precipitação no Brasil. **In:** XIII Congresso Brasileiro de Meteorologia, **Anais...** Fortaleza, 2004. Disponível em <<http://www.cbmet.com/#>>. Acesso em 12 ago. 2014.

GROSS, J. A.; REIS, J. T.; SAUSEN, T. M. Avaliação socioeconômica dos municípios afetados pela estiagem no Rio Grande do Sul de 2000 a 2010. **In:** CONGRESSO BRASILEIRO SOBRE DESASTRES NATURAIS, 2012, São Paulo, **Proceedings...** Rio Claro: CENAD, 2012.

HAYES, M. J.; SVOBODA, M.D.; WILHITE, D.A.; VANYARKHO, O.V, Monitoring the 1996 drought using the Standardized Precipitation Index. **Bulletin of the American**

Meteorology Society, v. 80, n. 3, p.429-438, 1999.

HAYLOCK, M.; NICHOLLS, N. Trends in extreme rainfall indices for an updated high quality data set for Australia, 1910-1998. **International Journal of Climatology**, v.20, p.1533–1541, 2000.

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

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

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, June (1984). doi:10.1029/WR020i006p00727

HULME, Mike, e outros. **African Climate Change: 1900–2100**. Climate Research, 2001.

HUANG, Z.G. (1999). Sea Level Changes in Guangdong and its Impacts. Guangzhou, China, Guangdong Science and Technology Press (in Chinese).

IFRC (2001). World Disasters Report 2001. International Federation of Red Cross and Red Crescent Societies <http://www.ifrc.org/publicat/wdr2001/> [Geo-2-334]

IPCC (2007). Intergovernmental Panel on Climate Change (2007). Climate Change 2007: The Physical Science Basis. Summary for Policymakers Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change, 18 pp.

IPCC. Climate Change 2007: Climate Change Impacts, Adaptation and Vulnerability. Summary for Policymakers Contribution of Working Group II to the Intergovernmental Panel on Climate Change Fourth Assessment Report Climate Change 2007. 23 pp. 2007b.

IPCC (2007). Intergovernmental Panel on Climate Change. Climate change (2007). The physical science basis. In: Solomon S, Qin D, Manning M, Chen Z, Marquis M, Averyt K B, Tignor M, Miller H L. (ed.) Contribution of working group I to the fourth assessment report of the intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge University Press, Cambridge, 996p.

IDNDR (1999a). Progress and Challenges in Reducing Losses from Natural Disasters <http://www.usgs.gov/themes/sndr/sndr09.html> [Geo-2-331]

IFRC (International Federation of the Red Cross and Red Crescent Societies). Geneva: World Disasters Report, 2002.

Ji, L.; PETERS, A. Assessing vegetation response to drought in the northern Great Plains using vegetation and drought indices. **Remote Sensing of Environment**, v. 87, p. 85-98, 2003.

JHAJHARIA, D.; DINPASHOH, Y.; KAHYA, E.; SINGH, V.P.; FAKHERI-FARD, A. 2011. Trends in reference evapotranspiration in the humid region of northeast India. Hydrol. Process. doi: 10.1002/hyp.8140.

KATZ, R.W. & GLANTZ, M.H., 1986. Anatomy of a rainfall index. Mon. Wea. Rev. 114, 764–771.

KARL, T. The sensitivity of the Palmer drought severity index and Palmer's Z-index to their calibration coefficients including potential evapotranspiration. Journal of Climate and Applied Meteorology, Boston, v.25, p. 77-86, 1986.

KAHYA, E; KALAYCI, S. (2004) Trend analysis of streamflow in Turkey. Journal of Hydrology 289: 128–144. doi:10.1016/j.jhydrol.2003.11.006

KELLY, P.M. AND ADGER, W.N. (2000). Theory and Practice in Assessing Vulnerability to Climate Change and Facilitating Adaptation. Climate Change, 47, 325-52.

KENDALL, M.G. (1970), Rank Correlation Methods, 2nd Ed., New York: Hafner.

KEYANTASH, J. A., AND J. A. DRACUP (2004), An aggregate drought index: Assessing drought severity based on fluctuations in the hydrologic cycle and surface water storage, **Water Resour. Res.**, 40, W09304, doi:10.1029/2003WR002610.

KUBRUSLY, L.S. Um procedimento para calcular índices a partir de uma base de dados multivariados. *Pesquisa Operacional*, v.21, n.1, p.107-117, 2001. doi: org/10.1590/S0101-74382001000100007.

KIM, S. (2000). Southern Africa Swamped by Rains. Disaster News Network http://www.disasternews.net/disasters/2-14-00_africa-swamped.shtml [Geo-2-337]

KUMAR, V., PANU, U., 1997. Predictive assessment of severity of agricultural droughts based on agro-climatic factors. *J. Am. Water Resour. Assoc.* 33 (6), 1255–1264.

KUNDZEWICZ, Z. W.; ROBSON, A. *Detecting Trend and Other Changes in Hydrological Data*. Geneva: World Climate Programme-Water, World Climate Programme Data and Monitoring, WCDMP-45, WMO/TD n. 1013, 2000. 158 p.

KUNDZEWICZ, Z. W.; ROBSON, A. J. Change detection in hydrological records – A review of the methodology. *Hydrological Sciences*, v. 49, n. 1, p. 7-19, 2004.

KHAN, V. M.; KIM, I. S.; SARAIVA, J. M. A relação entre as anomalias de TSM no Hemisfério Sul com as anomalias da precipitação no Sul do Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 10.; CONGRESSO DA FLISMET, 8., 1998, Brasília. Anais... Rio de Janeiro: SBMet, 1998. 1 CD-ROM.

LABJOR. Laboratório de Biogeografia e Climatologia – UFV. Os números dos desastres no Brasil, 2011. Disponível em: <<http://bioclimaufv.blogspot.com/2011/01/os-numeros-dos-desastres-no-brasil.html>>. Acessado em 19 jan. 2012.

LATORRE, M. R. D. O.; CARDOSO, M. R. A. Time series analysis in epidemiology: an introduction to methodological aspects. **Revista Brasileira de Epidemiologia.**, v. 4, n. 3, p.145-152, 2001.

LÁZARO, R.; RODRIGO, F. S.; GUTIÉRREZ, L.; DOMINGO, F.; PUIGDEFÁBREGAS, J., 2001. Analysis of a thirty year rainfall record (1967– 1997) from semi-arid SE Spain: a plant ecological perspective. *Journal of Arid Environments* v. 48, p. 373–395. doi: 10.1006/jare.2000.0755

LEVIN, J. Estatística Aplicada a Ciências Humanas 2a ed. São Paulo: Harbra, 1987.

LIMA, J. R. A.; NEVES, D. J. D.; ARAÚJO, L. E.; AZEVEDO, P. V. Identificação de tendências climáticas no Estado da Bahia. **Revista de Geografia.**, v. 28, n. 03, p.172-187, 2011.

LIMA, M.C., SANTOS, R.C., MORAES, J.C. Estudo de seca no Estado de Alagoas. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOROLOGIA. 4, 1989, Maceió. **Anais...** Alagoas: Sociedade Brasileira de Agrometeorologia, 1989a. v. 1, p160-169.

LIMA, A. S. **Um espírito científico que surgia e se ensaiava promissoramente:** a Inspetoria de Obras Contra as Secas e a produção de conhecimento científico sobre o semiárido na primeira República. São Paulo: USP, 2008a.

LLOYD-HUGHES, B.; SAUNDERS, M. A drought climatology for Europe. **International Journal of Climatology**, v. 22, p. 1571-1592, 2002.

LOHANI, V.K. & LOGANATHAN, G.V., 1997. An early warning system for drought management using the Palmer Drought Index. *J. Am. Water Resour. Assoc.* 33 (6), 1375–1386.

LOHANI, V.K., LOGANATHAN, G.V., MOSTAGHIMI, S., 1998. Long-term analysis and short-term forecasting of dry spells by Palmer Drought Severity Index. *Nordic Hydrol.* 29 (1), 21–40.

MARDIA, A. K. V.; KENT, J. T.; BIBBY, J.M. *Multivariate analysis*. London: Academic Press, 1997, 518 p.

MARENGO, J. A., SCHAEFFER, R., PINTO, H. S., ZEE, D. M. W. *Mudanças Limáticas, Condições Meteorológicas Extremas e Eventos Climáticos no Brasil*, 2009. Disponível em: < <http://www.fbds.org.br/fbds/IMG/pdf/doc-504.pdf> >. Acessado em 02 fev. 2012.

MARQUES, J. R. Variabilidade espacial e temporal de precipitação pluvial no Rio Grande do Sul e sua relação com indicadores oceânicos. 2005. 210f. Tese (Doutorado-Agrometeorologia) – Programa de Pós-graduação em Fitotecnia, Faculdade de Agronomia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2005.

MARQUES, V. S.; CARDOSO, D.; PINHEIRO, F. M.; MOREIRA, J. C. Análise de Temporais Intensos no Rio de Janeiro, RJ. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v.16, n.2, p.145-156, 2001.

MASOZERA, M., BAILEY, M., & KERCHNER, C. Distribution of impacts of natural disasters across income groups: A case study of New Orleans. *Ecological Economics*, v. 63, n. 2, p. 299-306, 2007.

MALUF, S. R.; ROSA, T. S. Mudanças climáticas, desigualdades sociais e populações vulneráveis no Brasil: construindo capacidades Subprojeto populações. Relatório Técnico 5, V. I Disponível em: <[http://www.coepbrasil.org.br/portal/Publico/apresentarArquivo.aspx?TP=1&ID=8fc52b23-e5bb-4039-96dd-2cacdee9e008&NOME=Relatório%20Final%20da%20Pesquisa%20\(Volume%20I\).pdf](http://www.coepbrasil.org.br/portal/Publico/apresentarArquivo.aspx?TP=1&ID=8fc52b23-e5bb-4039-96dd-2cacdee9e008&NOME=Relatório%20Final%20da%20Pesquisa%20(Volume%20I).pdf)>. Acessado em 21 out. 2013.

McKEE, T.B., DOESKEN, N.J., KLEIST, J., 1993. The relationship of drought frequency and duration to time scales. In: *Proceedings of the 8th Conference on Applied Climatology*. AMS, Boston, MA, pp. 179–184.

MEDRI, W. *Análise exploratória de dados*, 82 p, Londrina, Paraná, 2011. 342 p.

MESCHIATTI, M. C.; FORNTOLAN, M. R.; PENEREIRO, J. C.; FERREIRA, D. H. L. Caracterização estatística de tendências em séries anuais de dados hidro-climáticos no Estado de São Paulo. **Revista de Geografia Acadêmica.**, v. 06, n. 01, p. 52-64, 2012.

MINUZZI, R. B. **Influência dos fenômenos EL Niño e LA Niña nos veranicos do estado de Minas Gerais**. 2003. 96f. Dissertação (Mestrado) – Departamento de Engenharia Agrícola, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2003.

MINUZZI, R. B.; SEDIYAMA, G. C. Relação do dipolo do Atlântico tropical com o período chuvoso da região Sudeste do Brasil. **In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA**, 13, 2004, Fortaleza. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 2002. PL-0057. 1 CD-ROM.

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

MINUZZI, R. B.; CARAMORI, P. H.; Tendência Climática Sazonal e anual da quantidade de chuva no estado do Paraná. **Revista Brasileira de Meteorologia.**, v. 25, n. 2, p. 237-246, 2010.

MINUZZI, R. B.; Tendência 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.; CARAMORI, P. H. Variabilidade climática sazonal e anual da chuva e veranicos no Estado do Paraná. **Revista Ceres.**, v. 58, n.5, p. 593-602, 2011.

MIRZA, M.Q. and Ericksen, N.J. (1996). Impact of Water Control Projects on Fisheries Resources in Bangladesh. *Environmental Management*, 20(4), 527–39.

MIN, S. K.; KWON, W. T.; PARK, E. H.; CHOI, Y. Spatial and temporal comparisons of drought over Korea with east Asia. **International Journal of Climatology**, v. 23, p.223-233, 2003.

MOTA, F. S., AGENDES, M., ROSSKOFF, J. L. C., SILVA, J. B., SIGNORINI, E., ALVES, E. G. P., ARAÚJO, S. M. B. **Risco de secas para a cultura da soja no Rio Grande do Sul**, **Revista: Pesquisa Agropecuária Brasileira**, 1991

MONTEIRO, A.; PEDROSA, P.; PEDROSA, F. **A vulnerabilidade da sociedade Às catástrofes naturais: uma visão integrada dos riscos naturais**. Universidade do Porto, Portugal, 2003.

MONTEIRO, C.A.F. On the desertification in the northeast Brazil and man's role in the process. *Latin American Studies*. Ibaraki nº9, The University of Tsukuba, Japan, 1988.

MONTECINOS, A.; DÍAZ, A.; ACEITUNO, P. Seasonal diagnostic and predictability of rainfall in Subtropical South America based on Tropical Pacific SST. *Journal of Climate*, v 13, n. 4, p. 746-758, 2000.

MOURA, A. D.; SHUKLA, J. On the dynamics of the droughts in Northeast Brazil: Observations, theory and numerical experiments with a general circulations model. *Journal of the Atmospheric Science*, v.38, n.12, p. 2653-2673, 1981.

MOLINA, P. A & LIMA, L. C. T. M. Estudo de secas agrícolas no Nordeste Brasileiro. **In: XIII SIMPÓSIO BRASILEIRO DE RECURSOS HÍDRICOS: ÁGUA EM QUANTIDADE E QUALIDADE – O DESAFIO DO PRÓXIMO MILÊNIO**. (CD-ROM). Belo Horizonte, MG, 1999.

MORAES, C. F.; FERREIRA, J. R.; BALESTRASSI, P. P. Análise crítica da aplicação de métodos estatísticos em processos definidos por dados que não apresentam distribuição normal. GEPROS, v. 1, n. 2, p. 7-18, 2006.

MORAES, N. O.; PIMENTEL, L. C. G.; MARTON, E. (2005) Simulações Numéricas da Formação de Ilha de Calor na Região Metropolitana do Rio de Janeiro. Anuário do Instituto de Geociências (Rio de Janeiro), 28: 116-138.

MORAES, J. M.; PELLEGRINO, G.; BALLESTER, M. V.; MARTINELLI, L. A.; VICTORIA, R. L. Estudo preliminar da evolução temporal dos componentes do ciclo hidrológico da bacia do Rio Piracicaba. In: **SIMPÓSIO BRASILEIRO DE RECURSOS HÍDRICOS, 11.; SIMPÓSIO DE HIDRÁULICA E RECURSOS HÍDRICOS DOS PAÍSES DE LÍNGUA OFICIAL PORTUGUESA, 2.,** 1995, Recife. **Anais...** Recife: Associação Brasileira de Recursos Hídricos, 1995. p. 27-32.

MUGGLER, C. C.; PINTO SOBRINHO, F. A.; MACHADO, V. A. Educação em solos: princípios, teoria e métodos. 2006. p. 733 a 740, Disponível em: < <http://www.scielo.br/pdf/rbcs/v30n4/14.pdf> >. Acesso em: 22 fev 2012.

MUNICH Re. 2002. Topics Annual Review: Natural Catastrophes 2002. Munich.

Disponível em: < www.munichre.com >. Acessado em 08 fev. 2014.

MUNICH RE (2001). Topics 2000: Natural Catastrophes — The Current Position. Special Millennium Issue. Munich, Munich Re Group.

MUNICH Re (2009) Topics Geo Natural catastrophes 2008. Analyses. assessments, positions. Munich Re Group. 74 p.

MOSTELLER, FREDERICK AND TUKEY, JOHN (1977), Data Analysis and Regression, Addison-Wesley.

NEVES, F. C. Getúlio e a seca: políticas emergenciais na era Vargas. **Revista Brasileira de História.**, v. 21, n. 40, p. 107-129, 2001.

NDMC. (2006). Understanding and defining Drought, National Drought Mitigation Centre, University of Nebraska-Lincoln, 2006 (<http://drought.unl.edu/index.htm>).

NKEMDIRING, L. & WEBER, L., 1999. **Comparison between the droughts of the 1930s and the 1980s in the Southern Prairies of Canada.** J. Climate 12, 2434–2450.

NOGUEIRA, V. F. B.; NOGUEIRA, V. S.; CORREIA, M. F.; SOARES, E. S.; ALVES, M. F. A. Caracterização estatística de tendências em séries de dados climáticos de Chapadinha-MA. I Workshop Internacional Sobre Água no Semiárido Brasileiro. Campina Grande – PB, 2013. Disponível em: <http://aguanosemiarido.com.br/trabalhosaceitos.php>. Acessado em 27 Mai 2014.

ONU. **Agenda 21 - Manejo de ecossistemas frágeis: a luta contra a desertificação e a seca.** Organização das Nações Unidas (ONU). Rio de Janeiro. 1992.

PALMER, W. C. **Meteorological Drought.** Research Paper, n.45, U. S. Department of Commerce Weather Bureau, Washington, D. C. 1965. 58p.

PANAPRESS, AGÊNCIA PANAFRICANA DE IMPRENSA. Cabo Verde registra mau ano agrícola devido a seca. Disponível em: <<http://www.panapress.com>>. Acesso em nov. 2004.

PASQUALI, L. Brasília: *Introdução à Estatística Inferencial*, 2014. Disponível em: <<http://www.psi-ambiental.net/pdf/PasqCap04.pdf>>. Acesso em: 12 fev. 2015.

PENEREIRO, J. C.; FERREIRA, D. H. L.; GARCIA, V. F. V. Caracterização estatística de tendências climáticas em séries anuais de temperatura média e precipitação para as capitais estaduais do Brasil. **Revista GEINFOTEC.**, v. 3, n. 4, p.01-15, 2012.

PENEREIRO, J.C.; FERREIRA, D.H.L. (2001) Estatística apoiada pela Tecnologia: uma proposta para identificar tendências climáticas. *Acta Scientiae* 13: 87-105.

PEREIRA, M. A. F.; KOBIYAMA, M. Análise de variâncias pluviométricas na região da bacia hidrográfica do Cubatão do Sul (SC). *Ambiência* (Online). v.9, n.1, p.95-111, 2013. doi: 10.5777/ambiencia.2013.01.07

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

PEZZA. A. B.; SIMMONDS. I. The first South Atlantic hurricane, Unprecedented blocking, low shear and climate change.. *Geophysical Research Letters*. v. 32. p. 10-1029/2005GL0. 2005.

PEZZA. A. B.; SIMMONDS. I.; PEREIRA FILHO. A. Climate perspective on the large-scale circulation associated with the transition of the first South Atlantic hurricane. *International Journal of Climatology*. 10.1002/joc.1757, 2009.

PINTO, H. S. Adaptação do setor agrícola brasileiro **In:** Fundação Brasileira para o Desenvolvimento Sustentável - FBDS. Mudanças climáticas e eventos extremos no Brasil, 2012. Disponível em: <www.fbds.org.br/fbds/IMG/pdf/doc-504.pdf> Acesso em 21 de jan. de 2014.

PINHEIRO, A.; GRACIANO, R. L. G.; SEVERO, D. Tendência das séries temporais de precipitação da região Sul do Brasil. **Revista Brasileira de Meteorologia.**, v. 28, n. 3, p.281-290, 2013. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/rbmet/v28n3/05.pdf>>. Acessado em 10 abr. 2015.

PONCE, V. M. (2012) Three Issues of Sustainable Management in The Ojos Negros Valley Baja California, México. Disponível em:<http://ponce.tv/three_issues_portal.html>. Acessado em: 29 fev 2014.

PORTAL G1, Prejuízos Provocados pela seca no Paraná ultrapassa 1,5 bilhão, 2012. Disponível em: <<http://g1.globo.com/parana/noticia/2012/01/prejuizo-provocado-pela-seca-no-parana-ultrapassa-r-15-bilhao.html>>. Acessado em 20 mai. 2012.

PHILLIPS, D., 2002. The top ten Canadian weather stories for 2001. *CMOS Bull.* 30 (1), 19–23.

QUIRING S. M. AND PAPAKRYAIKOU T.N. An evaluation of agricultural drought indices for the Canadian prairies. *Agricultural and Forest Meteorology* 118: 49-62. 2003.

REIS, J. G. Desertificação no Nordeste. Recife: SUDENE, 1988.

REIS, E. Estatística multivariada aplicada. Lisboa: Edições Silabo, 1997, 342 p.

REIS, Elizabeth. Estatística descritiva. Lisboa: Silabo, ed. 4, 1998.

REBOITA, M. S. Introdução à estatística aplicada à climatologia – Parte III – Análise de series temporais. Notas de Aula: Disciplina Climatologia II – ACA 0226. Universidade de São Paulo, 2005. Disponível em <<http://200.132.77.47:8080/aulas/Poligrafos/PoligrafoMichelleIII.pdf>>. Acesso em 20 set. 2014.

REBOITA, M. S.; GAN, M. A; ROCHA, R. P.; AMBRIZZI, T. **Regimes de Precipitação na América do Sul: Uma Revisão Bibliográfica**. Revista Brasileira de Meteorologia, v.25, n.2, p.185 – 204, 2010. doi: 10.1590/S0102-77862010000200004.

REPELLI, C. A.; ALVES, J. M. B. Uso de Análise de Correlações Canônicas para Prognosticar a Variabilidade Espacial da Precipitação Sazonal 116 Sobre o Nordeste do Brasil. **Revista Brasileira de Meteorologia**., v. 11, n. 1/2, p.67-75, 1996.

RIEBSAME, W. E.; CHANGNON, Jr. S. A; KARL, T. R. 1990. Drought and natural resources management in the United States: Impacts and Implications of the 1987-89 Drought, Westview Press, Boulder, Colorado, Eua.

ROY, S. S.; BALLING JR, R. C. Trends in extreme daily precipitation indices in India. **International Journal of climatology**. v.24, p.457–466, 2004.

ROTONDO, V. H & SEILER, R. A. Ocorrencia de sequias en el sur de la provincia de Córdoba-Argentina. **In: XII CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOROLOGIA E III REUNIÃO LATINO AMERICANA DE AGROMETEOROLOGIA**. 2001, Fortaleza, Ceará. **Anais...** Fortaleza-Ceará: Sociedade Brasileira de Agrometeorologia, 2001a, v. 1, p. 317-318.

SAKAMOTO, C.M., 1978. The Z-index as a variable for crop yield estimation. *Agric. Meteor.* 19, 305–313.

SANT’ANNA NETO, J. L. Avaliação das mudanças no regime das chuvas do Estado de São Paulo durante um século (1988 – 1993). **Revista Acta Scientiarum**., v. 21, n. 4, p. 915-921, 1999.

SANSIGOLO, C. A.; KAYANO, M. T. Tendências nas temperaturas máximas e mínimas e nas precipitações sazonais do Rio Grande do Sul (1913-2006). **In: XII Congresso Brasileiro de Meteorologia**, **Anais...** Belém, 2010.

SANSIGOLO, C. A. Análise comparativa do desempenho dos índices de seca de Palmer (PDSI) e da precipitação normalizada (SPI) em Piracicaba, SP (1971-2001). **Revista Brasileira de Meteorologia**., v. 19, n. 3, p. 237-242, 2004.

SANSIGOLO, C. A. Distribuições de extremos de precipitação diária, temperatura máxima e mínima e velocidade do vento em Piracicaba, SP (1917-2006). **Revista Brasileira de Meteorologia**., v. 23, n. 3, p.341-346, março 2008.

SANTOS, R. M. N., Avaliação do índice de Palmer para a caracterização de períodos de seca no estado de São Paulo. 1998. 79p. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, 1998.

SANTOS, J. F.; PORTELA, M. M. Tendências e séries de precipitação mensal em Portugal Continental. Aplicação do teste de Mann-Kendall: Recursos Hídricos, **Revista da Associação Portuguesa de Recursos Hídricos (APRH)**., v. 70, p. 32-45, 2004.

SANTOS, C. A. **Estimativas e tendências de detecção de mudanças climáticas com base na precipitação diária no Rio Grande do Norte e na Paraíba**. 2006. 115f. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Campina Grande, Campina Grande, 2006.

SANTOS, R. S.; SEDIYAMA, G. C.; OLIVEIRA, R. A.; ABRAHÃO, G. M. Homogeneidade de séries climatológicas em Minas Gerais. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.16, n.12, p.1338–1345, 2012. doi: 10.1590/S1415-43662012001200011

SALES, M. C. L. Evolução dos Estudos de Desertificação no Nordeste Brasileiro. **Revista GEOUSP - Espaço e Tempo**., n. 14, p. 9-19, 2003.

SEN, P.K. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau. **Journal of the American Statistical Association**. v. 63. p.1379–1389. 1968.

SENA, J. P. O.; LUCENA, D. B. Identificação de tendência da precipitação na microrregião do cariri paraibano. **Revista de Geografia Física**, v. 06, n. 05, p.1400-1416, setembro 2013.

SECRETARIA DA EDUCAÇÃO DO PARANÁ. **Piores Desastres Naturais**. Disponível em:
<<http://www.geografia.seed.pr.gov.br/modules/conteudo/conteudo.php?conteudo=270#abrefecha>> Acessado em 17 fev. 2015.

SERRA, A. B. Clima da Guanabara. Boletim Geográfico, Fundação Instituto Brasileiro de Geografia (IBGE), n. 214, p. 35, 1970.

SERRA, A. B.; L. RATISBONNA, Clima do Rio de Janeiro. Ministério da Agricultura. Serviço de meteorologia, 2ª edição. Boletim Geográfico, Fundação Instituto Brasileiro de Geografia (IBGE), 1970, n.214, p. 135, 1957.

SILVA DIAS, P. L.; CAPLAN, P.; KOUSKY, V. As chuvas intensas de fevereiro de 1988: circulação global e previsibilidade. **In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA**, 5, 1988, Rio de Janeiro. **Anais...** p. IX.6 – IX. 10.

SILVA, F. D. dos S.; FERREIRA, D. B.; SARMANHO, G. F.; SANTOS, L. S. F. C. dos; FORTES, L. T. G.; PARENTE, E. G. P. Tendência de alterações climáticas da precipitação observadas no Brasil de 1961 a 2008 utilizando dados gradeados. **In: XII Congresso Brasileiro de Meteorologia, Anais...** Belém, 2010.

SILVA, D. F.; SOUSA, A. B. Detecção de Tendências Climáticas no Estado de Alagoas. **Revista Brasileira de Geografia Física**., v. 06, n. 03, p. 442-455, setembro 2013.

- SILVA, M. V.; **NETA, C. L.**; CAMPOS, C. R. J. . Identificação de tendências climáticas nas séries de precipitação e temperatura. **In:** IV Simpósio Internacional de Climatologia, 2011, João Pessoa-Pb. Impacts of Climate Changes on Urban Areas.. Rio de Janeiro, v. 1, 2011.
- SILVA, C. R.; SILVA, V. J.; JÚNIOR, J. A.; CARVALHO, H. P. Radiação solar estimada com base na temperatura do ar para três regiões de Minas Gerais. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**., v. 16, n. 3, p.281-288, 2012.
- SOUZA, A. L.; FERREIRA, R. L. C.; XAVIER, A. Análise de Agrupamento aplicada à ciência florestal. Viçosa: SIF, 1997, 109 f. (Documento SIF, 16).
- SOUZA, A. G. de; WHITFORD, W. G.; HERRICK, J. E.; VAN ZEE, J. W.; HAVSTAD, K. M. Early warning indicators of desertification: examples of tests in the Chinvahuan Desert. *Journal of Arid Environments*, v. 39, p. 101-112, 1998.
- SOUZA, B. I. Contribuição ao estudo da desertificação na Bacia do Taperoá - PB. João Pessoa. UFPB/PRODEMA. Dissertação de Mestrado. 1999.
- SOUZA, J. C. O. Análise do Evento Climático Extremo Ocorrido na Região Leste de Alagoas: Bacias Hidrográficas dos Rios Mundaú e Paraíba do Meio. **Revista Brasileira de Geografia Física**., v. 4, n. 2, p.377-395, 2011.
- SOUZA, B. I. **Cariri paraibano: do silêncio do lugar à desertificação**. 2008. 198f. Tese (Doutorado) – Instituto de Geociência, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2008.
- SUDENE - Superintendência para o Desenvolvimento do Nordeste, **O FENÔMENO DAS SECAS**, Disponível em <<http://www.sudene.gov.br/>>. Acessado em 20 out. 2004.
- SCHLOTZHAVER, S. D. AND R. C. LITTELL (1999). SAS System for elementary statistical analysis. 2ª ed. Cary, NC: SAS Institute Inc., p.456.
- 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, (Licenciado e Bacharel em Matemática), Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro, Seropédica, 2008.
- SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. An Analysis of Variance Test for Normality (Complete Samples). *Biometrika*, v.52, p.591-611, 1965.
- SNEATH, P. H. A; SOKAL, R. R. Numeric taxonomy: the principles e practice of numerical classification. San Francisco: W. H. Freeman, 1973, 573 p.
- SNEYERS R (1975) Sur l'analyse statistique des series d'observations. Gênevè: Organisation Météorologique Mondial. (OMN, Note technique, 143).
- STONE, R. J. Improved statistical procedure for the evaluation of solar radiation estimation models. *Solar energy*, v.51, p.289 - 291, 1993.
- STRANG, D. Considerações sobre as chuvas de janeiro de 1962 no Estado da Guanabara. *Escritório de Meteorologia*, 1962, 16p.

TORMAN, V. B. L.; COSTER, R.; RIBOLDI, J. Normalidade de variáveis: métodos de verificação e comparação de alguns testes não-paramétricos por simulação. *Revista Hospital das Clínicas Paraná*, v.32, n.2, p.227-234, 2012. Disponível em < <http://seer.ufrgs.br/index.php/hcpa/article/view/29874/19186> >. Acessado em 25 Mai. 2015.

TIBOLA, B. G. **O Impacto das catástrofes naturais na economia e o processo de reconstrução econômica**. 2011. 71 p. Tese (Monografia) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2011.

TOUCHAN, R.; FUNKHOUSER, G.; HUGHES, M.; ERKAN, N. SPI reconstructed from Turkish tree-ring widths. **Climatic Change**, v. 72, p. 339-353, 2005.

TUKEY, JOHN (1977), *Exploratory Data Analysis*, Addison-Wesley.

THEIS, I. M. & RENCK, M. H. P. insustentabilidade socioambiental do desenvolvimento regional no Brasil: análise crítica do caso da seca na região do Extremo Oeste de Santa Catarina **In**: IV Coloquio sobre Transformaciones Territoriales: Sociedad, Territorio y Sustentabilidad - Perspectivas desde el Desarrollo Regional y Local, 2002, Montevideo. **Anais...CR-ROM**, 2002.

THORNTON, C. W. The Moisture Factor in Climate. *Am. Geophys. Union Trans.*, v. 27, 1946. p. 41-49.

THORNTON, C.W. & MATHER, J.R. **The water balance**. Publications in Climatology. New Jersey: Drexel Institute of Technology, 104p. 1955.

UNESCAP and ADB (1995). *State of the Environment in Asia and the Pacific 1995*. United Nations Economic and Social Commission for Asia and the Pacific and the Asian Development Bank, United Nations, New York.

UNDP (2001). *Disaster Profiles of the Least Developed Countries*. Geneva, United Nations Development Programme Emergency Response Division.

VIANA, C. F. G. **Da seca como episódio à desertificação como processo: uma questão (não) institucionalizada**. 2013. 244f. Tese (Doutorado) - Centro de Desenvolvimento Sustentável, Universidade de Brasília, Brasília, 2006.

VICTORINO, C. J. A. **PLANETA ÁGUA MORRENDO DE SEDE: uma visão analítica na metodologia do uso e abuso dos recursos hídricos**. Porto Alegre: Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul. EDIPUCRS, 2007. 231p. ISBN 978-85-7430-661-2 1.

VINCENT, L. A.; PETERSON, T. C.; BARROS, V. L.; MARINO, M. B.; RUSTIBUCCI, M.; MIRANDA, G. C.; ALVES, L. M.; BARBOS DE BRITO, J. I.; BERLATO, M. A. ; GRIMM, A. M.; MARENGO, J. A; MEIRA, P. R.; MOLION, L. C.B.; MANCUNIL, D. F.; ANUNCIAÇÃO, Y. M. T.; SANTOS, J.L.; HAYLOCK, M. R.; KAROLY, D. Observed trends in indices of daily temperature extremes in South of America. 1960-2000. *Journal of Climate*, Boston, v. 18, p. 5011-5023, 2005.

WARD-JÚNIOR, J. H. (1963) Hierarchical grouping to optimize an objective function. *Journal of the American Statistical Association*, 58: 236-244. doi: 10.1080/01621459.1963.10500845.

WEI, W. **Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods**. Pearson Books, second edition, 2006.

WILLEKE, G.; J. R. M. HOSKING, J. R.; WALLIS, AND N. B.; GUTTMAN, 1994. **The National Drought Atlas**. Institute for Water Resources Report 94-NDS-4, U.S. Army Corps of Engineers.

WINKE, L. O. L.; DAMÉ, R. C. F.; TEIXEIRA, C. F. A.; MACHADO, A. A.; ROSSKOFF, J. L. C. **Caracterização Climática e Estudo de Tendências nas Séries Temporais de Temperatura e Precipitação em Pelotas/RS**. X Encontro de Pós-Graduação; 11, 12, 13 e 14 de novembro de 2008. Universidade Federal de Pelotas, RS.

WORLD BANK (2001). **WORLD DEVELOPMENT INDICATORS 2001**. WASHINGTON DC, WORLD BANK http://www.worldbank.org/data/wdi2001/pdfs/tab3_8.pdf [Geo-2-024].

WORLD BANK (2001A). **UPGRADING URBAN COMMUNITIES, VERSION 2001**. Spotlight on Alexandra, South Africa. Massachusetts Institute of Technology <http://web.mit.edu/urbanupgrading/upgrading/caseexamples/overview-africa/alexandra-township.html> [Geo-2-341].

WORLD BANK (2000). **WORLD BANK BOARD APPROVES \$72 MILLION FOR KENYA**. World Bank News Release No: 2001/105/AFR. World Bank <http://wbln0018.worldbank.org/news/pressrelease.nsf> [Geo-2-340].

WU, H.; HAYES, M.; WEISS, A.; HU, Q. An evaluation of the SPI, the China-Z index and the statistical Z-score. **International Journal Climatology**, v. 21, p. 745-758, 2001.

WLHITE, D.; COLLINS, D.; HOWDEN, M. Drought in Australia: Prediction, Monitoring, Management, and Policy, em D.A. wilhite (ed), **Drought Assessment, Management, and Planning: Theory and Case Studies**, Kluwer Acad. Publ., Boston, p.213-236, 1993.

XAVIER, T.M.B.S. & XAVIER, A.F.S. Classificação de anos secos e chuvosos na Região Nordeste do Brasil e sua distribuição espacial. In: **CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA**, 3., 1984, Belo Horizonte. **Anais...** Minas Gerais, Sociedade Brasileira de Meteorologia, v.1, p. 267-275.

XU, L.; SAMANTA, A.; COSTA, M. H.; GANGULY, S.; RAMAKRISHNA, R.; MYNENI, R. B. **Widespread decline in greenness of Amazonian vegetation due to the 2010 drought**. Geophysical Research Letters, v. 38, p. L07402, 2011.

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

YUE, S.; PILON, P. J.; PHINNEY, B. Canadian Streamflow Trend Detection: Impacts of Serial and Cross-Correlation. **Hydrological Sciences Journal**, 48: 51-63, 2003. doi:10.1623/hysj.48.1.51.43478

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

YUE, S.; HASHINO, M. **Temperature trends in Japan: 1900-1996, Theoretical and Applied Climatology**, v. 75, p.15-27, (2003).

ZHANG, X.; ZWIERS, F. W. Comment on Applicability of prewhitening to eliminate the influence of serial correlation on the Mann-Kendall test by Sheng Yue and Chun Yuan Wang. **Water Resour. Res.** n.40, W03805. 2004.

**CAPÍTULO I - Consistência e transformação dos dados da série temporal
de chuva entre 1943-2013 no Estado do Rio de Janeiro, Sudeste do Brasil
baseado em ferramentas estatísticas e testes paramétricos**

RESUMO

Existem poucos estudos baseados em uma análise criteriosa das séries temporais de chuva no estado do Rio de Janeiro (ERJ), principalmente no preenchimento de falhas, na consistência e na transformação dos dados. Portanto, o objetivo foi preencher, consistir e transformar dados mensais de chuva de 1943 a 2013 em cinco regiões do ERJ. Os dados foram obtidos de várias fontes (ANA, CPRM, INMET, SERLA e LIGHT) totalizando 23 estações. As 23 estações foram submetidas à análise descritiva, exploratória, testes paramétricos (Shapiro-Wilks e Barlett), análise de agrupamento (AA) e a transformação de dados (Box Cox). A análise descritiva da consistência dos dados brutos mostrou uma probabilidade de ocorrência acima de 75% (alta variabilidade temporal). A transformação Box Cox foi eficaz na estabilização da normalidade dos resíduos e homogeneidade de variância da série temporal de chuva mensal das cinco regiões do ERJ. Pela técnica de AA foram definidos dois grupos homogêneos pluviométricos (G_1 e G_2). Os grupos G_1 e G_2 representam, respectivamente, 77,01% e 22,99% das chuvas que ocorrem nas regiões do ERJ. Os grupos foram definidos a partir da influência dos sistemas meteorológicos e variações de mesoescala e pelos modos de variabilidade climática, seguido da proximidade do Oceano Atlântico e da topografia complexa. Os dados do satélite TRMM juntamente com os do INMET são eficientes no preenchimento de falhas e na construção de uma série temporal consistente. Os métodos estatísticos utilizados no estudo foram eficazes na compreensão do regime pluviométrico e nas mudanças que afetam a disponibilidade de água do ERJ.

Palavras-chaves: Validação de dados, testes estatísticos, análise de agrupamento, sistemas meteorológicos, variabilidade climática.

ABSTRACT

There are only few studies based on a careful analysis of rainfall time series in the State of Rio de Janeiro (SRJ), especially in filling gaps and consistency of time series. Therefore, the aim is to fill, to consist and to transform data of rainfall time series from 1943 to 2013 in five regions of the Government of SRJ through statistical methods. Data were obtained from several sources (ANA, CPRM, INMET, SERLA and LIGHT) totaling 23 stations. The 23 stations were submitted to descriptive and exploratory analysis, parametric tests (Shapiro-Wilks and Barlett), cluster analysis (CA) and data transformation (Box Cox). Descriptive analysis of the consistency of the raw data showed a probability of occurrence above 75% (high temporal variability). Box Cox transformation was effective in stabilizing the normality of the residuals and homogeneity of variance of the monthly rainfall time series from the five regions of the SRJ. By CA technique was defined two homogeneous rainfall groups (G_1 and G_2). Groups G_1 and G_2 represent, respectively, 77.01% and 22.99% of the rainfall that occurs in the regions of SRJ. The groups were defined from the influence of weather systems of various scales and by climate variability modes, followed by the Atlantic Ocean proximity and complex topography. Data from TRMM satellite together with INMET are efficient on gap filling and construction of a consistent time series. Statistical methods used in the study were effective in understanding the rainfall regime and on changes that affect water availability in the SRJ.

Key words: Data validation, statistical tests, cluster analysis, weather systems, climate variability.

1 INTRODUÇÃO

A chuva é a variável climática de mais alta variabilidade espaço-temporal e a responsável por inúmeros danos causados as diversas atividades humanas e a sociedade, ao redor do mundo (IPCC 2007a; Tammets and Jaagus 2013). Ela interfere em diversos setores produtivos da sociedade, como por exemplo, produção e consumo de energia, turismo, agropecuária, produção industrial, construção civil, transporte aéreo, problemas de saúde da população entre outros (Nadarajah and Choi 2007; IPCC 2007a; Oliveira-Júnior *et al.* 2014; Westra *et al.* 2013).

O Estado do Rio de Janeiro (ERJ) possui um alto índice pluviométrico anual e um relevo complexo (Reboita *et al.* 2010). No entanto, possui uma distribuição espacial heterogênea, em virtude da interação do relevo com ambiente costeiro e os sistemas meteorológicos que influenciam essa heterogeneidade (Brito 2014). A maior parte dos estudos sobre o regime pluviométrico no ERJ se restringiram a sua variabilidade temporal. Existem poucas análises que abordam as tendências temporais da chuva, sem identificação dos principais sistemas meteorológicos (Dereczynski *et al.* 2009; André *et al.* 2008). Os sistemas meteorológicos que atuam no ERJ variam da escala sinótica à local e são classificados como produtores e inibidores de chuva. Dentre esse, podemos destacar: os Sistemas Frontais (SF), os Sistemas Convectivos de Mesoescala (SCM), a Zona de Convergência do Atlântico Sul (ZCAS), a Alta Subtropical do Atlântico Sul (ASAS), os Bloqueios Atmosféricos (BA), os sistemas de brisas (vale/montanha, lacustre, baía e marítima/ terrestre), Linhas de Instabilidade (LI), Complexos Convectivos de Mesoescala (CCM), a chuva orográfica, as tempestades convectivas, entre outros (Satyamurty *et al.* 1998; Dereczynski *et al.* 2009; Cataldi *et al.* 2010; Oliveira-Júnior *et al.* 2014; Brito 2014).

Estes sistemas provocam chuva de intensidade variável, dependendo da localização e da topografia da região, inibem ou provocam fortes estiagens e veranicos no ERJ (Cruz *et al.* 2004; Oliveira-Júnior *et al.* 2014). A presença dos Maciços de Pedra Branca, Tijuca e Gericinó, que compõem a Região Metropolitana do Rio de Janeiro (RMRJ), juntamente com as Serra da Mantiqueira (SW) e a Serra do Mar (litoral) oferece uma barreira ao deslocamento de ar em níveis baixos da atmosfera e resultam em modificações na estrutura da circulação e nas próprias condições de tempo local e/ou em regiões adjacentes, juntamente com as Baías de Sepetiba e Guanabara, que interferem drasticamente nos regimes de chuva (Moraes *et al.* 2005; Zeri *et al.* 2011). Os padrões sazonais e anuais dos sistemas meteorológicos que atuam na ERJ são influenciados pelos modos de variabilidade climática, como o El Niño – a Oscilação Sul (ENOS) e a Oscilação Decadal do Pacífico (ODP) (Cataldi *et al.* 2010).

O ERJ possui uma área irrigada 36 mil hectares, pequena em comparação aos demais estados da região Sudeste. Embora, o ERJ não se destaca no cenário agrícola brasileiro, como um dos grandes celeiros agrícolas, com o incremento da irrigação houve aumento na produção agrícola irrigada, com destaque para o polo de fruticultura nas regiões Norte e Noroeste do Estado (Cruz *et al.* 2004). Portanto, é necessário identificar padrões temporal (sazonal, interanual e decadal) e espacial (regional e grande escala) para subsidiar as atividades nas áreas agrícolas e florestal no ERJ (Brito 2014).

Para a compreensão dos padrões de chuva de uma região é necessário um conhecimento prévio dos diversos fatores que influenciam essa variável como os fisiográficos ou dinâmicos (André *et al.* 2008; Brito 2014). No entanto, nos estudos realizados nas últimas décadas no ERJ (Serra and Ratisbonna 1957; Strang 1962; Serra 1970; André *et al.* 2008;

Machado *et al.* 2010) não foram identificados os sistemas produtores e inibidores de chuva, seguido da atuação dos modos de variabilidade climática. Também não foram empregados tratamentos estatísticos nas séries de chuva nas regiões de Governo, que por sua vez se restringiam a séries temporais curtas e com falhas.

Existem poucos estudos baseados em uma análise criteriosa das séries temporais de chuva no ERJ, principalmente no preenchimento de falhas e na consistência de série temporais. Portanto, o objetivo é preencher, consistir e transformar os dados da série temporal de chuva de 1943 a 2013 em cinco regiões do Governo do Estado do Rio de Janeiro por meio de métodos estatísticos.

2 MATERIAL E METODOS

2.1 Localização e caracterização da área de estudo

O ERJ situa-se na região Sudeste do Brasil, entre as latitudes 20° 45' 54 e 23° 21' 57" S e as longitudes 40° 57' 59" e 44° 53' 18" W, com uma área de 43.696,054 km². Faz divisa ao nordeste (NE) com o Espírito Santo, norte e noroeste (N-NW) com Minas Gerais, sudoeste (SW) com São Paulo e com o Oceano Atlântico a sul e leste (S-E). Possui extensa faixa litorânea, com aproximadamente 635 km de extensão, banhada pelo Oceano Atlântico.

Atualmente, o estado está dividido geopoliticamente em 92 municípios, (IBGE 2015), inserido em oito regiões do Governo: (Metropolitana, Noroeste Fluminense, Norte Fluminense, Baixadas Litorâneas, Serrana, Centro Sul Fluminense, Médio Paraíba e Costa Verde) – (Figura 14). O estado apresenta uma paisagem com morros, colinas e vales a beira mar e no interior; com formações rochosas variadas em baías com diferentes formas de encontro entre o mar e a costa; florestas tropicais naturais seguidos de grandes áreas de planalto, que se estende a oeste do Estado. Destaca-se entre os demais o pico das Agulhas Negras com altitude 2787 m, na região da serra da Mantiqueira. A serra da Mantiqueira é uma importante área de transição da região Sudeste voltada para o vale do rio Paraíba do Sul, que possui a menor altitude de 250 m, atravessando os estados de São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais.

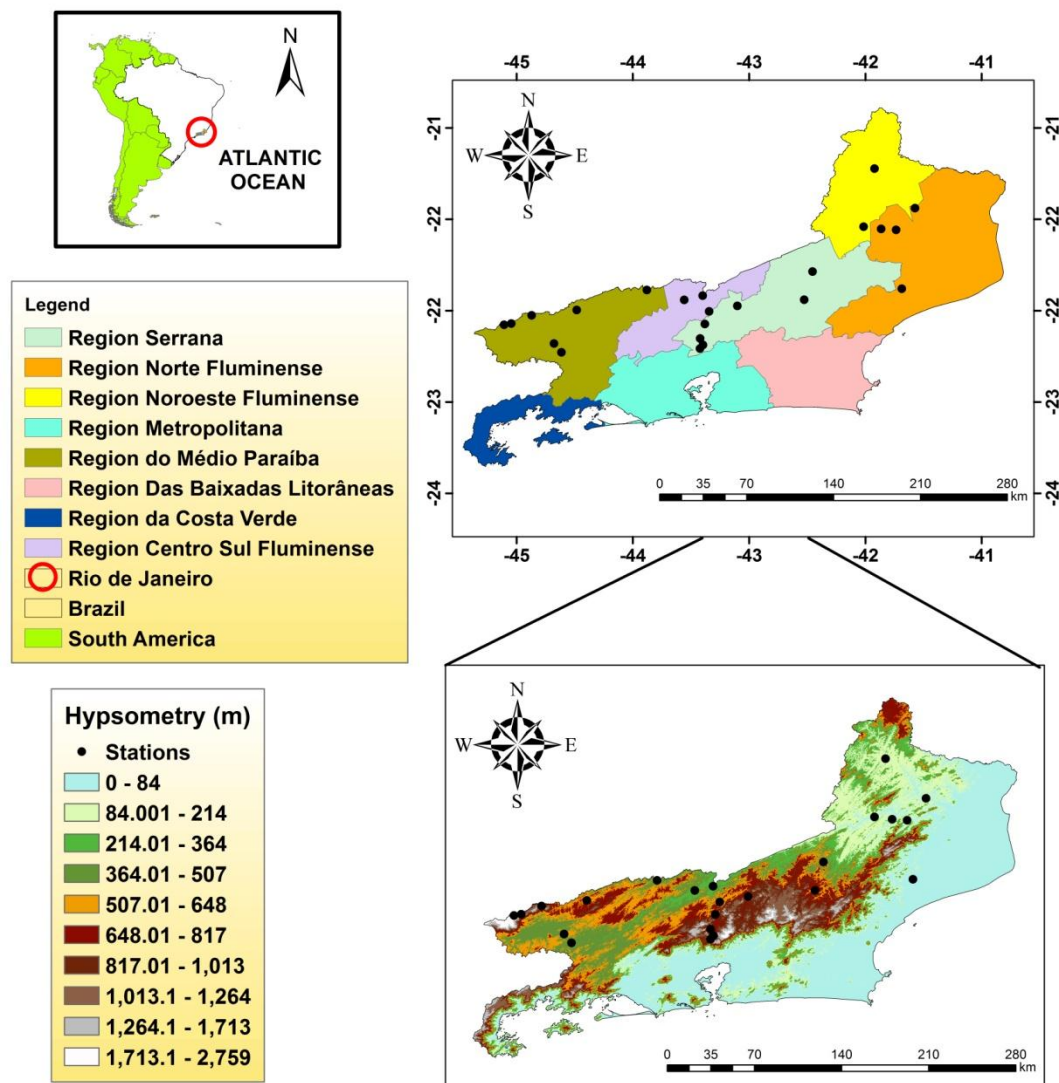


Figura 14. Localização das 23 estações distribuídas nas cinco regiões (Norte Fluminense, Noroeste Fluminense, Serrana, Centro Sul Fluminense and Médio Paraíba) de Governo do estado do Rio de Janeiro.

2.2 Série Temporal dos Dados de Chuva 1943-2013

Para este estudo foram utilizados dados de chuva (mm) de uma série temporal mensal (1943 a 2013) de 23 estações, sendo divididas em: pluviométricas, meteorológicas convencionais e meteorológicas automáticas distribuídas em cinco regiões do Governo (Norte Fluminense, Noroeste Fluminense, Serrana, Centro Sul Fluminense e Médio Paraíba) do Estado do Rio de Janeiro (Tabela 10). A série foi composta pelos dados da ANA (Agência Nacional de Águas), CPRM (Companhia de Pesquisa de Recursos Minerais), INMET (Instituto Nacional de Meteorologia), SERLA (Fundação Superintendência Estadual de Rios e Lagoas) e LIGHT (Light Serviços de Eletricidade S/A). As regiões da Baixadas Litorâneas,

Costa Verde e Metropolitana não apresentaram estações com série de 71 anos e, portanto foram excluídas.

Tabela 10. Identificação das 23 estações com suas coordenadas geográficas e média anual de chuva acumulada (mm) distribuídos em cinco regiões do Governo (Norte Fluminense, Noroeste Fluminense, Serrana, Centro Sul Fluminense e Médio Paraíba) do estado do Rio de Janeiro.

N	Estações	Latitude (°)	Longitude (°)	Altitude (m)	Chuva acumulada média anual (mm)
1	São Fidélis	-21,65	-41,75	10,00	989,82
2	Cardoso Moreira	-21,49	-41,61	20,00	957,41
3	Dois Rios	-21,64	-41,86	50,00	1021,92
4	Macabuzinho	-22,08	-41,71	19,00	1232,59
5	Itaperuna	-21,21	-41,91	110,00	1152,17
6	Três Irmãos	-21,63	-41,99	42,00	1099,87
7	Aldeia	-21,95	-42,36	376,00	1231,13
8	Bom Jardim	-22,16	-42,42	530,00	1393,98
9	Areal	-22,24	-43,10	450,00	1308,50
10	Moura Brasil	-22,13	-43,15	270,00	1158,68
11	Paraíba do Sul	-22,16	-43,29	300,00	1212,96
12	Fazenda Sobradinho	-22,20	-42,90	650,00	1371,99
13	Itamarati	-22,49	-43,15	1025,00	1514,37
14	Pedro do Rio	-22,33	-43,14	645,00	1256,68
15	Petrópolis	-22,51	-43,17	890,00	1902,56
16	Rio da Cidade	-22,44	-43,17	704,00	1452,48
17	Barra Mansa	-22,54	-44,18	376,00	1320,97
18	Fazenda Agulhas Negras	-22,34	-44,59	1460,00	2351,02
19	Ponte do Souza	-22,27	-44,39	950,00	2109,82
20	Ribeirão de São Joaquim	-22,47	-44,23	620,00	1701,12
21	Visconde de Mauá	-22,33	-44,54	1030,00	1601,62
22	Manuel Duarte	-22,09	-43,56	396,00	1335,56
23	Santa Isabel do Rio Preto	-22,23	-44,06	544,00	1693,84

2.3 Preenchimento de Falhas da Série Temporal Mensal de Chuva 1943-2013

As séries mensais de chuva que apresentaram falhas foram preenchidas com dados do satélite TRMM (*Tropical Rainfall Measuring Mission*) via produto 3B43 e das normais climatológicas proveniente do INMET (Instituto Nacional de Meteorologia). O produto 3B43 foi usado no período de 1998 a 2013 e as normais climatológicas do INMET no período 1943 a 1997. O produto 3B43 foi obtido no formato NetCDF no site: www.mirador.gsfc.nasa.gov/collections/TRMM_3B43_007.shtml - (TRMM 2014). O produto fornece dados com resolução espacial de aproximadamente 30 km e resolução temporal mensal.

O produto 3B43 foi convertido no software ArcGIS versão 10.1®. A conversão dos dados, originalmente em mm.h^{-1} para acumulados mensais (mm.mês^{-1}) – (Oliveira-Júnior *et al.* 2014). A seleção dos pontos do TRMM foi feita baseado na proximidade das estações

dentro da região de estudo. No software ArcGIS 10.1 foi utilizado o *ArcToolbox – Multidimension Tools*, e as ferramentas de conversão *Make NetCDF Raster Layer* e *Make NetCDF Table View* para o procedimento.

O satélite TRMM (*Tropical Rainfall Measuring Mission*) tem como principal objetivo de monitorar e estudar a precipitação nas regiões tropicais e subtropicais. O satélite TRMM carrega cinco sensores, um radar de precipitação (PR - *precipitation radar*), o TRMM Microwave Imager (TMI), scanners visível e infravermelho, ambos os sensores realizam o imageamento de nuvens, energia radiante terrestre e raios. Cada sensor tem propósitos distintos e mede energia em diferentes faixas do espectro eletromagnético.

O algoritmo TRMM 3B43 tem quatro etapas: (1) as estimativas MW estão calibradas e combinadas; (2) As estimativas IR são criados usando a precipitação MW calibrados; (3) as estimativas MW e IR são combinados; e (4) os dados de chuva calibrados são incorporados para refinar e redimensionar as estimativas de precipitação nos intervalos mensais. O produto TRMM 3B43 é entregue em uma grade georreferenciada com resolução espacial de $0,25 \times 0,25^\circ$, frequência mensal e, milímetro por unidade hora. O produto TRMM 3B43 abrange a área entre 50°S e 50°N de latitude e 180°W e 180°E de longitude. As séries temporais produto 3B43 do TRMM está disponível de janeiro de 1998 até o presente. As séries temporais produto 3B43 do TRMM (Janeiro de 1998 a Dezembro de 2009) foi obtido a partir Goddard Earth Sciences Data and Information Services Center (GESDISC).

As características do produto 3B43 do TRMM são:

- Resolução horizontal: $0,25^\circ \times 0,25^\circ$
- Resolução vertical: superfície
- Resolução temporal: 1998-01-01
- Parâmetro: razão de precipitação

Múltiplos estimadores são utilizados para produzir o produto 3B43 do TRMM conforme a figura abaixo:

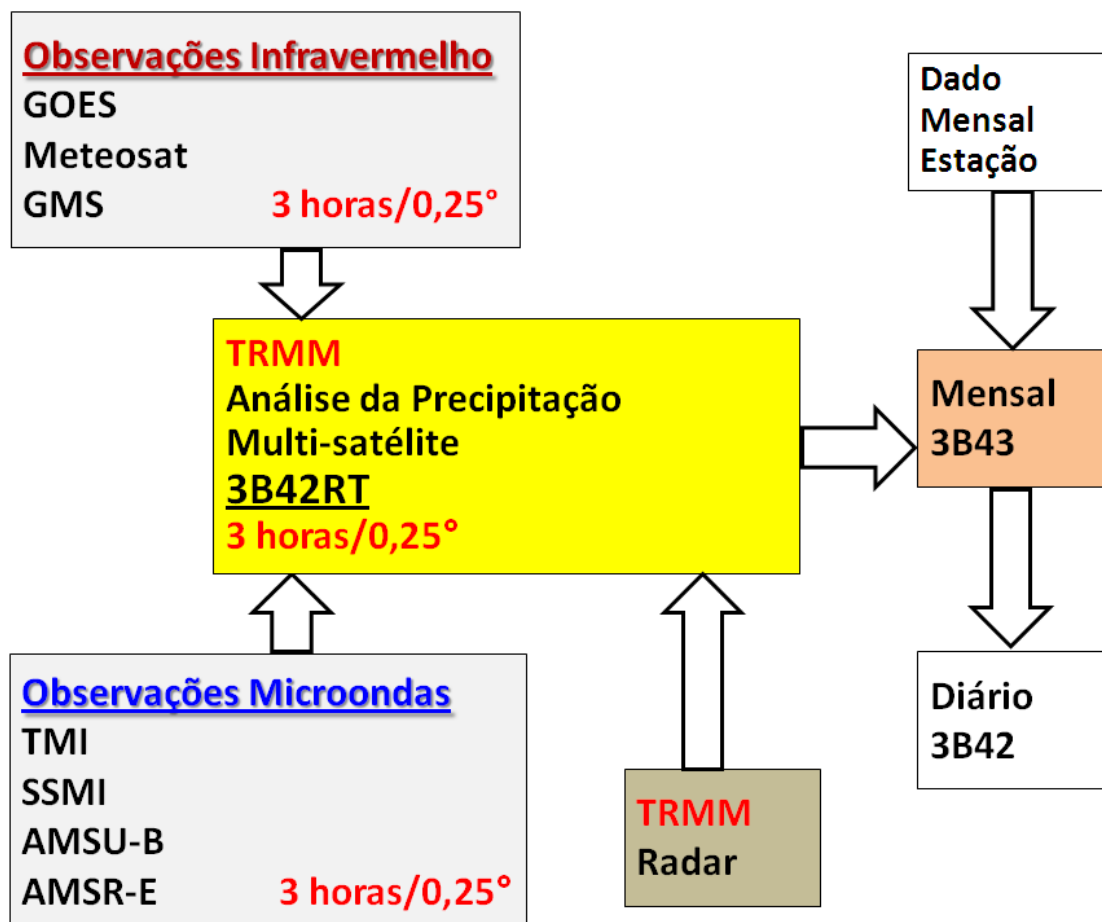


Figura 15. Múltiplos estimadores utilizados na confecção dos produtos 3B43 e 3B42 do satélite TRMM.

Observações Infravermelho:

- Satélites GOES, Meteosat e GMS (Geostationary Meteorological Satellite).

Observações Microondas:

- TMI - TRMM Microwave Imager
- SSM/I - Special Sensor Microwave Imager*
- SSMIS - Special Sensor Microwave Imager Sounder*
- AMSU-B - Advanced Microwave Sounding Units**
- AMSR-E – Advanced Microwave Scanning Radiometer for Earth Observing Systems

* são radiômetros baseado no microondas e instalado no satélite TRMM.

** é uma sonda que realiza sondagem atmosférica da umidade e da temperatura em diversos níveis acima da superfície.

TRMM Radar:

- Precipitation Radar em 13.8 GHz.

2.4 Consistência e Transformação da Série Temporal de Chuva 1943-2013

Após o preenchimento das falhas dos dados foi construída uma série temporal bruta de dados e, por fim realizou-se uma análise exploratória e descritiva dos dados com auxílio do software R versão 3.1.1 (R Development Core Team 2011). Na análise descritiva foram calculadas a médias, a medianas, o valor máximo, amplitude total, o limite inferior e superior, o coeficiente de variação (CV, %), assimetria (A_p) e curtose (K), desvio-padrão (S), quartil inferior (QI) e superior (QS) e amplitude interquartílica (AIQ). A análise exploratória foi baseada no boxplot e consiste na identificação dos *outliers*. Os *outliers* são valores que estão três vezes além do intervalo interquartil do boxplot.

Para testar as hipóteses de normalidade dos resíduos e homogeneidade de variância dos dados foram aplicados os testes paramétricos de Shapiro-Wilk (SW) e Bartlett (B) a 5% de probabilidade para as 23 estações. O teste SW é utilizado quando o tamanho da amostra a ser testada é menor que 2000 observações (Schlotzhaver and Littell 1999). Caso não haja normalidade dos resíduos e homogeneidade de variâncias dos dados brutos, deve-se estabilizar a variância da série antes de qualquer procedimento.

O teste de SW foi aplicado a série temporal segundo uma distribuição de probabilidade normal. Ele consiste na razão de dois estimadores distintos da variância. O estimador no numerador baseado em uma combinação linear de quantidades relacionadas às estatísticas de ordem da distribuição normal. E o estimador no denominador foi obtido de forma convencional.

A estatística do teste de SW, W , é definida pela Equação 1 dada por:

$$W = \frac{\left[\sum_{i=1}^k a_{n-i+1} (y_{n-i+1} - y_i) \right]^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} = \frac{\left[\sum_{i=1}^k a_i y_{(i)} \right]^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (1)$$

em que, $i = 1, 2, \dots, n$, é o tamanho da amostra; y_i = valor da medição da amostra em análise, ordenado do menor para o maior para o valor; $\bar{y}$ = valor médio da medição; a_i = coeficiente gerado a partir de meio, variâncias e covariâncias da ordem estatística de uma amostra de tamanho n e uma distribuição normal.

Em que X é a variável analisada, formulamos as hipóteses:

- H_0 : Os dados de chuva das estações apresentam resíduos com distribuição normal (gaussiana);
- H_1 : O dados de chuva das estações não apresentam resíduos com distribuição normal (gaussiana).

As condições para que os dados das estações se distribuam conforme uma distribuição normal ao nível de probabilidade α foi que:

- Para $W_{cal} \leq W_{tab}$ rejeita-se H_0 para P-valor $\alpha < 0,05$ (Significativo-S);
- Para $W_{cal} \geq W_{tab}$ aceita-se H_0 para P-valor $\alpha > 0,05$ (Não significativo-NS).

O teste de Bartlett (1937) proposto por Snedecor and Cochran (1989), foi utilizado para verificar a suposição de que amostras K proveniente de uma população apresenta

variâncias iguais, ou seja, homogeneidade de variâncias. Para a estatística do teste de Bartlett, B_0 é determinada pelas equações a seguir:

$$N = \sum_{j=1}^n n_j \quad (2)$$

$$S_i^2 = \sum_{j=1}^{n_i} \frac{(y_{ij} - \bar{y}_i)^2}{n_i - 1} \quad (3)$$

$$S_p^2 = \frac{1}{N - k} \sum_{i=1}^k (n_i - 1) S_i^2 \quad (4)$$

$$q = (N - k) \ln S_p^2 - \sum_{i=1}^k [(n_i - 1) \ln S_i^2] \quad (5)$$

$$c = 1 + \frac{1}{3(k-1)} \left(\sum_{i=1}^n \frac{1}{n_i - 1} - \frac{1}{N - k} \right) \quad (6)$$

em que B_0 é definido como sendo:

$$B_0 = \frac{q}{c} \quad (7)$$

B_0 sobre a hipótese $H_0 \approx \chi_{k-1}^2$

em que, N = número de observações, n_i e k = número de observações dentro dos grupos, S_i^2 = variância amostral, S_p^2 = variância da população, q = coeficiente do numerador, c = coeficiente do denominador, χ_{k-1}^2 = distribuição qui-quadrada, α = nível de significancia e B_0 = estatística do teste de Bartlett.

Em que X é a varável analisada, formulamos as hipóteses:

- H_0 : Os dados de chuva das estações apresentam variâncias homogêneas;
- H_1 : O dados de chuva das estações não apresentam variâncias homogêneas.

As condições para que os dados das estações apresentem homogeneidade ou heterogeneidade de variâncias ao nível de probabilidade α foi que:

- $B_0 \geq \chi_{(1-\alpha, k-1)}^2$ rejeita-se H_0 para P-valor $\alpha < 0,05$ (Significativo-S);
- $B_0 \leq \chi_{(1-\alpha, k-1)}^2$ aceita-se H_0 para P-valor $\alpha > 0,05$ (Não Significativo-NS).

Quando constatada a não normalidade e heterogeneidade de variâncias dos dados brutos, é comum a aplicação de uma transformação ao conjunto de dados. Assim, nesta situação foi aplicada a transformação BoxCox (1964) e Wei (2006). O método consiste na estimativa de diversos valores para o parâmetro lambda (λ). No estudo foi usada a transformação quadrática na série temporal bruta, dada pela Equação. 8:

$$y(\lambda) = \frac{(x^\lambda - 1)}{\lambda} \quad \lambda \neq 0 \quad (8)$$

em que, x = dado bruto e λ = lâmbda.

Posteriormente, foi realizado a análise de agrupamento (AA) da série temporal dos dados transformados através do software ambiente R versão 3.1.1 (R Development Core Team 2011). Assim, foram determinados os respectivos números de grupos e o dendograma. O número de grupos adotados e a estratificação das estações foi baseado no método hierárquico aglomerativo de Ward (1963) por meio da medida de dissimilaridade a distância Euclidiana (EVERITT AND DUNN 1991).

A distância Euclidiana é dada por:

$$d_E = \sqrt{\sum_{j=1}^p (x_{ij} - x_{kj})^2} \quad (9)$$

em que, d_E = distância Euclidiana; x_{ij} e x_{kj} = variáveis quantitativas j dos indivíduos p e k , respectivamente.

No método de Ward (1963) a distância entre dois agrupamentos é a soma dos quadrados entre os dois agrupamentos feitos sobre todas as variáveis. Neste método, minimiza-se a dissimilaridade, ou minimiza-se o total das somas de quadrados dentro de grupos, ou seja, se dá pela homogeneidade dentro de cada grupo e a heterogeneidade fora de cada grupo (LYRA *et al.* 2014).

$$W = \sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{1}{n} (\sum x_i)^2 \quad (10)$$

em que, W = homogeneidade e heterogeneidade intra-grupos através da soma do quadrado dos desvios; n = número de valores analisados; x_i = i -ésimo elemento do agrupamento.

De acordo com Kubrusly (2001), o método revela-se como um dos mais apropriados na análise de agrupamento. Em que os dados de chuvas da série temporal foram organizados na forma de matriz $P_{(n \times p)}$ onde o elemento P_{ij} representa o valor da i -ésima variável (localidade) do j -ésimo indivíduo (mês). Em que cada vetor linha representa a chuva dentro do ano e cada vetor coluna a estação.

Após a análise de agrupamento foram separadas entre as cinco regiões de estudo as estações que apresentaram melhor desempenho de acordo com os testes paramétricos de SW e B. Posteriormente foi feita a análise das medidas de posição e dispersão, com objetivo de verificar o quanto a distribuição empírica se aproxima da normal, sendo esta comprovada estatisticamente pelo teste não-paramétrico.

Tendo em vista que as medidas de posição e dispersão são influenciadas pela presença de valores discrepantes (*outliers*) ou extremos, foi realizada uma análise exploratória dos dados para detectar a presença de *outliers* por meio da estatística descritiva, seguida do boxplot e de gráfico de probabilidade normal. Novamente, utilizou-se o software R versão 3.1.1 (R Development CORE TEAM 2011), para o cálculo de todos os índices e gráficos estatísticos.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1 Análise Estatística Descritiva e Exploratória dos Dados Brutos de Chuva

A série temporal de 71 anos de chuva mensal nas regiões do ERJ com probabilidade de ocorrência acima de 75% mostrou alta variabilidade temporal, principalmente nos valores de chuva máxima, que variou entre 397,00 a 1277,90 mm, seguidas pelas amplitudes totais (Tabelas 11 a 15). Em geral, observou-se que a chuva máxima e a chuva acumulada média anual aumentam com a altitude (efeito orográfico), com exceção de Macabuzinho. A chuva acumulada média anual variou entre 989,82 mm na porção noroeste e 2351,28 mm na parte central do ERJ (Tabela 10). Duhan and Pandey (2013) observaram a variabilidade da chuva em 45 estações na Índia atribuindo tais resultados a influência da topografia nos padrões de chuva. O CV amostral para todas as estações do ERJ foi superior a 70%. Os valores obtidos indicam alta dispersão e significativa heterogeneidade dos dados brutos de chuva e a necessidade de utilização de procedimentos estatísticos adequados nessa série de dados e enfatiza a importância dessa pesquisa para o ERJ. As estações de Moura Brasil (101,09 %) e Paraíba do Sul (105,40 %) apresentaram os maiores CV amostral e a alta variabilidade dos dados em relação à média e, portanto se destacaram em relação as demais estações (Tabela 13).

Na análise dos QI e QS foram obtidos valores superiores ao percentil 75 da série temporal em todas as estações, fato confirmado pelos S e a AIQ. Os maiores S em torno da média ocorreram nas regiões Norte (São Fidelis - 80,03 mm, Dois Rios - 81,04 e Macabuzinho - 94,77) (Tabela 11); Noroeste (Itaperuna - 90,95 mm e Três Irmãos - 88,45 mm) (Tabela 12), Centro Sul (Areal - 103,78 mm e Paraíba do Sul - 106,54 mm) (Tabela 13). Na região Serrana (Tabela 14), todas as estações apresentaram S a 90%; seguido da região do Médio Paraíba (Tabela 15) e conforme a Figura 16. A localização geográfica das estações em relação à topografia complexa do ERJ pode ser uma possível explicação para tal variação de S. Resultados similares foram obtidos para Bacia do Rio Candelaro localizado no sul da Itália (Lo Presti *et al.*, 2010) e para região de Gujarat, Índia (MACHIWAL *et al.*, 2015).

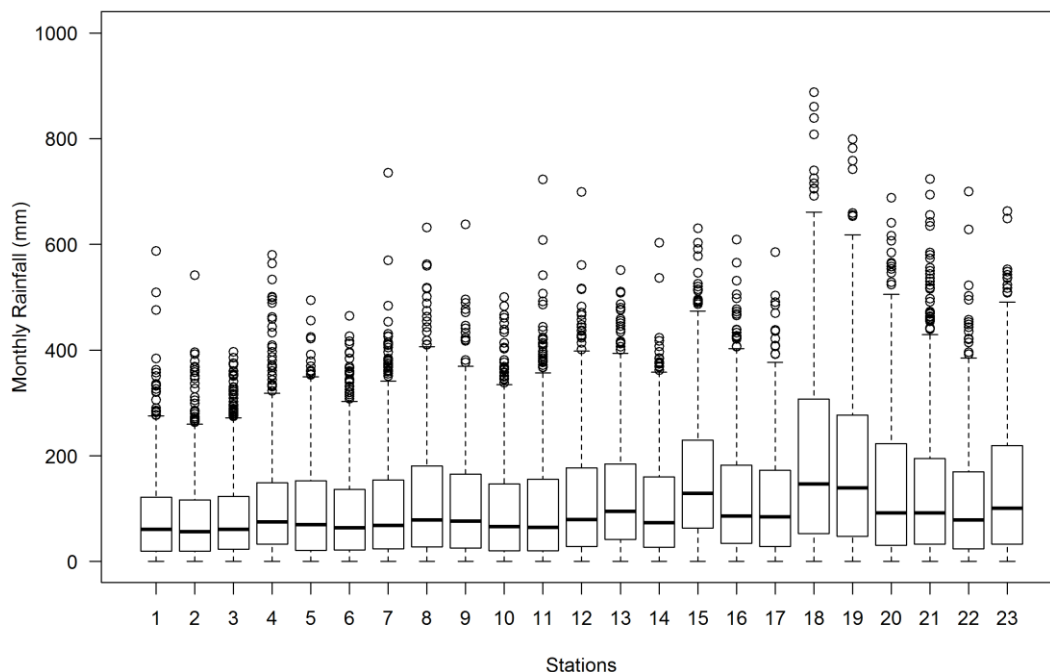


Figura 16. Boxplot da série temporal de chuva mensal (mm) dos dados brutos das regiões Norte Fluminense, Noroeste Fluminense, Serrana, Centro Sul Fluminense e Médio Paraíba do Estado do Rio de Janeiro.

As estações pertencentes às regiões do Centro Sul, Serrana e Médio Paraíba são influenciadas por diversos sistemas meteorológicos que variam desde escala local a sinótica, como por exemplo, a circulação das brisas de vale/montanha, convecção local, Complexo Convectivo de Mesoescala (CCM), Sistema Frontal (SF), Zona de Convergência do Atlântico Sul (ZCAS), Alta Subtropical do Atlântico Sul-ASAS e Bloqueio Atmosféricos (BA), seguido dos modos de variabilidade climática ENOS e ODP que interferem no regime de chuva do ERJ (CATALDI *et al.*, 2010; OLIVEIRA-JÚNIOR *et al.*, 2014; BRITO, 2014). Outro fato refere-se a variabilidade temporal da chuva que é impulsionada por vários fatores físicos, particularmente aqueles relacionados a topografia e suas interações com circulação atmosférica (LO PRESTI *et al.*, 2010). O deslocamento dos sistemas sinóticos ocorre na vertente da Serra do Mar voltada para o interior do estado com orientação Norte-Nordeste (N/NE) – (Figura 14). A região do Médio Paraíba é influenciada pelos sistemas citados anteriormente, porém o deslocamento ocorre na vertente da Serra da Mantiqueira voltada para as porções Sudoeste - Noroeste (SW/NW) (Nimer, 1971; Brito, 2014).

A análise da AIQ mostrou novamente um alto grau de variabilidade dos dados brutos de chuva devido a presença de *outliers* nas estações de Bom Jardim (152,60 mm); Fazenda Sobradinho (148,82 mm) e Fazenda Aguas Negras (254,26 mm); Ponte do Souza (228,93 mm); Ribeirão de São Joaquim (191,79 mm); Visconde de Mauá (160,70 mm) e Santa Isabel do Rio Preto (186,40 mm). Nas regiões Serrana e Médio Paraíba ocorreram as maiores médias de chuva e os maiores S. Tais regiões encontra-se ao longo da cadeia montanhosa do ERJ e, portanto o padrão de chuva para a maioria das estações não é exatamente semelhante (Figura 14). As regiões Norte, Noroeste e Centro Sul apresentaram algumas estações com os maiores S e AIQ (Tabelas 11 a 15). As regiões citadas anteriormente sofrem influência do ambiente costeiro e da topografia local.

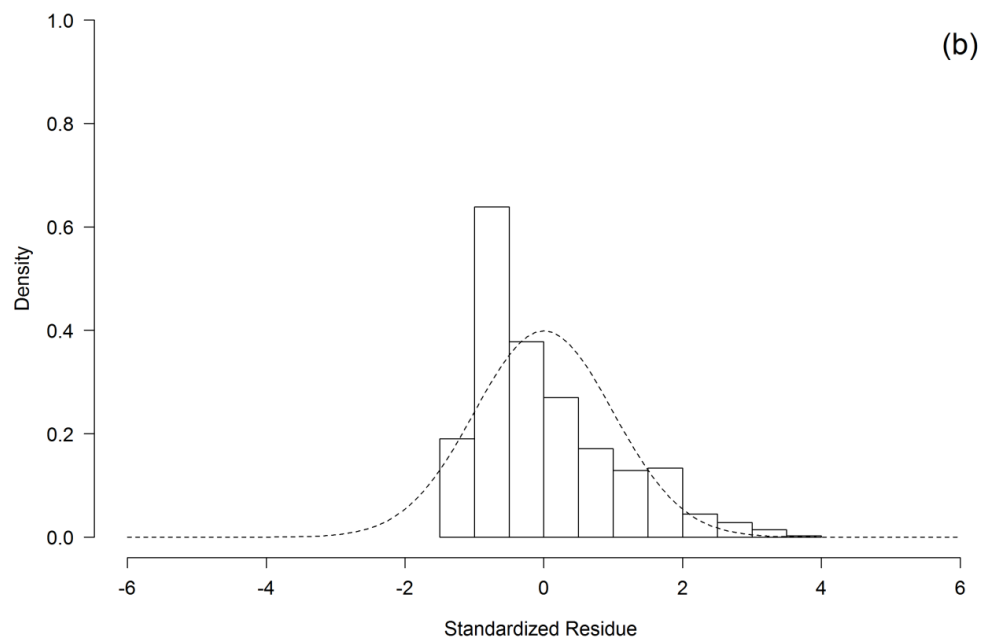
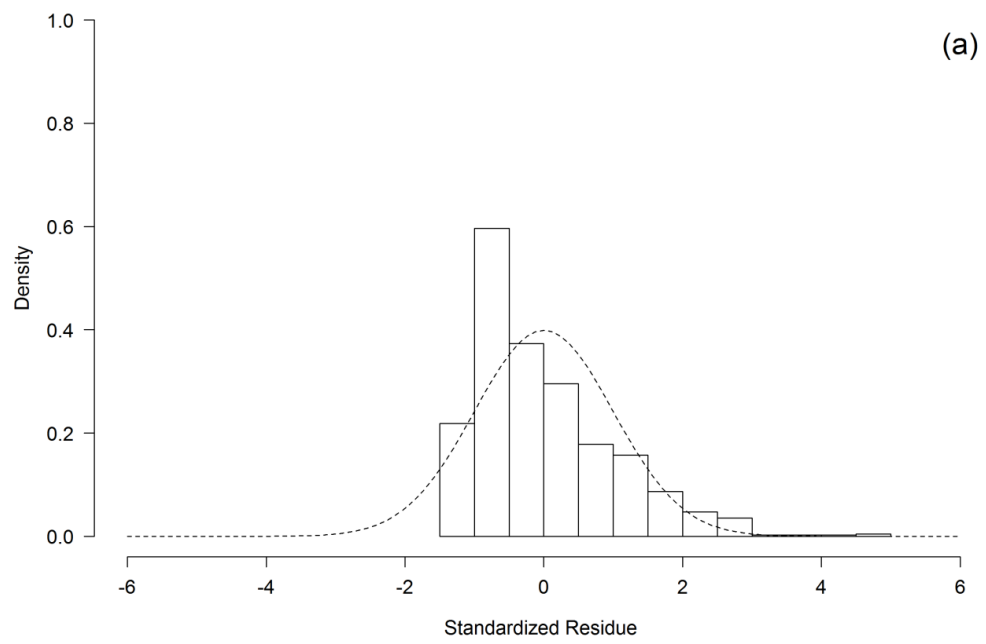
Segundo LEMOS and CALBETE (1996) e FERREIRA *et al.* (2004) no inverno, ocorre um aumento na frequência da passagens de SF na região Sudeste do Brasil. Entretanto, os SF movem-se com maior velocidade no Oceano Atlântico, e tem grande dificuldade para atingir o interior do continente. No ERJ, o regime de chuva produzido pela SF atua principalmente na costa e nas regiões Serrana e do Médio Paraíba (André *et al.*, 2008). As 23 estações utilizadas possuem diferenças com relação atuação dos sistemas meteorológicos e o seu deslocamento preferencial. Ambas as estações são influenciadas diretamente pela circulação da brisa vale/montanha, convecção local, SF, ZCAS, ASAS e BA e, por fim pela atuação do ENOS e ODP (CATALDI *et al.* 2010; OLIVEIRA-JÚNIOR *et al.* 2014; BRITO, 2014).

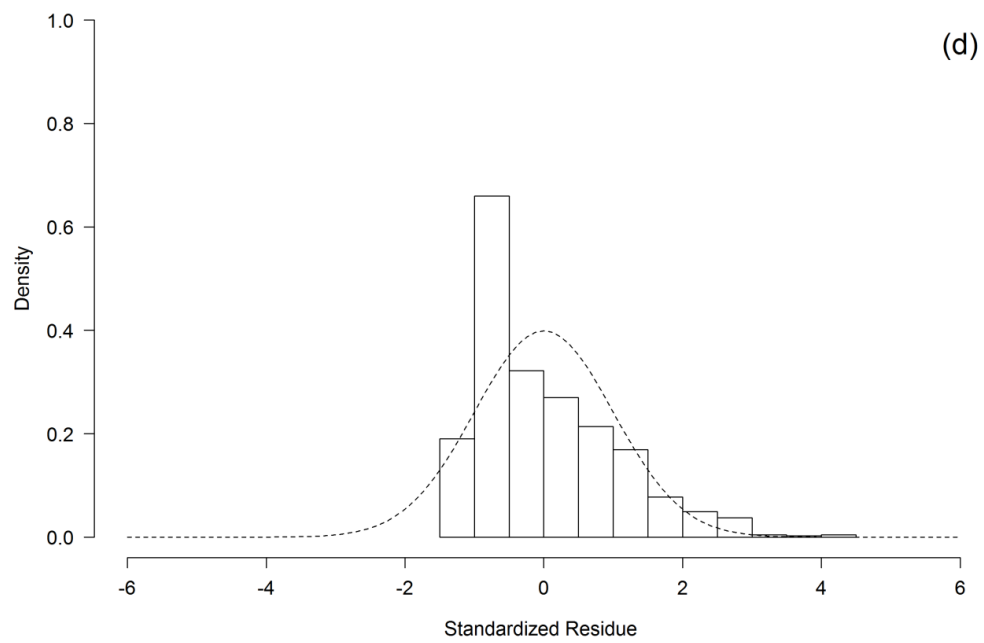
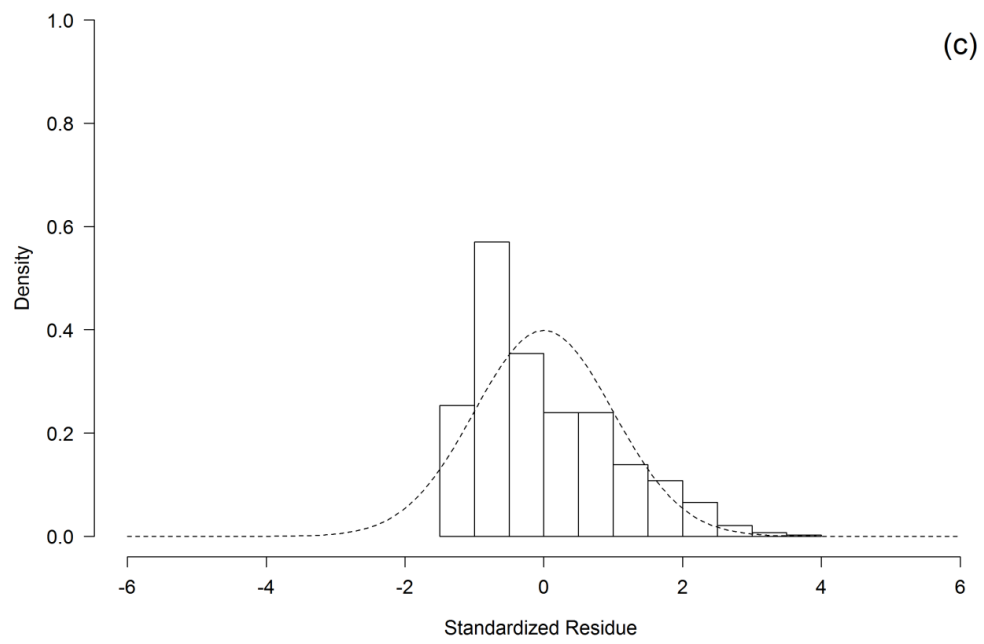
Por meio do boxplot e das análises descritivas dos dados brutos mensais de chuva das regiões do ERJ verificou-se uma similaridade da mediana em todas as 23 estações. Os valores obtidos foram inferiores às médias. Essas médias foram influenciadas por altos valores de chuva (*outliers*), o que indica que as distribuições para as cinco regiões do estado são enviesadas (assimétricas) à direita (Figuras 17). As regiões Noroeste, Centro Sul, Serrana e Médio Paraíba seguiram o mesmo comportamento com relação aos maiores valores para as médias e medianas, nas estações de Itaperuna, Areal, Petrópolis e Fazenda Agulhas Negras (Tabelas 11 a 15).

As estações localizadas nas regiões Norte, Centro Sul, Serrana e Médio Paraíba são altamente influenciadas pela proximidade do ambiente costeiro e o efeito orográfico de forma conjunta (Cruz *et al.*, 2004; André *et al.*, 2008). Com isso, a circulação da brisa marítima/terrestre (local) é influenciada e intensifica os SF, transportando umidade do Oceano Atlântico para o continente, além das (LI) e CCM (sinóticos e mesoescala) (DERECZYNSKI *et al.*, 2009; BRITO 2014). As exceções foram às estações de Itaperuna e Três Irmãos na região Noroeste.

Os coeficientes A_p para as cinco regiões do ERJ (Tabela 11 a 15) revelaram a predominância de uma curva assimétrica elevada em boa parte das estações, com exceção de Petrópolis (0,96), Fazenda Agulhas Negras (0,98) e Ponte do Souza (0,97) com curvas assimétricas moderadas (Figuras 17). O coeficiente A_p caracteriza o quanto a distribuição dos dados se afasta da condição simétrica. Nesse caso, a cauda à direita é mais alongada que a cauda à esquerda para a média > 0 , o que indica a ocorrência de altos valores com baixa frequência (VELÁSQUEZ *et al.*, 2013; Machiwal *et al.*, 2015).

O coeficiente K obtido para as estações de São Fidelis e Macabuzinho (região Norte) revelou que a forma da distribuição dos dados é leptocúrtica ($K > 3$, curva mais afilada), ao contrário da estação de Dois Rios onde foi platicúrtica ($K < 3$, curva mais achatada). A estação de Cardoso Moreira aproximou-se da forma mesocúrtica ($K = 3$, curva nem muito achatada e nem muito afilada), característica da distribuição normal (Tabela 11).





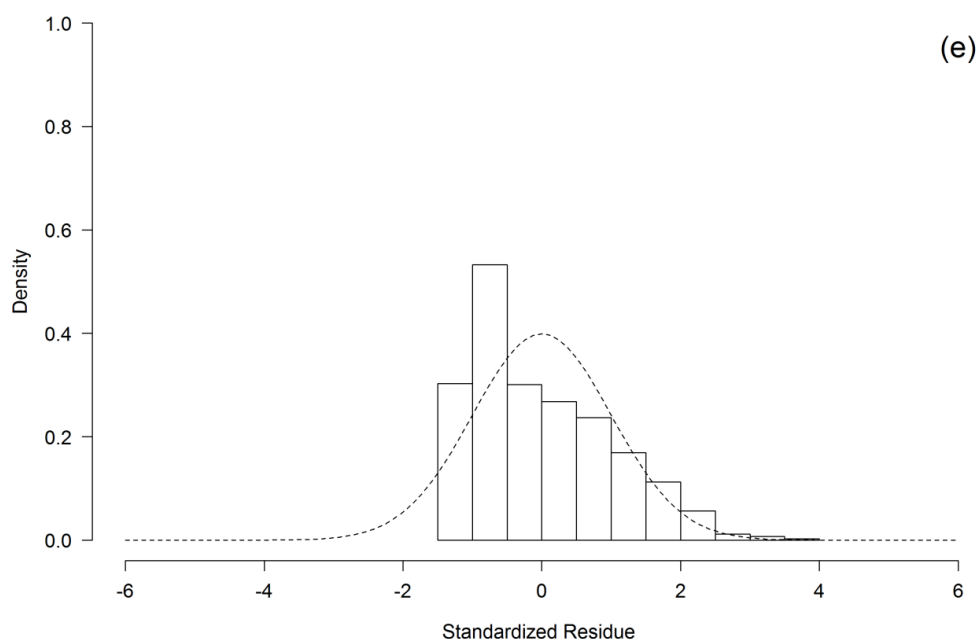


Figura 17. Histogramas das séries de chuvas mensais dos dados brutos das regiões Norte Fluminense (a), Noroeste Fluminense (b), Serrana (c), Centro Sul Fluminense (d) e Médio Paraíba (e) do estado do Rio de Janeiro.

Tabela 11. Estatística descritiva dos dados de chuva mensal (mm) na região Norte Fluminense do estado do Rio de Janeiro.

Estações	Média (mm)	Mediana (mm)	Valor		Amplitude Total (mm)	Limite	
			Máximo (mm)			Inferior (mm)	Superior (mm)
São Fidelis	82,49	61,15	587,80		587,80	-134,51	275,78
Cardoso Moreira	79,78	56,44	542,00		542,00	-125,20	261,51
Dois Rios	85,16	61,15	397,00		397,00	-126,37	272,74
Macabuzinho	102,72	75,30	580,20		580,20	-140,35	322,76
Estações	Coeficiente			Desvio Padrão Amostral (S) (mm)	Quartil		Amplitude Interquartílica (AIQ) (mm)
	Variação Amostral (%)	Assimetria (A _p)	Curtose (K)		Inferior (mm)	Superior (mm)	
São Fidelis	97,03	1,54	3,60	80,03	19,35	121,92	102,57
Cardoso Moreira	97,36	1,51	2,82	77,67	19,82	116,50	96,68
Dois Rios	95,17	1,36	1,54	81,04	23,30	123,08	99,78
Macabuzinho	92,26	1,65	3,48	94,77	33,17	148,85	115,68

Na região Noroeste, observou-se a predominância da distribuição platicúrtica para os dados brutos das estações de Itaperuna e Três Rios (Tabela 12).

Os coeficientes K para a região Centro Sul são similares a região Noroeste, respectivamente. A exceção foi a estação Paraíba do Sul, onde o coeficiente K se aproximou de 3 (forma mesocúrtica) (Tabela 13).

Tabela 12. Estatística descritiva para os dados de chuva mensal (mm) na região Noroeste Fluminense do estado do Rio de Janeiro.

Estações	Média (mm)	Mediana (mm)	Valor	Amplitude Total (mm)	Limite		
			Máximo (mm)		Inferior (mm)	Superior (mm)	
Itaperuna	96,01	69,75	494,80	494,80	-176,36	349,94	
Três Irmãos	91,66	63,70	464,90	464,90	-149,73	307,68	
Estações	Coeficiente			Desvio Padrão Amostral (S) (mm)	Quartil		Amplitude Interquartilica (AIQ) (mm)
	Variação Amostral (%)	Assimetria (A _p)	Curtose (K)		Inferior (mm)	Superior (mm)	
Itaperuna	94,73	1,16	0,95	90,95	21,00	152,57	131,57
Três Irmãos	96,50	1,27	1,22	88,45	21,80	136,15	114,35

Tabela 13. Estatística descritiva para os dados de precipitação mensal (mm) na região Centro Sul Fluminense do estado do Rio de Janeiro.

Estações	Média (mm)	Mediana (mm)	Valor	Amplitude Total (mm)	Limite		
			Máximo (mm)		Inferior (mm)	Superior (mm)	
Areal	109,04	76,20	638,30	638,30	-183,55	374,54	
Moura Brasil	96,56	65,88	500,00	500,00	-169,43	335,66	
Paraíba do Sul	101,08	64,55	723,00	723,00	-183,10	358,50	
Estações	Coeficiente			Desvio Padrão Amostral (S) (mm)	Quartil		Amplitude Interquartilica (AIQ) (mm)
	Variação Amostral (%)	Assimetria (A _p)	Curtose (K)		Inferior (mm)	Superior (mm)	
Areal	95,17	1,25	1,42	103,78	25,73	165,25	139,52
Moura Brasil	101,09	1,29	1,28	97,61	19,98	146,25	126,27
Paraíba do Sul	105,40	1,56	2,85	106,54	20,00	155,40	135,40

Os resultados obtidos para a região Serrana foram similares aos das regiões Noroeste e Centro Sul, com exceção da estação de Aldeia que obteve coeficiente K próximo de 3 (forma mesocúrtica) (Tabela 14). O coeficiente K para a região Médio Paraíba indica a

predominância da forma platicúrtica para as estações de Barra Mansa, Fazenda Agulhas Negras, Ponte do Souza, Visconde de Mauá, Manuel Duarte, seguido da forma leptocúrtica para Ribeirão de São Joaquim e Santa Isabel do Rio Preto (Tabela 15). Os valores de assimetria indicaram que a maior parte da distribuição dos dados brutos foram enviesados positivamente. A maior parte das estações obtiveram distribuições com forma platicúrtica, ao contrário do estudo realizado por Velásquez Valle *et al.* (2013), que observaram que a maioria das estações foram de leptocúrtica para o estado de Zacatecas, México.

Tabela 14. Estatística descritiva para os dados de precipitação mensal (mm) na região Serrana do estado do Rio de Janeiro.

Estações	Média (mm)	Mediana (mm)	Valor	Amplitude Total (mm)	Limite	
			Máximo (mm)		Inferior (mm)	Superior (mm)
Aldeia	102,59	68,56	735,60	735,60	-171,58	349,11
Bom Jardim	116,20	78,80	632,00	632,00	-201,10	409,36
Fazenda Sobradinho	114,33	79,50	699,00	699,00	-195,05	400,24
Itamarati	126,20	95,30	551,20	551,20	-171,53	397,48
Pedro do Rio	104,70	73,50	603,50	603,50	-173,55	360,58
Petrópolis	158,50	129,00	630,20	630,20	-186,40	479,20
Rio da Cidade	121,04	85,92	609,40	609,40	-187,63	404,09

Estações	Coeficiente			Desvio Padrão Amostral (S) (mm)	Quartil		Amplitude Interquartilica (AIQ) (mm)
	Varição Amostral (%)	Assimetria (A _p)	Curtose (K)		Inferior (mm)	Superior (mm)	
Aldeia	99,83	1,43	2,50	102,42	23,68	153,85	130,17
Bom Jardim	96,73	1,26	1,31	112,37	27,80	180,40	152,60
Fazenda Sobradinho	95,72	1,30	1,70	109,44	28,18	177,00	148,82
Itamarati	84,76	1,12	0,81	106,89	41,85	184,10	142,25
Pedro do Rio	93,88	1,16	1,11	98,32	26,70	160,20	133,50
Petrópolis	77,30	0,96	0,54	122,55	63,20	229,60	166,40
Rio da Cidade	90,83	1,18	1,08	109,91	34,27	182,20	147,93

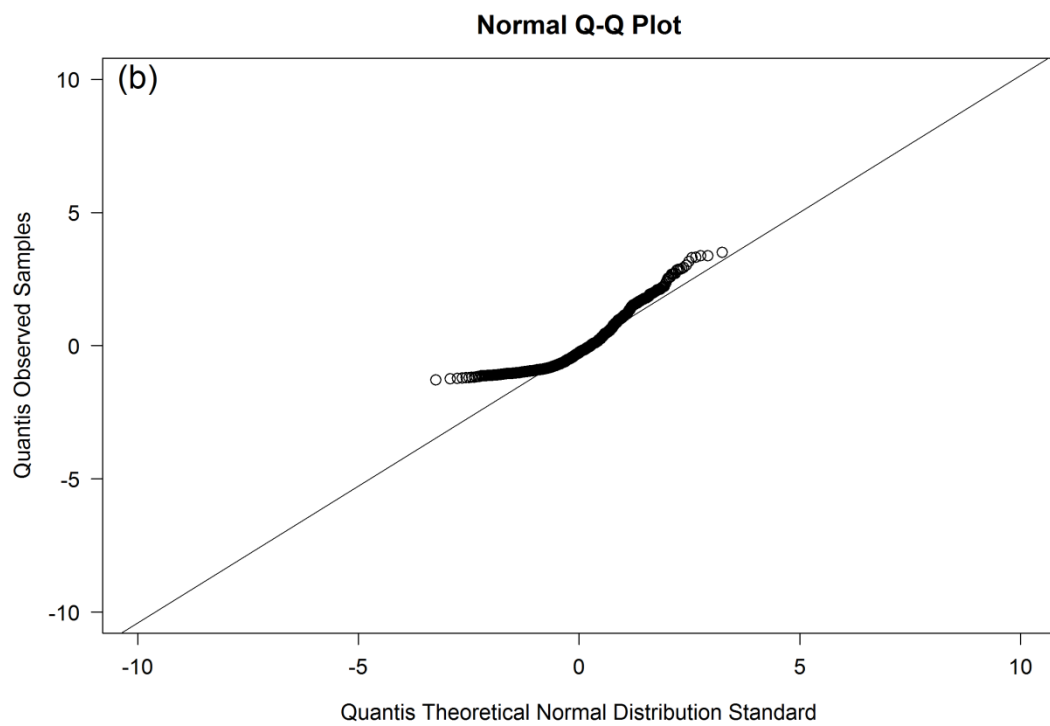
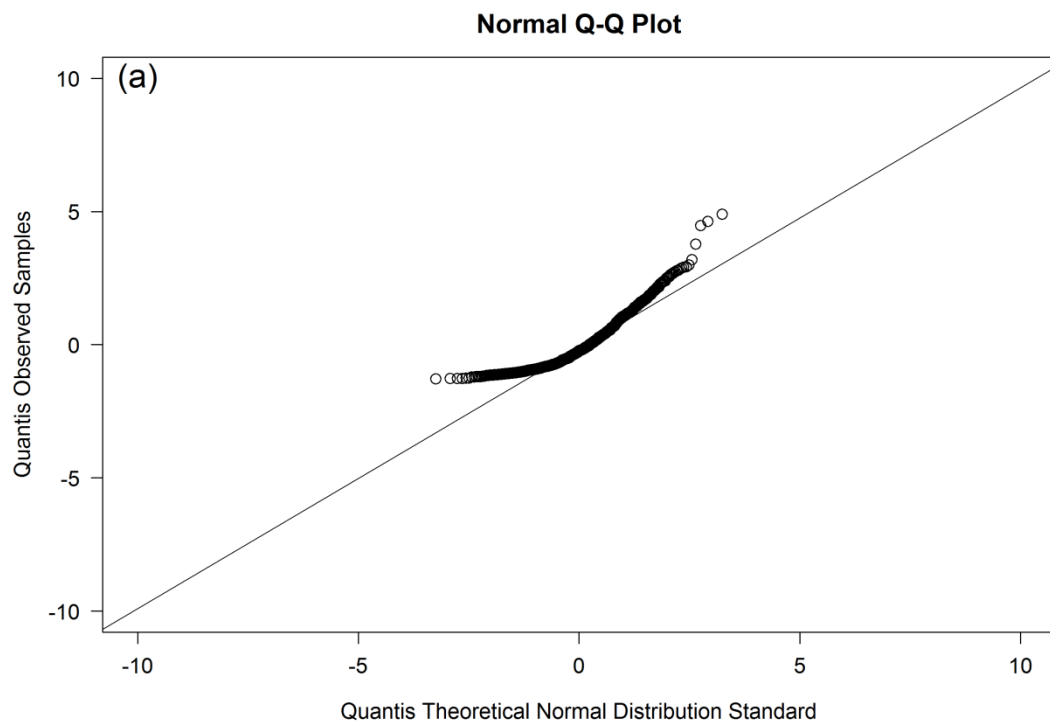
Tabela 15. Estatística descritiva para os dados de chuva mensal (mm) na região Médio Paraíba do Estado do Rio de Janeiro.

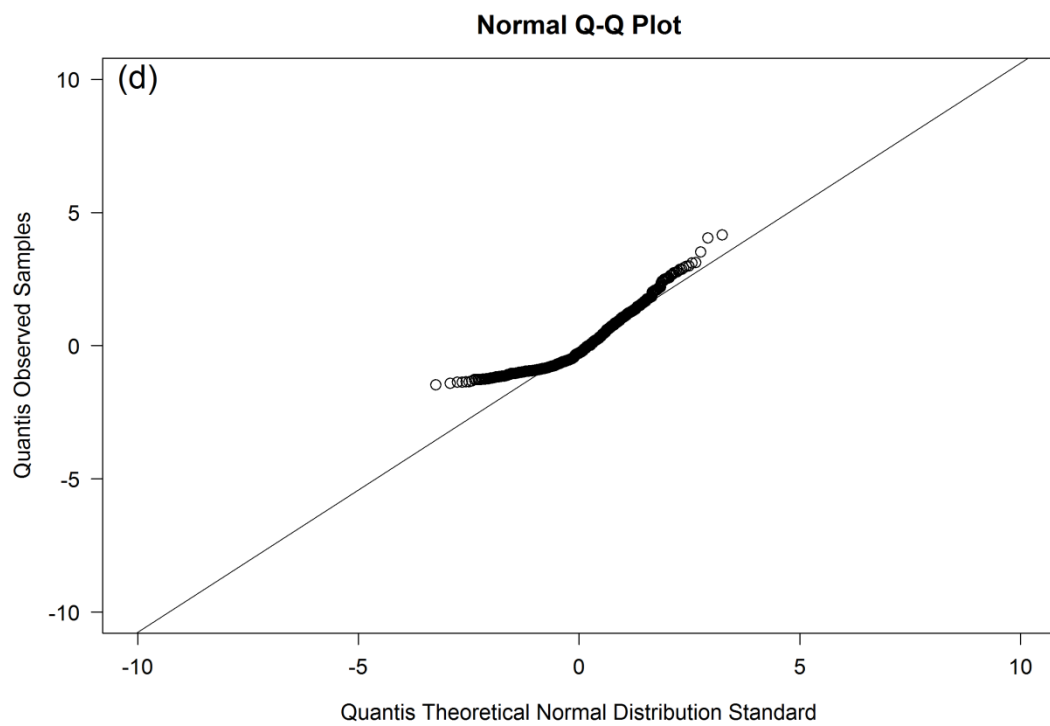
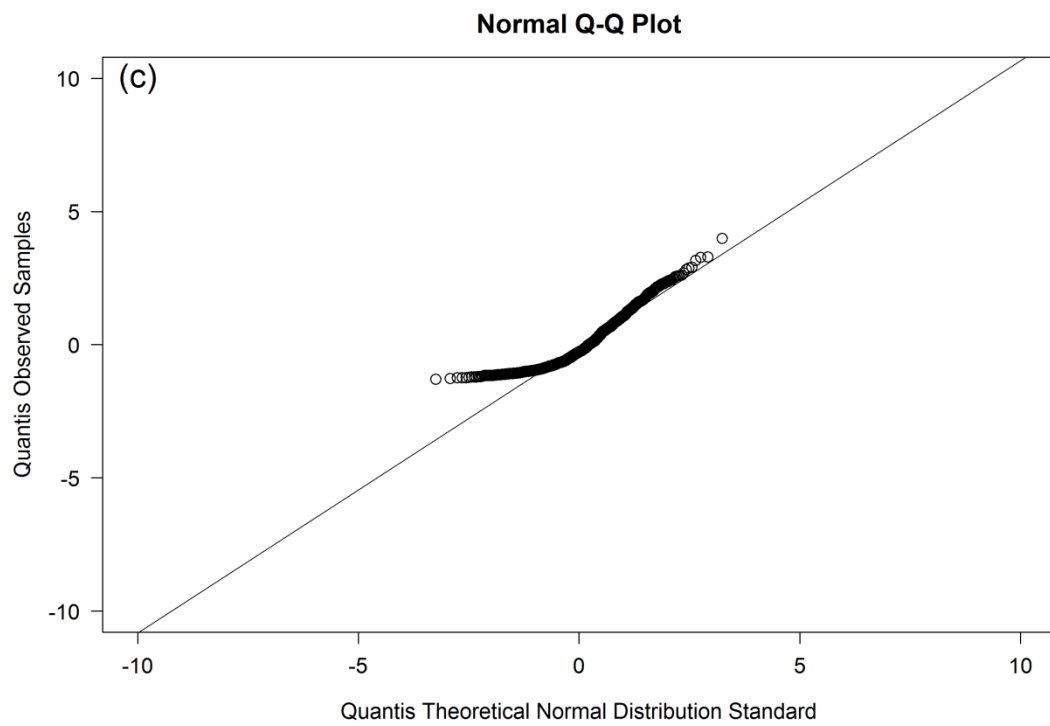
Estações	Média (mm)	Mediana (mm)	Valor	Amplitude Total (mm)	Limite	
			Máximo (mm)		Inferior (mm)	Superior (mm)
Barra Mansa	110,10	84,90	585,60	585,60	-186,78	387,60
Fazenda Agulhas Negras	195,92	147,05	888,20	888,20	-328,72	688,30
Ponte do Souza	175,82	139,40	799,50	799,50	-295,63	620,09
Ribeirão de São Joaquim	141,76	91,85	1243,00	1243,00	-256,91	510,27
Visconde de Mauá	133,50	91,80	724,00	724,00	-208,15	434,53
Manuel Duarte	111,30	78,40	700,00	700,00	-195,33	388,88
Santa Isabel do Rio Preto	141,15	101,09	1277,90	1277,90	-247,05	498,55

Estações	Coeficiente			Desvio Padrão Amostral (S) (mm)	Quartil		Amplitude Interquartilica (AIQ) (mm)
	Variação Amostral (%)	Assimetria (A _p)	Curtose (K)		Inferior (mm)	Superior (mm)	
Barra Mansa	90,50	1,12	1,12	99,63	28,61	172,20	143,59
Fazenda Agulhas Negras	86,81	0,98	0,49	170,18	52,67	306,93	254,26
Ponte do Souza	85,81	0,97	0,59	150,86	47,77	276,70	228,93
Ribeirão de São Joaquim	99,79	1,57	4,55	141,46	30,78	222,57	191,79
Visconde de Mauá	99,03	1,43	1,87	132,17	32,90	193,60	160,70
Manuel Duarte	95,90	1,29	2,01	106,73	23,75	169,80	146,05
Santa Isabel do Rio Preto	95,54	1,60	5,92	134,86	32,55	218,95	186,40

3.2 Transformação dos Dados da Série Temporal de Chuva

Os valores obtidos pelos testes SW, B e os gráficos probabilísticos, Normal Q-Q Plot (Figuras 18 a, b, c, d e e) da série de dados brutos de chuva a 5% de probabilidade indicam a não-normalidade dos resíduos e heterogeneidade das variâncias nas regiões Norte, Noroeste e Centro Sul. As exceções foram às regiões Serrana e do Médio Paraíba, em virtude de algumas estações apresentaram homogeneidade das variâncias segundo o teste B (Tabela 16). Dessa forma, foi constatada a não estabilidade da variância dos dados brutos sendo necessário a estabilização da variância. A transformação da série foi feita com o procedimento Box-Cox, que possibilitou homogeneizar a série temporal em termos de variância. Bartckac *et al.* (2014) aplicaram a técnica Box-Cox (valores de λ entre 0,33 e 0,44) no Standardised Precipitation Index (SPI) na Polônia e verificaram que após a transformação a maioria das séries seguiram distribuição normal e foram homogêneas.





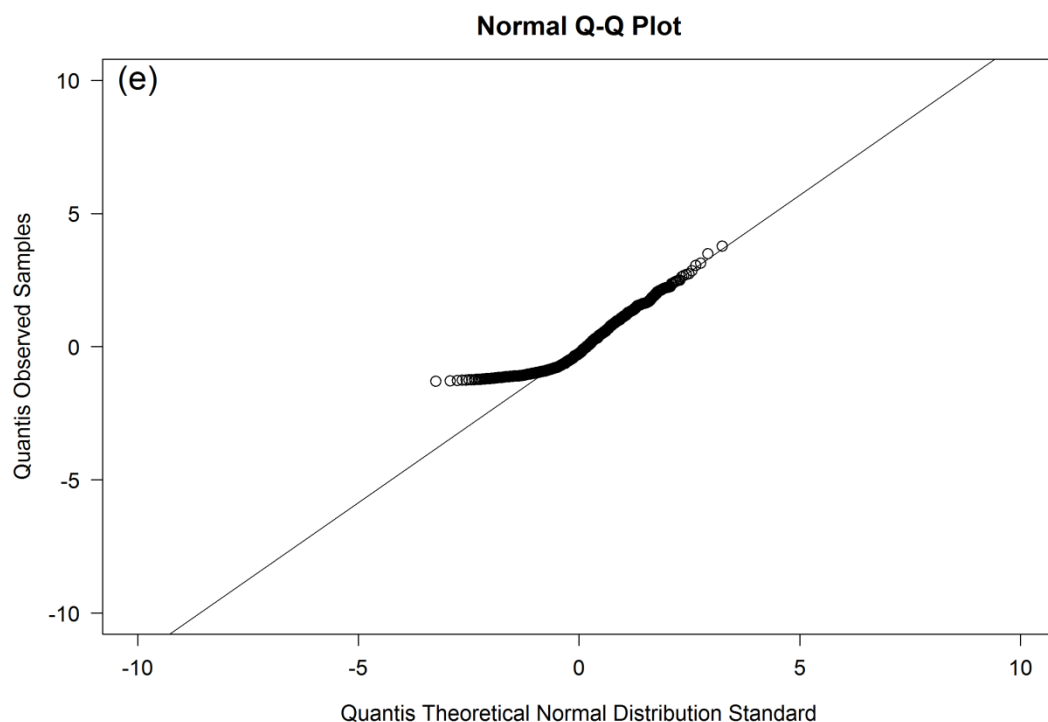
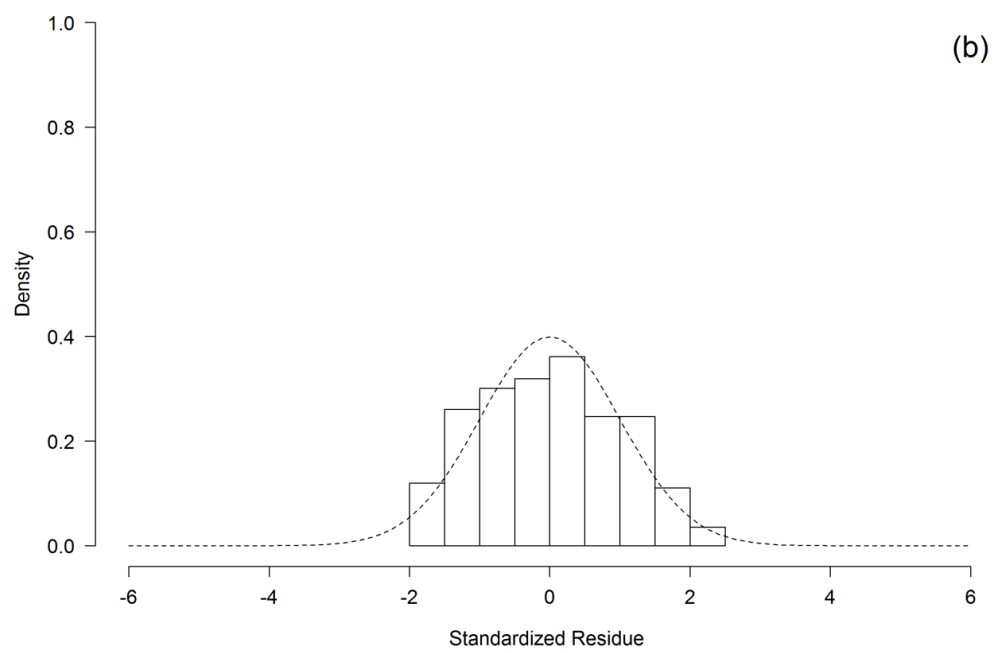
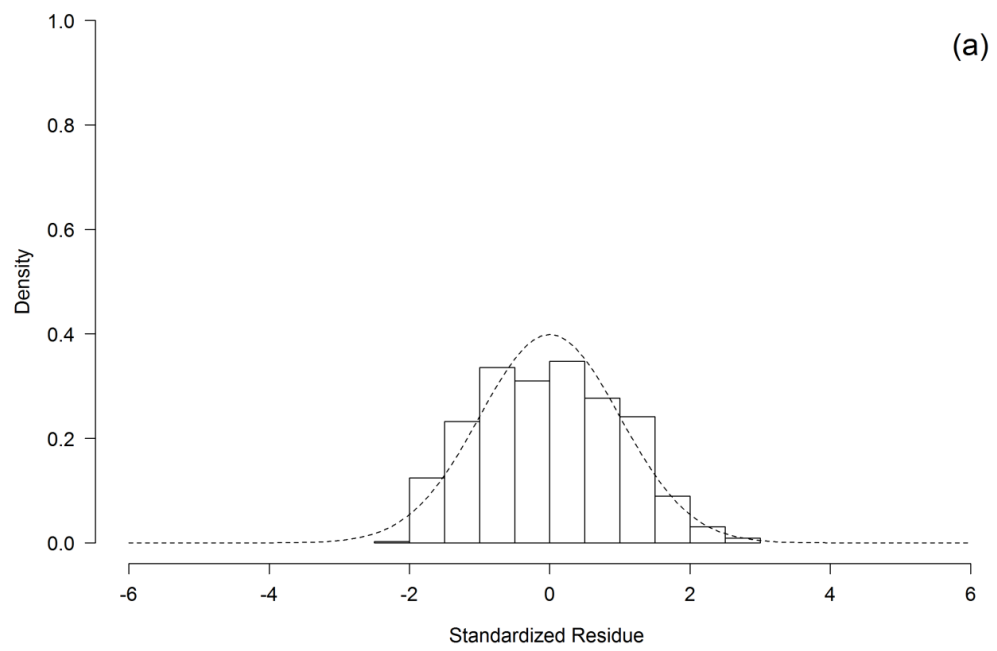
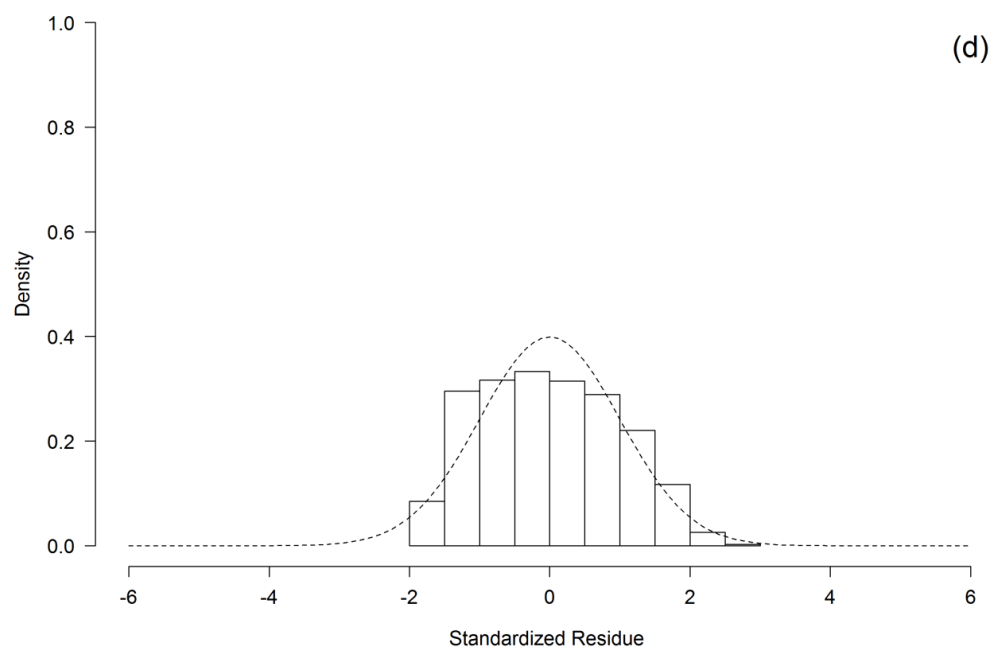
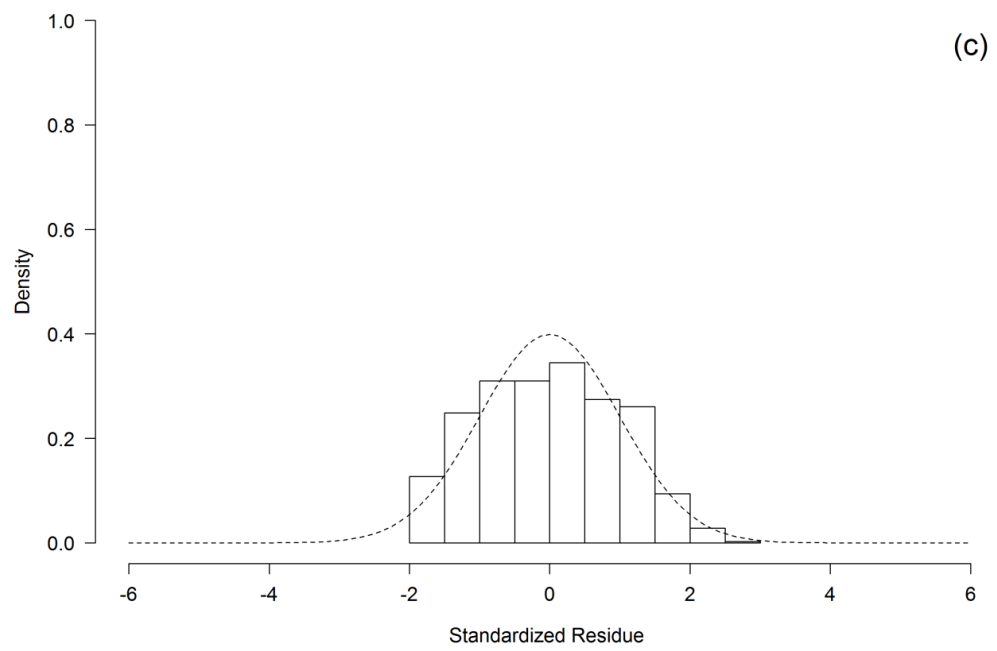


Figura 18. Gráficos Quartil-Quantil Plot das séries de chuvas mensais dos dados brutos das regiões Norte Fluminense (a), Noroeste Fluminense (b), Serrana (c), Centro Sul Fluminense (d) e Médio Paraíba (e) do estado do Rio de Janeiro.

Os dados transformados das regiões Norte, Noroeste, Centro Sul, Serrana e Médio Paraíba registraram os maiores p-valor ($\alpha > 5\%$) para o teste de B, e os menores p-valor ($\alpha < 5\%$) para o teste de SW, ou seja, os resultados foram não significativos e significativos em ambos os testes. Após esse procedimento, somente as estações de Paraíba do Sul e Ribeirão de São Joaquim não apresentaram o ajuste dos resíduos a distribuição normal. Isso mostra que após a transformação dos dados de chuva houve ajuste a forma da distribuição próximo a normal na maioria das estações (Figura 19 e Tabela 16). Uma correlação estatisticamente significativa entre o parâmetro de transformação λ e a assimetria da série mensal de chuva foi observada na Polônia (Bartkac *et al.* 2014). Similarmente, a transformação Box Cox mostrou-se tão eficiente quanto à transformação da série temporal de dados do ERJ de acordo com o teste B que mostra a não violação do pressuposto de homogeneidade de variâncias.





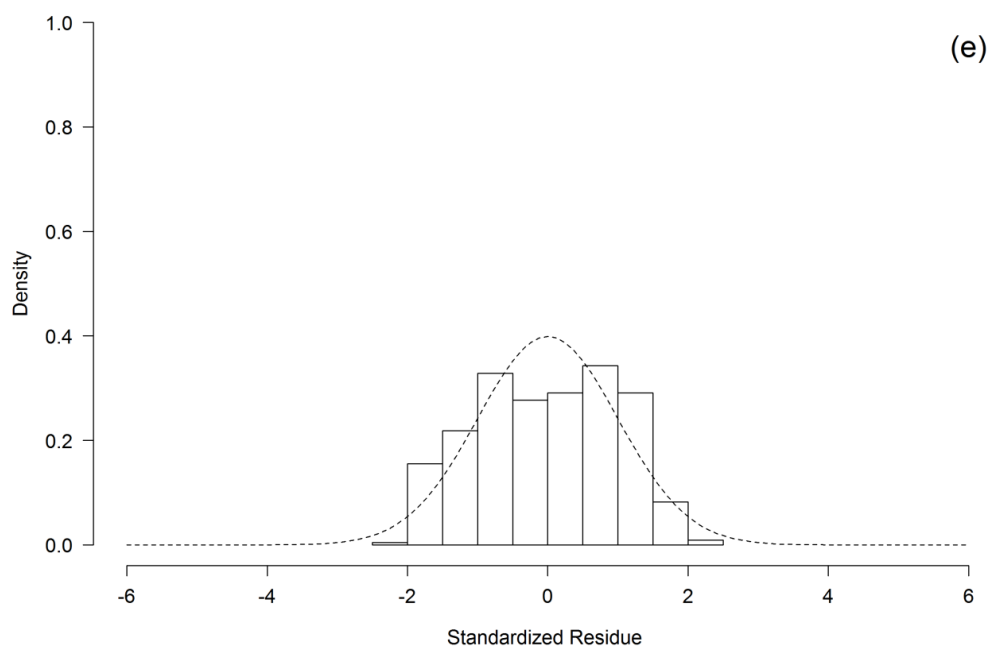


Figura 19. Histogramas dos dados transformados das séries de chuvas mensais das regiões Norte Fluminense **(a)**, Noroeste Fluminense **(b)**, Serrana **(c)**, Centro Sul Fluminense **(d)** e Médio Paraíba **(e)** do estado do Rio de Janeiro.

Tabela 16. Teste de normalidade e homogeneidade de variância para os dados brutos e transformados de chuva do estado do Rio de Janeiro.

Regiões do Governo	Estações	Dados Brutos		Dados Transformados		lambda (λ)
		Shapiro	Bartlett	Shapiro	Bartlett	
		P-valor	P-valor	P-valor	P-valor	
NORTE	São Fidelis	$1,87 \times 10^{-25}$	$4,87 \times 10^{-7}$	$2,81 \times 10^{-7}$	$2,80 \times 10^{-1}$	0,425
	Cardoso Moreira	$3,70 \times 10^{-26}$	$1,56 \times 10^{-4}$	$2,44 \times 10^{-7}$	$5,70 \times 10^{-1}$	0,417
	Dois Rios	$4,00 \times 10^{-25}$	$2,79 \times 10^{-5}$	$7,28 \times 10^{-7}$	$7,10 \times 10^{-1}$	0,433
	Macabuzinho	$6,46 \times 10^{-26}$	$2,45 \times 10^{-8}$	$2,98 \times 10^{-3}$	$4,20 \times 10^{-1}$	0,401
NOROESTE	Itaperuna	$2,62 \times 10^{-24}$	$1,76 \times 10^{-2}$	$3,37 \times 10^{-9}$	$6,40 \times 10^{-1}$	0,432
	Três Irmãos	$2,43 \times 10^{-25}$	$4,86 \times 10^{-3}$	$1,78 \times 10^{-8}$	$8,60 \times 10^{-1}$	0,393
CENTRO SUL	Areal	$8,49 \times 10^{-24}$	$3,51 \times 10^{-4}$	$1,44 \times 10^{-7}$	$7,70 \times 10^{-1}$	0,425
	Moura Brasil	$4,05 \times 10^{-25}$	$3,64 \times 10^{-2}$	$9,37 \times 10^{-9}$	$9,50 \times 10^{-1}$	0,409
	Paraíba do Sul	$1,15 \times 10^{-23}$	$2,83 \times 10^{-16}$	$3,07 \times 10^{-8}$	$2,00 \times 10^{-2}$	0,335
SERRANA	Aldeia	$9,30 \times 10^{-27}$	$9,00 \times 10^{-2}$	$4,37 \times 10^{-8}$	$7,50 \times 10^{-1}$	0,385
	Bom Jardim	$1,46 \times 10^{-25}$	$4,00 \times 10^{-2}$	$4,66 \times 10^{-8}$	$8,50 \times 10^{-1}$	0,409
	Fazenda Sobradinho	$2,74 \times 10^{-24}$	$3,00 \times 10^{-3}$	$3,80 \times 10^{-7}$	$8,00 \times 10^{-1}$	0,385
	Itamarati	$2,07 \times 10^{-23}$	$3,20 \times 10^{-1}$	$3,03 \times 10^{-6}$	$8,90 \times 10^{-1}$	0,443
	Pedro do Rio	$6,87 \times 10^{-24}$	$3,90 \times 10^{-1}$	$1,95 \times 10^{-8}$	$9,90 \times 10^{-1}$	0,411
	Petrópolis	$1,69 \times 10^{-24}$	$1,60 \times 10^{-1}$	$3,93 \times 10^{-6}$	$2,00 \times 10^{-1}$	0,565
	Rio da Cidade	$1,67 \times 10^{-24}$	$1,50 \times 10^{-1}$	$4,35 \times 10^{-8}$	$8,90 \times 10^{-1}$	0,402
MÉDIO PARAÍBA	Barra Mansa	$3,12 \times 10^{-22}$	$4,00 \times 10^{-2}$	$1,33 \times 10^{-8}$	$9,90 \times 10^{-1}$	0,452
	Fazenda Agulhas Negras	$5,98 \times 10^{-22}$	$1,40 \times 10^{-1}$	$1,46 \times 10^{-9}$	$8,30 \times 10^{-1}$	0,431
	Ponte do Souza	$1,86 \times 10^{-22}$	$9,80 \times 10^{-1}$	$9,61 \times 10^{-10}$	$9,90 \times 10^{-1}$	0,437
	Ribeirão de São Joaquim	$2,86 \times 10^{-23}$	$9,41 \times 10^{-20}$	$5,55 \times 10^{-6}$	$2,87 \times 10^{-4}$	0,361
	Visconde de Mauá	$1,93 \times 10^{-20}$	$1,18 \times 10^{-19}$	$7,88 \times 10^{-6}$	$7,00 \times 10^{-2}$	0,352
	Manuel Duarte	$2,14 \times 10^{-23}$	$4,92 \times 10^{-5}$	$3,71 \times 10^{-9}$	$6,80 \times 10^{-1}$	0,326
	Santa Isabel do Rio Preto	$8,92 \times 10^{-25}$	$1,21 \times 10^{-8}$	$5,31 \times 10^{-9}$	$3,50 \times 10^{-1}$	0,326

Estudo realizado por Yazici and Yolacan (2007) com 15 testes de normalidade usando simulações com o método de Monte Carlo, demonstram que o poder, a facilidade de aplicação e a escolha do teste dependem de vários fatores como: o tipo de distribuição sob hipótese alternativa, o tamanho da amostra e os valores críticos. Os autores afirmam que o teste SW é o mais poderoso dentre os demais teste usados, pois forneceu um indicativo geral de não-normalidade sobre várias alternativas simétricas, não-simétricas, caudas pesadas ou leves e, por fim sobre todos os tamanhos de amostras utilizados. Romão *et al.* (2010) comparam 33 testes de normalidade e não identificaram um único teste eficiente. Eles classificaram os testes de acordo com características comuns, em cada grupo, e o teste de maior poder. Esses autores destacaram o teste de SW como um dos mais poderosos para distribuições assimétricas,

seguidas de distribuições que são misturas de normais ou normais com presença de *outliers* quando a natureza da não-normalidade não é conhecida a priori.

De acordo com Torman *et al.* (2012), em algumas situações os testes paramétricos podem discordar da decisão estatística, por apresentar alta sensibilidade à violação da normalidade. Um dos exemplos clássicos desta sensibilidade à violação é o teste B para homogeneidade de variâncias, que é seriamente afetado pela não-normalidade.

Baseado na AA foram definidos dois grupos pluviometricamente homogêneos (G_1 e G_2) para as 23 estações (Figura 20). O grupo G_1 incluiu todas as estações situadas entre 10 e 1030 m de altitude. As estações pertencente ao grupo G_1 estão localizadas na vertente da Serra do Mar voltada para o interior (20 estações) e as demais (3 estações) na vertente da Serra do Mar voltada para o ambiente costeiro (Figure 14). As estações alocadas ao grupo G_2 , Fazenda Agulhas Negras e Ponte do Souza (Médio Paraíba) e Petrópolis (Serrana), apresentam altitudes superiores a 850 m (Tabela 10). Esses resultados enfatizam a interferência do efeito orográfico no regime de chuvas nas respectivas estações. É importante ressaltar a diferença no regime de chuva entre os grupos G_1 e G_2 . O grupo G_1 destaca-se pelo maior acumulado anual de chuva ($1164,95 \text{ mm.ano}^{-1}$, 77,01%) em relação ao grupo G_2 ($347,86 \text{ mm.ano}^{-1}$, 22,99%) nas cinco regiões de Governo do ERJ (Tabela 17). Segundo Reboita *et al.* (2010) e Brito (2012), os grupos homogêneos (G_1 e G_2) existentes no ERJ são formados principalmente, devido as características fisiográficas (ambiente costeiro e topografia complexa) que atuam em conjunto com os sistemas meteorológicos e os modos de variabilidade climática que atuam na região Sudeste do Brasil. Tais características induzem a formação de chuvas orográficas, convectivas (Machado *et al.* 2010) e o regime de chuva produzido pelas circulações de brisa de vale/montanha, lacustre/baía e marítima/terrestre (mesoescala) - (Zeri *et al.* 2011), além de intensificar alguns sistemas como: LI, SF e CCM (Satyamurty *et al.* 1998; Ferreira *et al.* 2004).

Tabela 17. Resumo da estatística descritiva dos dados transformados da série temporal de chuva mensal (mm) pela transformação BoxCox para as regiões do estado do Rio de Janeiro.

Grupos Homogêneo	Estações	Média (mm)	Mediana (mm)	Valor		Limite	
				Máximo (mm)	Amplitude Total (mm)	Inferior (mm)	Superior (mm)
G_1	Dois Rios	11,76	11,50	28,54	28,54	-7,26	30,46
G_1	Macabuzinho	11,94	11,69	29,52	29,52	-4,69	28,57
G_1	Itaperuna	12,32	12,26	31,48	31,48	-10,87	35,41
G_1	Três Irmãos	10,73	10,56	25,92	25,92	-7,21	28,41
G_1	Bom Jardim	12,60	12,22	31,78	31,78	-9,07	34,37
G_1	Paraíba do Sul	9,14	9,13	24,10	24,10	-6,62	25,14

G ₂	Petrópolis	26,82	25,92	65,85		65,85	-12,72	66,05
G ₂	Fazenda Agulhas Negras	17,90	17,68	40,99		40,99	-11,18	46,87
Grupos Homogêneos	Localidade	Coeficiente			Desvio Padrão Amostral (mm)	Quartil		Amplitude Interquartílica (AIQ) (mm)
		Variação Amostral (%)	Assimetria (A _p)	Curtose (K)		Inferior (mm)	Superior (mm)	
G ₁	Dois Rios	55,70	0,22	-0,56	6,55	6,88	16,32	9,43
G ₁	Macabuzinho	48,37	0,22	-0,27	5,78	7,78	16,10	8,31
G ₁	Itaperuna	57,78	0,13	-0,82	7,14	6,48	18,06	11,57
G ₁	Três Irmãos	34,50	0,15	-0,77	5,87	6,15	15,06	8,91
G ₁	Bom Jardim	55,42	0,16	-0,78	6,98	7,22	18,08	10,86
G ₁	Paraíba do Sul	57,27	0,03	-0,74	5,23	5,29	13,23	7,94
G ₂	Petrópolis	51,52	0,19	-0,52	13,83	16,82	36,51	19,69
G ₂	Fazenda Agulhas Negras	49,79	0,08	-0,92	8,92	10,59	25,10	14,51
Chuva (mm)					Grupos Homogêneos			
					G ₁		G ₂	
Acumulado Anual					1164,95		347,86	
Percentual (%) nos Grupos Homogêneos					77,01		22,99	

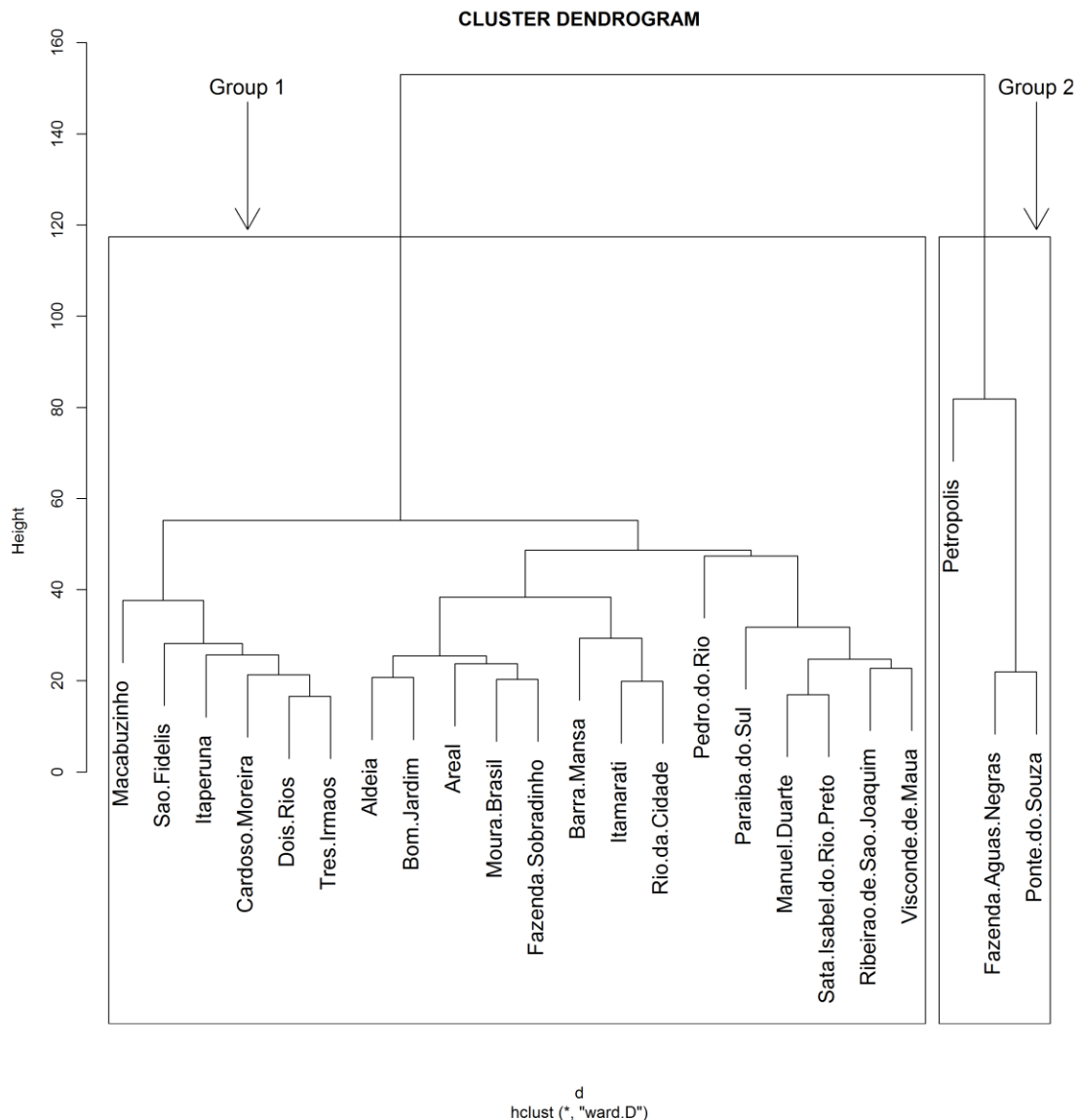


Figura 20. Dendrograma da análise de agrupamento da série temporal de chuva mensal dos dados transformados para as regiões Norte Fluminense, Noroeste Fluminense, Serrana, Centro Sul Fluminense e Médio Paraíba do estado do Rio de Janeiro.

Sendo assim, os resultados das análises exploratória e descritiva dos dados transformados mostraram que a transformação Box Cox estabilizou a variância dos dados (*outliers*) em todas as 23 estações (Figura 21). É importante ressaltar a similaridade quanto ao comportamento da média, que se aproximou dos valores da mediana em todas as regiões do Estado (Tabela 17), em comparação aos dados brutos da série temporal anteriormente discutido. Isso ocorreu devido a baixa frequência de ocorrência de *outliers*, ou de valores extremos na série transformada (Pereira and Kobiyama 2013; Wang *et al.* 2012).

A forma da distribuição da série temporal transformada se aproximou de uma distribuição simétrica, com média e mediana praticamente iguais, fato comprovado pelos baixos valores dos coeficientes A_p (0,02 a 0,22). Isso indica que as médias das estações dos grupos G_1 e G_2 estão próximas da mediana (Tabela 17), se assemelhando aos resultados obtidos por Machiwal *et al.* (2015) para região de Gujarat, Índia. Os resultados dos coeficientes, K das estações pertencentes aos grupos G_1 e G_2 , revelaram que o grau de

achatamento da curva de frequência para todas as estações são platicúrtica ($K < 3$) (Figura 19 e Tabela 17). Esses resultados foram confirmados pelos valores da análise descritiva, que indicou baixa variabilidade temporal dos dados transformados.

A análise do CV amostral para os grupos G_1 e G_2 demonstrou que todas as estações apresentaram valores acima de 30%, o que indica alta variabilidade temporal dos dados de chuva para toda a região de estudo. Isso foi confirmado pelos maiores S e AIQ superior, que demonstraram elevado grau de variabilidade dos dados em torno da média, principalmente nas estações de Itaperuna (G_1), Petrópolis (G_2) e Fazenda Agulhas Negras (G_2). Comparativamente, as estações de Macabuzinho, Três Irmãos e Paraíba do Sul (inseridas no grupo G_1) apresentaram as menores variações quanto ao desvio padrão amostral e AIQ. Entretanto, observou-se que a estação de Petrópolis (grupo G_2), apesar de atender aos pressupostos avaliados, apresenta uma média maior que a mediana (Tabela 17). Deste modo, a forma da distribuição da série temporal para a estação de Petrópolis é enviesada para a direita, sendo a mesma influenciada por altos valores de chuva (Figuras 19 (c) e 21).

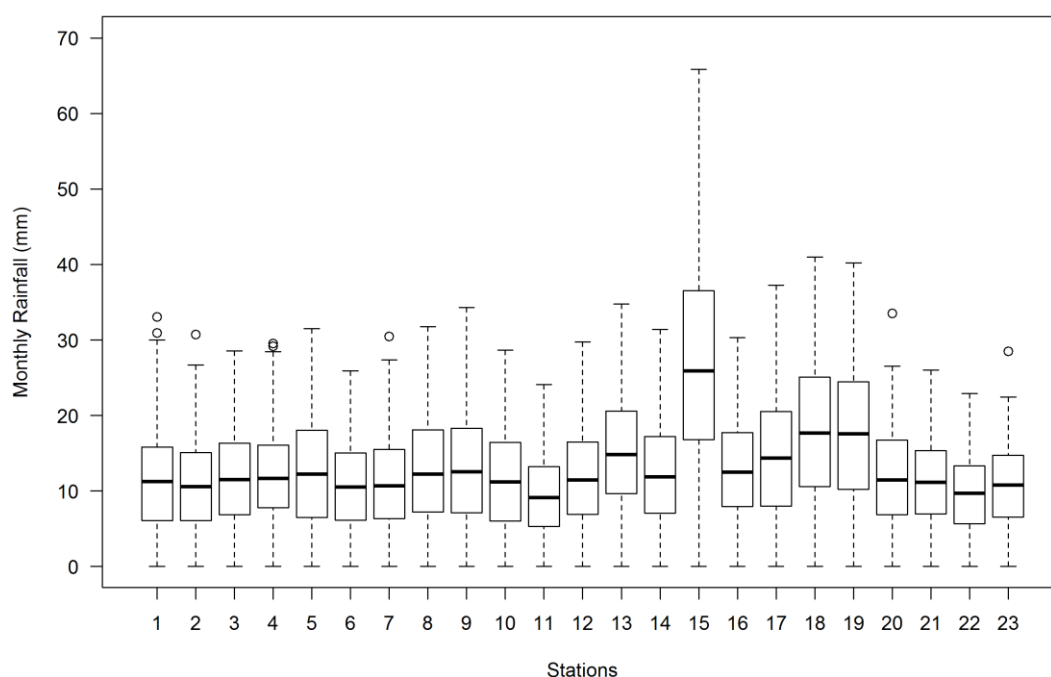


Figura 21. Boxplot da Série Temporal de chuva Mensal dos dados Transformados pela Box Cox para as regiões Norte Fluminense, Noroeste Fluminense, Serrana, Centro Sul Fluminense e Médio Paraíba do estado do Rio de Janeiro.

4 CONCLUSÕES

As séries temporais são frequentemente afetadas pela presença de falhas ou dados espúrios, o que revelou a necessidade de preencher as lacunas existentes. Dessa forma, os dados do produto 3B43 via satélite TRMM em conjunto com as normais climatológicas do INMET são eficientes no preenchimento das falhas e na construção de uma nova série temporal voltada para o estudo do regime pluviométrico do ERJ.

A metodologia aplicada no estudo consistiu no uso dos métodos estatísticos em duas fases consecutivas a nova série temporal de 71 anos. Na primeira fase, a análise descritiva na consistência dos dados da série temporal mensal de chuva (bruto) nas regiões do governo do ERJ mostrou que os dados com probabilidade de ocorrência acima de 75% apresentam alta variabilidade temporal. Baseado nas estatísticas exploratória e descritivas dos dados brutos mensais de chuva observa-se uma similaridade da mediana em todas as estações.

As médias foram influenciadas por altos valores de chuva (*outliers*), o que gerou distribuições enviesadas (assimétricas) à direita para as regiões de Governo.

Os testes paramétricos de Shapiro-Wilks e Bartlett aplicados aos dados brutos demonstraram que os dados violaram as pressuposições de normalidade e homogeneidade de variâncias. Portanto, a segunda fase consistiu na transformação dos dados da série temporal e a transformação Box Cox foi o procedimento utilizado para normalizar os dados e estabilizar a variância nas cinco regiões do ERJ. A análise de agrupamento formou dois grupos pluviometricamente homogêneos (G_1 e G_2) nas regiões cinco de Governo do ERJ. A chuva acumulada do grupo G_1 é superior ao do grupo G_2 . As estações pertencentes ao grupo G_1 estão localizadas na vertente da Serra do Mar voltada para o interior e as estações pertencentes ao grupo G_2 na vertente da Serra do Mar voltada para o Oceano Atlântico. A formação dos grupos homogêneos nas respectivas estações envolveu as características do local (latitude/longitude), ambiente costeiro, a altitude, chuva média anual, e totais mensais. E, por fim a influência de sistemas meteorológicos de várias escalas e dos modos de variabilidade climática (El Niño – a Oscilação Sul e a Oscilação Decadal do Pacífico) que atuam na região Sudeste do Brasil.

Por tanto, pode-se concluir que a aplicação dos métodos estatísticos utilizados mostrou-se eficiente para a consistência da série temporal mensal de chuva, no entendimento dos padrões e nas mudanças do regime de chuva que afeta a disponibilidade de água para abastecimento e planejamento agrícola nas regiões do ERJ. Para estudos futuros sugere-se o emprego da técnica de *Wavelet* na identificação de padrões de chuva na série temporal de 71 anos do Estado, envolvendo atuação dos modos de variabilidade climática ENOS, ODP e Anomalia da Temperatura da Superfície do Mar do Atlântico de forma categórica.

5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANDRÉ, R. G. B.; MARQUES, V. S.; PINHEIRO, F. M. A.; FERRAUDO, A. S. Identificação de regiões pluviometricamente homogêneas no estado do Rio de Janeiro, utilizando-se valores mensais. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v.23, n.4, p.501-509, 2008. doi: 10.1590/S0102-77862008000400009
- BARTLETT, M. S. (1937). Properties of sufficiency and statistical tests. *Proceedings of the Royal Society, Series A*, 160: 268–282. Disponível em <www.jstor.org/stable/96803>. Acessado em 02 mai. 2015.
- BOX, G. E. P. and D. R. COX (1964). An analysis of transformations. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 26: 211-252. Disponível em <<http://www.ime.usp.br/~abe/lista/pdfQWaCMboK68.pdf>>. Acessado em 15 mai. 2015.
- BRITO, T. T. Regiões Homogêneas de Precipitação e Caracterização de Períodos Secos e Úmidos no Estado do Rio de Janeiro. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Biosistemas). Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Biosistemas, Universidade Federal Fluminense, Niterói, RJ, 105p, 2014.
- CATALDI, M.; Assad, L. P. F.; Torres Júnior, A. R.; Alves, J. L. D. Estudo da influência das anomalias da TSM do Atlântico Sul extratropical na região da Confluência Brasil-Malvinas no regime hidrometeorológico de verão do Sul e Sudeste do Brasil. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v.25, n.4,p.513-524, 2010.
- CRUZ, E., CARVALHO, D. F., CEDDIA, M. B., ANTUNES, M. A. H., AQUINO, R. M. (2004). Ocorrência de Veranicos no Estado do Rio de Janeiro. **Revista de Engenharia Agrícola de Jaboticabal**, v.24, n.1, p.68-79,2004. doi:10.1590/S0100-69162004000100009.
- DERECZYNSKI, C. P.; Oliveira, J. S.; Machado, C. O. Climatologia da Precipitação no Município do Rio de Janeiro. **Revista Brasileira de Meteorologia**,v. 24, n.1, p. 24-38, 2009.
- DUHAN, D.; PANDEY, A. (2013) Statistical analysis of long term spatial and temporal trends of precipitation during 1901–2002 at Madhya Pradesh, India. **Atmospheric Research**, 122:136-149. doi : <http://dx.doi.org/10.1016/j.atmosres.2012.10.010>
- EVERITT, B. S. and G. DUNN (1991). *Applied multivariate analysis*. London: Edward Arnold, 400 p.
- FERREIRA, N. J.; SANCHES, M.; SILVA DIAS, M. A. F. Composição da Zona de Convergência do Atlântico Sul em Períodos de El Niño e La Niña. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v.19, n.1, 89-98, 2004.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. IBGE, Diretoria de Pesquisas, Coordenação de Trabalho e Rendimento, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua 2014. Disponível em < <http://www.ibge.gov.br/estadosat/perfil.php?sigla=rj>>. Acessado em 20 jul. 2015.

IPCC - Intergovernmental Panel on Climate Change (2007). Climate Change 2007: The Physical Science Basis. Summary for Policymakers Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change, 18 pp.

KUBRUSLY, L. S. (2001) Um procedimento para calcular índices a partir de uma base de dados multivariados. *Pesquisa Operacional*, 21: 107-117. doi: 10.1590/S0101-74382001000100007.

LEMONS, C. F., CALBETE, N. (1996). Sistemas Frontais que atuaram no litoral de 1987-1995. *Climanalise Especial – Edição comemorativa de 10 anos*. MCT/INPE/CPTEC.

LO PRESTI, R.; BARCA, E.; PASSARELLA, G. (2010) A methodology for treating missing data applied to daily rainfall data in the Candelaro River Basin (Italy). *Environmental Monitoring and Assessment* 160:1–22.

LYRA, G. B., OLIVEIRA-JÚNIOR, J. F., ZERI, M. (2014). Cluster analysis applied to the spatial and temporal variability of monthly rainfall in Alagoas state, Northeast of Brazil. *International Journal of Climatology*, 34: 3546-3558. doi: 10.1002/joc.3926

MACHADO, R. L., CEDDIA, M. B., CARVALHO, D. F., CRUZ, E. S., FRANCELINO, M. R. (2010). Spatial variability of maximum annual daily rain under different return periods at the Rio de Janeiro state, Brazil. *Bragantia*, 69: 77-84.

MACHIWAL, D.; KUMAR, S.; DAYAL, D. (2015) Characterizing rainfall of hot arid region by using time-series modeling and sustainability approaches: a case study from Gujarat, India. *Theoretical and Applied Climatology* doi: 10.1007/s00704-015-1435-9

MORAES, N. O.; PIMENTEL, L. C. G.; MARTON, E. (2005) Simulações Numéricas da Formação de Ilha de Calor na Região Metropolitana do Rio de Janeiro. *Anuário do Instituto de Geociências (Rio de Janeiro)*, 28: 116-138.

NADARAJAH, S. and D. CHOI (2007). Maximum daily rainfall in South Korea. *Journal of Earth System Science*, 116: 311-320. doi : 10.1007/s12040-007-0028-0

NIMER, E. Análise da Dinâmica da Precipitação Pluviométrica na Região Serrana do Sudeste – Especialmente na Serra das Araras. **Revista Brasileira de Geografia**, v.33, p.53-162, 1971.

PEREIRA, M. A. F.; KOBAYAMA, M. (2013). Análise de variâncias pluviométricas na região da bacia hidrográfica do Cubatão do Sul (SC). **Ambiência** (Online), v.9, p.95-111. doi: 10.5777/ambiencia.2013.01.07

R DEVELOPMENT CORE TEAM. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, **Austria**. ISBN 3-900051-07- 0, URL <http://www.R-project.org>. 2011.

REBOITA, M. S.; GAN, M. A.; ROCHA, R. P.; AMBRIZZI, T. Regimes de Precipitação na América do Sul: Uma Revisão Bibliográfica. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v.25, n.2, p.185 – 204, 2010. doi: 10.1590/S0102-77862010000200004

ROMÃO, X.; DELGADO, R.; COSTA, A. (2010). An empirical power comparison of univariate goodness-of-fit of normality. **Journal of Statistical Computation and Simulation**, 5: 545-591, 2010. doi: 10.1080/00949650902740824.

SATYAMURTY, P.; MATTOS, L. F.; NOBRE, C. A.; SILVA DIAS, P. L. (1998). Tropics - South America. In : Meteorology of the Southern Hemisphere. Ed. Kauly, D. J. and Vincent, D. G., Meteorological Monograph. **American Meteorological Society**, Boston, 119-139.

SCHLOTZHAVER, S. D. AND R. C. LITTELL (1999). SAS System for elementary statistical analysis. 2ª ed. Cary, NC: SAS Institute Inc., p.456.

SERRA, A. B. (1970). Clima da Guanabara. Boletim Geográfico, **Fundação Instituto Brasileiro de Geografia (IBGE)**, v.29, n. 214, p. 35.

SERRA, A. B. and RATISBONNA, L. (1957). Clima do Rio de Janeiro. Ministério da Agricultura. Serviço de meteorologia, 2ª edição. Boletim Geográfico, **Fundação Instituto Brasileiro de Geografia (IBGE)**, nº214, p. 135.

SHAPIRO, S. S. AND M. B. WILK (1965). An Analysis of Variance Test for Normality (Complete Samples). **Biometrika**, 52: 591-611.

SNEDECOR, G., W., COCHRAN, WILLIAM, G.(1989). Statistical Methods (8th Ed.). Ames, Iowa: **Blackwell Publishing Professional**. ISBN 978-0-8138-1561-9. Retrieved 2011-08-05.

STRANG, D. (1962) Considerações sobre as chuvas de janeiro de 1962 no Estado da Guanabara. Escritório de Meteorologia, 16 p.

TAMMETS, T. AND JAAGUS J. (2013). Climatology of precipitation extremes in Estonia using the method of moving precipitation totals. **Theoretical and Applied Climatology**, 111: 623-639. doi: 10.1007/s00704-012-0691-1

TORMAN, V. B. L.; COSTER, R.; RIBOLDI, J. (2012). Normalidade de variáveis: métodos de verificação e comparação de alguns testes não-paramétricos por simulação. **Revista Hospital das Clínicas Paraná**, v.32, n.2, p.227-234.

TRMM. Mission Overview. [cited 2014 jul. 22]. Available from: <http://trmm.gsfc.nasa.gov>.

VELÁSQUEZ VALLE, M. A.; MEDINA GARCÍA, G.; COHEN, I. S.; OLESCHKO, L. K.; CORRAL, J. A. R.; KORVIN, G. (2013) Spatial Variability of the Hurst Exponent for the Daily Scale Rainfall Series in the State of Zacatecas, Mexico. **Journal of Applied Meteorology and Climatology**, 52:2771-2780. doi: 10.1175/JAMC-D-13-0136.1

WANG, Q. J.; SHRESTHA, D. L.; ROBERTSON, D. E.; POKHREL, P. (2012), A log-sinh transformation for data normalization and variance stabilization. Water Resources Research 48, W05514, doi:10.1029/2011WR010973.

WARD, J. H. (1963) Hierarchical grouping to optimize an objective function. **Journal of the American Statistical Association**, 58: 236-244. doi: 10.1080/01621459.1963.10500845.

WEI, W. (2006). Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods. **Pearson Books**, 2ª edition.

WESTRA, S.; ALEXANDER, L. V.; ZWIERS, F. W. (2013) Global increasing trends in annual maximum daily precipitation. **Journal of Climate**, 26: 3903-3918.

YAZICI, B.; YOLACAN, S. (2007). A comparison of various tests of normality. **Journal of Statistical Computation and Simulation**, 2: 175-183.

ZERI, M.; OLIVEIRA-JÚNIOR, J. F.; LYRA, G.B. (2011). Spatiotemporal analysis of particulate matter, sulfur dioxide and carbon monoxide concentrations over the city of Rio de Janeiro, Brazil. *Meteorology and Atmospheric Physics*, 113: 139-152. doi: 10.1007/s00703-011-0153-9.

CAPÍTULO II - Testes paramétricos e multivariada aplicada a série temporal de chuva de 71 anos no Estado do Rio de Janeiro, Brasil

RESUMO

O objetivo deste capítulo foi aplicar os testes paramétricos de Shapiro-Wilk (SW), Bartlett (B) e a análise de agrupamento (AA) para avaliar a variabilidade da chuva e relacioná-la com os sistemas meteorológicos para uma série temporal de 71 anos de chuva de 23 estações meteorológicas em cinco regiões do Rio de Janeiro (RJ). A série foi preenchida com dados do TRMM (Tropical Rainfall Measuring Mission) via produto 3B43 (1998 a 2013) e pelas normais climatológicas (1947 a 1997) do INMET (Instituto Nacional de Meteorologia). Os testes SW e B rejeitaram as hipóteses de normalidade e homogeneidade de variâncias em todas as estações e, portanto, foi verificada a não estabilidade da variância dos dados. A Transformação Box Cox estabilizou a variância da série temporal em algumas estações pertencentes às regiões de Governo, com destaque para o Médio Paraíba e a Serrana, a exceção o Noroeste Fluminense. A alta variabilidade de λ (0,326 a 0,565) é devido à maioria das estações encontra-se na vertente da Serra do Mar voltada para o continente, onde o regime de chuva é influenciado pela interação da topografia com sistemas locais e sinóticos, apenas uma estação na vertente da Serra do Mar voltada para o Oceano Atlântico com influência do ambiente costeiro e dos sistemas de mesoescala e sinóticos. A técnica AA definiu dois grupos homogêneos de chuva (G_1 e G_2). A maioria das estações do grupo G_1 localiza-se na vertente da Serra do Mar voltada para o interior do continente, seguidos de todas as estações do grupo G_2 . E apenas algumas estações do grupo G_1 encontram-se na vertente da Serra do Mar voltadas para o Oceano Atlântico. Os maiores acumulados anuais de chuvas foram no G_1 (79,02%) em relação a G_2 (20,98%), devido ao tamanho e a influência da topografia. Na análise sazonal, o G_1 apresenta maiores acumulados no outono (78,87%) e verão (79,93%).

Palavras-chaves: Testes paramétricos, Sistemas meteorológicos, Séries temporais, Região Sudeste.

ABSTRACT

The aim of this study was to apply the parametric Shapiro-Wilk (SW) and Bartlett (B) tests and cluster analysis (CA) for evaluating the variability of rainfall and relate it to weather systems for a time series of 71 years of rainfall 23 weather stations in five regions of the Rio de Janeiro (RJ). The series was filled with orbital images TRMM (Tropical Rainfall Measuring Mission) via 3B43 product (1998 to 2013) and by normal climatological (1947 to 1997) from INMET (National Institute of Meteorology). SW and B tests rejected the assumptions of normality and homogeneity of variance at all stations and, therefore, we verified the non-stability of the data variance. Box Cox transformation stabilized the variance of the time series at some stations belonging to the regions of Government, especially Médio Paraíba and Serrana, except the Noroeste Fluminense. The high variability of λ (0.326 to 0.565) is owing to most stations be on the slope of the Serra of Mar facing the continent, where the rainfall regime is influenced by the interaction of the topography with local and synoptic systems, only one station on the slope of the Serra of Mar facing the Atlantic Ocean with influence of the coastal environment and mesoscale and synoptic systems. AA technique defined two homogeneous rainfall groups (G_1 and G_2). The G_1 stations are located on the slope of the Serra of Mar facing the interior of the continent and the others on the slope of the Serra of Mar facing the Atlantic Ocean. The largest annual accumulated rainfall was on G_1 (79.02%) in relation to G_2 (20.98%), given the size and influence of topography. In seasonal analysis, the G_1 has the largest accumulated in autumn (78.87%) and summer (79.93%).

Keywords: Parametric tests, Meteorological systems, time series, southeast region.

1 INTRODUÇÃO

Atualmente, existe um consenso entre a comunidade científica sobre o aumento considerável dos desastres hidrometeorológicos (causados pela água e pelo clima) em comparação aos eventos geofísicos (IPCC 2007; Nadarajah and Choi 2007; Westra et al. 2013). A preocupação generalizada se deve ao fato de que boa parte da população mundial se encontra em condições vulneráveis às catástrofes naturais (Ferrari et al. 2012; Feng et al. 2013).

Assim, a chuva é a variável climática que mais danos econômicos e sociais causam a sociedade no mundo, ora por déficit (seca) ora por excesso (enchente) - (Alexander et al. 2006; Willems 2013; Almeida et al. 2014; Lyra et al. 2014). Por isso, tornou-se uma das maiores preocupações da comunidade científica, principalmente na avaliação de sua variabilidade espaço-temporal e sazonal (Nery et al. 2002; Xavier et al. 2015; Teodoro et al. 2015). Essas preocupações devem-se ao fato que, desde meados do século passado, o clima do planeta vem sofrendo grandes transformações quanto à ocorrência de eventos extremos climáticos (Ferrari et al. 2012; Willems 2013).

Os eventos extremos de chuva têm mudado no decorrer dos anos, e estão aumentando de intensidade e frequência, em nível regional e global (Feng et al. 2013; Willems 2013), com implicações direta na distribuição das chuvas, e com aumento as ocorrências de enchentes e da severidade das secas ao redor do mundo (IPCC 2007; Kamruzzaman et al. 2011; Lyra et al. 2016; Kamruzzaman et al. 2016). Assim, o conhecimento da sua variabilidade em escala regional e local é essencial para a compreensão da mudança climática e da variabilidade climática a nível global e regional (Paciornik 2003; Westra et al. 2013; King et al. 2013).

A alta variabilidade de intensidade da chuva e as suas mudanças sazonais são algumas das dificuldades encontradas por pesquisadores e estudiosos no mundo (Feng et al. 2013; Ziv et al. 2014; Kamruzzaman et al. 2016). Recentemente, algumas pesquisas com esse objetivo foram realizadas no Brasil. Nery et al. (2002) aplicaram análise de agrupamento (AA) e medidas de tendência central em uma série temporal de chuva de 1960-91 no Brasil Meridional (São Paulo, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul). A chuva na região apresentou característica marcada de máximos no período úmido e mínimo no período seco, em São Paulo, no Paraná (no litoral e no nordeste) e na parte litorânea de Santa Catarina. Na parte continental do Paraná e de Santa Catarina e no Rio Grande do Sul, a chuva é mais homogênea. Teodoro et al. (2015) avaliaram os sistemas produtores/inibidores de chuva em três biomas existentes no Mato Grosso do Sul baseado nos testes de Bartlett e Runtest revealed only in January homogeneous variance at all sites. Run test showed that there was no increase or decrease in trend of monthly rainfall.

O estado do Rio de Janeiro (ERJ), localizado na região Sudeste do Brasil, possui alta variabilidade na distribuição espaço-temporal da chuva, devido a sua orografia, proximidade do ambiente costeiro e os mecanismos atmosféricos que nela atuam (André et al. 2008; Oliveira Júnior et al. 2014; Brito 2014). Os mecanismos são resultantes da atuação de várias escalas, desde local a escala sinótica, notadamente a Zona de Convergência do Atlântico Sul (ZCAS); os Sistemas Frontais (SF); os Vórtices Ciclônicos em Altos Níveis (VCAN); Anticiclone Subtropical do Atlântico Sul (ASAS); Bloqueio Atmosférico (BA); as circulações de brisas marítima/terrestre, brisas vale/montanha e lacustres/baías, as Linhas de

Instabilidades (LI), os Complexos Convectivos de Mesoescala (CCM) e a convecção isolada (Alves et al. 2005; Dereckzinky et al. 2009; André et al. 2008; Reboita et al. 2010; Zeri et al. 2011; Brito 2014).

Entretanto, poucos foram os estudos realizados sobre variabilidade das chuvas e suas mudanças sazonais em período longo de dados pluviométricos no ERJ nas últimas décadas.

Visto que o estado passou pela sua maior catástrofe natural com 916 mortos, em 2011, na região Serrana e até o presente momento a literatura ainda continua escassa sobre o tema. Portanto, o objetivo é avaliar a variabilidade da chuva em cinco regiões de Governo do estado do Rio de Janeiro por meio de testes paramétricos e análise multivariada e, ainda relacionar com os sistemas meteorológicos atuantes.

2 MATERIAL E METODOS

2.1 Localização e caracterização da área de estudo

O ERJ situa-se na região Sudeste do Brasil, entre as latitudes 20° 45' 54'' e 23° 21' 57'' S e as longitudes 40° 57' 59'' e 44° 53' 18'' W, com uma área de 43.696.054 km². Faz divisa ao nordeste (NE) com o Espírito Santo, norte e noroeste (N-NW) com Minas Gerais, sudoeste (SW) com São Paulo e com o Oceano Atlântico a sul e leste (S-E). Possui extensa faixa litorânea, com aproximadamente 635 km de extensão, banhada pelo Oceano Atlântico.

Atualmente, o estado está dividido geopoliticamente em 92 municípios, conforme o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE 2015), inserido em oito regiões do Governo: (Metropolitana, Noroeste Fluminense, Norte Fluminense, Baixadas Litorâneas, Serrana, Centro Sul Fluminense, Médio Paraíba e Costa Verde) – (Figura 22). Segundo Brito (2014), o estado apresenta uma paisagem com escarpas elevadas, a beira mar e no interior; morros; colinas e vales; com formações rochosas variadas em baías com diferentes formas de encontro entre o mar e a costa; florestas tropicais naturais seguidos de grandes áreas de planalto, que se estende a oeste do Estado. Destaca-se entre os demais o pico das Agulhas Negras com altitude 2787 m, na região da serra da Mantiqueira. A serra da Mantiqueira é uma importante área de transição da região Sudeste, voltada para o vale do Rio Paraíba do Sul, que possui a menor altura de 250 m, atravessando os estados de São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais.

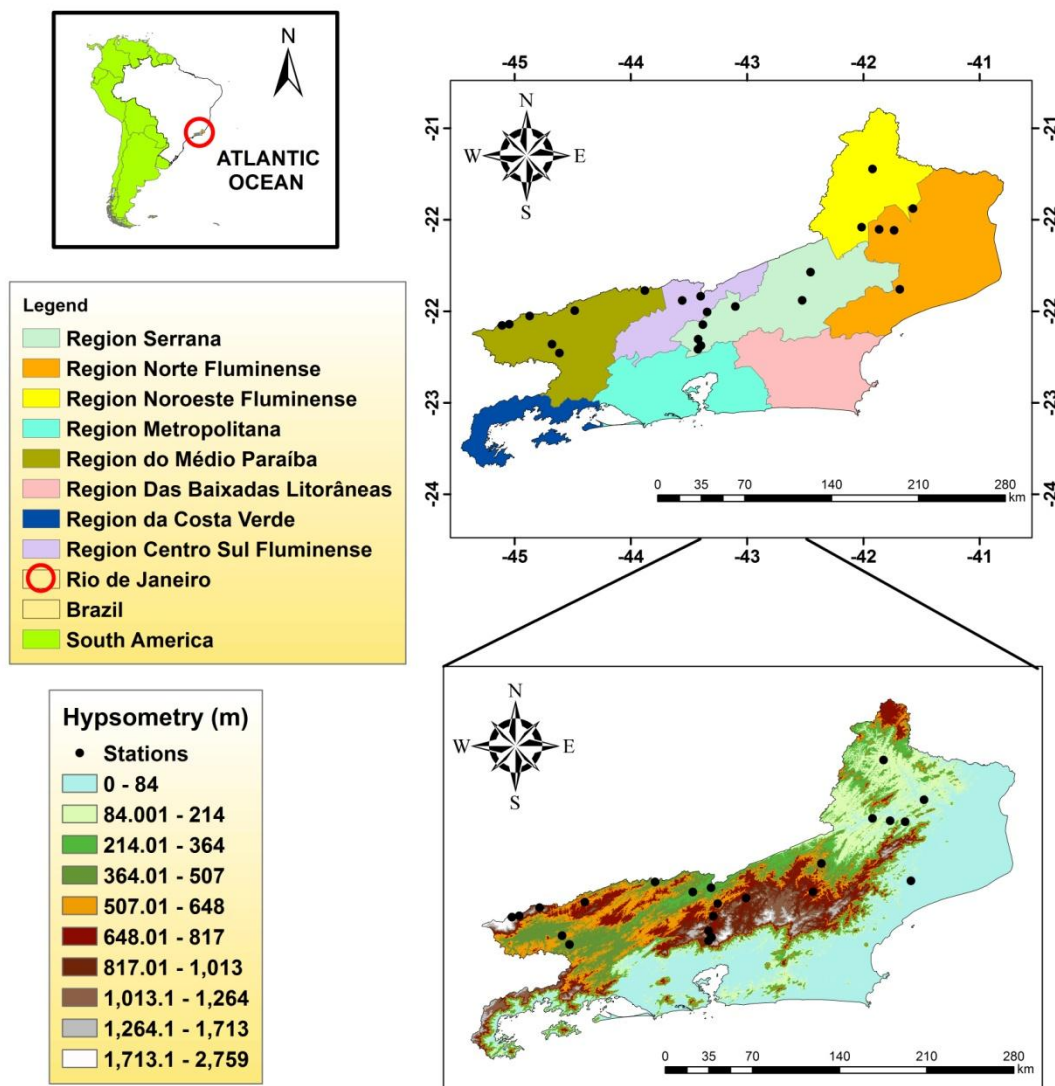


Figura 22. Distribuição espacial das 23 estações (círculos preenchidos) nas 5 regiões de Governo e a hipsometria (m) do Estado do Rio de Janeiro, com destaque para América do Sul.

2.2 Série temporal de chuva

Foram utilizados dados de uma série temporal mensal de chuva (mm) (1943 a 2013) de 23 estações, sendo divididas em: pluviométricas, meteorológicas convencionais e automáticas distribuídas em cinco regiões do Governo (Norte Fluminense, Noroeste Fluminense, Serrana, Centro Sul Fluminense e Médio Paraíba) do ERJ (Tabela 18). A série foi composta pelos dados das seguintes fontes: ANA (Agência Nacional de Águas), CPRM (Companhia de Pesquisa de Recursos Minerais), INMET (Instituto Nacional de Meteorologia), SERLA (Fundação Superintendência Estadual de Rios e Lagoas) e LIGHT (Light Serviços de Eletricidade S/A). As regiões da Baixadas Litorâneas, Costa Verde e

Metropolitana não apresentaram estações com série de 71 anos e, portanto foram descartadas no estudo.

Tabela 18. Identificação das 23 estações distribuídas nas cinco regiões do Governo (Norte Fluminense, Noroeste Fluminense, Serrana, Centro Sul Fluminense e Médio Paraíba) do Estado do Rio de Janeiro com as respectivas coordenadas geográficas, chuva acumulada média anual (mm) e percentual (%) de dados faltantes da série temporal.

Regiões	ID	Estações	Lat (°)	Long(°)	Alt (m)	Chuva acumulada média anual (mm)	(%)
NORTE	1	São Fidélis	-21,65	-41,75	10,00	989,82	19,10
	2	Cardoso Moreira	-21,49	-41,61	20,00	957,41	0,40
	3	Dois Rios	21,64	-41,86	50,00	1021,92	0,40
	4	Macabuzinho	22,08	-41,71	19,00	1232,59	0,50
NOROESTE	5	Itaperuna	-21,21	-41,91	110,00	1152,17	7,80
	6	Três Irmãos	-21,63	-41,99	42,00	1099,87	0,00
CENTRO SUL	7	Areal	-22,24	-43,10	450,00	1308,50	0,70
	8	Moura Brasil	-22,13	-43,15	270,00	1158,68	0,00
	9	Paraíba do Sul	-22,16	-43,29	300,00	1212,96	0,20
SERRANA	10	Bom Jardim	-22,16	-42,42	530,00	1393,98	0,00
	11	Aldeia	-21,95	-42,36	376,00	1231,13	0,00
	12	Fazenda Sobradinho	-22,20	-42,90	650,00	1371,99	0,20
	13	Itamarati	-22,49	-43,15	1025,00	1514,37	0,00
	14	Pedro do Rio	-22,33	-43,14	645,00	1256,68	0,20
	15	Petrópolis	-22,51	-43,17	890,00	1902,56	1,00
	16	Rio da Cidade	-22,44	-43,17	704,00	1452,48	0,40
MÉDIO PARAÍBA	17	Barra Mansa	-22,54	-44,18	376,00	1320,97	2,30
	18	Fazenda Agulhas Negras	-22,34	-44,59	1460,00	2351,02	0,50
	19	Ponte do Souza	-22,27	-44,39	950,00	2109,82	0,20
	20	Ribeirão de São Joaquim	-22,47	-44,23	620,00	1701,12	0,00
	21	Visconde de Mauá	-22,33	-44,54	1030,00	1601,62	0,90
	22	Manuel Duarte	-22,09	-43,56	396,00	1335,56	1,80
	23	Santa Isabel do Rio Preto	-22,23	-44,06	544,00	1693,84	0,50

2.3 Preenchimentos das falhas das séries temporais de chuva

As séries temporais mensais de chuva que apresentaram falhas foram preenchidas com dados do satélite TRMM (Tropical Rainfall Measuring Mission) via produto 3B43 e das normais climatológicas proveniente do INMET (Instituto Nacional de Meteorologia). O produto 3B43 foi usado no período de 1998 a 2013 e as normais climatológicas do INMET no período 1947 a 1997.

O produto 3B43 foi obtido no formato NetCDF no site: www.mirador.gsfc.nasa.gov/collections/TRMM_3B43_007.shtml - (TRMM 2014). O produto fornece dados com resolução espacial de aproximadamente 30 km e resolução temporal horária. O produto 3B43 foi convertido no software ArcGIS versão 10.2®. A conversão dos dados, originalmente em mm.h^{-1} para acumulados mensais (mm.mês^{-1}). Optou-se por utilizar esse procedimento devido a sua utilização em outras regiões do Brasil, apresentando ótimo desempenho em comparação aos dados observados (Oliveira Júnior et al. 2014; Almeida et al. 2015). A seleção dos pontos do TRMM foi feita baseado na proximidade das estações dentro da região de estudo. No software ArcGIS versão 10.2 foi utilizado o ArcToolbox – Multidimension Tools, e as ferramentas de conversão Make NetCDF Raster Layer e Make NetCDF Table View para o procedimento.

O satélite TRMM (*Tropical Rainfall Measuring Mission*) tem como principal objetivo de monitorar e estudar a precipitação nas regiões tropicais e subtropicais. O satélite TRMM carrega cinco sensores, um radar de precipitação (PR - *precipitation radar*), o TRMM Microwave Imager (TMI), scanners visível e infravermelho, ambos os sensores realizam o imageamento de nuvens, energia radiante terrestre e raios. Cada sensor tem propósitos distintos e mede energia em diferentes faixas do espectro eletromagnético.

O algoritmo TRMM 3B43 tem quatro etapas: (1) as estimativas MW estão calibradas e combinadas; (2) As estimativas IR são criados usando a precipitação MW calibrados; (3) as estimativas MW e IR são combinados; e (4) os dados de chuva calibrados são incorporados para refinar e redimensionar as estimativas de precipitação nos intervalos mensais. O produto TRMM 3B43 é entregue em uma grade georreferenciada com resolução espacial de $0,25 \times 0,25^\circ$, frequência mensal e, milímetro por unidade hora. O produto TRMM 3B43 abrange a área entre 50°S e 50°N de latitude e 180°W e 180°E de longitude. As séries temporais produto 3B43 do TRMM está disponível de janeiro de 1998 até o presente. As séries temporais produto 3B43 do TRMM (Janeiro de 1998 a Dezembro de 2009) foi obtido a partir Goddard Earth Sciences Data and Information Services Center (GESDISC).

As características do produto 3B43 do TRMM são:

- Resolução horizontal: $0,25^\circ \times 0,25^\circ$
- Resolução vertical: superfície
- Resolução temporal: 1998-01-01
- Parâmetro: razão de precipitação

Múltiplos estimadores são utilizados para produzir o produto 3B43 do TRMM conforme a figura abaixo:

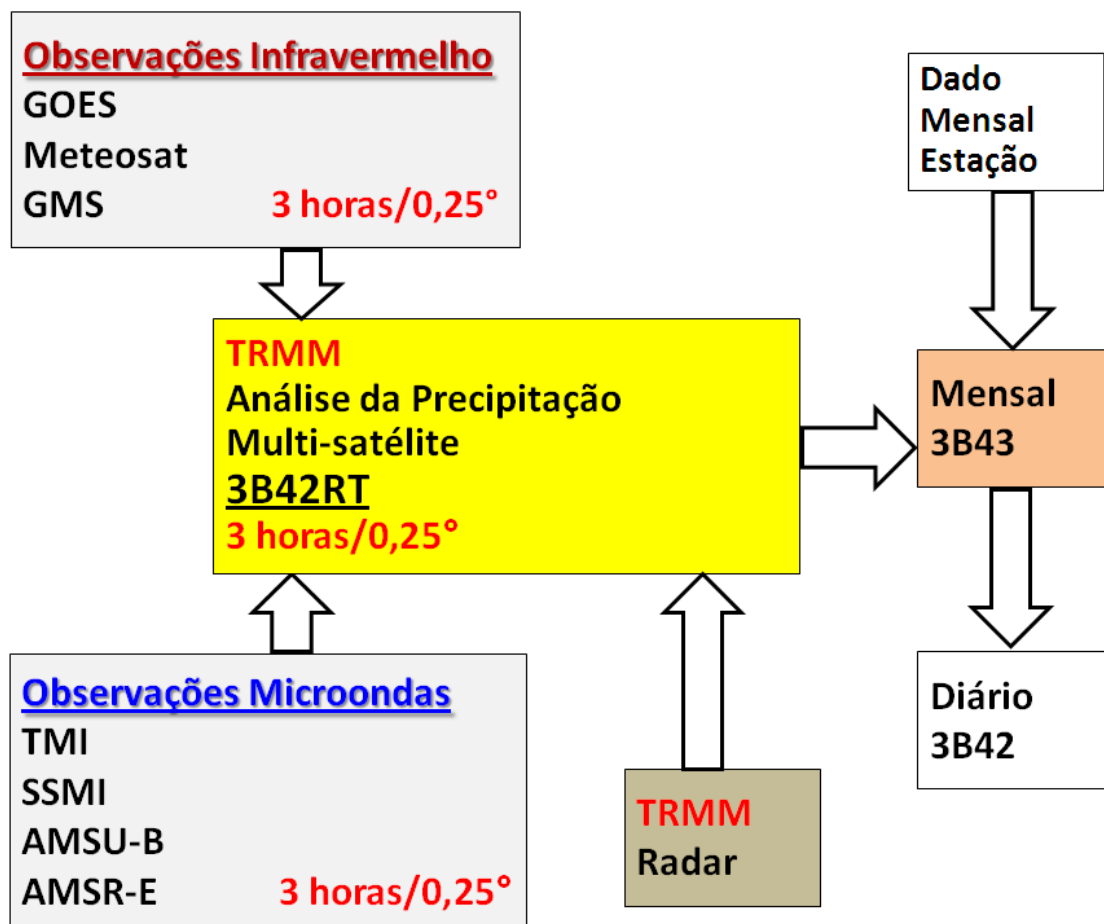


Figura 23. Múltiplos estimadores utilizados na confecção dos produtos 3B43 e 3B42 do satélite TRMM.

Observações Infravermelho:

- Satélites GOES, Meteosat e GMS (Geostationary Meteorological Satellite).

Observações Microondas:

- TMI - TRMM Microwave Imager
- SSM/I - Special Sensor Microwave Imager*
- SSMIS - Special Sensor Microwave Imager Sounder*
- AMSU-B - Advanced Microwave Sounding Units**
- AMSR-E – Advanced Microwave Scanning Radiometer for Earth Observing Systems

*** são radiômetros baseado no microondas e instalado no satélite TRMM.**

**** é uma sonda que realiza sondagem atmosférica da umidade e da temperatura em diversos níveis acima da superfície.**

TRMM Radar:

- Precipitation Radar em 13.8 GHz.

2.4 Consistências e transformação da série temporal de chuva

Após, o preenchimento das falhas dos dados foi construída uma série temporal bruta de dados e, por fim realizou-se uma análise exploratória e descritiva dos dados com auxílio do software ambiente R versão 3.3.1 (R Development Core Team 2016). Foram aplicados os testes paramétricos de Shapiro-Wilk (SW) e Bartlett (B) as 23 estações para testar as hipóteses de normalidade e homogeneidade de variância dos dados anuais, adotando-se 5% de probabilidade. O teste SW é utilizado quando o tamanho da amostra a ser testada é menor que 2000 observações (Schlotzhaver and Littell 1999). Caso não haja normalidade e homogeneidade de variâncias dos dados brutos, deve-se estabilizar a variância da série antes de qualquer procedimento.

O teste de SW foi aplicado à série temporal segundo uma distribuição de probabilidade normal. Ele consiste na razão de dois estimadores distintos da variância. O estimador no numerador baseado em uma combinação linear de quantidades relacionadas às estatísticas de ordem da distribuição normal. E o estimador no denominador foi obtido de forma convencional.

A estatística do teste de SW, W , é definida pela Eq. 1 dada por:

$$W = \frac{\left[\sum_{i=1}^k a_{n-i+1} (y_{n-i+1} - y_i) \right]^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} = \frac{\left[\sum_{i=1}^k a_i y_{(i)} \right]^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (1)$$

Em que, $i = 1, 2, \dots, n$, é o tamanho da amostra; y_i é o valor da chuva mensal da série em análise, ordenado do menor para o maior para o valor; $\bar{y}$ é o valor médio da chuva; a_i é o coeficiente gerado a partir de meio, variâncias e covariâncias da ordem estatística de uma amostra de tamanho n e uma distribuição normal. Foram formuladas as seguintes hipóteses:

H_0 : Os dados de chuva mensal da série de 71 anos das estações apresentam uma distribuição normal (gaussiana);

H_1 : Os dados de chuva mensal da série de 71 anos das estações não apresentam uma distribuição normal (gaussiana).

As condições para que os dados das estações se distribuam conforme uma distribuição normal ao nível de probabilidade α foi que:

Para $W_{cal} \leq W_{tab}$ rejeita-se H_0 para p-valor $\alpha < 0,05$ (Significativo-S);

Para $W_{cal} \geq W_{tab}$ aceita-se H_0 para p-valor $\alpha > 0,05$ (Não Significativo-NS).

O teste de Bartlett (1937), proposto por Snedecor and Cochran (1983), foi utilizado para verificar a suposição de que amostras K provenientes de uma população que apresentam variâncias iguais, ou seja, homogeneidade de variâncias. A estatística do teste de Bartlett, B_0 é determinada pela equação a seguir:

$$B_0 = \frac{\left(\sum_{j=1}^n n_j - k \right) \ln \frac{1}{\sum_{j=1}^n n_j - k} \sum_{i=1}^k (n_i - 1) \sum_{j=1}^{n_i} \frac{(y_{ij} - \bar{y}_i)^2}{n_i - 1} - \sum_{i=1}^k \left[(n_i - 1) \ln \sum_{j=1}^{n_i} \frac{(y_{ij} - \bar{y}_i)^2}{n_i - 1} \right]}{1 + \frac{1}{3(k-1)} \left(\sum_{i=1}^n \frac{1}{n_i - 1} - \frac{1}{\sum_{j=1}^n n_j - k} \right)} \quad (2)$$

B_0 sobre a hipótese $H_0 \approx \chi^2_{k-1}$

Em que, n_i e k são os números de observações dentro dos grupos, χ^2_{k-1} é a distribuição qui-quadrada, e B_0 é estatística do teste de Bartlett.

Foram formuladas as seguintes hipóteses:

- H_0 : Os dados de chuva das estações apresentam variâncias homogêneas;
- H_1 : Os dados de chuva das estações não apresentam variâncias homogêneas.

As condições para que os dados das estações apresentem homogeneidade ou heterogeneidade de variâncias ao nível de probabilidade α foi que:

- $B_0 \geq \chi^2_{(1-\alpha, k-1)}$ rejeita-se H_0 para p-valor $\alpha < 0,05$ (Significativo-S);
- $B_0 \leq \chi^2_{(1-\alpha, k-1)}$ aceita-se H_0 para p-valor $\alpha > 0,05$ (Não Significativo-NS).

É comum a aplicação de uma transformação ao conjunto de dados quando constatada a não normalidade e heterogeneidade de variâncias dos dados brutos. Assim, foi aplicada a transformação proposta por Box Cox (1964). O método consiste na estimativa de diversos valores para o parâmetro lâmbda (λ) (Wang et al., 2012). No estudo foi usada a transformação quadrática na série temporal bruta, dada pela Eq. 3:

$$y(\lambda) = \frac{(x^\lambda - 1)}{\lambda} \quad \lambda \neq 0 \quad (3)$$

Em que, x é dado bruto e λ é lâmbda.

Após a aplicação da transformação Box Cox, foram separadas as estações na região de estudo que apresentaram melhor desempenho de acordo com os testes de SW e B.

2.5 Análise multivariada

Foi aplicada a análise de agrupamento (AA) da série temporal dos dados transformados por meio do software ambiente R versão 3.3.1 (R Development Core Team 2016). O número de grupos adotados e a estratificação das estações foram baseados no método hierárquico aglomerativo de Ward (1963) por meio da medida de dissimilaridade a distância Euclidiana (Everitt and Dunn 1991; Lyra et al. 2014). De acordo com Kubrusly (2001), o método é um dos mais apropriados na análise de agrupamento.

A distância Euclidiana é dada por:

$$d_E = \sqrt{\sum_{j=1}^p (x_{ij} - x_{kj})^2} \quad (4)$$

Em que, d_E é a distância Euclidiana; x_{ij} e x_{kj} são variáveis quantitativas j dos indivíduos p e k , respectivamente.

No método de Ward (1963) a distância entre dois agrupamentos é a soma dos quadrados entre os dois agrupamentos feitos sobre todas as variáveis. Neste método, minimiza-se a dissimilaridade, ou minimiza-se o total das somas de quadrados dentro de grupos, ou seja, se dá pela homogeneidade dentro de cada grupo e a heterogeneidade fora de cada grupo (Lyra et al. 2014; Teodoro et al. 2015).

$$W = \sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{1}{n} (\sum x_i)^2 \quad (5)$$

Em que, W é a homogeneidade e heterogeneidade intragrupos por meio da soma do quadrado dos desvios; n é o número de valores analisados; x_i é i -ésimo elemento do agrupamento.

De acordo com KUBRUSLY (2001), o método revela-se como um dos mais apropriados na análise de agrupamento. Em que os dados de chuvas da série temporal foram organizados na forma de matriz $P_{(n \times p)}$ onde o elemento P_{ij} representa o valor da i -ésima variável (localidade) do j -ésimo indivíduo (mês). Em que cada vetor linha representa a chuva dentro do ano e cada vetor coluna a estação.

3 RESULTADOS E DISCUSSÕES

3.1 Análise de normalidade e homogeneidade dos dados brutos de chuva

Para as 23 estações que compõe a série temporal foi observado um percentual abaixo de 5% de falhas (Tabela 18), com exceção de Itaperuna (7,8%) e São Fidélis (19%). Os testes SW e B aplicados à série temporal de 71 anos (escala anual) apresentaram um baixo nível de significância e, portanto rejeitou-se a hipótese de normalidade e homogeneidade de variâncias em todas as estações (Figuras 24a e 24b). A variância da série temporal de 71 anos foi estabilizada por meio da transformação Box Cox. Esse procedimento amplamente utilizado para transformação dos dados e assegura que os dados transformados sejam aproximadamente Gaussianos (Wang et al. 2012). Os valores de λ variou entre 0,326 a 0,565 nas estações utilizadas neste estudo.

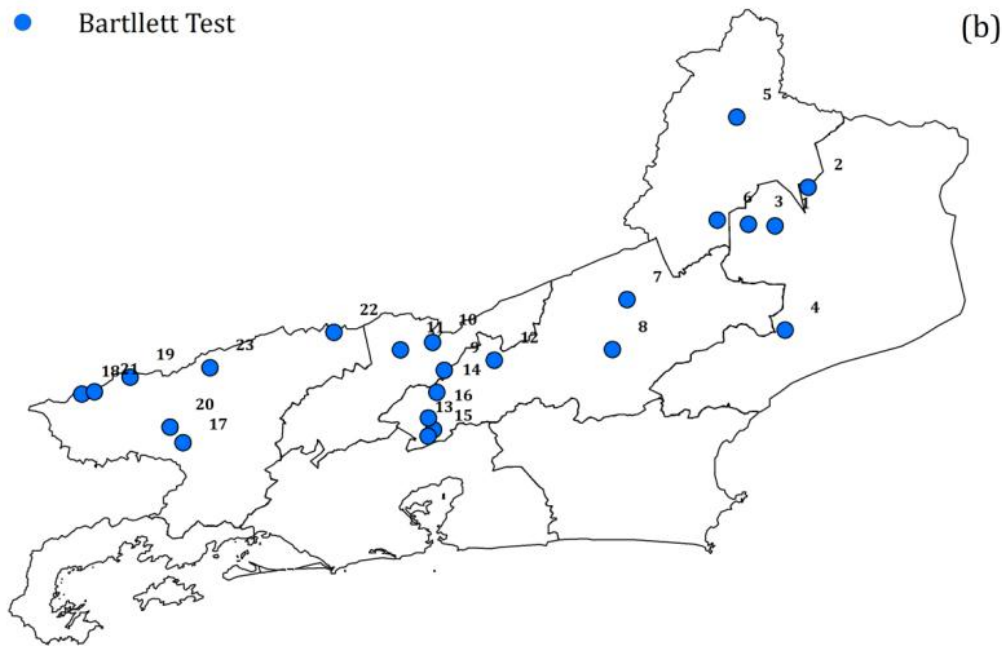
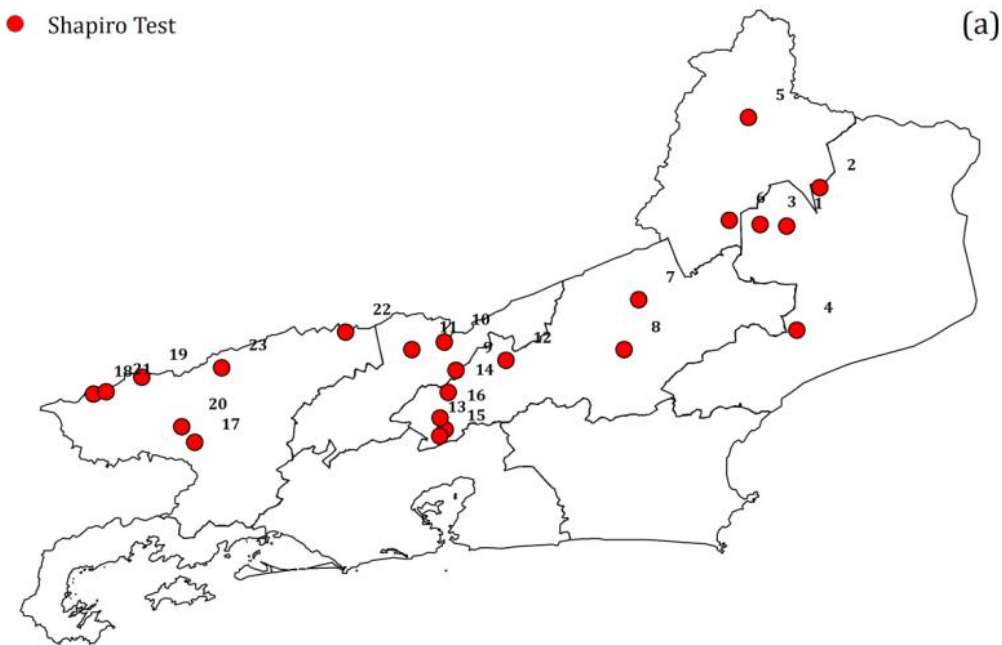
O intervalo 1 abrangiu as estações 20, 21, 22 e 23 (Médio Paraíba), com exceção da estação 9 (Centro Sul Fluminense). As estações do intervalo 1 possuem chuva acumulada média anual (> 1300 mm) e um gradiente altitudinal (entre 300 m a 1030 m) Tabela 18 e Figuras 24c. As estações pertencentes ao intervalo 1 são influenciadas pela circulação da brisa vale/montanha, convecção local, CCM, SF, ZCAS, ASAS e BA (Carvalho et al. 2002; André et al. 2008; Oliveira Júnior et al. 2014; Brito et al. 2014). Seu deslocamento preferencial ora ocorre na vertente da Serra do Mar voltada para o interior do estado com orientação norte/nordeste (N/NE) ora o deslocamento preferencial ocorre ao longo do vale do Paraíba e na vertente da Serra da Mantiqueira voltada para o vale com as orientações sudoeste/oeste/noroeste (SW/W/NW) (Brito et al. 2014).

O intervalo 2 abrangiu as estações 10, 12 (Centro Sul Fluminense e Serrana) e 6 (Noroeste) Tabela 18 e Figuras 24c. As estações do intervalo 2 possuem chuva acumulada média anual (>1200 mm) e um gradiente altitudinal (entre 42 m a 650 m) menores, em comparação ao intervalo 1. As estações pertencentes ao intervalo 2 por se localizarem em diferentes regiões de Governo, possuem diferenças marcantes quanto aos sistemas e deslocamento preferencial deles. As estações pertencentes às regiões citadas anteriormente são influenciadas pela circulação da brisa vale/montanha, convecção local, SF, ZCAS, ASAS e BA (Carvalho et al. 2002; Cruz et al. 2004; Brito et al. 2014).

O intervalo 3 abrangiu as estações 2, 4 (Norte), 8, 15, 16 (Serrana) e 11 (Centro Sul Fluminense), similar ao intervalo 2. O intervalo 4 ocorreu nas estações 17, 18, 19 (Médio Paraíba), 3, 1 (Norte), 7 (Serrana) e 5 (Noroeste). Ambos os intervalos 3 e 4 ocorreram as maiores concentrações de λ . Ambos os intervalos possuem alta variabilidade da chuva acumulada média anual e um forte gradiente altitudinal (Tabela 18). Por fim, o intervalo 5 foi menor com apenas a estação 13 (Figura 24c). Tal variação atribui-se que a maioria das estações utilizadas encontra-se na vertente da Serra do Mar voltada para o continente (Figura 22).

Portanto, o padrão de chuva é influenciado principalmente pela interação da topografia com sistemas meteorológicos citados anteriormente, a exceção é a estação 4 que encontra-se na vertente da Serra do Mar voltada para o Oceano Atlântico com influência do ambiente costeiro (Oliveira Júnior et al. 2014; Brito et al. 2014). As relações entre as chuvas anuais e fatores que podem explicar suas variações interanuais e interdecadal foram estudadas para o período 1975-2010 por Ziv et al. (2014) para Israel, com destaque a topografia complexa. No

entanto, em comparação ao Rio de Janeiro mostrou diferenças marcantes quanto à topografia, os sistemas meteorológicos e técnicas estatísticas (teste de Mann-Kendall e coeficiente de correlação de Pearson).



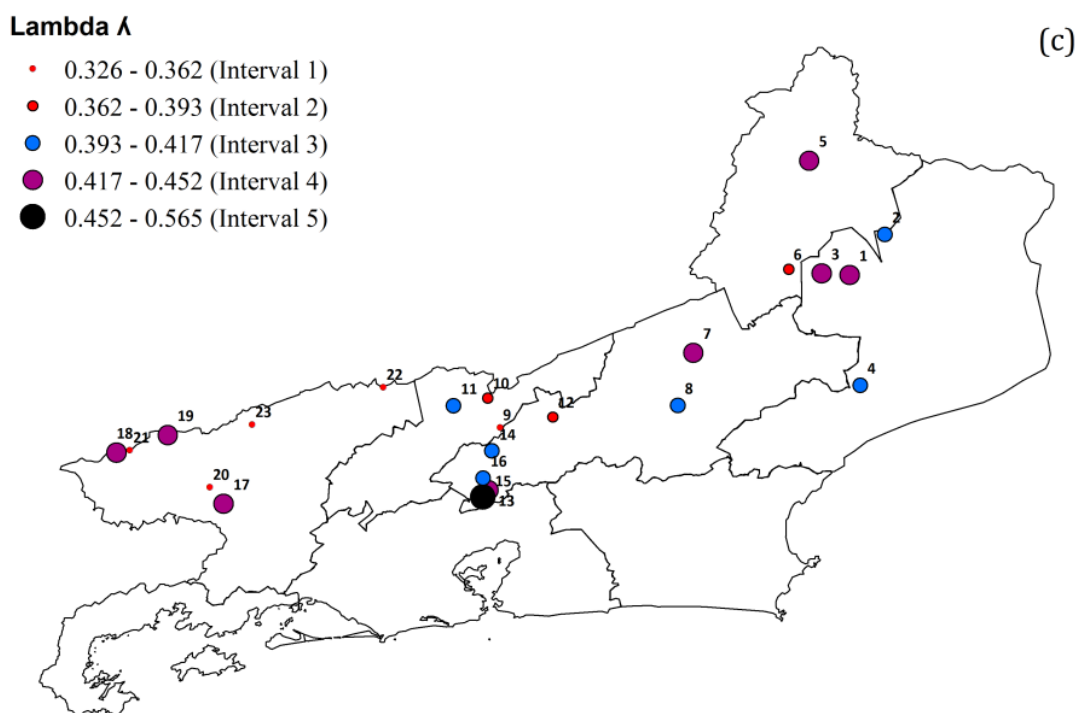


Figura 24. Testes de Shapiro (a), Bartlett (b) e valores de λ (transformação Box Cox) (c) para os dados brutos de chuva do estado do Rio de Janeiro, com seus respectivos intervalos (1 a 5).

Após, estabilização da variância da série temporal foram identificadas 6 estações (Tabela 18) Dois Rios, Macabuzinho, Itaperuna, Três Irmãos, Bom Jardim e Fazenda Sobradinho nas regiões Norte Fluminense, Noroeste Fluminense, Serrana, Centro Sul Fluminense e Médio Paraíba que apresentaram normalidade e homogeneidade de variância entre 0,14 a 0,82 (Figuras 25a e 25b). A amplitude do teste de SW foi de 0,00 a 0,820 e do teste de B de 0,00 a 0,322 (Figuras 25a e 25b), Isso mostra que após a transformação dos dados de chuva houve ajuste a distribuição normal (Figuras 26a, b, c, d, e), e que a hipótese de normalidade para os dados transformados de chuva das cinco regiões de Governo foi atendida. Além das 6 estações identificadas pelos testes anteriores, foram incorporadas mais 4 estações (Itamarati, Rio da Cidade, Ponte do Souza e Visconde de Mauá), os quais apresentavam apenas homogeneidade de variância 5% de probabilidade.

No entanto, os testes de SW e B não mostraram resultados satisfatórios quanto a aplicação da transformação Box Cox para a estabilização da normalidade e homogeneidade de variância da chuva em algumas estações, com exceção de Itaperuna e Três Irmãos (Noroeste Fluminense). Porém, as regiões Norte Fluminense, Centro Sul, Serrana e Médio Paraíba, se destacaram por apresentarem estações que possuem série de chuva com distribuição próxima da normal, dentre as quais destaca-se: 2 (Cardoso Moreira), 7 (Areal), 15 (Petrópolis), 18 (Fazenda Agulhas Negras), 20 (Ribeirão de São Joaquim), 22 (Manuel Duarte), 23 (Santa Isabel do Rio Preto).

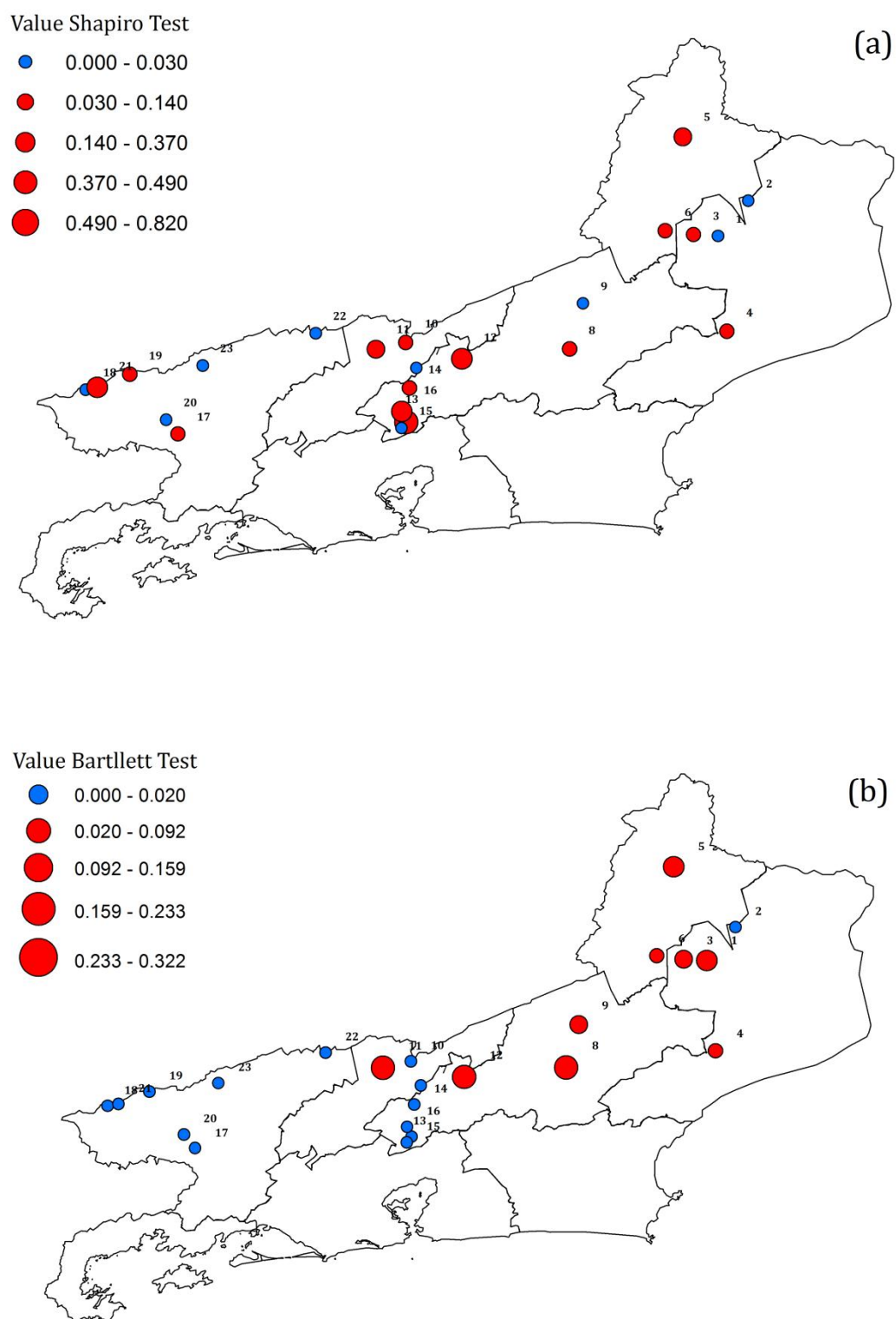
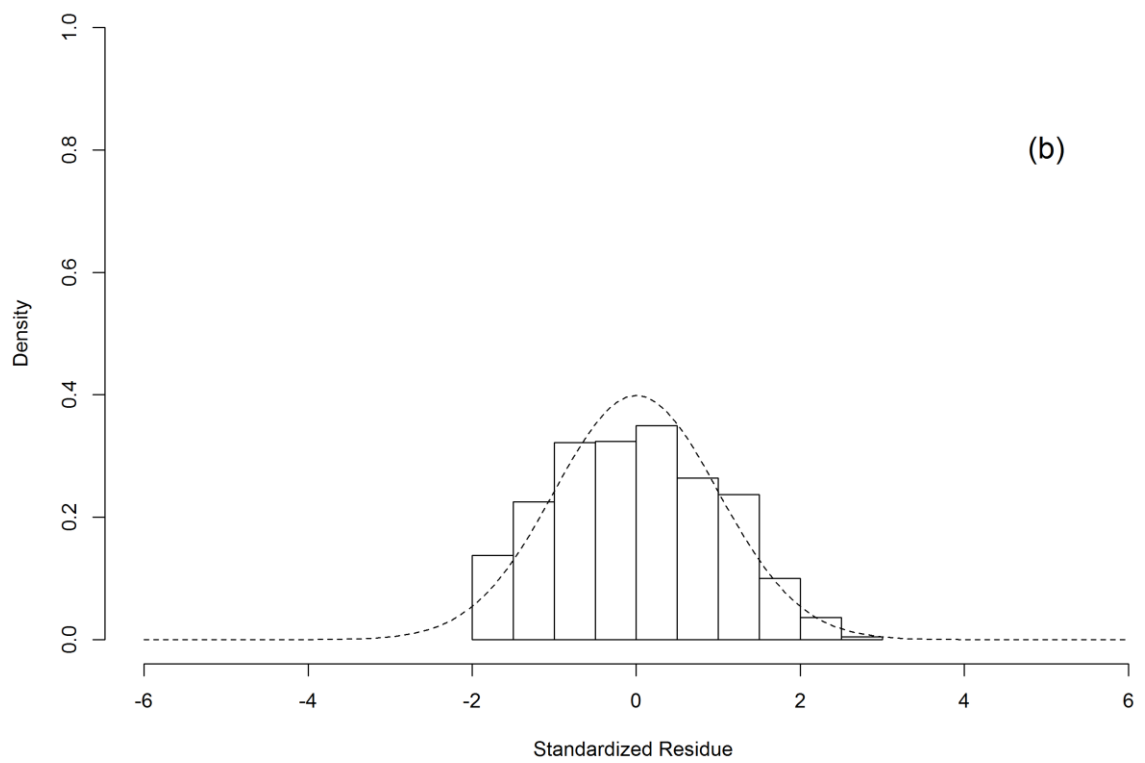
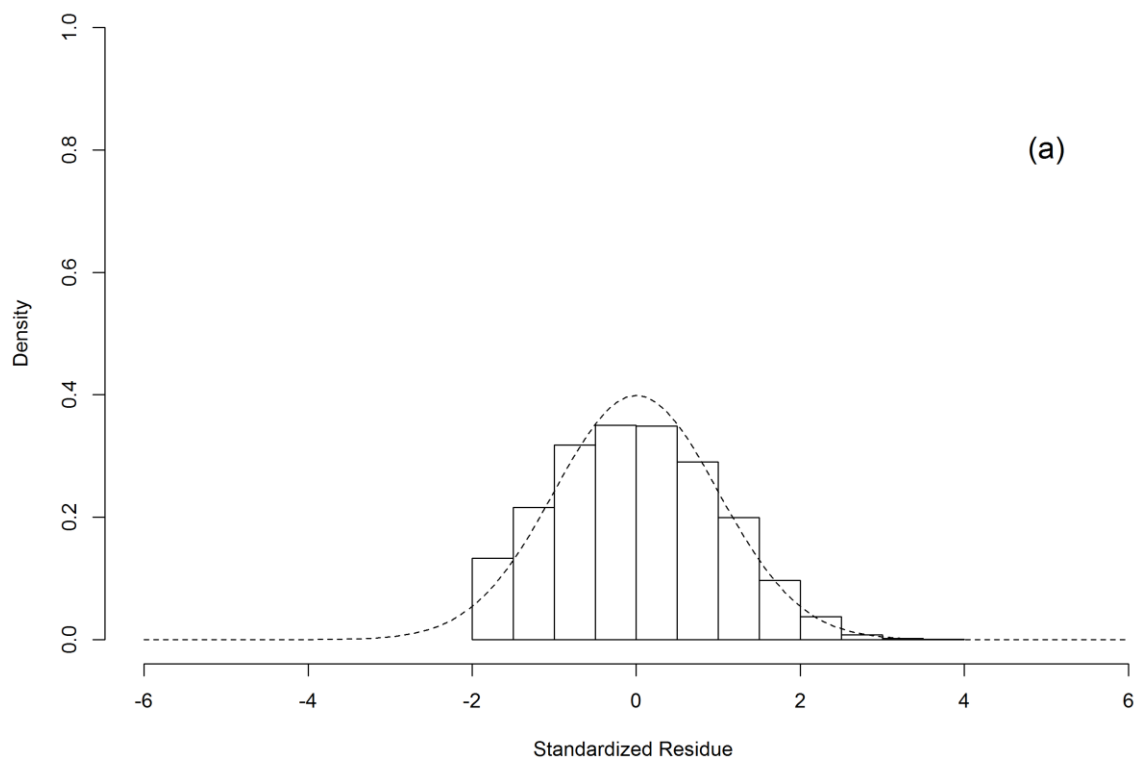
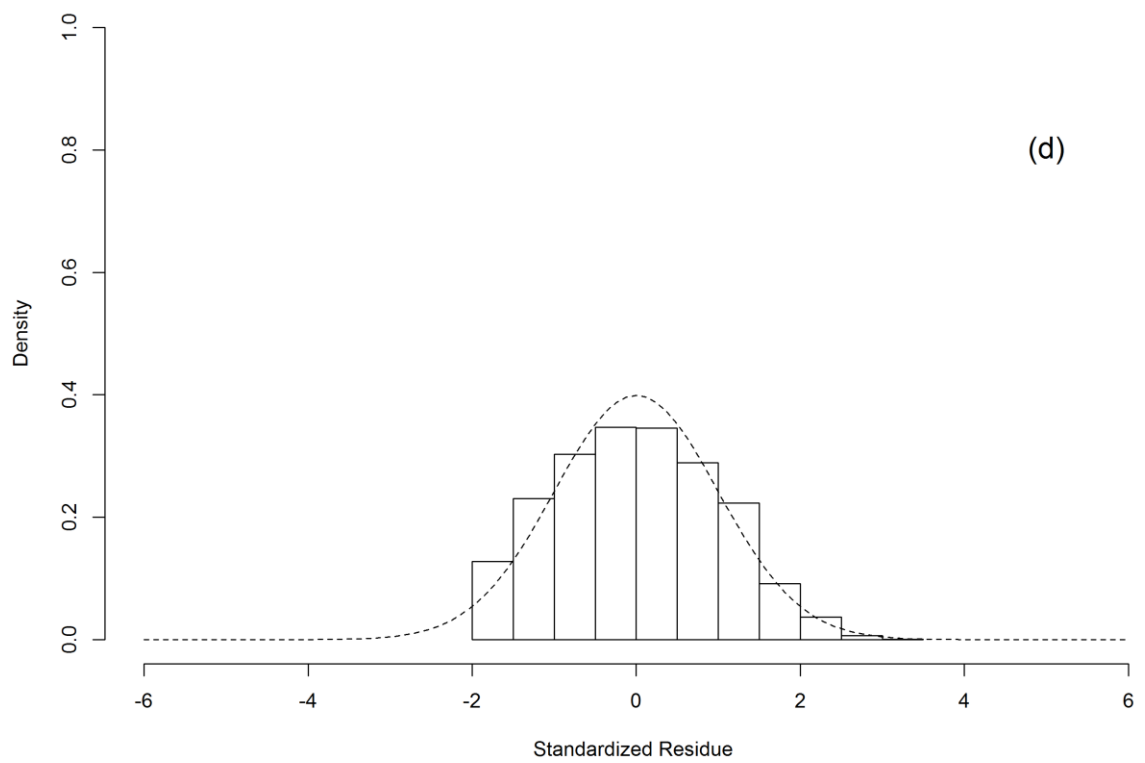
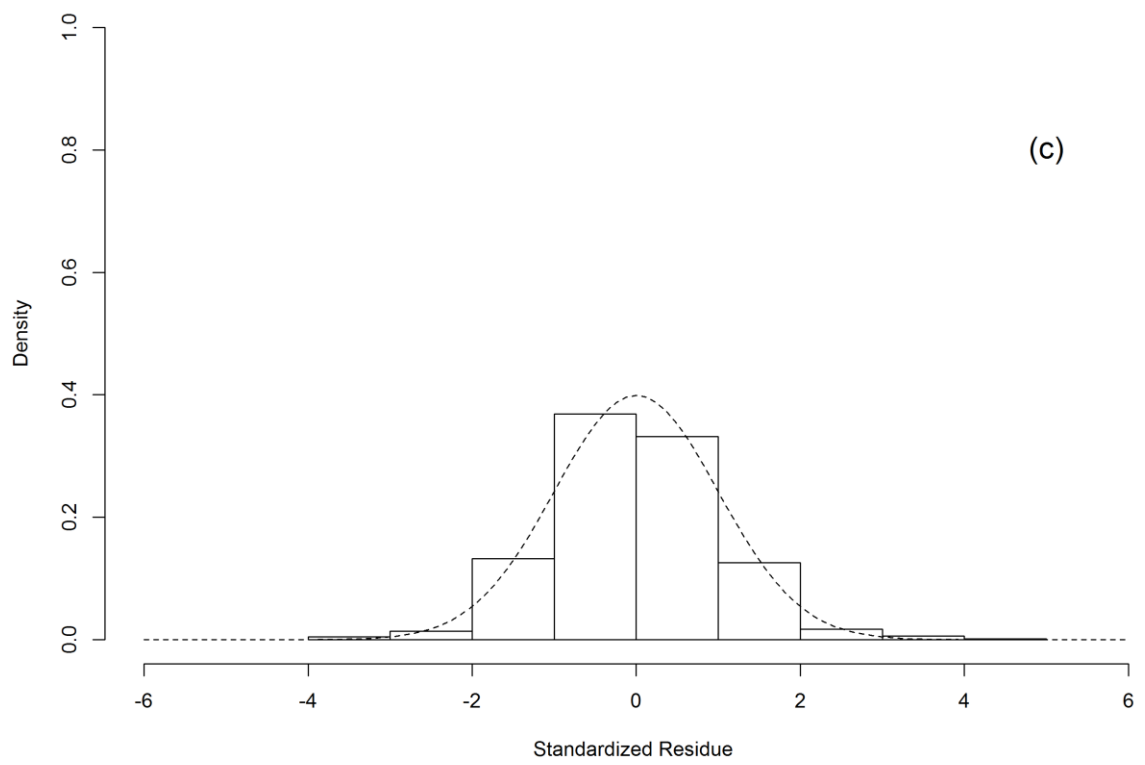


Figura 25. Valores dos testes de Shapiro (a) e Bartlett (b) para os dados transformados de chuva das 23 estações nas 5 regiões do estado do Rio de Janeiro.





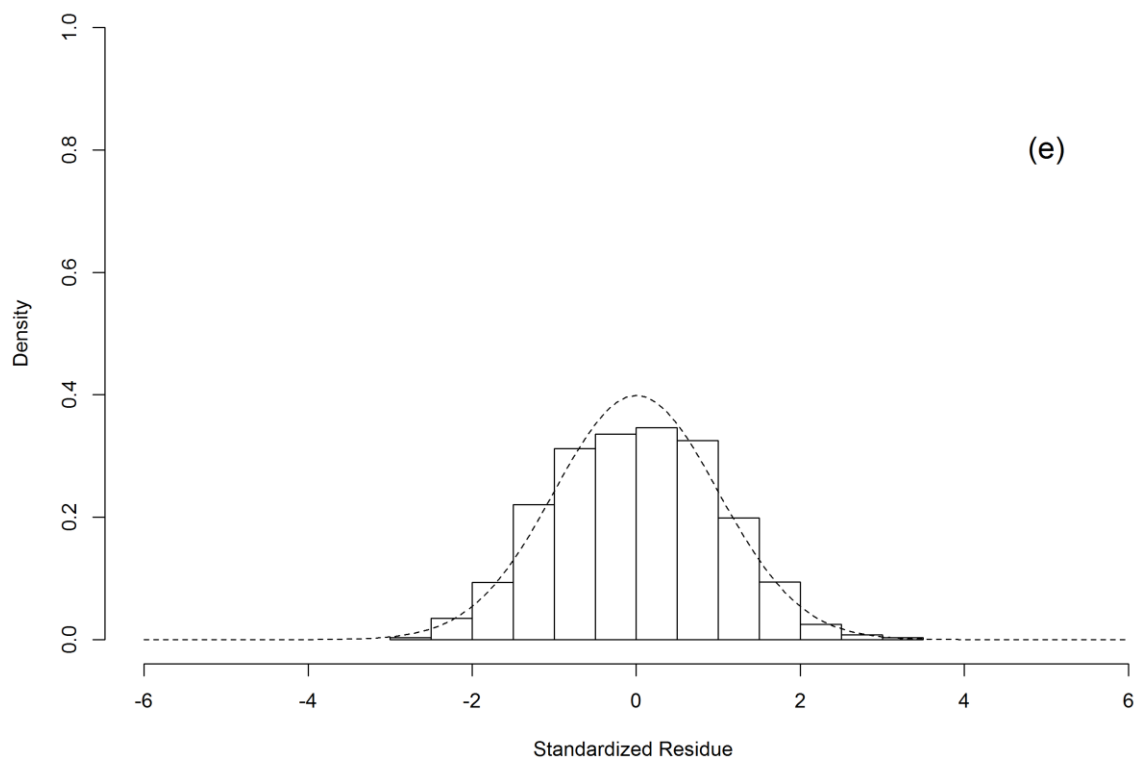


Figura 26. Histogramas dos dados transformados das séries de chuvas mensais das 5 regiões de Governo Norte Fluminense (a), Noroeste Fluminense (b), Serrana (c), Centro Sul Fluminense (d) e Médio Paraíba (e) do estado do Rio de Janeiro.

O estudo realizado por Yazici & Yolacan (2007) com a aplicação de 15 testes de normalidade usando simulações com Monte Carlo, verificaram que o poder, a facilidade de aplicação e a escolha do teste, dependem de vários fatores, tais como o tipo de distribuição sob hipótese alternativa, o tamanho da amostra e os valores críticos. Eles mostraram que o teste SW forneceu um indicativo geral de não normalidade sobre várias alternativas simétricas, não-simétricas, caudas pesadas ou leves e, por fim sobre todos os tamanhos de amostras utilizados.

Romão et al. (2010) compararam 33 testes de normalidade, e não apontaram um único teste eficiente. Eles classificaram os testes de acordo com características comuns, em cada grupo, e o teste de maior poder. Novamente, foi recomendado o teste de SW para distribuições assimétricas, seguidas de distribuições normais ou normais com presença de *outliers* ou quando a natureza da não normalidade não é conhecida *a priori*. E, por fim Torman et al. (2012) mostraram que em algumas situações os testes paramétricos podem discordar da decisão estatística, por apresentar uma alta sensibilidade, à violação da normalidade, um dos exemplos clássicos foi o teste de B para homogeneidade de variâncias, que é afetado pela não-normalidade. Principalmente, por apresenta um baixo poder em muitas situações em que os dados não são originados de uma distribuição normal, e os testes rejeita a hipótese de nulidade.

3.2 Análise multivariada aplicada na série temporal

A técnica de AA identificou dois grupos homogêneos de chuva (G_1 e G_2) – (Figura 27a). O método de Ward (Figura 27b) foi escolhido com o objetivo de selecionar estações com uma boa distribuição espacial da chuva na região de estudo. Essa técnica foi aplicada em outras regiões do Brasil e no Rio de Janeiro (André et al. 2008; Brito 2014; Lyra et al. 2014; Teodoro et al. 2015) com o objetivo de identificar regiões pluviometricamente homogêneas.

As estações pertencentes ao grupo G_1 estão localizadas na vertente da Serra do Mar voltadas para o interior do continente (20 estações) e as demais (3 estações) na vertente da Serra do Mar voltadas para o Oceano Atlântico (Figuras 22) (Brito et al. 2014), portanto possuem regime de chuva diferenciado e com atuação de sistemas meteorológicos que variam desde escala local a sinótica (André et al. 2008; Reboita et al. 2010). As estações do grupo G_2 são Petrópolis (1903 mm), Fazenda Agulhas Negras (2351 mm) e Ponte do Souza (Médio 2110 mm) que apresentam altitudes superiores a 890 m. Ambas as estações se encontram nas regiões Serrana e Médio Paraíba. As estações do grupo G_1 são maiores em comparação ao grupo G_2 e, ainda possui gradiente altitudinal marcante (Tabela 18). Logo, o regime de chuva do grupo G_2 se deve às características da costa e proximidade com a Serra do Mar que acentuam as circulações de brisas, e provoca o aumento da chuva nesse grupo (Zeri et al. 2011; Oliveira Júnior et al., 2014).

É importante ressaltar a diferença nos regimes de chuva anual e sazonal entre G_1 e G_2 . Na escala anual, o maior acumulado foi de 2810 mm.ano^{-1} (79,02%) no G_1 , em comparação ao G_2 com $745,75 \text{ mm.ano}^{-1}$ (20,98%). Após, a escolha dos grupos via técnica AA, foram avaliados na escala sazonal com destaque para os acumulados de verão (721 mm.mês^{-1} , 79,93%) e inverno (709 mm.mês^{-1} , 78,83%) no G_1 . As chuvas sazonais acumuladas máximas e mínimas no período anual foram registradas nas estações de Itamarati e Paraíba do Sul no (G_1) com acumulados de 183 mm.ano^{-1} (5,15%) e 110 mm.ano^{-1} (3,08%), em relação ao G_2 nas estações de Petrópolis e Ponte do Souza apresentam os acumulados máximos e mínimos de 322 mm.ano^{-1} (9,05%) e 209 mm.ano^{-1} (5,87%). No período sazonal foram registrados os valores acumulados máximos e mínimos para as estações de Itamarati e Paraíba do Sul no grupo G_1 com variação de 46 mm.ano^{-1} (5,06%) e 47 mm.ano^{-1} (5,23%), para o grupo G_2 as estações de Petrópolis e Ponte do Souza apresentam valores acumulados máximos e mínimos com variação de $51,46 \text{ mm.ano}^{-1}$ (5,71%) e 53 mm.ano^{-1} (5,95%) (Tabela 19).

Tabela 19. Resumo das principais estações (Itamarati, Paraíba do Sul, Petrópolis e Ponte do Souza) com os dados transformados pela Box Cox com chuva acumulada anual e sazonal (valores absolutos e percentuais, %), nos respectivos grupos homogêneos identificados pela análise de agrupamento (G_1 e G_2).

	Grupos Homogêneos	Acumulado Anual (mm ano ⁻¹)	Acumulado Outono (mm mês ⁻¹)	Acumulado Inverno (mm mês ⁻¹)	Acumulado Primavera (mm mês ⁻¹)	Acumulado Verão (mm mês ⁻¹)
	G_1	2809,54	691,23	708,97	693,31	720,78
		79,02%	78,87%	78,83%	78,57%	79,93%
	G_2	745,75	185,21	190,41	189,12	181,02
		20,98%	21,15%	21,17%	21,43%	20,07%
Estações	Grupos Homogêneos	Chuva Acumulada Máxima nas Principais Estações				
		Acumulado Anual (mm ano ⁻¹)	Acumulado Outono (mm mês ⁻¹)	Acumulado Inverno (mm mês ⁻¹)	Acumulado Primavera (mm mês ⁻¹)	Acumulado Verão (mm mês ⁻¹)
Itamarati	G_1	182,92	45,83	46,86	44,63	45,6
		5,15%	5,23%	5,21%	5,06%	5,06%
		Chuva Acumulada Mínima nas Principais Estações				
		Acumulado Anual (mm ano ⁻¹)	Acumulado Outono (mm mês ⁻¹)	Acumulado Inverno (mm mês ⁻¹)	Acumulado Primavera (mm mês ⁻¹)	Acumulado Verão (mm mês ⁻¹)
Paraíba do Sul		109,68	25,99	26,68	26,73	27,3
		3,08%	2,97%	2,97%	3,03%	3,03%
	G_2	Chuva Acumulada Máxima nas Principais Estações				
		Acumulado Anual (mm ano ⁻¹)	Acumulado Outono (mm mês ⁻¹)	Acumulado Inverno (mm mês ⁻¹)	Acumulado Primavera (mm mês ⁻¹)	Acumulado Verão (mm mês ⁻¹)
Petrópolis		322,17	81,62	81,53	81,07	77,94
		9,05%	9,31%	9,07%	9,19%	8,64%
		Chuva Acumulada Mínima nas Principais Estações				
		Acumulado Anual (mm ano ⁻¹)	Acumulado Outono (mm mês ⁻¹)	Acumulado Inverno (mm mês ⁻¹)	Acumulado Primavera (mm mês ⁻¹)	Acumulado Verão (mm mês ⁻¹)
Ponte do Souza		208,65	51,61	52,73	52,48	51,46
		5,87%	5,89%	5,86%	5,95%	5,71%

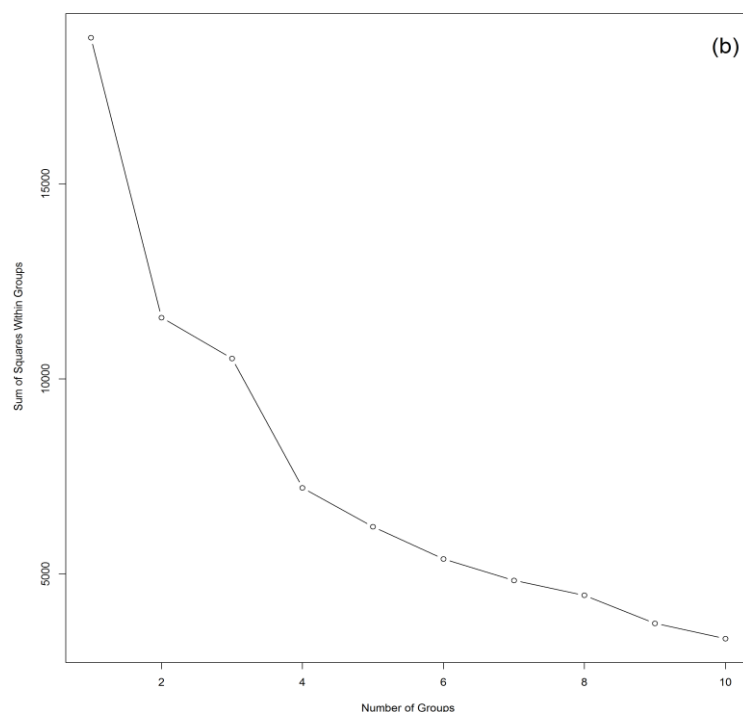
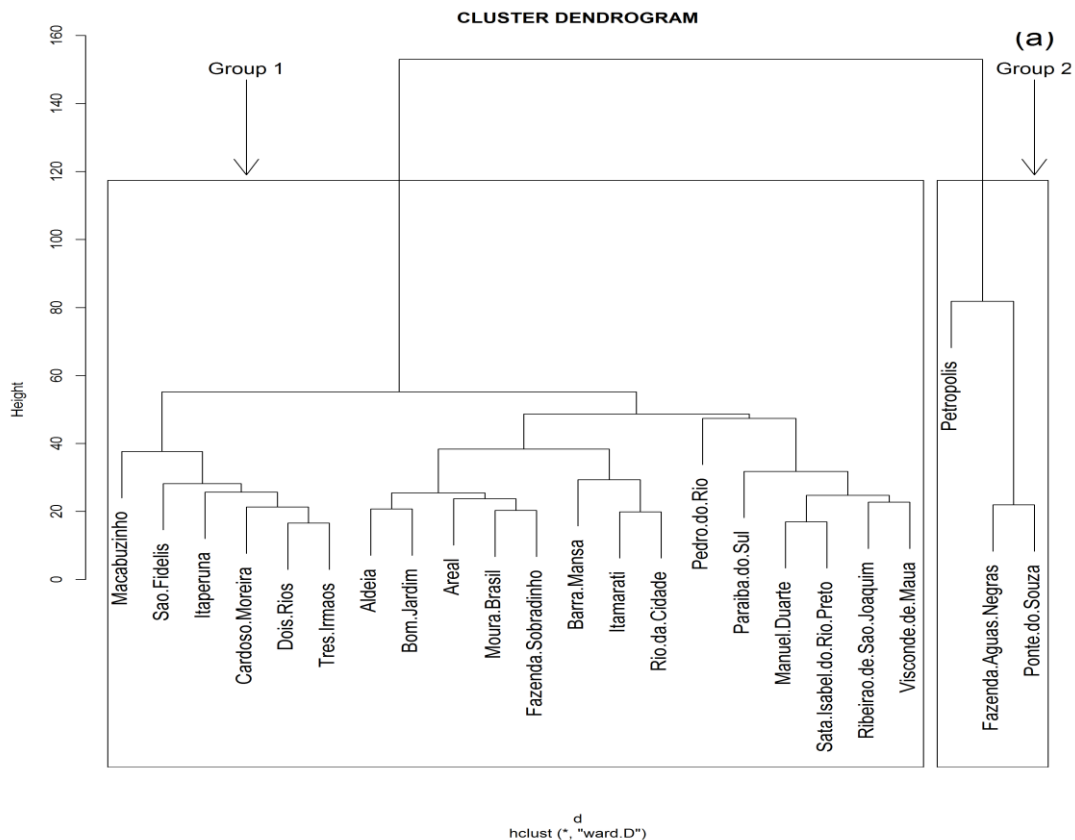


Figura 27. Dendrograma da análise de agrupamento (método de Ward) da série temporal de chuva mensal dos dados transformados para as regiões Norte Fluminense, Noroeste Fluminense, Serrana, Centro Sul Fluminense e Médio Paraíba do Estado do Rio de Janeiro (a) e Número de grupos da série temporal de chuva mensal dos dados transformados (b), segundo a método de Word.

4 CONCLUSÕES

Os testes Shapiro e Bartlett aplicados aos dados brutos de chuva identificou a não normalidade e heterogeneidade de variâncias em todas as estações pertencentes às regiões de Governo do Rio de Janeiro. A aplicação da Transformação Box Cox aos dados brutos conseguiu estabilizar a variância da série temporal de chuva de 71 anos em 17 das 23 estações pertencentes às regiões de estudo. A alta variabilidade do parâmetro λ ocorre devido a maioria das estações encontrarem-se na vertente da Serra do Mar voltada para o continente, onde o regime de chuva anual é influenciado pela interação da topografia com sistemas meteorológicos locais e sinóticos.

A análise de agrupamento aplicada às estações utilizadas no estudo definiu dois grupos homogêneos de chuva (G_1 e G_2). Os maiores acumulados de chuvas no período anual foi registrados no grupo G_1 em relação ao grupo G_2 , isso se deve ao tamanho dos grupos e a influência da topografia complexa nas estações pertencentes ao grupo G_2 . No período sazonal o grupo G_1 apresentou maiores acumulados e percentuais nas estações de outono e verão em comparação as demais estações do ano em relação ao grupo G_2 . As estações com os maiores acumulados anuais e percentuais de chuva são Itamarati e Paraíba do Sul no grupo G_1 .

Em suma, a aplicação das estatísticas paramétricas e multivariadas é eficiente no entendimento das chuvas nas regiões de Governo do Estado do Rio de Janeiro. As ferramentas estatísticas usadas no estudo podem ser aplicadas em estudos de Modelagem Numérica, Previsão Climática, Previsão Numérica do Tempo (PNT), Modelagem Hidrometeorológica (abastecimento e reservatórios de água), drenagem urbana e em políticas públicas do estado do Rio de Janeiro, visto que o estado carece de estudos desta natureza.

5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALEXANDER, L. V.; ZHANG, X; PETERSON, T. C; CAESAR, J; GLEASON, B; TANK, A.M. G. K; HAYLOCK, M; COLLINS, D; TREWIN, B; RAHIMZADEH, F; TAGIPOUR, A; KUMAR, K. R.; REVADEKAR, J.; GRIFFITHS, G.; VINCENT, L.; STEPHENSON, D. B.; BURN, J.; AGUILAR, E.; BRUNET, M.; TAYLOR, M.; NEW, M.; ZHAI, P.; RUSTICUCCI, M.; VAZQUEZ AGUIRRE, J,L, (2006) Global observed changes in daily climate extremes of temperature and precipitation. *Journal of Geophysical Research* 111: 1-22. doi:10.1029/2005JD006290
- ALMEIDA, B. M.; JOSÉ, J. V.; DUARTE, S. N.; FRIZZONE, J. A.; ARAES, F. D.; PERBONE, A. (2014) Análise de tendência temporal da precipitação diária máxima no Estado de São Paulo. *Water Resources and Irrigation Management* 3:1-12.
- ALMEIDA, C. T.; DELGADO, R. C.; OLIVEIRA JÚNIOR, J. F.; GOIS, G.; CAVALCANTI, S. A. (2015) Avaliação das Estimativas de Precipitação do Produto 3B43-TRMM do Estado do Amazonas. *Revista Floresta e Ambiente*. 22: 279-286. doi: 10.1590/2179-8087.112114

ALVES, L. M.; MARENGO, J. A.; JÚNIOR, H. C.; CASTRO, C. (2005) Início da estação chuvosa na região Sudeste do Brasil: Parte 1 – Estudos observacionais. *Revista Brasileira de Meteorologia* 20:385-394.

ANDRÉ, R. G. B.; MARQUES, V. S.; PINHEIRO, F. M. A.; FERRAUDO, A. S. (2008). Identificação de regiões pluviometricamente homogêneas no estado do Rio de Janeiro, utilizando-se valores mensais. *Revista Brasileira de Meteorologia*, 23: 501-509. doi: 10.1590/S0102-77862008000400009

BARTLETT, M. S. (1937) Properties of sufficiency and statistical tests. *Proceedings of the Royal Society, Series A* 160:268–282.

BOX, G. E. P.; COX, D. R. (1964) An analysis of transformations. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 26: 211-252.

BRITO, T. T. (2014) Regiões homogêneas de precipitação e caracterização de períodos secos e úmidos no Estado do Rio de Janeiro. *Dissertação, Universidade Federal Fluminense*.

CARVALHO, L. M. V.; JONE, C.; LIEBMANN, B. (2002) Extreme Precipitation Events in Southeastern South America and Large-Scale Convective Patterns in the South Atlantic Convergence Zone. *Journal of Climate* 15: 2377–2394. doi: [http://dx.doi.org/10.1175/1520-0442\(2002\)015<2377:EPEISS>2.0.CO;2](http://dx.doi.org/10.1175/1520-0442(2002)015<2377:EPEISS>2.0.CO;2)

CRUZ, E.; CARVALHO, D. F.; CEDDIA, M. B.; ANTUNES, M. A. H.; AQUINO, R. M. (2004). Ocorrência de Veranicos no Estado do Rio de Janeiro. *Revista de Engenharia Agrícola de Jaboticabal*, 24: 68-79. doi:10.1590/S0100-69162004000100009.

EVERITT, B. S.; DUNN, G. (1991) *Applied multivariate analysis*. London: Edward Arnold, p 400.

FENG X, PORPORATO A, RODRIGUEZ-ITURBE (2013) Changes in rainfall seasonality in the tropics. *Nature Climate Change* 3: 811-815. doi: 10.1038/NCLIMATE1907

FERRARI, A. L.; VECCHIA, F. A. Z.; COLABONE, R. O. (2012) Tendência e variabilidade anuais da temperatura e da pluviosidade em Pirassununga-SP. *Revista Brasileira de Climatologia* 10: 30-46.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. IBGE (2014). Diretoria de Pesquisas, Coordenação de Trabalho e Rendimento, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua. <http://www.ibge.gov.br/estadosat/perfil.php?sigla=rj>. Acessado 20 jul 2015

IPCC - Intergovernmental Panel on Climate Change. *Climate change* (2007). The physical science basis. In: Solomon S, Qin D, Manning M, Chen Z, Marquis M, Averyt K B, Tignor M, Miller H L. (ed.) *Contribution of working group I to the fourth assessment report of the intergovernmental Panel on Climate Change*. Cambridge University Press, Cambridge, 2007, 996p.

- KAMRUZZAMAN, M.; BEECHAM, S.; METCALFE, A. (2011) Non-stationarity in Rainfall and Temperature in the Murray Darling Basin. *Hydrological Processes* 25(10): 1659-1675. doi: 10.1002/hyp.7928
- KAMRUZZAMAN, M.; BEECHAM, S.; METCALFE, A. (2016) Estimation of trends in rainfall extremes with mixed effects models. *Atmospheric Research* 168: 24-32. doi:10.1016/j.atmosres.2015.08.018
- KING, A. D.; ALEXANDER, L. V.; DONAT, M. G. (2013) Asymmetry in the response of eastern Australia extreme rainfall to low-frequency Pacific variability. *Geophysical Research Letters* 40: 2271–2277. doi:10.1002/grl.50427, 2013
- KUBRUSLY, L. S. (2001) Um procedimento para calcular índices a partir de uma base de dados multivariados. *Pesquisa Operacional* 21: 107-117. doi: 10.1590/S0101-74382001000100007
- LYRA, G. B.; OLIVEIRA-JÚNIOR, J. F.; ZERI, M. (2014). Cluster analysis applied to the spatial and temporal variability of monthly rainfall in Alagoas state, Northeast of Brazil. *International Journal of Climatology* 34: 3546-3558. doi: 10.1002/joc.3926
- NADARAJAH, S.; CHOI, D. (2007) Maximum daily rainfall in South Korea. *Journal of Earth System Science* 116: 311-320. doi:10.1007/s12040-007-0028-0
- OLIVEIRA JÚNIOR, J. F.; DELGADO, R. C.; GOIS, G.; LANNES, A.; DIAS, F. O.; SOUZA, J. C. S.; SOUZ, M. (2014). Análise da precipitação e sua relação com sistemas meteorológicos em Seropédica, Rio de Janeiro. *Floresta e Ambiente* 21: 140-149. doi: 10.4322/loram.2014.030
- R DEVELOPMENT CORE TEAM (2016) R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL: <http://www.R-project.org/>
- REBOITA, M. S.; GAN, M. A.; ROCHA, R. P.; AMBRIZZI, T. (2010) Regimes de Precipitação na América do Sul: Uma Revisão Bibliográfica. *Revista Brasileira de Meteorologia* 25: 185 – 204.
- ROMÃO, X.; DELGADO, R.; COSTA, A. (2010) An empirical power comparison of univariate goodness-of-fit of normality. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 5: 545-591. doi: 10.1080/00949650902740824
- SCHLOTZHAVER, S. D.; LITTELL, R. C. (1999) SAS System for elementary statistical analysis. 2^a ed. Cary, NC: SAS Institute Inc, pp 456.
- SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. (1965) An Analysis of Variance Test for Normality (Complete Samples). *Biometrika* 52: 591-611.
- SNEDECOR, G. W.; COCHRAN, W. G. (1983). *Statistical Methods* (8th Ed.). Ames, Iowa: The Iowa State University Press.

TEODORO, P. E.; OLIVEIRA JÚNIOR, J. F.; CUNHA, E. R.; CORREA, C. C. G.; TORRES, F. E.; BACANI, V. M.; GOIS, G.; RIBEIRO, L. P. (2015) Cluster analysis applied to the spatial and temporal variability of monthly rainfall in Mato Grosso do Sul State, Brazil. *Meteorology and Atmospheric Physics (Print)* 128: 197-209. doi: 10.1007%2Fs00703-015-0408-y

TORMAN, V. B. L.; COSTER, R.; RIBOLDI, J. (2012). Normalidade de variáveis: métodos de verificação e comparação de alguns testes não-paramétricos por simulação. *Revista Hospital das Clínicas Paraná* 32: 227-234.

WANG, Q. J.; SHRESTHA, D. L.; ROBERTSON, D. E.; POKHREL, P. (2012) A log-sinh transformation for data normalization and variance stabilization. *Water Resources Research* 48: 1-7. doi: 10.1029/2011WR010973

WARD, J. H. J. (1963) Hierarchical grouping to optimize an objective function. *Journal of the American Statistical Association* 58: 236-244.

WESTRA, S.; ALEXANDER, L. V.; ZWIERS, F. W. (2013) Global increasing trends in annual maximum daily precipitation. *Journal of Climate* 26: 3903-3918. doi: 10.1175/JCLI-D-12-00502.1

WILLEMS, P. (2013) Multidecadal oscillatory behaviour of rainfall extremes in Europe. *Climatic Change* 120(4): 931-944. doi: 10.1007/s10584-013-0837-x

XAVIER, A. C.; KING, C. W.; SCANLON, B. R. (2015). Daily gridded meteorological variables in Brazil (1980–2013). *International Journal of Climatology*. doi: 10.1002/joc.4518

YAZICI, B.; YOLACAN, S. (2007) A comparison of various tests of normality. *Journal of Statistical Computation and Simulation* 2: 175-183. doi: 10.1080/10629360600678310

ZERI, M.; OLIVEIRA-JÚNIOR, J. F.; LYRA, G. B. (2011) Spatiotemporal analysis of particulate matter, sulfur dioxide and carbon monoxide concentrations over the city of Rio de Janeiro, Brazil. *Meteorology and Atmospheric Physics (Print)* 113: 139-152. doi:10.1007%2Fs00703-011-0153-9

ZIV, B.; SAARONI, H.; PARGAMENT, R.; HARPAZ, T.; ALPERT, P. (2014) Trends in rainfall regime over Israel, 1975–2010, and their relationship to large-scale variability. *Reg Environ Change* 14:1751–1764. doi: 10.1007/s10113-013-0414-x

CAPÍTULO III - Tendência da chuva baseado em testes não-paramétricos e paramétricos aplicados a série temporal de 71 Anos no Estado do Rio de Janeiro, Brasil

RESUMO

O objetivo deste capítulo foi aplicar os testes não-paramétricos e paramétricos (Mann-Kendall (MK), método S_e , Pettitt (P) e SOCUM) na avaliação da tendência da chuva no Rio de Janeiro (RJ) e relacioná-la com o modo de variabilidade climática El Niño – Oscilação Sul (ENOS). A série temporal de 71 anos foi obtida de 23 estações meteorológicas existentes nas cinco regiões de Governo. A série temporal apresentava falhas e foi preenchida com produto orbital 3B43 do satélite TRMM (1998 a 2013) e pelas normais climatológicas do INMET (1947 a 1997). Foi aplicada a análise de agrupamento (AA) as 23 estações, sendo selecionadas 11 estações que de acordo com a metodologia de Ward (1963) com base na análise do dendograma observam-se alterações dos níveis de similaridade entre os grupos, ou seja, os indivíduos agrupados são considerados semelhantes. Para o presente estudo foram encontrados dois grupos pluviométricos homogêneos (G_1 e G_2). Os resultados obtidos pelo teste MK e método S_e mostraram a presença de tendências não significativas de aumento (T_{nsa}) das chuvas nas escalas anual e sazonal. A análise da magnitude (Q) do teste de SOCUM revelou que as estações pertencentes aos grupos G_1 e G_2 são homogêneas para os níveis de significâncias de 1% e 5% de probabilidade. Os testes de P e SOCUM aplicados as séries temporais de chuvas, foram eficientes quanto à identificação dos possíveis anos de mudanças abruptas não significativas ou insignificantes. O teste de SOCUM identificou 39 eventos de ENOS com as suas respectivas categorias na série temporal. Os maiores percentuais foram nos eventos Neutros (48,72%), seguido dos menores percentuais nos eventos de El Niño moderado e na La Niña categorizadas como fraca e forte (5,13%). As ferramentas estatísticas usadas no estudo podem ser aplicadas em estudos de hidrometeorologia e em políticas públicas de estado.

Palavras-chave: Métodos estatísticos, Séries temporais, Tendência, Região Sudeste, ENSO.

ABSTRACT

The objective of the capitulu was to apply non-parametric and parametric tests (Mann-Kendall (MK), Se method, Pettitt (P) and SOCUM) to evaluate the rainfall trend in Rio de Janeiro (RJ) and to relate it to the mode Of El Niño - Southern Oscillation (ENSO) climate variability. The 71-year time series was obtained from 23 meteorological stations in the five regions of Government. The time series presented faults and was filled with orbital product 3B43 of the TRMM satellite (1998 to 2013) and by INMET climatological norm (1947 to 1997). The cluster analysis (AA) was applied to the 23 stations, being selected 11 stations that according to the methodology of Ward (1963) based on the analysis of the dendogram are observed changes in the similarity levels between the groups, that is, the Grouped individuals are considered similar. For the present study, two homogeneous pluviometric groups (G1 and G2) were found. The results obtained by the MK test and method were shown the presence of non significant increases (Tnsa) in rainfall in the annual and seasonal scales. The analysis of the magnitude (Q) of the SOCUM test revealed that the stations belonging to the G1 and G2 groups are homogeneous for significance levels of 1% and 5% of probability. The P and SOCUM tests applied to rainfall time series were efficient in identifying the possible years of abrupt non-significant or insignificant changes. The SOCUM test identified 39 ENSO events with their respective categories in the time series. The highest percentages were in the Neutral events (48.72%), followed by the smaller percentages in the events of moderate El Niño and La Niña categorized as weak and strong (5.13%). The statistical tools used in the study can be applied in hydrometeorology studies and state public policies.

Keywords: Statistical methods, Time series, Tendencies, Southeast region, ENSO.

1 INTRODUÇÃO

As catástrofes oriundas de processos antrópicos e naturais têm aumentado de forma significativa na mídia. Ano após ano, tais catástrofes afetam milhões de pessoas ao redor do mundo, independente do índice de desenvolvimento humano (IDH) e da situação socioeconômica, particularmente as pessoas que residem em áreas urbanas são as mais vulneráveis. Durante décadas, os eventos hidrometeorológicos têm superados os eventos geofísicos no mundo quanto ao número de casos e danos (IPCC 2007, NADARAJAH & CHOI 2007; WESTRA et al. 2013). A preocupação aumentou nesta última década, devido ao fato de sermos mais de 7,5 bilhões de pessoas no mundo e boa parte reside em condições vulneráveis às catástrofes naturais (FERRARI et al. 2012). E no caso, a sazonalidade das chuvas tem sido um determinante na economia através de sua influência sobre a agricultura e nos recursos hídricos KUMAR (2013).

A chuva é a variável climática que mais danos severos causam a sociedade em todas as regiões do mundo, ora por excesso (enchentes e inundações) ora por déficit (seca e estiagens prolongadas) (ALEXANDER et al. 2006; ALMEIDA et al. 2014; LYRA et al. 2014; BRITO et al. 2016). E por isso, a chuva tornou-se uma das grandes preocupações de estudiosos, pesquisadores e gestores públicos, principalmente a sua variabilidade espaço-temporal e da influência de alguns modos de variabilidade climática como, por exemplo, El Niño – Oscilação Sul –(ENOS), Oscilação Decadal do Pacífico –(ODP) e Gradiente Inter-hemisféricos da Temperatura da Superfície do Mar do Atlântico –(GITSMA), anteriormente denominado de Dipolo do Atlântico, nos regimes de chuva (SOUSA & SILVA 2013; XAVIER et al. 2015; LYRA et al. 2016). Tais preocupações devem-se ao fato que, desde meados do século passado, o clima do planeta vem sofrendo profundas alterações quanto a ocorrência de eventos extremos (OBREGÓN & MARENGO 2011; FERRARI et al. 2012).

Os eventos extremos de chuva têm mudado no decorrer dos tempos, e aumentaram de intensidade e frequência, em nível regional e global, com implicações, direta na distribuição das chuvas, e nas ocorrências de enchentes e na severidade das secas (IPCC 2007; OBREGÓN & MARENGO 2011; LYRA et al. 2016). Assim, o conhecimento da sua variabilidade em escala regional e local é essencial para a compreensão das mudanças nos padrões de chuva a nível regional e global (PACIORNIK 2003; WESTRA et al. 2013).

Na literatura científica existem inúmeras técnicas para diagnosticar a tendência climática como, por exemplo, os testes não paramétricos de Mann-Kendall (MK) - Sneyers (1975), Método de Sen (1968), Pettitt (1979) e o teste das Somas Cumulativas (SOCUM) proposto por Buishand (1982). Entre os citados anteriormente, o teste de MK é o mais utilizado e recomendado pela Organização Meteorológica Mundial (OMM) para verificar as tendências em dados climáticos. O teste de MK é apropriado para analisar mudanças climáticas em séries temporais, pois permite a detecção e localização aproximada do ponto inicial de uma determinada tendência (GOOSSENS & BERGER 1986; AHMED et al. 2014).

O teste MK é uma ferramenta que utiliza a interdependência entre duas variáveis, e no caso de séries temporais (chuva, temperatura do ar, focos de calor, índice de vegetação entre outras) uma delas, o tempo, é conhecida (LÁZARO et al. 2001; CAÚLA et al. 2016; GOIS et al. 2016). ALEXANDER et al. (2006) utilizaram dados pluviométricos de 5948 estações de várias capitais do mundo. Eles identificaram a ocorrência de tendência de aumento da chuva e na temperatura usando dois softwares (RClimDex e FCLimDex) especialmente desenvolvido,

para análises das tendências. Na América do Sul (AS) recentes trabalhos mostraram que houve um aumento das chuvas, especialmente na segunda metade do século XX. WESTRA et al. (2013) estudaram tendências em séries de chuvas diária máxima anual a partir de 11.391 estações em todo mundo, no período de 1900 a 2009, foi verificada tendências de aumento e uma forte relação com a temperatura média global.

Devido a sua importância, inúmeras pesquisas vêm sendo realizadas no Brasil na identificação da tendência climática, por exemplo, BACK (2001) usou o teste de MK e identificou tendência significativa de aumento da temperatura média anual, mensal (janeiro) e da chuva anual em Urussanga, Santa Catarina (SC), com a mudança em 1965. DEISE et al. (2009) aplicaram o teste de MK em 31 anos de dados de chuva de Abunã, em Rondônia (RO), os resultados mostraram a não existência de uma tendência significativa de chuvas. No estado de SP foram registrados sinais de mudança do regime de pluviométrico, no número de dias de chuvas e na vazão de alguns rios, durante os eventos de El Niño, os quais são sensíveis à intensidade da Zona de Convergência do Atlântico Sul (ZCAS) (CARVALHO et al. 2002).

Entretanto, até o presente momento nenhum estudo foi realizado sobre tendência climática das chuvas no Estado do Rio de Janeiro (ERJ). Visto que o estado passou pela maior catástrofe natural de sua história recente, em 2011, na região Serrana. Portanto, o objetivo é avaliar a tendência climática da chuva em cinco regiões de Governo do estado do Rio de Janeiro por meio de testes paramétricos e não paramétricos e, ainda relacionar com o modo de variabilidade climática ENOS.

2 MATERIAL E METODOS

2.1 Localização e caracterização da área de estudo

O ERJ situa-se na região Sudeste do Brasil, entre as latitudes 20° 45' 54'' e 23° 21' 57'' S e as longitudes 40° 57' 59'' e 44° 53' 18'' W, com uma área de 43.696,054 km². Faz divisa ao nordeste (NE) com o Espírito Santo, norte e noroeste (N-NW) com Minas Gerais, sudoeste (SW) com São Paulo e com o Oceano Atlântico a sul e leste (S-E). Possui extensa faixa litorânea, com aproximadamente 635 km de extensão, banhada pelo Oceano Atlântico.

Atualmente, o estado está dividido geopoliticamente em 92 municípios, conforme o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE 2015), inserido em oito regiões do Governo: (Metropolitana, Noroeste Fluminense, Norte Fluminense, Baixadas Litorâneas, Serrana, Centro Sul Fluminense, Médio Paraíba e Costa Verde) – (Figura 28). Segundo Brito (2016), o estado apresenta uma paisagem com escarpas elevadas, a beira mar e no interior; morros; colinas e vales; com formações rochosas variadas em baías com diferentes formas de encontro entre o mar e a costa; florestas tropicais naturais seguidos de grandes áreas de planalto, que se estende a oeste do Estado. Destaca-se entre os demais o pico das Agulhas Negras com altitude 2787 m, na região da serra da Mantiqueira. A serra da Mantiqueira é uma importante área de transição da região Sudeste, voltada para o vale do Rio Paraíba do Sul, que possui a menor altura de 250 m, atravessando os estados de São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais.

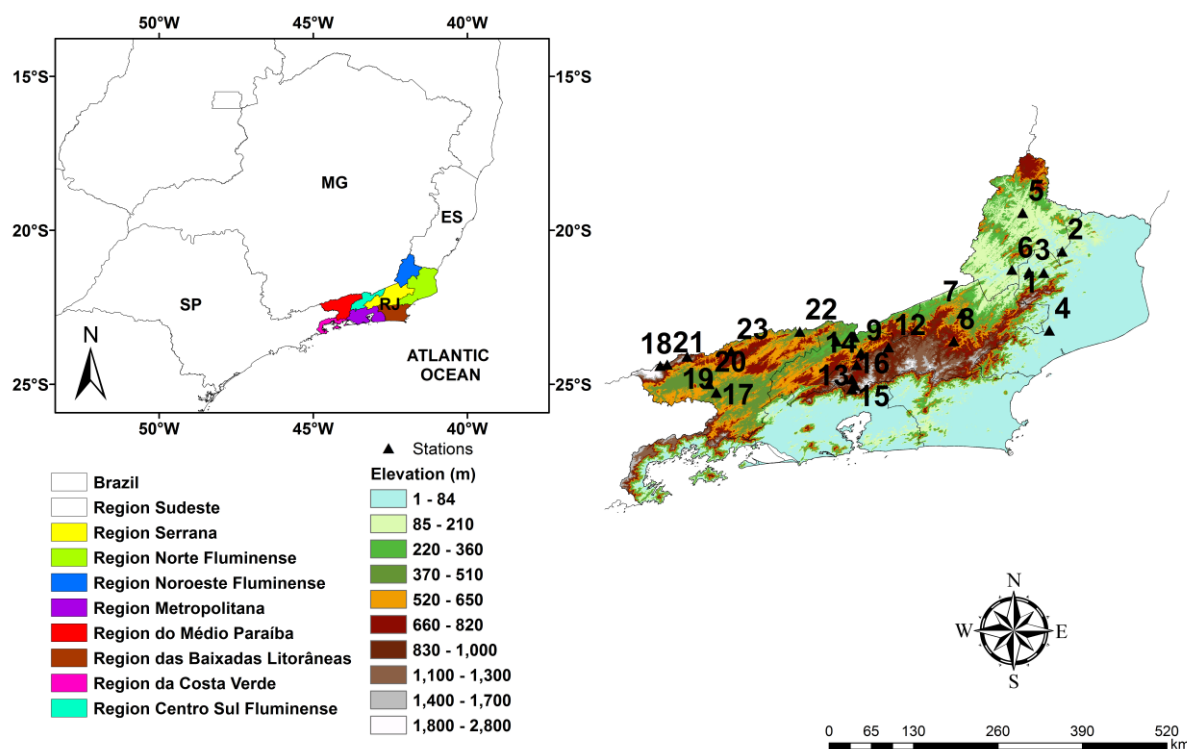


Figura 28. Distribuição espacial das 23 estações nas regiões de Governo e a hipsometria (m) do Estado do Rio de Janeiro.

2.2 Série temporal de 71 anos de chuva

Foram utilizados dados de uma série temporal mensal de chuva (mm) (1943 a 2013) de 23 estações, sendo divididas em: pluviométricas, meteorológicas convencionais e automáticas distribuídas em cinco regiões do Governo (Norte Fluminense, Noroeste Fluminense, Serrana, Centro Sul Fluminense e Médio Paraíba) do ERJ (Tabela 20). A série foi composta pelos dados das seguintes fontes: ANA (Agência Nacional de Águas), CPRM (Companhia de Pesquisa de Recursos Minerais), INMET (Instituto Nacional de Meteorologia), SERLA (Fundação Superintendência Estadual de Rios e Lagoas) e LIGHT (Light Serviços de Eletricidade S/A). As regiões de Governo das Baixadas Litorâneas, Costa Verde e Metropolitana não apresentaram estações com série de 71 anos e, portanto foram descartadas no estudo.

Tabela 20. Identificação das 23 estações distribuídas nas cinco regiões do Governo (Norte Fluminense, Noroeste Fluminense, Serrana, Centro Sul Fluminense e Médio Paraíba) do estado do Rio de Janeiro com as respectivas coordenadas geográficas, chuva acumulada média (mm) e percentual (%) de dados faltantes da série temporal.

Regiões	ID	Estações	Lat (°)	Long(°)	Alt (m)	Chuva acumulada média anual (mm)	(%)
NORTE	1	São Fidélis	-21,65	-41,75	10	989,82	19,10
	2	Cardoso Moreira	-21,49	-41,61	20	957,41	0,40
	3	Dois Rios	21,64	-41,86	50	1021,92	0,40
	4	Macabuzinho	22,08	-41,71	19	1232,59	0,50
NOROESTE	5	Itaperuna	-21,21	-41,91	110	1152,17	7,80
	6	Três Irmãos	-21,63	-41,99	42	1099,87	0,00
CENTRO SUL	7	Areal	-22,24	-43,10	450	1308,50	0,70
	8	Moura Brasil	-22,13	-43,15	270	1158,68	0,00
	9	Paraíba do Sul	-22,16	-43,29	300	1212,96	0,20
SERRANA	10	Bom Jardim	-22,16	-42,42	530	1393,98	0,00
	11	Aldeia	-21,95	-42,36	376	1231,13	0,00
	12	Fazenda Sobradinho	-22,20	-42,90	650	1371,99	0,20
	13	Itamarati	-22,49	-43,15	1025	1514,37	0,00
	14	Pedro do Rio	-22,33	-43,14	645	1256,68	0,20
	15	Petrópolis	-22,51	-43,17	890	1902,56	1,00
	16	Rio da Cidade	-22,44	-43,17	704	1452,48	0,40
MÉDIO PARAÍBA	17	Barra Mansa	-22,54	-44,18	376	1320,97	2,30
	18	Fazenda Agulhas Negras	-22,34	-44,59	1460	2351,02	0,50
	19	Ponte do Souza	-22,27	-44,39	950	2109,82	0,20
	20	Ribeirão de São Joaquim	-22,47	-44,23	620	1701,12	0,00
	21	Visconde de Mauá	-22,33	-44,54	1030	1601,62	0,90
	22	Manuel Duarte	-22,09	-43,56	396	1335,56	1,80
	23	Santa Isabel do Rio Preto	-22,23	-44,06	544	1693,84	0,50

2.3 Preenchimento das falhas das séries temporais de chuva

As séries temporais mensais de chuva que apresentaram falhas foram preenchidas com dados do satélite TRMM (Tropical Rainfall Measuring Mission) via produto 3B43 e das normais climatológicas proveniente do INMET (Instituto Nacional de Meteorologia). O produto 3B43 foi usado no período de 1998 a 2013 e as normais climatológicas do INMET no período 1947 a 1997. O produto 3B43 foi obtido no formato NetCDF no site: www.mirador.gsfc.nasa.gov/collections/TRMM_3B43_007.shtml - (TRMM 2014). O produto fornece dados com resolução espacial de aproximadamente 30 km e resolução temporal horária. O produto 3B43 foi convertido no software ArcGIS versão 10.2®. A conversão dos dados, originalmente em mm.h^{-1} para acumulados mensais (mm.mês^{-1}). Optou-se por utilizar esse procedimento devido a sua utilização em outras regiões do Brasil, apresentando ótimo

desempenho em comparação aos dados observados (Oliveira Júnior et al. 2014; Almeida et al. 2015). A seleção dos pontos do TRMM foi feita baseado na proximidade das estações dentro da região de estudo. No software ArcGIS versão 10.2 foi utilizado o ArcToolbox – Multidimension Tools, e as ferramentas de conversão Make NetCDF Raster Layer e Make NetCDF Table View para o procedimento.

O satélite TRMM (*Tropical Rainfall Measuring Mission*) tem como principal objetivo de monitorar e estudar a precipitação nas regiões tropicais e subtropicais. O satélite TRMM carrega cinco sensores, um radar de precipitação (PR - *precipitation radar*), o TRMM Microwave Imager (TMI), scanners visível e infravermelho, ambos os sensores realizam o imageamento de nuvens, energia radiante terrestre e raios. Cada sensor tem propósitos distintos e mede energia em diferentes faixas do espectro eletromagnético.

O algoritmo TRMM 3B43 tem quatro etapas: (1) as estimativas MW estão calibradas e combinadas; (2) As estimativas IR são criados usando a precipitação MW calibrados; (3) as estimativas MW e IR são combinados; e (4) os dados de chuva calibrados são incorporados para refinar e redimensionar as estimativas de precipitação nos intervalos mensais. O produto TRMM 3B43 é entregue em uma grade georreferenciada com resolução espacial de $0,25 \times 0,25^\circ$, frequência mensal e, milímetro por unidade hora. O produto TRMM 3B43 abrange a área entre 50°S e 50°N de latitude e 180°W e 180°E de longitude. As séries temporais produto 3B43 do TRMM está disponível de janeiro de 1998 até o presente. As séries temporais produto 3B43 do TRMM (Janeiro de 1998 a Dezembro de 2009) foi obtido a partir Goddard Earth Sciences Data and Information Services Center (GESDISC).

As características do produto 3B43 do TRMM são:

- Resolução horizontal: $0,25^\circ \times 0,25^\circ$
- Resolução vertical: superfície
- Resolução temporal: 1998-01-01
- Parâmetro: razão de precipitação

Múltiplos estimadores são utilizados para produzir o produto 3B43 do TRMM conforme a figura abaixo:

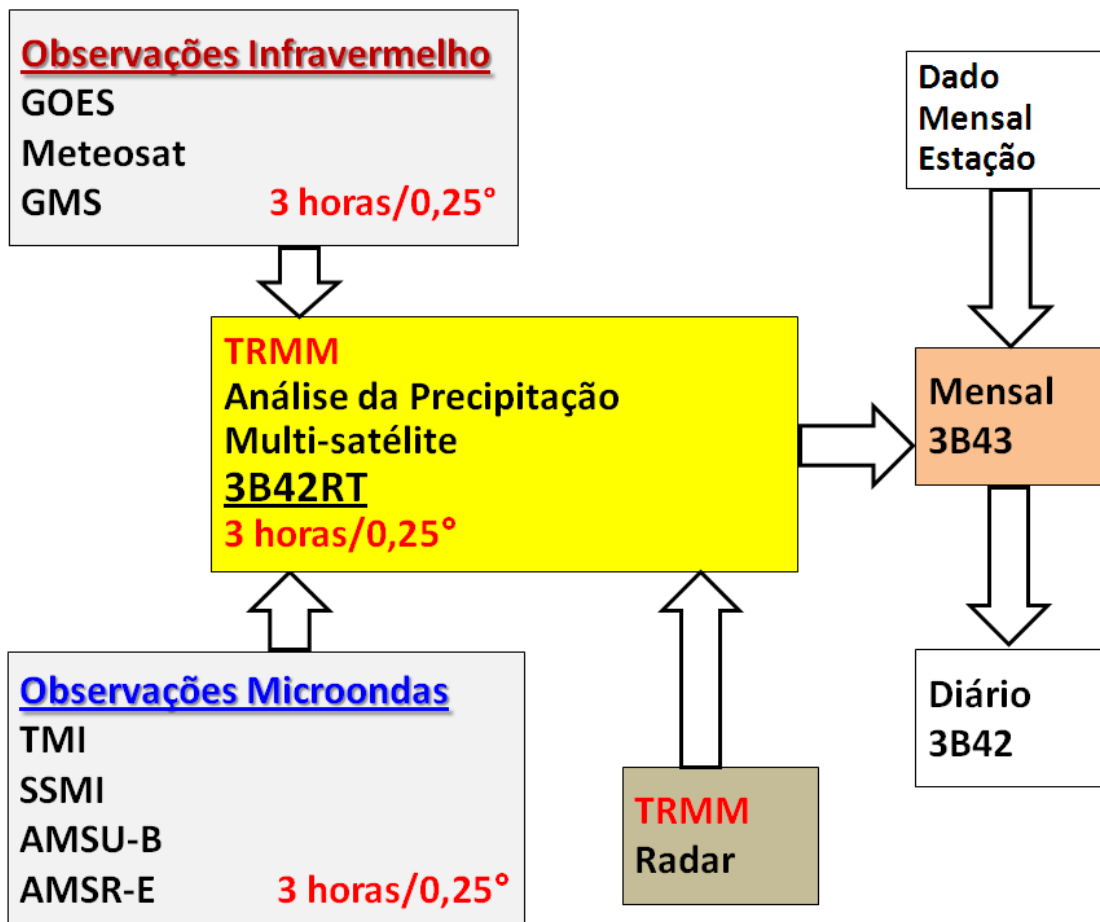


Figura 29. Múltiplos estimadores utilizados na confecção dos produtos 3B43 e 3B42 do satélite TRMM.

Observações Infravermelho:

- Satélites GOES, Meteosat e GMS (Geostationary Meteorological Satellite).

Observações Microondas:

- TMI - TRMM Microwave Imager
- SSM/I - Special Sensor Microwave Imager*
- SSMIS - Special Sensor Microwave Imager Sounder*
- AMSU-B - Advanced Microwave Sounding Units**
- AMSR-E – Advanced Microwave Scanning Radiometer for Earth Observing Systems

*** são radiômetros baseado no microondas e instalado no satélite TRMM.**

**** é uma sonda que realiza sondagem atmosférica da umidade e da temperatura em diversos níveis acima da superfície.**

TRMM Radar:

- Precipitation Radar em 13.8 GHz.

2.4 Consistência e transformação da série temporal de chuva

Após, o preenchimento das falhas dos dados foi construída uma série temporal e, por fim realizou-se uma análise exploratória e descritiva dos dados com auxílio do software ambiente R versão 3.3.1 (R Development Core Team 2016).

O Estado do Rio de Janeiro (ERJ) possui um alto índice pluviométrico anual, de cerca de 1500 mm (Reboita et al., 2010), seguido de uma distribuição espacial heterogênea da chuva (Nimer 1972; Davis e Naghettini 2000; Soares et al. 2006; André et al. 2008; Dereczynski et al. 2009). Diversos fatores contribuem na magnitude e distribuição da chuva no ERJ. Eles podem ser classificados em fisiográficos e dinâmicos. Os fatores fisiográficos estão relacionados às seguintes condições: i) a posição latitudinal; ii) a posição na borda ocidental do Oceano Atlântico; e iii) a topografia complexa - orientada no sentido oeste-sudoeste/leste-nordeste (WSW-ENE) que interagi com os Sistemas Frontais (SF), Linhas de Instabilidade (LI), Complexos Convectivos de Mesoescala (CCM), Zona de Convergência do Atlântico Sul (ZCAS) e na formação de chuva orográfica (Brito et al., 2016).

Os fatores dinâmicos são mecanismos atmosféricos que interagem com os fatores fisiográficos. Os principais são: i) a atuação do Anticiclone Subtropical do Atlântico Sul (ASAS), que durante o inverno migra para o sudeste do Brasil (Keller Filho et al., 2005; Reboita et al. 2010), enquanto que no verão transporta umidade em baixos níveis ao longo da ZCAS (Kodama 1993a; 1993b; Carvalho et al. 2004, Zeri et al. 2011); ii) eventos de Bloqueio Atmosférico (BA) durante o inverno e início da primavera que inibem a passagem de SF na região Sudeste (Kayano, 1999; Mendes et al. 2005; Lima et al., 2010); iii) eventos de ZCAS formada por uma banda de nebulosidade orientada noroeste (NW) e sudeste (SE) com duração entre três e sete dias, principalmente no verão e primavera. No verão é o principal sistema produtor de chuvas e eventos severos (Kodama 1993a, 1993b; Carvalho et al. 2004); iv) a passagem de SF no Sudeste acontece ao longo do ano com menor frequência no verão, porém consegue organizar convecção no ERJ, ao contrário do inverno com maior frequência que não consegue provocar convecção (Ferreira et al., 2004; Zeri et al., 2011); v) a ocorrência de CCM no Sudeste está associada aos SF provocou convecção e eventos severos (Reboita et al., 2010; Climanalise, 2012); vi) as circulações de brisas marítimas-terrestres/valemontanha/baías que interagem entre si e provocam convecção local/chuva orográfica ou interagem com os sistemas sinóticos (KOUSKY 1979; MORAES et al. 2005; DERECKZINKY et al. 2009).

A maioria dos estudos realizados nas últimas décadas, sobre o regime pluviométrico no ERJ se restringiu a sua variabilidade temporal (LEMONS & CALBETE 1996; BARBIERI 2007). Poucas são as análises que abordam as tendências temporais da chuva (ANDRÉ et al., 2007), associadas aos seus padrões espaciais seguido da identificação dos principais sistemas meteorológicos desde escala local a sinótica que interferem no regime de chuva no estado.

Segundo BRITO et al. (2016), a técnica de análise de agrupamento (AA) é a ferramenta mais utilizada na literatura em processos de classificação dos padrões espaciais das variáveis meteorológicas. Em que a técnica AA consiste em determinar o nível de similaridade ou dissimilaridade entre indivíduos, aplicando uma função de agrupamento a uma determinada variável (JACKSON & WEINAND, 1995). No Brasil, a técnica tem sido empregada frequentemente como, por exemplo, no estudo de KELLER FILHO et al. (2005) identificaram 25 regiões pluviometricamente homogêneas no Brasil. LYRA et al. (2014) identificaram cinco regiões homogêneas de chuva no estado de Alagoas, no leste do nordeste do Brasil (ENEB). JÚLIO JÚNIOR et al. (2006) estabeleceram cinco regiões homogêneas de chuva para o estado de Minas Gerais. No ERJ, André et al. (2007) encontraram seis regiões

homogêneas a partir de uma série de 30 anos de dados em 48 estações meteorológicas, no entanto, não identificaram os sistemas meteorológicos produtores e inibidores de chuva que atuam nestas regiões.

Portanto, devido à alta variabilidade espacial e temporal das chuvas no estado do Rio de Janeiro, seguido de uma série temporal de 71 anos devidamente preenchida foram selecionadas 23 estações por meio da técnica da Análise de Agrupamento (AA), que deram origem a dois grupos homogêneos pluviométricos (G_1 e G_2) (**Figura 27a, Capítulo - II**), para a análise da tendência de chuva, nas regiões Norte Fluminense, Noroeste Fluminense, Centro Sul, Serrana e Médio Paraíba do estado do Rio de Janeiro, as exceções foram Baixadas Litorâneas, Costa Verde e Metropolitana.

A decisão do corte do dendograma ou diagrama de árvore se baseou na distância normalizada de ligação dos grupos e na sua distribuição espacial (Lyra et al., 2006). O grupo G_1 foi composto por 10 estações (**Tabela 20**), localizadas nas regiões de Governo Norte Fluminense, Noroeste Fluminense, Centro Sul, Serrana e Médio Paraíba. O grupo G_1 é formado pelas estações de Macabuzinho, São Fidelis, Itaperuna, Cardoso Moreira, Dois Rios, Três Irmãos, Aldeia, Bom Jardim, Areal, Moura Brasil, Fazenda Sobradinho, Barra Mansa, Itamarati, Rio da Cidade, Pedro do Rio, Paraíba do Sul, Manuel Duarte, Santa Isabel do Rio Preto, Ribeirão de São Joaquim e Visconde de Mauá).

O grupo G_2 é formado apenas por estações localizadas na porção extrema da região do Médio Paraíba. O grupo G_2 é formado pelas estações Fazenda Agulhas Negras e Ponte do Souza. A exceção foi estação de Petrópolis (ID 15) que não apresenta característica homogênea com os grupos G_1 e G_2 . Entretanto, a estação de Petrópolis mostrou medida de dissimilaridade em relação às estações formadas pelo grupo G_1 superior a do grupo G_2 Figura 27 (a).

Desta forma, a maioria das estações pertencentes ao grupo G_1 localiza-se nas regiões Serrana (Bom Jardim, Fazenda Sobradinho, Itamarati e Rio da Cidade) e Norte Fluminense (Macabuzinho e Dois Rios) do estado, estão voltadas, para o Oceano Atlântico na vertente da Serra do Mar para o interior do continente nas regiões Noroeste Fluminense (Itaperuna e Três Irmãos), Centro Sul (Paraíba do Sul) e Médio Paraíba no grupo G_1 (Visconde de Mauá) e outra no grupo G_2 (Ponte do Souza) Figura 28.

No método de Ward (1963) a distância entre dois agrupamentos é a soma dos quadrados entre os dois agrupamentos feitos sobre todas as variáveis. Neste método, minimiza-se a dissimilaridade, ou minimiza-se o total das somas de quadrados dentro de grupos, ou seja, se dá pela homogeneidade dentro de cada grupo e a heterogeneidade fora de cada grupo (Lyra et al., 2014). Após, serem definidos os grupos G_1 e G_2 aplicou-se o teste MK. O teste de MK é descrito como uma série temporal de x_i de n termos ($1 \leq i \leq n$); a sua estatística é definida para uma série temporal $x = x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ conforme a Equação 1.

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

em que x_j são os dados estimados da sequência de valores, n é o comprimento da série temporal e o sinal S é dado pela Equação 2.

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

Para as séries temporais $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ com grande número de termos ($n > 4$) sob a hipótese nula (H_0) de ausência de tendência, S apresentará uma distribuição normal com média zero e variância unitária. A variância de S é dada pela Equação 3.

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

com repetições de dados, a variância é dada pela Equação 4 a seguir.

$$\text{Var}(S) = \frac{1}{18} \left[n(n-1)(2n+5) - \sum_{p=1}^g t_p(t_p-1)(2t_p+5) \right] \quad (4)$$

Em que, n é o número de observações; t_p é número de observações com valores iguais num certo grupo p_{th} e g é o número de grupos contendo valores iguais na série de dados num certo grupo p . O segundo termo representa um ajuste para dados censurados.

Para testar a significância estatística de S para a hipótese H_0 , com base no teste bilateral, esta pode ser rejeitada para altos valores da estatística MK, que é definida pela Eq. 5, abaixo:

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

Com base na estatística de Z_{MK} (Tabela 21) toma-se a decisão de aceitar ou rejeitar a hipótese de H_0 . A hipótese H_0 é aceita quando a série temporal apresenta ausência de tendência, para $p\text{-valor} > \alpha$, e rejeitada a favor da hipótese alternativa H_1 quando existe uma tendência para $p\text{-valor} < \alpha$ na série temporal, adotando-se um nível de significância de 5%.

Tabela 21. Classificação da Tendência de Z_{MK} no intervalo de confiança de -1,96 a +1,96.

Categorias	Escala
Tendência Significativa de Aumento-Tsa	$Z_{MK} > +1,96$
Tendência Não Significativa de Aumento-Tnsa	$Z_{MK} < +1,96$
Sem Tendência-St	$Z_{MK} = 0$
Tendência Não Significativa de Redução-Tnsr	$Z_{MK} > -1,96$
Tendência Segnificativa Redução-Tsr	$Z_{MK} < -1,96$

Fonte: FECHINE & GALVÍNIO, (2010).

Baseado no sinal de Z temos que $Z > 0$ indica uma tendência crescente e $Z < 0$ uma tendência decrescente. Para obter a estimativa da magnitude da tendência da chuva de aumento ou diminuição, segundo Obregón and Marengo (2011) a inclinação pode ser estimada pelo método dos mínimos quadrados (MMQ) da inclinação (β). Porém, o valor calculado pela regressão linear (Gilbert 1983; Yue et al. 2003; Ferrari 2012; Ahmed et al. 2014), poderá desviar-se do valor verdadeiro da inclinação da reta na presença de *outliers*, portanto, neste estudo optou-se pelo método S_e , modificado por Hirsch et al. (1984).

Antes da aplicação do teste MK na série temporal de 71 anos de dados realizou-se as seguintes etapas listadas abaixo:

- (1) Determinação da magnitude das tendências pelo método S_e obtida, segundo a Eq. 6:

$$S_e = \text{mediana} \left(\frac{x_j - x_i}{y_j - y_i} \right) \quad \text{para } j > i \text{ e } y_j \neq y_i \quad (6)$$

em que S_e é estimador da inclinação da curvatura Sen; x_j é x_i da série temporal, e $y_j \neq y_i$ que correspondem aos anos em que ocorre a observação de ordem i .

- (2) Remoção da tendência monotônica usando a estimativa da inclinação da Curvatura S_e conforme a Equação 7, abaixo:

$$z_t = x_t - (S_e \times t) \quad (7)$$

em que, z_t é a série sem tendência, x_t é o valor da série original no tempo t e S_e é o estimador da inclinação da curvatura, e o tempo é t .

- (3) A avaliação do coeficiente de autocorrelação r_1 , onde a correlação serial de uma série sem tendência z_t é realizada quando o valor de r_1 não é estatisticamente significativo ao nível de probabilidade de $\alpha = 0,05$. Logo, se aplica diretamente a série temporal o teste MK.

Entretanto, se a autocorrelação é significativa ao nível de probabilidade de $\alpha = 0,05$ a série com tendência é removida e pré-branqueada pela Equação 8:

$$v_t = z_t - r_1 \times z_{t-1} \quad (8)$$

em que, v_t é o valor da série sem tendência e pré-branqueada, r_1 é coeficiente de autocorrelação com defasagem um, segundo a Equação 9:

$$r_1 = \frac{\sum_{t=1}^{N-K} (x_t - \bar{x})(x_{t+1} - \bar{x})}{\sum_{t=1}^N (x_t - \bar{x})^2} \quad (9)$$

em que, r_1 é coeficiente de autocorrelação, x_t é elemento climático no tempo t , N é tamanho da amostra, K é tempo de defasagem e $\bar{x}$ é média do elemento climático.

(4) Obtenção da série temporal y_t pré-branqueada livre de tendência e correlação serial. Em seguida, o valor de $(S_e \times t)$ é adicionado (a tendência) de novo para o conjunto de dados residual (série temporal) pela Equação 10.

$$y_t = v_t + (S_e \times t) \quad (10)$$

em que, y_t é a série final (ou pré-branqueada), v_t é o valor da série sem tendência, S_e é o estimador da inclinação da curvatura e o tempo é t .

O resultado da série temporal pré-branqueada y_t é a combinação de séries temporais, incluindo a tendência inicial, poré, sem a autocorrelação dos dados.

2.5 Determinação do ponto de mudança e teste não-paramétrico

O teste da soma cumulativa dos desvios da média (SOCUM) consiste na identificação do período (mês ou ano) de início de uma provável tendência (mudança abrupta) em uma série temporal. O método testa se as médias em duas partes de um conjunto de dados são diferentes (para um tempo de mudança desconhecido), assumindo que os dados são normalmente distribuídos (ROZIANE et al. 2011, 2012; ALENCAR, 2011). O teste de homogeneidade baseado no SOCUM é calculado pelas Eqs. 11 e 12:

$$S_0^* = 0 \quad (11)$$

$$S_k^* = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) \quad \text{Para } k = 1, 2, 3, \dots, n \quad (12)$$

em que S_k^* é o desvio cumulativo da média, x_i é a série em teste $\bar{x}$ é a média aritmética da série com k termos; $k = 1, 2, 3, \dots, n$.

Para uma série homogênea, os valores de S_k^* devem variar em torno de 0, uma vez que não existe um padrão sistemático dos desvios de x_i dos valores médios $\bar{x}$. Um reajustamento das somas parciais rescalonados é obtido dividindo o S_k^* pelo valor do desvio padrão da população (σ_x), conforme dadas as Equações 13 e 14:

$$\sigma_x = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2}{n} \quad \text{para } \mu = \bar{x} \text{ média da população igual média amostral} \quad (13)$$

$$S_k^{**} = \frac{S_k^*}{\sigma_x} \quad (14)$$

Com base nos valores de S_k^{**} a estatística de teste do ponto de mudança Q é dada pela Equação 15:

$$Q = \max_{0 \leq k \leq n} |S_k^{**}| \quad (15)$$

em que, Q é calculado para cada ano, no qual o maior valor indica o ponto de mudança. Se a magnitude de $Q/\sqrt{n}$ excede o valor crítico do teste estatístico, então a série temporal é heterogênea, caso contrário, homogênea. Os valores críticos da estatística do teste para os níveis de significância de 1% e 5%, em função do número n de elementos da série investigada foram obtidos com base no trabalho de Buishand (1982), é apresentada na (Tabela 22).

Tabela 22. Valores críticos de $Q/\sqrt{n}$.

N	$Q/\sqrt{n}$ em nível de significância		
	$\alpha = 0,10$	$\alpha = 0,05$	$\alpha = 0,01$
10	1,05	1,14	1,29
20	1,10	1,22	1,42
30	1,12	1,24	1,46
40	1,13	1,26	1,50
50	1,14	1,27	1,52
100	1,17	1,29	1,55
∞	1,22	1,36	1,63

Fonte: adaptada de Buishand (1982).

O valor negativo de S_k^* indica que a parte posterior do registro de dados tem média maior que a parte anterior e vice-versa.

Em vista das considerações acima, houve a necessidade de usar o teste de Pettitt (1979), identificar o ano de ocorrência de mudança abrupta nas séries históricas. O teste se baseia na verificação se duas amostras $X_1, \dots, X_t$ e $X_{t+1}, \dots, X_T$ pertencendo à mesma população. A estatística do $U_{i,T}$ realiza uma contagem do número de vezes que um membro da 1ª amostra é maior que o membro da 2ª, conforme a Equação 16:

$$U_{t,T} = U_{t-1,T} + \sum_{j=1}^T \text{sgn}(x_i - x_j) \quad \text{para } t = 2, \dots, T \quad (16)$$

em que; $\text{sgn}(x) = 1$ para $x > 0$; $\text{sgn}(x) = 0$ para $x = 0$; $\text{sgn}(x) = -1$ para $x < 0$.

A estatística $U_{i,T}$ é calculada para os valores de $1 < t < T$, e assim a estatística $k(t)$ do teste de Pettitt corresponde ao máximo em valor absoluto de $U_{i,T}$ é estimada como o ano onde ocorreu a mudança, dada pela Equação 17:

$$k(t) = \text{Max}_{1 < t < T} |U_{t,T}| \quad (17)$$

Com isso, localiza-se o ponto em que há mudança brusca na média de uma série temporal, e a sua significância pode ser calculada usando a seguinte equação:

$$p \cong 2 \exp \{ -6k(t)^2 / (T^3 + T^2) \} \quad (18)$$

O ponto de mudança abrupta é o t onde ocorre o máximo de $k(t)$. Os valores críticos de k podem ser calculados pela Equação 19:

$$k_{crit} = \pm \sqrt{\frac{\ln(p/2)(T^3 + T^2)}{6}} \quad (19)$$

Santos et al. (2012), destacam a importância da combinação de diferentes métodos estatísticos, com fins de se ter resultados mais confiáveis, enquanto que Toreti et al. (2011) evidenciam que a comparação de vários testes de detecção de pontos de mudanças é uma boa estratégia, principalmente quando não se tem disponível todas as informações históricas da estação (metadado). Desta forma, os testes de Pettitt e o teste Buishand foram selecionados com base nas diferentes sensibilidades que apresentam para localização do ponto de mudança e por serem amplamente utilizados na literatura para testar homogeneidade em séries climatológicas.

Por fim foram comparados os períodos, para identificar o início de uma provável tendência (mudança abrupta) nas séries temporais, com os episódios de ENOS, observada na Tabela 23. (Anexo A 1).

Contudo para que se pudesse melhorar nossas estatísticas, usou-se também o Índice Niño Oceânico (INO) tornou-se o padrão para NOAA, pois consegue identificar os eventos de

El Niño (quente) e La Niña (frio) no Pacífico Tropical. A anomalia da temperatura da superfície do mar (TSM) é rodada durante 3 meses na região Niño 3.4 (isto é, 5°N-5°S, 120°-170°W). Os eventos são definidos como 5 períodos consecutivos de 3 meses sobrepostos iguais ou superiores a anomalia +0.5° para eventos de El Niño (quentes) e igual ou inferior a anomalia -0.5° para eventos de La Niña (frio). O limite é ainda dividido em fraco (com uma anomalia TSM de 0,5 a 0,9°), moderado (de 1,0 a 1,4°), forte (1,5 a 1,9°) e ($\geq 2,0^\circ$) eventos muito forte. O evento foi classificado como fraco, moderado, forte ou muito forte, quando igualado ou ultrapassado o limiar de pelo menos 3 períodos de 3 meses consecutivos sobrepostos. Tomando como base essa metodologia em nosso estudo.

3 RESULTADOS E DISCUSSOES

3.1 Testes paramétricos aplicados a série temporal

A magnitude Q do teste de SOCUM nas escalas anual e sazonal revelou que as estações pertencentes aos grupos G_1 e G_2 são homogêneas para os níveis de significâncias de 1% e 5% de probabilidade, visto que não ultrapassaram os valores críticos (1,36 e 1,63) (Tabela 3).

Ressalta-se que os valores críticos das estatísticas de teste para os níveis de significância de 1% e 5% são obtidos em função do número de elementos da série investigada, de acordo com BUIHAND (1982); JARUSKOVA (1994); ALEXANDERSSON e MOBERG (1997); WIJNGAARD et al. (2003) e SAHIN & CGIZOGLU (2010).

No entanto, os testes de Pettitt e SOCUM foram capazes de identificar os respectivos anos e meses das estações do ano de mudanças abruptas significativas. Os resultados da chuva anual, ao nível de 5% de probabilidade, registraram mudanças abruptas não significativas ou insignificantes na maioria das estações pertencentes aos grupos G_1 e G_2 . A tendência com base no teste Z_{MK} na escala anual mostrou que hipótese H_0 é aceita. Verifica-se a existência de tendências não significativas de aumento (T_{nsa}) das chuvas em 8 estações pertencentes aos grupos G_1 e G_2 , para condições de $Z > 0$ e $p - \text{valor} > 0,05$ de probabilidade (Tabela 24).

Tabela 24. Análise estatística da tendência da chuva anual pelos testes não-paramétricos de Mann-Kendall, Método de Sen (S_e), e determinação do ano de mudança pelos testes de Pettitt e SOCUM para os respectivos grupos homogêneos G_1 e G_2 , no período de 1943 a 2013, considerando o nível de significância de 5%.

Grupos	Estações	Z	Z_{MK}	P-Valor	S_e (mm ano ⁻¹)	Pettitt	SOCUM	Magnitude (Q) (mm ano ⁻¹) e Valores Críticos 1% e 5%
G_1	Paraíba do Sul	+	0,006	0,787	0,001	2001	1949	0,098 Homogêneo
	Visconde de Mauá	-	-0,126	0,000	-0,056	1966	1962	0,090 Homogêneo
	Dois Rios	+	0,054	0,019	0,027	1995	2012	0,088 Homogêneo
	Macabuzinho	-	-0,010	0,661	-0,004	1969	1966	0,104 Homogêneo
	Itaperuna	+	0,029	0,210	0,016	1963	1979	0,092 Homogêneo
	Bom Jardim	+	0,021	0,361	0,011	1964	1952	0,094 Homogêneo
	Itamarati	-	-0,013	0,580	-0,007	1991	2007	0,091 Homogêneo
	Rio da Cidade	+	0,026	0,255	0,013	2007	1964	0,236 Homogêneo
	Três Irmãos	+	0,018	0,443	0,001	1960	1946	0,089 Homogêneo
	Fazenda Sobradinho	+	0,038	0,095	0,018	1973	1975	0,090 Homogêneo
G_2	Ponte do Souza	+	0,011	0,619	0,008	1981	1985	0,090 Homogêneo

As exceções foram às estações de Visconde de Mauá (Médio Paraíba), Macabuzinho (Norte) e Itamarati (Serrana) todas pertencentes ao grupo G_1 , que apresentaram tendências não significativas de redução das chuvas (Tnsr), para condições de $Z < 0$ e p - valor $> 0,05$. As estações de Visconde de Mauá (1030 m) e Itamarati (1025 m) com altitudes superiores a 1000 m, diferente de Macabuzinho (19 m). No entanto, ambas as estações possuem chuva acumulada média anual superior 1200 mm (Tabela 20). Porém os valores da magnitude S_e foram baixos nas estações de Visconde de Mauá, Macabuzinho e Itamarati.

A variabilidade interanual das chuvas nas 11 estações foi baixa (Tabela 25). As médias das chuvas foram entre 9,14 a 17,39 mm.ano⁻¹, os DP entre 5,23 e 8,69 mm.ano⁻¹ e os CV foram superiores a 40% para todas as estações na escala anual. Os resultados obtidos corroboram com a distribuição média anual das chuvas no ERJ via aplicação da técnica AA definidos pelos autores André et al. (2008) e Brito (2016), em períodos de estudo distintos.

No entanto, ambos identificaram que as regiões de Governo Serrana, Médio Paraíba e na parte Sul do Estado ocorrem taxas de chuvas elevadas, e reduções significativas nos índices pluviométricos nas regiões Norte e Noroeste.

As médias anteriores e posteriores ao ano de mudanças abruptas mostraram que os meses de janeiro, fevereiro, dezembro (verão), abril e maio (outono) e novembro (início da primavera) apresentaram diminuições das chuvas nos anos de 1944, 1945, 1946, 1980 e 2001 (Neutro), 1969 (El Niño Fraco) e 2007 (La Niña Moderada) (**Tabela 23 Anexo**). As estações com redução na taxa de chuva foram Paraíba do Sul, Visconde de Mauá, Macabuzinho, Itaperuna, Bom Jardim, Itamarati, Rio da Cidade e Três Irmãos. As estações Paraíba do Sul, Dois Rios, Itaperuna, Bom Jardim, Rio da Cidade, Três Irmãos, Fazenda Sobradinho e Ponte do Souza possuem Tnsa das chuvas, ao contrário das estações Visconde de Mauá, Macabuzinho e Itamarati com Tnsr das chuvas (Tabela 25). Foram registrados valores inferiores às médias e dos DP, seguido de valores altos de CV para o período anterior e, posterior aos possíveis mudanças nas taxas de chuvas. As mudanças ocorreram nas estações de Paraíba do Sul, Visconde de Mauá, Macabuzinho, Itaperuna, Bom Jardim, Itamarati, Rio da Cidade e Três Irmãos. O aumento nas taxas de chuvas foi registrado nos meses de junho, agosto e dezembro de 1972 (El Niño Forte), 1950 (La Niña Fraca) e 1990 (Neutro). As estações de Dois Rios, Fazenda Sobradinho e Ponte do Souza apresentaram as médias positivas (Tabela 25).

Tabela 25. Resumo estatístico dos dados da série temporal de chuva média anual (mm ano^{-1}), desvio padrão-D.P. (mm ano^{-1}) e coeficiente de variação-CV (%) do período de 1943 a 2013 para os dados transformados pela Box Cox nas regiões de Governo do Estado do Rio de Janeiro.

Estações	1943 – 2013					Antes da mudança			Depois da mudança			Diferença entre Médias (mm ano^{-1})
	Ano	Mês	$\bar{x}$	D. P.	C.V.	$\bar{x}$	D. P.	C.V.	$\bar{x}$	D. P.	C.V.	
Paraíba do Sul	1944	DEZ	9,14	5,23	57,27	12,10	1,19	9,88	10,30	5,56	53,98	-1,80
Visconde de Mauá	1969	ABR	11,25	5,66	50,30	14,46	6,63	45,87	11,91	6,16	51,75	-2,55
Dois Rios	1990	DEZ	11,75	6,55	55,70	12,88	7,06	54,85	13,61	6,71	49,29	0,74
Macabuzinho	1945	MAI	11,94	5,78	48,42	18,73	10,40	55,51	11,22	6,03	53,73	-7,51
Itaperuna	2001	NOV	12,32	7,11	57,72	12,25	7,71	62,91	11,81	7,42	62,80	-0,44
Bom jardim	1980	FEV	12,60	6,98	55,42	12,76	8,96	70,23	12,07	6,24	51,67	-0,69
Itamarati	2007	JAN	15,24	7,32	47,99	16,00	7,58	47,38	10,61	6,88	64,84	-5,39
Rio da Cidade	2001	NOV	12,83	6,43	50,12	13,02	6,55	50,31	12,23	5,78	47,22	-0,79
Três Irmãos	1946	ABR	10,74	5,87	54,67	17,69	5,71	32,24	10,28	6,59	64,07	-7,41
Faz, Sobradinho	1972	JUN	11,60	6,29	54,18	12,30	6,52	53,04	13,01	5,95	45,73	0,72
Ponte do Souza	1950	AGO	17,39	8,69	49,97	16,71	11,64	69,69	17,90	8,46	47,28	1,19

A análise estatística da tendência (Tabela 26), pelo teste de Mann-Kendall (Z_{MK}) mostrou que em 54,5% das estações (Dois Rios, Macabuzinho, Itaperuna, Itamarati, Três Irmãos e Fazenda Sobradinho) foram observadas uma Tnsa das chuvas no período do outono

para condições de $Z > 0$ e $p\text{-valor} > 0,05$ de probabilidade. Porém, nas estações de Paraíba do Sul, Visconde de Mauá, Bom Jardim, Rio da Cidade e Ponte do Souza foram observadas, Tnsr nas chuvas, para condições de $Z < 0$ e $p\text{-valor} < 0,05$ de probabilidade. O aumento não significativo da magnitude das chuvas segundo o método de S_e foram registrados em Dois Rios, Macabuzinho, Itaperuna, Itamarati, Três Irmãos e Fazenda Sobradinho. As diminuições não significativas nas chuvas foram observadas em Paraíba do Sul, Visconde de Mauá, Bom Jardim e Ponte do Souza (1949) e Rio da Cidade (1946). O teste de Pettitt identificou os anos de 1949 (Neutro), 1965 (El Niño Forte), 1978 (Neutro) e 1979 (El Niño Fraco), ao nível de 5% de probabilidade que o outono registrou mudanças abruptas significativas nas chuvas na maioria das estações.

Já o teste de SOCUM indicou a existência de reduções significativas ou insignificantes nas taxas de chuvas no outono dos anos de 1969 (El Niño Fraco) em Visconde de Mauá, 1980 (Neutro) em Dois Rios e Itaperuna, 1945 em Macabuzinho, 1946 em Bom Jardim e Três Irmãos, 1947 em Ponte do Souza, 1949 em Rio da Cidade e, por fim em 2006 (El Niño Fraco) em Itamarati e Fazenda Sobradinho, seguida da estação de Paraíba do Sul (Tabela 26).

Tabela 26. Análise estatística da tendência da chuva no outono pelos testes não-paramétricos de Mann-Kendall, Método de Sen (S_e), determinação do ano de mudança pelos testes de Pettitt e SOCUM para os respectivos grupos homogêneos G_1 e G_2 , no período de 1943 a 2013, considerando o nível de significância de 5%.

Grupos	Estações	Z	Z_{MK}	P-Valor	S_e (mm mês ⁻¹)	Pettitt	SOCUM	Magnitude (Q) (mm mês ⁻¹) e Valores Críticos 1% e 5%
G_1	Paraíba do Sul	-	-0,050	0,277	-0,018	1949	1956	0,177 Homogêneo
	Visconde de Mauá	-	-0,058	0,205	-0,030	1949	1969	0,157 Homogêneo
	Dois Rios	+	0,046	0,317	0,024	1979	1980	0,150 Homogêneo
	Macabuzinho	+	0,010	0,824	0,004	1965	1945	0,183 Homogêneo
	Itaperuna	+	0,012	0,802	0,003	1978	1980	0,150 Homogêneo
	Bom Jardim	-	-0,035	0,451	-0,018	1949	1946	0,178 Homogêneo
	Itamarati	+	0,002	0,959	0,001	1949	2006	0,157 Homogêneo
	Rio da Cidade	-	-0,003	0,950	-0,002	1946	1949	0,056 Homogêneo
	Três Irmãos	+	0,002	0,959	0,0002	1979	1946	0,176 Homogêneo
	Fazenda Sobradinho	+	0,013	0,771	0,005	1979	2006	0,159 Homogêneo
G_2	Ponte do Souza	-	-0,028	0,546	-0,018	1949	1947	0,173 Homogêneo

Além disso, a variabilidade interanual das chuvas nos meses de outono indicou uma significativa dispersão da chuva. Os valores dos CV e DP foram superiores a 50%, mostrando

uma baixa variabilidade das chuvas, principalmente nas estações de Paraíba do Sul, Dois Rios, Itaperuna, Bom Jardim, Rio da Cidade, Três Irmãos, Fazenda Sobradinho e Ponte do Souza (Tabela 27).

Os períodos anteriores e posteriores aos anos e meses de mudanças abruptas nas taxas de chuvas foram observados DP abaixo da média (entre 4,77 a 10,71 mm.mês⁻¹) em todas as estações. Os CV foram superior a 50% nas estações de Paraíba do Sul, Macabuzinho, Itaperuna e Itamarati pertencente ao grupo G₁, os anos foram 1945, 1946, 1947, 1949, 1956, 1969, 1980 e 2006, respectivamente. Os anos citados foram categorizados como El Niño Fraco (2006) em Itamarati e Fazenda Sobradinho, La Niña Moderada (1956) em Paraíba do Sul e o restante foram considerados Neutros (**Tabela 23 Anexo A1**).

Tabela 27. Resumo estatístico dos dados outono da série temporal de chuva mensal (mm mês⁻¹), desvio padrão-D.P. (mm mês⁻¹) e coeficiente de variação-CV (%) do período de 1943 a 2013 os dados transformados pela Box Cox nas regiões do estado do Rio de Janeiro.

Estações	1943 - 2013					Antes da mudança			Depois da mudança			Diferença entre médias (mm ano ⁻¹)
	Ano	Mês	$\bar{x}$	D. P.	C.V.	$\bar{x}$	D. P.	C.V.	$\bar{x}$	D. P.	C.V.	
Paraíba do Sul	1956	MAR	8,66	5,08	58,60	7,52	4,77	63,45	9,20	5,14	55,82	1,69
Visconde de Mauá	1969	ABR	12,46	5,81	46,65	14,46	6,63	45,87	11,91	6,16	51,75	-2,55
Dois Rios	1980	MAR	11,59	6,63	57,18	10,72	7,11	66,31	10,71	5,32	49,62	-0,004
Macabuzinho	1945	MAI	12,68	6,24	49,19	18,73	10,40	55,51	11,22	6,03	53,73	-7,51
Itaperuna	1980	MAR	11,70	7,41	63,32	11,68	7,38	63,20	10,54	7,26	68,92	-1,14
Bom Jardim	1946	ABR	12,25	6,88	56,21	20,37	7,79	38,24	11,71	7,32	62,49	-8,66
Itamarati	2006	ABR	15,28	7,33	47,97	15,10	8,12	53,75	14,10	8,26	58,58	-1,01
Rio da Cidade	1949	MAI	12,44	6,43	51,70	19,19	5,42	28,22	11,97	5,50	45,90	-7,22
Três Irmãos	1946	ABR	10,67	5,97	55,90	17,69	5,71	32,24	10,28	6,59	64,07	-7,41
Faz, Sobradinho	2006	ABR	10,90	6,37	58,40	11,91	7,24	60,76	10,32	4,46	43,21	-1,59
Ponte do Souza	1947	MAI	17,33	8,74	50,42	25,94	10,71	41,27	16,99	8,48	49,91	-8,96

O teste Z_{MK} mostrou a presença de Tnsa de chuva em 10 estações (Tabela 28), com valores de $Z > 0$, seguido de $p - \text{valor} > 0,05$, com exceção de Três Irmãos. Aumentos não significativos da magnitude das chuvas foram observados na curvatura S_e , nas estações dos grupos G₁ e G₂, nos anos de 1972 (Forte El Niño), 1980, 1981, 1993, 1994 como anos Neutro e 2005 (Frac La Niña) com base no teste de Pettitt.

Tabela 28. Análise estatística da tendência da chuva no inverno pelos testes não-paramétricos de Mann-Kendall, Método de Sen (S_e), determinação do ano de mudança pelos testes de Pettitt e SOCUM para os respectivos grupos homogêneos G_1 e G_2 , no período de 1943 a 2013, considerando nível de significância de 5%.

Grupos	Estações	Z	Z_{MK}	P-Valor	S_e (mm mês ⁻¹)	Pettitt	SOCUM	Magnitude (Q) (mm mês ⁻¹) e Valores Críticos 1% e 5%
G_1	Paraíba do Sul	+	0,028	0,542	0,009	1980	1995	0,140 Homogêneo
	Visconde de Mauá	+	0,032	0,491	0,014	2005	1973	0,167 Homogêneo
	Dois Rios	+	0,032	0,483	0,015	1981	1995	0,158 Homogêneo
	Macabuzinho	+	0,110	0,017	0,047	1993	2006	0,179 Homogêneo
	Itaperuna	+	0,029	0,535	0,014	1981	1972	0,159 Homogêneo
	Bom Jardim	+	0,056	0,224	0,029	1994	1961	0,136 Homogêneo
	Itamarati	+	0,017	0,708	0,010	1981	1987	0,170 Homogêneo
	Rio da Cidade	+	0,047	0,304	0,022	1972	1981	0,093 Homogêneo
	Três Irmãos	-	-0,0001	0,999	-0,001	1952	1973	0,159 Homogêneo
	Fazenda Sobradinho	+	0,082	0,077	0,037	1981	1972	0,196 Homogêneo
G_2	Ponte do Souza	+	0,057	0,213	0,039	1981	1950	0,179 Homogêneo

A variabilidade interanual das chuvas nos meses de inverno (Tabela 29) pelo teste de SOCUM, ao nível de 5% de probabilidade, revelou a presença de mudanças abruptas não significativas nas taxas de chuvas nas estações. Observado-se uma alta dispersão do volume de chuva em todas as estações, com valores dos DP abaixo de 50% da média, seguidos dos CV entre 40 e 50%, nas estações de Paraíba do Sul, Dois Rios, Itaperuna, Bom Jardim e Três Irmãos.

No período anterior a mudança na estação de inverno mostrou-se bastante variabilidade nos valores dos CV, seguidos de valores dos DP abaixo de 50% das chuvas em Bom Jardim, Itaperuna e Rio da Cidade, e nas estações de Paraíba do Sul, Visconde de Mauá. Porém, observou-se que as estações de Dois Rios, Macabuzinho, Itaperuna, Três Irmãos, Fazenda Sobradinho e Ponte do Souza apresentam valores de CV superior a 50%.

Já o período posterior a mudança, verificou-se valores do DP abaixo de 50% dos valores das médias, e altos CV acima de 30% para Visconde de Mauá, Macabuzinho, Itaperuna, Bom Jardim, Itamarati, Rio da Cidade, Fazenda Sobradinho e Ponte do Souza que apresentaram aumento e redução no volume de chuva. Entretanto, os anos de reduções significativas e insignificantes das taxas de chuvas foram caracterizados como La Niña Forte (1973), El Niño Fraco (1995), La Niña Fraca (1972), Neutro (1961), El Niño Moderado (1987) e La Niña Forte (1973) (**Tabela 23 Anexo A 1**). Aumentos significativos e insignificantes nas taxas de chuvas foram registrados nos meses de junho, julho e agosto, nos

anos de 1995 e 2006 de El Niño Fraco, 1981 (Neutro), 1972 (El Niño Forte) e 1950 Fraca La Niña (Tabela 28).

Comparativamente, a diferença entre as médias anterior e posterior dos possíveis meses e anos de mudança nas taxas de chuvas apontaram para a existência de reduções nos meses de junho, julho e agosto de 1973 como de Forte El Niño em Visconde de Mauá, 1995 como de El Niño Fraco em Dois Rios, em 1972 El Niño Forte em Itaperuna, no ano de 1961 Neutro em Bom Jardim, em 1987 El Niño Moderado em Itamarati e em 1973 La Niña Forte na estação de Três Irmãos.

Tabela 29. Resumo estatístico dos dados inverno da série temporal de chuva mensal (mm.mês^{-1}), desvio padrão-D.P. (mm.mês^{-1}) e coeficiente de variação-CV (%) do período de 1943 a 2013 os dados transformados pela BoxCox nas regiões do estado do Rio de Janeiro.

Estações	1943 - 2013					Antes da mudança			Depois da mudança			Diferença entre médias (mmano^{-1})
	Ano	Mês	$\bar{x}$	D. P.	C.V.	$\bar{x}$	D. P.	C.V.	$\bar{x}$	D. P.	C.V.	
Paraíba do Sul	1995	JUL	8,89	4,82	54,22	8,47	4,65	54,87	9,36	4,99	53,28	0,89
Visconde de Mauá	1973	AGO	10,24	5,11	49,90	10,25	5,65	55,07	10,15	5,00	49,30	-0,11
Dois Rios	1995	JUN	11,45	6,32	55,23	11,60	6,05	52,15	10,30	5,69	55,17	-1,30
Macabuzinho	2006	JUL	10,64	5,27	49,52	10,57	5,33	50,42	13,16	6,18	46,97	2,59
Itaperuna	1972	JUN	13,02	6,60	50,66	13,01	8,04	61,77	12,76	5,70	44,67	-0,24
Bom Jardim	1961	JUL	12,76	6,73	52,73	13,37	6,18	46,25	12,49	7,09	56,76	-0,88
Itamarati	1987	AGO	15,62	7,05	45,14	15,57	6,99	44,87	15,03	5,69	37,90	-0,55
Rio da Cidade	1981	AGO	13,17	6,04	45,85	12,34	5,85	47,37	13,69	5,83	42,56	1,35
Três Irmãos	1973	AGO	10,91	5,73	52,55	10,61	6,39	60,18	10,44	5,23	50,11	-0,17
Faz, Sobradinho	1972	JUN	12,39	5,92	47,81	12,30	6,52	53,04	13,01	5,95	45,73	0,72
Ponte do Souza	1950	AGO	17,58	8,48	48,25	16,71	11,64	69,69	17,90	8,46	47,28	1,19

Os resultados das tendências e os possíveis anos e meses de mudanças abruptas nas taxas de chuvas nos meses da primavera (Tabela 30), mostraram Tnsa das chuvas com $Z > 0$ seguido de $p - \text{valor} > 0,05$ em todas as estações. Porém, aumento não significativo da magnitude de chuvas via método de S_e , entre 0,028 a 0,059 mm.mês^{-1} foi observado em todas as estações nos anos de 1959, 1960, 1961 e 2001, anos considerados como Neutros pelo teste de Pettitt.

Tabela 30. Análise estatística da tendência da chuva na primavera pelos testes não-paramétricos de Mann-Kendall, Método de Sen (S_e), determinação do ano de mudança pelos testes de Pettitt e SOCUM para os respectivos grupos homogêneos G_1 e G_2 , no período de 1943 a 2013, considerando o nível de significância de 5%.

Grupos	Estações	Z	Z_{MK}	P-Valor	S_e (mm mês ⁻¹)	Pettitt	SOCUM	Magnitude (Q) (mm mês ⁻¹) e Valores Críticos 1% e 5%
G_1	Paraíba do Sul	+	0,082	0,077	0,031	1959	1975	0,149 Homogêneo
	Visconde de Mauá	+	0,069	0,135	0,028	1960	2001	0,182 Homogêneo
	Dois Rios	+	0,109	0,018	0,059	1960	1953	0,160 Homogêneo
	Macabuzinho	+	0,065	0,159	0,031	1960	2001	0,177 Homogêneo
	Itaperuna	+	0,074	0,111	0,041	1959	2001	0,141 Homogêneo
	Bom Jardim	+	0,057	0,217	0,032	1960	1963	0,173 Homogêneo
	Itamarati	+	0,081	0,080	0,049	1961	2001	0,176 Homogêneo
	Rio da Cidade	+	0,073	0,113	0,040	2001	1961	0,071 Homogêneo
	Três Irmãos	+	0,057	0,218	0,009	1960	2001	0,169 Homogêneo
	Fazenda Sobradinho	+	0,085	0,065	0,042	1961	1952	0,169 Homogêneo
G_2	Ponte do Souza	+	0,075	0,102	0,054	1961	1977	0,147 Homogêneo

Ao analisar a variabilidade interanual das chuvas (Tabela 31) nos meses da primavera, com base no teste de SOCUM, mostrou-se que os anos e meses de mudanças abruptas não significativas nas chuvas nas estações. Verifica-se que as taxas de chuvas foram abaixo da média de 17,49 mm.mês⁻¹, anterior e posterior aos possíveis meses e anos. O DP fica abaixo de 50% das médias, seguidos de valores altos dos CV amostrais superiores 40%, com isso indicaram a presença de alta dispersão das taxas médias de chuvas, principalmente em setembro e novembro nas estações de Visconde de Mauá, Dois Rios, Macabuzinho, Itaperuna, Bom Jardim, Três Irmãos e Fazenda Sobradinho, com exceções de Itamarati, Rio da Cidade e Ponte do Souza que apresentam às maiores médias de chuvas, em novembro.

Os anos anterior e posterior foram anos de El Niño Fraco (1952, 1953 e 1977), El Niño Moderado (1963), e La Niña Forte (1975) e anos Neutros (1961 e 2001) (**Tabela 23 Anexo A 1**). Comparativamente a diferença entre as médias dos possíveis anos e meses de mudança mostraram oito casos de reduções significativas nas taxas de chuvas na primavera (Tabela 31). As estações que ocorreram redução foram Paraíba do Sul, Visconde de Mauá, Macabuzinho, Itaperuna, Bom Jardim, Itamarati, Três Irmãos e Ponte do Souza. As demais estações apresentaram aumentos significativos nas taxas de chuvas em novembro nos anos de 1953 (El Niño Fraco), 1961 (Neutro) e 1952 (El Niño Fraco), nas estações de Dois Rios, Rio da Cidade e Fazenda Sobradinho.

Tabela 31. Resumo estatístico dos dados primavera da série temporal de chuva mensal ($\text{mm m^{-1}}$), desvio padrão-D.P. ($\text{mm m^{-1}}$) e coeficiente de variação-C.V. (%) do período de 1943 a 2013 os dados transformados pela Box Cox nas regiões do estado do Rio de Janeiro.

Estações	1943 - 2013					Antes da mudança			Depois da mudança			Diferença entre médias (mm ano^{-1})
	Ano	Mês	$\bar{x}$	D. P.	C.V.	$\bar{x}$	D. P.	C.V.	$\bar{x}$	D. P.	C.V.	
Paraíba do Sul	1975	NOV	8,91	4,82	54,16	9,55	5,18	54,25	9,16	4,49	48,99	-0,39
Visconde de Mauá	2001	NOV	9,60	5,13	53,38	10,18	5,13	50,42	8,39	4,77	56,90	-1,79
Dois Rios	1953	NOV	12,31	6,64	53,92	11,19	9,50	84,88	12,85	6,70	52,18	1,66
Macabuzinho	2001	NOV	12,09	5,47	45,23	12,02	5,54	46,07	11,92	6,84	57,34	-0,10
Itaperuna	2001	NOV	12,17	7,08	58,20	12,25	7,71	62,91	11,81	7,42	62,80	-0,44
Bom Jardim	1963	SET	12,45	6,90	55,40	13,41	7,75	57,81	12,38	6,40	51,67	-1,03
Itamarati	2001	NOV	14,88	7,51	50,47	14,58	8,04	55,17	13,16	6,86	52,14	-1,42
Rio da Cidade	1961	NOV	13,03	6,64	50,94	11,03	6,28	56,95	13,57	6,36	46,88	2,53
Três Irmãos	2001	NOV	10,43	5,90	56,50	11,07	6,35	57,36	9,93	6,11	61,52	-1,14
Faz, Sobradinho	1952	NOV	11,40	6,27	54,98	10,86	7,20	66,29	11,84	6,01	50,76	0,98
Ponte do Souza	1977	NOV	17,49	8,71	49,78	17,23	9,15	53,12	16,93	9,10	53,73	-0,29

Já as tendências nos possíveis anos e meses de mudanças da chuva no verão (Tabela 32), segundo os testes citados anteriormente mostraram que 9 estações apresentaram Tnsa de chuvas com $Z > 0$ e $p - \text{valor} > 0,05$, apenas as estações de Macabuzinho e Três Irmãos apresentaram Tnsr da chuva, com $Z < 0$ e $p - \text{valor} > 0,05$. Resultados também de mostraram que aumento e redução não significativa das chuvas foram registrados em todas as estações segundo o método de Se nos anos de 1943, 1963 (El Niño Moderado), 1964 (La Niña Fraca), 1976 (El Niño Fraco), 1987 (El Niño Forte) e 2005 (La Niña Fraca) com base no teste de Pettitt.

Tabela 32. Análise estatística da tendência da chuva no verão pelos testes não-paramétricos de Mann-Kendall, Método de Sen (Se), determinação do ano de mudança pelos testes de Pettitt e SOCUM para os respectivos grupos homogêneos G1 e G2, no período de 1943 a 2013, considerando o nível de significância de 5%.

Grupos	Estações	Z	Z _{MK}	P-Valor	S _e ($\text{mm m^{-1}}$)	Pettitt	SOCUM	Magnitude (Q) ($\text{mm m^{-1}}$) e Valores Críticos 1% e 5%
G ₁	Paraíba do Sul	+	0,0160	0,730	0,006	1963	1944	0,1589 Homogêneo
	Visconde de Mauá	+	0,0455	0,324	0,021	1964	1978	0,1478 Homogêneo

	Dois Rios	+	0,0316	0,493	0,017	1963	1990	0,1758 Homogêneo
	Macabuzinho	-	-0,0175	0,704	-0,008	1987	1951	0,1813 Homogêneo
	Itaperuna	+	0,0032	0,945	0,001	1976	1980	0,1690 Homogêneo
	Bom Jardim	+	0,0264	0,567	0,015	1963	1980	0,1736 Homogêneo
	Itamarati	+	0,0156	0,735	0,010	1964	1993	0,1568 Homogêneo
	Rio da Cidade	+	0,0189	0,683	0,009	1943	1964	0,1100 Homogêneo
	Três Irmãos	-	-0,029	0,527	-0,004	2005	1990	0,161 Homogêneo
	Fazenda Sobradinho	+	0,0130	0,779	0,007	1963	1965	0,1520 Homogêneo
G₂	Ponte do Souza	+	0,0001	0,999	0,000	1963	1956	0,1664 Homogêneo

A variabilidade interanual da chuva no verão (Tabela 33) segundo o teste de SOCUM mostrou alta variabilidade nos valores médios de chuva, seguido de valores elevados dos CV amostrais superiores 40% da chuva. Entretanto, nos períodos, anterior e posterior aos possíveis meses e anos de mudanças as ocorrências de valores médios de chuvas focaram abaixo de $21,23 \text{ mm.mês}^{-1}$, seguido dos valores dos DP abaixo de 50% da média da chuva na maioria das estações (Tabela 33). A exceção foi à estação de Paraíba do Sul ($21,23 \text{ mm.mês}^{-1}$ e 4,07%) em fevereiro, com a maior média da chuva e o menor DP no verão.

Quando se análise a diferença entre as médias anterior e posterior aos meses e anos de mudanças abruptas observa-se que as estações de Visconde de Mauá, Macabuzinho, Bom Jardim, Itamarati e Ponte do Souza, apresentaram reduções insignificantes nas taxas de chuvas, enquanto que a estação de Paraíba do Sul, apresentou uma redução significativa na taxa de chuva ($-11,12 \text{ mm.mês}^{-1}$). Porém, aumentos insignificantes das chuvas foram registrados nas estações de Dois Rios, Itaperuna, Rio da cidade, Três Rios e Fazenda Sobradinho nos meses de dezembro e nos anos de 1990 e 1980 (Neutros), 1965 (El Niño Forte) e fevereiro de 1964 (La Niña Fraca). Foi possível identificar nos respectivos anos mudanças, no regime de chuva. Os anos identificados foram categorizados com Neutros (1944, 1978, 1980, 1990 e 1993); El Niño Fraco (1951) e Forte (1965); La Niña Fraca e Moderada (1956 e 1964) (**Tabela 23 Anexo A 1**), conforme o teste de SOCUM.

Tabela 33. Resumo estatístico dos dados no verão da série temporal de chuva mensal (mm.mês^{-1}), desvio padrão-D.P. (mm.mês^{-1}) e coeficiente de variação-C.V. (%) do período de 1943 a 2013 os dados transformados pela Box Cox nas regiões do estado do Rio de Janeiro.

Estações	1943 - 2013					Antes da mudança			Depois da mudança			Diferença entre médias (mm.ano^{-1})
	Ano	Mês	$\bar{x}$	D. P.	C.V.	$\bar{x}$	D. P.	C.V.	$\bar{x}$	D. P.	C.V.	
Paraíba do Sul	1944	FEV	10,09	6,04	59,80	21,23	4,07	19,16	10,11	6,72	66,45	-11,12
Visconde de Mauá	1978	JAN	12,70	5,92	46,61	13,74	6,69	48,71	13,68	5,81	42,46	-0,07
Dois Rios	1990	DEZ	11,65	6,60	56,64	12,88	7,06	54,85	13,61	6,71	49,29	0,74

Macabuzinho	1951	DEZ	12,37	5,94	48,01	14,10	8,26	58,56	12,51	5,57	44,54	-1,59
Itaperuna	1980	DEZ	12,39	7,32	59,06	13,10	8,34	63,66	13,62	7,25	53,25	0,52
Bom Jardim	1980	FEV	12,93	7,42	57,40	12,76	8,96	70,23	12,07	6,24	51,67	-0,69
Itamarati	1993	JAN	15,20	7,40	48,67	15,99	8,08	50,53	14,40	6,38	44,29	-1,59
Rio da Cidade	1964	FEV	12,69	6,62	52,16	12,10	7,64	63,18	12,34	5,98	48,49	0,24
Três Irmãos	1990	DEZ	10,96	5,92	54,04	11,84	5,91	49,92	12,09	6,11	50,58	0,25
Faz, Sobradinho	1965	DEZ	11,71	6,52	55,69	12,85	6,91	53,74	13,13	6,08	46,33	0,28
Ponte do Souza	1956	FEV	17,15	8,88	51,75	18,32	9,57	52,23	16,60	8,53	51,42	-1,73

O teste de SOCUM conseguiu extrair 39 casos de eventos de ENOS nos grupos G_1 e G_2 . Os eventos Neutros possuem os maiores percentuais na série temporal (48,72%), nos anos de 1944, 1945, 1946, 1947, 1949, 1961, 1969, 1978, 1980, 1990, 1993, 2001 e 2007. Os episódios de El Niño Forte (15,38%), foram nos anos de 1952, 1953, 1965, 1972 e 1977, e Fraco (12,82%), nos anos de 1951, 1969, 1973, 1979 e 2006. Já os episódios com menores percentuais tiveram La Niña Moderada (7,69%) nos anos de 1956, 1964 e 2007 e, por fim El Niño Moderado, La Niña Fraca e Forte (5,13%) com registros em 1963, 1987 e 1950, 1995, e 1973, 1975, respectivamente.

4 CONCLUSÕES

O teste de SOCUM, aplicado a série temporal de 71 anos de chuva nas escalas anual e sazonal em todas as estações utilizadas no estudo são consideradas homogêneas para os níveis de significâncias de 1% e 5% de probabilidade da magnitude.

Os testes de Pettitt e SOCUM nas escalas anual e sazonal mostram uma boa concordância quanto à identificação dos anos de possíveis mudanças abruptas significativas na série temporal de 71 anos. Os testes de Pettitt e SOCUM na escala anual de chuva, ao nível de 5% de probabilidade, mostram mudanças abruptas não significativas ou insignificantes na chuva na maioria das estações dos grupos G_1 e G_2 . O método S_e , identifica o aumento e diminuição não significativas ou insignificantes da magnitude das chuvas em todas as estações dos grupos G_1 e G_2 .

O teste Mann-Kendall na escala anual definiu a existência de tendências não significativas de aumento de chuva nas estações pertencentes aos grupos homogêneos, as exceções foram às estações de Visconde de Mauá, Macabuzinho e Itamarati. No outono, foi registrada a tendência não significativa de aumento das chuvas em todas as estações, enquanto que no inverno, ocorreram tendências não significativas de aumento de chuvas nas estações pertencentes aos grupos G_1 e G_2 , com exceção de Três Irmãos. Na primavera foram registradas tendências não significativas de aumento das chuvas em todas as estações. E, por fim no verão, registrou-se tendências não significativas de aumento das chuvas em nove estações, as exceções são Macabuzinho e Três Irmãos.

Quando aplicado o teste de SOCUM, foram mostrados 39 episódios de ENOS na série temporal de 71 anos de chuva. Os eventos neutros são os maiores na série juntamente com os

eventos de El Niño forte e fraco. Os eventos menores na série são La Niña moderada, El Niño moderado, La Niña fraca e forte. Vale ressaltar a utilização de alguma técnica robusta para identificação de padrões envolvendo o ENOS e regime de chuva no ERJ na série temporal de 71 anos, por exemplo, *Wavelets* ou Análise Harmônica e Espectral (AHE).

Em suma, a aplicação de estatística descritiva, dos testes paramétricos e não paramétricos são eficientes no entendimento das chuvas nas regiões de Governo do Estado.

As ferramentas estatísticas usadas no estudo podem ser aplicadas em estudos de Modelagem Numérica, Previsão Climática, Previsão Numérica do Tempo (PNT), Hidrometeorologia (abastecimento e reservatórios de água) e em políticas públicas do estado do Rio de Janeiro.

5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AHMED, S. I.; RUDRA, R.; DICKINSON, T.; AHMED, M. (2014) Trend and periodicity of temperature time series in Ontario. *American Journal of Climate Change* 3:272-288. doi.org/10.4236/ajcc.2014.33026

ALEXANDER, L. V.; ZHANG, X.; PETERSON, T. C.; CAESAR, J.; GLEASON, B.; TANK, A. M. G. K.; HAYLOCK, M.; COLLINS, D.; TREWIN, B.; RAHIMZADEH, F.; TAGIPOUR, A.; KUMAR, K. R.; REVADEKAR, J.; GRIFFITHS, G.; VINCENT, L.; STEPHENSON, D. B.; BURN, J.; AGUILAR, E.; BRUNET, M.; TAYLOR, M.; NEW, M.; ZHAI, P.; RUSTICUCCI, M.; VAZQUEZ-AGUIRRE, J. L. (2006) Global observed changes in daily climate extremes of temperature and precipitation. *Journal of Geophysical Research*. 111: 1-22. doi:10.1029/2005JD006290

ALMEIDA, B. M.; JOSÉ, J. V.; DUARTE, S. N.; FRIZZONE, J. A.; ARAES, F. D.; PERBONE, A. (2014) Análise de tendência temporal da precipitação diária máxima no Estado de São Paulo. *Water Resources and Irrigation Management* 3:1-12.

ALMEIDA, C. T.; DELGADO, R. C.; OLIVEIRA JÚNIOR, J. F.; GOIS, G.; CAVALCANTI, S. A. (2015) Avaliação das Estimativas de Precipitação do Produto 3B43-TRMM do Estado do Amazonas. *Revista Floresta e Ambiente*. 22: 279-286. doi: 10.1590/2179-8087.112114

ANDRÉ, R. G. B.; MARQUES, V. S.; PINHEIRO, F. M. A.; FERRAUDO, A. S. (2008) Identificação de regiões pluviometricamente homogêneas no estado do Rio de Janeiro, utilizando-se valores mensais. *Revista Brasileira de Meteorologia* 23: 501-509. doi: 10.1590/S0102-77862008000400009

BACK, A. J. (2001) Aplicação de análise estatística para identificação de tendências climáticas. *Pesquisa Agropecuária Brasileira* 36: 717-726.

BARBIERI, P. R. B. (2007) Caracterização da Estação Chuvosa nas Regiões Sul e Sudeste do Brasil Associado com a Circulação Atmosférica. M.Sc. (Dissertation) – INPE, 121p.

BOX, G. E. P.; COX, D. R. (1964) An analysis of transformations. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 26: 211-252.

BRITO, T.T.; OLIVEIRA-JÚNIOR, J. F.; LYRA, G. B.; GOIS, G.; ZERI, M. (2016) Multivariate analysis applied to monthly rainfall over Rio de Janeiro state, Brazil. *Meteorol Atmos Phys* **128**: 1-10. doi:10.1007/s00703-016-0481-x

BUISHAND, T.A. (1982) Some methods for testing the homogeneity of rainfall records. *Journal of Hydrology* 58: 11-27. doi:10.1016/0022-1694(82)90066-X

CARVALHO, L. M. V.; JONE, C.; LIEBMANN, B. (2002) Extreme Precipitation Events in Southeastern South America and Large-Scale Convective Patterns in the South Atlantic Convergence Zone. *Journal of Climate* 15: 2377–2394. doi: 10.1175/1520-0442(2002)015<2377:EPEISS>2.0.CO;2

CARVALHO, L. M. V.; JONES, C.; LIEBMANN, B. (2004) The South Atlantic Convergence Zone: persistence, intensity, form, extreme precipitation and relationships with intraseasonal activity. *Journal of Climate* **17**:88-108. doi: 10.1175/1520-0442(2004)017<0088:TSACZI>2.0.CO;2

CLIMANÁLISE (2012) Produtos Climanálise INPE/CPTEC (2012). Available in: <http://www.cptec.inpe.br/products/climanalise/>. Accessed on: July 31.

DAVIS, E. G.; NAGHETTINI, M. C. (2000). *Estudo de Chuvas Intensas no Estado do Rio de Janeiro*. 2.ed. revisada e ampliada. Brasília: CPRM, 1 CD-ROM.

DERECZYNSKI, C.P.; OLIVEIRA, J. S.; MACHADO, C. O. (2009) Climatologia da Precipitação no Município do Rio de Janeiro. *Revista Brasileira de Meteorologia* **24**: 24-38. doi: 10.1590/S0102-77862009000100003

doi 10.1007/s00703-016-0481-x

FERRARI, A. L.; VECCHIA, F. A. Z.; COLABONE, R. O. (2012) Tendência e variabilidade anuais da temperatura e da pluviosidade em Pirassununga-SP. *Revista Brasileira de Climatologia* 10: 30-46.

FERREIRA, N. J.; SANCHES, M.; SILVA DIAS, M. A. F. (2004) Composição da Zona de Convergência do Atlântico Sul em Períodos de El Niño e La Niña. *Revista Brasileira de Meteorologia* **19**:89-98.

GILBERT, R. O. (1983) *Statistical methods for environmental pollution monitoring*. New York: Van Nostrand Reinhold, pp 225-240.

GOOSSENS, C.; BERGER, A. (1986) Annual and Seasonal Climatic Variations Over The Northern Hemisphere and Europe during the last century. *Annales Geophysicae* 4: 385-400.

HIRSCH, R. M.; SLACK, J. R. (1984) A nonparametric trend test for seasonal data with serial dependence. *Water Resources Research* 20: 727–732. doi:10.1029/WR020i006p00727

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. IBGE (2015). Diretoria de Pesquisas, Coordenação de Trabalho e Rendimento, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua. <http://www.ibge.gov.br/estadosat/perfil.php?sigla=rj>. Acessado 20 jul 2015

IPCC - Intergovernmental Panel on Climate Change. Climate change (2007). The physical science basis. In: Solomon S, Qin D, Manning M, Chen Z, Marquis M, Averyt K B, Tignor M, Miller H L. (ed.) Contribution of working group I to the fourth assessment report of the intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge University Press, Cambridge, 2007, 996p.

JACKSON, I. J.; WEINAND, H. (1995) Classification of tropical rainfall stations: A comparison of clustering techniques. *International Journal of Climatology* **15**: 985-994. doi: 10.1002/joc.3370150905

JÚLIO JÚNIOR, C. F. M.; SEDIYANA, G. C.; FERREIRA, P. A.; LEAL, B. G. (2006) Determinação de regiões homogêneas quanto à distribuição de frequência de chuvas no leste do Estado de Minas Gerais. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental* **10**: 408-416. doi: 10.1590/S1415-43662006000200023

KAYANO, M. T. (1999) Southeastern Pacific blocking episodes and their effects on the South American weather. *Meteorology and Atmospheric Physics* **69**: 145-155. Doi: 10.1007%2FBF01030418

KELLER FILHO, T.; ASSAD, E. D.; LIMA, P. R. S. R. (2005) Regiões pluviometricamente homogêneas no Brasil. *Pesquisa Agropecuária Brasileira* **40**: 311-322. doi: 10.1590/S0100-204X200600090001

KOUSKY, V. E. (1979) Frontal influences on northeast Brazil. *Monthly Weather Review* **107**: 1142-1153.

LÁZARO, R.; RODRIGO, F. S.; GUTIÉRREZ, L.; DOMINGO, F.; PUIGDEFÁBREGAS, J. (2001) Analysis of a thirty year rainfall record (1967– 1997) from semi-arid SE Spain: a plant ecological perspective. *Journal of Arid Environments* **48**: 373–395. doi: 10.1006/jare.2000.0755

LEMO, C.F.; CALBETE, N. (1996) Sistemas Frontais que atuaram no litoral de 1987-1995. *Climanalise Especial – Edição comemorativa de 10 anos. MCT/INPE/CPTEC*.

LIMA, K. C.; SATYAMURTY, P.; FERNÁNDEZ, J. P. R. (2010) Large-scale atmospheric conditions associated with heavy rainfall episodes in southeast Brasil. *Theoretical and Applied Climatology* **101**: 121-135. doi: 10.1007/s00704-009-0207-9

LYRA, G. B.; GARCIA, B. I. L.; PIEDADE, S. M. S.; SEDIYAMA, G. C.; SENTELHAS, P. C. (2006). Regiões homogêneas e funções de distribuição de probabilidade da precipitação pluvial no Estado de Táchira, Venezuela. *Pesquisa Agropecuária Brasileira* **41**: 205-215. doi: 10.1590/S0100-204X2006000200004

LYRA, G. B.; OLIVEIRA JÚNIOR, J. F.; ZERI, M. (2014) Cluster analysis applied to the spatial and temporal variability of monthly rainfall in Alagoas state, Northeast of Brazil. *International Journal of Climatology* **34**: 3546-3558. doi: 10.1002/joc.3926

MENDES, M. C. D.; TRIGO, R. M.; CAVALCANTI, I. F.A.; DACAMARA, C. C. (2005) Bloqueios Atmosféricos de 1960 a 2000 sobre o Oceano Pacífico Sul: Impactos Climáticos e Mecanismos Físicos Associados. *Revista Brasileira de Meteorologia* **20**: 175-190. doi: 10.1590/S0102-77862009000300002

MORAES, N. O.; MARTON, E.; PIMENTEL, L. C. G. (2005) Simulações Numéricas da Formação de Ilha de Calor na Região Metropolitana do Rio de Janeiro. *Anuário do Instituto de Geociências - UFRJ* **28**: 116-138.

NADARAJAH, S.; CHOI, D. (2007) Maximum daily rainfall in South Korea. *Journal of Earth System Science* **116**: 311-320. doi:10.1007/s12040-007-0028-0

NIMER, E. (1972) Climatologia da Região Sudeste do Brasil - Introdução a Climatologia Dinâmica. *Revista Brasileira de Geografia* **34**: 3-48.

NOAA/CPC - National Oceanic and Atmospheric Administration/Climate Prediction Center. Disponível em: < <http://www.inmet.gov.br/projetos/rede/pesquisa/inicio.php>>. Acesso em 17/07/2015.

OBREGÓN, G.; MARENGO, J. (2011) Riscos das Mudanças Climáticas no Brasil: Análise Conjunta Brasil-Reino Unido sobre os Impactos das Mudanças Climáticas e do Desmatamento na Amazônia “Variabilidade e tendências climáticas” pp19-20.

OLIVEIRA-JÚNIOR, J. F.; DELGADO, R. C.; GOIS, G.; LANNES, A.; DIAS, F. O.; SOUZA, J. C. S.; SOUZA, M. (2014). Análise da precipitação e sua relação com sistemas meteorológicos em Seropédica, Rio de Janeiro. *Floresta e Ambiente* **21**: 140-149. doi: 10.4322/floram.2014.030

PETTITT, A. N. (1979) A non-parametric approach to the change-point problem. *Applied Statistics. Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)* **28**: 126-135.

R DEVELOPMENT CORE TEAM (2016) R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL: <http://www.R-project.org/>

REBOITA, M. S.; GAN, M. A.; ROCHA, R. D.; AMBRIZZI, T. (2010) Regimes de precipitação na América do Sul: uma revisão bibliográfica. *Revista Brasileira de Meteorologia* **25**: 185-204. doi: 10.1590/S0102-77862010000200004

SAHIN, S.; CIGIZOGLU, H. K. (2010) Homogeneity analysis of Turkish meteorological data set. *Hydrological Processes* **24**: 981- 992. doi:10.1002/hyp.7534

SANTOS, R. S.; SEDIYAMA, G. C.; OLIVEIRA, R. A.; ABRAHÃO, M. G. (2012) Homogeneidade de séries climatológicas em Minas Gerais. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental* **12**: 1338–1345. doi: /10.1590/S1415-43662012001200011

SEM, P. K. (1968) Estimates of the regression coefficient based on Kendalls’s tau. *Journal of the American Statistical Association*, 1379-1389.

SNEYERS, R. (1975) Sur l’analyse statistique des series d’observations. Gênevè: Organisation Météorologique Mondial. (OMN, Note technique, 143).

SOARES, E. P. (2006) Caracterização da Precipitação na Região de Angra dos Reis e a sua Relação com a Ocorrência de Deslizamentos de Encostas. M.Sc. (Dissertation) – UFRJ, 145p.

TORETI, A.; KUGLITSCH, F. G.; XOPLAKI, E.; DELLA-MARTA, P. M.; AGUILAR, E.; PROHOMF, M.; LUTERBACHERG, J. (2011) Short communication: A note on the use of

the standard normal homogeneity test to detect inhomogeneities in climatic time series. *International Journal of Climatology* **31**: 630-632. doi: 10.1002/joc.2088

WARD, J. H. (1963) Hierarchical grouping to optimize an objective function. *Journal of the American Statistical Association* **58**: 236-244.

WESTRA, S.; ALEXANDER, L. V.; ZWIERS, F. W. (2013) Global increasing trends in annual maximum daily precipitation. *Journal of Climate* **26**: 3903-3918. doi: 10.1175/JCLI-D-12-00502.1

WIJNGAARD, J. B.; KLEIN TANK, A. M. G.; KÖNNEN, G. P. (2003) Homogeneity of 20th century European daily temperature and precipitation series. *International Journal of Climatology* **23**: 679-692. doi: 10.1002/joc.906

XAVIER, A. C.; KING, C. W.; SCANLON, B. R. (2015) Daily gridded meteorological variables in Brazil (1980–2013). *International Journal of Climatology*. doi: 10.1002/joc.4518

YUE, S.; PILON, P. J.; PHINNEY, B. (2003) Canadian Streamflow Trend Detection: Impacts of Serial and Cross-Correlation. *Hydrological Sciences Journal* **48**: 51-63. doi:10.1623/hysj.48.1.51.43478

ZERI, M.; OLIVEIRA-JÚNIOR, J. F.; LYRA, G. B. (2011) Spatiotemporal analysis of particulate matter, sulfur dioxide and carbon monoxide concentrations over the city of Rio de Janeiro, Brazil. *Meteorology and Atmospheric Physics* **113**: 139-152. doi: 10.1007/s00703-011-0153-9

CAPÍTULO IV - Tendência do índice EVI2 aplicado na vegetação do Estado do Rio de Janeiro, Brasil baseado em testes não-paramétricos e Cadeia de Markov

RESUMO

Dados mensais do índice Enhanced Vegetation Index (EVI2) foram calculados para vegetação do Estado do Rio de Janeiro (ERJ) entre 2001 e 2012. A tendência do EVI2 foi avaliada pelos testes Mann-Kendall (MK), Pettitt (P) e Estimador da Inclinação da Curvatura Sen (Se), enquanto os cenários futuros pela Cadeia de Markov. Mapas temáticos do EVI2 foram gerados com objetivo de apresentar o crescimento e diminuição da vegetação no ERJ. De um modo geral, há uma tendência insignificante de crescimento da vegetação em 75%, seguido de uma tendência significativa de diminuição em 25% das regiões de Estado. O teste de Pettitt mostrou a existência de mudanças bruscas não significativas (NS), ambos de crescimento e diminuição da vegetação em seis regiões de Governo e significativas (S) de diminuição da vegetação nas demais. Análise espacial do EVI2 nas regiões Médio Paraíba e Serrana mostrou a ocorrência NS de mudança brusca da vegetação em novembro de 2007 e 2003. Enquanto que as regiões Norte Fluminense e Metropolitana mostra um crescimento NS na vegetação em outubro de 2003 e 2005. As regiões Noroeste Fluminense e Centro Sul Fluminense revelam uma mudança brusca de diminuição da vegetação NS e S em de abril de 2006. As regiões Costa Verde e das Baixadas Litorâneas observaram-se mudanças bruscas S e NS de diminuição da vegetação em maio de 2004. Os cenários futuros apresentara mudanças na tendência da vegetação no ERJ. Os prognósticos de mudanças dos cenários futuros com variação de 1 a 2 anos, em intervalos constante (3 a 10 anos), foram observados em todos os cenários futuros analisados no ERJ.

Palavras-chave: Sensores orbitais, Testes estatísticos, Geotecnologia, Matriz markoviana.

ABSTRACT

The study aimed to assess the growth and decrease in vegetation trend by Enhanced Vegetation Index (EVI2) through the application of statistical tests and Markov's chain in the state of Rio de Janeiro (SRJ). Monthly data from EVI2 were calculated for the vegetations of the State of Rio de Janeiro (SRJ) from 2001 to 2012. Mann-Kendall (MK), Pettitt (P) and Estimator of Curvature Slope Sen (Se) tests assessed EVI2 trend, while the future scenarios were evaluated by Markov chain. Overall, there is an insignificant trend in vegetation growth in 75%, followed by a significant trend of decreasing in 25% of the regions. Pettitt's test showed that there is not significant (NS) abrupt changes, both growth and decreasing vegetation, and significant (S) abrupt changes of decreasing vegetation in the others Government regions. Spatial analysis from EVI2 in the regions Médio Paraíba and Serrana showed the occurrence of NS abrupt change in the vegetation in November 2007 and 2003. Norte Fluminense and Metropolitana showed a NS vegetation increase in October 2003 and 2005. Noroeste Fluminense and Centro Sul Fluminense revealed an NS and S abrupt change of decreasing vegetation in April 2006. In Costa Verde and Baixadas Litorâneas NS and S abrupt changes in decreasing vegetation were observed in May 2004. Future scenarios showed changes in vegetation trend in SRJ with indication of decreasing. Predictions of changes in future scenarios ranging from 1 to 2 years in constant intervals (3 to 10 years) were observed in all future scenarios analyzed in the SRJ.

Keywords: Orbital sensors. Statistical tests. Geotechnology. Markovian matrix.

1 INTRODUÇÃO

Diversas medidas governamentais têm sido adotadas no controle da vegetação, como por exemplo, o estabelecimento de áreas de Preservação Permanente (APP) e Unidades de Conservação (UC) e, por fim o monitoramento de focos de calor via satélites (CAÚLA et al., 2015). No entanto, ainda falta maior rigor no controle dos biomas brasileiros em escala espacial; Pois, os biomas são ameaçados constantemente pelas atividades antrópicas, principalmente pela pecuária, agricultura e ocupação imobiliária (ALEIXO et al., 2010).

Diante da necessidade da avaliação da vegetação em extensas áreas foram criados, o NDVI (*Normalized Difference Vegetation Index*), por Rouse et al. (1973, 1974), e o EVI (*Enhanced Vegetation Index*) por Huete et al. (1997, 1999 e 2002), ambos têm sido bastante utilizados em diversos estudos de dinâmica da vegetação (ZHANG et al., 2009; DELGADO et al., 2015; GOULART et al., 2015).

O sensor MODIS (*Moderate Resolution Imaging Spectroradiometer*) é o mais utilizado na escala espaço-temporal do controle e monitoramento da vegetação, pois fornece dados com alta resolução. A sua resolução espectral (36 bandas espectrais) em comparação a outros sensores (OLI TIRS, TM entre outros) (JUSTICE et al., 2002), seguido da sua alta resolução temporal (1-2 dias), sua calibração a bordo garante a consistência da série temporal de reflectância (GUENTHER et al., 2002) e, por fim às manobras de órbita e altitude do satélite que fornecem precisão na geolocalização (WOLFE et al., 2002).

Em vista disso o produto MODIS (MOD13Q1) é de grande utilidade em estudos agrônômicos e florestais, pois verifica a fragmentação e perdas dos ecossistemas decorrentes das ações na paisagem. Assim, ele permite estudar a influência de parâmetros climáticos ligados às mudanças climáticas (ACHARD et al., 2002); no comprometimento das funções ambientais em relação à descontinuidade dos bens e serviços proporcionados à sociedade (SANTOS et al., 2001) e, na perda de habitat e biodiversidade (DOBSON et al., 1997).

Alguns estudos recentes, como por exemplo, DEMARCHI et al. (2011), ANTUNES et al. (2012) comentam que técnicas sensoriais e espaciais auxiliam no planejamento do uso e ocupação do solo de uma região, delimitação das APP, reserva legal, unidades de UC, da manutenção dos recursos hídricos e outras áreas reconhecidas pela legislação como importantes para a manutenção das atividades ambientais. Baseado nisto, estudos da dinâmica da cobertura do solo em paisagens fragmentadas exige aplicação de métodos práticos e pontuais, por exemplo, o levantamento da vegetação via geoprocessamento e levantamentos históricos (RODRIGUES, 1997). Neste contexto, o Sensoriamento Remoto (SR) vem contribuindo significativamente na melhoria e qualidade das informações, principalmente ao dimensionamento de áreas ocupadas pelas coberturas vegetais, sejam naturais ou estabelecidas pelo homem (GOULART et al., 2015).

Assim, aplicação de ferramentas (métodos) matemáticas e estatísticas na dinâmica da vegetação em áreas de florestas é de suma importância no conhecimento do crescimento e diminuição da vegetação. Dentre esses podemos citar a Cadeia de Markov, denominada de memória markoviana, mostra se os estados anteriores são irrelevantes para a predição dos estados seguintes, desde que, o estado atual seja conhecido, procurando descrever matematicamente processos estocásticos. Por exemplo, PEDROSA & CAMARGO (2007) reforçam que o modelo não ignora o passado, mas assume que toda a informação do passado

está concentrada no presente estado do sistema. TEIXEIRA et al. (2007) concluíram que as análises markovianas apresentam-se como instrumento eficaz na projeção futura da dinâmica da floresta. Além da dinâmica florestal, a cadeia de Markov também se destaca como importante instrumento de análise das chuvas no Planalto Central brasileiro segundo KELLER et al., (2006).

No Estado do Rio do Janeiro (ERJ), poucos são estudos referentes à dinâmica da vegetação, seguido da identificação da tendência e prognóstico na escala regional. Portanto, o estudo tem por objetivo avaliar a tendência de crescimento e diminuição da vegetação pelo índice EVI2 por meio da aplicação de testes estatísticos e cadeia de Markov no estado do Rio de Janeiro, no sudeste brasileiro.

2 MATERIAL E MÉTODOS

2.1 Localização e caracterização da área de estudo

O ERJ situa-se na região Sudeste do Brasil, entre as latitudes 20° 45' 54 e 23° 21' 57" S e as longitudes 40° 57' 59" e 44° 53' 18" W, com uma área de 43.696,054 km². Faz divisa com o Espírito Santo a nordeste (NE), norte (N) e noroeste (NW) com Minas Gerais, sudoeste (SW) com São Paulo e com o Oceano Atlântico a sul (S) e leste (E) (Figura 28). Possui extensa faixa litorânea, com aproximadamente 635 km de extensão. Atualmente, segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) o estado está dividido geopoliticamente em 92 municípios, inserido em oito regiões de Governo (Região Serrana, Região Norte Fluminense, Região Noroeste Fluminense, Região Metropolitana, Região do Médio Paraíba, Região das Baixadas Litorâneas, Região da Costa Verde e Região Centro Sul Fluminense) (Figura 30).

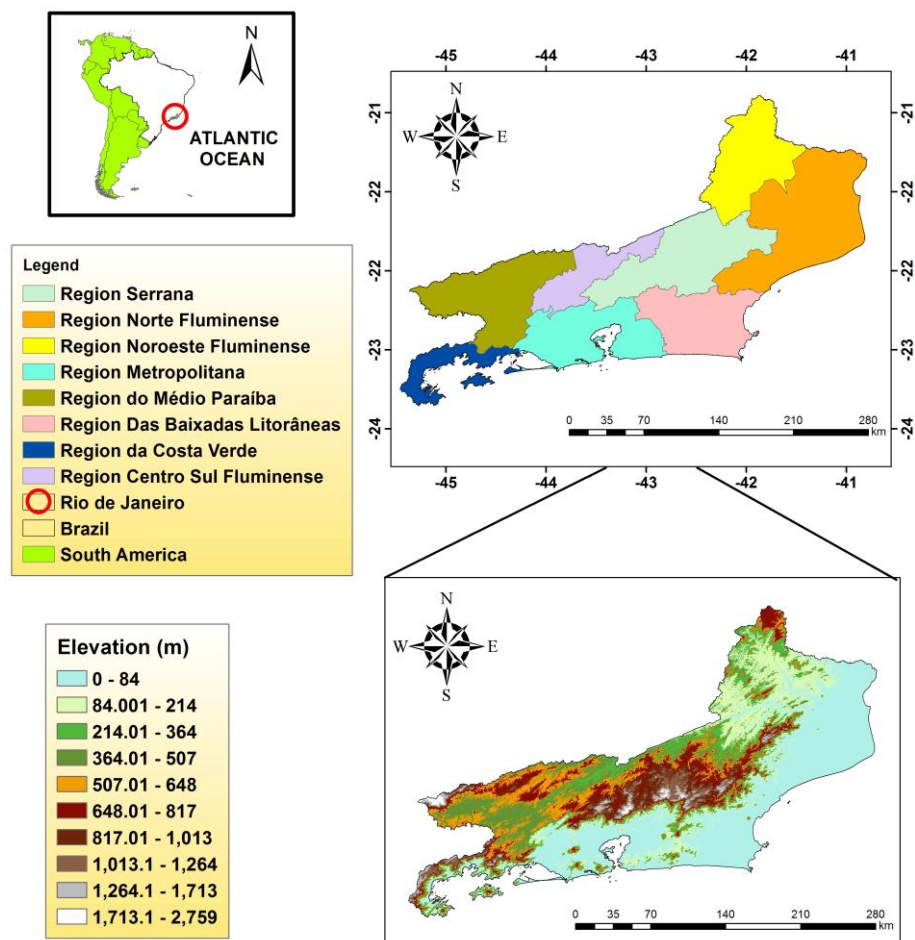


Figura 30. Localização geográfica e hipsometria (m) do estado do Rio de Janeiro.

2.2 Séries temporais do LAF-INPE do Enhanced Vegetation Index 2

A série temporal mensal de 2001 a 2012 de dados da vegetação das oito regiões do ERJ foram usadas no cálculo do EVI2. O índice EVI2 foi proposto por Jiang et al. (2008) do LAF-INPE (Laboratório de Sensoriamento Remoto Aplicado à Agricultura e Floresta do Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais). Os arquivos do LAF-INPE, vem no formato .csv. Os arquivos foram tratados e organizados vetorialmente para as 8 regiões de Governo do ERJ.

2.3 Dados orbitais do Enhanced Vegetation Index 2

Na análise espacial do EVI2 foi utilizada imagens compostas de 16 dias (HUETE et al., 1999) do sensor MODIS a bordo do satélite TERRA via produto MOD13Q1 (coleção 5.0), com resolução espacial de 250 m. As imagens foram obtidas da USGS – GLOVIS (United States Geological Survey – Global Visualization Viewer), disponíveis no seguinte endereço: <http://glovis.usgs.gov/>. Baseado na plataforma do USGS – GLOVIS foram selecionadas imagens em que o teste de Pettit fosse significativo em anos e meses para as oito regiões de estudos correspondente aos tiles H13V11 e H14V11, abrangendo ERJ.

Posteriormente, os dados disponibilizados em projeção sinusoidal e no formato HDF foram convertidos para a projeção Sistema de Coordenadas Geográficas (SCG) e no formato Geotiff via software Modis Reprojection Tool (MRT). Com isso o programa possibilitou a união dos tiles H13V11 e H14V11 do produto MOD13Q1. Para o cálculo do EVI2 foi usada a equação abaixo:

$$EVI2 = 2.5 \frac{\rho_{NIR} - \rho_{RED}}{\rho_{NIR} + 2.4\rho_{RED} + 1} \quad (1)$$

Em que, ρ_{NIR} é reflectância na banda do infravermelho próximo e ρ_{RED} é reflectância na banda do vermelho.

2.4 Teste de Pettitt aplicado ao índice EVI2 (2001-2012)

O teste de Pettitt (1979) é um teste não-paramétrico. Ele foi usado na identificação do ano de ocorrência de mudança abrupta na média dos índices EVI2. O teste utiliza uma versão do teste de Mann-Whintney, na qual verifica se duas amostras $X_1, \dots, X_t$ e $X_{t+1}, \dots, X_T$ pertence à mesma população. A estatística do $U_{i,T}$ faz uma contagem do número de vezes que um membro da primeira amostra é maior que o membro da segunda, dado pela seguinte equação:

$$U_{t,T} = U_{t-1,T} + \sum_{j=1}^T \text{sgn}(x_i - x_j) \quad \text{para } t = 2, \dots, T \quad (2)$$

Em que; $\text{sgn}(x) = 1$ para $x > 0$; $\text{sgn}(x) = 0$ para $x = 0$; $\text{sgn}(x) = -1$ para $x < 0$.

A estatística $U_{i,T}$ é então calculada para os valores de $1 < t < T$, e assim a estatística $k(t)$ do teste de Pettitt que corresponde ao máximo em valor absoluto de $U_{i,T}$ é estimada como o ano em que ocorre a mudança pela seguinte equação:

$$k(t) = \underset{1 < t < T}{\text{Max}} |U_{t,T}| \quad (3)$$

Esta estatística localiza o ponto onde houve uma mudança brusca na média da série temporal do índice EVI2, e a sua significância pode ser calculada aproximadamente pela equação:

$$p \cong 2 \exp \{-6k(t)^2 / (T^3 + T^2)\} \quad (4)$$

O ponto de mudança brusca é o t (tempo) onde ocorre o máximo de $k(t)$. Os valores críticos de k podem ser calculados pela equação seguinte:

$$k_{crit} = \pm \sqrt{\frac{\ln(p/2)(T^3 + T^2)}{6}} \quad (5)$$

2.5 Análise de tendência do índice EVI2

Para avaliar a tendência nas séries temporais do índice EVI2, foi aplicado o teste Mann-Kendall (MK), de acordo com a metodologia proposta por SNEYERS (1975). Este teste considera a hipótese de estabilidade de uma série temporal, a sucessão de valores ocorre de forma independente, e a distribuição de probabilidade deve permanecer sempre a mesma (série aleatória simples).

Back (2001) afirma que o teste de MK é mais apropriado para a localização e detecção aproximada do ponto inicial de determinada tendência, como o mais adequado para analisar mudanças climáticas em séries climatológicas (GOOSSENS & BERGER, 1986). Moraes et al. (1995) descrevem o teste MK como uma série temporal de x_i de n termos ($1 \leq i \leq n$). Sendo a estatística de teste pode ser definida para uma série temporal $x = x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ por:

$$S = \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(x_j - x_i) \quad (6)$$

em que x_j são os dados estimados da sequência de valores, n é o comprimento da série temporal e o $\text{sgn}(x) = 1$ para $(x_j - x_i) > 0$; $\text{sgn}(x) = 0$ para $(x_j - x_i) = 0$; $\text{sgn}(x) = -1$ para $(x_j - x_i) < 0$.

Para séries temporais $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ com grande número de termos ($n > 4$) sob a hipótese nula H_0 de ausência de tendência, S apresentará uma distribuição normal com média e variância:

A variância de S , denotada por " $\text{Var}(S)$ ", é definida pela equação a seguir:

$$\text{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \quad (7)$$

Testando a significância estatística de S para a hipótese nula usando um teste bilateral, esta pode ser rejeitada para grandes valores da estatística Z , que é definida por:

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{para } S > 0 \\ 0 & \text{para } S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{para } S < 0 \end{cases} \quad (8)$$

Com base na estatística de Z toma-se a decisão de aceitar ou rejeitar a hipótese de nulidade H_0 , isto é, a hipótese H_0 é aceita quando a série temporal apresenta ausência de tendência, e rejeitada a favor da hipótese alternativa H_1 quando existe uma tendência na série temporal, em diversas situações:

- H_0 : Não existe uma tendência significativa de diminuição na série temporal; ou seja, a tendência é estatisticamente insignificante para $p\text{-valor} > \alpha$ (NS);

- H_1 : Existe uma tendência significativa de crescimento na série temporal, para $p\text{-valor} < \alpha$ (S).

2.6 Estimativa da magnitude da tendência do índice de vegetação - EVI2

Para estimar a magnitude de uma tendência do EVI2 detectada pelo teste de MK foi utilizada a mediana dos valores da inclinação da Curvatura Sen - Se relativa à série temporal do EVI2. Alguns autores como HIRSCH & SLACK (1984) afirmam que Curvatura de Sen é insensível a valores discordante ou outliers e dados ausentes, sendo mais rigorosa que método de regressão linear, que provê de uma medida realística das tendências numa série temporal FERRARI (2012). No método de Sen fornece a estimativa da inclinação de uma possível tendência de crescimento e contração da vegetação é obtida pelo cálculo dos pares de valores da série temporal $x_1, x_i, x_j, \dots, x_n$ dada pela equação:

$$S_e = \text{mediana} \left(\frac{x_j - x_i}{y_j - y_i} \right) \quad \text{Para } j > i \text{ e } y_j \neq y_i \quad (10)$$

em que S_e é o Estimador da Inclinação da Curvatura Sen; $x_j = x_i$ série temporal (índice de vegetação) e $y_j \neq y_i$ são os anos em que ocorre a observação de ordem i .

2.7 Cadeia de Markov aplicado ao índice de vegetação - EVI2

A cadeia de Markov é uma sequência $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ de variáveis aleatórias que calcula a probabilidade da distribuição de valores em um dado estado de um sistema, sendo que o estado seguinte e todos os estados futuros dependem apenas do estado atual do sistema e não dos estados de estágios anteriores (GUAN et al., 2008). O estado é representado por unidades discretas de tempo no contexto da simulação da dinâmica do índice EVI2, e o intervalo entre cada unidade de tempo usualmente é unitário, denominado de cadeia de Markov de 1ª ordem. Segundo Pedrosa & Câmara (2007) a cadeia de Markov é definida como modelos matemáticos empíricos, que podem descrever os processos estocásticos. De acordo com Baker (1989) ele pode ser definido pela notação matricial,

$$\prod(t+1) = P^n \cdot \prod(t) \quad (11)$$

em que $\prod(t)$ é o estado do sistema no tempo t , $\prod(t+1)$ é o estado do sistema no instante $t+1$ e P^n são as mudanças passíveis de acontecer, que são representados em matrizes de probabilidade de transição decomposta em um passo de tempo. Essas matrizes de transição representam a probabilidade de um determinado estado i permanecer o mesmo ou mudar para o estado j , durante o instante de tempo $t > t+1$. Assim, a cadeia de Markov é constituída por uma matriz de transição M com E estados, dada abaixo.

$$M = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} \cdots & P_{1K} \\ P_{21} & P_{22} \cdots & P_{2K} \\ P_{K1} & P_{K2} \cdots & P_{KK} \end{bmatrix} \quad (12)$$

Para $\sum_{j=1}^{j=k} P_{ij} = 1$ sendo que $0 < i \leq k$

Desta forma a cadeia de Markov é utilizada para prever a matriz de transição M quanto ao aspecto quantitativo (Eq. 12). Em que, M é a matriz de transição para o período de simulação, P_{ij} é a soma das áreas do estado E_i para o estado E_j , ou seja, do período conhecido para o período simulado, e k é o número de classes.

Por meio da matriz de transição constituídas dos valores percentuais da inclinação da Curvatura Sen relativa à série temporal do índice EVI2 obtido pelo software ambiente R versão 3.2.2 (R Development Core Team 2011), foram simulados os cenários futuros de mudanças na tendência da vegetação na escala de 1 a 10 anos para as regiões do ERJ. Assim, foi estabelecido tendência crescente da vegetação (positiva), mas insignificante, ou que apresentem uma tendência de diminuição da vegetação (negativa) mais que sejam ora significativa ou insignificante de uma maneira multidirecional, ou seja, parcelas de uma classe podem teoricamente mudar de uma categoria mutuamente exclusiva para outra em um tempo qualquer. Portanto, a cadeia de Markov pode fornecer por meio da Equação 13, a probabilidade da mudança do crescimento ou diminuição da vegetação, contudo, mas não pode apresentar o processo espacial da dinâmica de mudança associada (YANG et al., 2012), conforme:

$$V_i^t = V_i M^{t-1} \quad (13)$$

em que, V é o vetor de probabilidade; t é o período para o qual se quer obter a probabilidade; i é índice do estado a partir do qual se quer fazer a previsão, M é a matriz transição.

O vetor resultante desta equação V_i^t conterá as probabilidades de transição de um estado E_i após um período t .

3 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Os registros de tendência insignificantes de crescimento da vegetação baseados nos valores do índice EVI2 (com $Z > 0$ e $p\text{-valor} > 0,05$) foram identificadas nas regiões Médio Paraíba (0,0057), Serrana (0,0475), Norte Fluminense (0,0291) e Metropolitana (0,0311) com valores de S_e entre 0,00002 a 0,00014 ao ano. Tendências insignificantes de diminuição da vegetação foram verificados nas regiões Noroeste Fluminense e Costa Verde para $Z < 0$ e $p\text{-valor} < 0,05$ com valores de magnitude de S_e entre -0,00034 a -0,00019 ao ano. Além, disso tendências significativas de diminuição da vegetação ($Z < 0$ e $p\text{-valor} < 0,05$) foram registradas nas regiões da Baixadas Litorâneas (-0,1290) e Centro Sul Fluminense (-0,1600) com magnitude de S_e da ordem de -0,00029 a -0,00050 ao ano (Tabela 34).

O teste de Pettitt mostrou a existência de mudanças bruscas não significativas (NS), ambos de crescimento e diminuição da vegetação a 5% de probabilidade em seis regiões do ERJ (Tabela 34). Os anos e os meses correspondentes foram em 2003 (outubro e novembro), 2004 (maio), 2005 (outubro), 2006 (abril) e 2007 (novembro). O teste de Pettitt identificou mudanças bruscas significativas (S), apenas de diminuição da vegetação a 5% de probabilidade, foram encontrados em duas regiões do ERJ (Baixadas Litorâneas e Centro Sul Fluminense) em 2006 (abril) e 2011 (maio).

Tabela 34. Análise estatística da tendência e detecção dos anos e meses de mudanças bruscas nos valores do índice EVI2, pelos testes não-paramétricos de Mann-Kendall (MK), Método de Sen (S_e) e Pettitt (P) para o período de 2001-2012.

Regiões	Escore de Z	MK	P-Valor	S_e	Pettitt	Mês
Médio Paraíba	0,102	0,0057	0,920	0,00002	2007 NS	NOV
Serrana	0,845	0,0475	0,399	0,00014	2003 NS	NOV
Norte Fluminense	0,518	0,0291	0,606	0,00010	2003 NS	OUT
Metropolitana	0,553	0,0311	0,582	0,00005	2005 NS	OUT
Baixadas Litorâneas	-2,297	-0,1290	0,022	-0,00029	2011 S	MAI
Noroeste Fluminense	-1,772	-0,0997	0,077	-0,00034	2006 NS	ABR
Costa Verde	-1,598	-0,0899	0,110	-0,00019	2004 NS	MAI
Centro Sul Fluminense	-2,841	-0,1600	0,005	-0,00050	2006 S	ABR

Valores: Não Significativo-NS para p -valor $>0,05$ e Significativo-S para p -valor $<0,05$.

Os mapas temáticos do EVI2 foram gerados com base no teste de Pettitt. Com isso foi possível identificar as mudanças na vegetação nas oito regiões de Governo do ERJ, tais como ocorrência de corpos d'água, áreas com crescimento e diminuição da vegetação (sem vegetação). Nos mapas temáticos, os valores negativos do índice EVI2 indicam a presença de corpos d'água e valores positivos do índice EVI2 indicam a presença de áreas com vegetação (escala de 0,4 a 0,8) e sem vegetação ou esparsa ou de solos expostos (diminuição) na escala de 0,3 a 0,4.

Análise espacial do índice EVI2 na região do Médio Paraíba mostrou um aumento NS da vegetação em novembro de 2007 nas porções W-NW, S-SW e S-SE (Figura 31). Registros de corpos d'água e áreas sem vegetação caracterizada por baixos valores do EVI2 foram observadas em toda região, que podem está relacionados às variações nos ciclos fenológicos da região (FERNANDES et al., 2011). Isso mostra a presença de vegetação em estágio avançado de sucessão de indivíduos arbóreos dominantes adaptados ao clima local da região. A região Serrana mostrou um crescimento da vegetação NS baseado no índice EVI2 novamente em novembro, similar a região do Médio Paraíba, no ano de 2003 nas porções N-NW, N-NE e W-SW. No entanto, baixos valores do índice EVI2 foram observados no SW e E-NW da região, que indica a existência de áreas úmidas (corpos d'água), seguida de uma fraca vegetação sobre escarpas na área central da região (Figura 31a). A região Serrana (Figura 31-b) do estado caracteriza-se por apresentar sérias limitações frente à ocupação urbana, dada às escarpas e topografia complexa (FERNANDES et al., 2011). Devido a sua fisiografia boa parte das escarpas existentes na região preserva o bioma Mata Atlântica, como por exemplo, os Parques Nacionais do Itatiaia (PNI), Serra da Bocaina, Serra dos Órgãos e do Desengano (NUNES et al., 2015). As escarpas serranas apresentam, em geral, solos pouco espessos e bastante lixiviados (Cambissolos e Latossolos Vermelho-Amarelos álicos) – (SANTOS et al., 2011). Isso se deve a um clima úmido e a interação da cadeia montanhosa com os sistemas frontais que atuam no ERJ (ANDRÉ et al., 20008). Desta forma as escarpas serranas, em particular a Serras da Bocaina e dos Órgãos, registram chuvas de 2000 mm ano-

1. Apenas as Serra das Araras e Serra do Imbé mais rebaixadas e recuadas, apresentam chuvas inferiores a 1500 mm ano-1 e solos menos lixiviados (SANTOS et al., 2011).

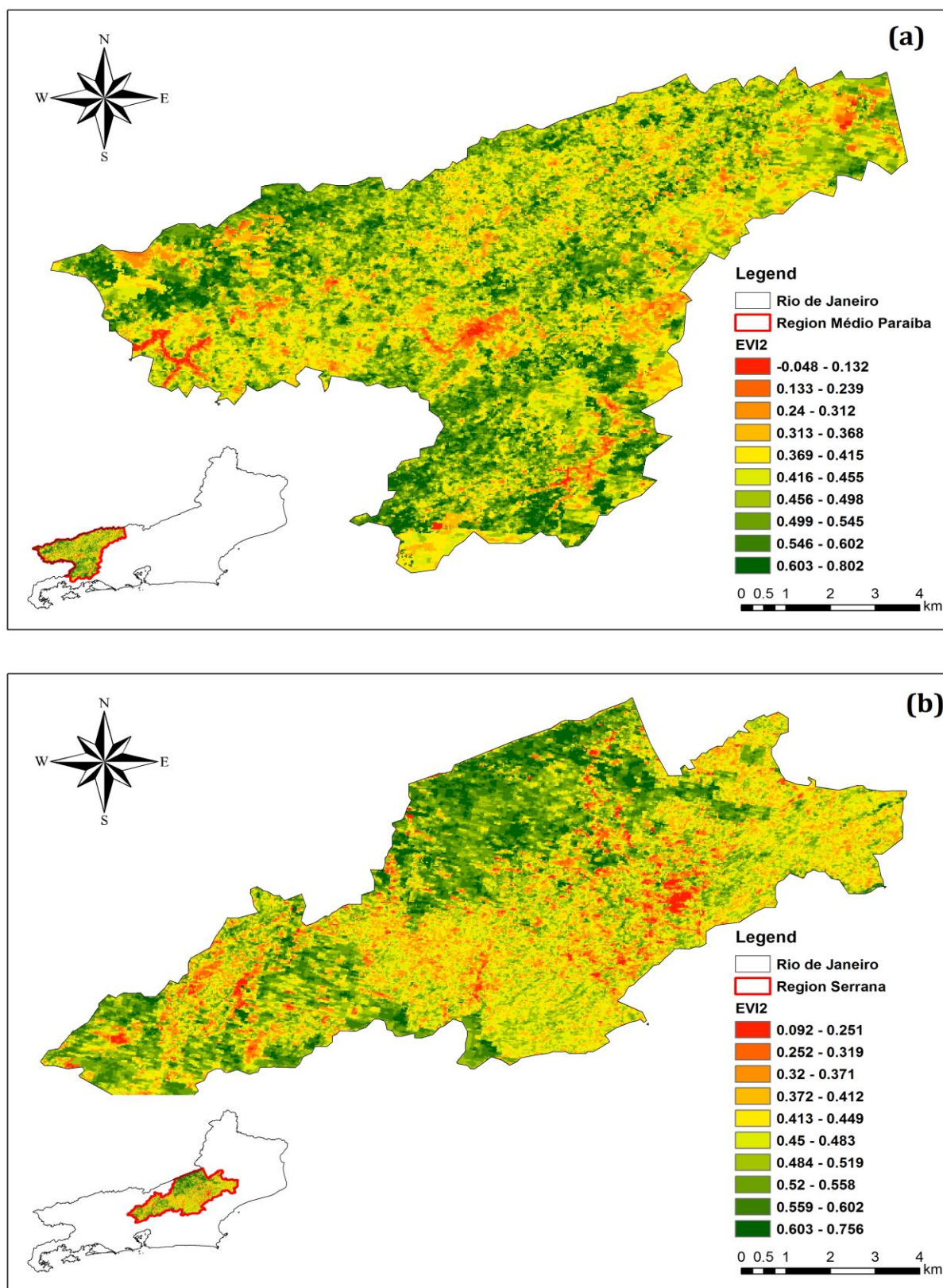
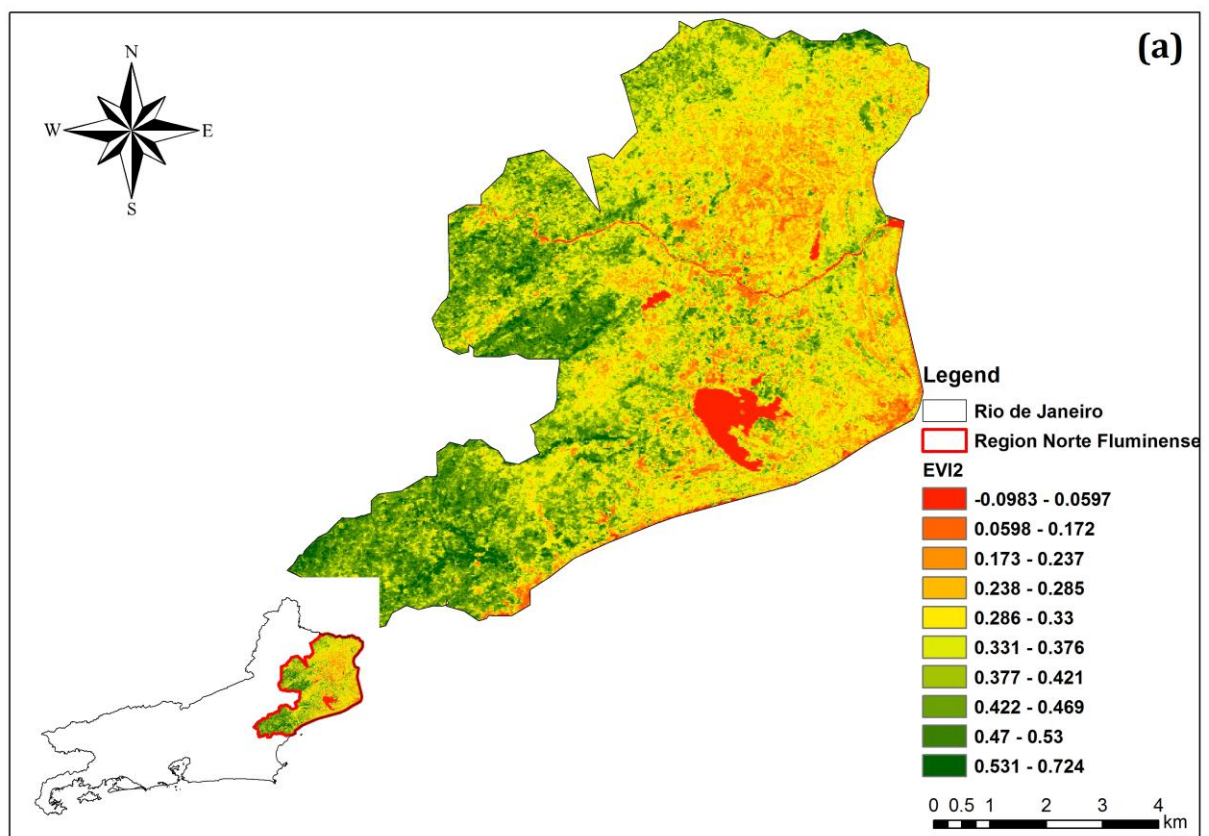


Figura 31. Índices do EVI2 na região Médio Paraíba **(a)** em novembro de 2007 e na região Serrana **(b)** em novembro de 2003.

A análise espacial do índice EVI2 na região Norte Fluminense mostrou um crescimento NS na vegetação em outubro de 2003, nas porções W-NW, SW e W-SW entre 0,377 a 0,724 (Figura 32a). Áreas extensas sem vegetação foram observadas nas porções SW e E-NE da região, e as áreas úmidas (corpos d'água) como a Lagoa Feia ao SE, Lagoa de Cima ao NW e Lagoa Completa ao E-NE e a bacia do Rio Paraíba do Sul que corta a região (Figura 32a). De acordo com Marengo e Alves (2005), apesar da região apresenta baixas taxas pluviométricas (1000 mm ano^{-1}) e as altas temperaturas com média máxima (32°C a 34°C) a região nas últimas décadas sofre com o uso e ocupação da terra através das atividades canavieira e petrolífera e que têm levado a região Norte Fluminense a um acentuado processo de degradação ambiental. O mapa do EVI2 para região Metropolitana do Rio de Janeiro (RMRJ) mostrou a ocorrência de mudanças brusca na vegetação em outubro de 2005, com crescimento da vegetação NS, entre 0,312 a 0,665, nas porções NW, E-NW, E-SE e S-SW. Uma extensa área sem vegetação a W da RMRJ foi observada com valores de EVI2 (0,063 a 0,311). Extensas áreas de corpos d'água e areia foram observadas nas porções S, E e W (Figura 32-b). A RMRJ concentra 70% da economia do estado e 8,04% de todos os bens de serviços produzidos no país. A RMRJ é o segundo maior pólo industrial do Brasil, e, portanto, uma região com uso e ocupação da terra altamente elevada e densamente povoada (ZERI et al., 2011).



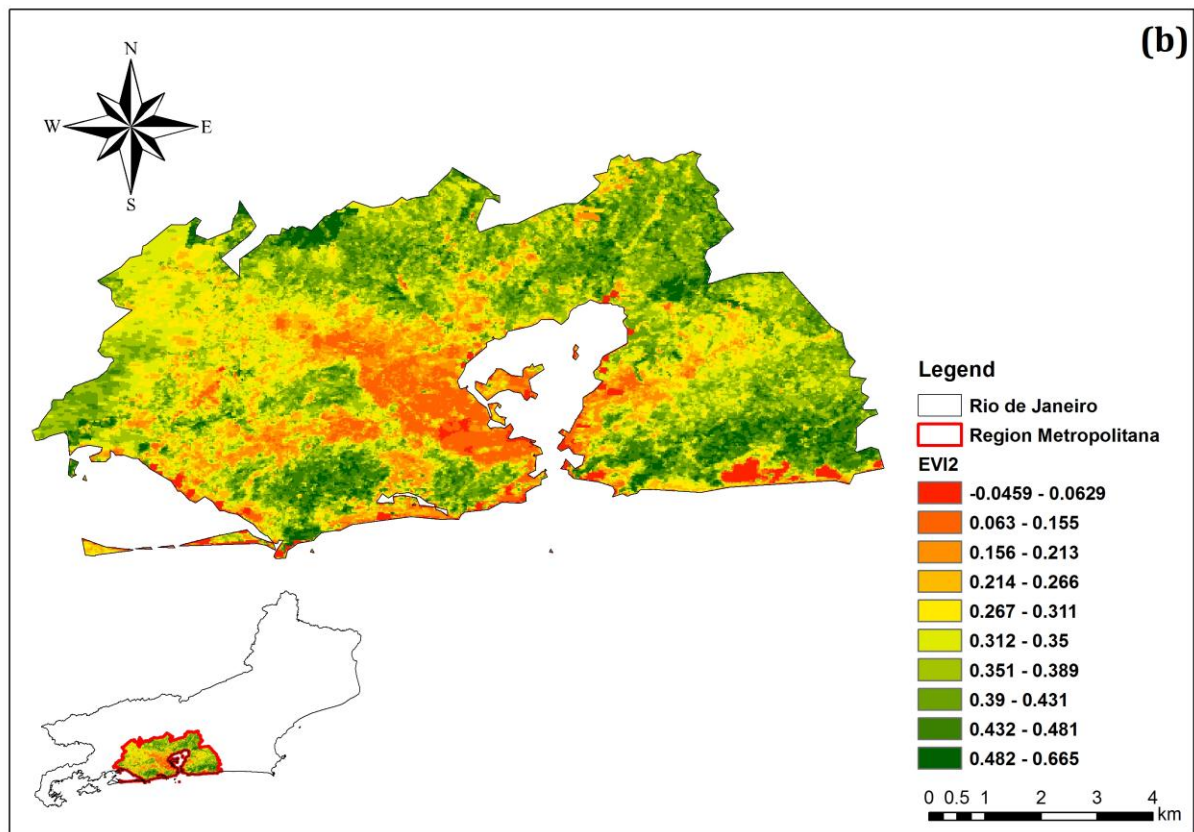


Figura 32. Índices do EVI2 na região Norte Fluminense (a) em outubro de 2003 e na região Metropolitana (b) em outubro de 2005.

O mapa do índice EVI2 para a região das Baixadas Litorâneas (Figura 33a) indicou a mudança brusca na vegetação em maio de 2011. Com diminuição insignificante na vegetação cujos valores de EVI2 foram entre 0,39 a 0,76. Porém, a presença de áreas com vegetação (0,435 a 0,764) é observada em toda a região. Diversos corpos d'água (Lagoas de Maricá, Barra, Guarapina, Jacaré, Saquarema, Jacarepi, Araruama e Justinaíba) e uma faixa extensa de areia (Arraial do Cabo, Cabo Frio, Armação dos Búzios e Praia das Ostras) foram observados nas porções S, SE, SW e E da região. Ao analisar a região Noroeste Fluminense (Figura 33b), observa-se uma diminuição da vegetação em abril de 2006. Como também extensas áreas com vegetação em avançado estágio de sucessão e degradação por meio do índice EVI2 e corpos d'água (Bacias dos Rios Paraíba do Sul, Muriaé, Carangola, Pomba) nas porções NW, N, E, SE, S-SW e W-SW.

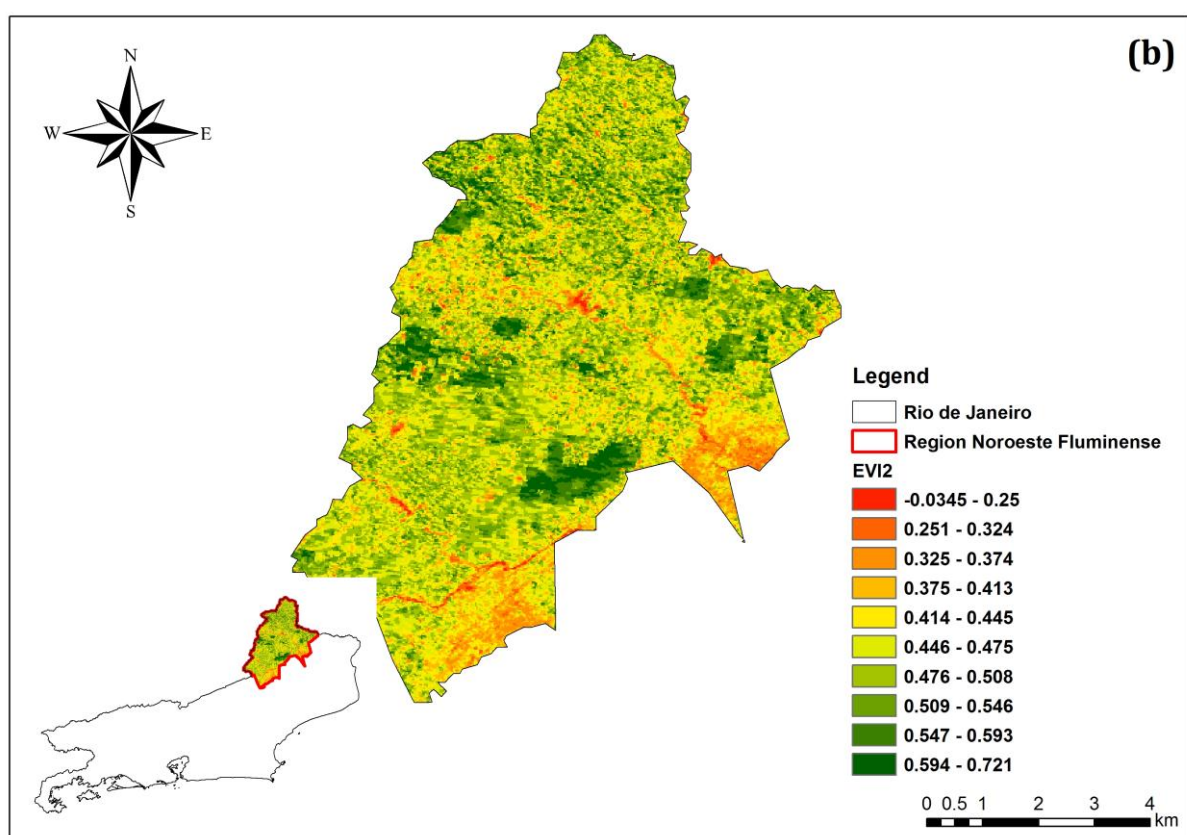
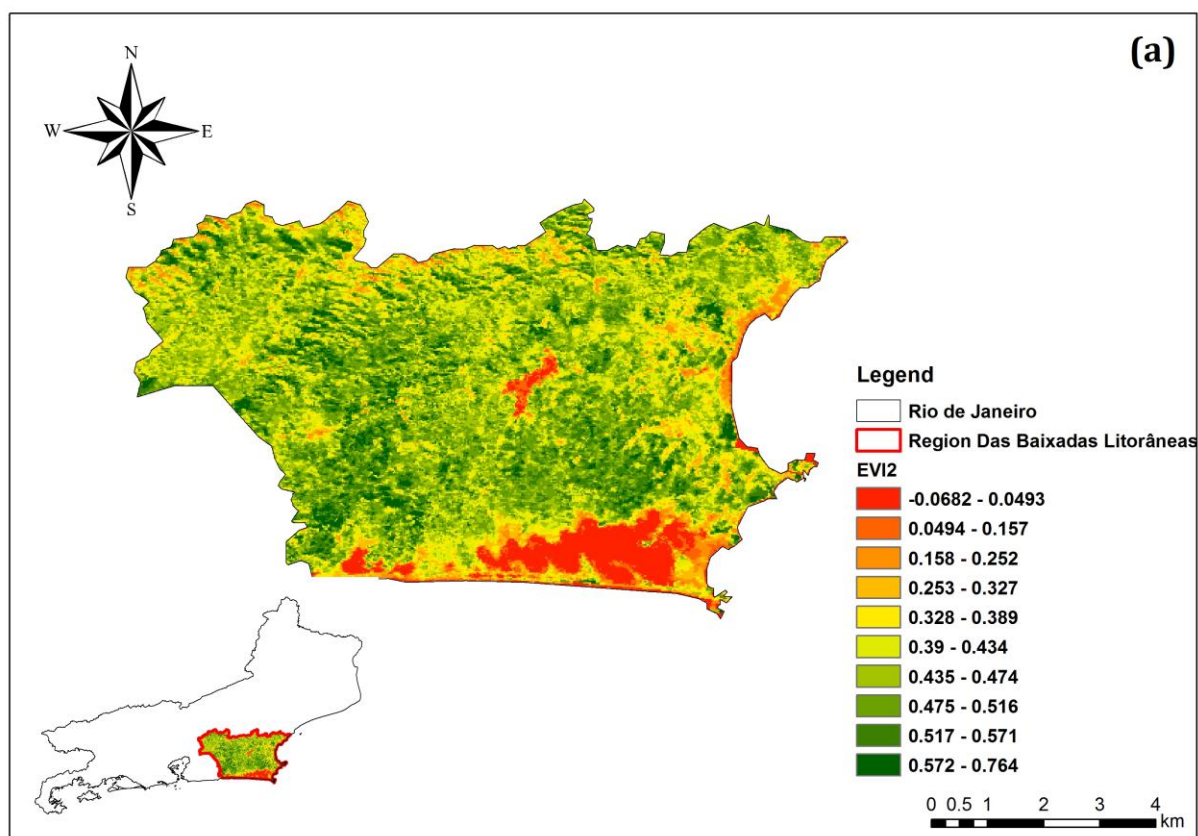
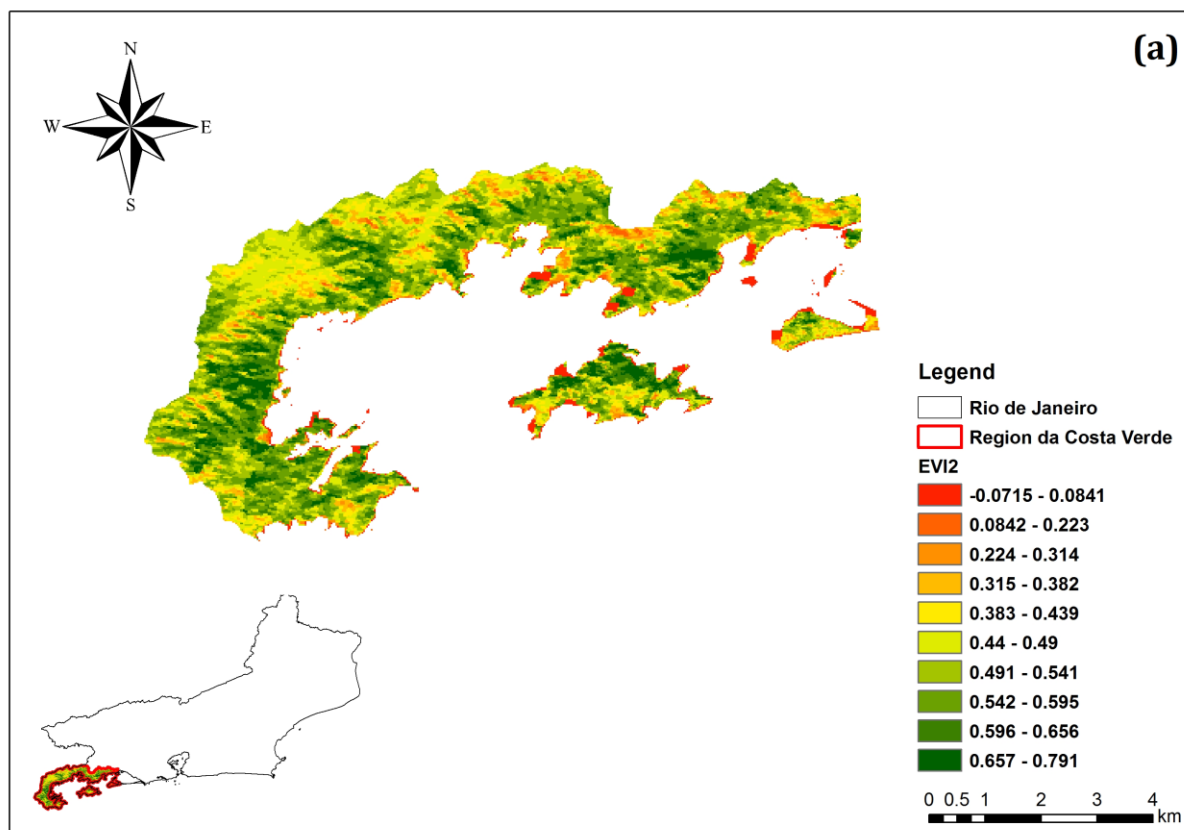


Figura 33. Índices do EVI2 da região Baixadas Litorâneas (a) em maio de 2011 e na região Noroeste (b) em abril de 2006.

O mapa temático de EVI2 da região Costa Verde (Figura 34a) mostrou uma diminuição da vegetação, em maio 2004 cujos valores de EVI2 foram entre 0,446 a 0,475. Na região uma vasta área degradada e variações fenológicas nas porções N, E e S. A presença de áreas úmidas foi identificada pelo EVI2 (-0,0715 a -0,0841) em toda a área do litoral da região. O mapa de EVI2 da região Centro Sul Fluminense (Figura 34b) indicou uma mudança brusca na diminuição da vegetação. As áreas úmidas (corpos d'água) ocorreram nas porções W e S, com valores de EVI2 (-0,0715 a -0,0841). E, por fim as áreas de aumento vegetação EVI2 (0,461 a - 0,49) foram observadas nas porções W e E-NE da região.



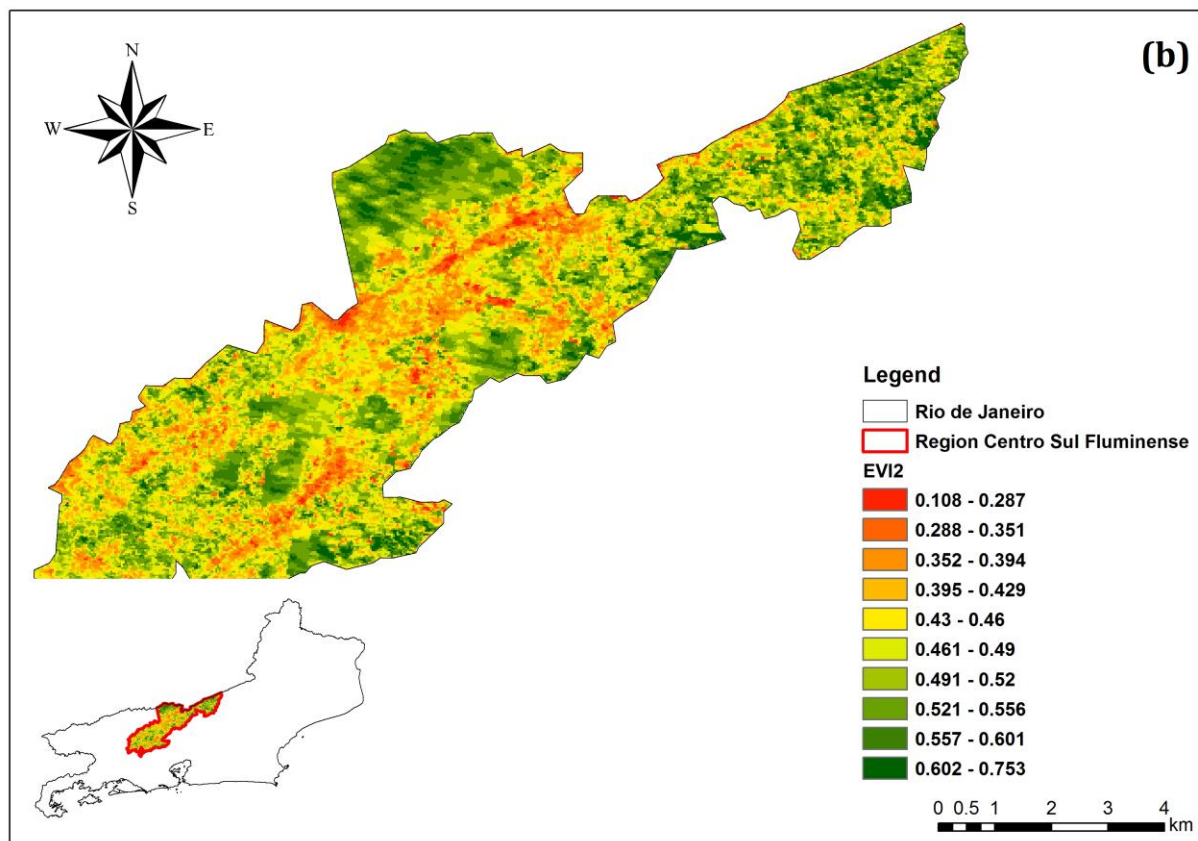


Figura 34. Índices do EVI2 da região Costa Verde (a) em maio de 2004 e na região Centro Sul Fluminense (b) em abril de 2006.

A análise das simulações das regiões Média Paraíba (MP), Serrana (SE) e Norte Fluminense (NF) para os cenários futuros de mudanças na tendência da vegetação indicaram uma alta similaridade na diminuição da vegetação. Segundo a probabilidade condicional, via cadeia de Markov, a probabilidade de mudança para o cenário MP (0,00455 %) e SE (0,00413 %) no período de 1 a 2 anos e de 0,00412% para o intervalo de 3 a 10 anos, respectivamente. O cenário NF foi utilizado para gerar a primeira matriz de transição. Os percentuais encontrados representam uma mudança na tendência da vegetação. As regiões de Governo SE, ME e NF, novamente mostraram uma diminuição da vegetação a probabilidade de mudança para o cenário SE (0,003254 %) e ME (0,003222 %) no período de 1 a 2 anos e variou 0,003223% constantemente no intervalo de 3 a 10 anos, respectivamente (Figura 35).

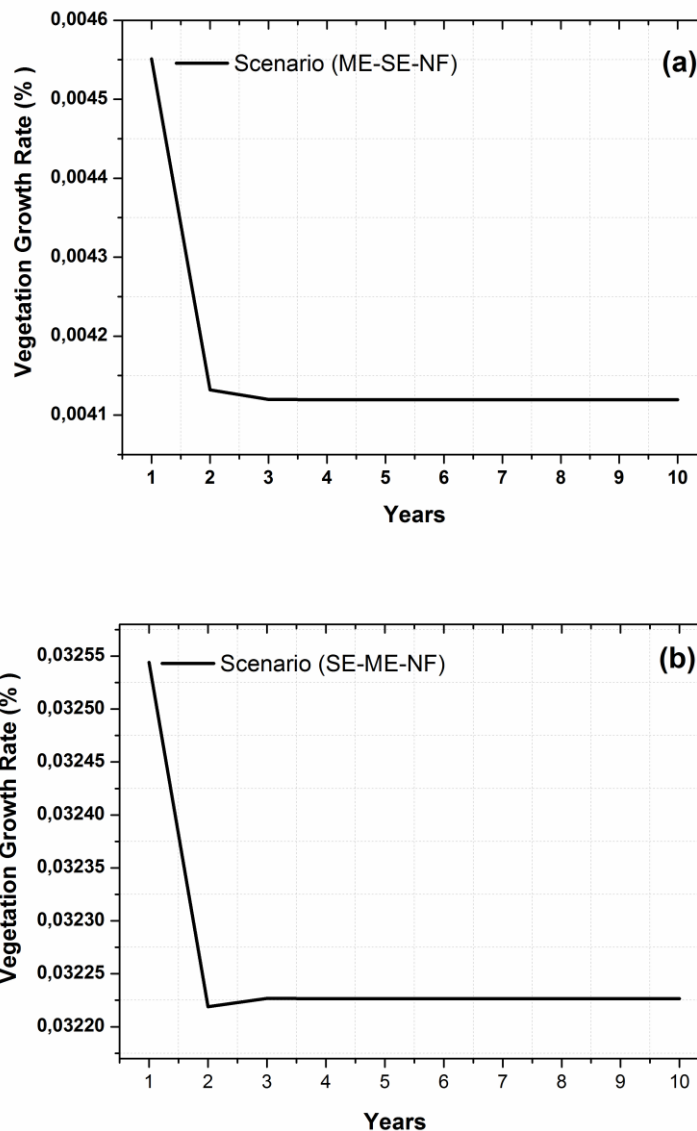


Figura 35. Cenários futuros (MP – SE) – (a) e (SE – ME) – (b) de mudanças na tendência da vegetação nas escalas de 1 a 10 anos para as regiões: Médio Paraíba (MP), Serrana (SE), Serrana (SE) e Metropolitana (ME).

Os resultados dos cenários futuros mostraram mudanças na tendência da vegetação, para as regiões de Governo NF, ME e MP, ora uma aumento na diminuição ora um crescimento da vegetação conforme pode ser observada a probabilidade de mudança para os cenários NF – ME (0,01896 %, 0,01881 %) e NF – MP (0,01851 %, 0,01872 %) no período de 1 a 2 anos entre 0,01881% e 0,01872 %, constantemente no intervalo de 3 a 10 anos. Ressalta-se que as matrizes de transições utilizadas foram os cenários futuros MP e SE (Figura 36). As mudanças nos valores das tendências da vegetação foram no cenário NF – ME de diminuição (0,0000003792 e 0,0000003762), seguido do cenário NF – MP (0,0000025907, 0,0000026211 e 0,0000026207) de crescimento, respectivamente.

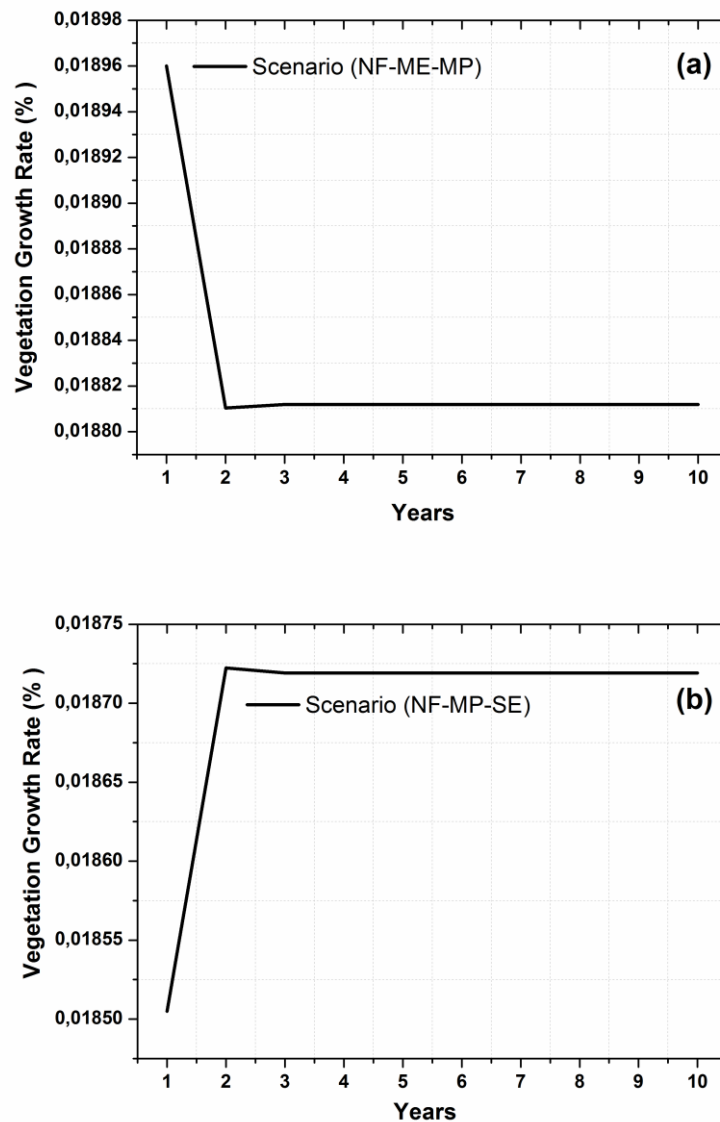


Figura 36. Cenários futuros (NF – ME – MP) – (a) e (NF – MP – SE) – (b) de mudanças na tendência da vegetação nas escalas de 1 a 10 anos para as regiões Norte Fluminense (NF), Metropolitana (ME) e Serrana (SE).

(

As simulações para os cenários futuros (BL – CS – 10), (CS – BL – 10), (NO – CV – 10) e (CV – NO – 10) de mudanças na tendência da vegetação mostram de uma forma geral uma similaridade quanto a mudanças de tendência que ocorre na vegetação nas regiões de governo Baixadas Litorâneas (BL), Costa Verde (CV) e NF. Nos respectivos cenários futuros foram observados uma alta diminuição e crescimento segundo a cadeia de Markov, as probabilidades de mudanças da tendência, para o cenário BL – CS (0,118% a 0,066%) e para o cenário CS – BL (0,069% a 0,115%) – (Figura 37). Porém, notaram-se valores constantes da probabilidade de mudanças (0,063% e 0,111%) no intervalo de 3 a 10 nos respectivos cenários. Como também os valores de mudanças na diminuição das tendências na vegetação, cenário BL – CS (0,000047; 0,000026 e 0,000025), seguido do cenário CS – BL (0,000023;

0,000045 e 0,000044). Foi usada uma matriz unitária para realizar a interação entre os cenários futuros.

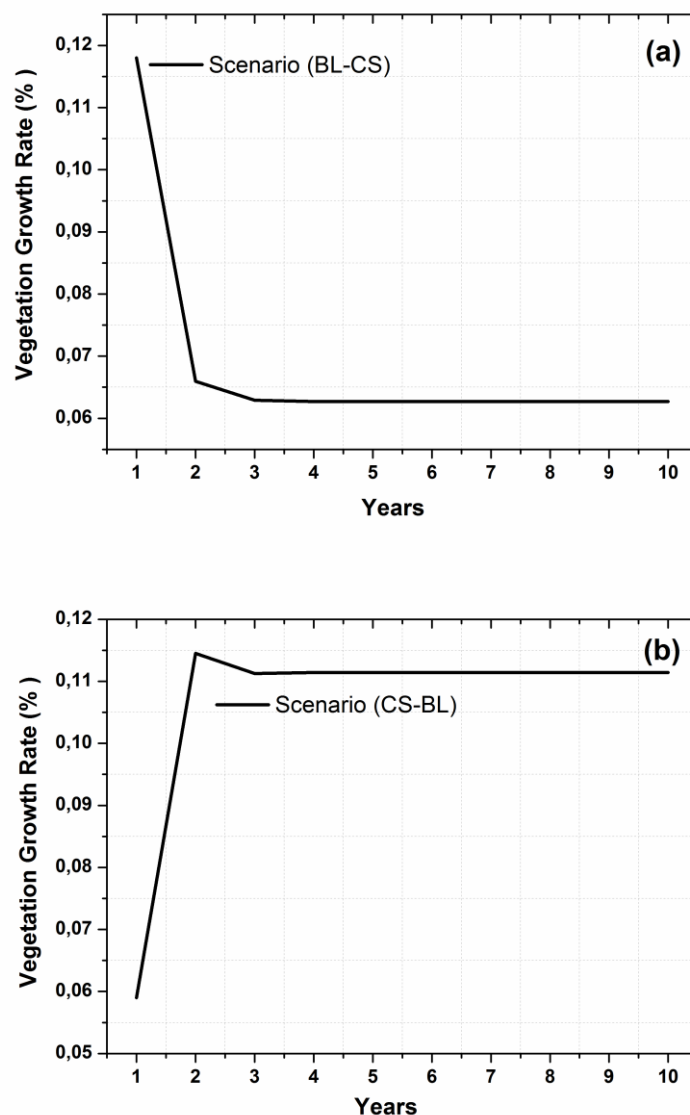


Figura 37. Cenários futuros (BL – CS) **(a)** e (CS – BL) **(b)** de mudanças na tendência da vegetação nas escalas de 1 a 10 anos para as regiões: Baixadas Litorâneas (BL) e Centro Sul Fluminense (CS).

Quando se analisa os cenários futuros NO – CV – (1 0) e CV – NO – (1 0), – (Figura 38) observa-se crescimento e diminuição nas probabilidades de mudanças da tendência. No cenário NO – CV foram verificados valores percentuais de crescimento de 0,035% a 0,081%, seguido do cenário CV – NO com valores percentuais de diminuição de 0,083% a 0,039%. Notaram-se no intervalo de 3 a 10 anos, valores constantes da probabilidade de mudanças da vegetação de 0,079% e 0,037% para os respectivos cenários. Os percentuais correspondem às mudanças nos valores das tendências da vegetação no cenário NO – CE de crescimento (0,000009, 0,000022 e 0,000021), seguido cenário CV – NO de diminuição (0,000022,

0,000010 e 0,000009), respectivamente. As interações entre os respectivos cenários futuros foram realizadas pela aplicação de matriz unitária.

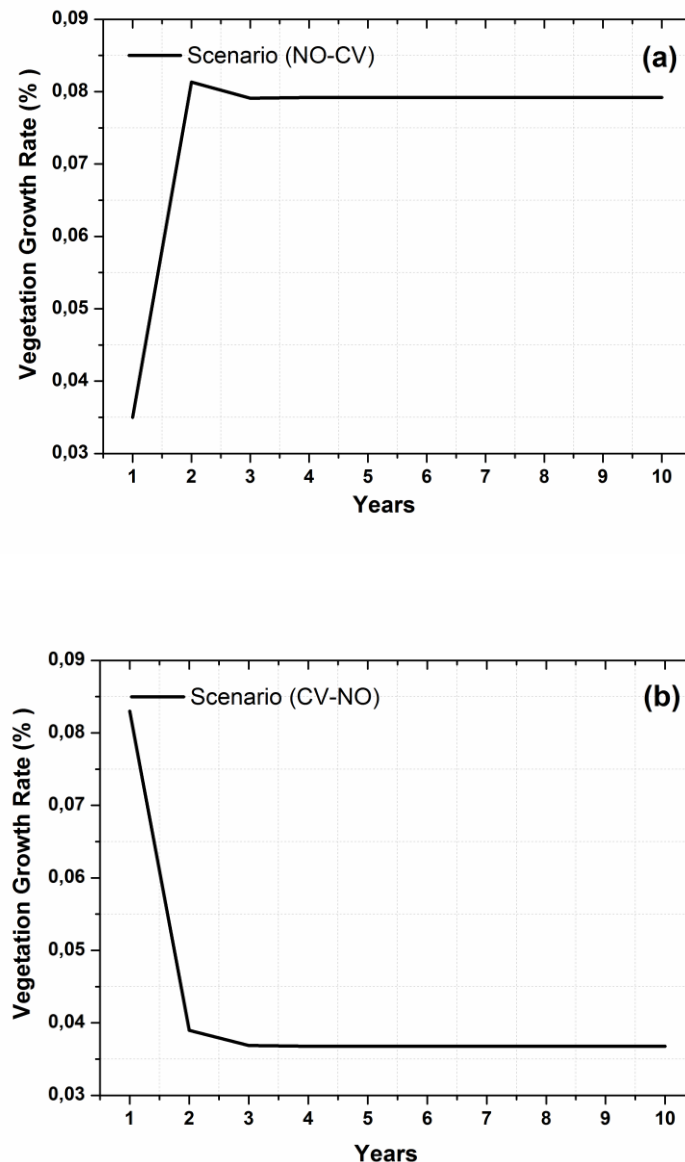


Figura 38. Cenários futuros (NO – CV) (a) e (CV – NO) (b) de mudanças na tendência da vegetação nas escalas de 1 a 10 anos para as regiões: Noroeste Fluminense (NO) e Costa Verde (CV).

4 CONCLUSÕES

O teste Mann-Kendall aplicado ao índice EVI2 foi eficiente na detecção das tendências da vegetação no estado do Rio de Janeiro. Tendências insignificantes de crescimento da vegetação nas regiões Médio Paraíba, Serrana, Noroeste Fluminense e Metropolitana. Tendências insignificantes de diminuição da vegetação nas regiões Norte

Fluminense e Costa Verde e, por fim tendências significativas de diminuição da vegetação registradas nas regiões da Baixadas Litorâneas e Centro Sul Fluminense.

O teste de Pettitt foram eficaz na identificação de mudanças bruscas não significativas de crescimento e diminuição da vegetação em seis regiões (Médio Paraíba, Serrana, Norte Fluminense, Metropolitana, Noroeste Fluminense e Costa Verde) nos anos e meses de 2003 e 2005 (outubro), 2003 e 2007 (novembro), 2004 (maio) e 2006 (abril). Mudanças bruscas significativas de diminuição da vegetação foram registradas nas regiões das Baixadas Litorâneas e Centro Sul Fluminense nos anos e meses de 2006 (abril) e 2011 (maio).

Análise espacial do índice EVI2 para o estado do Rio de Janeiro confirma os resultados obtidos pelo teste de Pettitt nos respectivos meses e anos identificados para as regiões do Médio Paraíba, Serrana, Norte Fluminense e Metropolitana, Noroeste Fluminense e Costa Verde de mudanças bruscas da vegetação de forma não significativa. Enquanto, que as regiões Centro Sul Fluminense e Baixadas Litorâneas verifica-se mudanças bruscas na diminuição da vegetação de forma significativa.

A aplicação da Cadeia de Markov para os cenários futuros de mudanças na tendência da vegetação no estado do Rio de Janeiro indicou uma forte similaridade no crescimento e diminuição da vegetação. Segundo os prognósticos de mudanças dos cenários futuros de 1 a 2 anos, com intervalo de 7 anos foram observados, em todos os cenários futuros.

Portanto, a aplicação dos testes não-paramétricos e da Cadeia de Markov nas regiões analisadas pode ser eficiente na detecção de tendências e cenários futuros de crescimento e diminuição da vegetação no estado do Rio de Janeiro.

5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ACHARD, F.; EVA, H. D.; STIBIG, H. J.; MAYAUX, P.; GALLEGU, J.; RICHARDS, T.; MALINGREAU, J. P. Determination of deforestation rates of the world's humid tropical forests. **Science**, v. 297, p. 999-1002, 2002.

ALEIXO, A.; ALBERNAZ, A. L.; GRELLE, C. E. V.; VALE, M. M.; RANGEL, T. F. Mudanças Climáticas e a Biodiversidade dos Biomas Brasileiros: Passado, Presente e Futuro. *Natureza e Conservação* v.8, n. 2, p. 194-196. Dezembro, 2010.

ANDRÉ, R. G. B.; MARQUES, V. S.; PINHEIRO, F. M. A; FERRAUDO, A. S. Identificação de regiões pluviometricamente homogêneas no estado do Rio de Janeiro, utilizando-se valores mensais. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 23, n.4, p.501-509, 2008.

ANTUNES, J. F. G.; ESQUERDO, J. C. D. M.; LAMPARELLI, R. A. C.; RODRIGUES, L. H. A. Representação de ciclos harmônicos temporais de produtos MODIS para análise da paisagem da bacia do alto Paraguai. In: Simpósio de Geotecnologias do Pantanal (GeoPantanal), 4, Bonito, MS. Anais... Brasília, Embrapa. 2012.

BACK, A. J. Aplicação de análise estatística para identificação de tendências climáticas. **Revista de Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 36, n. 5, p.717-726, maio, 2001.

BAKER, W. L. 1989. Macro-and micro-scale influences on riparian vegetation in western Colorado. *Ann. Assoc. Am. Geog.* 79 (1), 65-78.

CAÚLA, R. H.; OLIVEIRA-JÚNIOR, J. F.; LYRA, G. B.; DELGADO, R. C.; HEILBRON FILHO, P. F. L. Overview of fire foci causes and locations in Brazil based on meteorological satellite data from 1998 to 2011. **Environmental Earth Sciences**, v. 74, n. 2, p. 1497-1508, 2015.

DELGADO, R. C. ; OLIVEIRA-JÚNIOR, J. F.; CHAGAS, M. C. ; GOIS, G.; SANTOS, R. S. Space-time variability of vegetation by orbital platforms in the western Amazon. **Bioscience Journal** (Online), v. 31, n. 6, p. 1844-1851, 2015.

DEMARCHI, J. C.; PIROLI, E. L.; ZIMBACK, C. R. L. Análise temporal do uso do solo e comparação entre os índices de vegetação NDVI e SAVI no município de Santa Cruz do Rio Pardo - SP usando imagens Landsat-5. *Ra'e ga* (UFPR), v. 21, p. 234-271, 2011.

DOBSON, A. P.; BRADSHAW, A. D.; BAKER, A. J. M. Hopes for the future: Restoration Ecology and Conservation Biology. **Science**, v. 277, p. 515–522, 1997.

FERNANDES, M.C.; COURA, P. H. F.; SOUSA, G. M.; AVELAR, A. S. Avaliação Geoecológica de Susceptibilidade à Ocorrência de Incêndios no Estado do Rio de Janeiro, Brasil. **Flore sta e Ambiente**, v. 18, p. 299-309, 2011.

FERRARI, A. L.; VECCHIA. F. A. S.; COLABONE, R. O. Tendência e variabilidade anuais da temperatura e da pluviosidade em Pirassununga-SP. **Revista Brasileira de Climatologia**., v.10, n. 08, p. 30-46, 2012.

GOOSSENS, C.; BERGER, A. (1986) Annual and Seasonal Climatic Variations Over The Northern Hemisphere and Europe during the last century. *Annales Geophysicae* 4: 385-400.

GOULART, A. C. O.; DELGADO, R. C.; OLIVEIRA JÚNIOR, J. F.; GOIS, G.; OLIVEIRA, E. S. Relação espectro-temporal entre índices de vegetação e a chuva na cidade do Rio de Janeiro. **Revista de Ciências Agrárias (Belém)**, v. 58, n. 3, p. 277-283, 2015.

GUAN, D. J.; GAO, W. J.; WATARI, K.; FUKAHORI, H. (2008). Land use change of Kitakyushu based on landscape ecology and Markov model. *Journal of Geographical Sciences* 18, 455–468.

GUENTHER, B.; XIONG, X.; SALOMONSON, V. V.; BARNES, W. L.; & YOUNG, J. (2002). On-orbit performance of the Earth Observing System (EOS) Moderate Resolution Imaging Spectroradiometer (MODIS); first year of data. *Remote Sensing of Environment*, 83, 16 – 30 (this volume).

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, June (1984).

HUETE A, A.; DIDAN, K.; MIURA, T.; RODRIGUEZ, E. P.; GAO, X.; FERREIRA, L. G. Overview of the radiometric and biophysical performance of the MODIS vegetation indices. *Remote Sensing of Environment*, n.83, p.195-213, 2002.

HUETE, A. R.; JUSTICE, C.; LEEUWEN, W. V. MODIS vegetation index (MOD13) Algorithm theoretical basis Document Version 3, NASA Goddard Space Flight Center, Greenbelt, Maryland 20771, USA, 1999, 122p.

HUETE, A. R.; LIU, H. Q.; BATCHILY, K.; & VAN LEEUWEN, W. J. D. (1997). A comparison of vegetation indices over a global set of TM images for EOS-MODIS. *Remote Sensing of Environment*, 59, 440–451.

HUETE, A.; KEITA, F.; THOME, K.; PRIVETTE, J.; VAN LEEUWEN, W. J. D.; JUSTICE, C.; MORISETTE, J. (1999). A light aircraft radiometric package for MODLand Quick Airborne Looks (MQUALS). *Earth Observations*, 11, 22 – 25 (NASA/GSFC).

JIANG, L. Q.; W. J. CAI, R. WANNINKHOF, Y. WANG, AND H. LU GER. 2008. Air-sea CO₂ fluxes on the U.S. South Atlantic Bight: spatial and seasonal variability. *J. Geophys. Res* 113: C07019, doi:10.1029/2007JC004366.

JUSTICE, C. O.; GIGLIO, B.; KORONTZI, S.; OWENS, J.; MORISETTE, J. T.; ROY, D. P.; DESCLOITRES, J.; ALLEAUME, S.; PETITCOLIN, F.; KAUFMAN, Y. The MODIS fire products. **Remote Sensing of Environment**, v. 83, n. 1-2, p.244-262, 2002.

KELLER, T.; JUNIOR, J. Z.; LIMA, P. S. Análise da transição entre dias secos e chuvosos por meio da cadeia de Markov de terceira ordem. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 41, n. 9, p.1341-1349, 2006.

KENDALL, M. G. **Rank correlation methods**, London: Charles Griffin. 1975.

MANN, H. B. **Non-parametric test against trend**. *Econometrika*, v.13, p.245-259, 1945.

MARENGO, J. A.; ALVES, A. M. Tendências hidrológicas da bacia do rio Paraíba do Sul. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v.20, n.2, 215-226, 2005.

MORAES, J. M.; PELLEGRINO, G.; BALLESTER, M. V.; MARTINELLI, L. A.; VICTORIA, R. L. Estudo preliminar da evolução temporal dos componentes do ciclo hidrológico da bacia do Rio Piracicaba. In: **SIMPÓSIO BRASILEIRO DE RECURSOS HÍDRICOS, 11.; SIMPÓSIO DE HIDRÁULICA E RECURSOS HÍDRICOS DOS PAÍSES DE LÍNGUA OFICIAL PORTUGUESA, 2., 1995, Recife. Anais...** Recife: Associação Brasileira de Recursos Hídricos, 1995. p. 27-32.

NUNES, M.T.O.; SOUSA, G. M.; TOMZHINSKI, G. W.; OLIVEIRA-JÚNIOR, J. F.; FERNANDES, M. C. Factors Influencing on Susceptibility Forestry Fire in Itatiaia National Park. **Anuário do Instituto de Geociências (UFRJ. Impresso)**, v. 38_1, p. 54-62, 2015.

PEDROSA, B. M. CÂMARA, G. Modelagem dinâmica e sistemas de informações geográficas. In: MEIRELLES, M. S. P.; CÂMARA, G. & ALMEIDA, C. M. *Geomática: Modelos e aplicações ambientais*. Brasília, Embrapa, 2007. p.235-280.

R Development Core Team (2011) R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL: <http://www.R-project.org/>

ROUSE J. W.; HAAS, R. H.; SCHELL, J. A. & DEERING, D. W. (1974). Monitoring vegetation systems in the Great Plains with ERTS. In: Fraden S.C., Marcanti E.P. & Becker M.A. (eds.), Third ERTS-1 Symposium, 10–14 Dec. 1973, NASA SP-351, Washington D.C. NASA, pp. 309–317.

SANTOS, J. E.; NOGUEIRA, F.; PIRES, J. S. R.; OBARA, A. T. E PIRES, A. M. Z. C. R. The value of the Ecological Station of Jataí's ecosystem services and natural capital. **Revista Brasileira de Biologia**, v. 61, n. 2, p. 171-190, 2001.

SANTOS, M. L. M.; JACQUES, P. D.; COELHO, M. R.; PIMENTEL, J.; SANTOS, H. G.; ALMEIDA, P.; BARBOSA, É. L. A.; COSTA, T. C. C.; ÁVILA, R. M.; SHINZATO, E.; BRANCO, P. C. M. P. A. Mapeamento do uso atual e cobertura vegetal dos solos do Estado do Rio de Janeiro. **Boletim de Pesquisa e Desenvolvimento – EMBRAPA**, p. 19 - 28. 2011. 2003.

SNEYERS, R. (1975) Sur l'analyse statistique des series d'observations. Genève: Organisation Météorologique Mondiale. (OMN, Note technique, 143).

TEIXEIRA, L. M.; CHAMBERS, J. Q.; SILVA, A. R.; LIMA, A. J. N.; CARNEIRO, V. M. C.; SANTOS, J.; HIGUCHI, N. Projeção da dinâmica da floresta natural de terra-firme, região de Manaus-AM, com o uso da cadeia de transição probabilística de Markov. *Acta Amazonica*, Manaus, v. 37, n. 3, p. 377 - 384, 2007.

WOLFE, R. E.; NISHIHAMA, M.; FLEIG, A. J.; KUYPER, J. A.; ROY, D. P.; STOREY, J. C.; & PATT, F. S. (2002). Achieving sub-pixel geolocation accuracy in support of MODIS Land Science. *Remote Sensing of Environment*, 83, 31 – 49 (this volume).

YANG, X.; ZHENG, X.Q.; LV, L. N. A Spatiotemporal model of land use change based on ant colony optimization, Markov chain and cellular automata. **Ecological Modelling**, p. 11-19, 2012.

ZERI, M.; OLIVEIRA-JÚNIOR, J. F.; LYRA, G. B. Spatiotemporal analysis of particulate matter, sulfur dioxide and carbon monoxide concentrations over the city of Rio de Janeiro, Brazil. **Meteorology and Atmospheric Physics**, v. 113, n. 1, p. 139-152, 2011.

ZHANG, Y.; XU, M.; CHEN, H.; ADAMS, J. Global pattern of NPP to GPP ratio derived from MODIS data: effects of ecosystem type, geographical location and climate. **Global Ecology and Biogeography**, v. 18, n. 3, p. 280–290, 2009.

**CAPÍTULO V - Modelos de regressões lineares múltiplas e simples
aplicadas a três bases de dados de temperatura do ar entre 1948 a 2015 no
Estado do Rio de Janeiro, Brasil**

RESUMO

A estimativa da temperatura média mensal do ar (T_{mi}) no estado do Rio de Janeiro (ERJ) baseada em séries históricas observadas e reanálises ou a composição de ambas, ainda não foram investigadas. Logo, os objetivos foram: i) avaliar a eficiência do ajuste dos modelos de regressão linear múltipla (RLM) e simples (RLS) as séries históricas de temperatura, de três bases distintas entre 1948 a 2015 ii) e qual (is) base(s) simples ou composta pode ser aplicada ao ERJ. Foram ajustados os modelos RLM e RLS as Bases 1 (Reanálise/NCEP), 2 (INMET/NCDC) e 3 (Reanálise/NCEP e INMET/NCDC) em 67 anos de dados. Os parâmetros estatísticos foram o coeficiente de determinação (r^2), correlação (r) pela (ANOVA), Raiz Quadrada do Erro Quadrático Médio (RMSE, $^{\circ}\text{C}$), Índice de Willmott (d) e o teste de Shapiro-Wilk (SW) via software ambiente R versão 3.3.1. As Bases 1 e 2 apresentaram o maior número de coeficientes significativos, segundo o teste F para (p -valor $< 0,05$), a exceção foi a Base 3. A variável latitude (β_1) foi mais significativa, seguido da altitude (β_3) em todas as Bases. Foram observados valores significativos de r^2 ($>0,80$) e r ($> 0,90$) na Base 2 e na Base 1 com r^2 ($>0,50$) e r ($> 0,70$). Os modelos de RLM ajustados explicaram a maior parte da variabilidade espacial da T_{mi} para o ERJ. O teste de SW aplicado e as temperaturas médias mensais observadas (T_{oi}) e estimadas (T_{ei}) ao nível significância de 5% de probabilidade mostra a não normalidade dos resíduos padronizados para as T_{oi} nas Bases 1 e 3. A RMSE não apresentou grandes diferenças em ambas as Bases. Os modelos de RLM obtiveram desempenho satisfatório na Base 1, conforme o índice d , e insatisfatórios para as bases 2 e 3. Portanto, a base 1 pode ser aplicada sem ressalva ao ERJ.

Palavras-chave: Temperatura, Regressão linear múltipla e simples, Testes estatísticos.

ABSTRACT

The estimated monthly mean air temperature (T_{mi}) in the state of Rio de Janeiro (ERJ) based on observed historical series and reanalyses or the composition of both, have not been investigated. Therefore, the objectives were: i) to evaluate the efficiency of the adjustment of the linear multiple regression (RLM) and simple (RLS) models to the historical temperature series from three different bases between 1948 and 2015 ii) and which base S) can be applied to the ERJ. The RLM and RLS models were adjusted for baseline 1 (Reanalysis / NCEP), 2 (INMET / NCDC) and 3 (Reanalysis / NCEP and INMET / NCDC) in 67 years of data. The statistical parameters were the coefficient of determination (r^2), correlation (r) by (ANOVA), Square Root Mean Squared Error (RMSE, $^{\circ}\text{C}$), Willmott Index (d) and Shapiro-Wilk Environment software R version 3.3.1. Bases 1 and 2 presented the highest number of significant coefficients, according to the F test for ($p\text{-value} < 0.05$), the exception was Base 3. The latitude variable (β_1) was more significant, followed by altitude (β_3) In all Bases. Significant values of r^2 (> 0.80) and r (> 0.90) were observed in Base 2 and Base 1 with r^2 (> 0.50) and r (> 0.70). The adjusted RLM models explained most of the spatial variability of T_{mi} for the ERJ. The SW test applied and the average monthly (T_{oi}) and estimated (T_{ei}) temperatures at the significance level of 5% of probability shows the non-normality of the standardized residues for the T_{oi} in Bases 1 and 3. The RMSE did not show large differences in Both Bases. The RLM models obtained satisfactory performance in Bases 1, according to the index d , and unsatisfactory for bases 2 and 3. Therefore, base 1 can be applied without reservation to the ERJ.

Keywords: Temperature, Multiple and simple linear regression, Statistical tests.

1 INTRODUÇÃO

A temperatura do ar é um dos principais elementos meteorológicos que interfere nos processos fisiológicos, biológicos e metabólicos dos seres vivos (OLIVEIRA-JÚNIOR et al. 2015). Ela influencia o clima, as condições do tempo (VALERIANO et al. 2000; Reboita et al. 2015; Teodoro et al. 2016), sendo utilizada nos índices de susceptibilidade à desertificação e de vegetação (GOIS et al. 2005; GOIS et al. 2016); como variável diagnóstica da qualidade do ar (STEIN et al. 2007; ZERI et al. 2011) e; por fim nos índices de risco de incêndio (CAÚLA et al. 2015). A produção e a produtividade agrícola são fortemente dependentes das condições térmicas, uma vez que as plantas expostas às condições hídrico-energéticas necessárias ao desenvolvimento de seus ciclos, desde o plantio até a colheita (BENAVIDES et al. 2007; BALDO et al., 2009;) e, por fim no conforto térmico animal, na origem da Ilha de Calor Urbano e na avaliação da poluição atmosférica (STULL 1988; VANCUTSEM et al. 2010; Soares et al. 2014).

Atualmente no Brasil, os estudos relativos à temperatura do ar abordam a determinação da época de plantio de culturas, projetos de irrigação (ANTONINI et al. 2009; LOPES et al. 2011), definição do potencial produtivo das culturas (BARDIN et al. 2010), concessão de crédito e seguro agrícola (LUCENA et al. 2012), abastecimento de água potável as populações de cidades, geração de energia elétrica, obras cíveis hidráulicas, indústria, comércio, turismo e projetos de zoneamento agrícola (MEDEIROS et al. 2005; RODRÍGUES-LATO et al. 2007). No entanto, os estudos sobre a temperatura do ar são limitados pela ausência de séries históricas confiáveis, ou pela falta de uma densa rede de estações meteorológica no Brasil (CARGNELUTTI FILHO et al. 2006; BOTH et al. 2010; CASTRO et al. 2010). No Brasil, as observações da temperatura do ar são realizadas comumente a 2 m acima do solo, principalmente em Estações Meteorológicas Convencionais (EMC) e nas Estações Meteorológicas Automáticas (EMA) que ainda estão sendo instaladas para a coleta de dados meteorológicos, distribuídas pelo país. Porém, a má distribuição e o número reduzidos dessas estações, na maioria dos Estados, dificultam a construção de uma série homogênea e consistente de temperatura do ar (LYRA et al. 2014; OLIVEIRA-JÚNIOR et al. 2015).

Apesar do Brasil investir no aumento de EMA nos últimos 15 anos, esse tipo de informação ainda é escasso, não sendo suficiente para a realização de estudos consistentes nas áreas de Climatologia, Previsão Numérica do Tempo (PNT), Agrometeorologia e Geoestatística (CARGNELUTTI FILHO et al. 2006; BOTH et al. 2010; LYRA et al. 2011; Gois et al. 2015), diversas vezes necessita do uso de técnicas de preenchimento de falhas e homogeneização dos dados (LYRA et al. 2014; TEODORO et al. 2015).

A utilização de modelos matemáticos (regressão linear múltipla - RLM ou simples - RLS) juntamente com as variáveis meteorológicas e coordenadas geográficas, em que a temperatura do ar é definida em função das coordenadas (latitude, longitude e altitude) para estimar temperatura do ar (máxima, mínima e média) não é nova no Brasil (VALERIANO & PICINI 2000; ASTOLPHO et al. 2005; BARDIN et al. 2010). Esta metodologia tem obtido resultados satisfatórios no Brasil (MEDEIROS et al., 2005; GOIS et al. 2005; CARGNELUTTI FILHO et al. 2006; BARDIN et al. 2010; PANTANO & BARDIN 2012; OLIVEIRA-JÚNIOR et al. 2015) e no Mundo (NINYEROLA et al. 2000; STAHL et al. 2006; BENAVIDES et al. 2007). Entretanto, esses modelos matemáticos têm a capacidade de prever apenas as médias mensais de temperatura do ar e não expressam a sua variação no decorrer do tempo (CAVALCANTI et al. 2006; ANTONINI et al. 2009). Existem outros estudos que aplicam além da metodologia descrita a utilização de Modelo de Elevação Digital

(MDE), Anomalias de Temperaturas da Superfície do Mar (ATSM) (CAVALCANTI et al. 2006), Redes Neurais Artificiais (RNA) (MOREIRA; CECÍLIO, 2008) ou uso de geotecnologias (NINYEROLA et al. 2000; STAHL et al. 2006; LADO et al. 2007), e banco de dados de temperatura consistente pertencente a uma rede de estações meteorológicas existentes, porém essas séries são curtas (PEZZOPANE et al. 2004; MEDEIROS et al., 2005; LOPES et al. 2011) e produtos orbitais (Moderate Resolution Imaging Spectroradiometer - MODIS e Normalized Difference Vegetation Index - NDVI) – (VANCUTSEM et al. 2010).

O estado do Rio de Janeiro (ERJ) similar aos demais estados possui uma rede de deficitária de estações meteorológicas, o que compromete uma série de estudos a serem realizados. A estimativa da temperatura do ar no ERJ a partir de modelos matemáticos baseados em séries históricas de dados observados e reanálises ou a composição de ambos, juntamente com as coordenadas geográficas, ainda não foram investigadas. Visto que com a identificação de uma ou mais bases de dados é possível avaliar, por exemplo, os índices de severidade de seca, tais como Palmer Drought Severity Index (PDSI) ou Standardized Precipitation Evapotranspiration Index (SPEI) e os índices de aridez de Budyko e Thornthwaite. Portanto, o estudo tem como objetivos: (i) avaliar a eficiência do ajuste dos modelos de regressão linear múltipla e simples as séries de temperatura do ar médias mensais observadas e de reanálises, de três bases distintas entre 1948 a 2015 (ii) e qual (is) base(s) simples ou composta pode ser aplicada ao estado do Rio de Janeiro.

2 MATERIAL E MÉTODOS

2.1 Localização e caracterização da área de estudo

A área de estudo é o ERJ localizado na região Sudeste do Brasil, entre as latitudes 20° 45' 54 e 23° 21' 57" S e as longitudes 40° 57' 59" e 44° 53' 18" W, com uma área de 43.696,054 km². Faz divisa com o Espírito Santo (ES) a nordeste (NE), norte e noroeste (NW) com Minas Gerais (MG), sudoeste (SW) com São Paulo (SP) e com o Oceano Atlântico a sul (S) e leste (E). Possui extensa faixa litorânea, com aproximadamente 635 km de extensão, banhada pelo Oceano Atlântico.

Atualmente, o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) divide o estado geopoliticamente em 92 municípios, (IBGE 2015), inserido em oito regiões do Governo: (Metropolitana, Noroeste Fluminense, Norte Fluminense, Baixadas Litorâneas, Serrana, Centro Sul Fluminense, Médio Paraíba e Costa Verde) – (Figura 39). Segundo Brito (2016) o estado apresenta uma paisagem com escarpas elevadas, a beira mar e no interior; morros; colinas e vales; com formações rochosas variadas em baías com diferentes formas de encontro entre o mar e a costa; florestas tropicais naturais seguidos de grandes áreas de planalto, que se estende a oeste do Estado. Destaca-se entre os demais o pico das Agulhas Negras com altitude 2787 m, na região da serra da Mantiqueira. A serra da Mantiqueira é uma importante área de transição da região Sudeste, voltada para o vale do Rio Paraíba do Sul, que possui a menor altura de 250 m, atravessando os estados de São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais.

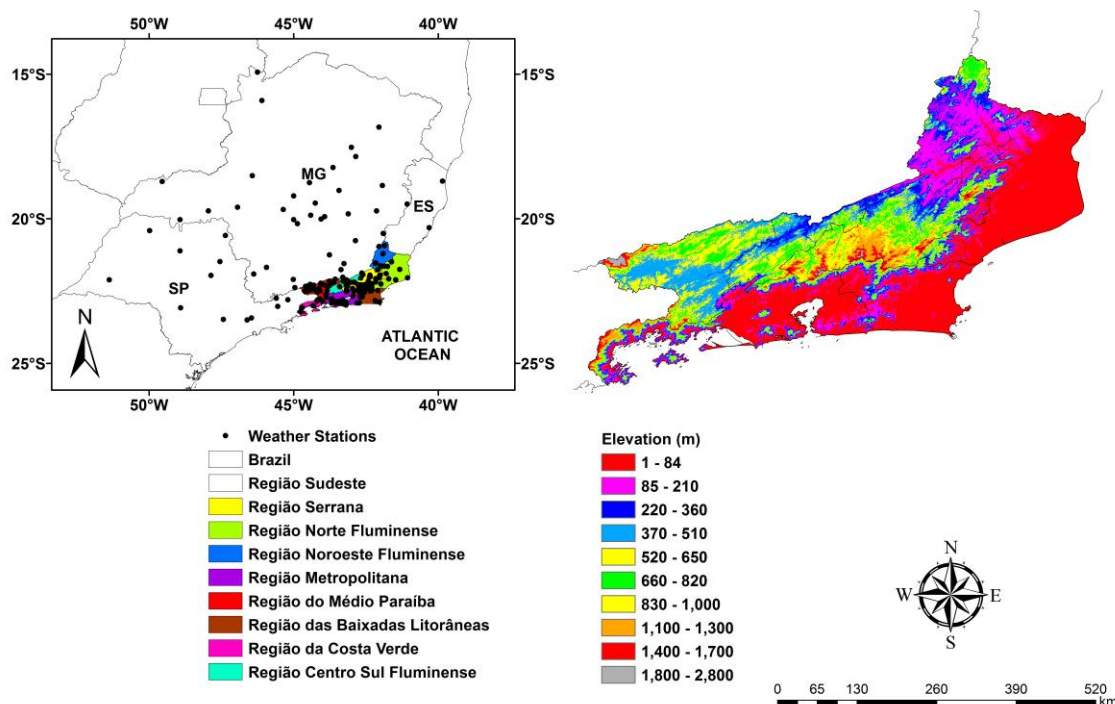


Figura 39. Distribuição espacial e hipsometria (m) das estações meteorológicas nas regiões fisiográficas dos estados do Rio de Janeiro, São Paulo e Minas Gerais.

O ERJ possui alta variabilidade na distribuição espaço-temporal da chuva e da temperatura do ar, devido a sua orografia, proximidade do ambiente costeiro e os mecanismos atmosféricos que nela atuam (André et al. 2008; Oliveira Júnior et al. 2014; Brito 2016). Os mecanismos são resultantes da atuação de várias escalas, desde local a escala sinótica, notadamente a Zona de Convergência do Atlântico Sul (ZCAS); os Sistemas Frontais (SF); os Vórtices Ciclônicos em Altos Níveis (VCAN); Anticiclone Subtropical do Atlântico Sul (ASAS); Bloqueio Atmosférico (BA); as circulações de brisas marítima/terrestre, brisas vale/montanha e lacustres/baías, as Linhas de Instabilidades (LI), os Complexos Convectivos de Mesoescala (CCM) e a convecção isolada (Alves et al. 2005; Dereckzinky et al. 2009; André et al. 2008; Reboita et al. 2010; Zeri et al. 2011; Brito 2016).

2.2 Base de dados e modelo de regressão linear múltipla

Foram ajustados os modelos RLM e RLS para três bases de dados de temperatura médias mensais observadas e de reanálise, conforme a descrição abaixo:

- **Base 1** – Reanalise/NCEP obtido no site: <http://www.esrl.noaa.gov/psd/cgi-bin/data/timeseries/timeseries1.pl> – (Kalnay et al. 1996);
- **Base 2** - Instituto Nacional de Meteorologia (INMET) e do National Climatic Data Center (NCDC) obtidos nos sites: <http://www.ncdc.noaa.gov/> - <http://www.inmet.gov.br/portal/index.php?r=bdmep/bdmep>;
- **Base 3** – Reanalise/NCEP e INMET/NCDC.

Todas as bases foram usados dados do período de 1948 a 2015 foram acrescentadas aos modelos matemáticos com a finalidade de agregar confiabilidade a temperatura do ar com relação às coordenadas geográficas, uma vez que, os municípios que compõem as regiões do ERJ apresentam uma grande distância entre o litoral e o interior do Estado. Procedimento análogo foi adotado em outros estudos realizados no Brasil, em que, ou a longitude não foi significativa nos modelos matemáticos (Oliveira Neto et al. 2002; Pezzopane et al. 2004; Lado et al. 2007), ou sua influência na variação da temperatura foi inferior a da altitude ou da latitude (Valladares et al. 2004). Outro procedimento foi agregar estações do entorno da área de estudo, a fim de se evitar o problema de bordadura conforme a Figura 39. Onde as séries históricas apresentavam entre 29 e 51 anos de dados para o estado de MG, 15 e 51 anos de dados para o estado de SP e os estados do ES 41 e 50 anos e o ERJ 16 a 51 anos de dados, respectivamente.

As séries de temperatura médias mensais do ar utilizada no estudo foram obtidas da seguinte forma: 22 estações localizadas no ERJ pertencente ao INMET, 100 estações obtidas do NCEP (com resolução de 2.5° x 2.5°) em ponto de grade sobre o estado, seguido de 36 estações do estado de MG e 11 estações do estado de SP pertencentes ao INMET e a NCDC e, por fim 2 estações no estado do ES pertencente ao INMET.

A partir disso, foram extraídas as temperaturas médias mensais de todos os meses da série de 67 anos de dados e aplicados no modelo de RLM por meio da relação entre a variável dependente (temperatura média mensal do ar) em ambas as Bases de dados, e as variáveis independentes (latitude, longitude e altitude) segundo a equação abaixo:

$$Tm_i = \beta_0 + \beta_1\phi + \beta_2\lambda + \beta_3h + \varepsilon_i \quad (1)$$

em que, T_{mi} é a temperatura média mensal do ar (°C); ϕ é a latitude da estação (em décimos de graus); λ é a longitude da estação (em décimos de graus); h é a altitude da estação (m), ε_i é o erro aleatório; β_0 é o coeficiente linear da regressão; β_1 , β_2 e β_3 são os coeficientes angulares da regressão a seres estimados. O termo subscrito i representa a i -ésima estação meteorológica ($i=1, 2, \dots, 171$).

2.3 Significância estatística dos modelos

Para avaliar a significância estatística do modelo RLM foram realizadas as análises de variâncias (ANOVA) dos dados ao nível de 5% de probabilidade, por meio dos testes F e t - *Student*, enquanto que os coeficientes de determinação ajustado (r^2) e correlação (r) através do software ambiente R versão 3.3.1 (R Development Core Team 2016). A existência de uma relação significativa entre a variável dependente e as variáveis independentes ou explicativas foi avaliada pelo teste F_{cal} de acordo com as hipóteses abaixo:

$H_0: \beta_1=\beta_2=\dots=\beta_n=0$ (a relação entre as variáveis não é linear) H_1 : pelo menos um $\beta_i \neq 0$.

A estatística do teste é dada pela equação:

$$F_{cal} = \frac{QM\ Re\ g}{QM\ Re\ s} \quad (1)$$

em que, QMR_{eg} e QMR_{es} são os quadrados médios da regressão e dos resíduos.

Para $F_{cal} \geq F_{tab}$ rejeita-se H_0 para p-valor $\alpha < 0,05$ significativo (S); $F_{cal} \leq F_{tab}$ aceita-se H_0 para p-valor $\alpha > 0,05$ não significativo (NS).

O teste $t - Student$ foi utilizado para avaliar a significância entre a variável dependente e as variáveis independentes, podendo ser avaliada pelo seguinte teste t_{cal} de acordo com as hipóteses:

- $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_n = 0$ (os coeficientes não são importantes no modelo);
- $H_1: \beta_1 \neq 0$ (os coeficientes são importantes no modelo)

em que, para $t_{cal} \geq t_{tab}$ rejeita-se H_0 para p-valor $\alpha < 0.05$ não significativo (NS); e $t_{cal} \leq t_{tab}$ Aceita-se H_0 para p-valor $\alpha > 0.05$ significativo (S).

2.4 Teste paramétrico

O teste paramétrico de Shapiro-Wilk (SW) foi aplicado ao nível de significância de 5% de probabilidade para ambas as Bases de dados com objetivo de testar a hipótese de normalidade dos dados de temperaturas médias mensais observadas e estimadas pelo modelo RLM.

O teste consiste na razão de dois estimadores distintos da variância. O estimador no numerador é baseado em uma combinação linear de quantidades relacionadas às estatísticas de ordem da distribuição normal (TEODORO et al. 2015), enquanto que o estimador no denominador foi obtido de forma convencional, segundo a literatura.

A estatística do teste de SW, W , é definida como:

$$W = \frac{\left[\sum_{i=1}^k a_{n-i+1} (y_{n-i+1} - y_i) \right]^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} = \frac{\left[\sum_{i=1}^k a_i y_{(i)} \right]^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (2)$$

em que, $i = 1, 2, \dots, n$, é o tamanho da amostra; y_i é o valor da medição da amostra em análise, ordenado do menor para o maior para o valor; $\bar{y}$ é o valor médio da medição; a_i é o coeficiente gerado a partir de meio, variâncias e covariâncias da ordem estatística de uma amostra de tamanho n e uma distribuição normal.

Em que, X é uma característica de estudo, formulamos as hipóteses:

- H_0 : Os dados apresentam uma distribuição normal (gaussiana);
- H_1 : Os dados não apresentam uma distribuição normal (gaussiana).

As condições para que os dados sejam uma distribuição normal ao nível de probabilidade α foi que:

Para $W_{cal} \leq W_{tab}$ rejeita-se H_0 para p-valor $\alpha < 0,05$ (Significativo - S);

Para $W_{cal} \geq W_{tab}$ se aceita H_0 para p-valor $\alpha > 0,05$ (Não Significativo - NS).

Foi aplicado o modelo RLS as temperaturas do ar estimadas (T_{ei}) e observadas (T_{oi}) para ambas as Bases de dados. O modelo RLS (Eq. 3) foi avaliado por meio da ANOVA. A significância estatística do modelo adotado em ambas as Bases foi verificada pelos testes *t-Student* e *F* para os coeficientes, linear ($H_0;\beta_0=0$) e angular ($H_0;\beta_1=1$) do MRLS.

$$T_{ei} = \beta_0 + \beta_1 O_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

em que, T_{ei} (°C) é a temperatura do ar estimada; β_0 e β_1 são coeficientes linear e angular da regressão; O_i (°C) é a temperatura do ar observada. O termo subscrito *i* representa a *i*-ésima estação meteorológica (*i*=1, 2,...,171).

2.5 Análise estatística

A análise estatística foi aplicada as T_{ei} e T_{oi} para ambas as bases. Os parâmetros estatísticos analisados foram: coeficiente de determinação ajustado (r^2) e correlação (*r*) pela (ANOVA), Raiz Quadrada do Erro Quadrático Médio (RMSE, °C) e Índice de Concordância de Willmott (Willmot 1981). As equações são listadas abaixo:

$$r^2 = \frac{SQRe g}{SQT} \quad (4)$$

$$r = \sqrt{r^2} \quad (5)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (O_i - E_i)^2}{n}} \quad (6)$$

$$d = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (E_i - O_i)^2}{\sum_{i=1}^n \left(|E_i - O_i| + |O_i - \bar{O}| \right)^2} \quad (7)$$

em que, *r* é o índice de correlação; *d* é o índice de Willmott; r^2 é o coeficiente de determinação; *n* é o número de observação; E_i é o valor *i*-ésimo de temperatura estimada e O_i é o valor *i*-ésimo de temperatura observada.

Posteriormente, foi avaliado o desempenho da média e da variância das T_{ei} e T_{oi} por meio dos testes *t-Student* e *F* ao nível de probabilidade de 5%, com a finalidade de verificar se há diferenças estatísticas entre a média e variância das T_{ei} e T_{oi} .

3 RESULTADOS E DISCUSSÕES

3.1 Significância estatística do modelo matemático

Os resultados da ANOVA (Tabela 35) revelaram ajuste significativo para o modelo RLM ajustado em todos os meses nas Bases 1 e 2, a exceção foi a Base 3 em maio, junho, julho e agosto. Segundo o teste F, os meses não significativos correspondem ao fim do outono e inverno no ERJ. Em ambos os períodos há uma diminuição significativa da radiação solar e, consequentemente influenciam na distribuição de temperatura do ar no ERJ, seguido do efeito da continentalidade (ARAÚJO 2010).

As Bases 1 e 2 apresentaram o maior número de coeficientes significativos cuja hipótese de nulidade (H_0), segundo o teste F foi significativa para (p -valor $< 0,05$), isso indica que as variáveis do modelo RLM são todas necessárias para representar a variabilidade espacial da T_{mi} no ERJ, a exceção da Base 3 nos meses citados anteriormente. Resultados similares foram obtidos em outros estados do Brasil, por exemplo, Rio Grande do Sul (ANTONINI et al. 2009) e São Paulo (BARDIN et al. 2010). Os coeficientes não significativos (p -valor $> 0,05$) foram observados na Base 1 (janeiro, fevereiro, outubro, novembro e dezembro) correspondente a variável altitude (β_3), vale ressaltar que nestes meses há maior frequência de sistemas frontais no ERJ e, com isso maior interação com a topografia (OLIVEIRA JÚNIOR et al. 2014; BRITO 2016) e a Base 3 (maio, junho, julho e agosto) correspondentes as variáveis latitude (β_1), longitude (β_2) e β_3 , a exceção foi fevereiro na Base 2 correspondente a variável β_1 . Esse último é marcado pela ocorrência de veranico no ERJ, segundo BRITO (2016). Em todas as Bases avaliadas a variável β_1 foi mais significativa em comparação as demais, seguido da β_3 .

A magnitude dos coeficientes r e r^2 da T_{mi} com as variáveis β_1 , β_2 e β_3 , foram diferentes em ambas as Bases. Baixos valores dos coeficientes r^2 e r foram registrados em todos os meses do ano na Base 3. Valores significativos de r^2 ($> 0,80$) e r ($> 0,90$) do modelo RLM foram observados na Base 2, sendo considerados satisfatórios e, por fim na Base 1 os coeficientes r^2 ($> 0,50$) e r ($> 0,70$). Os modelos de RLM ajustados explicaram a maior parte da variabilidade espacial da T_{mi} para a região de estudo. Segundo CARGNELUTTI FILHO et al. (2006) e PANTANO & BARDIN (2012) os modelos RLM, nos meses de outono e inverno apresentam uma redução na estimativa das temperaturas médias mensais, enquanto nas estações de primavera e verão há um aumento. Valores menores de r^2 foram encontrados no estado do Paraná. Entretanto, MEDEIROS et al., (2005) afirmaram que os valores baixos dos coeficientes de r^2 obtidos se deve a alta variabilidade dos dados de temperatura médias mensais. Cabe ressaltar que inúmeros pesquisadores têm avaliado a influência de outros fenômenos que interferem na temperatura do ar. Por exemplo, variações não climáticas (heterogeneidades) são muitas vezes presentes nas séries temporais de temperatura devido a mudanças na instrumentação, nas condições do local e do seu ambiente, nas práticas das observações, bem como na relocação de uma estação e sua automação (TREWIN 2010; VICENT et al. 2012).

3.2 Modelos matemáticos aplicados as Bases

Os coeficientes (β_1 , β_2 e β_3) dos modelos de RLM ajustados em ambas as Bases (Tabela 35), mostraram variabilidade da T_{mi} no ERJ. Eles foram estatisticamente significativos de acordo com os resultados dos testes F, com p -valor menor que 5% de probabilidade principalmente coeficiente β_1 na Base 1, onde as exceções foram as Bases 2 e 3.

Na Base 2 isso ocorreu apenas no mês de fevereiro, cuja época é influenciada pela ocorrência de veranico (Brito 2016). Enquanto foram observados na Base 3 nos meses de maio, junho, julho e agosto, isto se deve, principalmente, a menor incidência de radiação solar, nas localidades mais afastadas do Equador, as quais recebem menor densidade de fluxo de energia (ARAÚJO 2010).

As análises dos gradientes verticais de temperaturas médias mensais do ar no coeficiente β_3 no ERJ, apresentaram um decréscimo vertical da ordem de $-0,02^{\circ}\text{C}$ a $-0,2^{\circ}\text{C}$ (Base 2), seguido de $-0,5^{\circ}\text{C}$ a $-0,7^{\circ}\text{C}$ (Base 3) a cada 100 m de elevação, situação contrária, apenas na Base 1 com um acréscimo vertical de $0,06^{\circ}\text{C}$ a $0,15^{\circ}\text{C}$. Esses valores apesar de terem sido derivados do modelo RLM são coerentes, pois estão de acordo com a Relação Hidrostática e a 1ª Lei da Termodinâmica (Stull 1988), que produz gradiente vertical negativo da temperatura do ar na baixa atmosfera, e entre a razão adiabática seca ($\Gamma_s = -0,98^{\circ}\text{C}.100\text{ m}^{-1}$) e úmida ($\Gamma_d = -0,60^{\circ}\text{C}.100\text{ m}^{-1}$). Os resultados obtidos não foram diferentes dos resultados encontrados por CARGNELUTTI FILHO et al. (2006) para a estimativa da temperatura média decendial do ar no estado do Rio Grande do Sul, por meio da aplicação do modelo RLM. Foram observados gradientes para temperatura média decendial do ar no Estado de $-0,3^{\circ}\text{C}$ a $-0,5^{\circ}\text{C}.100\text{m}^{-1}$, com decréscimo da altitude, e de $0,20^{\circ}\text{C}$ a $0,6^{\circ}\text{C}.100\text{m}^{-1}$ acréscimo de latitude nos respectivos decêndios mensais.

Nas Bases 2 e 3, o coeficiente β_1 mostrou um aumento de 10° de latitude, correspondente à uma queda na temperatura que variaram na ordem de $-0,08^{\circ}\text{C}$ a $-0,58^{\circ}\text{C}$ (Base 2), e de $-0,04^{\circ}\text{C}$ a $-0,52^{\circ}\text{C}$ (Base 3). Resultados similares foram obtidos por Cargnelutti Filho et al. (2006), em que as estimativas das temperaturas médias decendiais no primeiro, segundo e terceiro decêndios nos respectivos meses de junho ($-0,03^{\circ}\text{C}$ e $-0,11^{\circ}\text{C}$); agosto ($-0,02^{\circ}\text{C}$, $-0,09^{\circ}\text{C}$ e $-0,15^{\circ}\text{C}$); setembro ($-0,21^{\circ}\text{C}$ e $-0,15^{\circ}\text{C}$) e outubro ($-0,09^{\circ}\text{C}$ e $-0,02^{\circ}\text{C}$).

LYRA et al. (2011) encontraram para o estado de Alagoas, um gradiente vertical de decréscimo da temperatura anual do ar de $-0,75^{\circ}\text{C}.100\text{ m}^{-1}$. Castro et al. (2010) desenvolveram um modelo matemático para estimativas das temperaturas do ar máxima, mínima e média mensais e anual, no estado do Espírito Santo, observaram uma variação nas temperaturas médias mensais do ar de $-0,94^{\circ}\text{C}$ a $-1,11^{\circ}\text{C}$ para cada aumento 1°C de longitude. VALLADARES et al. (2005) observaram um gradiente vertical da temperatura do ar anual das normais climatológicas para os estados do Nordeste Brasileiro (NEB) de $-0,51^{\circ}\text{C}.100\text{ m}^{-1}$, inferior ao do ERJ. Enquanto, no estado de São Paulo, Rodriguez-Lado et al. (2007) obtiveram gradiente térmico vertical da temperatura do ar anual de $-0,64^{\circ}\text{C}.100\text{ m}^{-1}$ e Valladares et al. (2004) $-0,50^{\circ}\text{C}.100\text{ m}^{-1}$. Desta forma, os menores gradientes verticais observados na área de estudo e nos estados de circunvizinhos (Figura 35) estão relacionados ao regime de chuva anual, em que os gradientes tanto da área de estudo e dos Estados, tendem a se aproximar da Γ_d .

Tabela 35. Coeficientes (β_0 , β_1 , β_2 e β_3) do modelo de regressão linear múltipla, teste F, coeficientes de determinação (r^2) e correlação (r) e P-valor nas Bases 1, 2 e 3 na escala mensal para o estado do Rio de Janeiro.

Base 1								
Meses	β_0 (Intercepto)	β_1 (Latitude)	β_2 (Longitude)	β_3 (Altitude)	Teste F	P-valor	r^2	R
JAN	94,55 s	-1,5136 s	-0,9034 s	0,0008 ns	s	0,000	0,263	0,513
FEV	92,69 s	-1,8948 s	-0,6537 s	0,0010 ns	s	0,000	0,250	0,500
MAR	78,04 s	-2,4587 s	-0,0252 ns	0,0011 s	s	0,000	0,248	0,498
ABR	52,48 s	-3,1374 s	0,9082 s	0,0013 s	s	0,000	0,314	0,560
MAI	27,90 s	-3,6819 s	1,7441 s	0,0015 s	s	0,000	0,454	0,674
JUN	10,24 ns	-4,0654 s	2,3362 s	0,0014 s	s	0,000	0,493	0,702
JUL	-1,49 ns	-3,8105 s	2,4713 s	0,0014 s	s	0,000	0,520	0,721
AGO	-2,51 ns	-2,9802 s	2,0824 s	0,0010 s	s	0,000	0,521	0,722
SET	19,18 s	-2,4759 s	1,3408 s	0,0007 s	s	0,000	0,433	0,658
OUT	34,72 s	-2,5365 s	1,0085 s	0,0006 ns	s	0,000	0,324	0,569
NOV	63,72 s	-2,3375 s	0,2291 ns	0,0008 ns	s	0,000	0,239	0,489
DEZ	84,96 s	-1,7103 s	-0,5839 s	0,0008 ns	s	0,000	0,243	0,493

Base 2								
Meses	β_0 (Intercepto)	β_1 (Latitude)	β_2 (Longitude)	β_3 (Altitude)	Teste F	P-valor	r^2	R
JAN	23,89 s	-0,1422 s	0,1541s	-0,0057 s	s	0,000	0,893	0,945
FEV	25,04 s	-0,0821 ns	0,1081s	-0,0058 s	s	0,000	0,862	0,928
MAR	24,66 s	-0,2212 s	0,1724s	-0,0061 s	s	0,000	0,885	0,941
ABR	24,17 s	-0,3683 s	0,2202s	-0,0062 s	s	0,000	0,876	0,936
MAI	28,36 s	-0,4991 s	0,1391s	-0,0064 s	s	0,000	0,894	0,946
JUN	25,99 s	-0,4937 s	0,1653s	-0,0065 s	s	0,000	0,864	0,930
JUL	23,28 s	-0,5144 s	0,2262s	-0,0062 s	s	0,000	0,840	0,916
AGO	19,79 s	-0,5249 s	0,3369s	-0,0059 s	s	0,000	0,827	0,909
SET	22,11 s	-0,5827 s	0,3261s	-0,0049 s	s	0,000	0,788	0,888
OUT	22,14 s	-0,5772 s	0,3503s	-0,0050 s	s	0,000	0,823	0,907
NOV	21,92 s	-0,3094 s	0,2464s	-0,0052 s	s	0,000	0,857	0,926
DEZ	22,66 s	-0,1880 s	0,1858s	-0,0054 s	s	0,000	0,864	0,930

Base 3								
Meses	β_0 (Intercepto)	β_1 (Latitude)	β_2 (Longitude)	β_3 (Altitude)	Teste F	P-valor	r^2	R
JAN	36,38 s	-0,5082 s	-0,0336 ns	-0,0014 s	s	0,001	0,097	0,312
FEV	36,51 s	-0,4497 s	-0,0579 ns	-0,0013 s	s	0,003	0,080	0,284
MAR	34,01 s	-0,4413 s	-0,0129 ns	-0,0013 s	s	0,002	0,086	0,292
ABR	29,80 s	-0,3388 s	0,0104 ns	-0,0011 s	s	0,011	0,064	0,253
MAI	31,22 s	-0,1958 ns	-0,1308 ns	-0,0008 ns	ns	0,133	0,033	0,181
JUN	24,92 s	-0,0609 ns	-0,0694 ns	-0,0010 ns	ns	0,227	0,025	0,159
JUL	20,84 s	-0,0403 ns	0,0073 ns	-0,0010 ns	ns	0,398	0,017	0,132
AGO	17,75 s	-0,1459 ns	0,1545 ns	-0,0012 s	ns	0,073	0,041	0,201
SET	23,62 s	-0,2902 s	0,1144 ns	-0,0011 s	s	0,003	0,080	0,284
OUT	24,98 s	-0,5182 s	0,2075 s	-0,0012 s	s	0,000	0,193	0,440
NOV	29,11 s	-0,4801 s	0,0993 ns	-0,0012 s	s	0,000	0,123	0,351
DEZ	33,80 s	-0,4716 s	-0,0030 ns	-0,0013 s	s	0,001	0,098	0,313

Legenda: s é significativo e ns é não significativo.

3.3 Testes paramétricos de Normalidade (SW) das temperaturas Médias Mensais Observadas e Estimadas nas Bases 1, 2 e 3 no estado do Rio de Janeiro

Os resultados da Tabela 36 indicam a não normalidade dos resíduos padronizados onde segundo o teste SW apenas para as T_{oi} e T_{ei} nas Bases 1 e 3, a exceção foi a Base 2. As Bases 1 e 3 registraram vários meses que não apresentaram ajuste dos resíduos a distribuição normal (não normalizados) com os menores valores para P-valor ($\alpha < 0,05$) para as T_{oi} e T_{ei} . Porém, na Base 2, apresentou vários meses com ajustes dos resíduos a distribuição normal (normalizados) para P-valor $> 0,05$ de probabilidade, para as T_{oi} em janeiro, fevereiro, março, setembro, outubro e novembro (maior aquecimento), e esperadas nos meses de fevereiro e maio (transição).

Na Base 1, ocorreu nos meses de janeiro, fevereiro, maio, junho, julho, agosto (menor aquecimento), setembro, outubro e dezembro para as T_{ei} . Os meses que não apresentaram ajuste dos resíduos a distribuição normal (não normalizados) foram observados em todas as Bases.

Tabela 36. Teste de normalidade de Shapiro Wilk (SW) das temperaturas médias mensais do ar observadas e estimadas do modelo de regressão linear simples, nas Bases 1, 2 e 3 para o Estado do Rio de Janeiro.

Meses	Base 1		Base 2		Base 3	
	SHAPIRO WILK		SHAPIRO WILK		SHAPIRO WILK	
	P. Valor-O	P. Valor-E	P. Valor-O	P. Valor-E	P. Valor-O	P. Valor-E
JAN	0,0000	0,1213	0,0857	0,0314	0,0000	0,0000
FEV	0,0000	0,4266	0,4386	0,0524	0,0000	0,0000
MAR	0,0000	0,0097	0,0906	0,0242	0,0000	0,0000
ABR	0,0001	0,0117	0,0136	0,0170	0,0006	0,0000
MAI	0,0000	0,5595	0,0102	0,2939	0,0065	0,0325
JUN	0,0000	0,9780	0,0017	0,0034	0,0001	0,0007
JUL	0,0000	0,9594	0,0072	0,0000	0,0000	0,0000
AGO	0,0000	0,8950	0,0130	0,0022	0,0000	0,0000
SET	0,0000	0,9610	0,2985	0,0063	0,0002	0,0000
OUT	0,0000	0,6967	0,0880	0,0000	0,0000	0,0000
NOV	0,0000	0,0011	0,0723	0,0020	0,0000	0,0000
DEZ	0,0000	0,4237	0,0383	0,0217	0,0000	0,0000

3.4 Testes F e t-Student, Desvio Padrão, Variâncias das Temperaturas Médias Mensais Observadas e Estimadas nas Bases 1, 2 e 3 no estado do Rio de Janeiro

Os resultados estatísticos (Tabela 37) mostraram que as Bases 1 e 3 não apresentaram diferenças significativas (médias iguais de T_{oi} e T_{ei}). A exceção foi a Base 2 que apresentou diferença estatística não significativas das médias das T_{oi} e T_{ei} , em vários meses, principalmente nos de transição. De um modo geral, as tendências das T_{ei} , nas Bases 1 e 3, se mantiveram constante em torno das T_{oi} . Enquanto, a Base 2 houve uma tendência de subestimativa em torno das T_{oi} de janeiro a maio (0,17 a 0,93°C) entre 0,01 a 0,08%, e de outubro a dezembro (0,06 a 0,80°C) entre 0,01 a 0,06%. Já as tendências de superestimativas em torno das T_{oi} foram maio a setembro (0,40 a 0,70°C) entre 0,003 a 0,06%.

As variâncias (σ^2), os desvios padrão (σ) e o erro padrão da estimativa (EPE) para ambas as Bases adotadas (Tabela 37) mostraram que as σ^2 das T_{ei} em relação às T_{oi} foram significativamente distintas. De acordo com teste F para P-valor < 0,05 de probabilidade no ERJ. Houve alta discrepância na σ^2 e σ das T_{oi} e T_{ei} nas estações do ano. Na Base 2 ocorreu uma alta dispersão significativa da σ^2 , nas estações de outono e inverno, seguidos por uma baixa variabilidade dos σ (0,40°C a 0,81°C) e os valores de EPE (2°C) que se mantiveram inalterados em comparação as estações do verão e primavera (2°C). As estações de verão e primavera por sua vez não apresentaram variabilidade da σ^2 , embora valores do σ (0,54°C a 0,95°C) foram acima do esperado e coincidiram com o σ observados nas estações de outono e inverno.

No entanto, a Base 3, apresentou nas estações de verão, outono e inverno uma alta dispersão significativa da σ^2 , seguido de σ (0,4°C a 0,8°C) na amplitude térmica dos desvio similar a Base 2. Porém, em relação às médias mensais de temperaturas os EPE para a Base 3, coincidiram com os valores obtidos para a Base 2, entre 2°C a 3°C. A estação da primavera apresentou as menores variações da σ^2 , seguido de σ entre as demais Bases. Porém, em relação as T_{mi} , os EPE se apresentaram superiores aos obtidos nas Bases 2 e 3, (Tabela 38),

entre 1°C a 2°C. No entanto, a Base 1 foi entre as Bases que apresentou menor variação significativa quanto a σ^2 no decorrer das estações do ano, seguidos de σ superiores as demais Bases, entre 1°C a 2°C. O mês de junho foi o que apresentou o maior desvio em relação aos demais meses do inverno.

De um modo geral, os EPE para as médias das T_{oi} e T_{ei} em ambas as Bases apresentaram uma amplitude térmica entre 0,5°C a 0,33°C nos meses do ano. Tais valores se encontram próximos a acurácia dos sensores resistivos de temperatura do ar ($\pm 0,2^\circ\text{C}$) (Araújo 2010, Oliveira-Júnior et al. 2015). Sendo os maiores EPE registrados no verão, outono e inverno, em ambas as Bases adotadas, com a variação de 10%; 9% e 11% das T_{mi} . Os menores valores na primavera se aproximam de 7% e 8,3% das T_{mi} em alguns meses (abril-maio e julho-agosto) das estações do outono e inverno 9% na Base 1, e 10% e 11% (abril e agosto) na Base 2. Os resultados obtidos se aproximam dos encontrados por Araújo (2010) no ERJ, onde EPE variou de 0,86 no mês de março a 1,25°C em julho, o que representa no máximo 6,7 % da média da temperatura do ar mensal para as estações utilizadas nos ajustes dos modelos e de 0,94°C para a temperatura do ar anual. Em relação à média os maiores EPE ($> 5,6\%$) foram observados nos meses de inverno (junho a agosto), sendo os menores (3,5 %) nos meses de janeiro a março, ou seja, no verão e no outono.

Tabela 37. Média ($\bar{x}$) e Variância (σ^2), Desvio Padrão (σ), Erro Padrão da Estimativa (EPE) das T_{oi} e T_{ei} dos modelos de regressão linear simples, e os respectivos Testes F e t, nas Bases 1, 2 e 3, no estado do Rio de Janeiro.

Base 1										
Meses	$\bar{x}$ ($^\circ\text{C}$)		Teste t		σ^2 ($^\circ\text{C}^2$)	Teste F		σ ($^\circ\text{C}$)		EPE
	O	E	t	P. Valor		F	P. Valor	O	E	
JAN	22,19	22,19	s	1,000	3,81	s	0,000	2,57	1,32	2,21
FEV	22,62	22,62	s	1,000	3,99	s	0,000	2,57	1,28	2,23
MAR	22,51	22,51	s	1,000	4,03	s	0,000	2,34	1,16	2,04
ABR	22,05	22,05	s	1,000	3,19	s	0,000	2,26	1,27	1,88
MAI	21,37	21,37	s	1,000	2,20	s	0,000	2,45	1,65	1,82
JUN	20,64	20,64	s	1,000	2,03	s	0,001	2,82	1,98	2,02
JUL	20,40	20,40	s	1,000	1,92	s	0,001	2,81	2,03	1,96
AGO	21,04	21,04	s	1,000	1,92	s	0,001	2,31	1,67	1,61
SET	21,93	21,93	s	1,000	2,31	s	0,000	1,74	1,14	1,31
OUT	21,77	21,77	s	1,000	3,09	s	0,000	1,76	1,00	1,46
NOV	21,72	21,72	s	1,000	4,19	s	0,000	1,99	0,97	1,75
DEZ	21,96	21,96	s	1,000	4,12	s	0,000	2,34	1,15	2,04

Base 2										
Meses	$\bar{x}$ ($^{\circ}\text{C}$)		Teste t		σ^2 ($^{\circ}\text{C}^2$)	Teste F		σ ($^{\circ}\text{C}$)		EPE
	O	E	t	P. Valor		F	P. Valor	O	E	
JAN	24,40	23,47	ns	0,000	4,63	s	0,000	2,03	0,945	2,15
FEV	24,74	23,82	ns	0,000	6,05	s	0,000	2,14	0,872	2,25
MAR	24,16	23,52	ns	0,010	6,98	s	0,000	2,14	0,809	2,08
ABR	22,72	22,55	s	0,484	11,75	s	0,000	2,17	0,632	1,91
MAI	20,59	20,95	s	0,153	15,62	s	0,000	2,29	0,579	2,01
JUN	19,48	20,08	ns	0,025	23,56	s	0,000	2,36	0,487	2,12
JUL	19,15	19,84	ns	0,006	40,68	s	0,000	2,24	0,351	2,10
AGO	20,39	20,91	ns	0,026	23,92	s	0,000	2,08	0,426	1,86
SET	21,63	22,01	s	0,073	12,16	s	0,000	1,88	0,539	1,59
OUT	22,67	22,60	s	0,778	4,01	s	0,000	1,87	0,934	1,51
NOV	23,30	22,78	ns	0,018	4,91	s	0,000	1,83	0,824	1,75
DEZ	23,83	23,08	ns	0,001	5,04	s	0,000	1,91	0,850	1,95

Base 3										
Meses	$\bar{x}$ ($^{\circ}\text{C}$)		Teste t		σ^2 ($^{\circ}\text{C}^2$)	Teste F		σ ($^{\circ}\text{C}$)		EPE
	O	E	t	P. Valor		F	P. Valor	O	E	
JAN	23,16	23,16	s	1,000	10,26	s	0,000	2,63	0,822	2,51
FEV	23,55	23,55	s	1,000	12,43	s	0,000	2,65	0,752	2,55
MAR	23,24	23,24	s	1,000	11,69	s	0,000	2,43	0,711	2,33
ABR	22,33	22,33	s	1,000	15,62	s	0,000	2,27	0,574	2,20
MAI	20,88	20,88	s	1,000	30,65	s	0,000	2,57	0,464	2,53
JUN	20,07	20,07	s	1,000	39,33	s	0,000	2,74	0,436	2,71
JUL	19,82	19,82	s	1,000	57,48	s	0,000	2,70	0,357	2,69
AGO	20,76	20,76	s	1,000	24,69	s	0,000	2,29	0,461	2,25
SET	21,78	21,78	s	1,000	12,44	s	0,000	1,85	0,524	1,78
OUT	22,19	22,19	s	1,000	5,17	s	0,000	1,91	0,839	1,72
NOV	22,43	22,43	s	1,000	8,14	s	0,000	2,11	0,741	1,99
DEZ	22,78	22,78	s	1,000	10,18	s	0,000	2,39	0,748	2,27

Alguns parâmetros estatísticos que indicam o grau de adequabilidade ou desempenho do modelo RLM foram calculados e comparados entre as T_{oi} e T_{ei} em ambas as Bases (Tabela 38). A RMSE não apresentou diferenças significativas em todas as Bases adotadas. Porém, o desempenho do MRLM, pelo índice de d (Tabela 38), relevou que nas respectivas Bases de dados ocorreram um baixo desempenho no decorrer dos meses nas estações do ano. Na base 1, teve desempenho bom a muito bom nos meses de abril a outubro, e os demais meses com desempenho mediano (Janeiro) e sofrível (Fevereiro, março, novembro e dezembro). As bases 2 e 3 apresentaram os piores desempenhos nos respectivos meses do ano.

Tabela 38. Os parâmetros estatísticos Raiz Quadrada do Erro Quadrático Médio (RMSE, °C) e Índice de Concordância de Wilmott (d) nas Bases 1, 2 e 3 no estado do Rio de Janeiro.

Meses	Base 1		Base 2		Base 3	
	(RMSE, °C)	d	(RMSE, °C)	d	(RMSE, °C)	d
JAN	2,19	0,616	2,12	0,541	2,49	0,357
FEV	2,21	0,598	2,22	0,511	2,54	0,328
MAR	2,02	0,593	2,05	0,52	2,32	0,350
ABR	1,87	0,678	1,89	0,502	2,19	0,323
MAI	1,80	0,785	1,99	0,513	2,52	0,243
JUN	2,00	0,811	2,09	0,506	2,69	0,217
JUL	1,94	0,824	2,07	0,474	2,67	0,173
AGO	1,59	0,825	1,84	0,497	2,24	0,248
SET	1,30	0,771	1,57	0,569	1,77	0,358
OUT	1,44	0,676	1,49	0,688	1,71	0,542
NOV	1,73	0,574	1,73	0,567	1,97	0,415
DEZ	2,02	0,586	1,92	0,543	2,26	0,361

As dispersões das temperaturas do ar observadas em relação às estimadas (Figuras 39 (a), 40 (b) e 41 (c)) mostram que no geral a hipótese de nulidade ($H_0: \beta_1=0$) para os respectivos interceptos das regressões lineares entre as estimativas da temperatura do ar em ambas as Bases. Segundo os testes F e *t-Student*, foram significativas para P-valor menor que 0,05 de probabilidade, a exceção foi o mês de julho na Base 3 (Figura 41 (c)), que apresentou intercepto não significativo para P-valor maior que 0,05 de probabilidade. Os maiores coeficientes r^2 foram observados no fim do outono ($r^2 = 0,409$), no inverno ($r^2 = 0,576$; 0,653 e 0,580) e início da primavera ($r^2 = 0,576$) na Base 1, seguidos de altos valores de correlação de Pearson entre 0,645 a 0,810, com uma menor dispersão dos dados. Em comparação as Bases 2 e 3, observa-se que apresentaram uma elevada dispersão das T_{ei} em relação as T_{oi} (Figura 39 (a), 40 (b) e 41 (c)). Os resultados obtidos foram próximos aos encontrados por Lyra et al. (2011), ($r^2 = 0,62$; 0,64, 0,61, 0,60, 0,65 e 0,62) em um estudo para o Estado de Alagoas, que utilizou dados do Modelo de Elevação Digital (MDE) e Shuttle Radar Topography Mission (SRTM), com diferentes resoluções, SRTM 90, 125, 250, 500, 450 e 900 m, respectivamente.

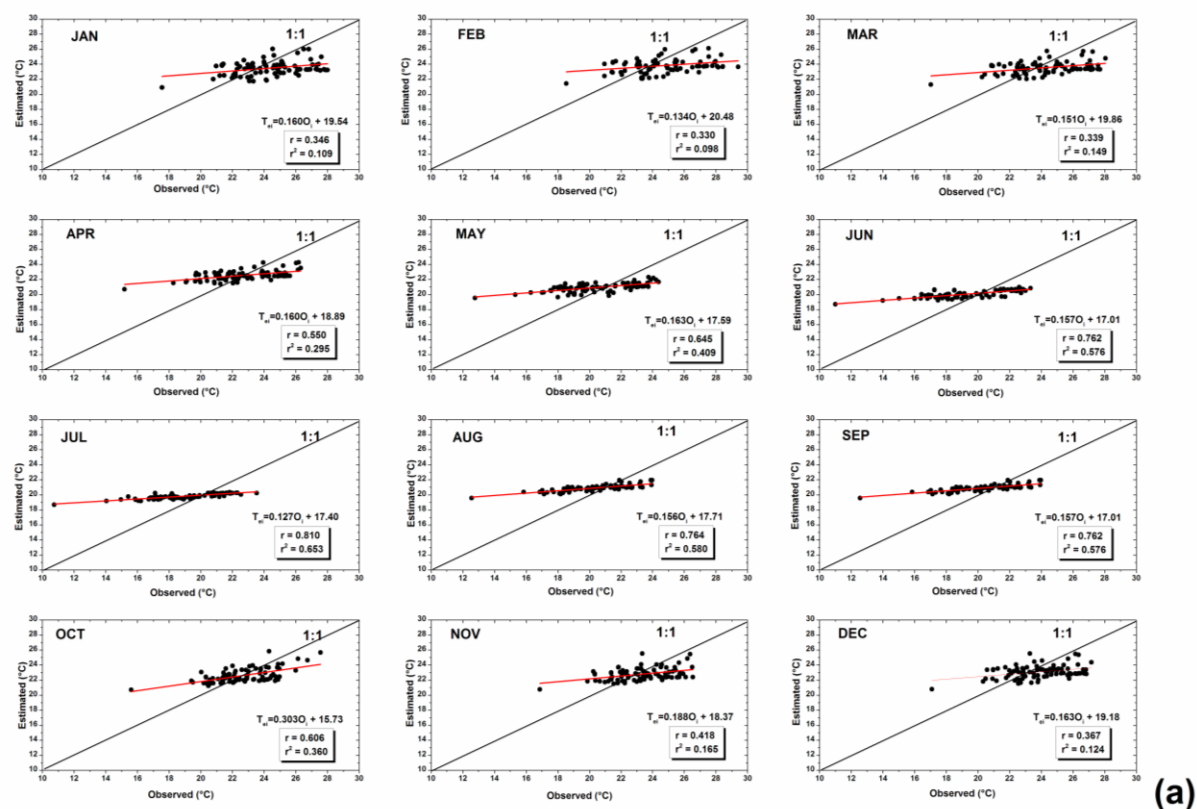
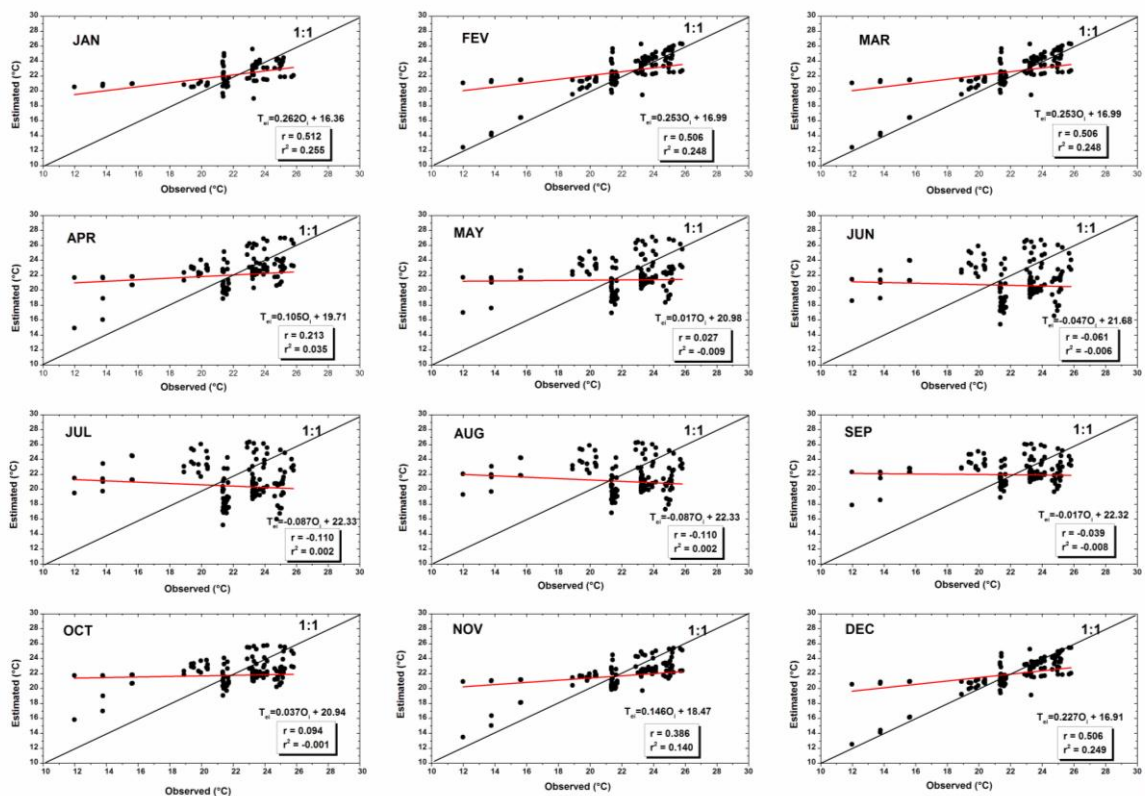


Tabela 39 (a). Relação entre as temperatura do ar (T_{ei} , $^{\circ}\text{C}$) observadas e estimadas para as regiões de Governo do estado do Rio de Janeiro, Base 1. Coeficientes linear (β_0) e (β_1) angular, determinação (r^2) e correlação (r) da regressão linear entre as temperaturas do ar observadas (X) e estimadas (Y).



(b)

Tabela 40 (b). Relação entre as temperatura do ar (T_{ei} , °C) observadas e estimadas para as regiões de Governo do estado do Rio de Janeiro, Base 2. Coeficientes linear (β_0) e (β_1) angular, determinação (r^2) e correlação (r) da regressão linear entre as temperaturas do ar observadas (X) e estimadas (Y).

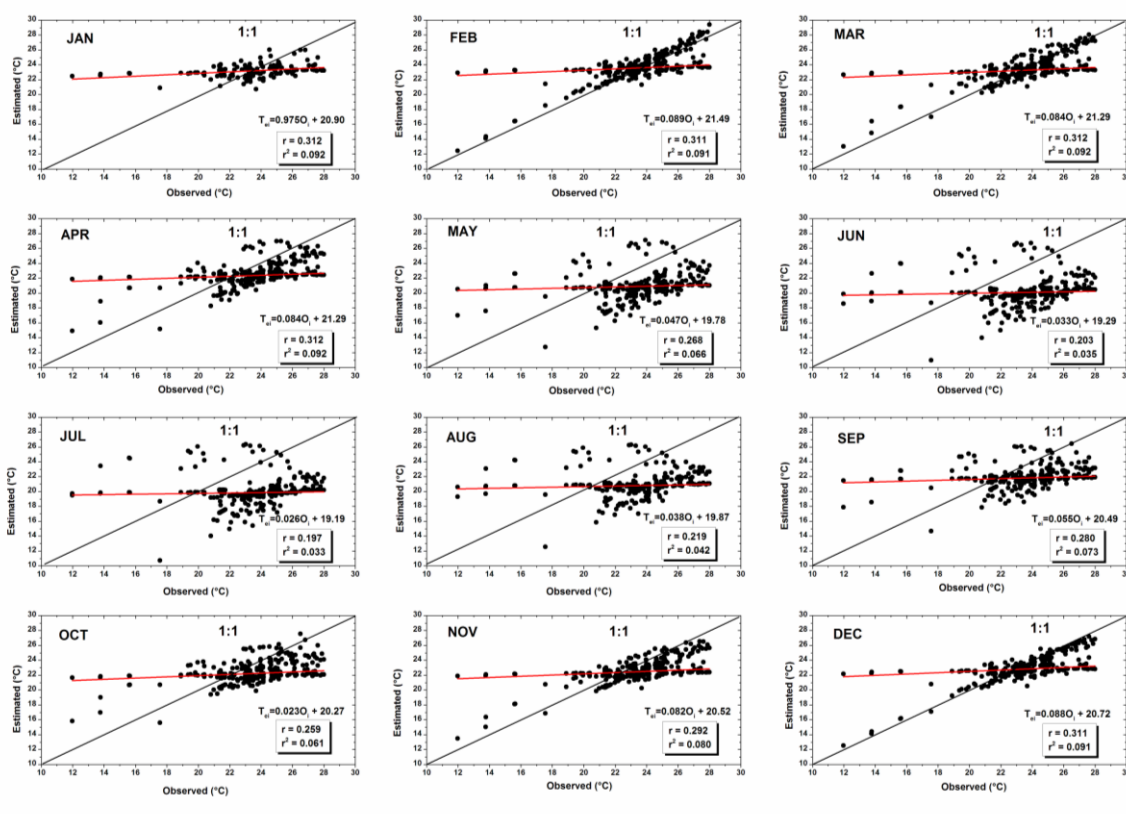


Tabela 41 (c). Relação entre as temperatura do ar (T_{ei} , $^{\circ}\text{C}$) observadas e estimadas para as regiões de Governo do estado do Rio de Janeiro, Base 3. Coeficientes linear (β_0) e (β_1) angular, determinação (r^2) e correlação (r) da regressão linear entre as temperaturas do ar observadas (X) e estimadas (Y).

4 CONCLUSÕES

Os modelos de regressão lineares múltiplos explicaram de forma satisfatória a variabilidade da temperatura do ar mensal no estado do Rio de Janeiro. Nesses modelos, a latitude e altitude são a variáveis que descrevem a maior parte da distribuição espacial da temperatura do ar segundo os testes estatísticos. Porém, valores não significativos foram registrados na escala mensal para as Bases 1 e 3 nos coeficientes que representam a latitude e longitude.

Em relação ao desempenho dos modelos de regressão linear múltipla e simples, a Base 2 se sobressai em relação às demais, segundo os coeficientes de determinação e correlação com resultados satisfatórios das estimativas das temperaturas médias do ar no estado do Rio de Janeiro. As análises dos gradientes verticais de temperaturas médias mensais do ar mostravam um decréscimo nas Bases 2 e 3 para cada 100 m de elevação, e um acréscimo é observado na Base 1. O fator latitude nas Bases 2 e 3, teve um aumento de 10° , correspondente à queda na temperatura do ar.

O teste de Shapiro Wilks aplicado as temperaturas médias mensais observadas e estimadas ao nível significância de 5% de probabilidade mostraram a não normalidade dos resíduos padronizados para as temperaturas médias mensais observadas nas Bases 1 e 3. Além

disso, em vários meses não apresentam ajuste dos resíduos para distribuição normal e os menores valores para as temperaturas observadas e estimadas são nas Bases 1 e 3.

Os desempenhos dos modelos de regressão linear múltipla e simples das temperaturas médias mensais do ar observadas e estimadas têm um bom ajuste. A RMSE não apresentou grandes diferenças em ambas as Bases adotadas. O desempenho dos modelos de regressão linear múltipla com base no índice de Willmott aponta para um desempenho satisfatório para a Base 1, e insatisfatórios para as Bases 2 e 3. Portanto, a Bases 1 podem ser aplicada sem ressalva ao estado do Rio de Janeiro.

5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANTONINI, J. C.A.; SILVA, E. M.; OLIVEIRA, L. F.C.; SANO, E. E. (2009) Modelo matemático para estimativa da temperatura média diária do ar no Estado de Goiás. *Pesquisa Agropecuária Brasileira* 44(4):331-338 doi:10.1590/S0100-204X2009000400001

ARAÚJO, F. F. S. Distribuição da Temperatura do Ar Mensal e Anual no Estado do Rio de Janeiro Baseada em Modelos Lineares. Seropédica-RJ, 2010. 48p Monografia (Graduação) – IF, Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro, 2010. Disponível em: <<http://www.if.ufrj.br/inst/monografia.html>>. Acesso em: 25 ago. 2016.

ASTOLPHO, F.; CAMARGO, M. B. P.; PEDRO JÚNIOR, M. J.; PALLONE FILHO, W. J.; BARDIN, L. (2005) Regionalização de riscos de ocorrência de temperaturas mínimas absolutas anuais para o estado de São Paulo com base em modelos probabilísticos e digitais de elevação. *Revista Bragantia*, v.64(1):139-148. doi:

BALDO, R.; SCALON, S. P. Q.; ROSA, Y. B. C. J.; MUSSURY, R. M.; BETONI, R.; BARRETO, W. S. (2009) Comportamento do algodoeiro cultivar delta opal sob estresse hídrico com e sem aplicação de bioestimulante. *Revista de Ciência e Agrotecnologia* 33 (no.spe):1804-1812. doi:10.1590/S1413-70542009000700018.

BARDIN, L.; PEDRO JÚNIOR, M. J.; MORAES, J. F. L. (2010) Estimativa das temperaturas máximas e mínimas do ar para a região do Circuito das Frutas, SP. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental* 14(6):618-624. doi:10.1590/S1415-43662010000600008

BENAVIDES, R.; MONTES, F.; RUBIO, A.; OSORO, K. (2007) Geostatistical modelling of air temperature in a mountainous region of Northern Spain. *Agricultural and Forest Meteorology* 146(3-4):173-188. doi: 10.1016/j.agrformet.2007.05.014

BOTH, G. C.; HAETINGER, C.; JASPER, A.; DIEDRICH, V. L.; FERREIRA, E. R. (2010) Estimativa e espacialização da temperatura dos meses mais quente e frio do Estado do Rio Grande do Sul. *Revista Caminhos de Geografia* 11(36):168-180.

BRITO, T. T.; OLIVEIRA-JÚNIOR, J. F.; LYRA, G. B.; GOIS, G.; ZERI, M. (2016) Multivariate analysis applied to monthly rainfall over Rio de Janeiro state, Brazil. *Meteorology and Atmospheric Physics (Print)* XXX(YY): KK-KK. doi:

CARGNELUTTI FILHO, A.; MALUF, J. R. T.; MATZENAUER, R.; STOLZ, A. P.(2006) Altitude e coordenadas geográficas na estimativa da temperatura mínima média decendial do

ar no estado do Rio Grande do Sul. *Pesquisa Agropecuária Brasileira* 41(6): 893-901. doi:10.1590/S0100-204X2006000600001

CASTRO, F. S.; PEZZOPANE, J. R. M.; CECILIO, R. A.; PEZZOPANE, J. E. M.; (2010) Uso de imagens de radar na espacialização da temperatura do ar. *Revista Idesia* 28(3):69-79. doi:10.4067/S0718-34292010000300009

CAÚLA, R. H.; OLIVEIRA-JÚNIOR, J. F.; LYRA, G. B.; DELGADO, R. C.; HEILBRON FILHO, P. F. L. (2015) Overview of fire foci causes and locations in Brazil based on meteorological satellite data from 1998 to 2011. *Environmental Earth Sciences* (Print) 74(2):1497-1508. doi:

CAVALCANTI, E. P.; SILVA, V. P. R.; SOUZA, F. A. S. (2006) Programa computacional para a estimativa da temperatura do ar para a região Nordeste do Brasil. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental* 10(1):140-147. doi:10.1590/S1415-43662006000100021

GOIS, G.; DELGADO, R. C.; OLIVEIRA-JÚNIOR, J. F.; TEODORO, P. E.; SOUZA, T. C. O. (2016) EVI2 Index Trend Applied to the Vegetation of The State of Rio de Janeiro Based on Non-Parametric Tests and Markov Chain. *Bioscience Journal* (Online) 32(4):1049-1058. doi: <http://dx.doi.org/10.14393/BJ-v32n4a2016-33713>

GOIS, G.; SOUZA, J. L.; SILVA, P. R. T.; OLIVEIRA-JÚNIOR, J. F. (2005) Caracterização da desertificação no estado de Alagoas utilizando variáveis climáticas. *Revista Brasileira de Meteorologia* 20(3): 301-314.

KALNAY, E.; KANAMITSU, M.; KISTLER, R.; COLLINS, W.; DEAVEN, D.; GANDIN, L.; IREDELL, M.; SAHA, S.; WHITE, G.; WOOLEN, J.; ZHU, Y.; CHELLIAH, M.; EBISUZAKI, W.; HIGGINS, W.; JANOWIAK, J. K. C.; ROPELEWSKI, C.; WANG, J.; LEETMAA, A.; REYNOLDS, R.; JENNE, R.; JOSEPH, D. (1996) The NCEP/NCAR 40-year reanalysis Project. *Bulletin American Meteorology Society* 77(3):437-470. doi: 10.1175/1520-0477(1996)077<0437:TNYRP>2.0.CO;2

LADO, L. R.; SPAROVEK, G.; TORRADO, P. V.; NETO, D. D.; VÁZQUEZ, F. M. (2007) Modelling air temperature for the state of São Paulo, Brazil. *Revista Scientia Agrícola* 64(5):460-467. doi: 10.1590/S0103-90162007000500002

LOPES, P. M. O.; ADAMI, M.; PEREIRA, E. B.; MOURA, G. B. A.; MOREIRA, M. A. (2011) Estimativa de temperaturas absolutas usando dados climáticos e orbitais sobre o território brasileiro. *Revista Caatinga* 24:120-127.

LUCENA, J. A.; SOUZA, B. I.; MOURA, M. O.; LIMA, J. O. (2012) Análise da variabilidade da precipitação pluviométrica como subsídio para o planejamento agrícola em Caicó/RN. *Revista Brasileira de Climatologia*, v.10:121-135.

LYRA, G. B.; OLIVEIRA-JÚNIOR, J. F.; ZERI, M. (2014) Cluster analysis applied to the spatial and temporal variability of monthly rainfall in Alagoas state, Northeast of Brazil. *International Journal of Climatology* 34 (13):3546-3558. doi: 10.1002/joc.3926

LYRA, G. B.; SANTOS, M. J.; SOUZA, J. L.; LYRA, B. G.; SANTOS, M. A. (2011) Espacialização da temperatura do ar anual no estado de alagoas com diferentes modelos digitais de elevação e resoluções espaciais. *Revista Ciência Florestal* 21(2):275-287.

MEDEIROS, S. S.; CECÍLIO, R. A.; MELO JÚNIOR, J. C. F.; SILVA JÚNIOR, J. L. C. (2005) Estimativa e espacialização das temperaturas do ar mínimas, médias e máximas na

região Nordeste do Brasil. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental* 9(2):247-255. doi:10.1590/S1415-43662005000200016

MOREIRA, M. C.; CECÍLIO RA. (2008) Estimativa das temperaturas do ar utilizando redes neurais artificiais, para a Região Nordeste do Brasil. *Revista Brasileira de Agrometeorologia*, v.16(2)181-188, 2008.

Ninyerola M, Pons X, Roure JM. (2000) A methodological approach of climatological modelling of air temperature and precipitation through GIS techniques. *International Journal of Climatology* 20(14): 1823-1841. doi: 10.1002/1097-0088(20001130)20:14<1823::AID-JOC566>3.0.CO;2-B

OLIVEIRA NETO, S. N.; REIS, G. G.; REIS, M. G. F.; LEITE, H. G.; COSTA, J. M. N. (2002) Estimativa de temperaturas mínima, média e máxima do território brasileiro situado entre 16 e 24 latitude sul e 48 e 60 longitude oeste. *Engenharia na Agricultura* 10(1-4):8-17.

OLIVEIRA-JÚNIOR, J. F.; LYRA, G. B.; MENDES, L.S. (2015) Modelos de Zolnier e Campbell-Norman para estimativa da temperatura do ar no Rio de Janeiro, *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental* 19(8):727-733. doi:10.1590/1807-1929/agriambi.v19n8p727-733

PANTANO, A. P.; BARDIN, L. (2012) Modelo de Estimativa de Temperaturas Máximas e Mínimas Mensais para a Região do Médio Paranapanema, SP. *Revista Engenharia na Agricultura* 20(3):250-257. doi:10.13083/1414-3984.v20n03a07

PEZZOPANE, J. R. M.; SANTOS, E. A.; ELEUTÉRIO, M. M.; REIS, E. F.; SANTOS, A. R. (2004) Espacialização da temperatura do ar no Estado do Espírito Santo. *Revista Brasileira de Agrometeorologia* 12(1):151-158.

R DEVELOPMENT CORE TEAM (2016) R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL: <http://www.R-project.org/>

REBOITA, M.; RODRIGUES, M.; SILVA, L. F.; ALVES, M. A. (2015) Aspectos Climáticos do Estado de Minas Gerais. *Revista Brasileira de Climatologia* 17:206-226.

RODRÍGUES-LATO, L.; SPAROVEK, G.; VIDAL-TORRADO, P.; DOURADO-NETO, D.; MACÍAS-VÁZQUEZ, F. (2007) Modelling air temperature for the state of São Paulo, Brazil. *Scientia Agrícola* 64(5):460-467. doi: 10.1590/S0103-90162007000500002

SOARES MS, D'AIUTO BC, PIMENTEL LCG, PÉREZ GUERRERO JS, VICENTINI PC (2014) Análise Comparativa da Concentração de Dióxido de Enxofre via Modelos Regulatórios AERMOD e CALPUFF e Monitoramento Próximo as Fontes de Emissão da Bacia Aérea III – RMRJ. *Revista Brasileira de Meteorologia* 29(2):281-298. doi: 10.1590/S0102-77862014000200011

STAHL, K.; MOORE, R. D.; FLOYER, J. A.; ASPLIN, M. G.; MCKENDRY, I. G. (2006) Comparison of approaches for spatial interpolation of daily air temperature in a large region with complex topography and highly variable station density. *Agricultural and Forest Meteorology* 139 (3-4) 224–236. doi:10.1016/j.agrformet.2006.07.004

STEIN, A. F.; ISAKOV, V.; GODOWITCH, J.; DRAXLER, R. R. (2007) A hybrid modeling approach to resolve pollutant concentrations in an urban area. *Atmospheric Environment* 41(40):9410-9426. doi: 10.1016/j.atmosenv.2007.09.004

STULL, R. B. (1988) An Introduction to Boundary Layer Meteorology. Kluwer Academic Publishers.

TEODORO, P. E.; CUNHA, E. R.; CORREA, C. C. G.; RIBEIRO, L. P.; TORRES, F. E.; OLIVEIRA-JÚNIOR, J. F.; GOIS, G.; BACANI, V. M. (2016) Altitude and Geographic Coordinates to Estimate Monthly Rainfall in the State of Mato Grosso do Sul. *Bioscience Journal (Online)* 32(1): 41-47. doi: <http://dx.doi.org/10.14393/BJ-v32n1a2016-29387>

TEODORO, P. E.; OLIVEIRA-JÚNIOR, J. F.; CUNHA, E. R.; CORREA, C. C. G.; TORRES, F. E.; BACANI, V. M.; GOIS, G.; RIBEIRO, L. P. (2015) Cluster analysis applied to the spatial and temporal variability of monthly rainfall in Mato Grosso do Sul State, Brazil. *Meteorology and Atmospheric Physics (Print)* 128(2): 197-209, 2015. doi: 10.1007/s00703-015-0408-y

TREWIN, B. (2010) Exposure, instrumentation, and observing practice effects on land temperature measurements. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Climate Change* 1(4): 490-506. doi: 10.1002/wcc.46

VALERIANO, M. M.; PICINI, A. G. (2000) Uso de sistema de informação geográfica para a geração de mapas de médias mensais de temperatura do estado de São Paulo. *Revista Brasileira de Agrometeorologia* 8(2):255-262.

VANCUTSEM, C.; CECCATO, P.; DINKU, T.; CONNOR, S. J. (2010). Evaluation of MODIS land surface temperature data to estimate air temperature indifferent ecosystems over Africa. *Remote Sensing of Environment* 114(2): 449–465. doi:10.1016/j.rse.2009.10.002

WILLMOTT, C. J. (1981) On the validation of models. *Physical Geography* 2(2):184-194.

ZERI, L. M.; OLIVEIRA-JÚNIOR, J. F.; LYRA, G. B. (2011) Spatiotemporal analysis of particulate matter, sulfur dioxide and carbon monoxide concentrations over the city of Rio de Janeiro. *Meteorology and Atmospheric Physics* 113(1): 139-152. doi: 10.1007/s00703-011-0153-9

CAPÍTULO VI - Severidade da seca no Estado do Rio de Janeiro baseado no Índice SPI aplicado a série temporal de chuva de 47 anos

RESUMO

Dados de uma série temporal mensal de chuva (1967 a 2013) de 100 estações pluviométricas, meteorológicas convencionais e meteorológicas automáticas distribuídas nas oito regiões do Governo do Estado do Rio de Janeiro. Composta pelos dados da ANA (Agência Nacional de Águas), CPRM (Companhia de Pesquisa de Recursos Minerais), INMET (Instituto Nacional de Meteorologia), SERLA (Fundação Superintendência Estadual de Rios e Lagoas) e LIGHT (Light Serviços de Eletricidade S/A). As séries temporais mensais de chuva que apresentaram falhas foram preenchidas com dados do satélite Tropical Rainfall Measuring Mission (TRMM) via produto 3B43 e das normais climatológicas proveniente do Instituto Nacional de Meteorologia (INMET). O produto 3B43 foi usado no período de 1998 a 2013 e as normais climatológicas do INMET no período 1947 a 1997. Foram utilizados nas estimativas do Índice de Precipitação Padronizado-SPI, nas escalas 1 e 12 meses. Os testes paramétricos de Shapiro Wilk e Bartlett aplicados a série temporal mensal de chuva sem tratamento e à variável reduzida a distribuição normal padronizada a 95% de probabilidade apontam para as hipóteses de não-normalidade e nem homogeneidade da série temporal no estado do Rio de Janeiro. Uma alta sensibilidade da série temporal de chuva ao teste Bartlett foram observadas nas oito regiões de Governo, dados a fatores como oscilações ou variabilidade e ao rigor do teste. Os coeficientes de lambda oriundos da transformação Box Cox aplicada às séries temporais mensais de chuva para dados sem tratamento e a variável reduzida da distribuição normal padronizada não foram eficientes no processo de estabilização da homogeneidade das variâncias. Fato confirmado pelo teste de Bartlett, em 99,58% e 100% dos meses, que correspondem a uma frequência acumulada de 1195 e 1200 meses. A eficiência é apenas observada na estabilização da normalidade em 976 e 979 meses que correspondem aos percentuais de 81,33% e 81,58% das frequências acumuladas mensais dos dados sem tratamento e da variável reduzida. Um desempenho moderado dos métodos $(SPI_B - SPI_{Z_{BoxCox}})$ e $(SPI_T - SPI_{Z_{BoxCox}})$, foram constatado no SPI-1 que indicam a presença de variações significativas dos parâmetros estatísticos nas regiões Norte, Costa Verde, Baixada Litorânea e Metropolitana, seguidos de baixo desempenho do coeficiente de determinação (r^2) nas regiões do Estado do Rio de Janeiro. O SPI-12 nota-se uma alta dispersão significativa do coeficiente correlação (r), com um desempenho considerado na faixa de baixo a muito baixo, seguido de baixos valores do coeficiente determinação (r^2). Mostrando uma baixa precisão das estimativas dos índices SPI em ambos os métodos. Os erros EPE e RMSE não apresentam variações significativas, nas durações de 1 e 12 meses. Uma alta variação dos coeficientes r e c com o índice d no índice d no índice SPI-1 mês é observada, um comportamento diferente, em que os métodos $(SPI_B - SPI_{Z_{BoxCox}})$ e $(SPI_T - SPI_{Z_{BoxCox}})$ apresentam um péssimo desempenho para o SPI-12 meses nas oito regiões do Estado do Rio de Janeiro. As análises comportamental dos SPIs 1 e 12 meses nas oito regiões do Rio de Janeiro, apontam para uma alta variabilidade e maior intensidade do SPI-1, fato contrário é verificado para o SPI-12 com menores oscilações. Análise temporal dos SPI-1 e SPI-12 meses nas oito regiões do estado mostram similaridade quanto ao comportamento dos SPI-1 e SPI-12 meses, onde as maiores e menores frequências de episódios de secas classificadas como moderadamente, muito e extremamente seco, foram registradas nas respectivas, décadas 60, 70, 80, 90, 2000 e no período 2010/2013. O teste não-paramétrico de Pettitt identificou os anos de mudanças abruptas na série temporal do índice SPI-12, em 1977 (El Niño fraco), 1984 (La Niña fraca), 1989 (Neutro), 1992 (Neutro) e 2002 (El Niño moderado). A categoria próximo ao normal prevaleceu nas regiões Norte Fluminense, Baixadas Litorâneas e Costa Verde. E nas demais regiões de Governo em algumas porções (SW), (SSW) (SE) e (NE). A categoria moderadamente seca segue pelas

regiões, Metropolitana, Centro Sul Fluminense, Médio Paraíba, Serrana e Noroeste Fluminense nas porções (SW), (NW) e (NNE) do Estado do Rio de Janeiro. Em suma, a aplicação dos testes paramétricos e não-paramétricos a série temporal mensal de chuva sem tratamento (bruto) e à variável reduzida (z_i) nas regiões de Governo é eficiente na detecção das hipóteses de normalidade e homogeneidade de variância da série temporal mensal de chuva e identificação, e na identificação de anos de mudanças abruptas na série temporal do índice SPI-12 no Estado do Rio de Janeiro. Em suma a aplicação do SPI nas escalas de 1 e 12 meses nas oito regiões de Governo do Estado do Rio de Janeiro, pode apontar possíveis tendências de déficit hídrico em escalas menores (SPI-1) e seu agravamento com o aumento gradual da escala, sendo o SPI uma ferramenta essencial na identificação pontual de regiões em situações de emergência ocasionada pelo fenômeno da seca.

Palavras-chave: Séries temporais, Testes estatísticos, Índice de Precipitação Padronizada-SPI.

ABSTRACT

Data from a monthly rainfall series (1967 to 2013) of 100 rainfall, conventional meteorological and automatic meteorological stations distributed in the eight regions of the Government of the State of Rio de Janeiro. Composed of data from ANA (National Water Agency), CPRM (Mineral Resources Research Company), INMET (National Meteorological Institute), SERLA (State Rivers and Ponds Superintendency Foundation) and LIGHT (Light Serviços de Eletricidade S / A). The monthly rainfall series that presented flaws were filled with data from the Tropical Rainfall Measuring Mission (TRMM) satellite via 3B43 product and the climatological norm from the National Institute of Meteorology (INMET). The product 3B43 was used in the period from 1998 to 2013 and the INMET climatological norm for the period 1947 to 1997. It was used in the estimates of the Standardized Precipitation Index (SPI) at the 1 and 12 month scales. The Shapiro Wilk and Bartlett parametric tests applied to the untreated monthly rainfall time series and to the variable reduced to the normal distribution standardized to 95% probability point to the hypotheses of non-normality and non homogeneity of the time series in the state of Rio de Janeiro. A high sensitivity of the rainfall time series to the Bartlett test were observed in the eight Government regions, given factors such as oscillations or variability and the rigor of the test. The lambda coefficients derived from the Box Cox transformation applied to the monthly rainfall series for untreated data and the reduced variable of the standardized normal distribution were not efficient in the process of stabilizing the homogeneity of the variances. This fact was confirmed by the Bartlett test, in 99.58% and 100% of the months, corresponding to an accumulated frequency of 1195 and 1200 months. The efficiency is only observed in the stabilization of normality in 976 and 979 months corresponding to the percentages of 81.33% and 81.58% of the monthly cumulative frequencies of the data without treatment and the reduced variable. A moderate performance of the methods $(SPI_B - SPI_{Z_{BoxCox}})$ and $(SPI_T - SPI_{Z_{BoxCox}})$ was observed in SPI-1 indicating the presence of significant variations of the statistical parameters in the Norte, Costa Verde, Baixada Litorânea e Metropolitana, regions, followed by low coefficient of determination (r^2) in the regions of the State from Rio de Janeiro. SPI-12 shows a significant high dispersion of the correlation coefficient (r), with a performance considered in the range from low to very low, followed by low values of the determination coefficient (r^2). Showing a low precision of the SPI index estimates in both methods. The EPE and RMSE errors do not present significant variations, in the durations of 1 and 12 months. A high variation of the coefficients r and c with the index d in the SPI-1 month index is observed, a different behavior, in which the methods $(SPI_B - SPI_{Z_{BoxCox}})$ and $(SPI_T - SPI_{Z_{BoxCox}})$ present a poor performance for the SPI-12 months in the eight regions of the State of Rio de Janeiro. The behavioral analyzes of SPI 1 and 12 months in the eight regions of Rio de Janeiro, point to a high variability and greater intensity of SPI-1, contrary fact to SPI-12 with lower oscillations. The analysis of SPI-1 and SPI-12 months in the eight regions of the state showed similarity regarding the behavior of SPI-1 and SPI-12 months, where the highest and lowest frequencies of droughts classified as moderately, very and extremely dry, Were recorded in the respective decades 60, 70, 80, 90, 2000 and in the period 2010/2013. Pettitt non-parametric test identified the years of abrupt changes in the time series of the SPI-12 index, in 1977 (El Niño weak), 1984 (La Niña weak), 1989 (Neutral), 1992 (Neutral) and 2002 (El Moderate child). The category close to normal prevailed in the Norte Fluminense, Baixadas Litorâneas e Costa Verde regions. And in the other regions of Government in some portions (SW), (SSW) (SE) and (NE). The moderately

dry category follows the regions Metropolitana, Centro Sul Fluminense, Médio Paraíba, Serrana e Noroeste Fluminense in the portions (SW), (NW) and (NNE) of the State of Rio de Janeiro. In sum, the application of the parametric and non-parametric tests to the monthly rainfall series without treatment (gross) and to the reduced variable in the Government regions is efficient in detecting the hypotheses of normality and homogeneity of variance of the monthly rainfall series and Identifying the years of abrupt changes in the time series of the SPI-12 index in the State of Rio de Janeiro. In sum, the application of SPI in the 1 and 12-month scales in the eight regions of Rio de Janeiro State Government may point to possible water deficit trends in smaller scales (SPI-1) and its aggravation with the gradual increase of the scale, SPI being an essential tool in the specific identification of regions in emergency situations caused by the drought phenomenon.

Key words: Time series, Statistical tests, Standardized Precipitation Index-SPI.

1 INTRODUÇÃO

O estado do Rio de Janeiro (ERJ) vem sendo atingido nas últimas décadas com os impactos causados pelas mudanças climáticas, que por sua vez aumenta a vulnerabilidade aos riscos climáticos. Tais riscos são devido ao aumento da temperatura média do ar e aos extremos de chuva em algumas regiões do ERJ anteriormente, classificadas segundo Köppen como climas subúmidos e secos (ANDRÉ et al., 2005; BRITO et al., 2016).

Segundo a World Meteorological Organization – WMO (WMO, 1986), a seca pode ser definida como um déficit da chuva. No entanto, a Convenção das Nações Unidas de Combate à Desertificação e à Seca – (UNCCD) (UNCCD, 1994) define que a chuva é abaixo dos níveis normais registrados e, portanto causa um grave desequilíbrio hidrológico nas populações urbanas e rurais.

A seca é a responsável por inúmeras perdas na agricultura e no abastecimento de água, pois seu início e fim são de difícil determinação. Ela causa danos e prejuízos às populações urbanas e rurais. Ela pode ocorrer em uma determinada região quando a taxa de chuva, em certo período de tempo, apresenta valores abaixo da normal climatológica. De acordo com os autores, WILHITE e GLANTZ (1985) e GOIS et al. (2005), as secas são classificadas na literatura em quatro tipos: meteorológica, agrícola, hidrológica e socioeconômica. Seca meteorológica é definida como um déficit da chuva sobre uma região, durante um período de tempo (HAYES et al., 1999). Seca agrícola refere-se à baixa disponibilidade de umidade no solo, a qual torna o suprimento de água às culturas insuficiente para repor as perdas por evapotranspiração (ET) (NANDINTSETSEG & SHINODA, 2013). Seca hidrológica está relacionada com uma deficiência no volume de água disponível, incluindo lençol freático, reservatórios e rios (CLAUSEN & PEARSON, 1995). E, por fim a Seca socioeconômica está associada diretamente ao colapso nos sistemas de recursos hídricos para atender às demandas de água, isso ocorre quando a demanda por um bem é superior à oferta, no caso a água.

SANTOS (2011) afirma que a seca interfere em diversas atividades humanas, ora no abastecimento de água ora nas condições geo-socioeconômicas. Por exemplo, a ajuda humanitária para combater a fome, *a priori* causada pela seca, agravados pelos problemas políticos na região do Sudão, em 2005, e na Somália em 2011 (FEWS, 2005a e 2005b, SMAKHTIN & SCHIPPER, 2008 KARUNAKARA, 2011). Outro exemplo é a conhecida “Indústria da Seca” na região Nordeste do Brasil (NEB), cuja convivência histórica do homem com clima semiárido e as secas periódicas mantém uma estrutura social de controle e exploração da população carente na região. Recentemente, a crise hídrica nos estados de São Paulo (SP) e Rio de Janeiro, com chuvas abaixo da média na região Sudeste do Brasil entre 2013 e 2015 (MARENGO, 2016).

No entanto, o problema da seca não se restringe ao NEB, outras regiões do país (Norte, Sudeste, Sul e Centro-Oeste) também sofrem e apresentam uma carência de informações que possam definir e quantificar as suas ocorrências, principalmente quando da atuação dos modos de variabilidade climática, tais como, El Niño-Oscilação Sul (ENOS), Oscilação Decadal do Pacífico – (ODP) e Gradiente Interhemisférico da Temperatura da Superfície Mar do Atlântico (GITSMA) (GOIS et al., 2013; LYRA et al., 2016). Segundo FERNANDES et al. (2009), as secas podem ser identificadas, com base em séries históricas de dados meteorológicos, por meio de índices estatísticos que podem quantificar o início e o fim da sua duração. Tais índices diagnosticam os períodos de seca de forma pontual ou

regional a partir de equações empíricas e o uso de geotecnologia e Sensoriamento Remoto (SR). A utilização desses índices contribui na determinação da duração, intensidade, frequência e gravidade. Diversos pesquisadores e estudiosos vêm desenvolvendo essas metodologias nas últimas décadas, entre as quais se destacam os índices baseados em variáveis climáticas (chuva, e temperatura do ar) e hidrológicas (capacidade disponível de água), (BARRA et al., 2002). Dentre eles, destacam-se o Palmer Drought Severity Index - PDSI (Palmer, 1965), Método dos Decis - MD (GIBBS & MAHER, 1967), Standardized Precipitation Index - SPI (McKee et al. 1993, 1995) e o Índice de Precipitação Normalizada - IPN (Willeke et al. 1994). Tais índices têm sido empregados com o objetivo de auxiliar os agricultores e gestores públicos, no que se refere à avaliação temporal e espacial da seca (Alley, 1984, 1985; Kumar & Panu, 1997; Daí et al., 1998; Nkemdiring & Weber, 1999), em sistemas de monitoramento (Lohani & Loganathan, 1997; Lohani et al., 1998), e previsão de produtividade das culturas (SAKAMOTO, 1978; KUMAR & PANU, 1997).

No mundo estudos mostraram que o SPI é melhor na identificação e monitoramento da seca em comparação ao PDSI (McKee et al. 1993; Guttman, 1999, Hayes et al. ,1999 e Keyantash & Dracup, 2004). Sanajed et al. (2003) estudaram os períodos de seca no nordeste do Irã (Mashhad) durante 32 anos (1968-1999) com base no SPI. Eles mostraram que a cada 10 anos, há um período de seca severa e longa. O estudo mostrou que nos últimos anos a duração e a frequência da seca têm aumentado em todas as escalas temporais, mas a sua gravidade diminuiu. Tonkaz (2006) estudou o comportamento das secas no sudeste da Turquia, usando o SPI. Identificou que as secas nos anos 1999-2000 influenciaram na diminuição das atividades agrícolas. Ansari et al. (2010) aplicaram o SPI no monitoramento de seca em Khorasan (Nordeste do Irã), utilizando 33 anos de dados climáticos. Eles mostraram que no período de 1968-2000, as ocorrências de secas têm sido mais frequentes e com maior duração, no entanto, houve uma redução da gravidade.

No Brasil, diversos estudos foram realizados, por exemplo, Blain & Brunini (2007) compararam os índices SPI, PDSI e PDSI-adaptado no estado de SP. Eles concluíram que o SPI é versátil no cálculo do déficit hídrico em diversas escalas de tempo em comparação aos demais. Macedo et al.(2010) utilizaram índices SPI nas escalas de (12 e 24 meses) para monitorar as secas severas e extremas nas sub-regiões pluviométricas homogêneas do Estado da Paraíba entre 1965 e 2000. O SPI-12 revelou a ocorrência de secas com maior duração entre 1990 a 94. Enquanto o SPI-24 identificou secas severas com maior duração, apenas em Coremas entre 1991 a 95.

No ERJ poucos estudos foram realizados em relação a seca, por exemplo, Anunciação (2010) comparou os índices PDSI e Z em Campos dos Goytacazes na região Norte Fluminense com o SPI disponibilizado pelo Instituto Nacional de Meteorologia (INMET). No entanto, até presente momento não há na literatura um estudo sobre o impacto da seca no ERJ nas escalas espacial e temporal. Portanto, o estudo tem os seguintes objetivos: **i)** avaliar o desempenho do índice SPI em três bases de dados distintas via métodos estatísticos e **ii)** determinar qual(is) o(s) melhor(es) modelo(s) na caracterização da severidade da seca no estado do Rio de Janeiro no período de 1967 – 2013.

2 MATERIAL E MÉTODOS

2.1 Área de Estudo

O ERJ situa-se na região Sudeste do Brasil, entre as latitudes 20° 45' 54" e 23° 21' 57" S e as longitudes 40° 57' 59" e 44° 53' 18" W, com uma área de 43.696,054 km². Faz divisa ao nordeste (NE) com o Espírito Santo, norte e noroeste (N-NW) com Minas Gerais, sudoeste (SW) com São Paulo e com o Oceano Atlântico a sul e leste (S-E). Possui extensa faixa litorânea, com aproximadamente 635 km de extensão, banhada pelo Oceano Atlântico. O Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) o está dividindo o ERJ geopoliticamente em 92 municípios, (IBGE, 2016), inserido em oito regiões do Governo: (Metropolitana, Noroeste Fluminense, Norte Fluminense, Baixadas Litorâneas, Serrana, Centro Sul Fluminense, Médio Paraíba e Costa Verde) – (Figura 40).

Segundo Brito et al. (2016) o estado apresenta uma paisagem com escarpas elevadas, a beira mar e no interior; morros; colinas e vales; com formações rochosas variadas em baías com diferentes formas de encontro entre o mar e a costa; florestas tropicais naturais seguidos de grandes áreas de planalto, que se estende a oeste do Estado. Destaca-se entre os demais o pico das Agulhas Negras com altitude 2.787 m, na região da serra da Mantiqueira. A serra da Mantiqueira é uma importante área de transição da região Sudeste voltada para o vale do Rio Paraíba do Sul, que possui a menor altura de 250 m, atravessando os estados de São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais (Figura 40).

2.2 Séries Temporais dos Dados de Chuva 1967-2013

Dados de chuva (mm) de uma série temporal mensal (1967 a 2013) de 100 estações do ERJ, sendo divididas em: pluviométricas, meteorológicas convencionais e meteorológicas automáticas distribuídas nas oito regiões do Governo do ERJ (Figura 40). A série temporal foi composta pelos dados obtidos da ANA (Agência Nacional de Águas), CPRM (Companhia de Pesquisa de Recursos Minerais), INMET (Instituto Nacional de Meteorologia), SERLA (Fundação Superintendência Estadual de Rios e Lagoas) e LIGHT (Light Serviços de Eletricidade S/A).

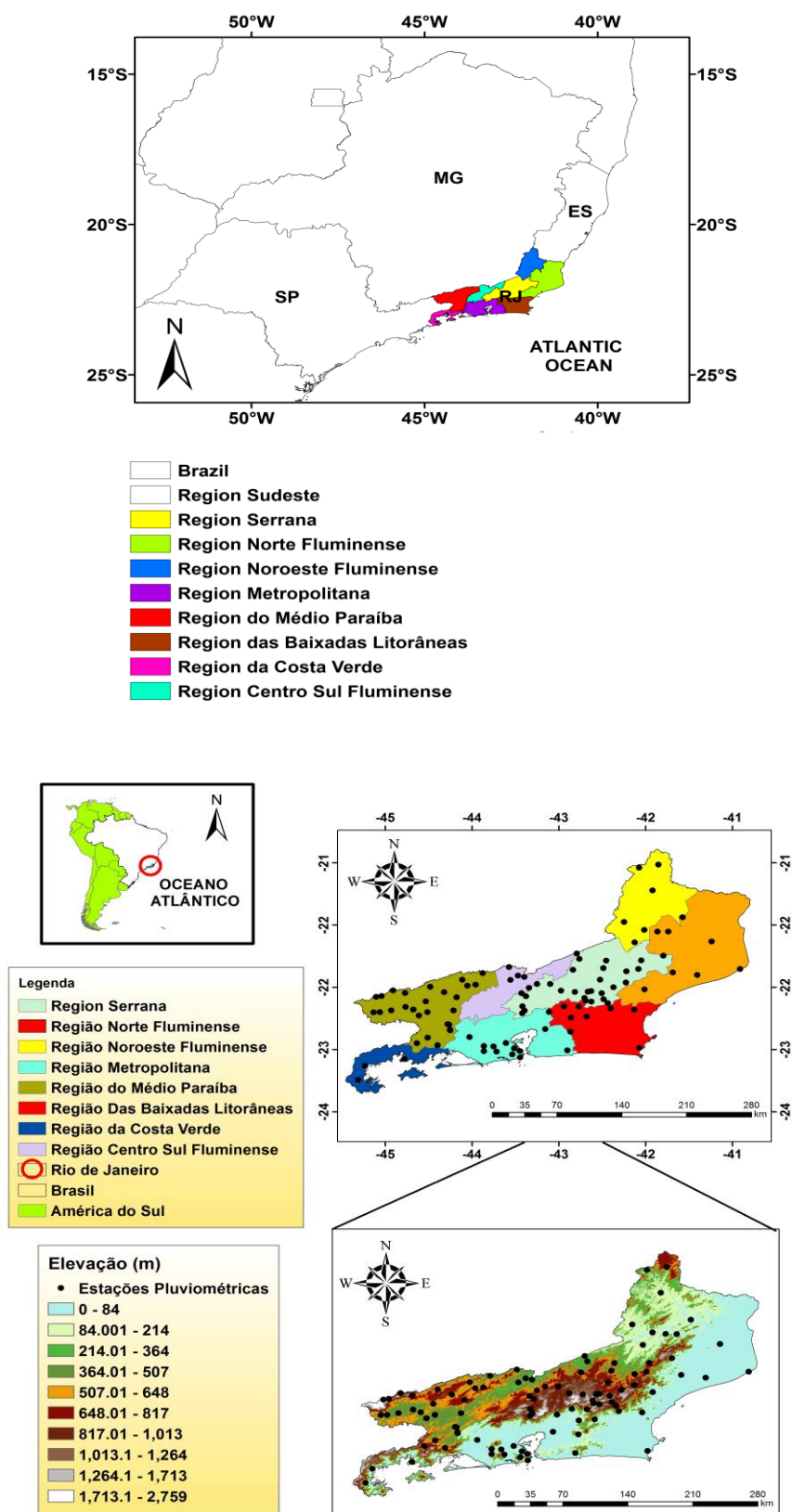


Figura 40. Localização geográfica das oito regiões de Governo do ERJ e a distribuição das 100 estações juntamente com a elevação (m).

2.3 Preenchimentos das Falhas da Série Temporal de Chuva

As séries temporais mensais de chuva que apresentaram falhas foram preenchidas com dados do satélite Tropical Rainfall Measuring Mission (TRMM) via produto 3B43 e das normais climatológicas proveniente do Instituto Nacional de Meteorologia (INMET). O produto 3B43 foi usado no período de 1998 a 2013 e as normais climatológicas do INMET no período 1947 a 1997. O produto 3B43 foi obtido no formato NetCDF no site: www.mirador.gsfc.nasa.gov/collections/TRMM_3B43_007.shtml - (TRMM, 2014). O produto fornece dados com resolução espacial de aproximadamente 30 km e resolução temporal mensal. O produto 3B43 foi convertido no software ArcGIS versão 10.1®. A conversão dos dados, originalmente em mm.h^{-1} para acumulados mensais (mm.mês^{-1}) – (Oliveira-Júnior et al. 2014). A seleção dos pontos do TRMM foi feita baseado na proximidade das estações dentro da região de estudo. No software ArcGIS 10.1 foi utilizado o ArcToolbox – Multidimension Tools, e as ferramentas de conversão Make NetCDF Raster Layer e Make NetCDF Table View para o procedimento.

O satélite TRMM (Tropical Rainfall Measuring Mission) tem como principal objetivo de monitorar e estudar a precipitação nas regiões tropicais e subtropicais. O satélite TRMM carrega cinco sensores, um radar de precipitação (PR - Precipitation Radar), o TRMM Microwave Imager (TMI), scanners visível e infravermelho, ambos os sensores realizam o imageamento de nuvens, energia radiante terrestre e raios. Cada sensor tem propósitos distintos e mede energia em diferentes faixas do espectro eletromagnético.

O algoritmo do produto TRMM 3B43 tem quatro etapas: (1) as estimativas MW estão calibradas e combinadas; (2) As estimativas IR são criados usando a precipitação MW calibrados; (3) as estimativas MW e IR são combinados; e (4) os dados de chuva calibrados são incorporados para refinar e redimensionar as estimativas de precipitação nos intervalos mensais. O produto TRMM 3B43 é entregue em uma grade georreferenciada com resolução espacial de $0,25 \times 0,25^\circ$, frequência mensal e, milímetro por unidade hora. O produto TRMM 3B43 abrange a área entre 50°S e 50°N de latitude e 180°W e 180°E de longitude. As características do produto 3B43 do TRMM são:

- Resolução horizontal: $0,25^\circ \times 0,25^\circ$
- Resolução vertical: superfície
- Resolução temporal: 1998-01-01
- Parâmetro: razão de precipitação

Múltiplos estimadores são utilizados para produzir o produto 3B43 do TRMM conforme a figura abaixo:

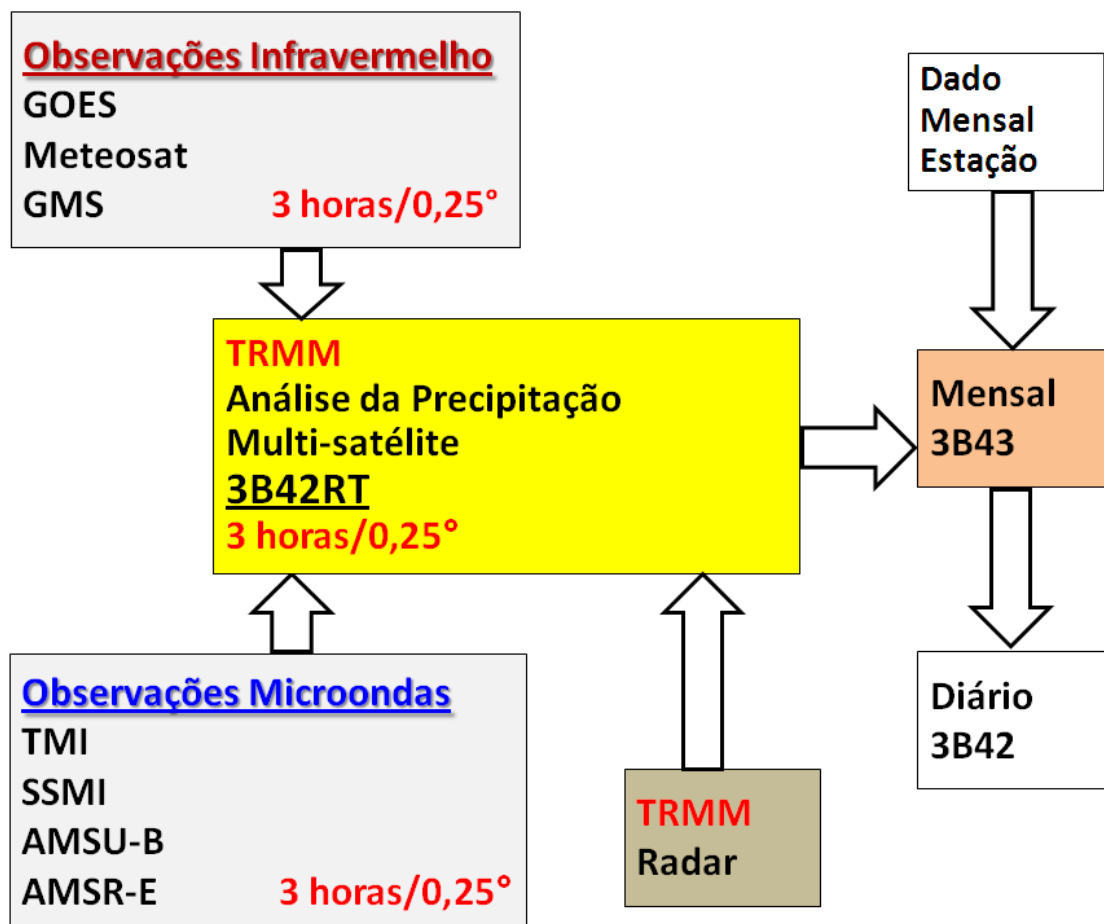


Figura 41. Múltiplos estimadores utilizados na confecção dos produtos 3B43 e 3B42 do satélite TRMM.

Observações Infravermelho:

- Satélites GOES, Meteosat e GMS (Geostationary Meteorological Satellite).

Observações Microondas:

- TMI - TRMM Microwave Imager
- SSM/I - Special Sensor Microwave Imager*
- SSMIS - Special Sensor Microwave Imager Sounder*
- AMSU-B - Advanced Microwave Sounding Units**
- AMSR-E – Advanced Microwave Scanning Radiometer for Earth Observing Systems

* são radiômetros baseado no microondas e instalado no satélite TRMM.

** é uma sonda que realiza sondagem atmosférica da umidade e da temperatura em diversos níveis acima da superfície.

TRMM Radar:

- Precipitation Radar em 13.8 GHz.

2.4 Testes de Paramétricos aplicados a Série Temporal Mensal de Chuva

Após, o preenchimento das falhas dos dados foram aplicados os testes paramétricos de Shapiro-Wilk (SW) e Bartlett (B) a 5% de probabilidade cuja finalidade foi testar as hipóteses de normalidade dos resíduos e homogeneidade de variância dos dados. O teste SW é utilizado quando o tamanho da amostra a ser testada é menor que 2000 observações (SCHLOTZHAVER & LITTELL, 1999).

Caso não haja normalidade dos resíduos e homogeneidade de variâncias dos dados brutos, deve-se estabilizar a variância da série antes de qualquer procedimento. O teste de SW foi aplicado à série temporal baseado uma distribuição de probabilidade normal. Ele consiste na razão de dois estimadores distintos da variância. O estimador no numerador baseado em uma combinação linear de quantidades relacionadas às estatísticas de ordem da distribuição normal. E o estimador no denominador foi obtido de forma convencional.

A estatística do teste de SW, W , é definida pela Eq. 1 dada por:

$$W = \frac{\left[\sum_{i=1}^k a_{n-i+1} (y_{n-i+1} - y_i) \right]^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} = \frac{\left[\sum_{i=1}^k a_i y_{(i)} \right]^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (1)$$

Em que, $i = 1, 2, \dots, n$, é o tamanho da amostra; y_i = valor da medição da amostra em análise, ordenado do menor para o maior para o valor; $\bar{y}$ = valor médio da medição; a_i = coeficiente gerado a partir de meio, variâncias e covariâncias da ordem estatística de uma amostra de tamanho n e uma distribuição normal.

Em que X é uma característica de estudo, formulamos as hipóteses:

H_0 : Os dados de chuva das estações apresentam resíduos com distribuição normal (gaussiana);

H_1 : Os dados de chuva das estações não apresentam resíduos com distribuição normal (gaussiana).

As condições para que os dados das estações se distribuam conforme uma distribuição normal ao nível de probabilidade α foi que:

Para $W_{cal} \leq W_{tab}$ rejeita-se H_0 para $P\text{-valor} < \alpha$ (Signficativo - S);

Para $W_{cal} \geq W_{tab}$ aceita-se H_0 para $P\text{-valor} > \alpha$ (Não Significativo - NS).

O teste de Bartlett (1937) proposto por Snedecor & Cochran (1983), foi utilizado para verificar a suposição de que amostras K provenientes de uma população que apresentam variâncias iguais, ou seja, homogeneidade de variâncias. A estatística do teste de Bartlett (B_0) é determinada pelas Eqs. 2 a 6:

$$N = \sum_{j=1}^n n_j \quad (2)$$

$$S_i^2 = \sum_{j=1}^{n_i} \frac{(y_{ij} - \bar{y}_i)^2}{n_i - 1} \quad (3)$$

$$S_p^2 = \frac{1}{N - k} \sum_{i=1}^k (n_i - 1) S_i^2 \quad (4)$$

$$q = (N - k) \ln S_p^2 - \sum_{i=1}^k [(n_i - 1) \ln S_i^2] \quad (5)$$

$$c = 1 + \frac{1}{3(k-1)} \left(\sum_{i=1}^n \frac{1}{n_i - 1} - \frac{1}{N - k} \right) \quad (6)$$

Em que B_0 é definido como sendo:

$$B_0 = \frac{q}{c} \quad (7)$$

B_0 sobre a hipótese $H_0 \approx \chi_{k-1}^2$

em que, N = número de observações, n_i e k = número de observações dentro dos grupos, S_i^2 = variância amostral, S_p^2 = variância da população, q = coeficiente do numerador, c = coeficiente do denominador, χ_{k-1}^2 = distribuição qui-quadrada, a = nível de significância e B_0 = estatística do teste de Bartlett.

Em que X é uma característica de estudo, formulamos as seguintes hipóteses:

- H_0 : Os dados de chuva das estações apresentam variâncias homogêneas;

- H_1 : Os dados de chuva das estações não apresentam variâncias homogêneas.

As condições para que os dados das estações apresentem homogeneidade ou heterogeneidade de variâncias ao nível de probabilidade α foi que:

- $B_0 \geq \chi^2_{(1-\alpha, k-1)}$ rejeita-se H_0 para P-valor $< 0,05$ (Signficativo - S);
- $B_0 \leq \chi^2_{(1-\alpha, k-1)}$ aceita-se H_0 para P-valor $> 0,05$ (Não Signficativo - NS);

Quando constatada a não normalidade e heterogeneidade de variâncias dos dados brutos, é comum a aplicação de uma transformação ao conjunto de dados. Assim, nesta situação foi aplicada a transformação Box Cox (1964) e Wei (2006). O método consiste na estimativa de diversos valores para o parâmetro lambda (λ). No estudo foi usada a transformação quadrática na série temporal bruta, dada pela Equação 8:

$$y(\lambda) = \frac{(x^\lambda - 1)}{\lambda} \quad \lambda \neq 0 \quad (8)$$

em que, x = dado bruto e λ = lâmbda.

2.5 Teste de Pettitt aplicado a Série temporal do SPI - 12 no período de 1967-2013

O teste de Pettitt (1979) é um teste não-paramétrico que permite identificar o ano de ocorrência de mudança abrupta na média das séries temporais, no caso apenas para índice SPI-12. O teste verifica se duas amostras $X_1, \dots, X_t$ e $X_{t+1}, \dots, X_T$ pertence a mesma população. A estatística do $U_{i,T}$ faz uma contagem do número de vezes que um membro da 1ª amostra é maior que o membro da 2ª, dado pela Equação 9:

$$U_{t,T} = U_{t-1,T} + \sum_{j=1}^T \text{sgn}(x_i - x_j) \quad \text{para } t = 2, \dots, T \quad (9)$$

Em que; $\text{sgn}(x) = 1$ para $x > 0$; $\text{sgn}(x) = 0$ para $x = 0$; $\text{sgn}(x) = -1$ para $x < 0$.

A estatística $U_{i,T}$ é então calculada para os valores de $1 < t < T$, e assim a estatística $k(t)$ do teste corresponde ao máximo em valor absoluto de $U_{i,T}$ e é estimada como o ano onde ocorre a mudança, conforme a Eq. 10:

$$k(t) = \underset{1 < t < T}{Max} |U_{t,T}| \quad (10)$$

Esta estatística localiza o ponto onde houve uma mudança brusca na média de uma série temporal, e a sua significância pode ser calculada aproximadamente pela Equação 11:

$$p \cong 2 \exp \{-6k(t)^2 / (T^3 + T^2)\} \quad (11)$$

O ponto de mudança brusca é o t onde ocorre o máximo de $k(t)$. Os valores críticos de k podem ser calculados pela Equação 12:

$$k_{crit} = \pm \sqrt{\frac{\ln(p/2)(T^3 + T^2)}{6}} \quad (12)$$

2.6 Modelo de interpolação espacial

Logo, após comparado a análise estatística do SPI, nas bases de dados que deram origem aos três métodos: $(SPI_B - SPI_{Z_{BoxCoX}})$, $(SPI_T - SPI_{Z_{BoxCoX}})$ e $(SPI_B - SPI_T)$. E definido qual o melhor método a ser utilizado, será feita a interpolação espacial do SPI – Anuais (SPI-12), através do método de Krigagem Ordinária- K_0 .

A krigagem, ao contrário de outros métodos de interpolação matemática, estima uma matriz de covariância espacial que permite determinar os pesos atribuídos às diferentes amostras, a redundância dos dados, a vizinhança a ser considerada no procedimento inferencial e o erro associado ao valor estimado (GOOVAERST, 1997). No estudo foi adotado o método da K_0 que permite calcular médias locais, limitando o domínio de estacionaridade da média à vizinhança local centrada no ponto a ser estimado.

Os valores da cota Z são estimados em localizações espaciais (x_j, y_i) não observadas, sem a necessidade de se conhecer a média estacionária μ , a partir de uma combinação linear dos valores de um subconjunto amostral local (FELGUEIRAS, 2000). A condição estabelecida no estudo foi a soma dos ponderadores da K_0 $\lambda_i(x_j, y_i)$ fosse igual a 1. O estimador de K_0 é dado por:

$$z(x_j, y_j) = \sum_{i=1}^{n(j)} \lambda_i(x_j, y_j) * z(x_i, y_i) \quad (13)$$

Em que, Z é a cota na posição (x_j, y_i) e $\lambda_i(x_j, y_i)$, o ponderador da K_0 , para a cota especificada.

2.7 Standardized Precipitation Index (SPI)

O índice SPI foi desenvolvido por McKee et al. (1993 e 1995). Ele é um índice que quantifica o déficit ou o excesso de chuva em diferentes escalas de tempo. Tais características do SPI mostrou que é valiosa ferramenta em estudo de curta ou longa duração da disponibilidade hídrica (HAYES et al., 1999). O cálculo do SPI é baseado na determinação da probabilidade de distribuição de frequência da série histórica de chuva. Ela é calculada por meio da distribuição Gama incompleta. A função normal inversa (Gaussiana) é aplicada a essa probabilidade.

A distribuição Gama é definida pela função de densidade de probabilidade (FDP) (Equação 14):

$$f(x) = \frac{1}{\Gamma(\alpha)\beta^\alpha} x^{\alpha-1} e^{-\frac{x}{\beta}} \quad (14)$$

Em que, $\alpha > 0$ parâmetro de forma (adimensional); $\beta > 0$ parâmetro de escala (adimensional); $x > 0$ total de chuva (mm) e $\Gamma(\alpha)$ é a função gama definida pela Equação 15:

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^{\infty} x^{\alpha-1} e^{-x} dx \quad (15)$$

Os parâmetros (α e β) da FDP gama para o ERJ foram calculados e ajustados na escala temporal mensal e anual. A metodologia proposta por (THOM, 1966) e ASSIS et al. (1966) mostra que o Método da Máxima Verossimilhança (MMV) é o apropriado nas estimativas dos parâmetros α e β (Equações 16 e 17):

$$\alpha = \frac{1}{4A} \left(1 + \sqrt{1 + \frac{4A}{3}} \right) \quad (16)$$

$$\beta = \frac{\bar{X}}{\alpha} \quad (17)$$

Em que, A é definido pela Equação (17):

$$A = \ln(\bar{X}) - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln(X_i) \quad (18)$$

Em que, $\bar{X}$ é a média aritmética da chuva (mm), Ln é logaritmo Neperiano e N é número de observações.

Os parâmetros de α e β foram calculados para encontrar a probabilidade cumulativa de um evento de chuva média mensal sem tratamento, chuva média mensal com tratamento pela transformação Box Cox e chuva média mensal pela variável reduzida (z_i) da distribuição normal. A probabilidade cumulativa (Equações 19 e 20):

$$F(x) = \int_0^x f(x) dx = \frac{1}{\Gamma(\alpha)\beta^\alpha} \int_0^x x^{\alpha-1} e^{-\frac{x}{\beta}} dx \quad (19)$$

Substituindo o valor de $t = \frac{x}{\beta}$, na Equações 19 reduz a Equação 20:

$$F(\beta t) = \frac{1}{\Gamma(\alpha)\beta^\alpha} \int_0^{\beta t} t^{\alpha-1} e^{-t} dt \quad (20)$$

A Eq. (20) é definida como sendo a função Gama incompleta. Ela não admite valores nulos. Ela é indefinida para valores de chuvas iguais a zero, a probabilidade cumulativa pode ser determinada em duas partes (Equações 21 e 22):

$$H(x) = q + (1 - q) G(x) \quad (21)$$

As probabilidades cumulativas empíricas foram bem desenvolvidas por PANOFISKY & BRIER (1958). Os dados de chuva estão ordenados em ordem crescente de magnitude de forma que os valores são baixos, o tamanho da amostra é dado pela (Equação 22):

$$q = \frac{m}{n + 1} \quad (22)$$

Em que: q = probabilidade de ocorrência de chuva zero; $G(x)$ = distribuição cumulativa teórica, onde os parâmetros são estimados em dias chuvosos; m = número de observações com chuva igual a zero; n = número de observações com chuva maior do que zero.

A distribuição de probabilidade cumulativa $H(x)$ é transformada em uma distribuição normal (valor final do SPI) para a variável Z aleatória, com média 0 e variância 1. A variável Z corresponde ao valor do SPI. Por meio das equações desenvolvidas por ABRAMOWITZ e STEGUN (1965) definido pelas Equações (23) e (24):

$$Z = SPI = - \left(t - \frac{c_0 + c_1 t + c_2 t^2}{1 + d_1 t + d_2 t^2 + d_3 t^3} \right) \quad \text{para } 0 < H(x) \leq 0.5 \quad (23)$$

$$Z = SPI = + \left(t - \frac{c_0 + c_1 t + c_2 t^2}{1 + d_1 t + d_2 t^2 + d_3 t^3} \right) \quad \text{para } 0.5 < H(x) \leq 1 \quad (24)$$

Em que, t é definido pelas Equações. (25) e (26):

$$t = \sqrt{\ln \left[\frac{1}{(H(x))^2} \right]} \quad \text{para } 0 < H(x) \leq 0.5 \quad (25)$$

$$t = \sqrt{\ln \left[\frac{1}{1 - (H(x))^2} \right]} \quad \text{para } 0.5 < H(x) \leq 1 \quad (26)$$

Sendo os coeficientes $c_0 = 2,515517$; $c_1 = 0,802853$ $c_2 = 0,010328$ e $d_1 = 1,432788$; $d_2 = 0,189269$; $d_3 = 0,001308$. As categorias do índice SPI encontram-se na Tabela 42.

Segundo BLAIN (2005) no caso da chuva de um determinado período se ajustar à distribuição normal, o SPI será simplesmente a variável reduzida (z_i) da distribuição normal padronizada, definido pela Equação 27.

$$z_i = SPI = \frac{(P_a - P_m)}{\sigma} \quad (27)$$

em que: P_a é a precipitação acumulada no período; P_m é a precipitação média do período em questão e σ é desvio padrão da série histórica de precipitação.

Tabela 42. Classificação dos períodos secos e úmidos do SPI, segundo McKee et al. (1993, 1995).

SPI	Categorias
$\geq 2,00$	Extremamente úmido
1,5 a 1,99	Muito úmido
1,00 a 1,49	Moderadamente úmido
0,99 a -0,99	Próximo ao normal
-1,00 a -1,49	Moderadamente seco
-1,50 a -1,99	Muito seco
$\leq -2,00$	Extremamente seco

2.8 Considerações sobre o Índice SPI

Segundo HAYES et al. (1999) as principais considerações para a aplicação do SPI são as seguintes:

- Devido às características da distribuição normal citadas anteriormente. As categorias de seca extrema e severa detectadas pelo SPI ocorrem na mesma frequência para todas as localidades da região de estudo em um longo período de análise. Ou seja, o índice SPI não consegue identificar as regiões mais susceptíveis à seca.
- Antes da aplicação do SPI deve-se ter um conhecimento prévio da climatologia da região. Pois, em escalas temporais de 1, 2 ou 3 meses, o SPI é similar à percentagem da representação normal de chuva, a qual pode enganar em regiões cujos baixos totais de chuvas sazonais são climatologicamente esperados.
- Apesar de ter sido desenvolvido para o Estado do Colorado-EUA. O índice SPI pode ser aplicado a qualquer local que possua uma série temporal de chuva com pelo 30 anos de dados mensais de chuvas.

2.9 Biblioteca SCI do ambiente-R e a base de dados usada no cálculo do SPI

Com auxílio do software ambiente R versão 3.1.1 (R Development Core Team, 2011) foi desenvolvido um script para o cálculo de três métodos citados anteriormente, nas escalas de SPI-1 e 12 meses para o ERJ. Foi utilizada a biblioteca (pacote) SCI para caracterização da seca. Enquanto que as médias mensais de chuva das regiões do ERJ foram definidas três bases de dados distintas, conforme listado abaixo:

- **Base 1:** Dados sem tratamento (bruto);
- **Base 2:** Dados com tratamento pela transformação Box Cox (transformado);
- **Base 3:** Dados ajustados a variável reduzida (z_i) da distribuição normal padronizada.

As comparações entre as bases de dados deram origem aos três métodos: $(SPI_B - SPI_{Z_{BoxCox}})$, $(SPI_T - SPI_{Z_{BoxCox}})$ e $(SPI_B - SPI_T)$ como segue:

- SPI com dados brutos *versus* SPI com dados transformados pela Box Cox aplicada a variável reduzida (z_i) da distribuição normal padronizada $(SPI_B - SPI_{Z_{BoxCox}})$;
- SPI com dados transformados *versus* SPI com dados brutos transformados pela Box Cox aplicada a variável reduzida (z_i) da distribuição normal padronizada $(SPI_T - SPI_{Z_{BoxCox}})$;
- SPI com dados bruto) *versus* SPI com dados transformados pela Box Cox $(SPI_B - SPI_T)$.

Logo, após foram comparados a com base em alguns parâmetros estatísticos (r , r^2 , EPE , $RMSE$, d e c).

2.10 Desempenho do SPI na escalas de 1 e 12 Meses

Para o desempenho do SPI médio foi aplicado a estatística descritiva aos SPI1 e 12 obtidos pela variável reduzida (z_i) da distribuição normal padronizada *versus* SPI com dados Bruto e o Transformado para o ERJ. Os parâmetros estatísticos foram: coeficiente de determinação (r^2), coeficiente de correlação de Pearson (r), Erro Relativo Médio (ERM), Erro Padrão da Estimativa (EPE), Raiz Quadrada do Erro Quadrático Médio (RMSE), índice de concordância de Willmott (d) e o Índice de confiança ou desempenho (c). As equações e suas variáveis seguem abaixo:

$$r^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (E_i - \bar{O}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (O_i - \bar{O}_i)^2} \quad (28)$$

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_i)(y_i - \bar{y}_i)}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_i)^2 - \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y}_i)^2}} \quad (29)$$

$$r = \frac{n \sum_{i=1}^n x_i y_i - \sum_{i=1}^n x_i \sum_{i=1}^n y_i}{\sqrt{n \sum_{i=1}^n x_i^2 - \left(\sum_{i=1}^n x_i \right)^2} \sqrt{n \sum_{i=1}^n y_i^2 - \left(\sum_{i=1}^n y_i \right)^2}} \quad (30)$$

$$r = \frac{Cov(X, Y)}{\sqrt{\sigma_x^2 \sigma_y^2}} \quad (31)$$

$$r = \frac{Cov(X, Y)}{\sigma_x \sigma_y} \quad (32)$$

em que, r é o coeficiente de correlação de Pearson; $x_1, x_2, \dots, x_n$ e $y_1, y_2, \dots, y_n$, valores medidos em ambas as variáveis; $\bar{x}$ e $\bar{y}$, médias aritméticas das variáveis; $\sigma_x^2 \sigma_y^2 =$ Variância das variáveis; $\sigma_x \sigma_y =$ Desvio padrão das variáveis e $Cov(X, Y) =$ Covariância das variáveis; $r^2 =$ Coeficiente de determinação. O valor de r encontra-se no intervalo de -1 a 1.

Os valores dos coeficientes de correlação obtidos serão classificados segundo a proposta de HOPKINS (2000) (Tabela 43).

Tabela 43. Classificação dos valores do coeficiente r, segundo Hopkins (2000).

Coeficiente r	Desempenho
0 – 0,1	Muito Baixo
0,1 – 0,3	Baixo
0,3 – 0,5	Moderado
0,5 – 0,7	Alto
0,7 – 0,9	Muito Alto
0,9 – 1,0	Quase Perfeito

$$EPE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (O_i - E_i)^2}{n - 2}} \quad (33)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (E_i - O_i)^2}{n}} \quad (34)$$

O índice d de WILLMOTT et al. (1981, 2005) mostra a dispersão dos valores dos SPI – 1 e 12. O seu valor varia de 0 a 1, sendo a precisão maior quanto mais próximo de 1 e menor precisão quando próximo a 0. A Equação 35 é dada por:

$$d = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (|E_i - O_i|)^2}{\sum_{i=1}^n (|E_i - \overline{O_i}| + |O_i - \overline{O_i}|)^2} \quad (35)$$

Analogamente, foi empregado o índice c proposto por Camargo & Sentelha (1997), classificado segundo a Tabela 4 e dada pela Equação 36:

$$c = r \times d \quad (36)$$

em que: r – Coeficiente de Correlação de Pearson; d – Índice de Concordância de Willmott; n = Número de observação; O_i = Valor i -ésimo do SPI – 1 e 12 meses com dados sem tratamento (Bruto) e com tratamento (Transformado); E_i = Valor i -ésimo de SPI_{Zbox Cox} e O_i = Valor i -ésimo do SPI – 1 e 12 meses com dados sem tratamento (Bruto) e E_i = Valor i -ésimo com tratamento (Transformado).

Tabela 44. Índice de Confiança ou desempenho c , do modelo proposto por Camargo & Sentelha (1997).

Valor de c	Desempenho
$> 0,40$	Ótimo
$0,76 - 0,85$	Muito Bom
$0,66 - 0,75$	Bom
$0,61 - 0,65$	Mediano
$0,51 - 0,60$	Sofrível
$0,41 - 0,50$	Mau
$\leq 0,40$	Péssimo

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1 Análise da Normalidade e Homogeneidade da Série Temporal de Chuva

Os resultados obtidos com base nos testes de SW e B da série temporal mensal de chuva sem tratamento (Bruto) para as regiões do ERJ mostraram 819 casos de não-normalidade e 1198 casos de não-homogeneidade de variância, sendo significativos. As frequências acumuladas dos totais mensais para ambos os testes foram 68,25% (não-normalidade) e 99,83% (não-homogeneidade) para p -valor ($\alpha < 0,05$) (Figura 42a). Comportamento similar foi observado para os dados de chuva em que foi aplicada a variável reduzida (z_i) da distribuição normal padronizada aos dados brutos.

Verifica-se uma frequência de 823 e 1200 eventos de não-normalidade e não-homogeneidade de variância registrada pelos testes SW e B, correspondentes a 68,58 e 100% dos totais mensais de frequências acumuladas no ERJ (Figura 42b). As análises de normalidade e homogeneidade de variância da série temporal mensal para a variável reduzida (z_i) dos dados brutos apresentam uma frequência de 377 eventos (31,42%) e 0, com base nos testes de SW e B. O teste SW mostrou um aumento na frequência mensal que não apresenta normalidade (significativos) entre janeiro a setembro, sendo as maiores frequências nos meses de junho, julho, agosto e setembro (Figuras 42 e 43).

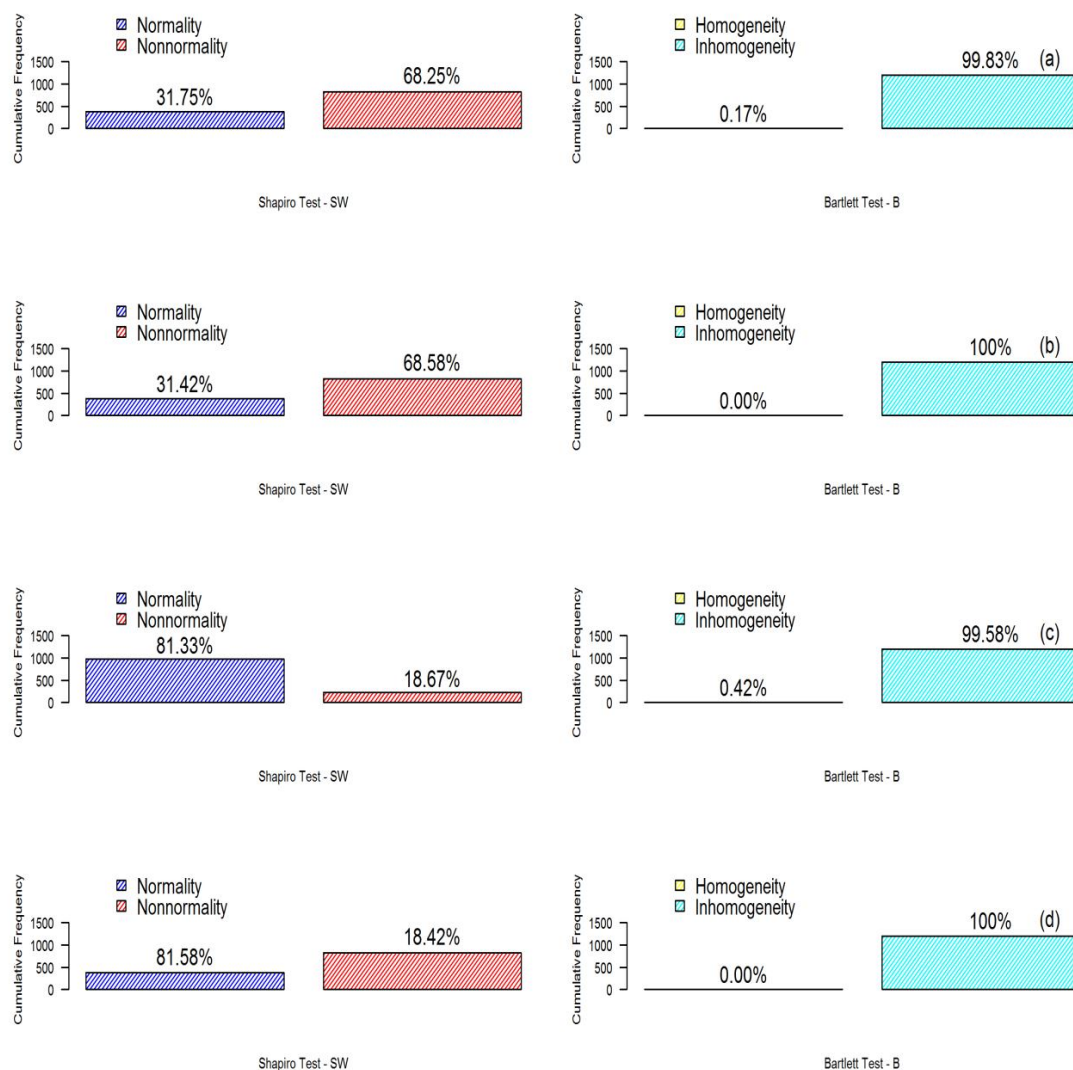


Figura 42. Frequência acumulada de normalidade e homogeneidade de variância pelos Testes Shapiro (SW) e Bartlett (B) para as séries temporais de chuvas mensais dos dados brutos do ERJ no período de 1967 - 2013.

A frequência de normalidade não significativa foi registrada no ERJ pelo teste SW, correspondente a 381 eventos (31,75%) (Figuras 42 (a) e 43 (A)). Houve uma diminuição na frequência no período de janeiro a setembro, seguido de um aumento nos meses de outubro, novembro e dezembro, respectivamente. Porém, o teste B identificou uma frequência de dois eventos de homogeneidade de variância nos meses de junho e julho correspondente a um percentual de 0,17% da frequência acumulada, e os demais meses não apresentaram frequência (Figura 42 (a)). Porém, frequência de não-homogeneidade foram registradas em todos os meses da série temporal mensal de chuva, em que foi observada uma frequência acumulada de 1198 eventos (99,83%) (Figuras 42 (a) e 43 (A)).

Claramente ocorre uma alta sensibilidade da série temporal de chuva ao teste B, devido aos fatores como oscilações ou variabilidade, que não apresentam uma distribuição normal e ao regor do teste. Verifica-se similaridade entre os resultados, segundo diminuição na frequência de normalidade nos meses de janeiro a setembro com uma frequência de 47 a 5

eventos. Ocorreu uma menor frequência nos meses de outubro, novembro e dezembro (Figura 43), respectivamente.

A frequência de não-normalidade significativa foi registrado pelo teste SW, para a variável reduzida (z_i) para os dados brutos, com uma frequência acumulada de 823 eventos (68,58%) (Figura 42 b). Houve um aumento na frequência mensal entre os meses de janeiro a setembro, seguido de uma diminuição da frequência em outubro, novembro e dezembro, respectivamente (Figura 43 A). Porém, o teste B, para a variável reduzida (z_i) não registra homogeneidade de variância em nenhum dos meses da série temporal mensal (Figura 43 A). Entretanto, os eventos de não-homogeneidade foram registrados em todos os meses da série temporal, com uma frequência de 1200 eventos nas regiões do ERJ.

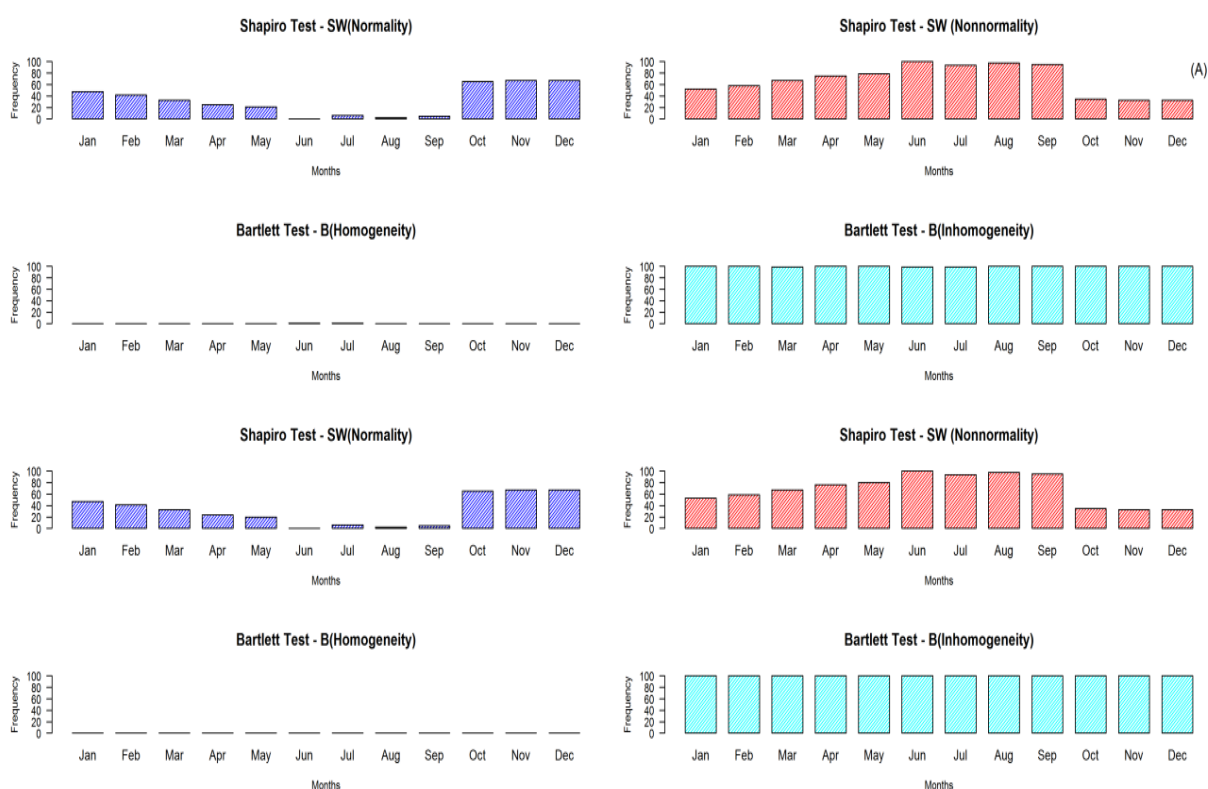


Figura 43. Frequência acumulada de normalidade e homogeneidade de variância pelos Testes Shapiro (SW) e Bartlett (B) para as séries temporais de chuvas mensais dos dados brutos do ERJ no período de 1967 - 2013.

Portanto, foram rejeitadas as hipóteses de normalidade e homogeneidade de variâncias em todas as regiões do Estado. Os testes mostraram que o nível de significância foi inferior a 5% de probabilidade, demonstrando que as séries temporais mensais de chuva testadas não apresentam uma distribuição normal. Sendo necessária a transformação dos dados da série temporal de chuva. Neste caso foi aplicada a transformação Box Cox, para a estabilização da variância da série temporal mensal. Os valores obtidos de lambda (λ) variaram entre os intervalos 0,136 a 0,583 (Figura 44).

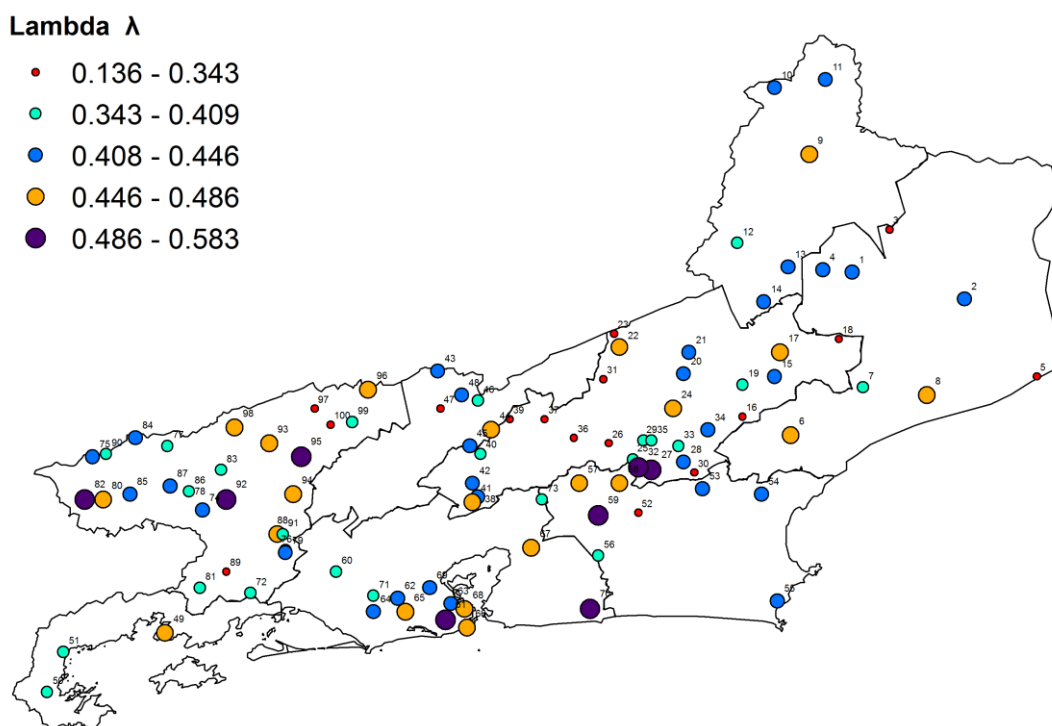


Figura 44. Mapa dos valores de λ aplicados aos dados de chuva brutos para o estado do Rio de Janeiro.

Após, a série temporal mensal de dados e a variável reduzida (z_i) dos dados sem tratamento serem estabilizada pela transformação Box Cox. Observa-se conforme o teste SW, que a transformação Box Cox normalizou 81,33% e 81,58% das frequências acumuladas mensais dos dados brutos e da variável reduzida (z_i), correspondente a 976 e 979 eventos (Figuras 42 c e 42 d).

A análise da frequência mensal de normalidade baseado no teste SW mostrou uma similaridade quanto ao aumento nos meses de janeiro, fevereiro, março, abril e maio, entre 83 a 91 eventos, seguido de uma diminuição em junho, julho e agosto (Figura 45 (B)). As frequências acumuladas de não-normalidade dos dados sem tratamento e da variável reduzida (z_i) foram registrados entre 224 e 221 eventos, correspondentes a 18,67% e 18,42% dos meses da série temporal (Figuras 42 c e 42 d). Verifica-se um resultado inverso em relação a normalidade dos dados sem tratamento e da variável reduzida (z_i) para a não-normalidade da série temporal mensal. Os meses de janeiro a maio apresentam uma diminuição em relação à frequência mensal, seguido de uma frequência constante nos meses de junho, julho e agosto, e um aumento nos meses de setembro, outubro, novembro e dezembro (Figura 45 (B)).

As análises de homogeneidade pelo teste B mostram uma similaridade nos dois casos, em que os dados sem tratamentos foram transformados pela Box Cox e os dados transformados pela Box Cox para a variável reduzida (z_i) com origem nos dados sem tratamentos, demonstraram que a transformação Box Cox, não foi eficiente quanto a não-homogeneidade de variância da série temporal mensal, em 99,58% e 100% dos eventos,

correspondem a uma frequência acumulada de 1195 e 1200 eventos (meses), ou seja, foi observado a não homogeneidade de variância nas séries, este fato revela o rigor do teste, (Figura 42 c e 42 d) em que segundo TORMAN et al. (2012) em algumas situações a aplicação de testes paramétricos podem apresentar uma alta sensibilidade, à violação da normalidade e homogeneidade de variância.

Porém, segundo o teste B (Figuras 42 c e 42 d), revelam que apenas 0,42% da frequência acumulada apresentam homogeneidade de variância na série temporal mensal, sendo identificado 5 eventos (Figura 45 B), nos meses de fevereiro (1), março (1), setembro (1), outubro (1) e dezembro (1), para os dados sem tratamentos (bruto) transformados pela BoxCox (Figura 42 c).

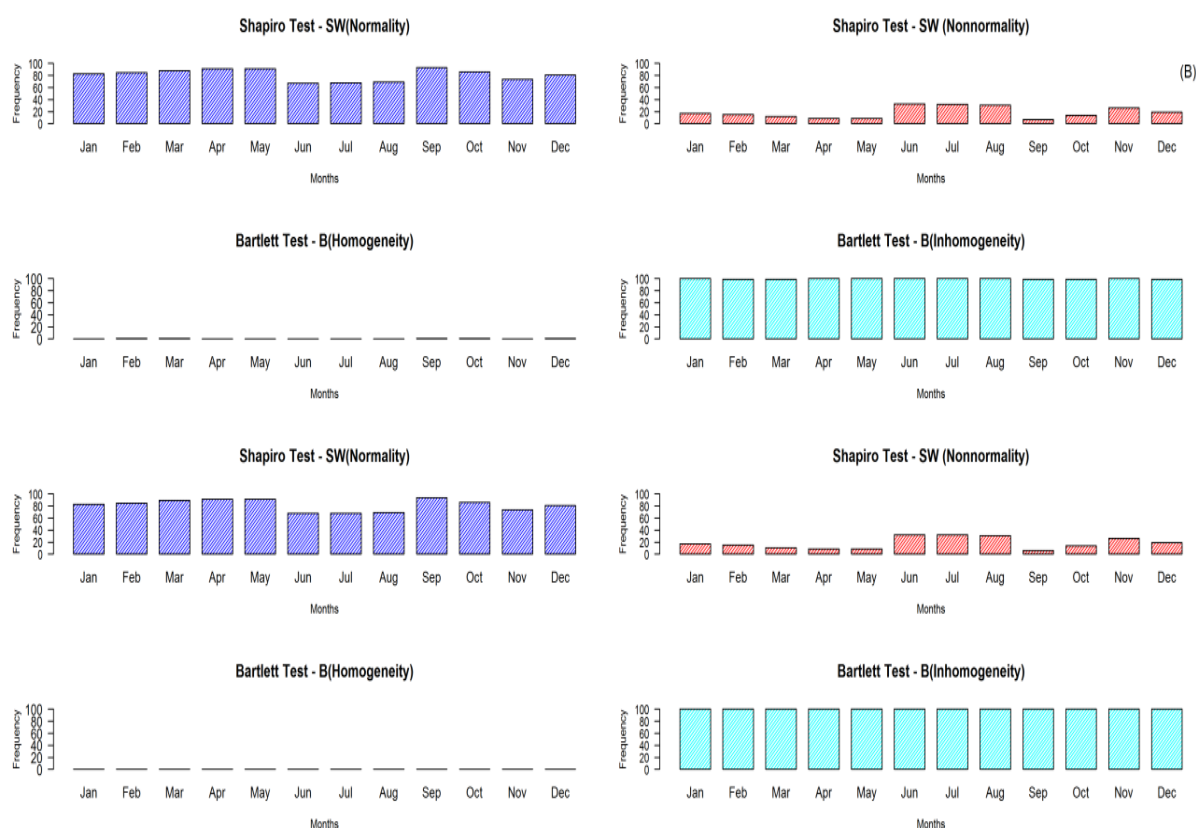


Figura 45. Frequência acumulada de normalidade e homogeneidade de variância pelos Testes Shapiro (SW) e Bartlett (B) para as séries temporais de chuvas mensais dos dados brutos do ERJ no período de 1967 - 2013.

Estudos realizados por CIRILLO & FERREIRA (2003); LEOTTI (2005) e ÖZTUNA et al. (2006) mostraram que o teste SW é o melhor teste de aderência à normalidade. Shapiro e WILK (1965) desenvolveram o teste com objetivo de mostrar que diferentes distribuições e tamanhos de amostras quando comparado aos resultados de outros testes, por exemplo, Kolmogorov-Smirnov (KS) obtinha resultados satisfatórios. Entretanto, YAZICI & YOLOCAN (2007) usando simulações de Monte Carlo em 15 testes de normalidade verificaram que a eficiência, a facilidade de aplicação e a escolha do teste, dependem de vários fatores, tais como o tipo de distribuição sob hipótese alternativa, o tamanho da amostra

e os valores críticos. Eles mostraram que o teste SW forneceu um indicativo geral de não normalidade sobre várias alternativas simétricas, não-simétricas e, por fim sobre todos os tamanhos de amostras utilizados.

ROMÃO et al. (2010) compararam 33 testes de normalidade, e não apontaram um único teste eficiente. Eles classificaram os testes de acordo com características comuns, em cada grupo, e o teste de maior poder. Novamente, foi recomendado o teste SW para distribuições assimétricas, seguidas de distribuições normais ou normais com presença de *outliers* ou quando a natureza da não normalidade não é conhecida *a priori*. E, por fim Begert et al. (2005) e Leotti et al. (2005) destacaram a importância do uso combinado de diferentes métodos estatísticos para se obter resultados satisfatórios. Tais como, a combinação dos testes KS, Cramer-vonMises, Anderson-Darling e SW. Os autores concluíram que há equivalência entre esses quatro testes para dados normais, mas que o teste KS é menos sensível à verificação da normalidade, sendo considerado menos eficiente se comparado aos demais. Torman et al. (2012) afirmam que em algumas situações os testes paramétricos podem discordar da decisão estatística, por apresentar uma alta sensibilidade, à violação da normalidade e homogeneidade, um dos exemplos clássicos tem sido o teste B para homogeneidade de variâncias. O teste B é menos sensível a constatação de homogeneidade, e por ser afetado diretamente pela não-normalidade. Principalmente, por apresenta uma baixa eficiência em muitas situações em que os dados não são originados de uma distribuição normal, podendo rejeitar a hipótese de nulidade.

3.2 Avaliação estatística do índice SPI nas escalas 1 e 12 meses

Após, as análises de normalidade e homogeneidade de variância da série temporal mensal de dados foram avaliados os índices SPI na escala de 1 mês (SPI-1) e 12 meses (SPI-12). As análises das Tabelas 45 e 46, para o SPI-1 indicam variações significativas dos parâmetros nas regiões Norte, Costa Verde, Baixada Litorânea e Metropolitana, com um desempenho moderado. Verifica-se um baixo desempenho do coeficiente r^2 nas regiões do ERJ. No índice SPI-12 verifica-se uma alta dispersão significativa do coeficiente r , com um desempenho entre baixo a muito baixo, seguido de baixos valores do coeficiente r^2 . Isso mostra uma baixa precisão das estimativas dos índices SPI por ambos os métodos $(SPI_B - SPI_{Z_{BoxCox}})$ e $(SPI_T - SPI_{Z_{BoxCox}})$.

Por outro lado, os erros EPE e RMSE para ambos os métodos $(SPI_B - SPI_{Z_{BoxCox}})$ e $(SPI_T - SPI_{Z_{BoxCox}})$ não houve variações significativas. Os coeficientes r e d foram significativamente distintos de acordo com o índice c . Verifica-se a ocorrência de uma alta discrepância dos coeficientes r e c com o coeficiente d para ambos os métodos $(SPI_B - SPI_{Z_{BoxCox}})$ e $(SPI_T - SPI_{Z_{BoxCox}})$ no SPI-1. Ao contrário, para o SPI-12, com uma discrepância significativa nas regiões do ERJ, tal fato apontam para um péssimo desempenho de ambos os métodos $(SPI_B - SPI_{Z_{BoxCox}})$ e $(SPI_T - SPI_{Z_{BoxCox}})$.

Na Tabela 47 mostra os resultados do desempenho do método $(SPI_B - SPI_T)$ em relação aos coeficientes r e r^2 caracterizados como quase perfeito a muito alto em todas as regiões do ERJ, seguidos por um alto desempenho e precisão das estimativas do SPI, pelos métodos $(SPI_B - SPI_T)$. As análises dos erros EPE e RMSE se mantiveram constante, em ambas as escalas (Tabela 47). Os coeficientes (r e d) são significativamente proporcionais ao índice de confiança (c). Observa-se uma alta concordância dos coeficientes (d e c) com os (r e r^2) para o método $(SPI_B - SPI_T)$ em ambas escalas SPI-1 e SPI-12, nas regiões de Governo do ERJ.

Tabela 45. Parâmetros estatísticos (r , r^2 , EPE, RMSE, d e c) do método $(SPI_B - SPI_{Z_{BoxCox}})$.

REGIÕES DE GOVERNO	Duração	r	Classificação (r)	r^2	EPE	RMSE	d	c	Classificação (c)
Norte Fluminense	1 MÊS	0,62	Alta	0,38	0,820	0,819	0,78	0,30	Péssimo
Noroeste Fluminense		0,50	Moderada	0,25	0,968	0,966	0,71	0,17	Péssimo
Serrana		0,44	Moderada	0,19	1,003	1,001	0,67	0,13	Péssimo
Centro Sul		0,41	Moderada	0,17	1,022	1,021	0,65	0,11	Péssimo
Costa Verde		0,54	Alta	0,30	0,919	0,917	0,74	0,21	Péssimo
Baixada Litorânea		0,52	Alta	0,23	0,975	0,973	0,72	0,19	Péssimo
Metropolitana		0,57	Alta	0,33	0,893	0,891	0,75	0,25	Péssimo
Médio Paraíba		0,45	Moderada	0,20	1,000	0,998	0,68	0,14	Péssimo
Norte Fluminense	12 MESES	-0,089	Muito Baixa	0,008	1,308	1,279	0,32	0,003	Péssimo
Noroeste Fluminense		0,065	Muito Baixa	0,004	1,280	1,253	0,45	0,002	Péssimo
Serrana		0,007	Muito Baixa	0	1,232	1,206	0,40	0	Péssimo
Centro Sul		0,134	Baixa	0,018	1,172	1,147	0,45	0,008	Péssimo
Costa Verde		0,188	Baixa	0,036	1,183	1,157	0,50	0,018	Péssimo
Baixada Litorânea		-0,018	Muito Baixa	0	1,315	1,286	0,36	0	Péssimo
Metropolitana		0,134	Baixa	0,018	1,219	1,193	0,48	0,009	Péssimo
Médio Paraíba		0,160	Baixa	0,025	1,185	1,160	0,50	0,013	Péssimo

Tabela 46. Parâmetros estatísticos (r , r^2 , EPE, RMSE, d e c) do método $(SPI_T - SPI_{Z_{BoxCox}})$.

REGIÕES DE GOVERNO	Duração	r	Classificação (r)	r^2	EPE	RMSE	d	c	Classificação (c)
Norte Fluminense	1 MÊS	0,62	Alta	0,38	0,824	0,822	0,78	0,295	Péssimo
Noroeste Fluminense		0,50	Moderada	0,24	0,974	0,972	0,70	0,17	Péssimo
Serrana		0,44	Moderada	0,19	1,004	1,002	0,67	0,13	Péssimo
Centro Sul		0,40	Moderada	0,16	1,019	1,017	0,65	0,10	Péssimo
Costa Verde		0,53	Alta	0,28	0,931	0,929	0,73	0,20	Péssimo
Baixada Litorânea		0,55	Alta	0,30	0,910	0,909	0,74	0,22	Péssimo
Metropolitana		0,59	Alta	0,35	0,854	0,852	0,76	0,27	Péssimo
Médio Paraíba		0,44	Moderada	0,20	0,997	0,995	0,68	0,13	Péssimo
Norte Fluminense	12 MESES	-0,05	Muito Baixa	0,003	1,260	1,233	0,36	0,001	Péssimo
Noroeste Fluminense		0,05	Muito Baixa	0,003	1,287	1,260	0,46	0,001	Péssimo
Serrana		-0,01	Muito Baixa	0	1,243	1,216	0,40	0	Péssimo
Centro Sul		0,11	Baixa	0,013	1,186	1,161	0,48	0,006	Péssimo
Costa Verde		0,04	Muito Baixa	0,002	1,281	1,253	0,40	0,001	Péssimo
Baixada Litorânea		-0,008	Muito Baixa	0	1,307	1,279	0,36	0	Péssimo
Metropolitana		0,19	Baixa	0,037	1,175	1,150	0,51	0,019	Péssimo
Médio Paraíba		0,08	Muito Baixa	0,007	1,233	1,206	0,47	0,003	Péssimo

Tabela 47. Parâmetros estatísticos (r , r^2 , EPE, RMSE, d e c) do método $(SPI_B - SPI_T)$.

ID	Duração	r	Classificação (r)	r^2	EPE	RMSE	d	c	Classificação (c)
Norte Fluminense	1 MÊS	0,98	Quase Perfeita	0,966	0,186	0,186	0,991	0,96	Ótimo
Noroeste Fluminense		0,99	Quase Perfeita	0,982	0,134	0,134	0,995	0,97	Ótimo
Serrana		0,98	Quase Perfeita	0,958	0,206	0,205	0,989	0,95	Ótimo
Centro Sul		0,97	Quase Perfeita	0,933	0,253	0,253	0,983	0,92	Ótimo
Costa Verde		0,97	Quase Perfeita	0,937	0,253	0,252	0,984	0,92	Ótimo
Baixada Litorânea		0,98	Quase Perfeita	0,952	0,239	0,238	0,987	0,94	Ótimo
Metropolitana		0,98	Quase Perfeita	0,959	0,213	0,213	0,989	0,95	Ótimo
Médio Paraíba		0,98	Quase Perfeita	0,964	0,190	0,189	0,991	0,96	Ótimo
Norte Fluminense	12 MESES	0,95	Quase Perfeita	0,899	0,325	0,318	0,973	0,88	Ótimo
Noroeste Fluminense		0,93	Quase Perfeita	0,863	0,385	0,377	0,963	0,83	Muito Bom
Serrana		0,92	Quase Perfeita	0,856	0,395	0,386	0,961	0,82	Muito Bom
Centro Sul		0,90	Quase Perfeita	0,819	0,446	0,436	0,951	0,78	Muito Bom
Costa Verde		0,89	Muito Alta	0,793	0,478	0,468	0,943	0,75	Bom
Baixada Litorânea		0,97	Quase Perfeita	0,944	0,244	0,239	0,986	0,93	Ótimo
Metropolitana		0,96	Quase Perfeita	0,920	0,291	0,285	0,979	0,90	Ótimo
Médio Paraíba		0,91	Quase Perfeita	0,829	0,431	0,422	0,954	0,79	Muito Bom

3.3 Avaliação do índice SPI-1 nas Regiões do Estado do Rio de Janeiro.

Logo após, as análises dos índices SPI-1 e 12 para os três métodos foi demonstrado que o SPI para dados brutos *versus* SPI com dados transformados pela BoxCox foi o que apresentou o melhor desempenho. Baseado no resultado anterior, apenas será analisado o (SPI_T) nas escalas de 1 e 12 meses nas regiões do ERJ. Ambas as escalas foram selecionadas por serem ferramentas úteis no monitoramento da escassez ou excesso hídrico de chuva, bem como os respectivos impactos ocasionados ao meio ambiente, principalmente para o ERJ que passou uma crise hídrica recentemente e tem regiões com potencial agrícola. Sims et al. (2002) afirmam que existe uma forte relação entre o SPI em escalas menores e as variações temporais de umidade do solo, que por sua vez, determinam a disponibilidade de água para a agricultura. SZALAI et al. (2000) indicou que os recursos hídricos em reservatórios são relacionados aos SPI de escala de tempo de longo prazo, permitem que as secas hidrológicas possam ser melhor identificadas. Segundo BLAIN (2005) quanto a escala de tempo (1, 2 ou 3 meses, por exemplo) é pequena, o SPI move-se frequentemente acima ou abaixo de zero. Conforme aumenta o período de análise (12 ou 24 meses, por exemplo) o SPI responde mais lentamente a mudanças na precipitação. Períodos com índices negativos tornam-se menores em número, porém, mais longos em duração (GUTTMAN, 1999).

Nas Figuras 46 a 53 e 54 a 62, observam-se o comportamento do SPI-1 e 12 em diferentes regiões do ERJ. Verifica-se uma alta variabilidade do SPI-1 com maior intensidade, ao contrário do SPI-12 com as oscilações menores, o que corrobora os resultados obtidos por Santos (2011). A análise temporal/anual do SPI-1 para a região Norte mostrou que a região apresentou um total de 83 episódios de seca nas categorias moderadamente, muito e extremamente seco (Tabela 48). As maiores frequências foram registradas nas décadas de 90 (21 episódios) e 80 (16 episódios), enquanto que as menores foram em 70 (14 episódios) e 2000 (15 episódios). A década de 90 se destaca por apresenta um percentual (25,30%) de episódios de secas na escala do SPI – 1 em comparação as demais décadas e período de 2010-2013.

Tabela 48. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Norte Fluminense com base no índice SPI – 1 para a série temporal de 1967 a 2013.

Categorias (Absoluto/Percentual)	DÉCADAS/ANOS						TOTAL
	60	70	80	90	2000	2010-2013	
Mod. Seco	3	1	6	10	8	4	32
Muito Seco	0	8	3	6	2	2	21
Ext. Seco	4	5	7	5	5	4	30
TOTAL	7	14	16	21	15	10	83
Mod. Seco (%)	9,38	3,13	18,75	31,25	25,00	12,50	38,55
Muito Seco (%)	0	38,10	14,29	28,57	9,52	9,52	25,31
Ext. Seco (%)	13,33	16,67	23,33	16,67	16,67	13,33	36,14
TOTAL (%)	8,43	16,87	19,28	25,30	18,07	12,05	100

Contudo, a década de 60 juntamente com o período de 2010/2013 registraram as menores frequências (7 e 10 episódios) e os percentuais (8,43% e 12,05%) de seca nas três categorias do SPI-1 da região Norte Fluminense. A variabilidade temporal do SPI-1 na década de 60, para região mostra a presença de secas extremas nos anos e meses de 1967 (-2,04/mar a -2,75/fev) e moderadas 1967 (-1,11/abr) correspondentes a La Niña fraca, 1968 (-1,36/fev) e 1969 (-1,12/set) correspondentes ao El Niño fraco. Porém, a década de 70 caracteriza-se por apresentar as menores frequências de episódios extremo, muito seco e apenas um caso de seca moderada. As secas extremas de maiores impactos na região Norte Fluminense foram registrados nos anos e meses de 1970 (-2,04/ago) - La Niña moderada, 1972 (-2,56/jan) - El Niño forte, 1975 (-2,87/jan) - La Niña forte e 1976 (-2,79/jan e -2,40/mar) - El Niño fraco e os muito seco nos anos e meses de 1970 (-1,80/jun), 1971 (-1,66/mar) - La Niña fraca, 1973 (-1,55/out) - La Niña forte, 1974 (-1,57/jan) - La Niña fraca, 1977 (-1,76/out) - El Niño fraco, 1978 (-1,67/mai) - Neutro e 1979 (-1,90/jun e -1,97/jul) - El Niño fraco e, por fim apenas de um episódio moderadamente seco em 1977 (-1,26/jan) - El Niño fraco, conforme a Figura 46.

A década de 80 é marcada pela ocorrência de seca de qualquer intensidade sendo registrados sete episódios de seca extrema nos anos e meses de 1980 (-2,13/mar) - Neutro, 1981 (-2,87/mar) - Neutro, 1984 (-2,86/mar e -2,67/abr) - La Niña fraca e 1987 (-2,31/jul) - El Niño moderado e 1988 (-2,48/jul) - La Niña forte, episódios moderado e muito seco totalizaram seis e três ocorrências nos anos e meses de 1983 (-1,03/jan e -1,45/jan) - La Niña fraca, 1984 (-1,22/mai) - La Niña fraca, 1987 (-1,07/jun, -1,02/dez e -1,94/mai) - El Niño moderada, 1988 (-1,30/abr e -1,93/mai) - La Niña forte e 1989 (-1,64/jan) - Neutro, respectivamente, Figura 46. Comportamento diferente é observado na década de 90, em que foram registradas as maiores frequências e percentuais de episódios (21 e 25,30%) de seca de qualquer intensidade, sendo dez de secas moderada e cinco extremas, seguidos de seis, muito seco, nos respectivos anos de 1990 (Neutro) a 1996 (Neutro), e entre os anos de 1998 e 1999 (La Niña moderada). Os episódios de maior intensidade na região ocorreram nos anos e meses de 1991 (-2,76/dez) - El Niño moderada, 1992 (-2,51/abr) - Neutro, 1993 (-2,54/nov) - Neutro, 1994 (-2,74/mar) - El Niño fraco e 1996 (-2,04/out) - Neutro.

A década de 2000 (Tabela 48) caracteriza-se por apresentar um total de 15 episódios de seca de qualquer intensidade nos respectivos anos e meses de 2001 (-3,47/dez) - Neutro, 2002 (-2,36/jul) - El Niño moderado, 2004 (-2,37/ago) - El Niño fraco, 2005 (-2,11/jan) - Neutro e 2007 (-2,09/jan) - La Niña moderada. Sendo a maior intensidade de seca, registrada na década de 2000, no mês de dezembro, considerado extremamente seco (-3,47). No período de 2010/2013 (Figura 46) foram registrados um total de dez episódios de seca (moderada, muito e extrema), nos meses e anos de 2010 (-2,29/fev) - La Niña moderada, 2011 (-1,63/fev e -1,17/jun) - La Niña moderada, 2012 (-2,00/fev, -1,73/jun e -1,36/out) - Neutro e 2013 (-2,31/set, -2,38/nov e -1,08/mar e jun) - Neutro.

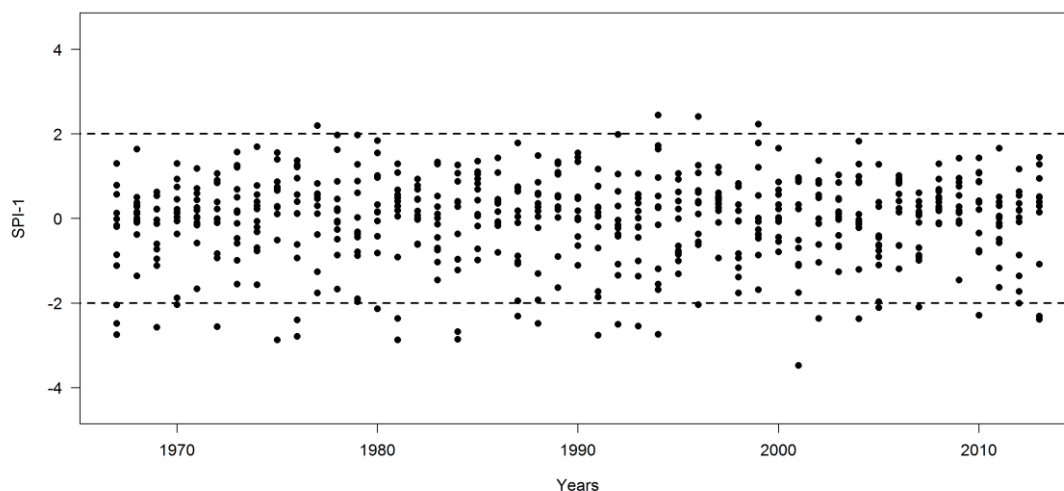


Figura 46. Variação temporal do índice SPI – 1 na região Norte Fluminense do ERJ.

Na Tabela 49 encontram-se as frequências e os percentuais dos episódios de secas nas categorias moderadamente, muito e extremamente seco na região Noroeste Fluminense, segundo SPI – 1. Foram observados um total de 76 episódios de seca, as maiores frequências e percentuais de seca ocorreram nas décadas de 70 (18 episódios), 80 (15 episódios), 90 (14 episódios) e 2000 (12 episódios), seguidas dos respectivos percentuais de 38,10% e 23,81% na categoria muito seco, 29,17% na categoria extremamente seca e moderadamente seco (25,81%). Porém, a década de 60, seguida pelo período de 2010/2013 apresentou comportamentos similares em relação aos percentuais de secas moderada (9,68%) e muito seca (4,76%), ao contrário, para os episódios de seca extrema nas décadas de 60, 70, 90 e 2000 com percentuais de 16,67%, 8,33% e 20,83%, respectivamente.

A análise temporal do SPI – 1 na região Noroeste Fluminense mostrou variações significativas na década de 60, principalmente nos anos e meses de 1967 (-2,70/fev, -2,17/mar e -3,54/out) - La Niña fraca e 1969 (-3,67/jun) - El Niño fraco, episódios, muito seco e moderado foram registrados em 1968 (-1,69/fev) - El Niño fraco e 1969 (-1,10/fev, -1,08/mar e -1,19/out) - El Niño fraco. Na década de 70, observa-se dois episódios de seca extrema nos anos de 1970 (-2,67/ago) - La Niña moderada e 1976 (-3,08/mar) - El Niño fraco, e oito episódios de moderados e muito secos de menor intensidade na região, em 1970 (-1,67/jun), 1971 (-1,15/mar), 1972 (-1,43/ago), 1974 (-1,46/set e -1,52/jan), 1975 (-1,18/jan), 1976 (-1,75/jan), 1977 (-1,81/out), 1978 (-1,01/set, -1,21/dez) e 1979 (-1,26/abr e -1,16/jun) todos anos e meses foram influenciados pelo modo de variabilidade climática ENOS (Figura 47).

As décadas de 80 e 90 (Figura 47) ocorreram fortes oscilações na intensidade de secas. Os episódios de seca extrema foram registrados nos anos e meses de 1981 (-2,39/mar) - Neutro, 1984 (-2,46/abr e 2,30/mar) - La Niña fraca, 1987 (-2,11/jul) - El Niño moderado, 1988 (-2,54/abr e -3,54/jul) e 1989 (-3,12/jan). Na década de 90 nos anos e meses de 1991 (-2,65/jun e -2,41/set), 1994 (-3,04/mar) e 1996 (-2,67/out). Vários episódios, muito secos e moderados, nos anos e meses de 1980 (-1,21/fev e -1,79/mar), 1981 (-1,55/jan e -1,72/out), 1983 (-1,47/ago e -1,10/set), 1984 (-1,79/mar), 1987 (-1,12/nov), 1990 (-1,19/jul), 1991 (-1,68/dez), 1992 (-1,46/jun), 1995 (-1,37/jan e -1,18/abr), 1998 (-1,43/out) e 1999 (-1,12/jan e -1,01/jun) (Figura 47).

A década de 2000 apresentou um total de dois episódios de seca extrema em 2001 (-2,77/dez) - Neutro e 2004 (-2,31/ago) - El Niño moderado. Cinco episódios de intensidades moderada e muito seco nos anos de 2000 (-1,39/mar, -1,62/abr e -1,92/abr) - La Niña fraca, 2002 (-1,03/ago e -1,72/jul) - El Niño moderado, 2003 (-1,52/fev) - Neutro, 2004 (-1,10/jun) - El Niño fraco, 2005 (-1,14/jan) - Neutro, 2007 (1,54/jan) - La Niña moderada, 2009 (-1,47/out) - El Niño moderado. O período 2010/2013 ocorreu um total de nove episódios de seca. As secas de maior intensidade (extrema) na região foram registradas em 2010 (-2,25/fev) - La Niña moderada, ambos os anos na categoria Neutro 2012 (-2,81/fev e -2,41/jun) e 2013 (-2,11/set e -2,22/nov). Os episódios de menor intensidade (moderado e muito seco), nos anos e meses de 2011 (-1,24/fev) - La Niña fraca, 2012 (-1,91/ago e -1,06/out) e 2013 (-1,27/jun).

Tabela 49. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Noroeste Fluminense com base no índice SPI – 1 para a série temporal de 1967 a 2013.

Categorias (Absoluto/Percentual)	DÉCADAS/ANOS						TOTAL
	60	70	80	90	2000	2010-2013	
Mod. Seco	3	8	4	8	5	3	31
Muito Seco	1	8	4	2	5	1	21
Ext. Seco	4	2	7	4	2	5	24
TOTAL	8	18	15	14	12	9	76
Mod. Seco (%)	9,68	25,81	12,90	25,81	16,13	9,68	40,79
Muito Seco (%)	4,76	38,10	19,05	9,52	23,81	4,76	27,63
Ext. Seco (%)	16,67	8,33	29,17	16,67	8,33	20,83	31,58
TOTAL (%)	10,53	23,68	19,74	18,42	15,79	11,84	100

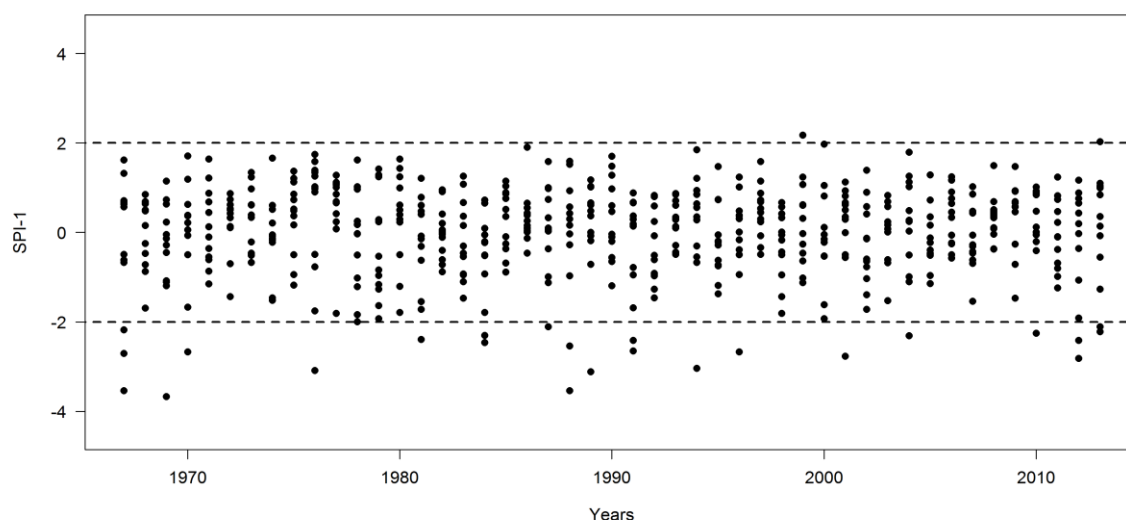


Figura 47. Variação temporal do índice SPI – 1 na região Noroeste Fluminense do ERJ.

Na Tabela 50 encontram-se os valores absolutos e percentuais do SPI – 1 para a região Serrana. Os resultados obtidos mostrou um total de 89 episódios de seca. O total de eventos de seca foram 16 episódios (década de 70), 23 episódios (década de 80), 18 episódios (década de 90), 12 episódios (década de 2000) e 11 episódios no período de 2010 a 2013, a exceção foi a década de 60.

A década de 80 foi a que apresentou os maiores totais de seca na região Serrana, com um percentual de (25,84%), em comparação às outras décadas com os respectivos percentuais 70 (17,98%), 90 (20,22%), 2000 (13,48%) e o período de 2010 a 2013 (12,36%). As frequências na categoria moderadamente seco ocorreram com maior frequência em todo o período. A categoria extremamente seco foram registrados na região 22 episódios em todo período, a exceção foi a década de 2000 com o menor percentual de episódios de seca extrema (4,55%).

Tabela 50. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Serrana com base no índice SPI – 1 para a série temporal de 1967 a 2013.

Categorias (Absoluto/Percentual)	DÉCADAS/ANOS						TOTAL
	60	70	80	90	2000	2010-2013	
Mod. Seco	3	9	10	10	9	5	46
Muito Seco	0	3	8	5	2	3	21
Ext. Seco	6	4	5	3	1	3	22
TOTAL	9	16	23	18	12	11	89
Mod. Seco (%)	6,52	19,57	21,74	21,74	19,57	10,87	51,69
Muito Seco (%)	0	14,29	38,10	23,81	9,52	14,29	23,60
Ext. Seco (%)	27,27	18,18	22,73	13,64	4,55	13,64	24,72
TOTAL (%)	10,11	17,98	25,84	20,22	13,48	12,36	100

Na Figura 48 verifica-se uma variação temporal do SPI-1, principalmente na década de 60. Durante esta década ocorreu seis episódios de seca extrema nos anos de 1967 (-2,49/fev, -2,70/mar, -2,97/out) - La Niña fraca, 1968 (-2,45/fev) - El Niño fraco e 1969 (-2,22/mai e -2,46/jun) - El Niño fraco, seguidos de três episódios de intensidade moderada, nos anos e meses de 1969 (-1,28/abr, -1,42/set e -1,31/out). Porém, a década de 70 contabilizou um total de 16 episódios de forte intensidade na região. Os anos de ocorrência foram 1970 (-2,02/ago) - La Niña moderada, 1971 (-2,40/mar) - La Niña fraca, 1974 (-2,06/fev) - La Niña fraca e 1976 (-2,70/mar) - El Niño fraco foram caracterizados como seca extrema. As frequências de episódios de seca nas categorias muito e moderadamente seco ocorreram nos anos e meses de 1970 (-1,90/jun), 1971 (-1,00/dez), 1973 (-1,05/dez), 1974 (-1,05/set e -1,86/jan), 1976 (-1,21/jun), 1978 (-1,28/mai, -1,11/jul e -1,30/set) - Neutro e 1979 (-1,38/set e -1,25/nov) - El Niño fraco.

As décadas de 80 e 90 registraram poucos episódios de secas extremas. Os anos e meses de ocorrência foram 1980 (-3,07/mar) - Neutro, 1984 (-2,80/abr) - La Niña fraca, 1987 (-3,42/dez) - El Niño moderado, 1988 (-2,97/jun) - La Niña forte e 1989 (-3,13/jan) - Neutro, e em 1992 (-2,22/set) - Neutro, 1994 (-3,74/mar) e 1996 (-2,02/out) - Neutro, os episódios de seca extrema coincidiram com eventos de seca na região Noroeste Fluminense nas décadas de 80 e 90. As categorias moderada e muito seca nas décadas de 80 e 90 (20 e 13 episódios) nos anos e meses de 1980 (-1,20/fev e -1,31/jul), 1981 (-1,29/out e -1,57/mar), 1982 (-1,14/jun e -

1,08/nov), 1983 (-1,15/jan e -1,69/mai), 1984 (-1,01/jun, -1,63/mar, -1,69/mai, -1,96/nov, -1,87/dez), 1985 (-1,23/fev e -1,02/nov), 1986 (-1,64/dez), 1987 (-1,60/jul) e 1988 (-1,38/mai) e para a década de 1990 nos respectivos anos e meses de 1990 (-1,31/jul), 1991 (-1,49/set, -1,74/jun e -1,66/dez), 1992 (-1,49/jun e -1,47/ago), 1993 (-1,20/nov), 1994 (-1,85/mai), 1995 (-1,49/jan, -1,05/mar e -1,38/nov), 1998 (-1,05/mar, -1,66/abr e -1,66/jul) e 1999 (-1,30/jun) (Figura 48).

A década de 2000 apresentou apenas um episódio de forte intensidade de seca em 2001 (-2,78/dez), que coincidiu com o episódio de mesma categoria, ano e mês na região Noroeste Fluminense. As categorias moderada e muito seco foram observados nos anos de 2000 (-1,38/jun) - La Niña fraca, 2002 (-1,50/abr, -1,29/jul e -1,21/set) - El Niño moderado, 2004 (-1,11/jan e -1,51/ago) - El Niño moderado, 2005 (-1,04/jan) - Neutro, 2006 (-1,31/set) - El Niño fraco e em 2007 (-1,98/jan) - La Niña fraca, respectivamente.

O período 2010/2013 foi caracterizada por três episódios de forte seca nos anos e meses de 2010 (-2,66/fev) - La Niña moderada, 2012 (-2,33/fev) - Neutro e 2013 (-2,22/jun) - Neutro. Os resultados obtidos foram similares na região Norte Fluminense. As secas de maior intensidade foram registradas em 2010 (-2,25/fev), 2012 (-2,81/fev e -2,41/jun) e em 2013 (-2,11/set e -2,22/nov). Os episódios de seca moderadas e muito secas foram observados na região Serrana nos anos e meses de 2010 (-1,31/abr), 2011 (-1,29/fev), 2012 (-1,49/jun, -1,04/ago e -1,84/out) e 2013 (-1,13/mar, -1,60/set e -1,83/nov).

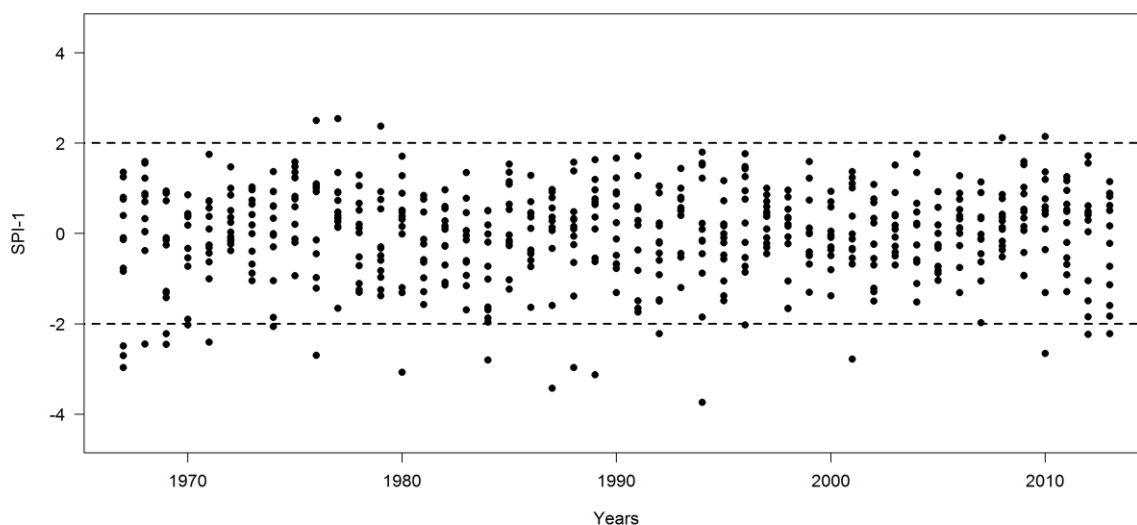


Figura 48. Variação temporal do índice SPI – 1 na região Serrana do ERJ.

Na Tabela 51 observam-se os episódios de secas na região Centro Sul Fluminense para o SPI – 1. A região Centro Sul Fluminense apresentou um total de 70 episódios de seca, sendo as maiores ocorrências na década de 80 (23 episódios, 32,86%), novamente coincidem com os resultados obtidos para a região Serrana. Entretanto, na região Centro Sul Fluminense verifica-se uma menor frequência da seca nas décadas de 60, 70, 90, 2000 e no período de 2010/2013.

A análise dos percentuais por décadas (Tabela 51) dos episódios de seca na região Centro Sul Fluminense para o SPI-1 revela que as maiores ocorrências na categoria moderadamente seco ocorreram nas décadas de 80 (34,29%), 2000 (22,86%) e no período

2010/2013 (17,14%), ao contrário, das décadas de 60, 70 e 90 (8,57%) com os menores percentuais. Os episódios na categoria muito seco corresponderam as respectivas décadas de 70 (23,08%) e 90 (30,77%), seguidos dos menores percentuais nas décadas de 60, 80, 90, 2000 e o período de 2010/2013 na região. Os episódios de seca extrema foram observados nas décadas de 60 e 80 que com 5 e 9 episódios e os percentuais de 22,73% e 40,91% registrados na região Centro Sul Fluminense. Enquanto as categorias de menor intensidade nas décadas de 70, 90 e no período de 2010/2013 foram menores.

Tabela 51. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Centro-Sul Fluminense com base no índice SPI – 1 para a série temporal de 1967 a 2013.

Categorias (Absoluto/Percentual)	DÉCADAS/ANOS						TOTAL
	60	70	80	90	2000	2010-2013	
Mod. Seco	3	3	12	3	8	6	35
Muito Seco	1	3	2	4	2	1	13
Ext. Seco	5	3	9	3	1	1	22
TOTAL	9	9	23	10	11	8	70
Mod. Seco (%)	8,57	8,57	34,29	8,57	22,86	17,14	50,00
Muito Seco (%)	7,69	23,08	15,38	30,77	15,38	7,69	18,57
Ext. Seco (%)	22,73	13,64	40,91	13,64	4,55	4,55	31,43
TOTAL (%)	12,86	12,86	32,86	14,29	15,71	11,43	100

Análise da variabilidade temporal do SPI – 1, mostrou que a década de 60 apresentou 5 episódios de seca extrema na região Centro Sul Fluminense no período de 1967 (-2,60/fev; -2,16/mai; -2,19/out) - La Niña fraca, 1968 (-2,58/fev) - El Niño fraco e 1969 (-3,00/jun) - El Niño fraco que coincidem com os anos e meses encontrados para a região Serrana. As categorias moderadamente e muito seco foram observados nos anos e mês de 1967 (-1,82/mar), 1968 (-1,25/jun; -1,07/nov) e 1969 (-1,04/mai). Enquanto, a década de 70 contabilizou um total de nove episódios de seca, sendo classificados de moderadamente, muito seco e extremamente seco, nos anos e meses de 1970 (-2,19/jun), 1971 (-3,83/mar) e 1974 (-2,03/jan) – extremamente seco, seguidos de 1971 (-1,73/jan), 1974 (-1,56/fev); 1975(-1,56/jan) – muito seco e em 1973 (-1,33/dez), 1979 (-1,16/jan e -1,16/set) – moderadamente seco. A década de 80 na região Centro Sul foi caracterizada pela ocorrência de secas extremas nos anos e meses de 1980 (-2,23/março) - Neutro, 1981 (-2,40/jan) - Neutro, 1982 (-2,22/jun) - El Niño forte, 1983 (-3,05/mai) - La Niña fraca, 1984 (-2,22/mai), 1987 (-3,16/dez) e 1988 (-2,03/mai e -2,19/jul) e 1989 (-3,60/jan). A década de 80 ocorreram as maiores frequências de seca na região. Os episódios caracterizados moderadamente seco (12 episódios), seguido de dois episódios muito seco nos anos e meses de 1981 (-1,07/março e -1,26/jun), 1983 (-1,35/jan e -1,33/set), 1984 (-1,30/mar, -1,15/abr e -1,39/nov), 1985 (-1,44/fev, -1,06/mai, -1,27/novembro e -1,24/dez) - Neutro e 1989 (-1,31/ago) - Neutro e, por fim na categoria muito seco em 1982 (-1,80/jan) e 1984 (-1,81/jan).

As décadas de 90 e 2000 foram caracterizadas pelas ocorrências entre 10 e 11 episódios de seca, sendo de seca extrema nos anos e meses de 1990 (-2,03/jun) - Neutro, 1995 (-2,16/jan) - La Niña fraca e 2007 (-2,42/jan) - La Niña moderada, episódios esses classificados como de forte intensidade na região, seguida pelo respectivo ano e mês de 1994 (-4,81/mar) que se caracteriza como sendo um episódio de altíssima intensidade na região. Os episódios nas categorias moderadamente e muito seco ocorreram nas década de 1990 e 2000. As maiores ocorrências nos anos e meses de 2000 (-1,18/jun) - La Niña fraca, 2001 (-1,05/ago e -1,14/dez) - Neutro, 2002 (-1,04/jan) – El Niño moderado, 2003 (-1,14/jan) - Neutro, 2004 (-1,33/jun) - El Niño fraco, 2006(-1,47/abr) - El Niño fraco e 2009 (-1,36/abr) - El Niño

moderado e, por fim episódios muito seco em 1991 (-1,55/jun) - El Niño moderado, 1992 (-1,82/mai) - Neutro, 1994 (-1,79/mai) - El Niño fraco, 1997 (-1,87/mar) - El Niño muito forte, 2001 (-1,65/mai) e 2009 (-1,58/ago) - El Niño moderado. O período de 2010/2013 apresentar a menor frequência de episódios de seca na região Centro Sul. Foram observados episódio de seca extrema e muito seca nos anos e meses de 2012 (-2,94/fev) e 2013 (-1,80/jan), ambos os anos categorizados como Neutros. A categoria de seca moderada ocorreu nos anos e meses de 2010 (-1,50/fev, -1,40/abr, -1,32/ago) - La Niña moderada, 2011 (-1,12/fev) - La Niña fraca, 2012 (-1,07/jun) e 2013 (-1,80/jan) (Figura 49).

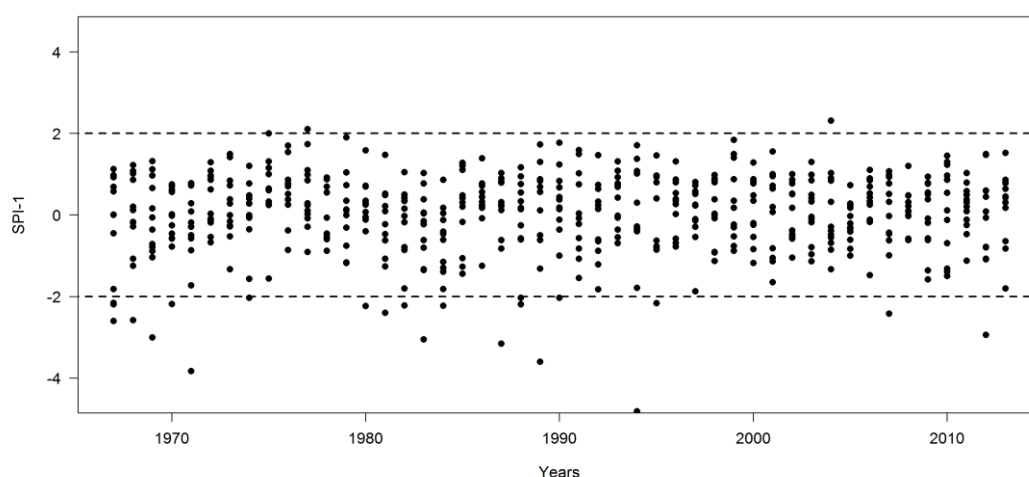


Figura 49. Variação temporal do índice SPI – 1 na região Centro Sul Fluminense do ERJ.

A Tabela 52 apresenta os episódios de secas nas respectivas décadas de 60, 70, 80, 90, 2000 e o período de 2010/2013 na escala de SPI – 1 para região Costa Verde. A região contabilizou 85 episódios. As maiores frequências ocorreram nas décadas de 70, 80, 90, 2000 e no período de 2010/2013, porém, a década de 90 destaca-se em comparação ao período de estudo. Os maiores percentuais de seca moderada foram nas décadas de 70 (17,95%), 80 (20,51%), 90 (17,95%) e 2000 (17,95%), seguidos dos episódios muito seco e de seca extrema, nas décadas de 70 (29,63%), 80 (15,79%), 90 (22,22% e 36,84%), 2000 (18,52%) e no período de 2010/ 2013 para episódios de seca extrema (26,32%). A menor frequência de seca na região Costa Verde foi na década de 60, (Tabela 52).

Tabela 52. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Costa Verde com base no índice SPI – 1 para a série temporal de 1967 a 2013.

Categorias (Absoluto/Percentual)	DÉCADAS/ANOS						TOTAL
	60	70	80	90	2000	2010-2013	
Mod. Seco	6	7	8	7	7	4	39
Muito Seco	1	8	4	6	5	3	27
Ext. Seco	1	2	3	7	1	5	19
TOTAL	8	17	15	20	13	12	85
Mod. Seco (%)	15,38	17,95	20,51	17,95	17,95	10,26	45,88
Muito Seco (%)	3,70	29,63	14,81	22,22	18,52	11,11	31,76
Ext. Seco (%)	5,26	10,53	15,79	36,84	5,26	26,32	22,35
TOTAL (%)	9,41	20,00	17,65	23,53	15,29	14,12	100

A análise da variabilidade temporal do SPI – 1 nas décadas de 60 e 70 na região Costa Verde registraram seca extrema de nos anos e meses de 1967 (-2,09/nov), 1974 (-2,90/jun) e 1976 (-2,02/mar), seguidos de três episódios na década de 80, nos anos e meses de 1984 (-4,53/dez) - La Niña fraca, 1986 (-2,96/dez) e 1987 (-4,11/dez), ambos os anos com eventos de El Niño moderado. Os episódios de seca moderada nos anos e meses da década de 60, 1967 (-1,47/fev, mar e -1,42/nov), 1969 (-1,38/abr, -1,36/jun e -1,30/ago), década 70 1,12/nov), 1972 (-1,03/mai), 1973 (-1,16/jul), 1976 (-1,06/jul), 1978 (-1,48/jul) e 1979 (-1,29/out e -1,49/nov), e na década de 80 em 1982 (-1,24/mai) - El Niño muito forte, 1983 (-1,36/jun) - La Niña fraca, 1984 (-1,42/abr, -1,29/mai e -1,07/jun) - La Niña fraca, 1985 (-1,07/nov) - Neutro, 1987 (-1,27/jul) - El Niño moderado e 1989 (-1,12/set) - Neutro. Os episódios muito secos ocorreram em 1967 (-1,51/abr), 1970 (-1,65/jun e -1,78/ago), 1971 (-1,55/mai), 1973 (-1,97/dez), 1974 (-1,52/set), 1977 (-1,89/out), 1979 (-1,56/abr e set), 1981 (-1,55/ago), 192 (-1,78/jun), 1984 (-1,81/nov) e 1985 (-1,54/set), na região Costa Verde Tabela 52.

A década de 90 se sobressaiu ao período de estudo, pois apresentou à maior frequência de episódios de seca extrema nos anos e meses de 1990 (-2,01/set) - Neutro, 1991 (-2,33/mar e -2,21/set) - El Niño moderado, 1992 (-2,81/set) - Neutro, 1994 (-3,28/mar) - El Niño fraco, 1995 (-2,81/nov) - La Niña fraca, 1997 (-3,77/ago) El Niño muito forte. A década de 2000 e o período de 2010/2013 ocorreram episódios de seca extrema nos anos e meses de 2007 (-2,00/mai), 2011 (-2,01/jun), 2012 (-2,07/mai e -2,21/jun) e 2013 (-2,19/mar e -2,81/jun). Os episódios de seca moderada (18) e muito seco (14) ocorreram nas décadas de 90 e 2000, e no período de 2010/ 2013.

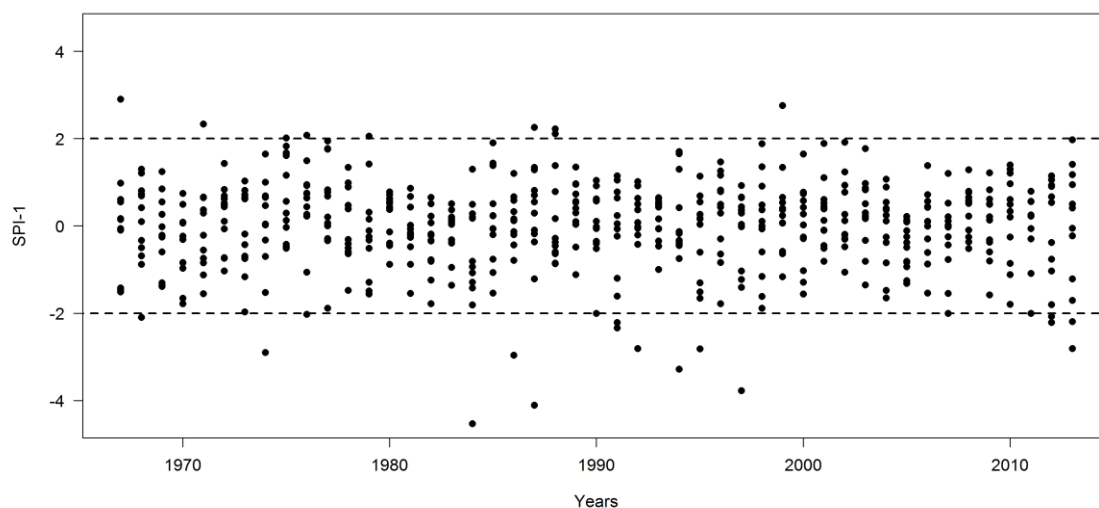


Figura 50. Variação temporal do índice SPI – 1 na região Costa Verde do ERJ.

A análise da Tabela 53 referente à região das Baixadas Litorâneas contabilizou 89 episódios de seca. As maiores frequências e percentuais de seca foram registradas nas décadas de 70 (16 episódios, 17,98%), 80 (22 episódios, 24,72%), 90 (18 episódios, 20,22%) e 2000 (16 episódios, 17,98%). A década de 80 (22 episódios) se sobressaiu ao período de estudo com as maiores ocorrências de seca na região, seguida da década de 90 (30,43%). A década de 60 e no período 2010/2013 ocorreram as menores frequências de seca na região das Baixadas Litorâneas, de acordo com a Tabela 53.

Tabela 53. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Baixadas Litorâneas com base no índice SPI – 1 para a série temporal de 1967 a 2013.

Categorias (Absoluto/Percentual)	DÉCADAS/ANOS						TOTAL
	60	70	80	90	2000	2010-2013	
Mod. Seco	3	8	10	9	10	5	45
Muito Seco	1	5	6	7	3	1	23
Ext. Seco	4	3	6	2	3	3	21
TOTAL	8	16	22	18	16	9	89
Mod. Seco (%)	6,67	17,78	22,22	20,00	22,22	11,11	50,56
Muito Seco (%)	4,35	21,74	26,09	30,43	13,04	4,35	25,84
Ext. Seco (%)	19,05	14,29	28,57	9,52	14,29	14,29	23,60
TOTAL (%)	8,99	17,98	24,72	20,22	17,98	10,11	100

Análise temporal do SPI – 1 na década de 60 na região das Baixadas Litorâneas, verifica-se 4 episódios de seca extrema nos anos e meses de 1967 (-2,67/fev, -2,73/mar e -2,37/out) - La Niña fraca, seguidos de episódios de seca moderada e muito seca nos anos e meses de 1967 (-1,18/abr) e 1969 (-1,30/abr, -1,12/jun e -1,84/mai) - El Niño fraco. A década de 70 ocorreu três episódios de seca extrema de nos anos e meses de 1970 (-2,13/jun), 1974 (-2,38/fev) e 1976 (-2,80/mar), seguidos de seca moderada e muito seca em 1971 (-1,49/mar e -1,39/out) - La Niña fraca, 1974 (-1,07/jan e -1,29/dez) - La Niña fraca, 1976 (-1,25/jan) - El Niño fraco, 1978 (-1,49/jun) - Neutro e 1979 (-1,25/abr e -1,10/out) - El Niño fraco, seguido da categoria muito seca em 1970 (-1,92/ago e -1,70/dez) - La Niña moderada, 1971 (-1,53/jan) - La Niña fraca, 1973 (-1,57/dez) - La Niña forte e 1977 (-1,67/out) - El Niño fraco.

A década de 80 foi caracterizada por ocorrências de seca extrema, moderada e muito seca (6, 10 e 6 episódios), seguida pela década de 2000 com dez episódios de seca moderada em comparação aos demais períodos de estudo. A década de 90 segue o mesmo comportamento das demais décadas com episódios de seca moderada (9 episódios), nos anos e meses de 1990 (-1,01/jan) - Neutro, 1991 (-1,29/fev, -1,08/mai e -1,30/dez) - El Niño moderado, 1992 (-1,39/jul e -1,10/ago) - Neutro, 1993 (-1,00/mar) - Neutro, 1995 (-1,07/mar) - La Niña fraca. Os episódios de seca severa foram observados em 1992 (-2,55/set) - Neutro e 1994 (-3,96/mar) - El Niño fraco, seguidos por episódios da categoria muito seco em 1991 (-1,57/jun e -1,65/set) - El Niño moderado, 1994 (-1,86/mai) - El Niño fraco, 1995 (-1,79/jan) - La Niña fraca, 1996 (-1,92/out) - Neutro e 1998 (-1,65/abr e -1,67/jul) - La Niña fraca na região.

Comportamento similar foi observado na década de 2000 com dez episódios de seca moderada nos anos e meses de 2000 (-1,10/jul) - La Niña fraca, 2002 (-1,02/mar, -1,47/abr, -1,00/jul, -1,32/jan e -1,19/fev) - El Niño moderado, 2005 (-1,42/fev) - Neutro e 2008 (-1,02/fev) - Neutro, seguido de episódios muito seco em 2005 (-1,53/dez) - Neutro e 2006 (-1,57/mai e -1,81/set) - El Niño fraco e, por fim seca severa em 2001 (-2,39/dez) - Neutro e 2004 (-2,51/ago e -2,24/jan) - El Niño fraco. O período de 2010/2013 juntamente com a década de 60 apresentaram as menores ocorrências de seca. Os episódios de seca extrema foram em 2010 (-2,42/fev) - La Niña moderada e 2013 (-2,36/mar e -2,55/jun) - Neutro, seguidos das categorias moderada e muito seca em 2010 (-1,02/abr) - La Niña moderada, 2011 (-1,32/fev, -1,22/dez) - La Niña fraca, 2012 (-1,10/out), 2013 (-1,24/set) e 2012 (-1,65/jun) - Neutros.

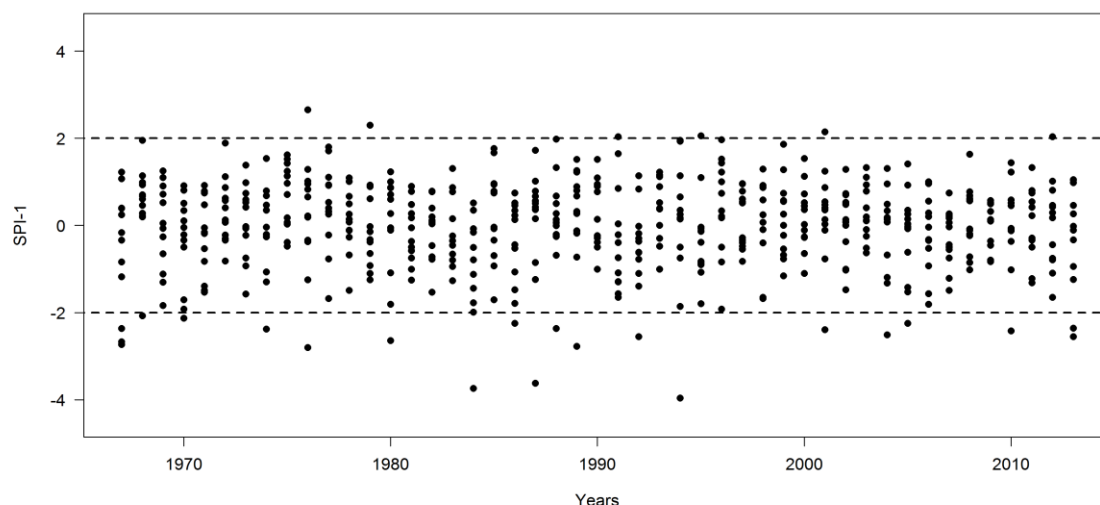


Figura 51. Variação temporal do índice SPI – 1 na região Baixadas Litorâneas do ERJ.

A análise dos episódios de seca na região Metropolitana contabilizou 81 episódios de seca. As maiores ocorrências de seca foram nas décadas de 70 (16 episódios, 19,75%), 80 (19 episódios, 23,46%), 90 (18 episódios, 22,22%) e 2000 (15 episódios, 18,52%). Porém, a década de 80 se sobressaiu em relação aos demais períodos com a maior frequência de episódios de secas (19), seguida das décadas de 70, 90 e 2000 que apresentam episódios de seca moderada, muito seco. Porém, na década de 60 (9,88%) e o período de 2010/2013 (6,17%) apresentaram as menores frequências e percentuais de secas na região Metropolitana do Rio de Janeiro (Tabela 54).

Tabela 54. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Metropolitana com base no índice SPI – 1 para a série temporal de 1967 a 2013.

Categorias (Absoluto/Percentual)	DÉCADAS/ANOS						TOTAL
	60	70	80	90	2000	2010-2013	
Mod. Seco	5	8	4	9	3	3	32
Muito Seco	2	5	7	6	10	1	31
Ext. Seco	1	3	8	3	2	1	18
TOTAL	8	16	19	18	15	5	81
Mod. Seco (%)	15,63	25,00	12,50	28,13	9,38	9,38	39,51
Muito Seco (%)	6,45	16,13	22,58	19,35	32,26	3,23	38,27
Ext. Seco (%)	5,56	16,67	44,44	16,67	11,11	5,56	22,22
TOTAL (%)	9,88	19,75	23,46	22,22	18,52	6,17	100

A análise da variabilidade temporal na década de 60 para a região Metropolitana na escala de SPI – 1 mostrou um episódio de seca extrema em 1967 (-2,33/out) – La Niña fraca, seguidos das categorias moderada e muito seca nos anos 1967 (-1,16/abr, -1,00/nov, -1,66/fev e -1,93/mar) - La Niña fraca e 1969 (-1,18/abr, -1,40/mar e -1,08/jun) - El Niño fraco. A década de 70 foi caracterizada por 16 episódios de seca, sendo dois episódios de seca extrema nos anos e meses de 1970 (-2,01/jun) – La Niña moderada e 1973 (-2,63/dez) – El Niño forte, seguidos de episódios de seca moderada e muito seca em 1970 (-1,16/ago e -1,20/dez) – La Niña moderada, 1972 (-1,18/abr e -1,01/mar) – El Niño forte, 1974 (-1,29/jan e -1,34/fev) – La Niña fraca, 1978 (-1,14/set) – Neutro e 1979 (-1,47/nov) – El Niño fraco, e muito seca em 1971 (-1,98/mar e -1,54/dez) – La Niña fraca, 1976 (-1,78/jul) – El Niño fraco, 1977 (-1,82/out) – El Niño fraco e 1979 (-1,51/abr) – El Niño fraco, ambos os resultados obtidos coincidem com os resultados da região das Baixadas Litorâneas. Na década de 80 ocorreu as maiores frequências de seca extrema (8 episódios) da região Metropolitana. As secas extrema nos anos e meses de 1981 (-2,10/mar) - Neutro, 1982 (-2,14/jun) – El Niño muito forte, 1984 (-2,80/mar e -4,36/dez) – La Niña fraca, 1985 (-4,36/dez) - Neutro, 1986 (-3,14/dez), 1987 (-4,00/dez) - El Niño moderado, 1988 (-2,33/jul) – La Niña forte, seguidos de 4 episódios de seca moderada em 1983 (-1,45/mar, -1,20/dez e -1,19/dez) – La Niña fraca e 1988 (-1,43/mar) – La Niña moderada. E, por fim ocorreram 7 episódios na categoria muito seco na década de 80 em 1982 (-1,58/dez) – El Niño muito forte, 1984 (-1,92/abr, -1,65/jun e -1,69/nov) – La Niña fraca, 1985 (-1,86/mar) - Neutro, 1986 (-1,57/abr) – El Niño moderado e 1989 (-1,79/jan) – La Niña forte.

Na década de 90 ocorreu 19 episódios de secas. Entretanto, as maiores frequências de seca moderada (9 episódios) foram nos anos de 1991 (-1,42/jun, -1,45/set e -1,14/dez) – El Niño moderado, 1995 (-1,40/abr, -1,02/jun e -1,26/nov) – La Niña fraca, 1996 (-1,16/out) - Neutro e 1999 (-1,33/jan e -1,14/jun) – La Niña moderada. Os seis episódios na categoria muito seco foram nos anos de 1991 (-1,92/fev) – El Niño moderado, 1992 (-1,83/set) - Neutro, 1995 (-1,58/jan) – La Niña fraca, 1997 (-1,79/fev) - Neutro e 1998 (-1,89/abr e -1,82/jul) – La Niña moderada. Os episódios de seca extrema foram registrados em 1993 (-2,20/mar) - Neutro e 1994 (-2,85/mar e -2,29/mar) – El Niño fraco na região Metropolitana (Figura 52). Na região Metropolitana foi observado na década de 2000 episódios de seca. Sendo identificado 15 episódios de seca, sendo 10 classificados como muito seco, nos anos e meses de 2001 (-1,75/dez) - Neutro, 2002 (-1,83/abr, -1,78/set) - El Niño moderado, 2004 (-1,11/jan) – El Niño fraco, 2005 (-1,72/jan e -1,69/mar) - Neutro, 2006 (-1,72/jan e -1,70/fev) - El Niño fraco, 2007 (-1,56/jan) - La Niña moderada e 2009 (-1,85/dez) - El Niño moderado, seguido de 3 episódios de seca moderada em 2004 (-1,11/jan e -1,30/mar) – El Niño moderado e 2005 (-1,44/fev) - Neutro, e apenas 2 episódios de seca extrema nos anos e meses de 2007 (-2,18/mar e -2,66/mar) – La Niña moderada. O período de 2010/2013 verifica-se um comportamento similar as demais regiões de Governo do ERJ, com relação à década de 60, com as menores frequências de secas. Foram registrados 5 episódios de seca, sendo 3 de seca moderada em 2010 (-1,50/abr) – La Niña moderada, 2012 (-1,45/jun) e 2013 (-1,43/mar) - Neutro, e evento de seca extrema em 2010 (-2,06/fev) – La Niña moderada e outro na categoria muito seca em 2013 (-1,83/jun) - Neutro.

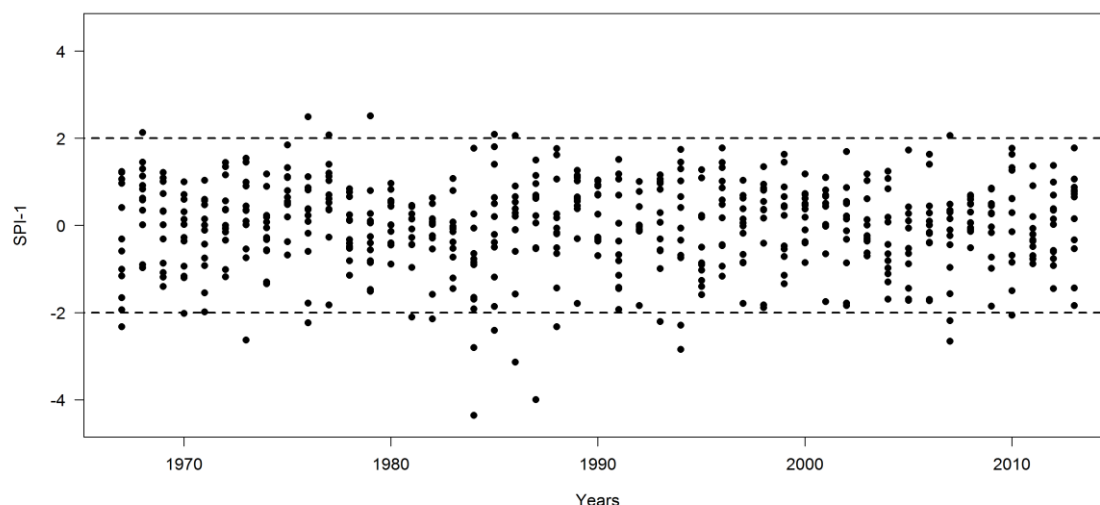


Figura 52. Variação temporal do índice SPI – 1 na região Metropolitana do ERJ.

Na Tabela 55 encontra-se as frequências e os percentuais de seca na região do Médio Paraíba. Verifica-se o total de 93 episódios no período de estudo. A maior frequência de episódios de seca foi registrada na década de 80, com 21 episódios (22,58%). As décadas de 70 (19 episódios, 20,43%), 90 (15 episódios, 16,13%), 2000 (18 episódios, 19,35%) e o período de 2010/2013 (13 episódios, 13,98%). Novamente, o menor percentual de episódios de secas foi na década de 60, (7 episódios, 7,53%).

Tabela 55. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Médio Paraíba com base no índice SPI – 1 para a série temporal de 1967 a 2013.

Categorias (Absoluto/Percentual)	DÉCADAS/ANOS						TOTAL
	60	70	80	90	2000	2010-2013	
Mod. Seco	4	10	6	7	12	8	47
Muito Seco	1	7	9	7	6	4	34
Ext. Seco	2	2	6	1	0	1	12
TOTAL	7	19	21	15	18	13	93
Mod. Seco (%)	8,51	21,28	12,77	14,89	25,53	17,02	50,54
Muito Seco (%)	2,94	20,59	26,47	20,59	17,65	11,76	36,56
Ext. Seco (%)	16,67	16,67	50,00	8,33	0,00	8,33	12,90
TOTAL (%)	7,53	20,43	22,58	16,13	19,35	13,98	100

A análise da variabilidade temporal dos episódios de seca na década de 60 para a região Médio Paraíba para o SPI – 1 mostrou dois episódios de seca extrema em 1967 (-2,15/mar) – La Niña fraca e 1969 (-2,30/jun) – El Niño fraco, seguidos de episódios de seca moderada e muito seca em 1967 (-1,23/fev e -1,60/out) – La Niña fraca, 1968 (-1,40/fev) – La Niña fraca e 1969 (-1,05/abr) – El Niño fraco. Novamente, a década de 70 foi caracterizada pelo aumento da frequência de seca, no caso 19 episódios, sendo identificados dois de seca extrema nos anos e meses de 1971 (-2,44/jan) – La Niño fraco e 1976 (-2,74/mar) – El Niño fraco. Foram contabilizados dez episódios de seca moderada e sete episódios na categoria muito seca. Na década de 80 foi caracterizada por episódios de seca extrema (8 casos). As

maiores ocorrências foram nos anos e meses de 1982 (-2,12/jun) – El Niño muito forte, 1983 (-2,05/set), 1984 (-3,21/mai e -2,03/dez) - La Niña fraca, 1986 (-2,25/dez) – El Niño moderado e 1987 (-3,73/dez) – El Niño moderado. Foram contabilizados seis episódios de seca moderada em 1982 (-1,17/set) – El Niño muito forte, 1984 (-1,31/abr e -1,42/nov) – La Niña fraco, 1987 (-1,02/jul) – El Niño moderado, 1988 (-1,35/out) – El Niño forte e 1989 (-1,37/jan) – El Niño forte. E nove episódios muito seco, em 1981 (-1,58/jan) - Neutro, 1983 (-1,50/mai), 1984 (-1,58/jan, -1,31/abr e -1,79/set) - La Niña fraca, 1985 (-1,96/fev e -1,65/set) - Neutro e 1987 (-1,69/out) – El Niño moderado, 1988 (-1,93/mai e -1,60/jul) – La Niña forte.

Na década de 90 ocorreram 15 episódios de secas. Na região Médio Paraíba registrou sete episódios de seca moderada nos anos e meses de 1990 (-1,08/set) - Neutro, 1991 (-1,14/set -1,01/dez) – El Niño moderado, 1993 (-1,30/mai) - Neutro, 1995 (-1,23/jun e -1,05/nov) – La Niña fraca e 1998 (-1,05/abr) – La Niña moderada. Foram contabilizados sete episódios muito seco em 1991 (-1,77/jun) – El Niño moderado, 1992 (-1,74/set) - Neutro, 1994 (-1,56/mai) – El Niño fraco, 1996 (-1,59/out) - Neutro, 1997 (-1,72/mar) – El Niño muito forte, 1998 (-1,81/jul) – La Niña moderada e 1999 (-1,91/set) – La Niña moderada. Porém, a região Médio Paraíba registrou apenas um episódio de seca extrema em 1994 (-3,80/mar) – El Niño fraco. A exceção foi a década de 2000 que não teve nenhum episódio de seca extrema na região. Foram identificados doze episódios de seca moderada e seis na categoria muito seca, nos anos e meses de 2000 (-1,06/mai e -1,11/jun) – La Niña fraca, 2001 (-1,21/mai) - Neutro, 2002 (-1,14/jan) – El Niño moderado, 2003 (-1,36/jan e -1,17/jun) - Neutro, 2004 (-1,23/set) – El Niño fraco, 2008 (-1,04/fev) – Neutro e 2009 (-1,27/fev, -1,35/jul, -1,21/ago e -1,01/dez) El Niño moderado. Os episódios na categoria muito seco em 2004 (-1,75/set) – El Niño fraco, 2005 (-1,93/jan e -1,79/jun) - Neutro, 2006 (-1,65/jun) – El Niño fraco, 2007 (-1,57/jan) – La Niña moderada e 2008 (-1,69/jul) - Neutro. O período de 2010/2013 ocorreram 13 episódios de seca na região do Médio Paraíba. Foi registrado oito episódios de seca moderada em 2010 (-1,14/abr e -1,37/ago) – La Niña moderada, 2011 (-4,40/fev e -1,08/jun) – La Niña fraca, 2012 (-1,14/jun e -1,32/ago) e 2013 (-1,09/mar e -1,02/set) – Neutro. Foram contabilizadas quatro frequências muito seca em 2010 (-1,55/fev) – La Niña moderada, 2012 (-1,65/mai e -1,93/out) e 2013 (-1,74/jun) - Neutro. E, por fim apenas um caso de seca extrema em 2012 (-2,35/fev) - Neutro (Figura 53).

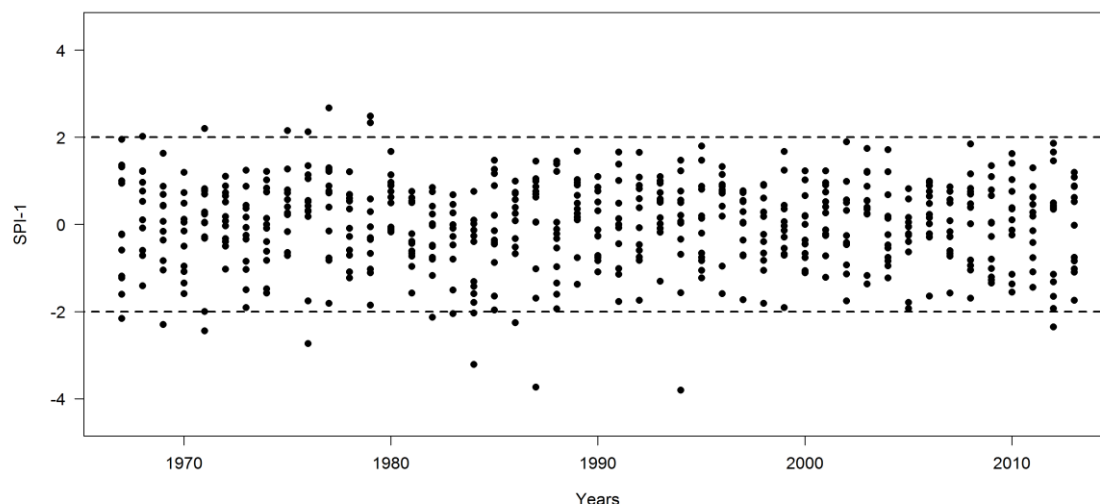


Figura 53. Variação temporal do índice SPI – 1 na região Médio Paraíba do ERJ.

3.4 Avaliação do índice SPI-12 nas Regiões do Estado do Rio de Janeiro.

Na Tabela 56 observa-se as frequências e os percentuais de na região Norte Fluminense para o índice SPI – 12. Foram contabilizados 8 eventos de seca, sendo que na década de 80 (4 episódios), nas categorias moderadamente seco e muito seco,. Ao contrário, das décadas de 60, 70, 90 e 2000 que apresentaram as menores frequências de seca da região, a exceção foi o período de 2010/2013 sem ocorrência de seca. Os eventos de seca extrema na região Norte Fluminense ocorreu apenas na década de 70.

Tabela 56. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Norte Fluminense com base no índice SPI – 12 para a série temporal de 1967 a 2013.

Categorias (Absoluto/Percentual)	DÉCADAS/ANOS						TOTAL
	60	70	80	90	2000	2010-2013	
Mod. Seco	1	0	3	1	1	0	6
Muito seco	0	0	1	0	0	0	1
Ext. Seco	0	1	0	0	0	0	1
TOTAL	1	1	4	1	1	0	8
Mod. Seco (%)	16,67	0	50	16,67	16,67	0	75
Muito Seco (%)	0	0	100	0	0	0	12,5
Ext. Seco (%)	0	100	0	0	0	0	12,5
TOTAL (%)	12,5	12,5	50	12,5	12,5	0	100

A análise temporal da região Norte Fluminense para o índice SPI – 12, mostrou variações significativas nas décadas de 60, 70, 80, 90 e 2000. Os anos de 1967 (-1,34) - La Niña fraca, 1974 de seca extrema (-2,13) - La Niña fraca, 1980 (-1,60) - Neutro, 1981 (-1,39) - Neutro, 1984 (-1,01) - La Niña fraca, 1986 (-1,48) - El Niño moderado e 2002 (-1,10) - El Niño moderado . Porém, o período de 2010/2013 na região não apresentou nenhum evento de seca (Figura 54).

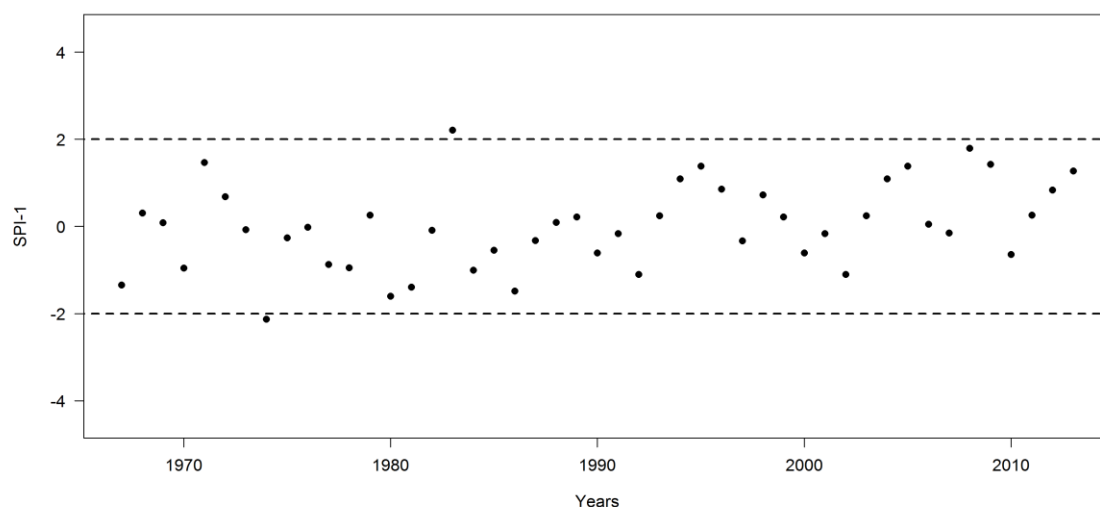


Figura 54. Variação temporal do índice SPI – 12 na região Norte Fluminense do ERJ.

A análise das frequências e dos percentuais de secas na região Noroeste Fluminense, segundo índice SPI – 12 (Tabela 57). Verifica-se um total de 8 eventos de seca, similar a região Norte Fluminense, sendo as maiores frequências e percentuais nas décadas de 70 (2 episódios, 33,33%), 90 (2 episódios, 16,67%) e 2000 (2 episódios, 50,00%). Porém, as décadas de 60 e 80 apresentaram comportamentos distintos em relação aos percentuais de secas moderada (16,67%) e muito seca (50,00%), sendo as décadas de menor frequência de episódios de seca. O período de 2010/2013, entretanto, não apresentou nenhum episódio de seca similar à da região Norte Fluminense.

Tabela 57. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Noroeste Fluminense com base no índice SPI – 12 para a série temporal de 1967 a 2013.

Categorias (Absoluto/Percentual)	DÉCADAS/ANOS						TOTAL
	60	70	80	90	2000	2010-2013	
Mod. Seco	1	2	0	1	2	0	6
Muito Seco	0	0	1	1	0	0	2
Ext. Seco	0	0	0	0	0	0	0
TOTAL	1	2	1	2	2	0	8
Mod. Seco (%)	16,67	33,33	0	16,67	33,33	0	75
Muito Seco (%)	0	0	50	50	0	0	25
Ext. Seco (%)	0	0	0	0	0	0	0
TOTAL (%)	12,5	25	12,5	25	25	0	100

A análise temporal do índice de SPI – 12 na região Noroeste Fluminense revela variações acentuadas nas décadas de 60, 70, 80, 90 e 2000. Foram contabilizados seis episódios de seca moderada nos anos de 1968 (-1,16) - El Niño moderado, 1974 (-1,15) - La

Niña fraca, 1977 (-1,45) -El Niño fraco, 1992 (-1,49) - Neutro, 2002 (-1,49) - El Niño moderado, 2007 (-1,33) - La Niña moderada e, por fim dois eventos muito seco registrados em 1989 (-1,73) - El Niño forte e 1999 (-1,73) - El Niño moderado.

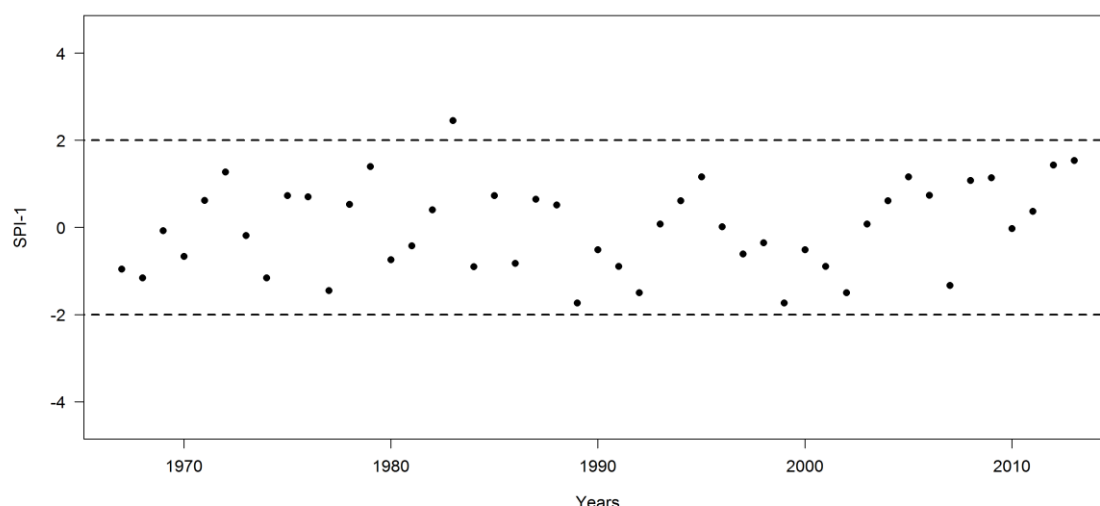


Figura 55. Variação temporal do índice SPI – 12 na região Noroeste Fluminense do ERJ.

Na Tabela 58 observam-se as variações temporais e as frequências de secas nas décadas de 1960, 1970, 1980, 1990, 2000 e o período de 2010/2013 do índice SPI – 12 na região Serrana. Os resultados obtidos mostraram que a região contabilizou 7 eventos de seca, sendo que as maiores frequências ocorreram nas décadas de 70 (1 evento moderadamente e 1 muito seco), 80 (1 evento moderado e 1 extremamente seco) e 90 (2 eventos moderados), correspondentes a 28,57%. A década de 60 e o período de 2010/2013 não registraram nenhum episódio de seca.

Tabela 58. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Serrana com base no índice SPI – 12 para a série temporal de 1967 a 2013.

Categorias (Absoluto/Percentual)	DÉCADAS/ANOS						TOTAL
	60	70	80	90	2000	2010-2013	
Mod. Seco	0	1	1	2	1	0	5
Muito seco	0	1	0	0	0	0	1
Ext. Seco	0	0	1	0	0	0	1
TOTAL	0	2	2	2	1	0	7
Mod. Seco (%)	0	20	20	40	20	0	71,43
Muito seco (%)	0	100	0	0	0	0	14,29
Ext. Seco (%)	0	0	100	0	0	0	14,29
TOTAL (%)	0	28,57	28,57	28,57	14,29	0	100

A análise temporal do índice SPI – 12 para região Serrana mostrou eventos de seca em ambas as categorias muito seco, extremamente e moderadamente seca nas respectivas décadas de 70, 80, 90 e 2000. A década de 70 verifica-se em 1974 um evento muito seco (-1,67) - La Niña fraca, seguido de uma seca moderada em 1977 (-1,26) - El Niño fraco. A década de 80, ocorreu um episódio de seca extrema em 1984 (-2,22) - El Niño fraco e outro de seca moderada em 1989 (-1,44) - Neutro. As décadas de 90 e 2000 apresentaram anos de seca moderada na região, em 1991 (-1,26), 1999 (-1,44) e 2001 (-1,25), anos categorizados como El Niño moderado, La Niña forte e Neutro na região Serrana.

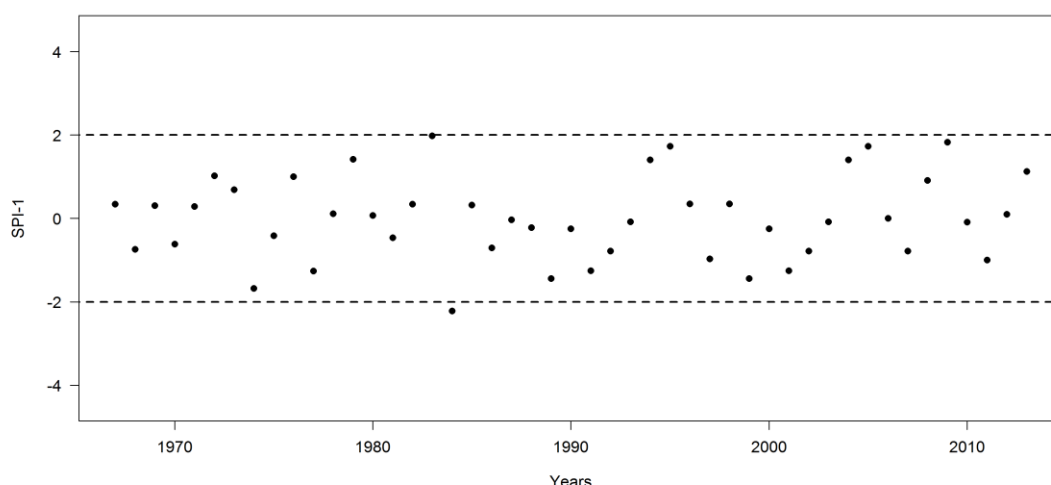


Figura 56. Variação temporal do índice SPI – 12 na região Serrana do ERJ.

Na Tabela 59 observam-se as frequências e os percentuais de secas na região Centro Sul Fluminense para as décadas de 1960, 1970, 1980, 1990, 2000 e no período de 2010/2013 com base no índice SPI – 12. Foram registrados um total de seis eventos de seca, sendo os maiores nas décadas de 70 (3 episódios) e 80 (3 episódios). No entanto, as décadas de 60, 90, 2000 e 2010/2013 não apresentaram eventos de seca na região Centro Sul Fluminense. As análises dos percentuais por décadas dos eventos de seca na região mostraram que os maiores percentuais foram na categoria moderadamente seco nas décadas de 70 (66,67%) e na década de 80 (33,33%).

Tabela 59. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Centro Sul Fluminense com base no índice SPI – 12 para a série temporal de 1967 a 2013.

Categorias (Absoluto/Percentual)	DÉCADAS/ANOS						TOTAL
	60	70	80	90	2000	2010-2013	
Mod. Seco	0	2	1	0	0	0	3
Muito seco	0	1	1	0	0	0	2
Ext. Seco	0	0	1	0	0	0	1
TOTAL	0	3	3	0	0	0	6
Mod. Seco (%)	0	66,67	33,33	0	0	0	50
Muito seco (%)	0	50	50	0	0	0	33,33
Ext. Seco (%)	0	0	100	0	0	0	16,67
TOTAL (%)	0	50	50	0	0	0	100

A análise temporal do índice SPI – 12 para região Centro Sul Fluminense mostrou episódio de seca em ambas as categorias nas décadas de 60, 70 e 80. A década de 60, ocorreu em 1968 um evento de seca extrema (-2,07) - El Niño moderado, seguido da década de 70 com o total dois eventos na categoria moderadamente seco 1970 (-1,10) e 1974 (-1,30) e, por fim um evento muito seco 1977 (-1,81), os respectivos anos foram categorizados como La Niña moderada e fraca e El Niño fraco na região. A década de 80, apresentou um eventos de seca La Niña franca nos anos de 1982 (-1,58), 1984 (-2,61) e 1986 (-1,37) considerados como anos de forte El Niño fraco e moderado e La Niña moderada na região Centro Sul Fluminense.

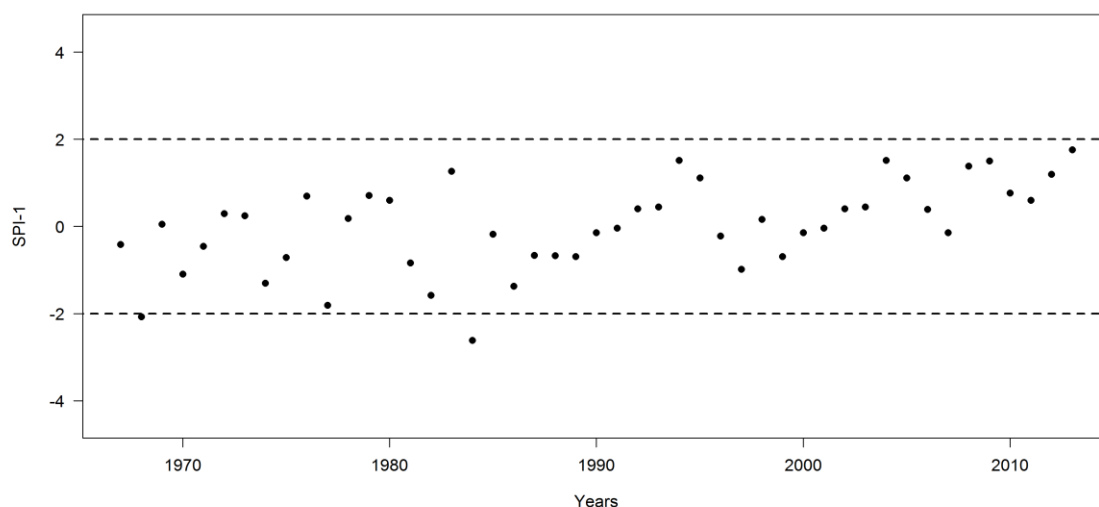


Figura 57. Variação temporal do índice SPI – 12 na região Centro Sul Fluminense do ERJ.

Na Tabela 60 observam-se as frequências e os percentuais de secas na região Costa Verde para as décadas de 1960, 1970, 1980, 1990, 2000 e no período de 2010/2013 de acordo com SPI – 12. Verifica-se um total de 9 eventos de seca, sendo que as maiores frequências foram registradas nas décadas de 90 (2 episódios, 20%), 2000 (3 episódios, 33,33%) e no período de 2010/2013 (2 episódios, 40%) em ambas as categorias na região. As décadas de 70 e 80 apresentaram as menores frequências de episódios nas categorias muito seco e moderadamente. A exceção foi a década 60 sem nenhum episódio de seca na região Costa Verde. As análises dos percentuais das frequências por décadas dos eventos de seca na região mostraram que as décadas de 70 e 80 ocorreram os menores percentuais (11,11%), ao contrário das décadas de 90, 2000 e o período de 2010/2013 que apresentam os maiores percentuais de 22,22% e 33,33%, respectivamente.

Tabela 60. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Costa Verde com base no índice SPI – 12 para a série temporal de 1967 a 2013.

Categorias (Absoluto/Percentual)	DÉCADAS/ANOS						TOTAL
	60	70	80	90	2000	2010-2013	
Mod. Seco	0	0	1	1	2	1	5
Muito Seco	0	1	0	1	1	0	3
Ext. Seco	0	0	0	0	0	1	1
TOTAL	0	1	1	2	3	2	9
Mod. Seco (%)	0	0	20	20	40	20	55,56
Muito Seco (%)	0	33,33	0	33,33	33,33	0	33,33
Ext. Seco (%)	0	0	0	0	0	100	11,11
TOTAL (%)	0	11,11	11,11	22,22	33,33	22,22	100

A análise temporal da série do índice SPI – 12 para região Costa Verde indicaram eventos de seca em todas as categorias nas décadas de 70, 80, 90, 2000 e no período de 2010/2013. No período de 2010/2013 foi contabilizado dois episódios de seca, sendo um na categoria de seca extrema (-2,07) em 2011 e outro na categoria seca moderada (-1,02) em 2012, ambos classificados como La Niña fraca. As décadas de 70, 80, 90 e 2000 foram identificados eventos muito seco em 1978 (-1,79), 1990 (-1,69) e 2000 (-1,65) anos considerados Neutro, La Niña forte e fracaseguidos por eventos de seca moderada em 1989 (-1,79)- Neutro, 1999 (-1,17) - La Niña moderada, 2006 (-1,20) e 2007 (-1,48), anos categorizados como El Niño fraco na região Costa Verde (Figura 58).

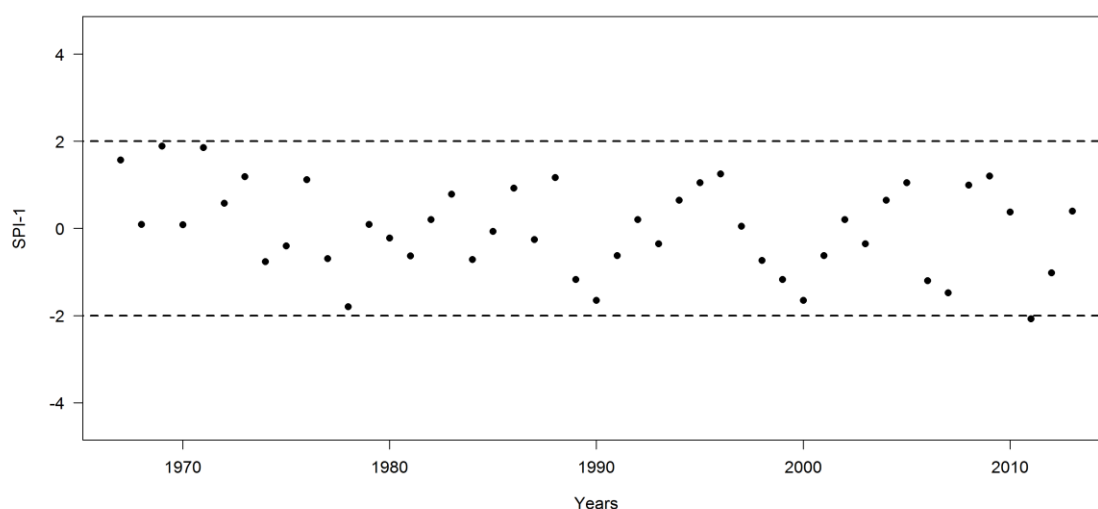


Figura 58. Variação temporal do índice SPI – 12 na região Costa Verde do ERJ.

Na Tabela 61 encontram-se as frequências e os percentuais de secas na região das Baixadas Litorâneas para as décadas de 1960, 1970, 1980, 1990, 2000 e no período de 2010/2013 conforme o índice SPI – 12. Nota-se uma total de sete episódios de seca, ocorridos nas décadas de 70 (4 episódios) e 80 (1 episódio) e o período 2010/2013 (2 episódios). As maiores frequências de seca foram registradas na década de 70 (57,14%) e no período de 2010/2013 (28,57%). Entretanto, as décadas de 60, 90 e 2000 não registraram nenhum episódio de seca de na região. A década de 80, foi a que registrou a menor frequência de seca, ou seja, apenas um episódio na categoria moderadamente seco (14,29%) na região. Os totais de seca extrema na região foram registrados na década de 70 e no período de 2010/2013. As décadas de 70, 80 e o período de 2010/2013 apresentaram uma total de cinco episódios de seca moderada na região das Baixadas Litorâneas, correspondentes a 60%, 20% e 20%.

Tabela 61. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Baixadas Litorâneas com base no índice SPI – 12 para a série temporal de 1967 a 2013.

Categorias (Absoluto/Percentual)	DÉCADAS/ANOS						TOTAL
	60	70	80	90	2000	2010-2013	
Mod. Seco	0	3	1	0	0	1	5
Muito Seco	0	0	0	0	0	0	0
Ext. Seco	0	1	0	0	0	1	2
TOTAL	0	4	1	0	0	2	7
Mod. Seco (%)	0	60	20	0	0	20	71,43
Muito Seco (%)	0	0	0	0	0	0	0
Ext. Seco (%)	0	50	0	0	0	50	28,57
TOTAL (%)	0	57,14	14,29	0	0	28,57	100

Na Figura 59 observa-se o comportamento do índice SPI – 12 para região das Baixadas Litorâneas. Verifica-se um total de cinco episódios de seca moderada nas décadas de 70, 80 e no período 2010/2013. No período de 2010/2013 foi contabilizado um episódio de seca moderada (-1,09) em 2010, seguido de um evento de seca extrema em 2011 (-2,06), os eventos foram categorizados como La Niña moderada e fraca na região. Porém, os anos categorizados como La Niña fraca e El Niño fraco foram registrados nas décadas de 70 e 80. Em 1970 (-1,37), 1974 (-2,05) e 1984 (-1,34), os episódios foram classificados como secas moderadas e extrema, seguidos de anos Neutros em eventos de secas moderadas em 1977 (-1,38) e 1978 (-1,17) na região.

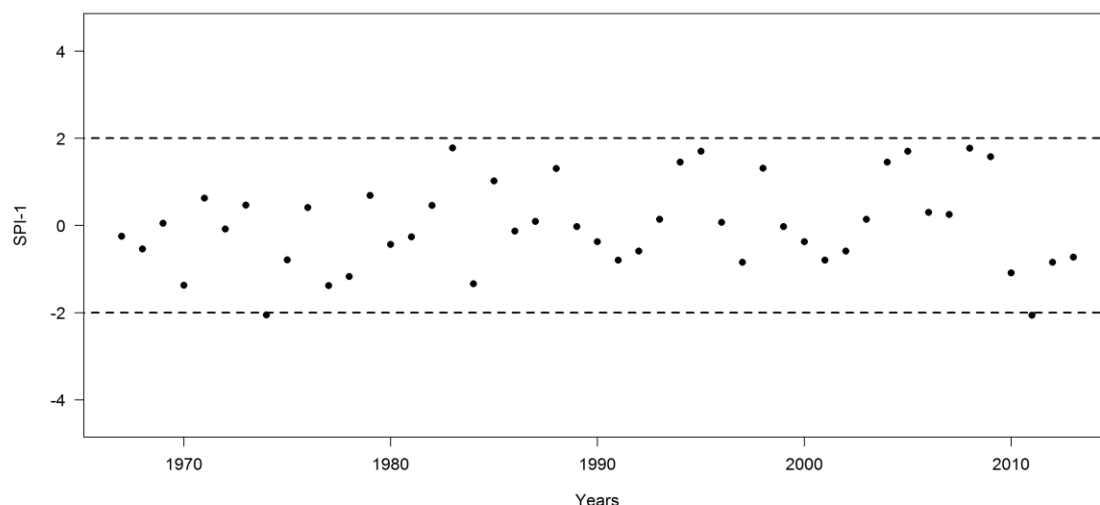


Figura 59. Variação temporal do índice SPI – 12 na região Baixadas Litorâneas do ERJ.

Na Tabela 62 encontram-se as frequências e os percentuais de secas na região Metropolitana do Rio de Janeiro para as décadas de 1960, 1970, 1980, 1990, 2000 e no período de 2010/2013 para o índice SPI – 12. A região Metropolitana do Rio de Janeiro registra um total de sete episódios de seca similar ao observado na região das Baixadas Litorâneas. A década de 70 apresentou a maior frequência de episódios de seca nas categorias moderadamente (1 episódio) e muito seco (3 episódios). As décadas de 80, 2000 e no período de 2010/2013 apresentaram as menores frequências de eventos de seca na região, sendo registrado somente um episódio de seca extrema. As décadas de 60 e 90 não apresentaram episódios de seca na região, comportamento similar ao registrado na região das Baixadas Litorâneas.

Tabela 62. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Metropolitana com base no índice SPI – 12 para a série temporal de 1967 a 2013.

Categorias (Absoluto/Percentual)	DÉCADAS/ANOS						TOTAL
	60	70	80	90	2000	2010-2013	
Mod. Seco	0	1	0	0	1	0	2
Muito Seco	0	3	0	0	0	0	3
Ext. Seco	0	0	1	0	0	1	2
TOTAL	0	4	1	0	1	1	7
Mod. Seco (%)	0	50	0	0	50	0	28,57
Muito Seco (%)	0	100	0	0	0	0	42,86
Ext. Seco (%)	0	0	50	0	0	50	28,57
TOTAL (%)	0	57,14	14,29	0	14,29	14,29	100

Na Figura 60 observa-se a variabilidade temporal do comportamento do índice SPI – 12 para região Metropolitana do Rio de Janeiro. Verifica-se um total de três episódios de seca muito seco na década de 70, nos respectivos anos de 1970 (-1,63), 1974 (-1,86) e 1978 (-1,77). Os anos categorizados são de El Niño e La Niña fraca, e Neutro. Os episódios de seca moderada e extrema nas décadas de 70 e 80 ocorreram nos anos de 1977 (-1,07) e 1984 (-

2,06) considerados como anos Neutro e de La Niña fraca. A década de 2000 e o período de 2010/2013 registraram episódios de seca intensidade moderada e extrema nos anos de 2007 (-1,20) e 2011 (-2,50) considerados de El Niño fraco e La Niña fracana região Metropolitana do Rio de Janeiro (Figura 60).

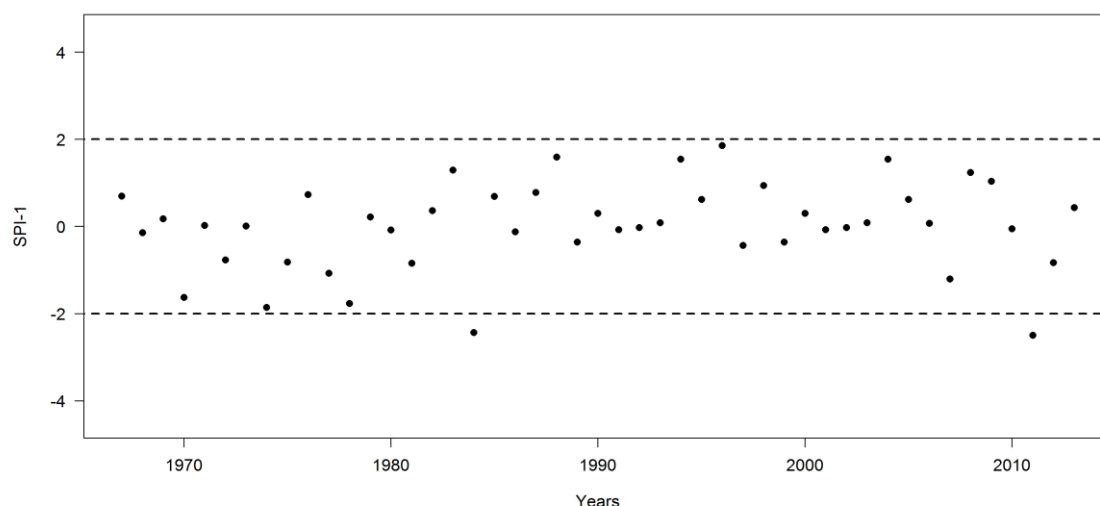


Figura 60. Variação temporal do índice SPI – 12 na região Metropolitana do ERJ.

Na Tabela 62 encontra-se as frequências e os percentuais de secas na região do Médio Paraíba para as décadas de 1960, 1970, 1980, 1990, 2000 e no período de 2010/2013 de acordo com o índice SPI – 12. A região do Médio Paraíba registrou um total de oito episódios de seca em ambas as categorias. As décadas de 70, 80 e 90 apresentaram as maiores ocorrências de seca na categoria moderada (5 episódio) e extrema (1 episódio). Porém, a década de 60 e o período 2010/2013, mostraram que a região do Médio Paraíba apresentou os menores toais. A década de 2000 não apresentou episódio de seca na região, comportamento similar foram registrados nas regiões Centro Sul Fluminense e Baixadas Litorâneas.

Tabela 63. Frequência (%) e valores absolutos por década/anos das categorias moderado, muito e extremamente de seco na região Médio Paraíba com base no índice SPI – 12 para a série temporal de 1967 a 2013.

Categorias (Absoluto/Percentual)	DÉCADAS/ANOS						TOTAL
	60	70	80	90	2000	2010-2013	
Mod. Seco	0	2	1	2	0	1	6
Muito Seco	1	0	0	0	0	0	1
Ext. Seco	0	0	1	0	0	0	1
TOTAL	1	2	2	2	0	1	8
Mod. Seco (%)	0	33,33	16,67	33,33	0	16,67	75
Muito Seco (%)	100	0	0	0	0	0	12,5
Ext. Seco (%)	0	0	100	0	0	0	12,5
TOTAL (%)	12,50	25	25	25	0	12,50	100

Na Figura 61 encontra-se a variabilidade temporal do comportamento do índice SPI – 12 para região do Médio Paraíba. A década de 60 mostrou um evento muito seco em 1968 (-1,69) - La Niña fraca. Entretanto, as décadas de 70, 80, 90 e o período de 2010/2013 registraram seis episódios de seca na categoria moderada nos anos de 1974 (-1,40) - La Niña fraca, 1977 (-1,28) - El Niño fraco, 1989 (-1,09) - Neutro, 1997 (-1,32) - El Niño muito forte, 1999 (-1,09) - La Niña moderada e 2011 (-1,07) - La Niña fraca. O único episódio de seca extrema foi observado na década de 80 em 1984 (-2,31) - La Niña fraca na região do Médio Paraíba.

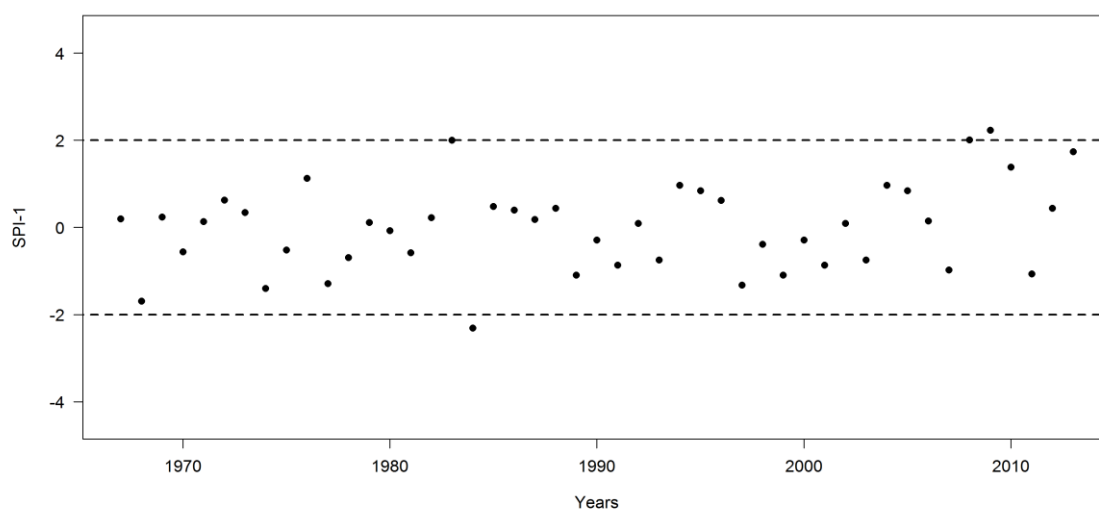


Figura 61. Variação temporal do índice SPI – 12 na região Médio Paraíba do ERJ.

3.5 Análise espacial do índice SPI -12

Com base no teste não-paramétrico de Pettitt (1979) foram identificados os anos de mudança abrupta na série temporal do índice SPI-12 baseado nos dados transformados pela Box Cox. Os anos identificados foram 1977 (El Niño fraco), 1984 (La Niña fraca), 1989 (Neutro), 1992 (Neutro) e 2002 (El Niño moderado), conforme Tabela 23. A análise espacial do SPI – 12 foi baseada no método de interpolação da Krigagem Ordinária (KO). A categoria próximo ao normal abrangeu a maioria das regiões de Governo do ERJ. Ela prevaleceu principalmente nas regiões Norte Fluminense, Baixadas Litorâneas e Costa Verde. Na demais regiões de Governo em algumas porções (SW), (SSW) (SE) e (NE). Tais porções se assemelham ao deslocamento preferencial S/SW/SE em direção a vertente da Serra do Mar voltada para o oceano, seguido do deslocamento de S/SW/SE em direção a vertente da Serra do Mar voltada para o oceano e da Serra da Mantiqueira voltada para o Vale do Paraíba identificados por Brito et al. (2016). Vale ressaltar que os principais sistemas meteorológicos atuantes nas regiões homogêneas de pluviométricas do ERJ e o deslocamento preferencial segundo as Serras do Mar e Mantiqueira no ERJ. A categoria moderadamente seco ocorreu regiões Metropolitana, Centro Sul Fluminense, Médio Paraíba, Serrana e Noroeste Fluminense. A categoria abrangeu as porções (SW), (NW) e (NNE) do ERJ. Outro aspecto refere-se que a categoria moderadamente seco ocorreu neste ano ao longo da cadeia montanhosa e na região Norte Fluminense.

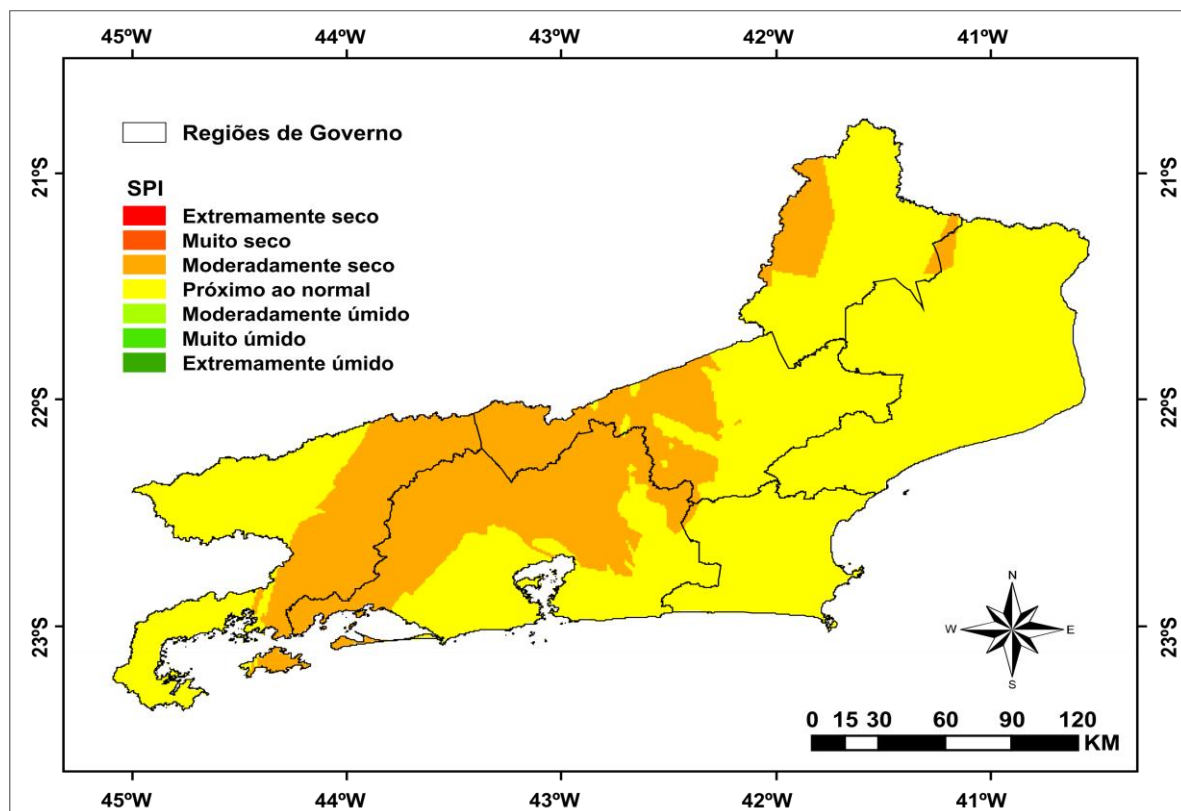


Figura 62. Análise espacial das categorias do índice SPI – 12 para o ano 1977 no ERJ.

Em comparação ao ano de 1977, a análise espacial do SPI-12 para o ano de 1984 mostrou mais uma categoria do índice SPI no ERJ. Novamente, a categoria próximo ao normal ocorreu neste ano, no entanto, apenas em uma porção da região Serrana, seguida das regiões Norte e Noroeste Fluminense do ERJ. A categoria próximo ao normal, prevaleceram nas porções (NE) e em parte da porção (ESE) do Estado. Porém, as maiores categorias na moderadamente seco e muito seco foram observadas nas porções (SE) e (SW) do Estado. A categoria moderadamente seco ocorreu regiões Metropolitana, Centro Sul Fluminense, Médio Paraíba, Costa Verde e Baixadas Litorâneas. Novamente, verifica-se que ambas as categoria moderadamente seco e muito seco ocorreram ao longo da cadeia montanhosa existente no estado. Como mencionado anteriormente, os sistemas meteorológicos atuantes no ERJ e o deslocamento preferencial segundo as Serras do Mar e Mantiqueira contribuíram para categorização neste ano do índice SPI-12.

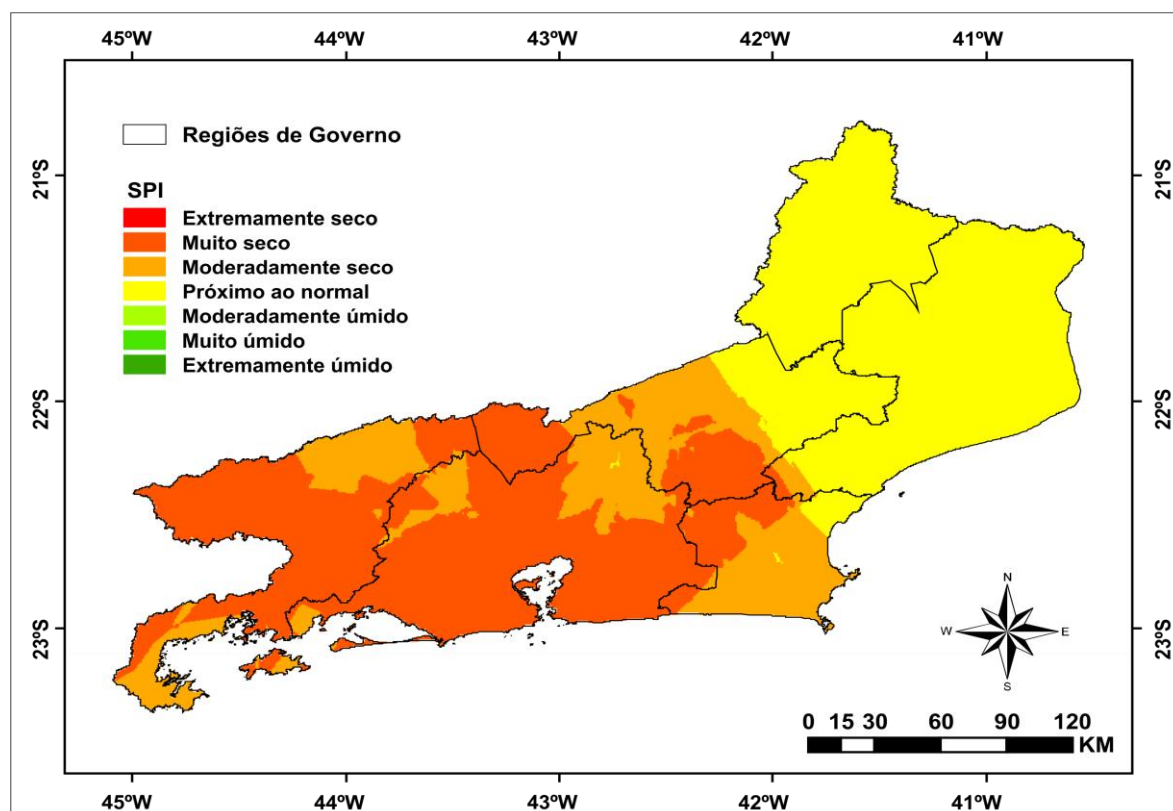


Figura 63. Análise espacial das categorias do índice SPI – 12 para o ano 1984 no ERJ.

Na Figura 64, a análise espacial do índice SPI-12 para o ano de 1989, considerado neutro (Tabela 23). Verifica-se novamente a categoria próximo ao normal na maioria das regiões de Governo do Estado, principalmente nas porções (NE), (E), (SE), (S), (SW) e (W). Porém, as regiões Noroeste Fluminense, e parte das regiões Serrana, Metropolitana e Centro Sul do Estado foram registrados episódios de seca moderadamente seca nas porções (ENE) e (WSW) do Estado. Vale ressaltar que a categoria moderadamente seca abrangeu na vertente da cadeia montanhosa voltada para interior neste ano.

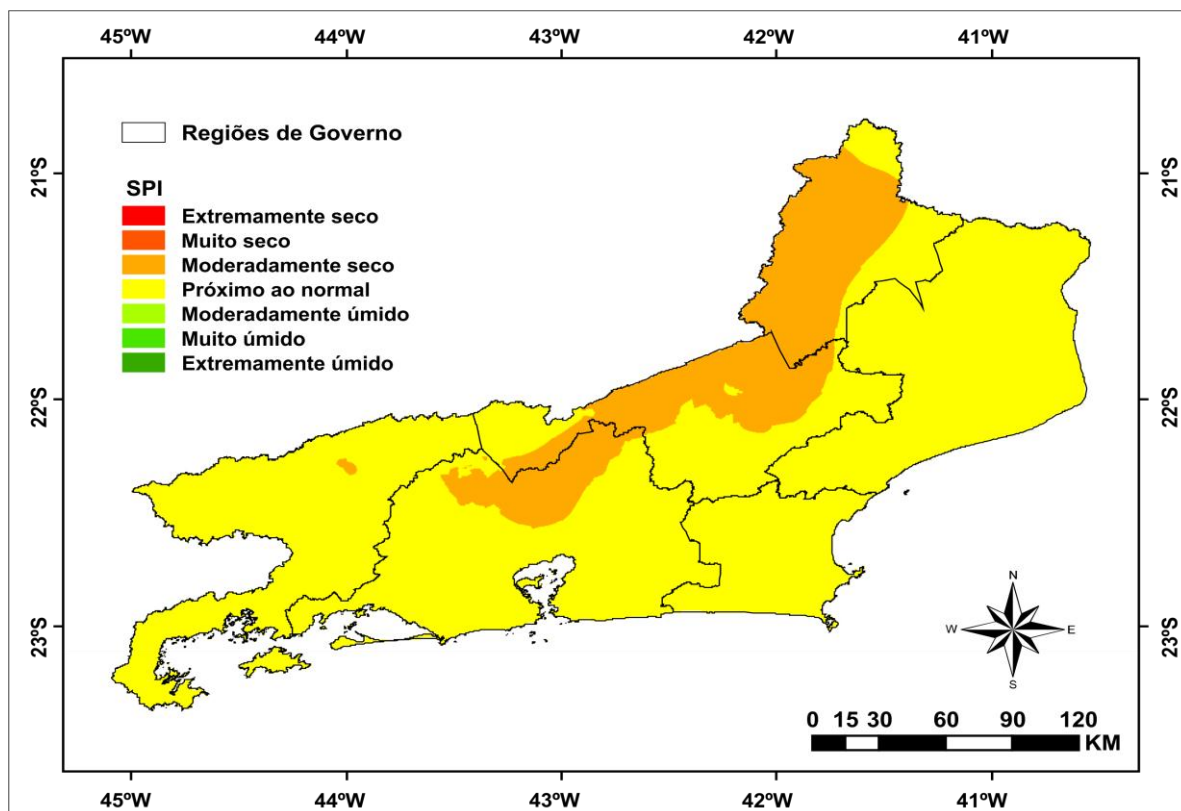


Figura 64. Análise espacial das categorias do índice SPI – 12 para o ano 1989 no ERJ.

Nas Figuras 65 e 66, observa-se a análise espacial do SPI-12 nos anos de 1992 e 2002. Verifica-se um comportamento similar nas regiões Norte e Noroeste Fluminense do ERJ. Os anos avaliados foram obtidos pelo teste de Pettitt, sendo caracterizados como neutro e de moderado El Niño (Tabela 23). Novamente, a categoria próximo ao normal foi registrada na maioria das regiões do Estado, principalmente nas porções (SE) e (S), (S) e (SW), (W) e (NW), sendo categorizados com de seca moderada nas porções (NE) do Estado. As regiões Noroeste Fluminense, e parte das regiões Serrana, Metropolitana e Centro Sul do Estado foram registrados eventos de seca moderada nas porções (ENE) e (WSW) do Estado.

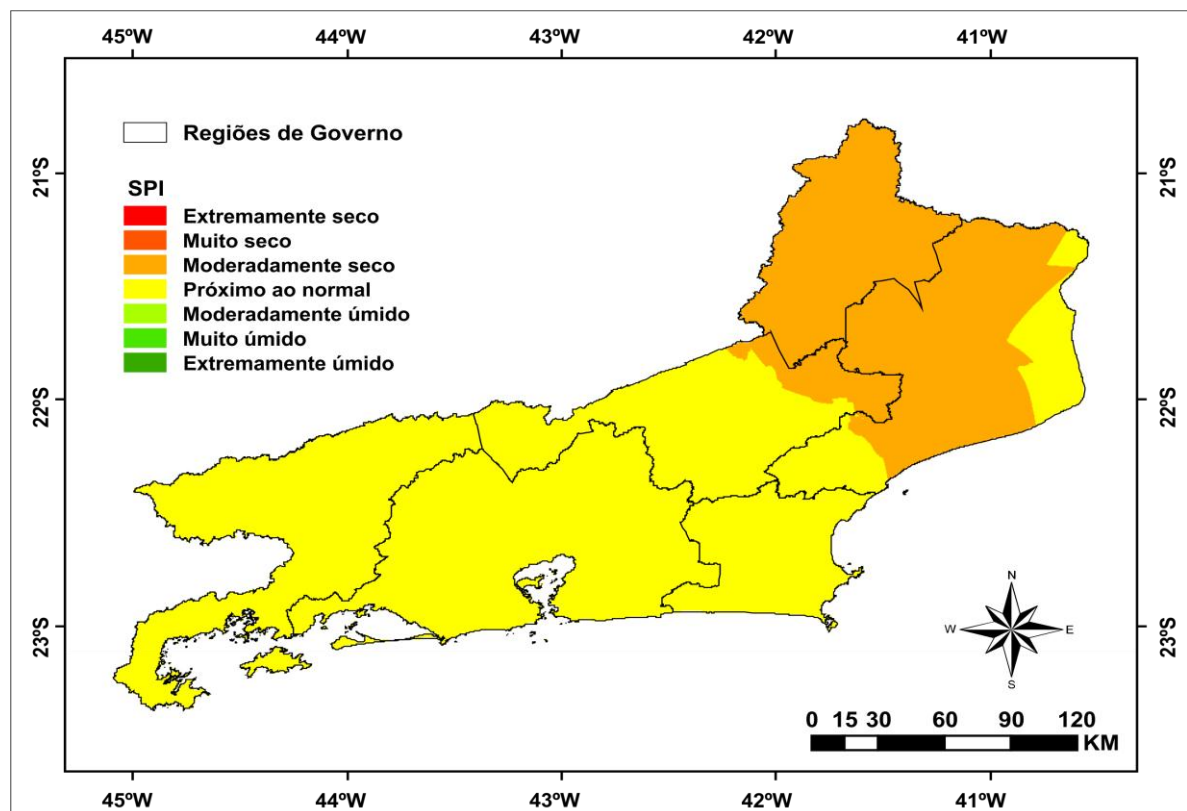


Figura 65. Análise espacial das categorias do índice SPI – 12 para o ano 1992 no ERJ

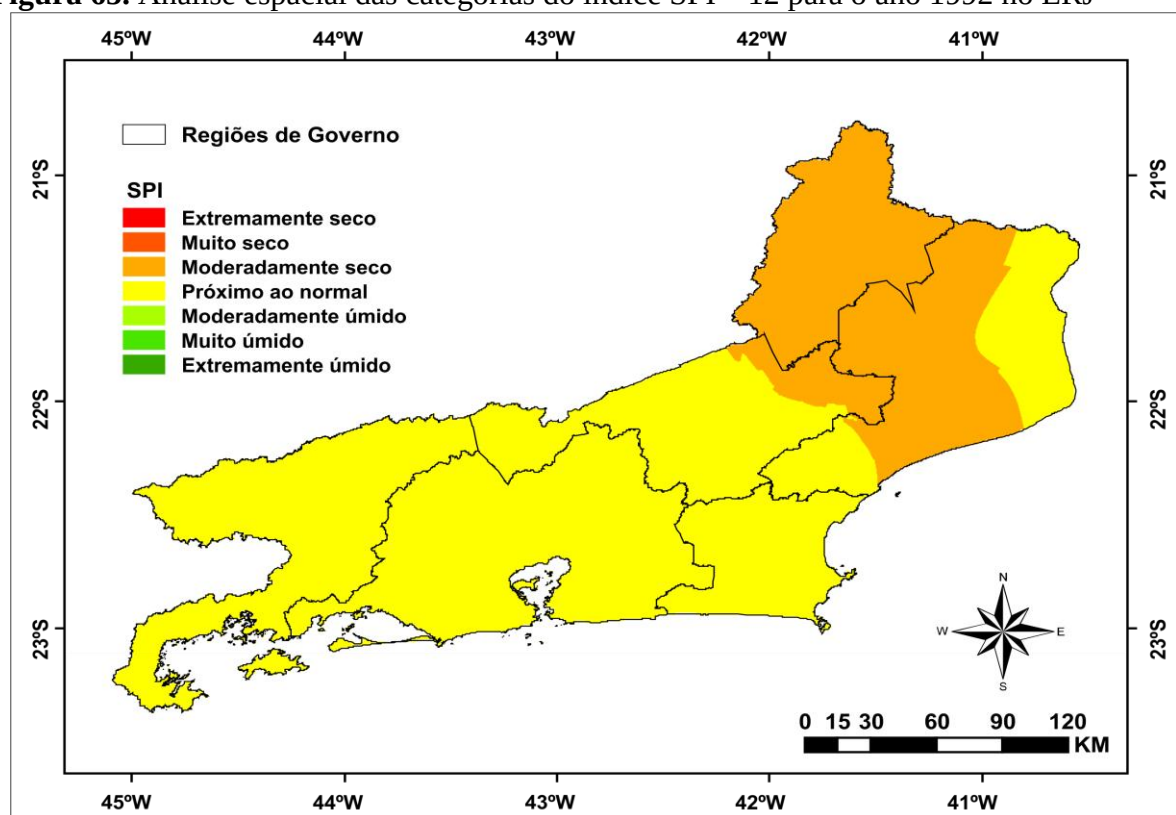


Figura 66. Análise espacial das categorias do índice SPI – 12 para o ano 2002 no ERJ.

4 CONCLUSÕES

Os testes de Shapiro Wilk e Bartlett aplicados a série temporal mensal de chuva sem tratamento (bruto) e à variável reduzida (z_i) da distribuição normal padronizada a 95% de probabilidade indicam a não-normalidade e nem homogeneidade da série temporal no estado do Rio de Janeiro. Em que, fica evidente ocorre uma alta sensibilidade da série temporal de chuva ao teste B, devido aos fatores como oscilações ou variabilidade, que não apresentam uma distribuição normal.

Os coeficientes de lambda obtidos da transformação Box Cox aplicada às séries temporais mensais de chuva para dados sem tratamento (bruto) e a variável reduzida (z_i) da distribuição normal padronizada não são eficiente para a estabilização da homogeneidade das variâncias. Fato confirmado pelo teste de Bartlett, em 99,58% e 100% dos meses. Sendo a eficiência observada apenas na estabilização da normalidade de 81,33% e 81,58% das frequências acumuladas mensais dos dados sem tratamento (bruto) e da variável reduzida (z_i), segundo o teste de Shapiro Wilk.

As análises dos métodos $(SPI_B - SPI_{Z_{BoxCox}})$ e $(SPI_T - SPI_{Z_{BoxCox}})$, para o SPI-1 indicam variações significativas dos parâmetros nas regiões Norte, Costa Verde, Baixada Litorânea e Metropolitana, com um desempenho moderado. Em que fica evidente um baixo desempenho do coeficiente de determinação nas regiões do Estado do Rio de Janeiro. Para o índice SPI-12 foi verificada uma alta dispersão significativa do coeficiente de correlação, seguido de um desempenho entre baixo a muito baixo, e baixos valores do coeficiente determinação. Que indicam uma baixa precisão das estimativas dos índices SPI por ambos os métodos $(SPI_B - SPI_{Z_{BoxCox}})$ e $(SPI_T - SPI_{Z_{BoxCox}})$.

Os erros EPE e RMSE não apresentaram variações significativas, em ambas as durações de 1 e 12 meses. Nota-se uma alta discrepância dos coeficientes r e c com o índice d no índice SPI-1 mês, comportamento contrário, é verificado pelo índice SPI-12 meses nas oito regiões de Governo do Estado do Rio de Janeiro. Os respectivos métodos $(SPI_B - SPI_{Z_{BoxCox}})$ e $(SPI_T - SPI_{Z_{BoxCox}})$ apresentam um péssimo desempenho.

As análises do comportamento do SPI-1 e 12 meses em diferentes regiões do ERJ. O índice SPI-1 apresenta alta variabilidade e maior intensidade em comparação ao índice de SPI-12 meses. As análises temporal/anual dos índices de SPI-1 e SPI-12 meses nas oito regiões de Governo do Estado mostram uma similaridade quanto ao comportamento das frequências de secas nas categorias moderadamente, muito e extremamente seco, sendo registradas no período de estudo, a exceção foi a década 60 com menor ocorrência de SPI em ambas as escalas.

O teste de Pettitt-P consegue identificar os anos de mudanças abruptas na série temporal do índice SPI-12 por meio dos dados transformados pela Box Cox. Os anos identificados são categorizados como El Niño fraco, La Niña fraca, Neutro e El Niño moderado. A análise espacial do SPI – 12 revela que a categoria próximo ao normal abrange a maioria das regiões de Governo do ERJ, principalmente nas regiões Norte Fluminense, Baixadas Litorâneas e Costa Verde. A categoria moderadamente seca abrange as regiões Metropolitana, Centro Sul Fluminense, Médio Paraíba, Serrana e Noroeste Fluminense.

Em suma, a aplicação dos testes paramétricos e não-paramétricos a série temporal mensal de chuva sem tratamento (bruto) e à variável reduzida (z_i) nas regiões de Governo é eficiente na detecção das hipóteses de normalidade e homogeneidade de variância da série temporal mensal de chuva e identificação, e na identificação de anos de mudanças abruptas na série temporal do índice SPI-12 no Estado.

A aplicação do SPI no Estado mostrar possíveis tendências de déficit hídrico em escalas menores (SPI-1) e seu agravamento com o aumento gradual da escala, sendo possível a identificação pontual por região de Governo que apóie análises em situações de emergência ou calamidade pública. Desta forma se faz necessárias adoção de novas metodologias com base em outros índices estatísticos, ferramentas matemáticas, baseados em outras variáveis climáticas e hidrológicas.

5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABRAMOWITZ, M.; STEGUN, I. A. Handbook of mathematical functions with formulas, graphs, and mathematical tables. New York: Dover, 1965. 1046 p.

ALLEY, W. M. The Palmer drought severity index: limitations and Assumptions. Journal of Climate and Applied Meteorology, v.23, n. 7, p.1100-1109, 1984.

ANDRÉ, R. G. B.; MARQUES, V. S.; PINHEIRO, F. M. A. Disponibilidade hídrica para a Região Norte Fluminense. Revista Brasileira de Agrometeorologia, v.13, n.1, p.135-142, 2005.

ANSARI, H.; DAVARI, K.; SANAINIJAD, S. H.. Drought monitoring with new precipitation and evapotranspiration index on fuzzy logic. Journal Water Soil, v. 24, n.1, : p. 38–52, 2010.

ANUNCIAÇÃO, Y. M. T.; ANDRÉ, R.G.B. Comparação de Índices de Seca para o Norte Fluminense. In: XVI Congresso Brasileiro de Meteorologia, 2010, Belém Pará. A Amazonia e o Clima Global, 2010.

ASSIS, F. N.; ARRUDA, H. V.; PEREIRA, A. R. Aplicações estatísticas de climatologia: teoria e prática. Pelotas: Ed. Universitária/UFPel, 1966. 161 p.

BARRA, T. S.; COSTA, J. M. N.; RAO, T. U. R.; SEDIYAMA G.C.; FERREIRA, W. P. M. & DANTAS NETO, F. S. Caracterização climatológica da severidade de secas do estado do Ceará-Brasil. Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental, v.6, n. 1, p.266-272, 2002.

BARTLETT, M. S. (1937) Properties of Sufficiency and Statistical Tests. Proc. Roy. Soc. Lond., 160^a, 268-282. Disponível em: Disponível em:<<http://www.gov.scot/Uploads/Documents/SFWP886.pdf>>. Acessado em 20 abr. 2015.

BEGERT, M.; SCHLEGEL, T.; KIRCHHOFER, W. Homogeneous temperature and precipitation series of Switzerland from 1864 to 2000. International Journal of Climatology, v.25, p.65–80, 2005.

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.

2005. 120f. Dissertação (Mestrado) - Programa de Pós-Graduação em Gestão de Recursos Agroambientais, Instituto Agronômico de Campinas, Campinas, 2005.
- BLAIN, G. C.; BRUNINI, O. Análise comparativa dos índices de seca de Palmer, Palmer Adaptado e índice padronizado de precipitação no estado de São Paulo. *Revista Brasileira de Meteorologia*, v.22, n.1, p.105-111, 2007.
- BLAIN, G. C.; BRUNINI, O. 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. *Revista Bragantina*, v. 64, n. 4, p.695-705, 2005.
- BOX, G. E. P.; COX, D. R. . An analysis of transformations. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, v. 26, p. 211-252, 1964. Disponível em <<http://www.ime.usp.br/~abe/lista/pdfQWaCMboK68.pdf>>. Acessado em 15 mai. 2015.
- BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Índices para a Quantificação da Seca: Fernandes et al. 2009, Documentos / Embrapa Arroz e Feijão, ISSN 1678-9644; 244. Goiás, 2009. 48p.
- CIRILLO, M. A., FERREIRA, D. F. Extensão do Teste para Normalidade Univariado Baseado no Coeficiente de Correlação Quantil-Quantil para o Caso Multivariado. *Rev. Mat. Estat. Revista de Matemática e Estatística*, v. 21, n. 3, p. 67–84, 2003.
- CLAUSEN, B.; PEARSON, C. P. Regional frequency analysis of annual maximum streamflow drought. *Journal of Hydrology*, n. 173, p. 111–130, 1995. doi:10.1016/0022-1694(95)02713-Y
- DAÍ, A., TRENBERTH, K.E., KARL, T.R. Global variations in droughts and wet spells: 1900–1995. *Geophysical Research Letter*, v.25, n.17, p.3367–3370, 1998.
- FERNANDES, D. S.; HEINEMANN, A. B. A. O. Estimativa da variação da produtividade do arroz em diferentes escalas temporais do índice SPI. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v. 46, p. 335-343, 2011.
- FEWS (Famine Early Warning System).Niger Food Security Emergency. Disponível em <http://www.fews.net>. 2005b.
- FEWS (Famine Early Warning System).Southern Sudan Food Security Emergency. Disponível em <http://www.fews.net>. 2005a.
- GIBBS, W. J. & MAHER, J. V., 1967. Rainfall Deciles as Drought Indicators. *Bureau of Meteorology Bulletin*, No. 48, Commonwealth of Australia, Melbourne.
- GOIS, G.; OLIVEIRA-JÚNIOR, J. F.; DELGADO, R. C.; MORAES, M. Severidade da seca no Estado do Tocantins e suas relações com os eventos de El Niño. *Revista Enciclopédia Biosfera*, v. 9, p. 1973 – 1989, 2013.
- GOIS, G.; SOUZA, J. L.; SILVA, P. R. T.; OLIVEIRA JÚNIOR, J. F. Caracterização da Desertificação no Estado de Alagoas Utilizando Variáveis Climáticas. *Revista Brasileira de Meteorologia*, v. 20, p. 301-314, 2005.
- GOOVAERST, P. *Geostatistics for natural resources evaluation*. New York: Oxford University Press, 481 p., 1997.
- GUTTMAN, G.B. Accepting the Standardized Precipitation Index: A calculation algorithm. *Index. Journal of the American Water Resources*, v.35, n.2, p. 311- 322, 1999.

- HAYES, M. J., SVOBODA, M.D., WILHITE, D.A. e VANYARKHO, O.V. Monitoring the 1996 drought using the Standardized Precipitation Index. *Bull.Am.Meteorol.Soc.* 80(3): p.429-438, 1999.
- HAYES, M. J.; SVOBODA, M. D.; WILHITE, D. A.; VANYARKHO, O. V. 1999. Monitoring the 1996 drought using the Standardized Precipitation Index. *Bulletin of the American Meteorological Society.* v.80, n.3, p.429-438. doi.org/10.1175/1520-0477(1999)080<0429:MTDUTS>2.0.CO;2
- HOPKINS, W. G. Correlation coefficient: a new view of statistics. 2000. Disponível em: <<http://www.sportsci.org/resource/stats/correl.html>>. Acesso em: 02 set. 2016.
- KARUNAKARA, U. Famine in Somalia: a man-made crisis. *The Guardian*, Set. 2011, Disponível em <http://www.guardian.co.uk/commentisfree/2011/sep/02/famine-somalia-africa-international-aid>.
- KEYANTASH, J. A., AND J. A. DRACUP (2004), An aggregate drought index: Assessing drought severity based on fluctuations in the hydrologic cycle and surface water storage, *Water Resour. Res.*, 40, W09304, doi:10.1029/2003WR002610.
- KUMAR, V., PANU, U., 1997. Predictive assessment of severity of agricultural droughts based on agro-climatic factors. *J. Am. Water Resour. Assoc.* 33 (6), 1255–1264.
- LEOTTI, V. B; A. R. BIRCK E J. RIBOLDI (2005) Comparação dos Testes de Aderência à Normalidade Kolmogorov-smirnov, Anderson-Darling, Cramer–Von Mises e Shapiro-Wilk por Simulação. 11º Simpósio de Estatística Aplicada à Experimentação Agronômica e a 50ª Reunião Anual da Região Brasileira da Sociedade Internacional de Biometria (RBRAS). Anais. Londrina, PR, Brasil.
- LOHANI, V.K. & LOGANATHAN, G.V., 1997. An early warning system for drought management using the Palmer Drought Index. *J. Am. Water Resour. Assoc.* 33 (6), 1375–1386.
- LOHANI, V.K., LOGANATHAN, G.V., MOSTAGHIMI, S., 1998. Long-term analysis and short-term forecasting of dry spells by Palmer Drought Severity Index. *Nordic Hydrol.* 29 (1), 21–40.
- MACEDO, M. J. H.; GUEDES, R. V. S.; SOUSA, F. A. S.; DANTAS, F. R. C. 2010. Análise do índice padronizado de precipitação para o estado da Paraíba, Brasil. *Revista Ambiente e Água.* v.5, n.1, p.204-214. doi:10.4136/ambi-agua.130
- McKEE, T. B., DOESKEN, N. J., KLEIST, J. The relationship of drought frequency and duration to time scales. In: *Proceedings of the 8th Conference on Applied Climatology.* AMS, Boston, MA, p. 179–184, 1993.
- McKEE, T. B.; DOESKEN, N. J.; KLEIST, J. Drought monitoring with multiple time scales. Preprints, In: *9th Conference on Applied Climatology*, 15-20 January, Dallas, TX, p. 233-236, 1995.
- NANDINTSETSEG, B.; SHINODA, M. (2013). Assessment of drought frequency, duration, and severity and its impact on pasture production in Mongólia. *Natural Hazards.* 66: p.995–1008. DOI 10.1007/s11069-012-0527-4
- NKEMDIRING, L. & WEBER, L., 1999. Comparison between the droughts of the 1930s and the 1980s in the Southern Prairies of Canada. *J. Climate* 12, 2434–2450.

- ÖZTUNA, D.; A. H. ELHAN E E. TÜCCAR (2006) Investigation of Four Different Normality Tests in Terms of Type 1 Error Rate and Power under Different Distributions. *Journal of Medicine Cincinnati*. v. 36, n. 3, p. 171–176.
- PALMER, W. C. Meteorological Drought. Research Paper, n.45, U. S. Department of Commerce Weather Bureau, Washington, D. C. 1965. 58p.
- PANOFISKY, H. A.; BRIER, G. W. Some applications of statistics to meteorology. University Park: Pennsylvania State University, 1958. 224 p.
- PETTITT, A. N. (1979) A non-parametric approach to the change-point problem. *Applied Statistics. Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)* 28: 126-135.
- ROMÃO, X.; DELGADO, R.; COSTA, A. (2010). An empirical power comparison of univariate goodness-of-fit of normality. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 5: 545-591, 2010. doi: 10.1080/00949650902740824.
- SAKAMOTO, C. M. (1978) The Z-index as a variable for crop yield estimation. *Agric. Meteor.* 19, 305–313.
- SANAJINEJAD, S. H.; ANSARI, H.; DAVARI, K.; MORID, S. (2003) Monitoring and assessment of drought severity in Mashhad at different time scales using Standardized Precipitation Index (SPI). *Journal Water Soil*. 17(2): p. 201–209.
- SANTOS, M. S. Caracterização espaço-temporal de secas utilizando ondaletas e o standardized precipitation index: Uma aplicação para a parcela mineira da bacia do Rio São Francisco. 163f Dissertação (Mestrado) - Pós-Graduação em Saneamento e Meio Ambiente e Recursos Hídricos, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte-MG, 2011.
- SANTOS, M. S. Caracterização Espaço-Temporal de Secas Utilizando Ondaletas e o Standardized Precipitation Index: Uma Aplicação para a Parcela Mineira da Bacia do Rio São Francisco. 2011, 196.p, Tese (Tese em Recursos Hídricos), Escola de Engenharia da UFMG – Universidade Federal de Minas Gerais.
- SCHLOTZHAVER, S. D. AND R. C. LITTELL (1999). *SAS System for elementary statistical analysis*. 2^a ed. Cary, NC: SAS Institute Inc., p.456.
- SHAPIRO, S. S. AND M. B. WILK (1965) An Analysis of Variance Test for Normality (Complete Samples). *Biometrika Trust, London*, v. 52, p. 591–609. 3/4 (Dec., 1965). Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2333709>>. (Acesso em: 24 jun.2016).
- SIMS, A.; NIYOGLI, D.; RAMAN, S. Adopting drought indices for estimating soil moisture: A North Carolina case study. *Geophysical Research Letters*, v. 29, n. 8, 1183, 2002.
- SMAKHTIN, V. U.; SCHIPPER, E. L. F. Droughts: the impact of semantics and perceptions. *Water Policy*, Colombo: Sri Lanka, IWA, n. 10, p. 131-143. 2008.
- SNEDECOR, G.; W, COCHRAN; WILLIAM, G.(1989). *Statistical Methods* (8th Ed.). Ames, Iowa: Blackwell Publishing Professional. ISBN 978-0-8138-1561-9. Retrieved 2011-08-05.
- SZALAI, S.; SZINELLI, C. S.; ZOBOKI, J. (2000) Drought monitoring in Hungary. In *Early*.
- THOM, H. C. S. Some methods of climatological analysis. Geneva: World Meteorological Organization, 1966. 53p. (WMO, 199, Technical Note, 81).
- TONKAZ, T. (2006) Spatio-temporal assessment of historical droughts using SPI with GIS in GAP Region, Turkey. *Journal of Applied Sciences*. v.12.n.6, p.2565-2571.

TORMAN, V. B. L., COSTER, R., RIBOLDI, J. (2012). Normalidade de variáveis: métodos de verificação e comparação de alguns testes não-paramétricos por simulação. *Revista Hospital das Clínicas Paraná*, 32: 227-234.

UNITED NATIONS CONVENTION TO COMBAT DROUGHT AND DESERTIFICATION (UNCCD). 1994. United Nations Convention to Combat Drought and Desertification in Countries Experiencing Serious Droughts and/or Desertification. Particularly in Africa. Paris

WEI, W. Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods. Pearson Books, second edition, 2006.

WILHITE, D. A.; GLANTZ, M. H. 1985. Understanding the drought phenomenon: the role of definitions. *Water International*. v.10, p. 111–120.

WILLEKE, G., J.R.M. HOSKING, J.R. WALLIS, AND N.B. GUTTMAN, (1994). The National Drought Atlas. Institute for Water Resources Report 94-NDS-4, U.S. Army Corps of Engineers.

WORLD METEOROLOGICAL ORGANIZATION (WMO). 1986. Report on Drought and Countries Affected by Drought During 1974–1985. WMO. Geneva. 118p.

YAZICI, B., YOLACAN, S. (2007). A comparison of various tests of normality. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 2: 175-183.

6 CONCLUSÃO GERAL

As séries temporais de dados pluviométricos são afetadas pela presença de falhas ou durante o processo de coleta, ou outro tipo de erro. Isso demonstra a necessidade de aplicação de ferramentas estatísticas, exploratória e descritiva dos dados sem tratamento (brutos) e, posteriormente o preenchimento das lacunas existentes nos dados. Baseado nisto, o produto 3B43 via satélite TRMM em conjunto com as normais climatológicas do INMET são adequados no preenchimento das falhas e na construção de uma nova série temporal voltada para o estudo do regime chuva no estado do Rio de Janeiro.

Os testes paramétricos de Shapiro-Wilks e Bartlett aplicados aos dados brutos da nova série preenchida mostraram a violação das hipóteses de normalidade e homogeneidade de variâncias da série temporal. Portanto, a transformação Box Cox é aplicada a série temporal mensal de dados brutos de chuva do Estado, que normalizou e estabilizou a variância dos dados nas regiões de Governo. O parâmetro λ obtido da transformação Box Cox mostra alta variabilidade, devido à maioria das estações do Estado encontrar-se na vertente da Serra do Mar voltada para o continente, onde o regime de chuva anual é influenciado pela interação da topografia com sistemas meteorológicos locais e sinóticos.

A análise descritiva da consistência dos dados da série temporal mensal de chuva (bruto) nas regiões do Governo do Estado mostra que os dados com probabilidade de ocorrência acima de 75% apresentam alta variabilidade temporal. Com base nas estatísticas, exploratória e descritiva dos dados brutos mensais de chuva nota-se um comportamento similaridade da mediana em todas as estações.

Baseado na análise multivariada, análise de agrupamento (AA) aos dados de chuva é possível identificar dois grupos pluviometricamente homogêneos (G_1 e G_2) nas regiões do Estado. O grupo G_1 sobressai nos maiores acumulados de chuvas no período anual em relação ao grupo G_2 , isso se deve ao tamanho dos grupos e a influência da topografia complexa nas estações pertencentes ao grupo G_2 . As estações pertencentes ao grupo G_1 se encontram localizadas na vertente da Serra do Mar voltada para o interior do continente e as demais na vertente da Serra do Mar voltadas para o Oceano Atlântico. No período sazonal o grupo G_1 apresenta maiores acumulados e percentuais nas estações de outono e verão em comparação as demais estações do ano e relação ao grupo G_2 . As estações com os maiores acumulados anuais e percentuais de chuva são Itamarati e Paraíba do Sul no grupo G_1 .

A aplicação do teste de SOCUM a série temporal de 71 anos de chuva nas escalas anual e sazonal nas estações utilizadas são consideradas homogêneas dentro dos níveis de significâncias de 1% e 5% de probabilidade da magnitude. Nas escalas, anual e sazonal os testes de Pettitt e SOCUM apresentam concordância quanto à identificação dos anos de possíveis mudanças abruptas significativas na série temporal de 71 anos. Na escala anual de chuva, os testes de Pettitt e SOCUM, a 5% de probabilidade, identificaram possíveis mudanças abruptas não significativas ou insignificantes na maioria das estações dos grupos G_1 e G_2 . O estimador da Inclinação da Curvatura Sem - S_e identifica aumento e diminuição não significativos ou insignificantes da magnitude das chuvas em todas as estações dos grupos G_1 e G_2 . O teste Mann-Kendall na escala anual aponta para existência de tendências não significativas de aumento de chuva nas localidades pertencentes aos grupos homogêneos, as exceções são às estações de Visconde de Mauá, Macabuzinho e Itamarati.

No geral, as estações de outono, inverno, primavera e verão apresentaram tendência não significativa de aumento das chuvas nas localidades pertencentes aos grupos G_1 e G_2 , as exceções são às estações de Três Irmãos e Macabuzinho, no inverno e verão. O teste de SOCUM mostra 39 episódios de ENOS na série temporal de 71 anos de chuva. Os eventos neutros são maiores na série juntamente com os eventos de El Niño forte e fraco. Os eventos menores na série são La Niña moderada, El Niño moderado, La Niña fraca e forte.

O teste Mann-Kendall aplicado ao índice EVI2 foi eficaz na detecção das tendências da vegetação no estado do Rio de Janeiro. Tendências insignificantes de crescimento da vegetação foram registradas nas regiões: Médio Paraíba, Serrana, Noroeste Fluminense e Metropolitana. Tendências insignificantes de diminuição da vegetação foram observadas nas regiões Norte Fluminense e Costa Verde e, por fim tendências significativas de diminuição da vegetação registradas nas regiões da Baixadas Litorâneas e Centro Sul Fluminense são observadas.

O teste não-paramétrica de Pettitt mostrou-se eficaz na identificação de mudanças bruscas não significativas de crescimento e diminuição da vegetação nas regiões do Médio Paraíba, Serrana, Norte Fluminense, Metropolitana, Noroeste Fluminense e Costa Verde nos respectivos, anos de 2003, 2004, 2005, 2006 e 2007 nos meses de outubro, novembro, maio e abril. Mudanças bruscas significativas de diminuição da vegetação são observadas nas regiões das Baixadas Litorâneas e Centro Sul Fluminense nos anos de 2006 e 2011 e meses de abril e maio.

A análise espacial do índice EVI2 no estado do Rio de Janeiro confirma os resultados do teste de Pettitt nos respectivos anos e meses identificados nas regiões do Médio Paraíba, Serrana, Norte Fluminense e Metropolitana, Noroeste Fluminense e Costa Verde de mudanças bruscas da vegetação de forma não significativa. Enquanto as regiões Centro Sul Fluminense e Baixadas Litorâneas foram verificadas mudanças bruscas na diminuição da vegetação de forma significativa.

A aplicação da Cadeia de Markov para os cenários futuros de mudanças na tendência da vegetação no estado do Rio de Janeiro mostra uma forte similaridade no crescimento e diminuição da vegetação. Segundo os prognósticos de mudanças dos cenários futuros de 1 a 2 anos, com intervalo de 7 anos são observados, respectivamente em todos os cenários futuros.

Os modelos de regressão lineares múltiplos explicam de forma satisfatória a variabilidade da temperatura do ar mensal no estado do Rio de Janeiro. Porém, valores não significativos são registrados na escala mensal para as Bases 1 e 3 nos coeficientes que representam a latitude e longitude.

Em relação ao desempenho dos modelos de regressão linear múltipla e simples, a Base 2 se sobressai em relação às demais, segundo os coeficientes de determinação e correlação com resultados satisfatórios das estimativas das temperaturas médias do ar no estado do Rio de Janeiro. As análises dos gradientes verticais de temperaturas médias mensais do ar mostra um decréscimo nas Bases 2 e 3 para cada 100 m de elevação, e um acréscimo é observado na Base 1. O fator latitude nas Bases 2 e 3, mostra um aumento de 10°, correspondente à queda na temperatura do ar. A RMSE não apresentou grandes diferenças em ambas as Bases adotadas. O desempenho dos modelos de regressão linear múltipla e simples com base no índice de Willmott aponta para um desempenho satisfatório para as Bases 2 e 3. Portanto, ambas as Bases 2 e 3 podem ser aplicadas sem ressalva ao estado do Rio de Janeiro.

Na determinação dos índices SPI-1 e SPI-12 via análise temporal nas oito regiões do Estado mostram uma similaridade quanto ao comportamento dos SPI-1 e 12. Sendo que as maiores e menores frequências de secas são registradas nas décadas 70, 80, 90, 2000 e no período 2010/2013, a exceção é na década de 60.

O teste de Pettitt identifica os anos de mudanças abruptas na série temporal do índice SPI-12, em 1977 (El Niño fraco), 1984 (La Niña fraca), 1989 (Neutro), 1992 (Neutro) e 2002 (El Niño moderado). A categoria próximo ao normal prevalece nas regiões Norte Fluminense, Baixadas Litorâneas e Costa Verde. E nas demais regiões de Governo. A categoria moderadamente seca prevalece nas regiões, Metropolitana, Centro Sul Fluminense, Médio Paraíba, Serrana e Noroeste Fluminense nas porções (SW), (NW) e (NNE) do Estado do Rio de Janeiro.

Em suma, a aplicação dos testes estatísticos, paramétricos e não-paramétricos, cadeia de markov, análise multivariada são ferramentas eficientes no processo de consistência da série temporal mensal de chuva e vegetação, na detecção das hipóteses de normalidade e homogeneidade de variância, na identificação de anos e meses de mudanças abruptas na série temporal e no desempenho da temperatura observada e estimada e, por fim no cálculo dos índices SPI-1 e 12 meses no Rio de Janeiro.

7 RECOMENDAÇÕES

Nos capítulos I, II, III, IV, V e VI foram aplicados testes estatísticos paramétricos, não-paramétricos, multivariados, estatística descritiva, análise de agrupamento, teste da soma cumulativa dos desvios da média (SOCUM), índice EVI2, cadeia de Markov e análise do desempenho dos modelos de regressão múltipla. Estes se mostraram eficientes na verificação da consistência, na variabilidade da série temporal, anual, sazonal, na tendência das chuvas, na tendência de crescimento e diminuição da vegetação e prognóstico de escala regional, na temperatura do ar e no SPI – 1 e 12 meses para a compreensão dos padrões e nas mudanças do regime de pluviométrico e temperatura do ar que afeta a disponibilidade de água para abastecimento e planejamento agrícola nas regiões do ERJ.

Para estudos futuros sugere-se:

- ✓ A utilização de novos pacotes estatísticos que visam identificar as hipóteses de normalidade e homogeneidade de variância na série temporal de dados de 71 anos do estado, que envolvam testes paramétricos e não-paramétricos, são esses: Jacabera, Levene, Fligner-Killeen e de Hartley. Porém, vale ressaltar que, para dados univariados, existem na literatura mais de 50 testes para se testar a hipótese de homogeneidade de variâncias;
- ✓ Emprego da técnica de *Wavelet* na identificação de padrões de chuva na série temporal de 71 anos, envolvendo atuação dos modos de variabilidade climática ENOS, ODP e Anomalia da Temperatura da Superfície do Mar do Atlântico de forma categórica;
- ✓ Emprego da técnica de Modelagem Numérica e Modelagem Hidrometeorológica na identificação de padrões de chuva na série temporal de 71 anos, no Estado do Rio de Janeiro;
- ✓ Novos trabalhos que utilizem dados oriundos do satélite TRMM (*Tropical Rainfall Measuring Mission*) via produto 3B43, para que se possa validar os já empregados;
- ✓ Outras metodologias e ferramentas matemáticas e computacionais (Análise Canônica, Componentes Principais e o Pacote *Random Forest*) que possibilitem a geração de mapas de suscetibilidade que estimem a probabilidade de ocorrência de possíveis tendências na vegetação ou na série temporal de 71 anos de dados das cinco regiões de Governo do Estado do Rio de Janeiro;
- ✓ Em relação ao desempenho dos modelos de regressão linear múltiplo outras ferramentas estatísticas (Pacote *hydroGof*) a aplicação da verificação do desempenho dos modelos de regressão nas regiões do estado do Rio de Janeiro
- ✓ A aplicação de novas metodologias como: variáveis climatológicas (precipitação e temperatura do ar) e índices (Índice de Severidade de Seca de Palmer – PDSI, Índice de Percentagem da Normal - IPN e o Método dos Decis – MD entre outros), que permitem quantificar e caracterizar a tendência do fenômeno seca nas regiões do estado do Rio de Janeiro.

ANEXOS

ANEXO A 1

Tabela 23, Classificação dos eventos de El Niño, La Niña e Neutro com seus respectivos anos, estações e intensidade baseada no Oceanic Niño Index (ONI)

Tipo ENOS	Estação		JJA	JAS	ASO	SON	OND	NDJ	DJF	JFM	FMA	MAM	AMJ	MJJ
WL	1950	-	1951	-0,6	-0,6	-0,5	-0,6	-0,7	-0,8	-0,8	-0,6	-0,2	0,2	0,4
WE*	1951	-	1952	0,5	0,7	0,8	0,9	0,7	0,6	0,5	0,4	0,4	0,4	0,2
WE	1952	-	1953	0,0	0,1	0,2	0,2	0,2	0,3	0,5	0,6	0,7	0,7	0,7
WE	1953	-	1954	0,7	0,7	0,8	0,8	0,8	0,7	0,7	0,4	0,0	-0,4	-0,5
WL	1954	-	1955	-0,5	-0,7	-0,7	-0,6	-0,5	-0,5	-0,6	-0,6	-0,7	-0,7	-0,6
ML	1955	-	1956	-0,6	-0,6	-1,0	-1,4	-1,6	-1,4	-0,9	-0,6	-0,6	-0,5	-0,4
*	1956	-	1957	-0,5	-0,5	-0,4	-0,4	-0,5	-0,4	-0,3	0,0	0,3	0,6	0,9
SE	1957	-	1958	1,0	1,2	1,1	1,2	1,3	1,6	1,7	1,5	1,2	0,8	0,6
WE	1958	-	1959	0,5	0,4	0,4	0,5	0,6	0,6	0,6	0,5	0,4	0,2	-0,2
	1959	-	1960	-0,3	-0,3	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,2	-0,1	0,0	-0,2
	1960	-	1961	0,0	0,1	0,2	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,1	0,0	0,2
	1961	-	1962	0,1	-0,1	-0,3	-0,3	-0,2	-0,2	-0,2	-0,2	-0,2	-0,3	-0,2
	1962	-	1963	-0,1	-0,2	-0,2	-0,3	-0,3	-0,4	-0,4	-0,2	0,1	0,2	0,4
ME	1963	-	1964	0,7	1,0	1,1	1,2	1,2	1,1	1,0	0,6	0,1	-0,3	-0,6
WL	1964	-	1965	-0,7	-0,7	-0,8	-0,8	-0,8	-0,8	-0,5	-0,3	-0,1	0,1	0,7
SE	1965	-	1966	1,0	1,3	1,6	1,7	1,8	1,5	1,3	1,0	0,9	0,6	0,2
	1966	-	1967	0,2	0,1	0,0	-0,1	-0,1	-0,3	-0,4	-0,5	-0,5	-0,5	0,0
WL	1967	-	1968	0,0	-0,2	-0,3	-0,4	-0,4	-0,5	-0,7	-0,8	-0,7	-0,5	0,2
WE	1968	-	1969	0,5	0,4	0,3	0,4	0,6	0,8	0,9	1,0	0,9	0,7	0,5
WE	1969	-	1970	0,4	0,5	0,8	0,8	0,8	0,7	0,6	0,4	0,4	0,3	-0,3
ML	1970	-	1971	-0,6	-0,8	-0,8	-0,8	-0,9	-1,2	-1,3	-1,3	-1,1	-0,9	-0,7
WL	1971	-	1972	-0,8	-0,7	-0,8	-0,8	-0,9	-0,8	-0,7	-0,4	0,0	0,3	0,8
SE	1972	-	1973	1,1	1,3	1,5	1,8	2,0	1,9	1,7	1,2	0,6	0,0	-0,8
SL	1973	-	1974	-1,0	-1,2	-1,4	-1,7	-1,9	-1,9	-1,7	-1,5	-1,2	-1,0	-0,8
WL	1974	-	1975	-0,6	-0,4	-0,4	-0,6	-0,7	-0,6	-0,5	-0,5	-0,6	-0,6	-0,8
SL	1975	-	1976	-1,0	-1,1	-1,3	-1,4	-1,5	-1,6	-1,5	-1,1	-0,7	-0,4	-0,1
WE	1976	-	1977	0,1	0,3	0,5	0,7	0,8	0,8	0,7	0,6	0,4	0,3	0,4
WE	1977	-	1978	0,4	0,4	0,5	0,6	0,8	0,8	0,7	0,4	0,1	-0,2	-0,3
	1978	-	1979	-0,4	-0,4	-0,4	-0,3	-0,1	0,0	0,0	0,1	0,2	0,3	0,1
WE	1979	-	1980	0,1	0,2	0,3	0,5	0,5	0,6	0,6	0,5	0,3	0,4	0,5
	1980	-	1981	0,3	0,2	0,0	0,1	0,1	0,0	-0,2	-0,4	-0,4	-0,3	-0,3
	1981	-	1982	-0,3	-0,3	-0,2	-0,1	-0,1	0,0	0,0	0,1	0,2	0,5	0,7
VSE	1982	-	1983	0,8	1,0	1,5	1,9	2,1	2,1	2,1	1,8	1,5	1,2	0,7
WL	1983	-	1984	0,3	0,0	-0,3	-0,6	-0,8	-0,8	-0,5	-0,3	-0,3	-0,4	-0,4
WL	1984	-	1985	-0,3	-0,2	-0,3	-0,6	-0,9	-1,1	-0,9	-0,7	-0,7	-0,7	-0,6
	1985	-	1986	-0,4	-0,4	-0,4	-0,3	-0,2	-0,3	-0,4	-0,4	-0,3	-0,2	0,0
ME	1986	-	1987	0,2	0,4	0,7	0,9	1,0	1,1	1,1	1,2	1,1	1,0	1,1

Legenda: WE=Weak El Niño, ME=Moderate El Niño, SE=Strong El Niño, VSE=Very Strong El Niño; WL=Weak La Niña, ML=Moderate La Niña, SL=Strong La Niña.