

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE CAMPINA GRANDE
CENTRO DE TECNOLOGIA E RECURSOS NATURAIS
UNIDADE ACADÊMICA DE CIÊNCIAS ATMOSFÉRICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM METEOROLOGIA**

TESE DE DOUTORADO

**EXPANSÃO DA SOJA NO CERRADO MARANHENSE: UMA ANÁLISE DA
INFLUÊNCIA ANTRÓPICA NO CLIMA REGIONAL**

VIRGÍNIA DE FÁTIMA BEZERRA NOGUEIRA

Orientadora: Prof^ª Dr^ª Magaly de Fátima Correia

Fevereiro de 2015

Campina Grande - PB

VIRGÍNIA DE FÁTIMA BEZERRA NOGUEIRA

**EXPANSÃO DA SOJA NO CERRADO MARANHENSE: UMA ANÁLISE DA
INFLUÊNCIA ANTRÓPICA NO CLIMA REGIONAL**

TESE DE DOUTORADO APRESENTADA À
UNIVERSIDADE FEDERAL DE CAMPINA GRANDE
COMO PARTE DAS EXIGÊNCIAS DO PROGRAMA DE
PÓS-GRADUAÇÃO EM METEOROLOGIA, PARA
OBTENÇÃO DO TÍTULO DE *DOUTOR EM
METEOROLOGIA*.

Campina Grande

Paraíba – Brasil

2015

FICHA CATALOGRÁFICA ELABORADA PELA BIBLIOTECA CENTRAL DA UFCG

N778e Nogueira, Virgínia de Fátima Bezerra.
Expansão da soja no cerrado maranhense : uma análise da influência antrópica no clima regional / Virgínia de Fátima Bezerra Nogueira. – Campina Grande, 2015.
145 f. : il. color.

Tese (Doutorado em Meteorologia) – Universidade Federal de Campina Grande, Centro de Tecnologia e Recursos Naturais, 2015.
"Orientação: Profa. Dra. Magaly de Fátima Correia".
Referências.

1. Mudança Climática. 2. ACP. 3. Teste Sequencial de Mann-Kendall. 4. Teste de Pettitt. 5. Teste Run. I. Correia, Magaly de Fátima. II. Título.

CDU 551.583(812.1)(043)

VIRGÍNIA DE FÁTIMA BEZERRA NOGUEIRA

EXPANSÃO DA SOJA NO CERRADO MARANHENSE: UMA ANÁLISE DA
INFLUÊNCIA ANTRÓPICA NO CLIMA REGIONAL

TESE APROVADA EM 27/02/2015

BANCA EXAMINADORA



Prof. Dra. MAGALY DE FÁTIMA CORREIA
Unidade Acadêmica de Ciências Atmosféricas
Universidade Federal de Campina Grande



Prof. Dra. CELIA CAMPOS BRAGA
Unidade Acadêmica de Ciências Atmosféricas
Universidade Federal de Campina Grande



Prof. Dr. ENILSON PALMEIRA CAVALCANTI
Unidade Acadêmica de Ciências Atmosféricas
Universidade Federal de Campina Grande



Dr. WEBER ANDRADE GONÇALVES
Centro de Monitoramento de Alerta de Desastre Naturais



Dra. MÔNICA CRISTINA DAMILÃO MENDES
Pesquisadora da UFRN

DEDICATÓRIA

*A meu esposo **Valner**,*

meu amor e fortaleza, meu porto seguro.

*A meu filho, **Micael Kaian**, e a minha filha, **Víviam Maria**,*

minhas razões de lutar por um mundo melhor e as provas reais de amor incondicional.

*A meu **pai, Manoel**, saudade, saudade,
saudade e meu amor para sempre.*

*A minha **mãe, Margarida**,
exemplo de força, fé, vida, caráter e solidariedade.*

*A meus irmãos **Paulo e Petrônio** e a minha irmã **Verônica**,
pelo amor e carinho.*

*À memória de **Nivaldo**, exemplo de fé, foi fiel a Deus até o fim.*

AGRADECIMENTOS

A Deus, por tudo, pela vida, por me fazer nascer em uma família tão especial que amo tanto, por meus presentes: meu marido e meus filhos, por todas as portas que abriu, abre e abrirá na minha vida e principalmente pela minha fé.

A Jesus, por me dar minha filha, por tocar em nós; a Nossa Senhora por sempre passar na minha frente aplainando os meus caminhos e abrindo os corações, e a São José, por cuidar da minha família.

A meu esposo, que esteve sempre ao meu lado, ajudando-me em tudo. Você foi o que mais se sacrificou por nossa família. Você é minha base. Meu anjo. Te amo. Aos meus anjos, meus presentes de Deus, Micael Kaian e Víviam Maria, desculpem a falta de tempo: vocês são meus oásis.

A meus familiares, minha mãe, que me ensinou a ter persistência, humildade e dedicação. Agradeço pelo caráter e valores. Você lutou muito; esta vitória também é sua. E a meu pai, que me ensinou que a vida deve ser levada com leveza, me ensinou o respeito e que somos todos iguais. A dor passou, mas a saudade não passa; isto nem o tempo curou.

A Petrônio, meu irmão, amigo e anjo, sempre me dando toques nos momentos certos. A Vera: sua luta, carinho e fé me comovem. Lembre você sempre foi referência para mim. A Paulo: você é a diversão em pessoa, porém nos momentos em que se precisou de apoio e cuidado, você estava lá. As minhas cunhadas Emília e Samara, agradeço a amizade e o carinho e também o cuidado com meus amados irmãos; a meus sobrinhos Marcele, Lucas, Manoel, Vitor, Camila, Pedro Neto, Caio e Cauã: amo vocês.

A dona Nelita e seu Vitoriano, obrigada pelo carinho e por estarem sempre presentes nas nossas vidas mesmo à distância. A Ney, Valnir, Naza, Valmir, Junior, Marcelo, Nay, Naninha, Juliana e Henrique, pelo carinho. Um agradecimento especial a “tia” Nelma, pela amizade e amor sincero que dedica a todos nós, especialmente a Micael.

A tia Alzira, Mônica, Madalena e Melânia por toda ajuda e carinho para com a minha mãe e a toda nossa família. Às tias: Liêta, Nice, Dite, Moça e Santinha, pelo carinho. Às primas e primos amados que são como irmãos e irmãs (Aninha, Leidinha, Nena, Lúcia, Josemar, Poliana, Germano, Julho, Jair, Janicleide, Moisés, etc...). A Betânia, Inês e Lêda, por toda ajuda a minha mãe.

A minha orientadora, Magaly de Fatima Correia, obrigada pela orientação e exigência: aprendi muito com você. Admiro bastante seu conhecimento e dedicação ao seu trabalho: Obrigada.

A Fabrício Daniel dos Santos Silva, pela gentileza de ceder os dados usados neste trabalho.

Ao aluno e amigo Aristodemo, por estar à disposição para ajudar. As amigas Taty, Maria e Antônio Oliveira (“filho”) pela amizade e acolhida em Pombal.

Aos membros da banca de qualificação: Prof.^a Dr.^a Djane Fonseca da Silva, Prof. Dr. Flávio Barbosa Justino e Prof. Dr. Paulo Jorge de Oliveira Ponte de Sousa; aos membros da banca de qualificação e de defesa: Prof.^a Dr.^a Célia Campos Braga e ao Prof. Dr. Enilson Palmeira Cavalcanti; aos membros da banca de defesa: Prof. Dr. Weber Gonçalves e Prof.^a Dr.^a Monica Cristina Damião Mendes, pela grande gentileza de aceitarem o convite para participar da banca, críticas e sugestões que muito contribuíram para enriquecer este trabalho.

Às irmãs Milla, Edivânia, Alessandra e Samira pela ajuda e companheirismo. Aos amigos da pós, às turmas de Dinâmica, Meso e de ACP: Geissa, Fernanda, Alexandra, Alex, Leandro, Anailton, Erica, Rafaela, Jonathan, Edicarlos, Milla e Francilene; se esqueci alguém me desculpem.

A Argemiro, Leandro Fontes, Jonathan e Edicarlos muito obrigada por toda a ajuda.

Aos professores: Ênio, Bernardo,IVALDO, Enilson, Manoel, Assis e Vicente e às professoras Célia e Regina. Foi um prazer reencontrá-los: admiro e aprendo muito com vocês.

À professora Amanda Natalia do departamento de estatística da UFCG, por toda ajuda, tempo despedido e presteza em responder aos e-mails.

A Divanete, por toda a ajuda e amizade.

Aos colegas do CCTA, em especial a Roberto Miranda, Lauter, Moisés, Cleidimário, Camilo, Paulo, Walker, Andréia e à amiga e colega de trabalho e “de longas datas”, Rosinete. Aos amigos da UFMA, Jorge, Ana Zélia, Jussara, Marcelo, Marcos, Rafael, Fred, Cláudia, Zé Maria e Telmo. Em especial à minha amiga e “mêrmã” Maryzélia e também a “Garotinha” (Dona Nery C. Furtado) pela amizade e apoio que me deram em Chapadinha e em São Luís.

Às minhas professoras do ensino infantil: minha primeira professora e prima Eva, à Tia Naninha e à Tia Hilda (professoras e tias amadas), à Dona Mercês (que me alfabetizou), à Dona Nanetes e à Dona Salete.

À tia, amiga e colega de profissão Dr^a Fátima, pelo aviso e apoio no concurso da UFMA, hospedagem em São Luís e principalmente pela amizade.

A minhas “filhinhas”: Mirlete, Vilmará e Dayane pelo carinho e amizade.

Às amigas de infância: Lais, Rosilene, Maria José, Edilsa, Telma, Verônica, Ana Zélia, ... Às amigas: Gracilene, Kátia, Joana e aos amigos: Heráclio, Roberto e Ricardo (Meteoro), Mailton, Ricardo, Aderson ...

Aos amigos que voltaram para minha vida nesta fase tão especial: o mundo dá muitas voltas; a Mônica Cristina (obrigada pelo apoio e força) e a BJ.

Aos amigos(as): à turma do ETER; Solange, Valéria e Gil (CAD); à turma do CPTEC (Solange, BJ, Kelen, Roberto Carlos, Mônica Cristina, Lemos, Mônica Gaúcha, Gláucia, Ana Ávila, Barbio e Luís; à turma da Previsão de Tempo (não dá para citar todos), Bottino, Rildo, Alex, Felipe, Paulo Kubota, David e a meu amigo Sérgio Calbete-in memória, Anete, Nuri,...). Às pessoas que ajudaram, mesmo sem saber.

A todos vocês, muito obrigada!!!

(PAI)

*“Não sei porque você se foi
Quantas saudades eu senti
E de tristezas vou viver
E aquela aduz não pode dar...
E na parede do meu quarto
Ainda está o seu retrato...”
Edson Trintade.*

Deus

*“Senhor eu sei que tu me sondas
Deus, tu me cercaste em volta
Tuas mãos em mim repousam
Tal ciência, é grandiosa
Não alcanço de tão alta
Se eu subo até ao céu
Sei que ali também te encontro
Se no abismo está minha alma
Sei que ali também me amas*

*“Transformar o medo em respeito, o respeito em confiança.
Descobrir como é bom chegar, quando se tem paciência.
E para chegar onde quer que seja, não é preciso dominar a força, mas a razão.
É preciso antes de mais nada, querer.”*

AMYR KLINK

“... ”

Sabemos que o homem branco não compreende o nosso modo de viver. Para ele um lote de terra é igual a outro. Sua voracidade arruinará a terra, deixando para trás apenas um deserto.

Vocês devem ensinar as suas crianças que o solo a seus pés é a cinza de nossos avós. Para que respeitem a terra, digam a seus filhos que ela foi enriquecida com as vidas de nosso povo. Ensinem as suas crianças, o que ensinamos às nossas, que a terra é nossa mãe. ...

Isto sabemos: a terra não pertence ao homem; o homem pertence à terra. ...

Vamos ver: de uma coisa sabemos que o homem branco venha, talvez, um dia descobrir, nosso Deus é o mesmo Deus. Ele é Deus da humanidade inteira e é igual sua piedade para com o homem vermelho e o homem branco. Esta terra é querida por ele e causar danos à terra é cumular de desprezo o seu criador. ...

Onde ficará o emaranhado da mata? Terá acabado. Onde estará a águia? Irá acabar. Restará dar adeus à andorinha e à caça; será o fim da vida e o começo da sobrevivência.”

A “carta” do Cacique Seattle.

De 1854 até hoje, confirmamos o que disse Seattle: “Minhas palavras são como as estrelas, que não empalidecem”

SUMÁRIO

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS.....	vi
LISTA DE FIGURAS.....	vii
LISTA DE TABELAS.....	x
RESUMO.....	xii
ABSTRACT.....	xiii
CAPÍTULO 1 – INTRODUÇÃO E OBJETIVOS.....	1
1.0 - INTRODUÇÃO	1
CAPÍTULO 2 – REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	5
2.1 – A SOJA NO BRASIL.....	5
2.2 - A SOJA EM CHAPADINHA.....	10
2.3 - EXIGÊNCIAS CLIMÁTICAS DA SOJA.....	12
2.4-SISTEMAS DE MACROESCALA ATUANTES NO ESTADO DO MARANHÃO/NEB.....	13
2.5 – FENÔMENOS DE VARIABILIDADE CLIMÁTICA GLOBAL (ENOS – DIPOLO DO ATLÂNTICO)	15
2.6 – SENSORIAMENTO REMOTO - ÍNDICE DE VEGETAÇÃO POR DIFERENÇA NORMALIZADA (IVDN/IVDN), TEMPERATURA DA SUPERFÍCIE E ALBEDO.....	19
2.7 - CRESCIMENTO AGRÍCOLA E MUDANÇAS CLIMÁTICAS.....	23
2.8 – TÉCNICA MULTIVARIADA - ANÁLISE EM COMPONENTES PRINCIPAIS (ACP).....	26
2.9- TESTES ESTATÍSTICOS NÃO PARAMÉTRICOS.....	31
CAPÍTULO 3 – MATERIAIS E MÉTODOS.....	35

3.1 – LOCALIZAÇÃO E DADOS.....	35
3.2 - DETERMINAÇÃO DA CLIMATOLOGIA REGIONAL E SAZONALIDADE DA PRECIPITAÇÃO E DA TEMPERATURA.....	37
<i>3.2.1 - CONTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DA PRECIPITAÇÃO SAZONAL EM RELAÇÃO À MÉDIA ANUAL.....</i>	<i>37</i>
<i>3.2.2 – ANOMALIA E VARIABILIDADE INTERANUAL DE PRECIPITAÇÃO.....</i>	<i>37</i>
3.3 - SENSORIAMENTO REMOTO.....	41
3.4 - ANÁLISE ESTATÍSTICA – TESTES PARAMÉTRICOS.....	44
<i>3.4.1 - T-STUDENT E ANÁLISE DE VARIÂNCIA (ANOVA).....</i>	<i>44</i>
<i>3.4.2 - REGRESSÃO LINEAR.....</i>	<i>47</i>
<i>3.4.3 - ANÁLISE EM COMPONENTES PRINCIPAIS – ACP.....</i>	<i>47</i>
<i>3.4.4 - ANÁLISE DE AGRUPAMENTOS (CLUSTERS).....</i>	<i>53</i>
<i>3.4.5 - RAZÃO DE MISTURA - ACP:.....</i>	<i>55</i>
3.5 - ANÁLISE ESTATÍSTICA – TESTES NÃO-PARAMÉTRICOS.....	56
<i>3.5.1 - TESTE RUN.....</i>	<i>57</i>
<i>3.5.2 - TESTE DE PETTITT.....</i>	<i>58</i>
<i>3.5.3 - MANN-KENDALL.....</i>	<i>59</i>
<i>3.5.3.1 - Método de Mann-Kendall (MK).....</i>	<i>59</i>
<i>3.5.3.2 - Teste sequencial de Mann-Kendall</i>	<i>61</i>
<i>3.5.3.3- Teste de Mann-Kendall Modificado (MKM).....</i>	<i>63</i>
CAPÍTULO 4 – RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	65
4.1 - CLIMATOLOGIA REGIONAL E SAZONALIDADE DA PRECIPITAÇÃO E DA TEMPERATURA.....	65
<i>4.1.1 - CONTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DA PRECIPITAÇÃO SAZONAL EM RELAÇÃO À MÉDIA ANUAL PARA FMA E AS 4 ESTAÇÕES DO ANO.....</i>	<i>67</i>
<i>4.1.2–VARIABILIDADE INTERANUAL DA PRECIPITAÇÃO DA CIDADE DE CHAPADINHA.....</i>	<i>68</i>

<i>4.1.3 - IMPACTO DA ATIVIDADE DO PLANTIO DA SOJA NA PRECIPITAÇÃO E TEMPERATURA.....</i>	73
4.2 -SENSORIAMENTO REMOTO.....	75
4.3 -AVALIAÇÃO ESTATÍSTICA – TESTES PARAMÉTRICOS	82
<i>4.3.1 - TESTE-T - IMPACTO DO PLANTIO DA SOJA NA RAZÃO DE MISTURA E NAS TEMPERATURAS.....</i>	82
<i>4.3.2 – ANÁLISE EM COMPONENTES PRINCIPAIS - ESTAÇÕES DO MARANHÃO.....</i>	87
<i>4.3.3 – ANÁLISE EM COMPONENTES PRINCIPAIS – MODO-P.....</i>	91
4.4 - ANÁLISE ESTATÍSTICA–TESTES NÃO-PARAMÉTRICOS.....	102
CAPÍTULO 5 – CONCLUSÕES E SUGESTÕES.....	127
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	130

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

- ACP - Análise de Componentes Principais
- ANTSM - Anomalias Normalizadas de TSM
- AP - anomalia de precipitação da estação
- APACEL - Associação dos Produtores Agrícolas do Cerrado
- APROSOJA BRASIL - Associação dos Produtores de Soja do BRASIL
- BN - Bacia Norte do Atlântico Tropical
- BS - Bacia Sul do Atlântico Tropical
- CISOJA – Centro de Inteligência da Soja
- CONAB – Companhia Nacional de Abastecimento
- CVRD - Cia. Vale do Rio Doce
- DPA - Dipolo do Atlântico
- EMBRAPA – Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária
- ENOS - El Niño/La Niña –Oscilação Sul
- IAF – Índice de Área Foliar
- IVDN - Índice de Vegetação por Diferença Normalizada
- JICA – Agência de Cooperação Internacional Japonesa.
- MVCG - Modos de Variabilidade Climática Global
- NEB - Nordeste do Brasil
- POLOCENTRO - Programa para desenvolvimento dos Cerrados
- PRODECER - Programa de Cooperação Nipo-Brasileiro para Desenvolvimento Agrícola do Cerrado
- TSM – Temperatura da Superfície do Mar

LISTA DE FIGURAS

Figura 1- A Expansão Geográfica da Soja no Brasil – 1960 a 1999	7
Figura 2: Evolução da soja no Brasil	8
Figura 3 - Localização da Cidade de Chapadinha-MA	35
Figura 4 – Localização e distribuição espacial das estações selecionadas no Estado do Maranhão	36
Figura 5 - Áreas do Oceano Pacífico Equatorial, Niño 1+2, Niño 3, Niño 3.4 e Niño 4. Áreas do oceano Atlântico Tropical, BN (Bacia Norte) e BS (Bacia Sul), associadas ao Padrão de Dipolo de anomalias de TSM no Atlântico. Adaptado de IRI (2013)	38
Figura 6 - Ciclo médio anual de precipitação da cidade de Chapadinha (de 1977 a 2012). As cores mais escuras destacam o trimestre (FMA) mais chuvoso	65
Figura 7 - Distribuição da precipitação para o verão, outono, inverno e a primavera para a cidade de Chapadinha (1977 a 2012)	66
Figura 8 – Climatologia das temperaturas máximas e mínimas para a cidade de Chapadinha	66
Figura 9 – AP (mm) para o trimestre mais chuvoso (FMA) nos anos de El Niño sobre o Pacífico Equatorial	70
Figura 10 - AP (mm/mês) para o trimestre mais chuvoso (FMA) nos anos de La Niña sobre o Pacífico Equatorial	70
Figura 11 - Distribuição do total anual da precipitação antes (azul) e depois (vermelho) do cultivo da soja. A linha horizontal indica a média climatológica	73
Figura 12 - Ciclo médio anual de precipitação para os períodos antes (1977 a 1999) e pós-cultivo da soja (de 2000 a 2012)	74
Figura 13 - Temperaturas médias mínimas (a) e máximas (b) de 1977 a 1999 e de 2000 a 2012	75
Figura 14 - Mapa de albedo da superfície (a) em 08 de outubro de 1990 e (b) em 15 de outubro de 2010	76
Figura 15 - Mapa do IVDN (a) em 08 de outubro de 1990 e (b) em 15 de outubro de 2010. O quadrado maior destaca a região de mata ciliar e os quadrados menores as áreas agrícolas e o círculo a área urbana	77

Figura 16 - Mapa de Temperatura da superfície (a) em 21 de junho de 1990, (b) em 15 de agosto de 2010	79
Figura 17 - Mapas de (a) IVDN, (b) albedo e (c) Temperatura da superfície em 04 de fevereiro de 2010	81
Figura 18 - Componentes 1 e 2 no espaço rotacionado	89
Figura 19 – Séries temporais dos 1º e 2º Fatores comuns (escores) para os meses de fevereiro e março dos anos de 1977 a 2012	90
Figura 20 - Componentes rotacionadas das séries anuais do conjunto de variáveis	94
Figura 21 - Séries temporais dos 1º e 2º Fatores comuns (escores) para o período anual	94
Figura 22 – Dendograma resultante da análise objetiva para o período anual dos escores dos 36 anos (1977 a 2012)	95
Figura 23 - Componentes rotacionadas do período chuvoso do conjunto de variáveis	97
Figura 24 – Séries temporais dos 1º e 2º Fatores comuns (escores) para o período chuvoso	97
Figura 25 - Dendograma resultante da análise objetiva para o período chuvoso dos escores dos 36 anos (1977 a 2012)	98
Figura 26 - Componentes rotacionadas do período seco do conjunto de variáveis	100
Figura 27 – Séries temporais dos 1º e 2º Fatores comuns (escores) para o período seco	100
Figura 28 - Dendograma resultante da análise objetiva para o período seco dos escores dos 36 anos (1977 a 2012)	101
Figura 29 – (a) Estatísticas $u(tn)$ e $u^*(tn)$ do teste de Mann-Kendall e (b) estatística $k(t)$ do teste de Pettitt para a precipitação anual. As linhas horizontais tracejadas correspondem ao intervalo de confiança de 95%	108
Figura 30 – Estatística $u(tn)$ e $u^*(tn)$ do teste de Mann-Kendall e estatísticas $k(t)$ do teste de Pettitt para a precipitação (períodos chuvoso e seco). As linhas horizontais tracejadas correspondem ao intervalo de confiança de 95%	109
Figura 31 – Estatísticas $k(t)$ do teste de Pettitt para os trimestres. As linhas horizontais tracejadas correspondem ao intervalo de confiança de 95%	109

- Figura 32** – Estatísticas $u(tn)$ e $u^*(tn)$ do teste de Mann-Kendall para precipitação. As linhas horizontais tracejadas correspondem ao intervalo de confiança de 95% **110**
- Figura 33** – Estatísticas $u(tn)$ e $u^*(tn)$ do teste de Mann-Kendall e $k(t)$ do teste de Pettitt estatísticas para a temperatura máxima. As linhas horizontais tracejadas correspondem ao intervalo de confiança de 95% **112**
- Figura 34** - Estatísticas $u(tn)$ e $u^*(tn)$ do teste de Mann-Kendall e estatística $k(t)$ do teste de Pettitt para a temperatura máxima. As linhas horizontais tracejadas correspondem ao intervalo de confiança de 95% **114**
- Figura 35** - Estatísticas $u(tn)$ e $u^*(tn)$ do teste de Mann-Kendall (anual) e estatística $k(t)$ do teste de Pettitt (anual, períodos chuvosos e seco) para a temperatura mínima. As linhas horizontais tracejadas correspondem ao intervalo de confiança de 95% **118**
- Figura 36** - Estatísticas $u(tn)$ e $u^*(tn)$ do teste de Mann-Kendall e estatística $k(t)$ do teste de Pettitt para a temperatura mínima. As linhas horizontais tracejadas correspondem ao intervalo de confiança de 95% **120**
- Figura 37** - Estatísticas $u(tn)$ e $u^*(tn)$ do teste de Mann-Kendall e estatística $k(t)$ do teste de Pettitt para a Razão de Mistura anual e dos períodos chuvoso e seco. As linhas horizontais tracejadas correspondem ao intervalo de confiança de 95% **122**
- Figura 38** - Estatísticas $u(tn)$ e $u^*(tn)$ do teste de Mann-Kendall e estatística $k(t)$ do teste de Pettitt para a razão de mistura. As linhas horizontais tracejadas correspondem ao intervalo de confiança de 95% **124**

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Coordenadas das posições das estações no Maranhão	36
Tabela 2 – Relação entre o valor crítico t_0 , o nível de significância desejado e o valor da correlação	41
Tabela 3 - Contribuição percentual do Período mais Chuvoso (FMA), do Verão, do Outono, do Inverno e da Primavera para o Total Anual de Precipitação (%)	68
Tabela 4 - Lista dos anos selecionados em que foram observados os fenômenos El Niño e La Niña e as duas fases do Dipolo do Oceano Atlântico Tropical	69
Tabela 5 - Valores dos coeficientes de determinação, correlação, percentual da determinação (r^2) e os valores calculados de t , entre as anomalias do período chuvoso (DJFMAM) e as anomalias de TSM dos Niños e Bacias Norte (BN) e Sul (BS) do Atlântico. Valores significativos a 99%	72
Tabela 6 - Teste-t para as séries (Chapadinha-Caxias), com $\alpha = 0,05$, para razão de mistura, temperatura máxima e temperatura mínima. Os sinais (+) e (-) indicam aumento e diminuição significativa no valor do parâmetro, respectivamente. A tendência de aumento e diminuição é indicada por > e <, respectivamente	83
Tabela 7 - Teste F para as séries (Chapadinha-Caxias), com $\alpha = 0,05$, para razão de mistura. $F_{crítico} = 4,26$. Rejeita-se H_0 se $F_{obs} > F_{crítico}$	84
Tabela 8 - Teste F para as séries (Chapadinha-Caxias), com $\alpha = 0,05$, para temperatura mínima. $F_{crítico} = 4,26$. Rejeita-se H_0 se $F_{obs} > F_{crítico}$	85
Tabela 9 - Teste F para as séries (Chapadinha-Caxias), com $\alpha = 0,05$, para temperatura máxima. $F_{crítico} = 4,26$ Rejeita-se H_0 se $F_{obs} > F_{crítico}$	86
Tabela 10 - Autovalores, a porcentagem explicada da variância e a acumulada para cada componente e as cargas rotacionadas pelo método VARIMAX	87
Tabela 11 - Matriz de Componentes Rotacionadas e Não-Rotacionadas para razão de mistura	88
Tabela 12 - Síntese dos resultados mensais obtidos com o teste KMO	92
Tabela 13 - Valores Próprios (autovalores) e porcentagens da Variância Explicada e Acumulada para as séries anuais	92
Tabela 14 - Valores Próprios (autovalores) e porcentagens da Variância Explicada e Acumulada para o período chuvoso	96

Tabela 15 - Valores Próprios (autovalores) e porcentagens da Variância Explicada e Acumulada para o período seco	98
Tabela 16 – Regressão linear para a razão de mistura	103
Tabela 17 – Testes de Run e Regressão Linear para as séries de precipitação e temperaturas máximas e mínimas	104
Tabela 18 – Sumário das estatísticas S e ZMK (<i>Método de Mann-Kendall</i>) e o p -valor, variância ($\text{Var}(S)=5390$)	106
Tabela 19 – Resumo das estatísticas de Pettitt e de Mann-Kendall para as variáveis razão de mistura e temperatura mínima	125
Tabela 20 – Sumário das estatísticas S e MKM e o p -valor, variância $V^*(s)$	126

RESUMO

A avaliação das conexões entre degradação ambiental no bioma Cerrado e mudanças climáticas constitui o foco central desta pesquisa. Nos últimos anos a intervenção humana em biomas ricos em biodiversidade, que é de grande importância para o país, aumentou consideravelmente provocando alterações significativas no ciclo hidrológico. O impacto dessas intervenções exige a realização de pesquisas com abordagens mais específicas, que permitam aprimorar o conhecimento sobre os impactos de influências antrópicas no clima regional e evidenciar a urgência de medidas mitigadoras. Os procedimentos de análise se basearam na caracterização ambiental da área através de informações de satélite (sensoriamento remoto), e detecção de mudanças no padrão de comportamento de variáveis atmosféricas resultantes da transformação da vegetação nativa em áreas agrícolas (monocultura da soja) na região de Chapadinha-MA. Técnicas estatísticas, incluindo análise multivariada (análise fatorial em análise de componentes principais) e testes paramétricos (teste – t, teste F / análise de variância) e não paramétricos (teste Sequencial de Mann-Kendall / teste de Pettitt), foram usadas como principais ferramentas de investigação. Os resultados indicam que o processo de degradação da vegetação nativa (Cerrado) na região de Chapadinha teve início antes da entrada da soja; no entanto, a sojicultura foi determinante para tornar significativa este impacto no clima. Evidências de impacto de mudanças antrópicas foram detectadas nas temperaturas máxima e mínima. O aumento significativo nos valores das temperaturas extremas é um indício importante de que a degradação no Cerrado pode contribuir no processo de desertificação na região analisada.

Palavras-chave: ACP, mudança climática, teste Sequencial de Mann-Kendall, teste de Pettitt, teste Run

ABSTRACT

The evaluation of the connections between environmental degradation in the Cerrado biome and climate change is the central focus of this research. In recent years human intervention in biomes rich in biodiversity, which is of great importance for the country has risen sharply causing significant changes in the hydrological cycle. The impact of these interventions requires conducting research with more specific approaches, which allow improve knowledge about the impacts of anthropogenic influences on regional climate and highlight the urgent need for mitigation measures. Screening procedures were based on environmental characterization of the area through satellite information (remote sensing), and detection of changes in the pattern of behavior of atmospheric variables resulting from the processing of native vegetation in agricultural areas (Soy monoculture) in the Chapadinha region -MA. Statistical techniques, including multivariate analysis (factor analysis in principal component analysis) and parametric tests (t - test, test F / ANOVA) and nonparametric (Sequential Mann-Kendall / Pettitt test) were used as main research tools. The results indicate that the native vegetation degradation process (cerrado) in the region Chapadinha started before soybean input; however, the sojicultura was crucial to make this significant impact on the climate. Impact evidence of anthropogenic changes were detected in maximum and minimum temperatures. The significant increase in extremes of temperature values is an important indication that the degradation in the Cerrado can contribute to the process of desertification in the region analyzed.

Keywords: ACP, climate change, Sequential Mann-Kendall, Pettitt test, Run test

CAPÍTULO 1 – INTRODUÇÃO E OBJETIVOS

1.0 - INTRODUÇÃO

O Estado do Maranhão, localizado no Nordeste do Brasil (NEB) limita-se, ao norte, pelo Oceano Atlântico; a leste, pelo Estado do Piauí; ao sul e sudoeste, pelo Tocantins e a noroeste pelo Pará. Climatologicamente, é considerada uma região de transição entre a floresta Amazônica e o semiárido, o que reflete na variedade da vegetação.

É um Estado muito vulnerável, do ponto de vista social e climático, principalmente os setores nordeste e leste do Estado, apontados como a nova fronteira agrícola do Brasil, submetidos a grande intervenção antrópica e que podem provocar alterações no clima local considerando-se que essas áreas estão localizadas em uma região de grandes contrastes sociais e naturais (entre o mar, região semiárida e floresta amazônica).

O Maranhão abrange cinco Mesorregiões Geográficas: Norte Maranhense, Oeste Maranhense, Centro Maranhense, Leste Maranhense e Sul Maranhense divididas em 21 Microrregiões Geográficas, compreendendo o total de 217 municípios (MONTES et al., 1997). A microrregião de Chapadinha se encontra na mesorregião leste.

A Cidade de Chapadinha situada a 230 km do Oceano Atlântico, encontra-se relativamente próxima de áreas com floresta Amazônica e enorme plantações de soja. Neste contexto a cidade constitui um polo de desenvolvimento urbano, tecnológico e agrícola sobre o nordeste maranhense. Apesar dos problemas de infraestrutura básica, saúde pública etc., é uma cidade de suma importância para os municípios vizinhos visto que recorrem aos serviços por ela oferecidos, sobretudo a estrutura de hospitais, bancos e comércio que cada vez mais se estabelecem fortemente na região. Esses municípios vivem, basicamente, da agricultura e pecuária, que são dois setores econômicos extremamente dependentes do clima. Sem mencionar a vegetação nativa, tipicamente cerrado, extremamente sensível às variações da chuva e da temperatura.

A mudança do uso da terra pode provocar alterações no tempo e no clima locais; por outro lado, eles são determinantes para o tipo e estado da vegetação terrestre (SILVA et al., 2012). O Brasil possui seis biomas terrestres sendo a Amazônia o maior em extensão territorial e o Cerrado, o segundo. O Cerrado é constituído com diferentes fisionomias, possuindo desde a formação campestre (campo limpo, campo cerrado) até florestas com dossel fechado em composição com sub-bosques (cerrado sensu stricto, cerradão). Apesar da grande relevância do bioma, o Cerrado está ameaçado pelo desmatamento que cresce de forma desordenada e acelerada (GUSMÃO, et al., 2012). Estimativas recentes indicam que cerca da metade da área original do Cerrado foi modificada nas últimas quatro décadas.

O Cerrado brasileiro é alvo da explosão agrícola no país. No entanto, no Estado do Maranhão o solo desse bioma possui baixo teor nutricional e é ácido; adicionam-se, a isto, ciclos periódicos de queimadas que, em poucos anos, pode tornar inviável a produção em nível comercial. Esta situação produziu um processo migratório das lavouras em busca de novas áreas de plantio (SILVA et al., 2009).

Em decorrência de alguns fatores, como redução de áreas disponíveis no Sul do Estado e amparado pelos governantes locais, a prática do plantio de soja vem substituindo extensas áreas de vegetação nativa e de árvores de grande porte na região de Chapadinha; em consequência há o aumento das queimadas associado ao ambiente mais seco e ao ressecamento da mata nativa relatados nos periódicos do Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais – INPE.

O cultivo da soja ocorreu, inicialmente, na Região Sul do Brasil; essa produção se expandiu para todo o país a partir da década de 90. A região Centro-Oeste foi a mais utilizada, sobremaneira o bioma Cerrado produzindo, hoje, mais da metade da soja do país, devido ao clima e ao relevo propícios ao cultivo da soja. A grande preocupação é que este bioma possui uma biodiversidade elevada, sendo ecologicamente sensível e será impactada de forma negativa tanto pela taxa de produção como pelos métodos empregados na expansão do cultivo. Assim, faz-se necessário analisar a intervenção humana no sentido de mitigar esses impactos negativos (EMBRAPA, 2005).

Os principais aspectos que despertam o interesse da expansão da soja em biomas como o Cerrado e a Floresta Amazônica são: a forma acelerada do processo de expansão, o desemprego no campo, desmatamento, perda da biodiversidade, contaminação das águas e do solo pelo uso de herbicidas, inseticidas e fungicidas, com efeitos colaterais sobre a vegetação adjacentes e sobre o sistema hídrico e biológico (CARNEIRO et al., 2008).

A soja no Maranhão cresceu, no período de 1990 a 2005, 24 vezes mais que a expansão da soja no Brasil, que teve um crescimento de 102%. Na microrregião de Chapadinha o plantio de soja se iniciou no ano de 2000, com 411 ha e em seis anos já correspondia a 78% da produção no Leste maranhense. O regime pluviométrico, o tipo de solo, grandes extensões de terreno plano e de baixo custo, além de uma infraestrutura de escoamento da produção que conta com estradas e a proximidade de um porto, foram os principais atrativos para a expansão da soja na região de Chapadinha (IBGE, 2007). Cultivo este que tem ocupado grandes áreas sem nenhum planejamento ambiental e em detrimento da vegetação nativa.

Moradores pioneiros de Chapadinha afirmam que houve uma mudança no clima da cidade, no vento, na precipitação e principalmente que ocorreu um aumento nas temperaturas nos últimos anos e associam essas modificações com o início do cultivo da soja na região. Esta é uma região rica em contrastes naturais que se mantém em pleno processo de alteração de sua superfície; além disto, não se avaliou o impacto ambiental, em termos de clima, associado à expansão do cultivo da soja. O avanço contínuo da fronteira agrícola sobre as áreas do Cerrado Maranhense merece atenção e os impactos dessa intervenção devem ser avaliados com técnicas específicas que possam comprovar as alterações climáticas locais resultantes da expansão da monocultura da soja na região. Adicionando conhecimento sobre a interação da intervenção antrópica com a mudança climática nesta área de Cerrado Nordeste ressaltando a necessidade de medidas mitigadoras. Assim se investigou, neste trabalho, se as alterações antrópicas com a substituição da vegetação nativa por extensas áreas com soja, influenciaram o microclima da cidade de Chapadinha-MA.

Especificamente, pretende-se:

- a) Realizar uma climatologia de precipitação e de temperatura para a cidade de Chapadinha – MA, enfocando a sazonalidade e a contribuição percentual de cada estação na precipitação anual;
- b) Estudar a Variabilidade Interanual da Precipitação investigando a influência dos Modos de Variabilidade Climática Global (MVCG), o ENOS (El Niño/La Niña) e Dipolo do Atlântico (DPA), na precipitação local;
- c) Utilizar imagens de satélite processadas com resultados de componentes do saldo de radiação (temperatura da superfície, albedo e Índice de Vegetação por Diferença Normalizada - IVDN), uma do período anterior à soja e outra pós-soja, na tentativa de identificar se a mudança do uso da terra pode ser verificada nos valores desses componentes indicando que houve alteração no balanço de radiação;
- d) Estudar o impacto do plantio da soja sobre as variáveis meteorológicas na cidade de Chapadinha utilizando-se testes paramétricos: Análise de Variância e análise multivariada (Análise em Componentes Principais - ACP);
- e) Utilizar testes estatísticos não-paramétricos para determinar se, realmente, houve uma mudança climática significativa em Chapadinha: O teste de Pettitt foi utilizado para identificar se há ponto de descontinuidade na série temporal de Chapadinha e o teste de Mann-Kendall para verificar a existência de possíveis tendências.

CAPÍTULO 2 - REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 - A SOJA NO BRASIL

A soja (*Glycine max* (L.) Merrill) é originada da China; segundo Rocha (2009) constituía a base da alimentação do povo chinês há mais de 5.000 anos; surgiu do cruzamento natural entre duas espécies de soja selvagem que foram melhoradas por pesquisadores chineses tornando-se uma espécie de grande importância econômica.

Após a Primeira Guerra Mundial os Estados Unidos começam a usar o farelo da soja, juntamente com o milho, como fonte de alimentação para animais. A partir daí a soja se espalhou por diversos países (SCHLESINGER et al, 2008).

No Brasil, o cultivo da soja surgiu em 1882, foi trazida dos Estados Unidos pelo professor Gustavo Dutra para a realização de pesquisas na Escola de Agronomia da Bahia, estudada como planta forrageira (SCHLESINGER et al, 2008; CISOJA, 2013). Em 1891 foram realizados experimentos com cultivares, no Instituto Agrônomo de Campinas, em São Paulo. Em 1900/1901, em São Paulo, foram distribuídas as primeiras sementes e realizados os primeiros cultivos no estado do Rio Grande do Sul (EMBRAPA, 2003).

No início, o cultivo da soja obteve resultados positivos nos estados da Região Sul devido às condições climáticas similares às da região de origem (EMBRAPA). No Brasil apenas no início da década de 60 a produção passa a escala comercial no Rio Grande do Sul. A partir daí, a soja (cultivo de verão) foi escolhida para ser cultivada em rotação com o trigo (cultivo de inverno), o que trazia uma série de benefícios para os agricultores pois compartilhavam o solo, as máquinas e os insumos agrícolas. Este período ficou conhecido como “Revolução Verde” (SCHLESINGER et al., 2008).

Na década de 70 ocorreu um grande avanço da soja sobre o território brasileiro, predominantemente na Região Sul (SCHLESINGER et al., 2008). A “modernização conservadora”, que beneficiou grandes e médios produtores, foi uma tentativa dos governos pós-golpe de estado de adotar uma política agrícola voltada para a

“modernização do latifúndio”, oposto à reforma agrária, que não ocorreu em virtude do golpe de estado de 1964 (DELGADO, 2013).

Entre 1970 e 1979 a área plantada com soja no Brasil crescia mais de seis vezes, passando de 1,3 para 8,8 milhões de hectares, em razão da à crescente demanda mundial por farelo de soja para alimentação animal, em especial na Europa e no Japão (CISOJA, 2013). Outros fatores, além do citado acima, que contribuíram para o rápido crescimento no Brasil, foram: uma redução drástica da pesca na costa do Peru devido ao fenômeno El Niño, a soja foi usada como substituto da farinha de peixe na ração para animais, usada na América do Norte e na Europa; a diminuição da produção por problemas climáticos quando os EUA impuseram uma moratória às suas exportações de soja; o crescimento da avicultura brasileira e mundial; por fim, a ocorrência de uma superprodução de café fez o governo brasileiro premiar os produtores que erradicassem seus cafezais, visando restabelecer os preços internacionais (SCHLESINGER et al, 2008).

Em 1974 é criado o Programa de Cooperação Nipo-Brasileiro para Desenvolvimento Agrícola do Cerrado – PRODECER, com financiamento da JICA – Agência de Cooperação Internacional Japonesa. Além desse outros programas foram decisivos para o desenvolvimento da soja no cerrado, como o POLOCENTRO que é o Programa para desenvolvimento dos Cerrados (FEARNSIDE, 2006). A Embrapa Soja foi criada em 1975 (APROSOJA BRASIL, 2014).

A partir dos anos 80 a soja se estendeu para o Cerrado, experimentando uma vasta região que abrange o chamado polígono dos solos ácidos, ou seja: Triângulo Mineiro, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Goiás, Tocantins, sul do Maranhão, sul do Piauí e oeste da Bahia. A expansão para essas novas áreas se deveu, basicamente aos estudos de fertilização dos solos do Cerrado, à sua topografia plana que é favorável à mecanização, e ao desenvolvimento de plantas aptas à região (CISOJA, 2013).

Entre 1990 e 2007 a área plantada com soja no Brasil cresceu aproximadamente 114%. Neste período merece destaque o aumento da área plantada com soja na região Centro-Oeste (+6,4 milhões de hectares) e na região Nordeste (+1,2 milhão de hectares), representando a consolidação dessas regiões como aquelas da fronteira agrícola da soja

(SCHLESINGER et al, 2008). Um resumo da expansão da área ocupada pela soja no Brasil pode ser visto na figura a seguir:



Figura 1- A Expansão Geográfica da Soja no Brasil – 1960 a 1999. Fonte: Aprosoja

Dados recentes da CONAB (2014) indicam um provável aumento da área cultivada com soja no Brasil entre 2014/2015 de 1,4 a 5,5% (426,8 a 1.663,6 mil hectares).

Estima-se que a cadeia produtiva da soja reúna, no País, mais de 243 mil produtores e um mercado de 1,4 milhão de empregos. Atualmente, 70% da produção de grão, óleo e farelo de soja, são exportados. Dos 100% da safra brasileira 44% são exportados do grão in natura, 7% vão para outros usos (estoque) e 49% são processados. Da parte processada 79% resultam em farelo dos quais 52% são exportados, 48% vão para consumo doméstico (ração animal) e o restante da parte processada, 21%, resulta no óleo, dos quais 23% são exportado e 77% vão para o consumo doméstico (alimentação e biodiesel) (APROSOJA MT, 2013).

Existem, atualmente, no país, várias instituições, empresas, ONG's e universidades desenvolvendo projetos de pesquisas em diversas áreas (agronomia, economia etc.), voltados para agronegócio da soja exclusivamente, ou também para a soja; dentre as várias instituições pode-se citar: a Embrapa Soja, a CISOJA (Centro de Inteligência da Soja), a Embrapa Meio-Norte, a APROSOJA Brasil (Associação de Produtores de Soja do Brasil), a APROSOJA MT (Associação de Produtores de Soja e Milho do Mato Grosso) e o Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – ESALQ/USP, etc.

Em apenas quatro décadas a produção de soja cresceu quase 260 vezes, o que determinou uma série de mudanças sem precedentes na história do país. Na Figura 2 observa-se este crescimento em produtividade e em área plantada no Brasil, no período de 1960 a 2003. A agricultura comercial (o agronegócio) no Brasil surgiu graças à soja, que, inicialmente, foi auxiliada pelo trigo. O crescimento da sojicultura provocou a modernização do sistema de transportes, a expansão da fronteira agrícola, o crescimento do comércio internacional, enriqueceu a dieta alimentar dos brasileiros, acelerou a urbanização do país através da interiorização da população brasileira, favoreceu a tecnificação de outras culturas e induziu a interiorização da agroindústria nacional; tudo isto resultou em aceleração da mecanização das lavouras brasileiras (EMBRAPA SOJA, 2004).

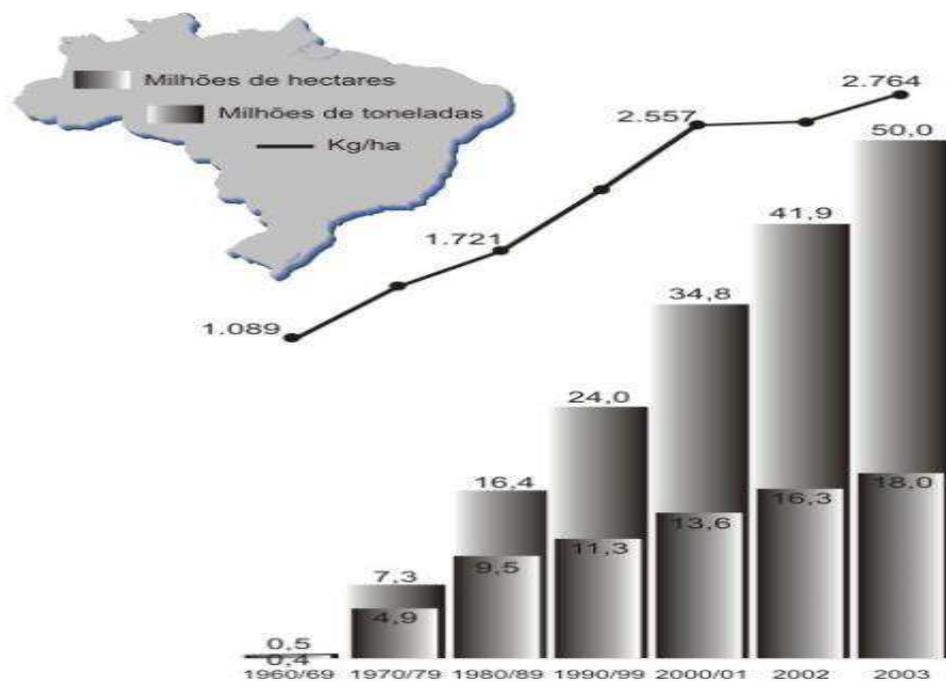


Figura 2 - Evolução da soja no Brasil. Fonte: Retirada da Embrapa Soja (2004)

A expansão do cultivo da soja em grande escala no Maranhão é um processo recente. O primeiro indicador de produção de soja a constar nas estatísticas da Produção Agrícola Municipal do IBGE, é de 1978. A produção sojícola se consolidou no sul do Maranhão e avançou para outras regiões do estado, no final do século XX, principalmente para o centro e o leste maranhense. A expansão para o leste maranhense começou na década de 1990 mas só se consolidou no final dessa década. Em 2006 o leste maranhense

foi responsável por 10% do total plantado no Maranhão, fazendo com que esta região fosse eleita pela mídia nacional como uma nova fronteira da produção de soja no Brasil.

A expansão da soja no Maranhão se deve sobretudo aos incentivos oferecidos pelo Estado e à concentração em grandes propriedades; outro fator decisivo foi o investimento feito pela Cia. Vale do Rio Doce, na região (CVRD). No início dos anos noventa a CVRD lançou o “Programa do Corredor de Exportação Norte” cujo objetivo era o desenvolvimento econômico e social das regiões do sul do Maranhão, do sudoeste do Piauí e do nordeste do Tocantins, conforme documento de 1991 da então Secretaria de Desenvolvimento Regional. Segundo Carneiro et al. (2008), o que favoreceu este desenvolvimento, segundo o programa da CVRD, foram a existência de dois milhões de hectares de cerrados inexplorados (no documento do programa está citado como “não explorados racionalmente”), o reduzido custo do transporte da produção sojícola, graças à existência das ferrovias Norte-Sul, Carajás-Ponta da Madeira e o baixo custo de operação do porto de Ponta da Madeira, em São Luis/MA.

O PRODECER investiu alguns milhões de dólares no período 1993-1998, o que favoreceu a implantação com mais força da soja nos estados do Maranhão e Tocantins. O que determinou a expansão da soja no leste maranhense, segundo o Presidente da APACEL (Associação dos Produtores Agrícolas do Cerrado Leste Maranhense), foi a construção, pela CVRD, de uma estrutura para armazenamento e exportação de soja pelo porto de Itaqui devido à localização privilegiada da região, que esta apenas 250 quilômetros do local de escoamento e conta com uma rodovia (BR-222) para o transporte da produção de grãos (CARNEIRO e VIEIRA, 2008).

Especificamente para a microrregião de Chapadinha, a expansão da sojicultura se consolidou em meados do ano 2000. Mas, segundo Carneiro e Vieira (2008), duas décadas antes já havia um processo de expansão do agronegócio no setor leste do Maranhão com a implantação de plantios de eucalipto, em 1980 no município de Urbano Santos e no final da década de 80 em toda a microrregião de Chapadinha por uma empresa encarregada da extração de carvão vegetal visando à produção de ferro.

2.2- A SOJA EM CHAPADINHA

A economia da microrregião de Chapadinha era caracterizada pela produção agroextrativista e de agricultura camponesa. Essa agricultura familiar se caracterizava pela combinação do extrativismo vegetal (babaçu, carnaúba, bacuri, pequi etc.) e pela criação de animais. Na região, o uso das terras é classificado como de *chapada* e dos *baixões*. As atividades agrícolas são desenvolvidas nessas últimas e o extrativismo animal, nas áreas de *chapada*. A agricultura familiar produzia mandioca, feijão e arroz, nas áreas mais baixas e úmidas; já nas áreas de *chapadas* se dava a criação de caprinos e suínos (CARNEIRO e VIEIRA, 2008).

Botelho e Diniz (2012) analisaram a implantação e a expansão do agronegócio da soja na microrregião de Chapadinha e seus impactos sobre os territórios da agricultura familiar, os aspectos da estrutura social camponesa analisando, ainda, os efeitos sobre sua economia. Concluíram que haverá dispersão e perda do lugar de grupos sociais que habitavam, há séculos, na região e com eles todos os conhecimentos e culturas baseados nas diversas formas de manejo. Esses pesquisadores ainda relataram que a sojicultura implicará em desmatamento, tanto dos *baixões* como das áreas de *chapada*, que eram usadas para a caça, o extrativismo vegetal e de plantas medicinais (amora-*Maclura tinctoria*, ameixa-*Prunus domestica*, aroeira-*Astronium fraxinifolium*, hortelã-*Mentha spicata*, o angico-*Anadenanthera falcata*, mangaba brava-*Hancornia speciosa*, aroeira-*Schinus terebinthifolius*, açoita cavalo-*Luehea divaricata* e a janaguba-*Himatanthus drasticus*), que também têm importância comercial.

Os impactos ambientais da sojicultura na microrregião de Chapadinha-MA foram analisados por Presoti (2008) considerando o aspecto do ecossistema aquático através da análise dos níveis de contaminação por agrotóxicos decorrentes da sojicultura e de implicações dessas contaminações de agrotóxico na comunidade fitoplanctônica. Os estudos foram realizados na microbacia do Rio Preto, afluente do Rio Munim. O autor concluiu que a sojicultura vem ocasionando contaminação da água, por resíduos de agrotóxicos, também usado no período em que a terra não está sendo ocupada com a soja mas com outras culturas.

Na microrregião de Chapadinha, o plantio da soja tem início em meados de janeiro e, dependendo da cultivar, pode ter ciclo longo ou curto, terminando em meados de maio a junho (EMBRAPA, 2005).

Costa et al. (2011) analisaram a evolução do uso agrícola do solo e a atual distribuição espacial da vegetação nativa e suas consequências sobre o Cerrado na área de abrangência do município de Chapadinha. Os autores constataram que a vegetação natural vem sendo alterada pela ação antrópica. Relataram ainda, que após a introdução do cultivo da soja ficou mais evidente a substituição acelerada da vegetação nativa pela produção agrícola. Os resultados indicaram que as áreas ocupadas com agricultura de subsistência, como arroz, milho, feijão e mandioca, estão perdendo espaço para o cultivo da soja. Os autores concordam que em pouco tempo se alcançará uma área de grandes dimensões do município de Chapadinha.

Entre os estudos voltados para questões sociais relacionados com a substituição da agricultura familiar pela monocultura da soja, se destaca Miranda (2011), ao mostrar que a expansão da soja no Sul do Maranhão tem sido um processo marcado por contradições, mobilizações e conflitos, muitas vezes resultados de disputas entre diferentes estratégias políticas. Outra contribuição foi dada por Gaspar (2010) que investigou a formação histórica e sociológica daquela microrregião identificando a origem social e as práticas agrícolas assimiladas, as condições sociais e as estratégias de deslocamento e fixação dos “gaúchos” com base na análise das trajetórias familiares.

Vários outros estudos na área agrícola tendo as variedades e outras vertentes da soja nesta região como foco principal, vêm sendo desenvolvidos. Montalvan et al. (2006), avaliaram linhagens e cultivares de ciclo precoce em Chapadinha-MA na safra 2003/04. Os resultados mostraram que a cultivar BRS 219 (Boa Vista) foi a mais produtiva, com 3.815 kg/ha, seguida de duas linhagens em teste; outras cultivares padrão, como o BRS Tracajá e o Monsoy 8866 ocuparam a quarta e a nona colocações no ranking com 3.534 e 3.393 kg/ha, respectivamente.

Silva et al. (2010) investigaram a densidade ideal de plantas que resultasse em menor competição intraespecífica, permitindo melhorar o aproveitamento dos recursos

disponíveis para o rendimento de grãos da soja, na microrregião de Chapadinha. Os autores encontraram densidades de 355.555 e 288.888 plantas ha⁻¹ e as variedades Pirarara e Tracajá como sendo as mais indicadas para a microrregião.

Em função do seu potencial produtivo a soja ocupa posição de destaque na economia brasileira justificando a necessidade de pesquisas no sentido de aperfeiçoar seu cultivo e reduzir o risco de prejuízos. A soja é considerada planta de dias curtos e noites longas, razão por que grande parte da área mundial cultivada com essa cultura está localizada em latitudes maiores que 30°, prevalecendo condições de clima temperado. O Brasil representa uma exceção dentro desse contexto. O desenvolvimento dessa tecnologia genuinamente brasileira, produz sementes de “cultivares tropicais” e que tem permitido a exploração da soja em regiões antes consideradas inaptas para seu cultivo comercial (ROCHA, 2009).

2.3 - EXIGÊNCIAS CLIMÁTICAS DA SOJA

A água é fundamental para as plantas; atua em quase todos os processos fisiológicos e bioquímicos e constitui 90% de peso da planta. A demanda por água na cultura da soja é gradativa com seu desenvolvimento atingindo seu máximo durante a floração-enchimento de grãos (7 a 8 mm/dia), decrescendo após este período. A deficiência hídrica durante este período provoca alterações fisiológicas na planta desde o fechamento dos estômatos e o enrolamento das folhas que resulta na queda prematura das folhas e de flores e abortamento das vagens provocando redução do rendimento de grãos (EMBRAPA SOJA, 2004).

Rocha (2009) sugere que as regiões aptas à cultura da soja são as que apresentam boa distribuição de precipitações pluviais (500-700 mm) durante o ciclo.

Os principais fatores climáticos observados na aclimatação de um genótipo de soja para determinada região, são o fotoperiodismo e a temperatura (ROCHA, 2009). Segundo publicação da EMBRAPA (2004), a temperatura ideal para o crescimento e desenvolvimento da soja está em torno de 30°C.

A luz solar é um dos fatores fundamentais para as plantas e determina seu desenvolvimento, influenciando a floração, a germinação das sementes, o crescimento de caules e folhas etc. O fotoperíodo representa o período de luz solar de determinado lugar; depende da latitude e da estação do ano. A soja é classificada como planta de dias curtos mas existe uma ampla variabilidade genética de resposta às exigências fotoperiódicas (ROCHA, 2009).

Uma grande descoberta obtida por melhoristas brasileiros foi a identificação dos genes que causam atraso na floração da soja, fundamental para possibilitar o cultivo da soja em regiões de baixa latitude, principalmente nas áreas do Cerrado brasileiro (ROCHA, 2009).

2.4 – SISTEMAS DE MACROESCALA ATUANTES NO ESTADO DO MARANHÃO/NEB

A interação entre os sistemas de macroescala influencia diretamente no maior sistema causador de chuva do Estado do Maranhão, a Zona de Convergência Intertropical (ZCIT). A ZCIT, devido às suas características físicas e suas variações espaciais e temporais, é responsável pelas maiores diferenças sazonais das chuvas na região tropical. A ZCIT tem influência primordial no clima de várias regiões nos trópicos como, por exemplo, no norte da Região Nordeste do Brasil (NEB), onde a estação chuvosa depende fortemente da posição da ZCIT (COELHO et al., 2004).

Por estar localizada no ramo ascendente da célula de Hadley, a ZCIT tem papel fundamental na manutenção do balanço térmico global pois atua na transferência de calor e de umidade dos baixos níveis da atmosfera tropical para os níveis superiores da troposfera e para as latitudes médias e altas. O Maranhão se localiza na faixa tropical, em que os fatores atmosféricos e oceânicos determinam a formação da ZCIT, que é de grande importância para o clima e o tempo em sua área de atuação. Esses fatores se encontram próximos à faixa equatorial resultando na ZCIT, sendo: a zona do cavado equatorial, a Zona de Confluência dos Alísios (ZCA), a zona de máxima TSM, a zona de máxima convergência de massa e a zona da banda de máxima cobertura de nuvens convectivas

(FERREIRA, 1996). Portanto, a ZCIT é o mecanismo físico de grande escala mais significativa na variabilidade espacial e temporal de precipitação, nesta região.

Uma característica peculiar relevante observada durante a mudança da estação chuvosa para a seca, na cidade de Chapadinha, coincide com o posicionamento da ZCIT, a qual não apresenta simetria em seu tempo de permanência, em ambos os hemisférios. O deslocamento normal máximo anual atinge aproximadamente 8° N durante o verão boreal e no verão austral posicionando-se mais ao sul, em aproximadamente 1° S a 3° S (PHILANDER et al., 1995).

Em anos nos quais se observam os sistemas de macroescala dominante no Pacífico Equatorial, como os El Niño e La Niña, a ZCIT costuma atrasar ou adiantar sua migração meridional durante o ano. O que implica em uma estação chuvosa mais curta (portanto, influencia negativamente a qualidade da estação chuvosa) ou mais longa (influenciando, assim, positivamente, a qualidade da estação chuvosa). Em anos em que se costuma observar esses modos, verifica-se alta variabilidade climática (MARENGO et al., 2000).

A variabilidade da posição e da nebulosidade associada à ZCIT no Atlântico foi analisada por Coelho et al. (2004), na área de 5°N-5°S e 10°E-48°W, durante a estação chuvosa (março e abril) de 1998 (El Niño) e 1999 (La Niña) do NEB. Esses autores utilizaram imagens dos satélites METEOSAT6 e GOES8, dados de Radiação de Ondas Longas (ROL) e dados de reanálise e constataram que no ano de El Niño a convecção associada à ZCIT se posicionou um pouco mais ao norte enquanto que no ano de La Niña a convecção esteve mais ao sul, em relação à climatologia. A intensidade da convecção se mostrou mais enfraquecida em março de 1998 e em abril de 1999. Já em março de 1999 e em abril de 1998 a convecção se mostrou mais intensa.

2.5 – FENÔMENOS DE VARIABILIDADE CLIMÁTICA GLOBAL (ENOS – DIPOLO DO ATLÂNTICO)

A conexão dos ENOS com a precipitação de várias áreas do Brasil e do globo, foi observada e reconhecida por vários autores (KOUSKY et al., 1984; KAYANO et al., 1988; ROPELEWSKI e HALPERT, 1987 e 1989; LUCENA et al. 2011), tal que a seca relacionada ao evento El Niño é atribuída a um deslocamento para leste, da circulação de Walker, com movimentos ascendentes anômalos (aumento da convecção) sobre o Pacífico equatorial central e leste e movimentos descendentes (inibição da convecção) sobre o Atlântico Tropical (AT) e a área continental do NEB. Tal como a influência do Oceano Pacífico, a variabilidade da TSM no Oceano Atlântico Tropical também apresenta sua importância e impacto sobre o clima da região Nordeste (ARAGÃO, 1998; HASTENRATH e HELLER, 1977; MOURA e SHUKLA, 1981; ANDREOLI e KAYANO, 2004). Esta variabilidade ocorre em escala interanual e decadal e está ligada à variação meridional da Zona de Convergência Intertropical (ZCIT), que é um dos principais mecanismos que provocam precipitação no norte e também sobre parte do leste do NEB (LUCENA et al, 2011).

Walker e Bliss (1932) definiram o ENOS como um fenômeno de escala global relacionado a um complexo acoplamento entre o oceano e a atmosfera, que se manifesta com uma periodicidade sobre o Oceano Pacífico Equatorial. Este fenômeno consiste de uma componente oceânica, o El Niño, que é induzido pelo aquecimento anômalo das águas superficiais do Pacífico Leste e central, próximas da costa do Peru e Equador e de uma componente atmosférica, a Oscilação Sul (OS), que é identificada pela flutuação no campo de pressão entre as regiões da alta subtropical do Pacífico Sudeste e do sistema de baixa pressão Pacífico Oeste próximo ao norte da Austrália.

A OS é representada por um índice conhecido como Índice de Oscilação do Sul (IOS), que indica a intensidade e a fase dos ENOS. O IOS é definido pela diferença entre os desvios de pressão normal ao nível médio do mar de duas estações pertencentes aos dois centros de ação. A fase positiva (negativa) da OS ocorre quando a alta subtropical do Pacífico Leste é mais forte (fraca) que o normal e, em Darwin, na Austrália, esta é mais fraca (forte) que o normal, indicando evento La Niña (El Niño). Os episódios de La

Niña proporcionam aumento na atividade convectiva e na precipitação sobre a região do Oceano Pacífico Oeste próximo ao norte da Austrália (Darwin), além de alísios de sudeste mais fortes associados à alta subtropical mais intensa no Pacífico Leste. Nos episódios de El Niño verifica-se um padrão contrário a este (CAVIEDES, 1973). Eventos El Niño e La Niña também exercem impacto na precipitação das regiões da América do Sul, inclusive no Nordeste do Brasil (NEB).

Alves e Repelli (1992), investigaram a fase quente do ENOS na distribuição das chuvas no NEB. Analisaram 17 episódios de ENOS no período entre 1912 a 1990. Os resultados indicaram que embora o número de eventos estudados tenha sido pequeno, os resultados mostraram que não há predomínio para anos de estiagem sobre o setor norte do NEB, quando comparado à ocorrência de anos normais ou muito chuvosos.

Segundo Nobre (1996), o fenômeno El Niño-Oscilação Sul (ENOS) sobre o Pacífico Equatorial e o gradiente meridional das anomalias de TSM sobre o Atlântico Tropical modulam, conjuntamente, grande parte da variabilidade interanual do clima sobre a América do Sul. A combinação das circulações atmosféricas anômalas induzidas pelas distribuições espaciais de TSM sobre os oceanos Pacífico Equatorial e Atlântico Tropical afeta o posicionamento latitudinal da ZCIT sobre o Atlântico influenciando, desta forma a distribuição da pluviometria sobre a bacia do Atlântico e norte da América do Sul. No entanto, embora a variabilidade interanual das TSM e ventos sobre o Atlântico Tropical sejam significativamente menores do que aqueles observados sobre o Pacífico Equatorial, essas variáveis têm profunda influência na variabilidade climática sobre a América do Sul, principalmente sobre a Região Nordeste do Brasil.

O modo meridional da variabilidade de TSM no AT se caracteriza por anomalias de TSM com sinais opostos sobre as Bacias Norte e Sul do Atlântico tropical. Isto gera um gradiente térmico norte-sul e inter-hemisférico nos baixos níveis da troposfera sobre o Atlântico tropical (Moura e Shukla, 1981). As anomalias de TSM são relacionadas à posição e intensidade da ZCIT durante o período de março-abril-maio e exercem influência na precipitação no norte do NEB (Moura e Shukla, 1981) até a parte central da Amazônia. A fase positiva (negativa) do gradiente do Atlântico ocorre quando anomalias

positivas (negativas) de TSM são encontradas na Bacia Norte (entre 5°N e 20°N) e negativas (positivas) na Bacia Sul do Oceano Atlântico (entre a linha do equador e 15°S).

Resultados semelhantes foram encontrados por Aragão (1998). Os resultados obtidos por Aragão (1998) sinalizaram que o Dipolo do Atlântico era um fenômeno oceano-atmosférico que causa variação na precipitação do NEB. Relatou, ainda, que este fenômeno altera a circulação meridional da atmosfera (célula de Hadley), resultando na inibição ou aumento da formação de nuvens sobre o Nordeste do Brasil (NEB) e alguns países da África. Quando as águas do Atlântico Tropical Norte estão mais quentes e as águas do Atlântico Tropical Sul estão mais frias (dipolo positivo) verificam-se movimentos descendentes anômalos sobre o NEB e alguns países da África Ocidental, inibindo a formação de nuvens e, conseqüentemente, diminuindo a precipitação podendo ocasionar secas. Inversamente, quando as águas do Atlântico Tropical Norte estão mais frias (dipolo negativo) e as águas do Atlântico Tropical Sul estão mais quentes, existem movimentos ascendentes sobre o NEB e países da África Ocidental aumentando a formação de nuvens e a precipitação, podendo provocar enchentes. A duração das secas e enchentes depende do período de atuação, da duração, da intensidade e da cobertura do ENOS e do Dipolo do Atlântico.

Gauvêncio e Souza (2002) analisaram as relações entre os totais mensais de precipitação na Bacia Hidrográfica do Rio São Francisco e o fenômeno El Niño. Eles usaram correlações lineares múltiplas entre os valores dos índices das anomalias das Temperaturas da Superfície da água do Mar (TSM) e dos totais mensais precipitados sobre a região da bacia. Eles comprovaram que em anos com El Niño as chuvas aumentaram nas sub-regiões da bacia definidas como Alto São Francisco e Médio São Francisco e diminuíram na parte do Baixo São Francisco e que em anos de La Niña, ocorre o oposto. Concluíram que o impacto do El Niño sobre a bacia é positivo e não afeta a produção de água da bacia.

Xavier et al. (2003), avaliaram as interrelações entre ocorrências de eventos ENOS no Pacífico e as posições médias da ZCIT no Atlântico, com respeito à chuva acumulada nas principais bacias do Estado do Ceará durante a “quadra chuvosa”. Utilizaram séries pluviométricas para o período de 1964 a 1999 cujos resultados

mostraram a importância da migração da ZCIT para o sul da linha do equador no sentido da instalação das chuvas sobre as bacias do Ceará. Além disso, relataram a relação do ENOS no Pacífico com a descida para o sul da ZCIT no Atlântico e também com as chuvas nas bacias.

Hanley et al. (2003), compararam vários índices do ENSO comumente usados para determinar se existe ou não um índice melhor para determinar eventos ENSO ou, ainda, determinar quais índices são melhores para as várias aplicações. Utilizaram o período de 1894 a 1993 de dados de TSM (temperatura da superfície do mar), numa grade de 2° de latitude x 2° de longitude, estendendo-se de 29°N a 29°S e 121°E a 75°W. Encontraram que o Niño-4 tem uma resposta relativamente fraca ao El Niño; o Niño-1+2 responde muito bem (relativamente forte) a La Niña. O índice da Agência Meteorológica do Japão (JMA) é mais sensível à La Niña do que todos os outros índices. Os índices OS, Niño-3.4 e o Niño-4 são igualmente sensíveis aos eventos El Niño e são mais sensíveis que os outros: JMA, Niño-1+2 e Niño-3.

Uma análise das anomalias de precipitação no NEB foi realizada por Andreoli e Kayano (2007), considerando-se os efeitos do ENOS e do Atlântico Tropical (AT) na estação anterior à estação chuvosa do NEB. As autoras verificaram que quando atuam simultaneamente ENOS e ATSMs significativas no AT atuam para aumentar ou diminuir as anomalias de precipitação. Concluíram que um aspecto importante nesta análise é o papel do ATS. ATSMs de mesmo sinal no ATS e Pacífico leste enfraquecem os padrões de precipitação no NEB. Quando as ATSMs do AT apresentam o mesmo sinal que as do Pacífico, as anomalias de precipitação do norte do NEB são enfraquecidas ou mudam de sinal, ou seja, as ATSMs no ATS agem contrariamente à influência dos padrões de teleconexões associados aos eventos ENOS no AT e NEB. Quando as ATSMs do ATS são não significativas ou possuem magnitudes equivalentes às do ATN, porém com sinal oposto ao das ATSMs do Pacífico leste, as ATSMs do ATN e as anomalias da circulação atmosférica relacionadas ao ENOS, têm efeitos na precipitação do NEB que se somam e assim fortalecem os padrões anômalos de precipitação.

2.6 – SENSORIAMENTO REMOTO - ÍNDICE DE VEGETAÇÃO POR DIFERENÇA NORMALIZADA (IVDN), ALBEDO E TEMPERATURA DA SUPERFÍCIE

Uma das ferramentas mais utilizadas na atualidade e que possibilitam identificar alterações que ocorrem na superfície terrestre, resultantes de fenômenos naturais e/ou resultantes de influências antrópicas, é o sensoriamento remoto orbital óptico. Bezerra et al. (2011) relataram que o sensoriamento proporciona melhor gerenciamento e gestão dos recursos naturais, como água, solo e vegetação. O monitoramento resulta da obtenção de dados como Saldo de Radiação, Albedo e Emissividade da Superfície, Temperatura da Superfície, Radiação de Onda Longa, Radiação Solar e Atmosférica e Índices de Vegetação. Existem numerosos trabalhos utilizando imagens de satélite para relacionar IVDN e a pluviometria local e para investigar prováveis mudanças climáticas.

Barbosa (1998), analisou a variação espacial e temporal do Índice de Vegetação de Diferença Normalizada (IVDN) e da pluviometria sobre a Região Nordeste do Brasil (NEB), para os anos 1982 e 1983 (secos) e 1984 e 1985 (chuvosos). Usou médias mensais IVDN de 17.000 janelas de 3x3 pixels provenientes das imagens “Advanced Very High Resolution Radiometer” (AVHRR/NOAA), dados de precipitação de 1.850 postos da Superintendência de Desenvolvimento do Nordeste (SUDENE) e médias mensais de TSM do “National Meteorological Center” (NMC). Uma das conclusões é que as distribuições espacial e temporal de IVDN e pluviosidades mensais têm padrão semelhantes e estatisticamente correlacionadas podendo o IVDN ser usado como indicador do regime pluviométrico em períodos extremos de seca e chuva na Região do Nordeste Brasileiro NEB. Segundo o autor as séries temporais de Índice de Vegetação de Diferença Normalizada (IVDN), gerados com os dados dos satélites têm sido usadas para identificação e classificação da vegetação terrestre, estimativa da produção primária da vegetação, caracterização da dinâmica da vegetação, estimativa da precipitação, alerta de seca, estimativa da concentração de dióxido de carbono e estimativa da temperatura da superfície.

O tempo de resposta da vegetação às variabilidades sazonais da precipitação no Nordeste do Brasil foi investigado por Braga et al. (2003). Os autores usaram dez anos de dados de precipitação e valores do Índice de Vegetação por Diferença Normalizada

(IVDN) dos satélites NOAA 7, 9 e 11. No estudo foi aplicada análise de componentes principais e análise de agrupamento para determinar os padrões espacial e temporal e regiões homogêneas com relação à precipitação pluvial e IVDN. Os resultados mostraram que o tempo de resposta da vegetação à precipitação apresenta uma defasagem temporal de um mês nas regiões semiáridas (com cobertura vegetal predominante de caatinga) e de dois meses nas regiões oeste e costa leste da Região Nordeste (com cobertura predominante de floresta perenifólia e de cerrado).

Santos e Brito (2007), analisaram as tendências de índices de detecção de mudanças climáticas, dependentes da precipitação pluvial diária, nos Estados do Rio Grande do Norte e da Paraíba e analisaram suas relações com IVDN e anomalias de TSM nas regiões de Niño 1+2, Niño 3, Atlântico Tropical Norte (ATN) e Atlântico Tropical Sul (ATS). No estudo foram utilizados dados de precipitação de 44 postos, no período de 1935 a 2000, de IVDN obtidos da NOAA/AVHRR, no período de 1980 a 2000 e de anomalias de TSM, da NOAA, de 1950 a 2000. Os autores observaram tendência de aumento das condições de umidade sobre os dois Estados. O índice dias consecutivos secos apresentou correlação estatisticamente significativa com as anomalias de TSM das áreas do ATN e ATS. Enquanto os índices dias muito úmidos e quantidade máxima de chuva em cinco dias mostraram correlações significativas com as regiões dos Niño 1+2 e 3 e com a ATN. Os resultados indicaram que, em geral, o IVDN da Caatinga é mais dependente dos extremos de precipitação do que da Mata Atlântica. Concluíram que as mudanças climáticas detectadas pelos índices são resultantes tanto de fatores de grande escala como de escala local; verificaram, também, a influência do ENOS sobre os índices extremos de chuva e, conseqüentemente, sobre o clima e a dinâmica da vegetação do Semiárido.

Araújo et al. (2011), associaram dados de IVDN da cultura da soja no Estado do Paraná a dados de precipitação da rede de estações do Instituto Meteorológico do Paraná SIMEPAR e do modelo ECMWF durante o início do desenvolvimento da cultura para encontrar a relação que a precipitação tem sobre o índice de vegetação da cultura. Concluíram que o IVDN tem forte correlação com a precipitação durante o início do ciclo de desenvolvimento da cultura da soja. Perceberam que houve uma defasagem da resposta

do IVDN à chuva, de em média um decêndio. O modelo apresentou resultado satisfatório quando comparado com as estações.

Di Pace et al. (2008), estimaram o saldo de radiação à superfície terrestre utilizando imagens do MT – Landsat 5 (Mapeador Temático do satélite Landsat 5), usaram o SEBAL (Surface Energy Balance Algorithm for Land) e o MED (Modelo de Elevação Digital) nos dias 04/12/2000 e 4/12/2001. Os cálculos foram realizados com e sem a utilização do MED. Obtiveram que a temperatura da superfície e os valores de albedo estimados com o MED foram um pouco superiores aos valores de temperatura da superfície estimados sem a utilização deste modelo. Concluíram que na estimativa do saldo de radiação com base em imagens MT – Landsat 5, se deve levar em consideração os efeitos topográficos da região de estudo.

Imagens do satélite Landsat 5 e dados de estação no Perímetro Irrigado de São Gonçalo e áreas adjacentes foram utilizados por Silva et al. (2011), para determinar o balanço de radiação. Obtiveram o albedo e o saldo de radiação instantâneo para avaliar o comportamento de diferentes componentes do balanço de radiação em diversos tipos de cobertura do solo. Concluíram que as áreas irrigadas sistematicamente apresentaram menor albedo e temperatura da superfície e, conseqüentemente, maior saldo de radiação, contribuindo para diminuir a temperatura do ar localmente.

Gusmão et al. (2012), utilizaram imagens do TM-Landsat 5, na Ilha do Bananal-TO, para determinar o saldo de radiação à superfície no ano de 2005. Os dados obtidos foram validados com medições realizadas no interior da área estudada. Concluíram que o método proposto para estimar o saldo de radiação instantâneo à superfície se mostrou bastante eficaz, que não carecia de parâmetros de entrada obtidos em superfície e apresentou pequenos erros relativos e absolutos. Conseguiram avaliar as mudanças ocorridas no saldo de radiação e, em consequência, os impactos antrópicos sobre a temperatura do ar em áreas que não possuíam informações micrometeorológicas. Obtiveram que as áreas antropizadas apresentaram redução no saldo radiativo.

Cunha et al. (2012), realizaram uma análise multitemporal de variáveis biofísicas derivadas de imagens do satélite Landsat 5 (com o sensor Thematic Mapper-TM) e

técnicas de processamento digital de imagens e geoprocessamento para o período de 23 anos para a Bacia Hidrográfica do Rio do Peixe – PB. Bacia esta que esta totalmente inserida na região semiárida do Nordeste. Os resultados apontaram para uma recuperação da cobertura vegetal, principalmente nos trechos mais declivosos da bacia hidrográfica fato que os autores relacionaram ao êxodo da população rural ocorrido no período de estudo. Verificaram que o albedo foi o parâmetro que melhor se correlacionou com as variações da biomassa vegetal. Entretanto, concluíram que as variações da cobertura da vegetação não foram suficientes para, isoladamente, explicar as variações na temperatura da superfície e o saldo de radiação, ao longo dos anos analisados.

Outros trabalhos utilizam informações de satélite para avaliar os efeitos do uso da terra para a agricultura sobre os elementos de clima no Brasil. A cobertura vegetal do Maranhão reflete os aspectos transacionais entre o clima superúmido característico da Região Norte e o clima semiárido da Região Nordeste. Em virtude desta posição a vegetação do Estado apresenta uma gradação de formas e variações que transacionam, segundo Montes (1997), da Savana (Cerrado) no sul, para Florestas Estacionais no centro e na parte leste, e para Floresta Ombrofólia no noroeste do Estado. Extensas áreas de cerrado do sul e leste do estado estão sendo substituídas por soja; portanto, há necessidade de se investigar o que essa mudança pode alterar no balanço de radiação tendo, assim, suas implicações no balanço de energia. Neste contexto pode-se citar:

Ramme et al. (2010), definiram os índices de vegetação como a combinação de dados de bandas espectrais selecionadas com o objetivo de realçar a relação desses dados com os parâmetros da vegetação. Dentre os vários índices o Índice de Vegetação de Diferença Normalizada (IVDN), tem-se tornado, por sua vez, uma ferramenta de grande utilidade na caracterização da vegetação e de culturas agrícolas. Ramme et al. (2010), relataram que a importância do IVDN reside na existência de sua relação com vários parâmetros biofísicos da vegetação, por exemplo, na possibilidade de estimar parâmetros como o índice de área foliar (IAF), a biomassa vegetal, a produtividade e a porcentagem de cobertura vegetal.

A relação da estrutura espacial do IVDN com a área de soja foi analisada por Arcoverde et al. (2007), que utilizaram regressões lineares, juntamente com uma

amostragem aleatória por expansão direta, através de pontos. Os autores concluíram que o IVDN é altamente correlacionado com a classificação de soja em termos de área; já a relação de outras métricas do IVDN e a variação da área de soja foram moderadamente correlacionadas. A técnica amostral respondeu eficazmente estimando uma área de soja próxima àquela realizada pelo IBGE.

Mercante et al. (2010), avaliaram modelos lineares de regressão entre resposta espectral e produtividade em soja, na escala regional. Monitoraram 36 municípios do oeste do Paraná, utilizando imagens do satélite Landsat 5/TM da safra de 2004/2005. Calcularam os índices de vegetação IVDN e GVI (*Green Vegetation Index*) e os compararam com as produtividades oficiais dos municípios obtidas das estatísticas do IBGE. Os resultados mostraram que a média dos valores de IVDN e GVI de todas as imagens foi mais bem relacionada com a produtividade do mesmo que para cada data, separadamente.

2.7 - CRESCIMENTO AGRÍCOLA E MUDANÇAS CLIMÁTICAS

Algumas pesquisas têm investigado a relação entre variáveis meteorológicas, principalmente a precipitação, com fenômenos de grande escala e também com a vegetação. Os estudos analisaram tanto os impactos ambientais que determinam mudanças provocadas pelo homem, ou seja, na ocupação do solo ou na implantação de atividades agropecuárias bem como nas alterações que esses impactos provocaram nos valores das variáveis meteorológicas.

No período 1999/2004, o crescimento agrícola no Brasil foi resultado sobretudo da explosão da soja e da pecuária bovina; segundo Brandão et al. (2006) isto ocorreu devido a uma mudança na política cambial em janeiro de 1999; assim, esses estudiosos analisaram o impacto sobre o meio ambiente. Mostraram que houve grande crescimento da área plantada no Brasil, em especial no caso da soja, que registrou um crescimento da área plantada de 3,6% no período de 1990/91-2000/01, para nada menos que 13,8% entre 2000/01 e 2003/04. Esse estudo sugere, ainda, que parte das áreas com soja era formada por áreas de pastagens “degradadas” e encontraram na sua conversão (temporária) à soja,

a maneira mais adequada de se renovar. Porém não excluíram a possibilidade de que áreas virgens de cerrado também tenham servido de base para essa expansão tão rápida da área plantada com soja, embora em escala menor devido às limitações agrícolas dos solos do cerrado.

Correia et al. (2006) avaliaram o impacto da agricultura irrigada em área de caatinga na região da Hidrelétrica de Sobradinho. Utilizaram métodos estatísticos e numéricos na avaliação das mudanças ambientais. O lago de Sobradinho se encontra na Bacia do Rio São Francisco, em uma das regiões mais áridas do Nordeste do Brasil. A técnica estatística denominada Análise de Variância foi aplicada considerando-se o conjunto de dados coletados antes e após o enchimento do lago. A finalidade da análise foi avaliar o impacto da construção da barragem sobre processos atmosféricos locais e o efeito de tal impacto nas condições ambientais. Os resultados mostraram que a represa de Sobradinho trouxe alterações meteorológicas significativas, principalmente na umidade atmosférica e padrão de vento (intensidade e direção). A formação do lago e implantação de perímetros irrigados foram responsáveis pela formação da brisa lacustre e circulações termicamente induzidas pelo contraste entre a caatinga e culturas irrigadas.

Pongratz et al. (2006) utilizaram modelagem e parâmetros biofísicos derivados do Moderate Resolution Imaging Spectroradiometer (MODIS) com 250 m de resolução, para comparar os efeitos de diferentes tipos de cobertura da terra. Investigaram as alterações na energia da superfície e fluxos de água, decorrentes de mudanças na cobertura da terra para uma região no norte de Mato Grosso. Encontraram que o efeito da mudança de cobertura da terra, no clima local, depende não só da extensão total da área desmatada da floresta mas também do tipo de uso do solo subsequente, se para pastagem ou uso agrícola. Concluíram, enfim, que mudanças no padrão de uso da terra levam a diferentes interações no sistema solo-planta-atmosfera, de vez que não apenas fatores de rugosidade da superfície como a resistência aerodinâmica ao transporte de vapor d'água, como também fatores fisiológicos em função do tipo de cobertura (planta do tipo C3 ou C4), modificam o transporte de vapor para a atmosfera.

Sampaio et al. (2007) também utilizaram modelagem numérica e observações de campo para avaliar os efeitos do desmatamento da Amazônia no clima regional. As

simulações foram realizadas com mapas de ocupação do solo de um cenário de desmatamento futuro em que a floresta foi sendo gradualmente substituída por pastagem degradada ou por plantação de soja. Os resultados indicaram um aumento na temperatura próximo à superfície e a diminuição da evapotranspiração e da precipitação, principalmente na estação seca. A relação entre a precipitação e o desmatamento mostrou diminuição acelerada da precipitação com o aumento do desmatamento, para ambas as classes de convenção do uso da terra.

Um modelo climático também foi utilizado por Costa et al. (2007) para investigar se a mudança climática devida à expansão da soja na Amazônia seria diferente daquela devida à expansão de pastagens. Utilizaram uma área de floresta como controle e realizaram observações numa área com soja e outra com pastagem, nas quais observaram que a diminuição da precipitação é maior na região sobre a soja que sobre a pastagem, quando comparada à área de controle. A mudança de precipitação após o desmatamento foi linearmente relacionada com o aumento do albedo da superfície. Encontraram que com o aumento do albedo da superfície e a diminuição da evapotranspiração, a diminuição da precipitação é significativamente mais elevada após uma expansão de soja, quando comparada com a mudança depois de uma expansão de pastagem.

Nobre et al. (2007) relataram que evidências em estudos observacionais e de modelagem demonstraram que mudanças na cobertura superficial podem ter impacto significativo no clima regional e global. Assinalaram que para a América do Sul tropical, tomando-se uma média das projeções de aumento de temperatura, haveria a projeção do aumento da área de savanas na região da floresta Amazônica e uma diminuição da área de caatinga no semiárido do Nordeste do Brasil.

Davidson et al. (2012) investigaram se a expansão agrícola e a variabilidade climática na região da bacia Amazônica têm superado ou alterado a variabilidade natural do clima, as emissões dos gases do efeito estufa e os ciclos do carbono, nitrogênio e da água. Conseguiram responder, em parte, esta questão mas relatam a necessidade de mais pesquisas confrontando dados de aeronaves e solo para elucidar algumas incertezas.

Os impactos sobre o balanço de energia local, devidos à substituição de florestas por soja, foram avaliados por Souza et al. (2013). Um experimento micrometeorológico foi realizado em uma área de cultivo de soja localizada no nordeste do estado do Pará, Brasil, e os dados meteorológicos de ecossistemas florestais foram coletados em Caxiuanã, florestas localizadas no Pará central. Observaram que as diferenças entre os dois tipos de ecossistemas indicam haver uma redução na disponibilidade de energia à superfície, como consequência das mudanças na arquitetura da cobertura do solo ao longo do tempo. Concluíram que os principais forçantes deste impacto foram o maior albedo da soja e a perda de radiação de onda longa em relação à cobertura original. Ressaltaram que, apesar do maior impacto ocorrer durante o ciclo da cultura, o tempo de ocorrência deste impacto negativo se restringe a apenas 1/3 do ano o que implica em maior impacto da entressafra no saldo de energia, em termos cumulativos.

2.8 – TÉCNICA MULTIVARIADA - ANÁLISE EM COMPONENTES PRINCIPAIS (ACP)

A técnica estatística possivelmente mais utilizada em Ciências Atmosféricas é a análise em componentes principais (ACP). Esta técnica tornou-se popular para a análise de dados atmosféricos após o trabalho de Lorenz (1956), que a chamou de Funções Ortogonais Empíricas (FOE). Ambos os nomes são utilizados e se referem à mesma série de procedimentos (WILKS, 1995).

A análise dos componentes principais – ACP ou PCA (do inglês *Principal Component Analysis*) é um método que tem, por finalidade básica, a análise dos dados usados visando à redução, eliminação de sobreposições e à escolha das formas mais representativas de dados a partir de combinações lineares das variáveis originais (VASCONCELOS e CONCI, 2012). Porém, segundo Johnson e Wichern (1982) esta redução só será possível se tais variáveis são dependentes e correlacionadas entre si. Uma característica importante da análise em componentes principais é, portanto, a separação em fatores matematicamente independentes de tal forma que existe a possibilidade de diminuir o número de fatores relacionados a determinado aspecto físico que se deseja estudar. Isto permite identificar padrões espaciais relevantes para a explicação da variabilidade temporal. Hair et al. (2006) definem fator ou CP como a combinação linear

entre os autovetores e as variáveis (estatísticas) originais. A distribuição dos fatores comuns (escores) ou Componentes Principais (CP's) representa a contribuição destes em relação à variância total do conjunto de dados estudados.

Existem alguns pontos a serem observados na utilização da ACP em relação ao número de casos; Hair et al (2006) sugerem que a razão entre o número de casos e a quantidade de variáveis deve exceder cinco linhas para uma ou mais colunas. Figueiredo e Silva (2010) comentam que a matriz de correlações deve exibir a maior parte dos coeficientes com valor acima de 0,30 e que o teste de Kaiser-Meyer-Olkin (que varia entre 0 e 1) quanto mais próximo de um, melhor. Palant (2007) sugere 0,6 como um limite razoável (FIGUEIREDO e SILVA, 2010) sugere a seguinte escala: KMO entre 0,90 e 1 excelente; entre 0,80 e 0,89 bom; entre 0,70 e 0,79 mediano; entre 0,60 e 0,69 medíocre; entre 0,50 e 0,59 ruim e entre 0 e 0,49 inadequado. Já Hair et al (2006) sugerem 0,50 como patamar aceitável. A estatística *Bartlett Test of Sphericity* (BTS) deve ser estatisticamente significativa ($p < 0,05$).

Depois de verificar a adequabilidade dos dados, deve-se decidir o método de extração dos fatores (componentes principais, fatores principais, fatoração por imagem; fatoração por verossimilhança máxima; fatoração alfa; mínimos quadrados não ponderados; mínimos quadrados). Figueiredo e Silva (2010) destacam as diferenças entre análise por componentes principais (ACP) e análise fatorial (AF); ambas as técnicas procuram produzir combinações lineares de variáveis que capturem o máximo possível a variância das variáveis observadas. Segundo Dancey e Reidy (2004), na ACP toda variância é utilizada e na AF apenas a variância compartilhada. Para Garson (2012), a análise de componentes principais é, em geral, preferida para fins de redução de dados (traduzindo o espaço de variáveis em um espaço ótimo de fatores), enquanto a análise fatorial é, em geral, preferida quando o objetivo da pesquisa é detectar a estrutura dos dados ou a modelagem causal. De acordo com Hair et al (2006), na maioria dos casos a ACP e a AF chegam aos mesmos resultados se o número de variáveis superar 30 ou se as comunalidades excederem 0,60 para a maior parte das variáveis.

A ACP é útil para estudar a variação espacial e temporal dos campos analisados. A ACP se baseia na análise da matriz de correlação (ou, opcionalmente, na matriz de

covariância), que pode ser obtida da matriz de anomalias padronizadas [X]. Assim, a matriz [X] terá n linhas e p colunas, em que p pode representa as variáveis e n as observações (FERRAZ, 2007). Portanto quem vai representar as observações ou as variáveis, depende do que se quer estudar. Provavelmente o aspecto mais importante na utilização da técnica em ACP e que pode resultar em análises erradas, seja a disposição da matriz.

Existem pelo menos seis modos básicos operacionais que podem especificar a ACP dependendo de que parâmetros serão escolhidos como variáveis, indivíduos e entidades fixas. Esses seis modos foram definidos como O, P, Q, R, S e T por Cattell (1952) (FERRAZ, 2007) e resultam em um conjunto único de variáveis quando uma rotação de estrutura simples é aplicada. Os dois modos de decomposição mais comuns são o modo S e o T. No modo S a matriz está disposta em *tempo x estações*; já no modo T, é o inverso. No modo S a rotação tenta isolar subgrupos de estações que variam similarmente. Alguns pesquisadores realizam este tipo de análise, que é utilizado para regionalização. Sansigolo e Nery (1998), Serrano et al. (1999) e Meneses et al. (2007) utilizaram a análise por componentes principais no modo S com interesse em determinar o padrão espacial com base em séries temporais climatológicas, para fins de regionalização.

Em toda análise com ACP deve-se determinar, depois de decidir o modo de aplicação, o número de fatores a serem extraídos. O objetivo da extração dos fatores (*factor extraction*) é definir a quantidade de fatores que melhor representam o padrão de correlação entre as variáveis observadas. Quanto mais fatores forem extraídos maior é a quantidade total de variância explicada pelos fatores, mas menor é o poder explicativo deles e vice-versa. Busca-se, portanto, identificar o número mínimo de fatores que maximizem a quantidade de variância total explicada (FIGUEIREDO e SILVA, 2010).

Existem alguns métodos que auxiliam na decisão do número de fatores a serem extraídos. Alguns softwares já adotam a regra do alto valor, ou critério de Kaiser, que sugere extrair apenas fatores com altos valores maiores que um. Isso porque se o fator apresenta alto valor baixo, ele estará contribuindo pouco para explicar a variância nas variáveis originais. Para Garson (2012), o alto valor de um fator mede a variância em

todas as variáveis que é devido ao fator. A razão de um alto valor é a importância explicativa dos fatores em relação às variáveis. Se um fator tem um alto valor baixo, ele contribui pouco para a explicação da variância nas variáveis e pode ser ignorado como redundante em relação a fatores mais importantes. Outro método é o *Scree Test* (FIGUEIREDO e SILVA, 2010), que consiste em analisar graficamente a dispersão do número de fatores até que a curva da variância individual de cada fator se torne horizontal ou sofra uma queda abrupta. Isso indica que muita variância foi perdida e por isso se deve parar de extrair fatores. Ou ainda, se pode utilizar o critério da variância acumulada para determinar a quantidade de fatores a serem extraídos. Hair et al (2006) sugerem o patamar de 60% como sendo aceitável.

As comunalidades são resultados obtidos quando se faz ACP; de acordo com Schawb (2007), as comunalidades representam a proporção da variância para cada variável que é explicada pelos componentes extraídos. Usualmente, o valor mínimo aceitável é de 0,50. Além disto, baixa comunalidade entre um grupo de variáveis é um indício de que elas não estão correlacionadas e, por isso não devem ser incluídas na análise fatorial. Caso alguma estação apresentasse valor crítico, seria aconselhável excluí-la da análise e realizar novamente a análise fatorial. Um procedimento adicional que o pesquisador pode adotar é analisar a matriz anti-imagem e verificar, na diagonal, os valores abaixo de 0,50. Escores abaixo deste patamar devem ser removidos da amostra e a análise fatorial deve ser realizada novamente (SCHAWB, 2007).

Figueiredo e Silva (2010), relatam que o passo seguinte é determinar se vai ser preciso ou não utilizar rotação dos fatores. Tanto Hair et al (2006) quanto Schawb (2007) sugerem que um dos pressupostos da análise fatorial é a estrutura simples de seus componentes e argumentam que a mesma variável não pode contribuir para a construção de fatores distintos. Adota-se 0,40 como limite aceitável da contribuição da variável na criação do fator, com o objetivo de evitar o problema da indeterminação da relação entre variáveis e fatores.

O método de rotação é um método matemático que rotaciona os eixos no espaço geométrico. O objetivo principal da rotação dos fatores é tornar o resultado encontrado mais facilmente interpretável conservando suas propriedades estatísticas. Segundo

Johnson e Wichern (1998), a rotação dos fatores melhora a interpretação dos resultados, não altera a matriz de correlação nem as variâncias específicas; tal como a variância total dos dados originais, melhora a distribuição da porcentagem de explicação da variância entre os eixos fatoriais. Corrar et al. (2007), mostram cinco tipos de rotação sendo três ortogonais e duas oblíquas. Figueiredo e Silva (2010) relatam que as rotações ortogonais são mais fáceis de reportar e de interpretar. Já as rotações oblíquas permitem que os fatores sejam correlacionados mas são mais difíceis de interpretar e descrever. A rotação Varimax é aceita como a rotação ortogonal algebricamente mais acurada quando aplicada a uma série de dados conhecidos além de ser a mais comumente utilizada (FERRAZ, 2007). Corrar et al. (2007) citam que é o tipo de rotação mais utilizada e que tem, como característica, o fato de minimizar a ocorrência de uma variável possuir altas cargas fatoriais para diferentes fatores permitindo que uma variável seja facilmente identificada com um único fator.

Vários trabalhos usam ACP como ferramenta de análise em ciências atmosféricas. Especificamente relacionados com a região nordeste é possível destacar o estudo desenvolvido por Braga et al. (2012), que utilizaram ACP para estimar séries temporais de precipitação pluviométricas no Estado do Rio Grande do Norte. Os autores usaram 67 estações meteorológicas no período de 1963 a 2007. Identificaram quatro regiões com características próprias e distintas da precipitação associadas aos sistemas de leste, a ZCIT e a um acentuado efeito orográfico.

Lima et al. (2010), analisaram dados de velocidade média horária do vento, obtidos de 28 estações do Nordeste: Ceará, Paraíba, Pernambuco e Rio Grande do Norte; para o período de 1977 a 1981. O objetivo era de determinar regiões homogêneas favoráveis à geração de energia eólica. Os autores identificaram as regiões litorâneas e serranas como as mais favoráveis para a geração de energia eólica, em especial as de Acaraú – CE e Macau – RN.

Meneses et al. (2007), utilizaram a ACP e a análise de agrupamento para delimitar áreas homogêneas de precipitação pluvial no estado do Maranhão. Os dois métodos apontaram quatro regiões pluviometricamente homogêneas, com três grupos tendo seu regime pluviométrico apresentando correlações negativas com o dipolo do Atlântico e

tendo a ZCIT sua fonte principal. Já o quarto grupo, localizado no extremo sul do Maranhão, não apresentou correlação com o dipolo e foi associado à incursão de frentes frias e à atuação da ZCAS (Zona de Convergência do Atlântico Sul).

2.9 - TESTES ESTATÍSTICOS NÃO PARAMÉTRICOS

Segundo Meschiatti et al. (2012), do ponto de vista matemático é recomendável, para realizar análises mais confiáveis envolvendo variáveis climáticas, aplicar métodos estatísticos paramétricos e não paramétricos que possam fornecer informações importantes em investigações de tendências climáticas e, eventualmente, de outras variáveis relacionadas. Em geral, os testes de Pettitt, de Mann-Kendall e a regressão linear são os mais empregados na análise de mudanças climáticas.

Diferentes técnicas são usadas para diagnosticar tendências e/ou variações hidrometeorológicas, especialmente de temperatura e precipitação, que são os principais parâmetros envolvidos nas variações climáticas. Verifica-se, na literatura, que o interesse pelas técnicas estatísticas tem aumentado consideravelmente. O teste de Mann-Kendall se destaca como uma dos mais utilizados na avaliação de tendências utilizando séries históricas.

Back (2001) analisou tendências anuais na temperatura e na precipitação para Urussanga-SC, entre 1924 e 1998, utilizando análise de regressão e os testes não paramétricos: Run, Pettitt e Mann-Kendall. O autor encontrou tendência significativa no aumento da temperatura média anual e na temperatura média do mês de janeiro sendo que a mudança ocorreu no ano de 1965. Já para a precipitação identificou tendência significativa de aumento da precipitação total anual e no quarto trimestre.

Mortattitt et al. (2004) utilizaram os testes de Pettitt e Mann-Kendall aplicados às séries de vazão dos rios, entre 1965 a 1996 Tiête e Piracicaba, no Estado de São Paulo, para analisar o comportamento hidrológico desses sistemas. Os resultados confirmaram a influência antrópica no comportamento de ambos os rios, dentro do período estudado.

Silva (2004) analisou séries de oito variáveis climáticas (anual, período seco e chuvoso) de estações do Nordeste do Brasil para avaliar a existência de mudanças climáticas. Os resultados indicaram um aumento geral nas tendências da maioria das variáveis pelo teste de Mann-Kendall e tendência de diminuição na precipitação e a umidade.

Marengo e Camargo (2008) encontraram, através do teste de Mann-Kendall, tendências de aquecimento na maioria das 27 estações do Sul do Brasil, de 0,5 a 0,8°C/decênio nas temperaturas mínimas e de 0,4°C/decênio nas máximas.

Yenigün et al. (2008) analisaram tendências de mudanças na vazão da Bacia do Euphrates na Turquia e utilizaram os testes de Mann-Kendall e Rho de Spearman para a vazão mínima anual. Os autores encontraram tendências significativas decrescentes para seis estações e uma tendência ascendente foi encontrada para apenas uma estação.

Sansigolo e Kayano (2010) utilizaram o método de Mann-Kendall para avaliar tendências de longo prazo nas precipitações e temperaturas (máximas e mínimas) no Rio Grande do Sul. Os autores verificaram que as precipitações só apresentaram tendências significativas durante o verão.

Blain (2010) utilizou o teste de Mann-Kendall em busca de tendências e/ou variações climáticas em oito séries de temperatura máxima média anual (Tmax), do Estado de São Paulo. Os resultados mostraram que, apesar da maioria das séries apresentar variações importantes em seus parâmetros estatísticos (variações climáticas), não foi possível estabelecer uma concomitância/significância na variabilidade temporal (elevação ou queda) nas oito séries de temperatura máxima do Estado de São Paulo.

Silva et al. (2010) aplicaram o teste de Mann-Kendall em séries temporais do saldo de radiação no Nordeste do Brasil para avaliar tendências. Os autores concluíram que as séries de saldo de radiação exibiram reduções acentuadas entre 1948 e 1987; entretanto, no período de 1988 a 2006 tiveram comportamento inverso sugerindo a presença do fenômeno “Global dimming” sobre a região Nordeste do Brasil.

Lima et al. (2011) aplicaram o teste de Mann-Kendall para identificar tendências climáticas na precipitação e na temperatura no Estado da Bahia. Os autores constataram uma tendência crescente significativa na precipitação para a localidade de Caravelas, que associaram a sua posição ao sul do Estado sujeita a frentes frias e brisas. A localidade de Cipó apresentou uma tendência decrescente significativa que foi associada à sua localização no semiárido; nas demais localidades as tendências não foram significativas. Já para a temperatura do ar quase todas as localidades apresentaram tendência crescente significativa com exceção da localidade de Canavieira, que também apresentou tendência crescente mas não significativa.

Lopes e Silva (2011) utilizaram o teste de Mann-Kendall para avaliar as tendências e/ou variações nas séries pluviométricas de macrorregiões do estado do Ceará. Encontraram que para a região do Sertão, houve diminuição em todas as séries estudadas indicando redução de chuvas ao longo do tempo. No Litoral Leste/Jaguaribe os autores observaram aumento das precipitações, em todas as séries analisadas e na região do Cariri/Centro Sul ocorreu diminuição dos totais pluviométricos somente no período seco indicando que, nesta área, o período seco está se tornando mais seco.

Moiano de Paula (2012) utilizou os testes Run, Man-Kendall e Pettitt para avaliar homogeneidade e tendência, respectivamente, do brilho solar, em Santa Maria, RS. Os resultados indicaram que as séries mensais e sazonais de brilho solar são homogêneas para quase todos os meses e estações do ano, exceto para dezembro e para o outono. Em relação às tendências, as séries mensais e sazonais de brilho solar não apresentaram tendências de aumento ou diminuição.

Karmeshu (2012) ressaltou que o teste de Mann-Kendall é amplamente utilizado para análise de tendência em climatologia e em séries hidrológicas. Afirmou ainda que há duas vantagens em utilizar esse teste. Em primeiro lugar, é um teste não paramétrico e por isso não requer que os dados sejam normalmente distribuídos. Em segundo lugar, o teste tem baixa sensibilidade para quebras abruptas devido à série de tempo não homogênea. O autor investigou a detecção de tendência na temperatura e na precipitação de nove estados do nordeste dos Estados Unidos, no período de 1900 a 2011 utilizando o teste Mann-Kendall modificado. Os resultados mostraram tendência de aumento para as

temperaturas com exceção de dois estados (Pensilvânia e Maine), em que a precipitação também apresentou tendência de aumento estatisticamente significativo para quase todos os estados, com exceção de Maine e New Hampshire.

Silva e Sousa (2013) analisaram dados de precipitação, temperatura máxima e mínima correspondentes ao período de 1961 a 2010 do Estado de Alagoas para identificar tendências. Os autores utilizaram o teste de Mann-Kendall e cujos resultados foram submetidos ao teste T-Student para avaliar a significância. Os resultados mostraram tendências de aumento nas temperaturas máximas e diminuição das precipitações no norte do estado de Alagoas.

CAPÍTULO 3 - MATERIAIS E MÉTODOS

3.1 – LOCALIZAÇÃO E DADOS

O principal conjunto de dados utilizado neste trabalho compreende o período de 1977 a 2012, contendo as variáveis: Temperatura Média, Temperatura Máxima, Temperatura Mínima, Umidade Relativa do ar, Pressão atmosférica, Insolação, Vento, Precipitação e Evaporação, da estação convencional de Chapadinha-MA localizada na latitude de $03^{\circ}45'S$, longitude de $43^{\circ}21'W$, na altitude de 103,5 m, fornecido pelo Instituto Nacional de Meteorologia – INMET do Ministério da Agricultura e Abastecimento, Coordenação de Modelagem Numérica – CMN, Serviço de Processamento da Informação – SEPINF. A série da estação de Chapadinha utilizada neste trabalho passou por um tratamento de dados e preenchimento de falhas de estações convencionais do INMET; foi parte do trabalho de tese e a metodologia utilizada no tratamento foi apresentada em Silva et al. (2014). A localização da área de estudo é apresentada na Figura 3.

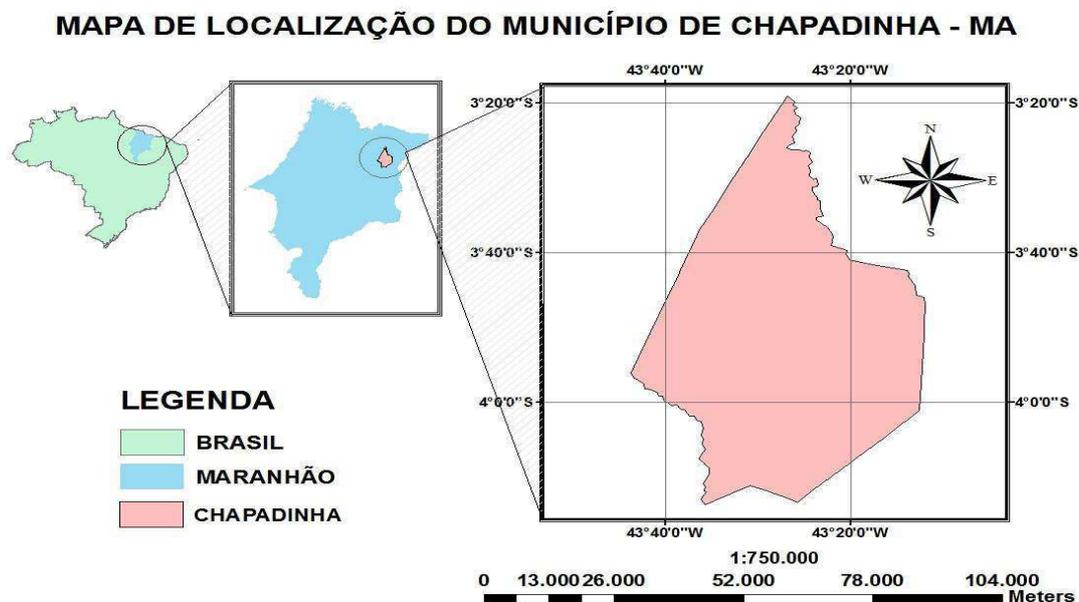


Figura 3 - Localização da Cidade de Chapadinha-MA

Com o propósito de avaliar o comportamento espacial da razão de mistura determinante nas estimativas da variabilidade climática, também foram utilizados dados coletados nas estações do Maranhão, descritas na Tabela 1.

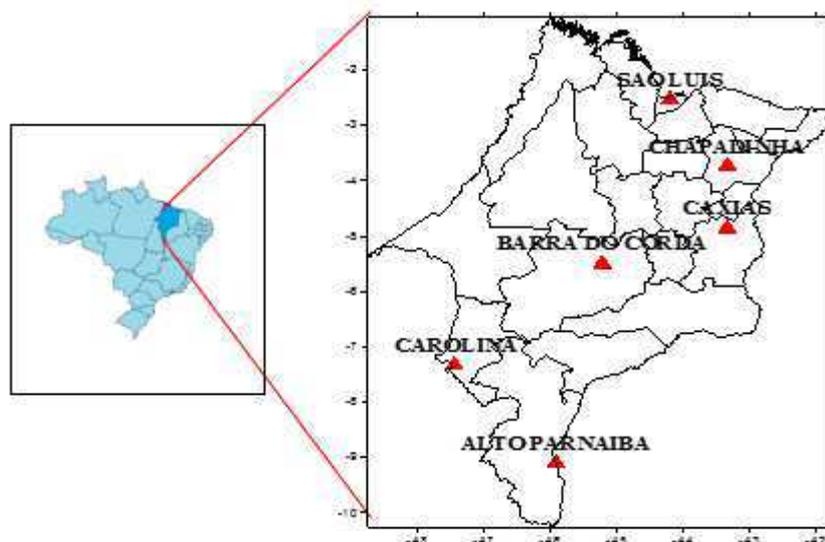


Figura 4 – Localização e distribuição espacial das estações selecionadas no Estado do Maranhão

TABELA 1 – Coordenadas das posições das estações no Maranhão

Estações	Latitude	Longitude	Altitude
Chapadinha	-3,73	-43,35	103,5
Barra do Corda	-5,5	-45,23	153,0
Carolina	-7,33	-47,46	192,83
Alto do Parnaíba	-9,1	-45,93	285,05
Caxias	-4,86	-43,35	103,56
São Luís	-2,53	-44,21	50,86

A metodologia está dividida em quatro subseções: a seção 3.2 constará da estatística descritiva, contendo a climatologia e a sazonalidade; na seção 3.3, o sensoriamento remoto com a descrição dos parâmetros: IVDN, albedo e temperatura da superfície; a seção 3.4, a estatística paramétrica, com ANOVA e ACP e na seção 3.5 constará da estatística não paramétrica com os testes Run, de Mann Kendall e de Pettitt.

3.2 - DETERMINAÇÃO DA CLIMATOLOGIA REGIONAL E SAZONALIDADE DA PRECIPITAÇÃO E DA TEMPERATURA

A estação convencional da cidade de Chapadinha-MA iniciou seu funcionamento em 28/08/1976; portanto, representa uma série climatológica com mais de 30 anos de observação. Em estudos de impactos ambientais é necessário, para investigar possíveis mudanças em elementos meteorológicos, fazer inicialmente, uma estatística descritiva de médias climatológicas anuais, trimestrais e mensais de precipitação e temperatura.

3.2.1 - CONTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DA PRECIPITAÇÃO SAZONAL EM RELAÇÃO À MÉDIA ANUAL

A contribuição percentual da precipitação sazonal em relação à média anual, foi realizada visando conhecer o regime de precipitação na região. Calculou-se o total anual de precipitação e em seguida fez-se a soma dos três meses consecutivos correspondentes a cada estação do ano dividindo-se este total sazonal pelo total anual e multiplicando o valor encontrado por 100. Obteve-se desta forma, a contribuição percentual da precipitação para as estações de verão, outono, inverno e primavera.

3.2.2 – ANOMALIA E VARIABILIDADE INTERANUAL DE PRECIPITAÇÃO

A variabilidade interanual da precipitação foi estimada com base nas análises de anomalias de precipitação e estimativa da correlação linear.

Foram analisadas as influências do ENOS e do Dipolo do Atlântico na precipitação da Cidade de Chapadinha-MA.

A anomalia de precipitação (AP) foi calculada de acordo com a Equação 1 expressa por:

$$AP = (VMP - \overline{VMP}) \quad (1)$$

em que:

AP = anomalia de precipitação da estação;

VMP = valor mensal de precipitação da estação;

\overline{VMP} = valor médio mensal de precipitação da estação.

As APs (anomalias de precipitação) foram obtidas para o período chuvoso da região com a finalidade de investigar a influência do ENOS e do Dipolo do Atlântico Tropical na variabilidade da precipitação da Cidade de Chapadinha-MA. Foram utilizadas as anomalias mensais de TSM na área dos Niños: Niño 1+2, Niño 3, Niño 3.4 e Niño 4 e das áreas do Atlântico Tropical Norte – Bacia Norte (BN) e do Atlântico Tropical Sul-Bacia Sul (BS) (Figura 5).

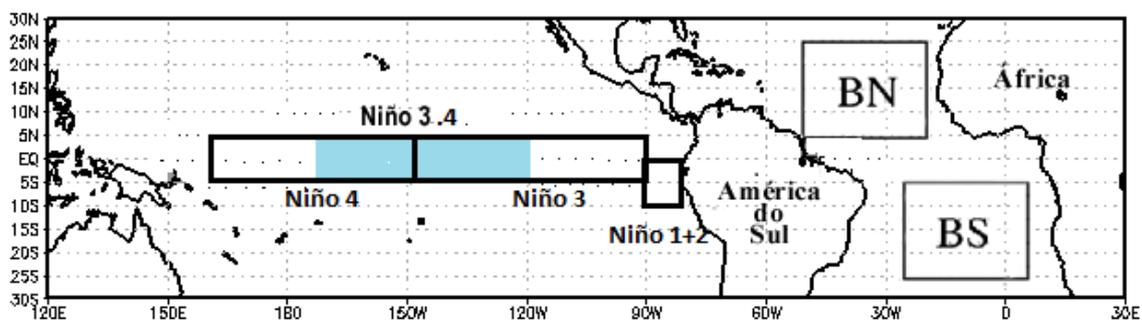


Figura 5 - Áreas do Oceano Pacífico Equatorial, Niño 1+2, Niño 3, Niño 3.4 e Niño 4. Áreas do oceano Atlântico Tropical, BN (Bacia Norte) e BS (Bacia Sul), associadas ao Padrão de Dipolo de anomalias de TSM no Atlântico. Adaptado de IRI (2013)

Uma região do Oceano Pacífico Equatorial bastante representativa da intensidade dos eventos ENOS é a localidade de ocorrência do Niño-3.4 (5° N - 5° S/170°W-120°W, que pode ser vista na figura acima), na qual se observa, normalmente, TSM média superior às da região do Niño-3. Além disto, é o índice mais difundido operacionalmente para fins de monitoramento e previsão de eventos ENOS e suas teleconexões (TRENBERTH, 1997). Hanley et al. (2003), relatam que os índices de Oscilação Sul e Niño 3.4 e Niño 4 são igualmente sensíveis aos eventos de El Niño e melhores para caracterizá-los do que outros índices. No entanto, para confirmar se isso se aplica à influência na precipitação de Chapadinha foram realizadas correlações com as áreas do ENOS referentes aos Niño1+2, Niño3, Niño4 e Niño3.4, além do setor tropical do Oceano Atlântico, nas áreas das Bacias Norte e Sul.

Realizou-se também, um estudo de caso para eventos extremos de ENOS e analisou-se as flutuações no campo da precipitação do trimestre mais chuvoso, usando-se os eventos de La Niña e os fortes e moderados de El Niño; em seguida, as médias sazonais foram calculadas para os meses de verão e de outono austrais para os anos que configuraram isoladamente os eventos El Niño e La Niña.

As variáveis consideradas para determinar a variabilidade interanual da precipitação foram as Anomalias Normalizadas de TSM (ANTSM) e as Anomalias Normalizadas de Precipitação (ANP), normalizadas pelo desvio padrão (σ). Os cálculos foram realizados utilizando-se as seguintes expressões:

$$ANTSM = \frac{TSM - \overline{TSM}}{\sigma} \quad (2)$$

em que:

ANTSM = anomalia normalizada de TSM;

TSM = valor mensal de TSM;

\overline{TSM} = valor médio de TSM;

σ = desvio padrão de TSM, dada por $\sigma = \sqrt{\frac{\sum X^2}{n} - \left[\frac{\sum X}{n}\right]^2}$;

$$ANP = \frac{(P - \overline{P})}{\sigma} \quad (3)$$

na qual:

ANP = anomalia normalizada de precipitação;

P = valor mensal de precipitação;

\overline{P} = valor médio mensal de precipitação;

σ = desvio padrão de precipitação mensal.

A média da ANTSM foi calculada para o período chuvoso. Foram obtidas também as médias das ANPs para o trimestre mais chuvoso de Chapadinha. Os coeficientes de

correlação linear foram calculados e utilizou-se o teste *t-student* para verificar a significância estatística da correlação. Como descrito a seguir:

Significância estatística

No caso de uma distribuição normal bi-dimensional o coeficiente de correlação linear r , de uma amostra, é uma estimativa do coeficiente de correlação da população correspondente. Neste caso pode-se testar a hipótese $\rho=0$ contra uma alternativa, por exemplo, $\rho > 0$. Se a hipótese for verdadeira t_0 corresponderá a uma variável aleatória que tem distribuição t com $n-2$ graus de liberdade. Neste caso t_0 deveria ser pequeno, portanto se t_0 for muito grande, rejeita-se a hipótese.

A significância estatística dos valores de correlação pode ser conseguida através de um teste de hipótese simples. Testando a hipótese de que os valores do coeficiente de correlação de Pearson (r) são iguais a zero, o que significaria que não há correlação linear alguma entre os pares de variáveis contra a hipótese de que eles são diferentes de zero significando que a correlação, por mais tênue que seja, é significativa (Castro, 2002).

Para tanto, calcula-se o valor

$$t_0 = r \sqrt{\frac{n-2}{1-r^2}} \quad (4)$$

Em que r é o valor do coeficiente de correlação de Pearson da amostra e n é o número de elementos na amostra (no presente caso é o número total de meses do período chuvoso (DJFMAM) nos trinta e seis anos considerados).

O coeficiente de determinação (r^2 para a amostra e ρ^2 para a população) representa o percentual da variância em Y que pode ser explicado pela variância de X .

Uma vez obtido o valor t_0 , rejeita-se a hipótese caso: $|t_0| > t_{\alpha/2, n-2}$, na qual $t_{\alpha/2, n-2}$ é o valor crítico para a estatística do teste bilateral para o nível de significância α , com n -

2 graus de liberdade. Na Tabela 2 pode-se encontrar os valores críticos para os níveis de significância mais utilizados, correspondentes a uma série de dados de 36 anos.

TABELA 2 - Relação entre o valor crítico t_0 , o nível de significância desejado e o valor da correlação

Nível de significância (%)	Valor da Correlação (r)	Valor crítico (t_0)
10	0,112	1,65
5	0,133	1,96
1	0,173	2,58

Assim sendo se verifica, a partir do que foi descrito acima, que com 5% de chance de se estar errado, pode-se rejeitar a hipótese de o valor da correlação ser zero sempre que este valor da correlação for superior a 0,133 ou inferior a $-0,133$.

3.3 - SENSORIAMENTO REMOTO.

Estimativas do índice de vegetação, IVDN, albedo e temperatura da superfície, foram realizadas a partir de imagens do satélite Landsat-5 com o objetivo de avaliar mudanças na cobertura do solo na região de Chapadinha.

A resposta da superfície a possíveis mudanças antrópicas foi analisada a partir do albedo e da temperatura da superfície. Alterações nessas variáveis indicam que o saldo de radiação foi modificado implicando, assim, em alterações no balanço de energia, descontinuidades na cobertura do solo, mudança no padrão local do vento e, conseqüentemente, alterações no clima local. Albedo mais altos implicam em maior reflexão da radiação de ondas curtas pela superfície; conseqüentemente, regiões com solo descoberto refletem mais do que áreas vegetadas. A temperatura da superfície determina a quantidade de radiação de onda longa; portanto, monitorar o comportamento da temperatura permite avaliar mudanças na emissão de ondas longas.

As imagens do satélite Landsat 5, sensor TM, ponto 220 e órbita 62 e 63 foram obtidas na página do INPE (Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais – www.inpe.br), e compreendem as imagens com quantidades mínimas de nuvens para reduzir os possíveis ruídos na hora de passagem do satélite Landsat 5.

As imagens de IVDN, albedo e temperatura da superfície, foram obtidas por meio de técnicas de sensoriamento remoto e processamento digital de imagens utilizando-se o software ERDAS imagine.

No período chuvoso a região de Chapadinha está quase sempre com muitas nuvens, o que impossibilita a análise dos componentes do saldo de radiação. Assim foram selecionadas duas imagens do período seco e apenas uma do período chuvoso.

Foram selecionadas cenas referentes aos dias 08/08/1990 e 15/08/2010 (período seco) e 04/02/2010 (período chuvoso). É importante ressaltar que não ocorreram chuvas significativas nos trinta dias antes do dia das imagens (08/08/1990 e 15/08/2010). Sem precipitação significativa a vegetação apresenta baixo nível de umidade e não interfere na resposta dos alvos nos canais de refletividade (CUNHA et al., 2012).

A descrição detalhada de procedimentos utilizados na estimativa do IVDN, albedo e da temperatura da superfície é encontrada em Silva et al. (2010), Silva (2011); Silva et al. (2011)

O Índice de Vegetação da Diferença Normalizada – IVDN ou NDVI do inglês, “Normalized Difference Vegetation Index”, é obtido através da razão entre a diferença das refletividades do IV-próximo (ρ_{IV} – banda 4) e do vermelho (ρ_V – banda 3), pela soma das mesmas:

$$IVDN = \frac{\rho_{IV} - \rho_V}{\rho_{IV} + \rho_V} \quad (5)$$

O IVDN é um indicador sensível da quantidade e da condição (vigor) da vegetação verde; seus valores variam de -1 a $+1$ e para superfícies com alguma vegetação o IVDN varia de 0 e 1 ; já para a água e nuvens o IVDN geralmente é menor que zero.

Para a obtenção da temperatura da superfície é utilizada a equação de Planck invertida, válida para um corpo negro. A temperatura da superfície (T_s em K) é obtida utilizando-se a radiância espectral da banda termal ($L_{\lambda,6}$) e a emissividade ϵ_{NB} (a emissividade de cada pixel no domínio espectral da banda termal ϵ_{NB} , qual seja: 10,4 – 12,5 μm), é dada pela equação abaixo:

$$T_s = \frac{K_2}{\ln\left(\frac{\epsilon_{NB} K_1}{L_{\lambda,6}}\right) + 1} \quad (6)$$

Em que $K_1=607,76 \text{ Wm}^{-2}\text{sr}^{-1}\mu\text{m}^{-1}$ e $K_2=1260,56 \text{ K}$ são constantes de calibração da banda termal do Landsat 5 –TM. Para o Landsat 7 $K_1=666,09 \text{ Wm}^{-2}\text{sr}^{-1}\mu\text{m}^{-1}$ e $K_2=1282,71 \text{ K}$, (SILVA, 2011).

O albedo da superfície pode ser obtido e corrigido para os efeitos atmosféricos α , pela equação:

$$\alpha = \frac{\alpha_{toa} - \alpha_p}{\tau_{sw}^2} \quad (7)$$

Em que α_{toa} é o albedo planetário, α_p é a refletância da própria atmosfera, que varia entre 0,025 e 0,04, e τ_{sw} é a transmissividade atmosférica que, para condições de céu claro, poderá ser obtida por:

$$\tau_{sw} = 0,75 + 2 \cdot 10^{-5} Z \quad (8)$$

Em que z é a altitude de cada pixel (m).

A posição dos alvos referentes às áreas com soja e área urbana do município de Chapadinha foi obtida de Costa (2010). Costa (2010) utilizou técnicas de sensoriamento remoto para determinar a evolução do uso agrícola do solo, a distribuição espacial da vegetação nativa, e suas consequências no Cerrado. O estudo foi realizado na área de abrangência do município de Chapadinha. O autor georreferenciou as áreas agrícolas do município, fez um levantamento dos dados do IBGE das culturas agrícolas exploradas no

período de 1990 a 2007 e utilizou imagem LANDSAT 5 do ano de 2009 para identificar as classes de vegetação e o uso do solo em Chapadinha.

3.4 - ANÁLISE ESTATÍSTICA – TESTES PARAMÉTRICOS

Os testes de hipótese recebem a designação de testes paramétricos se satisfazem simultaneamente condições específicas. Segundo Ferreira (2010), quando:

- Incidem explicitamente sobre um ou mais parâmetros de uma ou mais populações (por exemplo, sobre a média ou valor esperado ou sobre a variância);
- A distribuição de probabilidades da estatística de teste pressupõe uma forma particular das distribuições populacionais;
- As variâncias são homogêneas;
- Os erros ou resíduos são aleatórios e independentes e têm distribuição normal com variância finita e constante.

Com o objetivo de investigar se o cultivo da soja trouxe alterações na temperatura e precipitação do município de Chapadinha utilizou-se, a priori, a técnica de Análise de Variância semelhante ao estudo realizado por Correia et al. (2006) referente à construção do Lago de Sobradinho. Os dados coletados foram separados em antes e após o início do cultivo da soja a fim de estabelecer se a diferença entre as duas amostras revelava quaisquer mudanças reais. Para este estudo inicial utilizou-se o período de 1977 a 2009.

3.4.1 - T-STUDENT E ANÁLISE DE VARIÂNCIA (ANOVA)

De acordo com Silva et al. (2009), para amostras grandes ($N > 30$), as distribuições amostrais de várias estatísticas são aproximadamente normais e melhores com o crescimento de N . Para amostras pequenas ($N < 30$), essa aproximação não é boa e se torna pior com o decréscimo de N , de modo que devem ser introduzidas as modificações convenientes. Uma das distribuições mais utilizadas para pequenas amostras, é a “t-Student”, a qual é bastante empregada nos estudos de meteorologia, citando vários autores (KOUSKY E KAYANO, 1994; KAYANO E KOUSKY, 1996; CASTRO, 2002).

Neste trabalho o método aplicado para detecção de variações referentes aos elementos meteorológicos envolve a utilização do teste de significância, de duas formas: o teste *t-Student* (largamente discutido na literatura), referido a partir de agora com o teste-t, e a técnica da análise de variância, como descrito por Murteira (1990).

A análise de variância (ANOVA) é um teste estatístico bastante utilizado em ciências atmosféricas e essencialmente visa verificar se existem diferenças significativas entre as médias e se fatores específicos exercem influência em alguma das variáveis dependentes. Neste trabalho a aplicação da técnica foi utilizada para verificar se existem diferenças significativas entre as médias de dados coletados antes e depois da entrada da soja na região de Chapadinha, tal como avaliar se o fator “soja” teve influência em variáveis atmosféricas que caracterizam o clima local. O teste mostrou-se eficiente em pesquisas semelhantes (CORREIA, 2001; CORREIA et. al., 2006).

Utilizaram-se as seguintes hipóteses para aplicação do teste-t:

$$H_0: M_2 - M_1 = 0;$$

$$H_1: M_2 - M_1 > 0 \text{ ou } M_2 - M_1 < 0; \quad (9)$$

Em que M_1 e M_2 são as populações médias antes e depois do início do cultivo da soja, respectivamente. O teste aplicado à série de valores mensais em sua forma unilateral, para a direita ou para a esquerda, dependendo da situação, com nível de significância de 5% ($\alpha=0.05$).

A aplicação da Análise de Variância (ANOVA) foi utilizada para determinar como fontes específicas de variações contribuiriam para a variação total de alguns parâmetros e, em cima disto, verificar se o efeito de um determinado fator particular seria significativo. Considerando o principal objetivo deste trabalho, que é fazer uma avaliação do impacto do plantio da soja sobre os parâmetros meteorológicos, a opção inicial apontou para o uso de “um fator” para análise de variância que, geralmente, é designado como análise de variância de classificação simples. Este fator é representado pelo cultivo da soja e a amostra dos dados é classificada em “antes da soja” e “depois da soja”. Os

dados utilizados para a aplicação de um fator de análise de variância devem ser feitos de amostras independentes, originárias de populações normais com igual variância.

$$H_0: \bar{X}_1 = \bar{X}_2 = \bar{X}_3 = \dots = \bar{X}_m \quad \text{ou} \\ H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_m = 0 \quad (10)$$

por meio do qual, se supõe que o fator não tem peso sobre o valor da variável.

Se H_0 for verdadeira, supõe-se que cada grupo representa uma amostra casual de uma mesma população e que cada grupo irá apresentar a mesma média. Existem duas fontes de variabilidade:

- (a) Uma fonte que resulta da real diferença entre as populações, usualmente denominada “variabilidade entre”. Neste caso, quanto maior a variabilidade mais perceptível é a evidência de diferenças entre as populações de onde as amostras foram coletadas;
- (b) Uma fonte resultante das diferenças dentro de cada amostra geralmente denominada “variabilidade dentro”. Nesse caso quanto maior a variabilidade maior também é a dificuldade para determinar se as populações são diversas ou não.

As estimativas de variância são combinadas com o único propósito de testar H_0 . No entanto, esta comparação não pode ser feita diretamente devido a um número maior de ocorrência, isto é, os níveis de autonomia diferem uma da outra (os tamanhos das amostras são diferentes). Uma alternativa é usar o teste-F de Snedecor, que produz uma razão dada por:

$$F = \frac{\text{Variância entre}}{\text{Variância dentro}} = \frac{MQE}{MQD} \quad (11)$$

Este valor deveria ser comparado com o F crítico (tabelado) para um dado nível de significância.

Em que:

$$MQD = \frac{SQD}{m(n-1)} \quad e \quad MQE = \frac{SQE}{(m-1)},$$

Sendo: SQD (soma dos quadrados dentro dos grupos),

SQE (soma dos quadrados entre grupos),

m é o número de amostras,

n é o número de observações.

$$SQE = n \sum_{i=1}^m \bar{X}_i^2 - mn \left(\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \frac{X_{ij}}{mn} \right)^2,$$

$$SQD = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n X_{ij}^2 - mn \left(\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \frac{X_{ij}}{mn} \right)^2 - SQE,$$

$$\bar{X}_i = \left(\frac{1}{n} \right) \sum_{j=1}^n X_{ij}, \quad i=1,2, \dots, m \quad (\text{a média do } i\text{-ésimo grupo ou amostra})$$

3.4.2 - REGRESSÃO LINEAR

A análise regressão linear foi usada para investigar a relação entre variáveis e permitir a estimativa de parâmetros desconhecidos. Na aplicação do método definiu-se a série de dados pela variável Y (no caso, a temperatura, a precipitação etc), no tempo t (ano). Assim, Y é uma função de t, representada por $Y = f(t)$. Neste procedimento utilizou-se a equação da reta da tendência ($Y = a(x) + b$), em que “a” é o coeficiente angular da reta e, no caso, $x = t$. Assim, se “a” > 0 significa que a tendência é crescente e, se caso “a” < 0 , indica uma tendência decrescente. Ao realizar este procedimento o valor da estatística do R-quadrado (R^2) é devolvido como uma medida da qualidade do ajuste efetuado. Complementando esta análise determinou-se o intervalo de confiança em 95% acima e abaixo do valor estimado do coeficiente angular da reta de regressão (MESCHIATTI et al., 2012).

3.4.3 - ANÁLISE EM COMPONENTES PRINCIPAIS - ACP

Utilizou-se a técnica de análise multivariada, ACP (Análise em Componentes Principais), para determinar a influência da soja nas variáveis meteorológicas. A ACP

permite avaliar padrões espacial e temporal e redimensionar o número de variáveis a serem discutidas. A matriz de dados serviu de entrada para o software estatístico específico visando ao cálculo da ACP.

A adequação do método foi verificada através do teste de esfericidade de Bartlett e da estatística do KMO (Kaiser-Meyer-Olkin), (“Measure of Sampling Adequacy – MAS” - medida de adequação da amostra), que indica o grau de explicação dos dados a partir dos fatores encontrados na AF (Análise Fatorial) (CORRAR et al., 2007).

Como apresentado por Richman (1986) a análise em Componentes Principais pode ser especificada em pelo menos seis modos operacionais básicos dependendo de quais parâmetros são escolhidos como variáveis, indivíduos e entidades fixas. Em estudos de campos meteorológicos no espaço e no tempo, existem três entidades: o campo meteorológico (ou parâmetro), o tempo e a localização (estação). A ACP de campos meteorológicos pode ser realizada variando duas das três entidades mantendo a terceira fixa. Utilizou-se o Modo-P; assim, a matriz de entrada foi composta por: $n(\text{tempo}) \times p(\text{variáveis meteorológicas})$.

Os dois modos de ACP largamente utilizados em Meteorologia são os Modos S e T, já que permitem análises tanto no espaço quanto no tempo, o Modo-T e o Modo-S, respectivamente. Isto ocorre principalmente pela vantagem na determinação de padrões dominantes de circulações atmosféricas (modo T), consideradas informações de extrema importância, independente do tópico considerado e pela opção da análise das séries temporais em pontos no espaço (modo S). Uma descrição mais detalhada desses modos pode ser encontrada em Compagnucci e Salles (1997) e em Escobar (2004). Escobar (2007) relata que o primeiro chamado Modo-S está relacionado com a análise de séries temporais correspondentes a pontos no espaço significando que a variável estatística analisada corresponde a séries temporais de uma variável meteorológica que pode ser considerada contínua no espaço e no tempo.

Outros dois modos também bastante utilizados são os primeiros Modos (O e P) usados quando se está analisando, em apenas um ponto no espaço, nos quatro modos restantes, as análises incluem várias estações. O Modo-P é utilizado quando o pesquisador

busca identificar estruturas subjacentes capazes de serem percebidas apenas pela construção de relacionamentos entre as variáveis.

Em estudos que abordam questões relacionadas com poluição atmosférica a opção pelo Modo P é bastante comum. Na identificação e na quantificação da fonte de aerossóis o modelo de análise multivariada faz uso de apenas um conjunto de dados: a composição química do material particulado proveniente de fontes específicas de interesse para pesquisa. Os dados são ordenados em matrizes, de forma que as colunas representam informações das espécies químicas (variáveis) e as linhas, os casos (tempo).

Nos últimos anos são vários os pesquisadores que reconhecem a importância da utilização da ACP no Modo P pela necessidade de analisar conjuntos de dados coletados em locais específicos (ENGLEHART e DOUGLAS, 2009; BOWER et. al., 2007; JIANG et. al., 2005).

No Modo-O, o objetivo é o agrupamento de diversos anos tendo, como base, o comportamento das variáveis em uma estação. A carga fatorial para cada modo é obtida das correlações entre cada variável original e cada componente principal (RICHMAN, 1986).

Em síntese, a ACP consiste em associar índices a cada um dos conjuntos de dados (X: variável explicativa e Y: resposta), definidos como combinações lineares dos valores em cada um dos conjuntos, de forma a maximizar a correlação entre os dois índices. Busca-se, então, reter ao máximo a informação contida nas variáveis originais. Os coeficientes da combinação linear são referidos nos softwares como “ loadings ” e os índices como “ scores ” (AMANAJÁS, 2011).

A coleta básica de informações na análise fatorial é a matriz de dados (PANDZIC, 1988). Para a obtenção dos fatores segue-se o método análogo ao de Braga et al. (2003). A partir de uma matriz de dados normalizados (com média zero e variância um) designada por Z (n indivíduos \times p caracteres), por exemplo (n tempo \times p variáveis), pode-se obter a matriz de correlação R através de:

$$R = \frac{1}{n-1} ZZ^t \quad (12)$$

Z^t é a transposta de Z .

Em que R é uma matriz simétrica e positiva de dimensão $(p \times p)$, ela é diagonalizável por uma matriz A de mudança de base, chamada matriz de autovetores e por λ , o autovalor associado, dado por:

$$(R - \lambda I)A = 0 \quad (13)$$

$$|R - \lambda I = 0| \quad (14)$$

na qual, I é matriz identidade. Assim, para que A tenha soluções não triviais o $\det|R - \lambda I| = 0$.

O determinante produz uma matriz diagonal cujos elementos são os autovalores λ_n correspondentes aos autovetores de an de cada coluna p de A . Como R é simétrica, o somatório dos elementos da sua diagonal principal (r_{ii}) é igual à soma dos autovalores, ou seja:

$$\sum_{i=1}^n r_{ii} = \sum_{i=1}^n \lambda_i \quad (15)$$

Obtém-se a matriz diagonal D cujos elementos diagonais são os autovalores de R , dada por:

$$D = A^{-1}RA \quad (16)$$

Em que: A^{-1} é a inversa da matriz A . Pela ortogonalidade dos autovetores a inversa de A (A^{-1}) é igual à sua transposta (A^t). Assim, as componentes principais (CP's) Z_1, Z_2, \dots, Z_p , são obtidas por combinações lineares entre a transposta dos autovetores (λ) de A^t e a matriz de observações Y , ou seja:

$$Z = A^t Y \quad (17)$$

$$Y = AZ \quad (18)$$

Cada linha de Z corresponde a uma Componente Principal que forma as séries temporais associadas aos autovalores. Os valores de Y do i -ésimo local podem ser calculados por:

$$Y_i = a_{j1}Z_1 + a_{j2}Z_2 + \dots + a_{jk}Z_k + a_{np}Z_p \quad (19)$$

Os coeficientes a_{jk} representam os pesos associados a cada componente Z_k e são ordenados por ordem decrescente dos autovalores mais significativos de A . A solução dessa equação é única. Esta solução considera a variação total presente no conjunto das variáveis iniciais em que a Z_1 explica o máximo possível da variância dos dados iniciais, enquanto a Z_2 explica o máximo possível da variância ainda não explicada e assim por diante, até a última Z_n que contribui com a menor parcela de explicação da variância total dos dados iniciais.

Cada Componente Principal tem uma porção da variância total dos dados e é ordenada por ordem decrescente dos autovalores mais significativos de A em \mathbf{A} , dada por:

$$Z_i = \sum_{j=1}^n a_{ji} Y_j \quad (20)$$

Tomando F como funções lineares das variáveis observadas normalizadas (Y), tem-se:

$$F = YB \quad (21)$$

em que F é a matriz dos escores fatoriais constituída de p valores para cada um dos fatores e B é a matriz ($p \times p$) dos coeficientes dos escores fatoriais das CPs.

$$B = AD^{-1/2} \quad (22)$$

Multiplicando a matriz dos autovetores (A) pela raiz quadrada da matriz dos autovalores (D), obtém-se a matriz W ($p \times p$), das cargas fatoriais, dada por:

$$W = AD^{1/2} \quad (23)$$

Relacionando F e as CPs, tem-se:

$$X = AY = BD^{1/2} = FD^{1/2} \quad (24)$$

em que F são as cargas fatoriais para as CPs X .

Escolheu-se o número de CPs com base no critério de truncamento de Kaiser ou da % da variância explicada: considera-se n componentes principais que explicaram $X\%$ da variância total dos dados. Os fatores comuns são obtidos pela relação entre a matriz dos autovetores (A) e a raiz quadrada do autovalor (λ), ou seja, o primeiro fator comum é obtido pela relação entre o primeiro autovetor (a_{11}) e o primeiro autovalor (λ_1) e assim, sucessivamente.

Em geral, a primeira solução obtida com a aplicação da ACP não fornece fatores que tenham a interpretação física mais adequada. Para aumentar o poder explicativo dos fatores na análise efetua-se o procedimento de rotação de fatores. A rotação das componentes principais tem, como principal objetivo, redistribuir a variância total dos dados utilizados com o intuito de facilitar o significado físico das componentes obtidas (ESCOBAR, 2007). Os autovalores obtidos nas análises de componentes principais serão submetidos à rotação no sentido de distinguir grupos de variáveis intercorrelacionados. Um dos métodos de rotação mais utilizados que maximiza a variância em cada componente, é o VARIMAX, dado por:

$$Var = \sum_{j=1}^r \left(n \sum_{i=1}^n (a_{ij})^2 - \left(\sum_{i=1}^n a_{ij} \right)^2 \right) / n^2 \quad (25)$$

em que r é o número de CPs que representa as informações físicas e n o número de variáveis.

O principal objetivo da utilização de CPs rotacionadas é se obter a maior concentração dos dados originais da série temporal nas CPs pela máxima variância e não a característica normalizada da série temporal, como ocorre nas CPs não rotacionadas (BEZERRA, 2007).

Concomitantemente à técnica de análise por componentes principais, foi realizada a análise por agrupamento no sentido de comparar os domínios temporais dos grupos homogêneos formados pelos mesmos.

3.4.4 - ANÁLISE DE AGRUPAMENTOS (*CLUSTERS*)

A análise de conglomerados, ou *Clusters Analysis*, é uma das técnicas de análise multivariada cujo objetivo é reunir objetos baseando-se nas suas características. O grupo resultante desta classificação deve, então, exibir um alto grau de homogeneidade interna e alta heterogeneidade externa (CORRAR et al., 2007).

Os métodos de agrupamento têm por propósito primário, agrupar indivíduos em um número restrito de classes de maneira que os indivíduos pertencentes a essas classes sejam semelhantes em algum aspecto. Em resumo, esta técnica evidencia os grupos homogêneos e heterogêneos no meio de uma população.

A Análise de Conglomerados também é útil quando o pesquisador deseja formular hipóteses sobre a natureza dos dados ou examinar hipóteses já estabelecidas (CORRAR et al., 2007).

Segundo Corrar (2007) a similaridade entre objetos pode ser mensurada de várias maneiras mas três métodos dominam as aplicações da Análise de Agrupamentos: medidas de associação, medidas de correlação e medidas de distância. Neste trabalho a similaridade dos dados será mensurada através das medidas de distâncias *d*.

Existem várias medidas que podem ser usadas como medida de distância entre os elementos de uma matriz de dados. Utilizou-se a distância euclidiana, que é empregada

para calcular medidas específicas simples, como a distância euclidiana e a distância euclidiana quadrática ou absoluta, que é a soma dos quadrados das diferenças sem calcular a raiz quadrada (HAIR et al., 2006). Este tipo de distância é recomendado para os métodos de agrupamento Centroide e Ward; a distância euclidiana é obtida pela equação:

$$d(x_i - x_j) = |x_i - x_j| = [\sum_{k=1}^n (x_{i,k} - x_{j,k})^2]^{1/2} \quad (26)$$

em que k são as variáveis ($k=1, 2, 3, \dots, p$); $x_{i,k}$ é a k -ésima característica da i -ésima observação; $x_{j,k}$ representa a k -ésima característica da j -ésima observação.

Após escolhido o método de distância deve-se escolher o critério de agregação dos indivíduos. Existem dois métodos de classificação de grupos: os métodos hierárquicos e os não-hierárquicos. Os métodos hierárquicos produzem uma partição em um número de classes (ou grupos) que não é definido inicialmente, ou seja, o próprio método gera o número de grupos. A união de dois grupos em determinada etapa produz um dos agrupamentos da etapa superior, o que caracteriza o processo hierárquico; já nos métodos não-hierárquicos o número de classes é estabelecido a priori, pelo analista.

Existem vários critérios de agrupamentos nos métodos hierárquicos, segundo Hair et al. (2006) e Corrar et al. (2007) em que os mais utilizados são: Ligação Simples ou Agrupamento de Mínima Distância; Ligação Completa ou Agrupamento de Máxima Distância; Ligação Média; Método Centroide e Método de Ward. Neste trabalho utilizou-se o método proposto por Ward, que é largamente utilizado (CORREIA, 2000; SILVA, 2011; CORREIA FILHO, 2010).

O método de Ward se baseia na perda de informação decorrente do agrupamento de objetos em conglomerados, medida pela soma total dos quadrados dos desvios de cada objeto em relação à média do conglomerado no qual o objeto foi inserido. A cada estágio de agrupamento a soma dos quadrados dos desvios das variáveis em relação a cada objeto, é minimizada. Assim, este procedimento tende a formar grupos com um número menor de observações e também tende a produzir grupos com aproximadamente o mesmo número de observações. A função objetivo é expressa por:

$$W = \sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x})' (x_j - \bar{x}) \quad (27)$$

Em que x_j é o vetor multivariado de medidas associado com o j -ésimo item e \bar{x} é a média de todos os itens.

Os resultados do método de Ward podem ser apresentados sob a forma de um dendograma usando-se, na ordenada, os valores de W .

Nos métodos hierárquicos a obtenção dos grupos pode ser feita por cortes transversais no dendograma. Este corte pode ser definido através da curva de inércia a partir do critério de agregação entre os grupos e conhecimento prévio da região em estudo.

3.4.5 – RAZÃO DE MISTURA - ACP

Aplicou-se a Análise em Componentes Principais para os meses de fevereiro e março, que são os meses mais chuvosos de Chapadinha para analisar a distribuição da razão de mistura no Maranhão. Devido ao número reduzido de estações no Estado com séries temporais climatológicas foram selecionadas, além de Chapadinha apenas mais cinco estações. Além disto, a série de dados de Chapadinha passou por um tratamento de falhas; no entanto, isto não ocorreu com as outras estações, razão pela qual se contataram falha nas séries de dados dessas estações e, para poder utilizar um período comum em que todas as estações não apresentassem problemas, foi necessário reduzir o período para 1986 a 2012. As estações foram apresentadas na Figura 2 e na Tabela 1.

A razão de mistura foi calculada como mostra a equação (28):

$$r = \frac{622e}{(971-e)} \quad (28)$$

$$e_S(T_{med}) = 6,11 \exp\left(\frac{17,67T_{med}}{T_b + 243,5}\right),$$

$$e = \frac{UR_{eS}(T_{med})}{100},$$

em que: T_{med} é a média obtida das temperaturas máxima e mínima, UR é a umidade relativa, 'e' é a pressão de vapor d'água, 'es(t_{med})' é a pressão de saturação do vapor d'água e r é a razão de mistura.

A matriz de dados de razão de mistura padronizada foi organizada de forma adequada para se realizar a análise espacial, embora inicialmente com número reduzido de estações com o propósito de subdividir o Estado do Maranhão em regiões homogêneas de umidade.

A rotação tenta isolar subgrupos de estações que variam similarmente. Neste Modo a matriz foi composta por 6 colunas (estações) e 40 linhas (os meses de fevereiro e março de 1990 a 2009) representando, respectivamente, as dimensões espacial e temporal.

3.5 - ANÁLISE ESTATÍSTICA – TESTES NÃO-PARAMÉTRICOS

Quando alguns dos pressupostos para o teste ser paramétrico, vistos na seção 3.1.3, são violados, ocorre comprometimento dos resultados dos testes tradicionais, vistos anteriormente e, portanto, deverão ser evitados. Nesses casos, o mais indicado é utilizar testes que não exigem o cumprimento de tais pressupostos (FERREIRA, 2010). Esses testes são designados por *testes não paramétricos*.

Os testes não paramétricos não estão condicionados por qualquer distribuição de probabilidades dos dados em análise sendo também designados por “distribution-free tests” (FERREIRA, 2010).

Para cada série estudada foi aplicada a análise de regressão e realizadas análises não-paramétricas, por meio dos testes Run, de Mann-Kendall e de Pettitt. O teste de Pettitt foi aplicado com o intuito de identificar rupturas nas séries, de forma a detectar mudanças bruscas nos valores médios; já o segundo teste identifica tendências nas séries históricas, em longo prazo, quer dizer, se existem tendências de acréscimo ou decréscimo nas

quantidades de variáveis anualmente ou sazonalmente serão detectadas pelo teste de Mann-Kendall.

3.5.1 - *TESTE RUN*

O teste mais usado para análise de homogeneidade de séries históricas e recomendado pela Organização Meteorológica Mundial (OMM) na Nota Técnica nº 81, é o teste não-paramétrico denominado teste de sequência ou Run Test (BACK, 2001). Segundo Silva e Sousa (2013), a existência de correlação serial nas séries deve ser avaliada pelo teste não paramétrico de sequências.

Para testar a homogeneidade das séries das variáveis de Chapadinha de 1977 a 2012 foi utilizado o teste de sequência ou teste Run. A hipótese nula do teste é que a distribuição dos dados ocorre normalmente e que a amostra é aleatória e é testada pela estatística em nível de 5% de significância (BACK, 2001).

O Run Test é assim denominado pelo fato de número de oscilações ser chamado de run. Esse teste consiste na contagem do número de oscilações dos valores acima e abaixo da mediana, numa série de dados naturalmente ordenada. O número de oscilações é chamado Run e se deve testar se o valor observado está dentro da faixa de distribuição considerada normal. Um valor alto de Run indica muitas oscilações e valores baixos indicam um desvio em relação à mediana durante o período de registros.

Se a sequência contém N_1 símbolos de um tipo, e N_2 símbolos de outro tipo (e N_1 e N_2 não são muito pequenos), a distribuição amostral do número de Runs total pode ser aproximada pela distribuição normal com média:

$$E(u) = \frac{2N_1N_2}{N_1+N_2} + 1 \quad (29)$$

enquanto a variância da distribuição pode ser estimada por

$$Var(u) = \frac{2N_1N_2(2N_1N_2-n)}{n^2(n-1)} \quad (30)$$

Em que $n = N_1 + N_2$, n é o tamanho da série e u representa o número de Runs. Assim, a hipótese nula de que a distribuição dos símbolos ocorre normalmente e que a amostra é aleatória, pode ser testada com base na estatística:

$$Z = \frac{u - E(u)}{\sqrt{\text{Var}(u)}} \quad (31)$$

Esse valor calculado pode ser comparado com valores de z para distribuição normal. Para o nível de significância de 5%, z deve estar entre -1,96 e 1,96. Caso z calculado seja maior que o valor tabelado, deve-se rejeitar a hipótese de nulidade.

3.5.2 - TESTE DE PETTITT

Usou-se o teste de Pettitt para determinar o ponto de mudança brusca (ano) na série histórica.

Esse teste foi apresentado por Pettitt, em 1979, e consiste em verificar se duas amostras X_1, \dots, X_t e X_{t+1}, \dots, X_T são da mesma população. Segundo Pettitt (1979), a estatística $U_{t,T}$ pode ser calculada usando-se a seguinte equação:

$$U_{t,T} = U_{t-1,T} + V_{t,T} \quad (32)$$

para $t = 2, \dots, T$, na qual

$$V_{t,T} = \sum_{j=1}^T \text{sgn}(X_t - X_j) \quad (33)$$

e $U_{1,T} = V_{1,T}$, Nogueira et al. (2013).

Quando não há laços nos dados, $V_{t,T} = T + 1 - 2R_t$, em que R_t é a ordem de X_t na amostra de T observações. A estatística $k(t)$ localiza o ponto em que houve mudança brusca na média de uma série temporal, que é o t no qual ocorre o máximo de $k(t)$, se escreve:

$$K(t) = \text{MAX}_{1 \leq t \leq T} |U_{t,T}| \quad (34)$$

sua significância pode ser calculada aproximadamente pela equação:

$$p \cong 2 \exp\{-6k(t)^2 / (T^3 + T^2)\} \quad (35)$$

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:

$$K_{crit} = \pm \sqrt{\frac{-\ln(\frac{p}{2})(T^3 + T^2)}{6}} \quad (36)$$

3.5.3 - MANN-KENDALL

Este teste é o resultado do desenvolvimento do teste não-paramétrico de tendência proposto pela primeira vez por Mann (1945). Esse teste foi reformulado por Kendall (1975) e melhorado por Hirsch et al (1982, 1984) o que permitiu ter em conta a sazonalidade.

3.5.3.1 - Método de Mann-Kendall (MK)

Segundo Yenigün et al. (2008) o Método de Mann–Kendall é amplamente usado como teste não-paramétrico para detectar tendência, em séries temporais climatológicas e hidrológicas. Este teste tem sido usado e sugerido pela Organização Meteorológica Mundial (WMO) para avaliar tendências em séries temporais de dados ambientais; o método é simples, robusto e lida com valores ausentes.

Como descrito por Silva (2004), este teste consiste em comparar cada valor da série temporal com os valores restantes, sempre em ordem sequencial. É contado o número de vezes em que os termos restantes são maiores que os valores analisados. A estatística S é obtida pela soma de todas as contagens:

$$S = \sum_{i=2}^n \sum_{j=1}^{i-1} \text{sign}(X_i - X_j) \quad (37)$$

Na qual o sinal($x_i - x_j$) é obtido por:

$$\text{sinal} = \begin{cases} -1 & \text{para } x_i - x_j < 0 \\ 0 & \text{para } x_i - x_j = 0 \\ 1 & \text{para } x_i - x_j > 0 \end{cases}$$

Kendall (1975) mostrou que S é normalmente distribuída com média $E(S)$ e variância $\text{Var}(S)$, para uma situação na qual pode haver valores iguais de x , são calculadas pelas equações:

$$E(S) = 0$$

$$\text{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{p=1}^q t_p(t_p-1)(2t_p+5)}{18} \quad (38)$$

Em que: t_p é o número de dados com valores iguais em certo grupo (p) e q é o número de grupos contendo valores iguais na série de dados em certo grupo p .

O teste estatístico parametrizado (Z) é computado pela seguinte equação:

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{se } S > 0 \\ 0 & \text{se } S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{se } S < 0 \end{cases} \quad (39)$$

O valor de Z resulta na presença de uma tendência estatisticamente significativa. Essa estatística é usada para testar a hipótese nula, ou seja, que nenhuma tendência existe. Um valor positivo de Z indica tendência de aumento e quando negativa, indica tendência decrescente. Para testar a tendência crescente ou decrescente no nível de significância de α , a hipótese nula é, então, rejeitada se o valor absoluto de Z for maior que $Z_{1-\alpha/2}$, utilizando-se a tabela da distribuição normal cumulativa padrão. Em geral, usam-se os níveis de significância de $\alpha = 0,01$ e $0,05$, que também foram aplicados neste estudo.

3.5.3.2 - Teste sequencial de Mann-Kendall

O teste sequencial de Mann-Kendall foi proposto, inicialmente, por Sneyers (1975); é um teste estatístico não paramétrico em que na hipótese da estabilidade de uma série temporal, os valores devem ser independentes e a distribuição de probabilidades deve permanecer sempre a mesma (série aleatória simples).

O teste sequencial de Mann-Kendall permite verificar, graficamente, se o ponto de início da mudança de tendência é estatisticamente significativo. Back (2001) relata que o teste sequencial de Mann-Kendall é o método mais apropriado para analisar mudanças climáticas em séries climatológicas e também permite a detecção e localização aproximada do ponto inicial de determinada tendência.

Seja uma série temporal de X_i de N termos ($1 < i < N$); o teste consiste na soma t_n do número de termos m_i da série, relativo ao valor X_i cujos termos precedentes ($j < i$) são inferiores ao mesmo ($X_j < X_i$), (MORAES et al., 1997), isto é:

$$t_n = \sum_{i=1}^n m_i \quad (40)$$

Para séries com grande número de termos (N), sob a hipótese nula (H_0) de ausência de tendência, t_n apresentará uma distribuição normal com média e variância:

$$E(t_n) = \frac{N(N-1)}{4} \quad (41)$$

$$Var(t_n) = \frac{N(N-1)(2N+5)}{72} \quad (42)$$

Testando a significância estatística de t_n para a hipótese nula usando um teste bilateral, ela pode ser rejeitada para grandes valores da estatística $u(t)$ dada por:

$$u(t_n) = \frac{(t_n - E(t_n))}{\sqrt{Var(t_n)}} \quad (43)$$

O valor da probabilidade α_1 é calculado por meio da Tabela da normal reduzida tal que:

$$\alpha_1 = \text{prob}(|u| > |u(t_n)|) \quad (44)$$

Sendo α_0 o nível de significância do teste (geralmente $\alpha_0=0,05$), a hipótese nula é aceita se $\alpha_1 > \alpha_0$. Caso a hipótese nula seja rejeitada implicará na existência de tendência significativa em que o sinal da estatística $u(t_n)$ indica se a tendência é crescente ($u(t_n)>0$) ou decrescente ($u(t_n)<0$).

Como descrito por Back (2001), Penereiro e Ferreira (2012), o ponto de início da mudança pode ser determinado aplicando-se o mesmo princípio à série inversa. Caso em que se computa, para cada termo, o número de termos m'_i da série X_j , de forma tal que para $X_i > X_j$ com $i < j$ os valores de $u^*(t_n)$ para a série retrógrada sejam dados por:

$$u^*(t_n) = -u(t_n) \quad (45)$$

A interseção das curvas $u(t_n)$ e $u^*(t_n)$ localiza o ponto de mudança, se esta ocorre dentro dos valores críticos do intervalo de confiança.

Neste trabalho foram realizadas análises das tendências do comportamento das séries temporais da precipitação acumulada interanual e sazonal, das temperaturas máximas e mínimas e da razão de mistura. Foram adotados 5% de nível de significância. O teste foi aplicado de forma que, para H_0 , não há evidência de tendência nos dados e, para H_1 , a hipótese alternativa é que existe tendência positiva ou negativa nos dados. H_0 será rejeitada quando o valor de $u(t)$ estiver fora do intervalo de -1,96 e +1,96. Quando o teste de Mann-Kendall indicar valor $< -1,96$, a hipótese é que a tendência na série em análise é negativa; caso seja maior que 1,96, o teste indica que a série apresenta tendência positiva de aumento dos valores. A Tabela 3 apresenta a legenda dos intervalos apresentados nesse teste de tendência.

Graficamente, uma tendência é constatada quando a curva $u(t_n)$, que é o teste aplicado no sentido direto da série temporal, cruza o limite de confiança de 95%,

representado pelas linhas horizontais. A linha $u^*(tn)$, que é o teste aplicado no sentido inverso da série, também serve para detectar uma ruptura na série quando esta cruza a linha $u(tn)$ dentro do intervalo de confiança (MORAES et al., 1997).

3.5.3.3 - Teste de Mann-Kendall Modificado (MKM)

O método não paramétrico de Mann-Kendall, proposto inicialmente por Mann (1945) e Kendall (1975), tem sido bastante utilizado na análise de tendência da variabilidade de séries temporais meteorológicas. Entretanto, quando os dados da amostra são serialmente correlacionados, é afetada a capacidade do teste de Mann-Kendall de avaliar corretamente o significado da tendência, o que aumenta a probabilidade de detectar tendências quando, na verdade, não existem ou vice-versa.

O teste de Mann-Kendall Modificado é semelhante ao método de Mann-Kendall, adicionando-se apenas uma correção ao valor da variância que é fator de correlação de desvio n/n_s^* . A variância corrigida é então calculada como:

$$V^*(S) = V(S) \frac{n}{n_s^*} \quad (46)$$

em que $V(S)$ é a mesma variância apresentada na Equação (38). O teste estatístico parametrizado (Z) é computado pela equação (39) do teste de MK.

O fator de correlação de desvio é obtido pela expressão a seguir (BASISTHA et al., 2009):

$$\frac{n}{n_s^*} = 1 + \frac{2}{n(n-1)(n-2)} \sum_{k=1}^{n-1} (n-k)(n-k-1)(n-k-2) \rho_k \quad (47)$$

em que n é o número real de observações, n_s^* é considerado como um número "eficaz" de observações que considera a autocorrelação nos dados e ρ_k é a função de autocorrelação da classificação das observações.

No teste MKM a autocorrelação entre a classificação das observações p_k é avaliada depois de subtrair a tendência. Apenas valores significativos de p_k são utilizados para calcular o fator de correlação de desvio n/ns^* pois a variância de S é subestimada quando os dados são autocorrelacionados positivamente (BASISTHA et al., 2009). Segundo Rao et al. (2003) deve-se considerar apenas a autocorrelação significativa dos dados e o número de defasamentos (lags) pode ser limitado a 3.

AUTOCORRELAÇÃO

Em séries autocorrelacionadas positivamente há mais chances de serem detectadas tendências nas séries embora possa, não haver realmente, nenhuma. Ocorre o caso inverso para as séries autocorrelacionadas negativamente em que a tendência pode não ser detectada. O coeficiente de autocorrelação p_k de uma série de tempo discreto para lag- k é estimado como (BASISTHA et al., 2009):

$$\rho_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (x_t - \bar{x}_t)(x_{t+k} - \bar{x}_{t+k})}{[\sum_{t=1}^{n-k} (x_t - \bar{x}_t)^2 \sum_{t=1}^{n-k} (x_{t+k} - \bar{x}_{t+k})^2]^{1/2}} \quad (48)$$

na qual, \bar{x}_t e $\text{Var}(x_t)$ são a média e a variância da amostra dos primeiros $(n-k)$ termos, e \bar{x}_{t+k} e $\text{Var}(x_{t+k})$ são a média e a variância da amostra dos últimos $(n-k)$ termos. A hipótese de independência serial é, então, testada pelo coeficiente de autocorrelação de lag-1 como $H_0: \rho_1 = 0$ contra $H_1: |\rho_1| > 0$ usando

$$t = |\rho_1| \sqrt{\frac{n-2}{1-\rho_1^2}} \quad (49)$$

em que o teste estatístico t tem distribuição t de Student com $(n-2)$ graus de liberdade. Se $|t| \geq t_{\alpha/2}$, a hipótese nula sobre a independência de série é rejeitada ao nível de significância α (aqui 10%); foram calculados apenas, para os dados com autocorrelação significativa e o número de “lags” foi limitado a 3, como sugerido por Rao et al. (2003).

CAPÍTULO 4 - RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 - CLIMATOLOGIA REGIONAL E SAZONALIDADE DA PRECIPITAÇÃO E DA TEMPERATURA

Neste tópico se apresenta a climatologia da precipitação e das temperaturas máximas e mínimas, que foi realizada determinando os períodos chuvoso e seco. A sazonalidade mostrou a dependência do período chuvoso com o deslocamento da ZCIT. O ciclo médio anual de precipitação sobre a cidade de Chapadinha é apresentado na Figura 6, verificando-se que a precipitação tem alta variabilidade ao longo do ano. O histograma mostra duas estações bem definidas: período chuvoso e período seco. O mês de março se apresenta com maior média mensal, em torno de 375 mm. Por outro lado, o mês de setembro apresenta a menor média mensal, em torno de 7 mm, e em novembro é observado o maior valor médio mensal dentro do período menos chuvoso, da ordem de 26 mm. Portanto, pode-se considerar, respectivamente, o período de Dezembro a Maio (DJFMAM) e de Junho a Novembro (JJASON) como os períodos representativos das estações chuvosa e seca na cidade de Chapadinha.

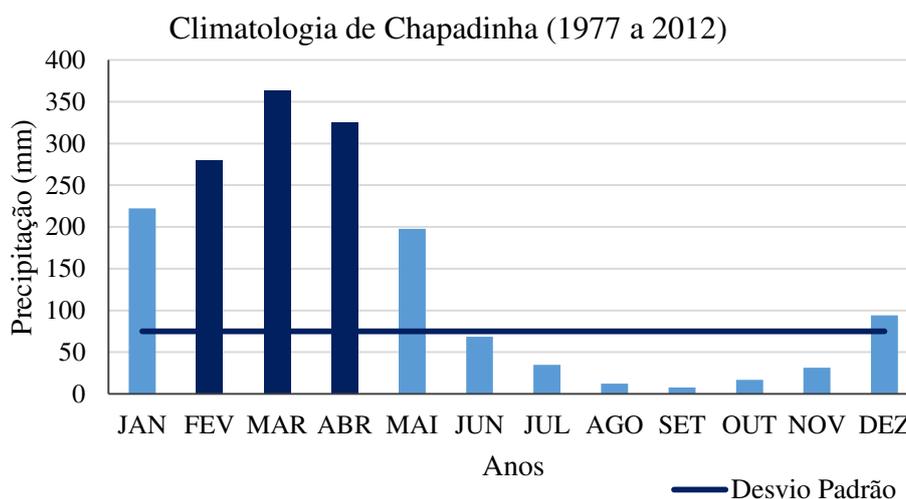


Figura 6 - Ciclo médio anual de precipitação da cidade de Chapadinha (de 1977 a 2012). As cores mais escuras destacam o trimestre (FMA) mais chuvoso

O comportamento sazonal pode ser observado através da evolução temporal da precipitação para o verão, outono, inverno e primavera, no período de 1977 a 2012,

apresentado na Figura 7. O outono e a primavera se caracterizam como as estações mais chuvosa e mais seca do ano, respectivamente. A mudança da estação chuvosa para a seca em todo o Estado do Maranhão coincide com o posicionamento da ZCIT que, climatologicamente permanece no norte da América do Sul ou em sua posição mais a sul (~40S) nos meses de fevereiro a abril. A permanência mais a sul da ZCIT favorece uma estação chuvosa de melhor qualidade e quantidade.

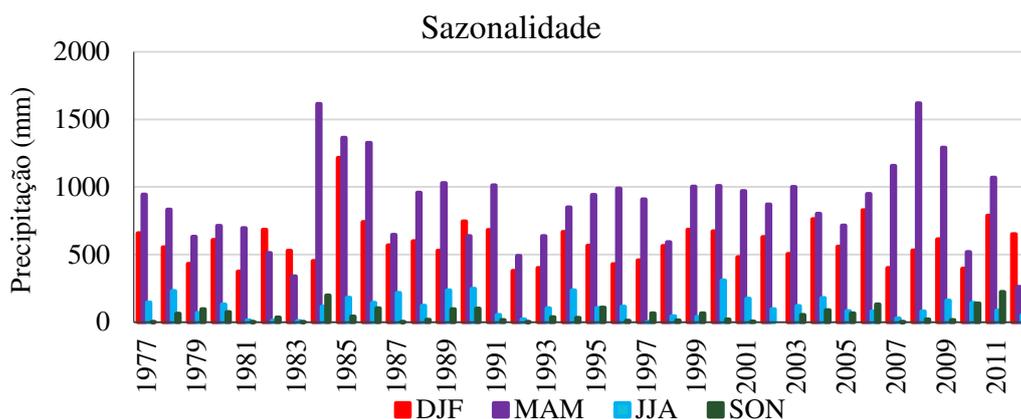


Figura 7 - Distribuição da precipitação para o verão, outono, inverno e a primavera para a cidade de Chapadina (1977 a 2012)

A climatologia das temperaturas máxima e mínima da Cidade de Chapadina é mostrada na Figura 8. Observa-se que a temperatura mínima apresenta valores mais baixos na estação de inverno e máximos em novembro/dezembro. Nesses meses normalmente a terra está sendo preparada para o plantio. Já as temperaturas máximas apresentam uma elevação significativa a partir de agosto atingido seu máximo em outubro, coerente com o ciclo anual da radiação solar.

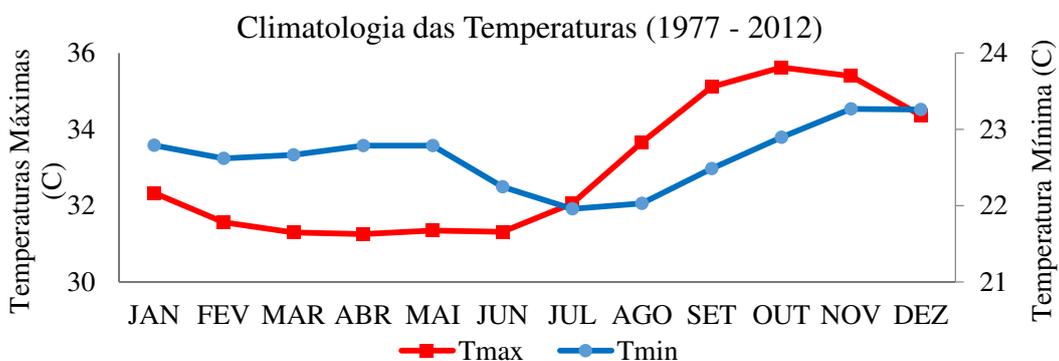


Figura 8 – Climatologia das temperaturas máximas e mínimas para a cidade de Chapadina

4.1.1 - CONTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DA PRECIPITAÇÃO SAZONAL EM RELAÇÃO À MÉDIA ANUAL PARA FMA E AS 4 ESTAÇÕES DO ANO

Na Tabela 3 estão os percentuais anuais do trimestre mais chuvoso, e o percentual por estação. A contribuição percentual do trimestre mais chuvoso, FMA é em relação à média anual, de aproximadamente 50% do total anual. O verão e o outono austrais contribuem com 30,4% e 45,5 %, respectivamente; isto se deve ao período de atuação da ZCIT, que é o principal fenômeno causador de chuvas no norte da Região Nordeste. Este resultado concorda com os encontrados por Menezes et al. (2007), que associaram a atuação da ZCIT como o principal fenômeno causador da precipitação nos três grupos pluviometricamente homogêneos localizados no centro-norte do Estado. Nas estações de inverno e primavera a contribuição percentual da precipitação para a média anual é pequena, em média da ordem de 5,9 % e 2,9 %, respectivamente.

Observa-se que o verão e o outono contribuem, juntos, com 75,85 % da precipitação para a média anual enquanto o inverno e a primavera contribuem juntos com 8,79 %. Estes resultados confirmam a importância da ZCIT para o período chuvoso no setor norte da Região Nordeste.

TABELA 3 – Contribuição percentual do Período mais Chuvoso (FMA), do Verão, do Outono, do Inverno e da Primavera, para o Total Anual de Precipitação (%)

ANO	FMA	VERÃO	OUTONO	INVERNO	PRIMAVERA
1977	56,4	33,8	48,4	7,5	0,0
1978	37,9	28,4	42,8	11,8	3,2
1979	30,7	22,2	32,5	3,5	4,9
1980	49,0	31,2	36,6	6,8	3,8
1981	36,6	19,2	35,7	0,6	0,1
1982	39,3	35,1	26,2	0,5	1,8
1983	33,9	27,1	17,4	0,4	0,1
1984	71,7	23,2	82,8	5,9	10,1
1985	73,5	62,3	70,0	9,2	2,1
1986	73,0	38,0	68,1	7,4	5,3
1987	41,0	29,2	33,1	11,1	0,0
1988	50,1	30,8	49,2	6,2	0,9
1989	49,2	27,1	52,8	12,0	5,0
1990	42,9	38,2	32,6	12,7	5,2
1991	45,2	34,9	51,9	2,7	0,8
1992	35,6	19,4	25,2	1,0	0,1
1993	37,5	20,5	32,7	5,3	1,9
1994	51,0	34,2	43,6	12,1	1,6
1995	53,8	29,0	48,3	5,4	5,5
1996	59,6	22,0	50,7	5,9	0,6
1997	39,4	23,4	46,6	0,0	3,4
1998	33,1	28,9	30,3	2,3	0,6
1999	53,9	35,1	51,4	2,0	3,3
2000	59,7	34,5	51,7	15,8	1,0
2001	60,9	24,7	49,7	8,9	0,2
2002	43,4	32,3	44,7	4,9	0,0
2003	63,2	25,9	51,3	6,1	2,7
2004	49,5	39,1	41,2	9,1	4,5
2005	48,0	28,7	36,7	4,1	3,3
2006	44,9	42,5	48,7	4,0	6,7
2007	64,7	20,6	59,3	1,4	0,0
2008	86,9	27,3	83,0	4,1	1,1
2009	64,9	31,5	66,2	8,1	0,8
2010	24,4	20,3	26,6	7,3	7,1
2011	59,5	40,4	54,8	4,4	11,4
2012	24,5	33,4	13,5	2,6	4,1
MÉDIA	49,7	30,4	45,5	5,9	2,9

4.1.2 – VARIABILIDADE INTERANUAL DA PRECIPITAÇÃO DA CIDADE DE CHAPADINHA

Neste tópico se apresenta a análise da variabilidade interanual da precipitação obtida a partir dos cálculos das APs para o trimestre mais chuvoso, fevereiro-março-abril e para as estações do verão e outono austrais dos anos associados com eventos de El Niño e de La Niña.

Anos de eventos ENOS e das duas fases do dipolo de TSM do Atlântico Tropical, são apresentados na Tabela 4.

TABELA 4 – Lista dos anos selecionados em que foram observados os fenômenos El Niño e La Niña e as duas fases do dipolo do Oceano Atlântico Tropical
 Legenda: F-forte, f-fraco e M-moderado
 Fonte: Anos de El Niño e La Niña extraídos do CPC/NOAA (2013) e CPTEC/INPE. Anos de dipolo de TSM extraídos da NOAA(2013)

<i>Fenômenos</i>	<i>EL NIÑO</i>		<i>LA NIÑA</i>		<i>DTAT</i> <i>POSITIVO</i>	<i>DTAT</i> <i>NEGATIVO</i>
Anos Observados	1976-77	f	1983-84	f	1978	1977
	1977-78	f	1984-85	f	1979	1985
	1979-80	f	1988-89	F	1980	1986
	1982-83	F	1995-96	f	1981	1989
	1986-88	M	1998-01	M	1983	1994
	1990-93	F	2007-08	F	1992	1995
	1994-95	M			1996	1999
	1997-98	F			1997	2000
	2002-03	M				2002
	2004-05	f				2003
	2006-07	f				
	2009-10	f				

Na Figura 9 são exibidas as APs (mm) para o trimestre mais chuvoso em anos caracterizados pela influência do El Niño. Na análise foram considerados eventos qualificados com intensidade Moderado e Forte, segundo a classificação do CPTEC/INPE, em que eventos fracos normalmente não apresentam influência sobre a qualidade da estação chuvosa. Observa-se que, praticamente em todos os eventos de El Niño, as APs são negativas. Nos eventos de 1994-1995 e 2002-2003 as anomalias são positivas e expressivas. Nota-se que nesses anos se configurou o Dipolo Negativo do Atlântico Tropical que, possivelmente, influenciou significativamente na qualidade da estação chuvosa do Estado do Maranhão sobrepondo-se à célula descendente de Walker sobre o NEB. Este fato é explicado pelos resultados de Andreoli e Kayano (2007), que concluíram que quando as anomalias de TSM (ATSM) do Atlântico Tropical Sul (ATS) têm o mesmo sinal do Pacífico Equatorial, resultam em anomalias enfraquecidas ou mudam de sinal, ou seja, ATSMs no ATS agem contrariamente à influência dos padrões de teleconexões, associados aos eventos ENOS no Atlântico Tropical e no NEB.

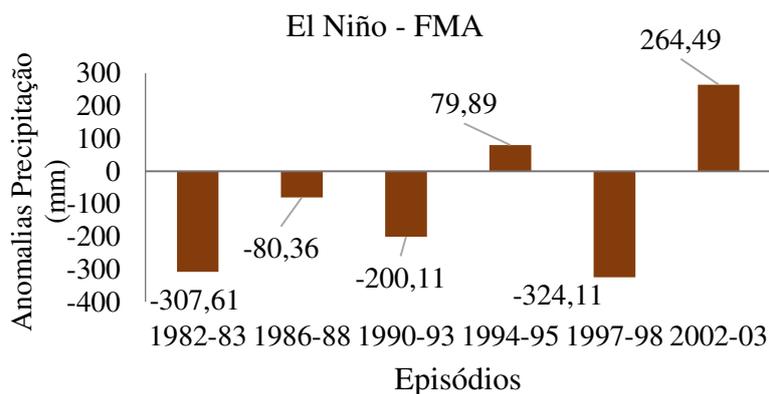


Figura 9 – AP (mm) para o trimestre mais chuvoso (FMA) nos anos de El Niño sobre o Pacífico Equatorial

Na Figura 10 são exibidas as APs (mm) para o trimestre mais chuvoso associadas aos anos em que ocorreram episódios de La Niña (Tabela 4). Observam-se anomalias positivas de precipitação em quase todos os episódios, sobretudo em 2008, quando foi registrado La Niña forte associado com precipitação de mais de 700 mm acima da média. No ano de 89 as anomalias foram negativas; foi um ano de La Niña forte e de Dipolo Negativo do Atlântico, segundo Andreoli e Kayano (2007) quando ocorre La Niña concomitantemente com gradientes negativos de TSM as anomalias de precipitação

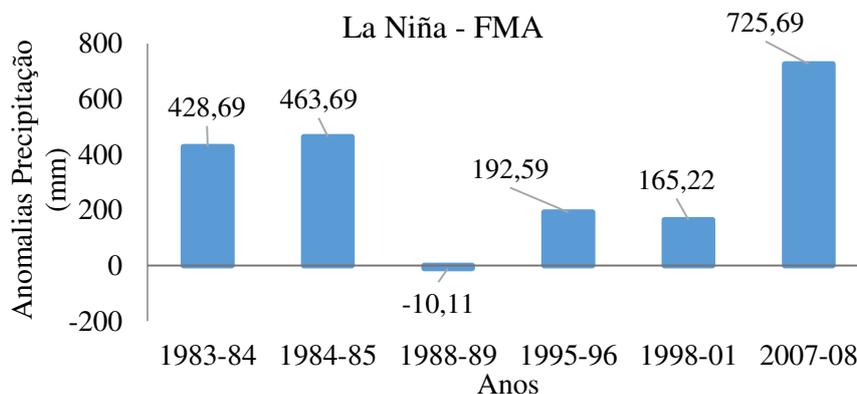


Figura 10 - AP (mm) para o trimestre mais chuvoso (FMA) nos anos de La Niña sobre o Pacífico Equatorial

ANÁLISE DAS CORRELAÇÕES DO PERÍODO CHUVOSO COM OS MODOS DE VARIABILIDADE CLIMÁTICA GLOBAL (MVCG)

Valores dos coeficientes de correlação, de determinação e percentual entre anomalias de precipitação do período chuvoso da cidade de Chapadinha e anomalias da TSM do Atlântico Tropical e Pacífico Equatorial, são apresentados na Tabela 4. Percebe-se que os valores de correlação são baixos; no entanto, se verifica, com exceção das áreas do Niño 3.4 e do Niño 3, que esses coeficientes de correlação são significativos a 99%, podendo ser verificado comparando-se os valores de t calculados (tcal) na Tabela 2 com os valores da Tabela 5.

Os maiores valores de correlação entre as anomalias de precipitação e as anomalias de TSM do Oceano Pacífico Equatorial foram observados nas regiões dos Niños 1+2 e Niño 4. A correlação negativa da região do Niño 4, significativa a 99%, demonstra a influência negativa no período chuvoso de Chapadinha, sugerindo que nos episódios de El-Niño o ramo descendente da circulação de Walker que é deslocada para leste, age de forma a induzir anormalmente subsidência troposférica reduzindo as chuvas no NEB, especialmente sobre a região de Chapadinha.

Curiosamente, as correlações com as áreas dos Niños não foram todas negativas, nas áreas dos Niños 1+2 e Niño 3 as correlações foram positivas. O valor positivo da correlação do Niño 3 foi baixo mas com 95% de significância estatística. A área do Niño 3 responde por apenas 2,44% da variabilidade do período chuvoso, pouco em relação às áreas dos Niños 4 e Niño 1+2; assim, as discussões ficaram restritas às áreas de maior correlação. O Niño 1+2 apresentou o maior coeficiente de determinação e, portanto, também maior porcentagem de explicação da variabilidade das anomalias de precipitação comparado às outras áreas do Pacífico Equatorial; entretanto, com correlação positiva. Percebe-se que as anomalias positivas de TSM na região do Niño 1+2 coincidem com as anomalias positivas de precipitação. Resultados semelhantes foram observados por Bezerra et al. (2004), que investigaram a relação entre a precipitação do litoral leste da Amazônia (LLA) e a temperatura da superfície do mar. Os autores verificaram forte correlação com a chuva média anual no LLA mas em apenas 50% das estações. Em várias estações do LLA as correlações com o Niño 1+2 foram positivas. No presente estudo, por

se tratar de um único ponto, uma única estação pode ter favorecido com que o sinal não fique tão claro e o resultado da correlação tenha sido positiva. Independente do sinal, o resultado mostra que mudanças nas TSM na área do Niño 1+2 têm forte influência na estação chuvosa de Chapadinha.

A precipitação foi melhor correlacionada com anomalias de TSM da Bacia Sul, que explicam 36% ($r = 0,6$) da variabilidade das chuvas mostrando a maior influência do Oceano Atlântico Tropical sobre a estação chuvosa de Chapadinha. Aplicando o teste de significância t-Student, o mínimo considerável de coeficiente de correlação linear para a amostra seria 0,173, quando foi apresentado 0,6 tornando a correlação estatisticamente significativa. Já a Bacia Norte apresentou correlação negativa, como esperado, pois o período chuvoso em Chapadinha é dependente do posicionamento da ZCIT e a BN explica 25% da variabilidade do período chuvoso. Uma interpretação amplamente aceita e bastante divulgada é que a variabilidade de TSM do AT é a forçante dominante das anomalias de precipitação em grande parte no NEB. Enquanto, a influência remota do Pacífico em determinadas ocasiões pode reforçar essas anomalias, em outras ocasiões pode proporcionar efeitos opostos de modo que essas anomalias sejam enfraquecidas (Uvo et al., 1998; Souza et al., 2004, Andreoli e Kayano, 2007).

TABELA 5 - Valores dos coeficientes de determinação, correlação, percentual da determinação (r^2) e os valores calculados de t, entre as anomalias do período chuvoso (DJFMAM) e as anomalias de TSM dos Niños e Bacias Norte (BN) e Sul (BS) do Atlântico. Valores significativos a 99%

Áreas	Coeficiente de correlação	Coeficiente de determinação (r^2)	r^2 (em %)	$t_{cal.}$
Bacia Norte	-0.5	0.2567	25.67	-8,597
Bacia Sul	0.6	0.3614	36.14	11,006
Niño 1+2	0.3	0.0937	9.37	4,704
Niño 3	0.2	0.0244	2.44*	2,315
Niño 4	-0.3	0.0711	7.11	-4,050
Niño 3.4	-0.1	0.0052	0.52**	-1,058

**Não significativo. *Significativo a 95%.

4.1.3 - IMPACTO DA ATIVIDADE DO PLANTIO DA SOJA NA PRECIPITAÇÃO E TEMPERATURA

Com o objetivo de analisar a influência da soja utilizando-se apenas os dados de Chapadinha, analisou-se o comportamento das variáveis antes e depois da chegada da soja.

A evolução temporal da precipitação anual em Chapadinha é apresentada na Figura 11. Observa-se, a partir do ano de 2000, que quando foi iniciado o cultivo do grão não mais se verifica uma variação muito acentuada; ao invés disto, os totais anuais ficaram mais próximos da média. Em 2008 se constata um valor mais elevado, ano de episódio forte de La Niña, que deve ser a explicação dos valores mais elevados. Naturalmente, a flutuação dos totais anuais em torno da média era prevista; a soma dos desvios em relação à média de 2000 a 2012 é positiva enquanto a soma dos desvios de 1977 a 1999 apresenta, praticamente, o mesmo valor que a de 2000 a 2012 porém, negativa, mesmo apresentando a anomalia climática em 1985. Isto não indica, portanto, mudança no clima da região mas poderia ser um indicio de mudança na variabilidade.

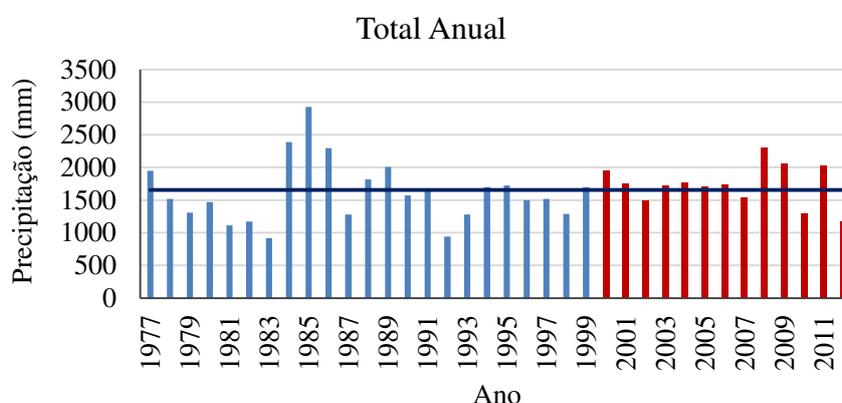


Figura 11 - Distribuição do total anual da precipitação antes (azul) e depois (vermelho) do cultivo da soja. A linha horizontal indica a média climatológica

A média mensal da precipitação no período com plantio de soja na região pode ser vista na Figura 12. A variabilidade das chuvas ainda é observada e se nota que houve um aumento dos valores pluviométricos no total mensal das chuvas do período pós-soja, em que no verão e no outono se concentram os maiores valores de precipitação.

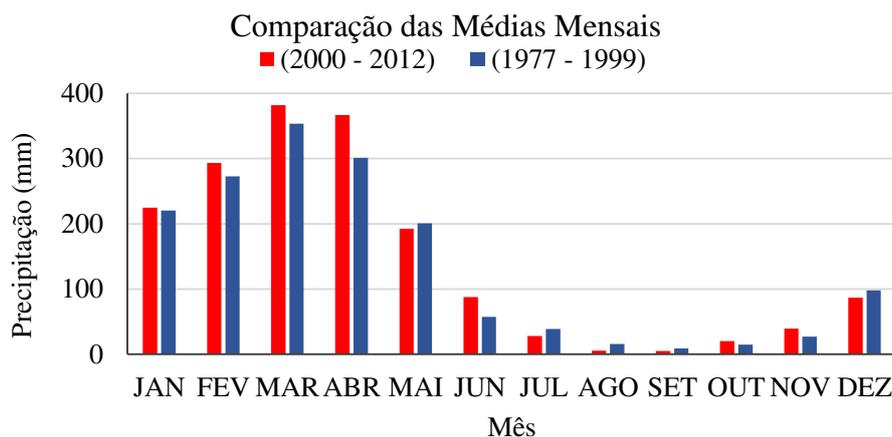


Figura 12 - Ciclo médio anual de precipitação para os períodos antes (1977 a 1999) e pós-cultivo da soja (de 2000 a 2012)

A evolução temporal das temperaturas máximas (a) e mínimas (b) é apresentada na Figura 13, nos períodos de 1977 a 1999 e de 2000 a 2012, relacionados ao período anterior e pós-cultivo do grão. Verifica-se um incremento nas temperaturas máximas em praticamente todos os meses do período pós-plantio. O aumento absoluto é pequeno mas pode resultar uma circulação gerada em função do gradiente de temperatura entre a vegetação nativa e as regiões de plantio resultante de diferentes valores no fluxo de calor sensível porém o efeito local só poderá ser analisado se minimizar o efeito da grande escala. Já a diferença das temperaturas mínimas pós-cultivo é mais evidente, o que será melhor discutido nas próximas seções.

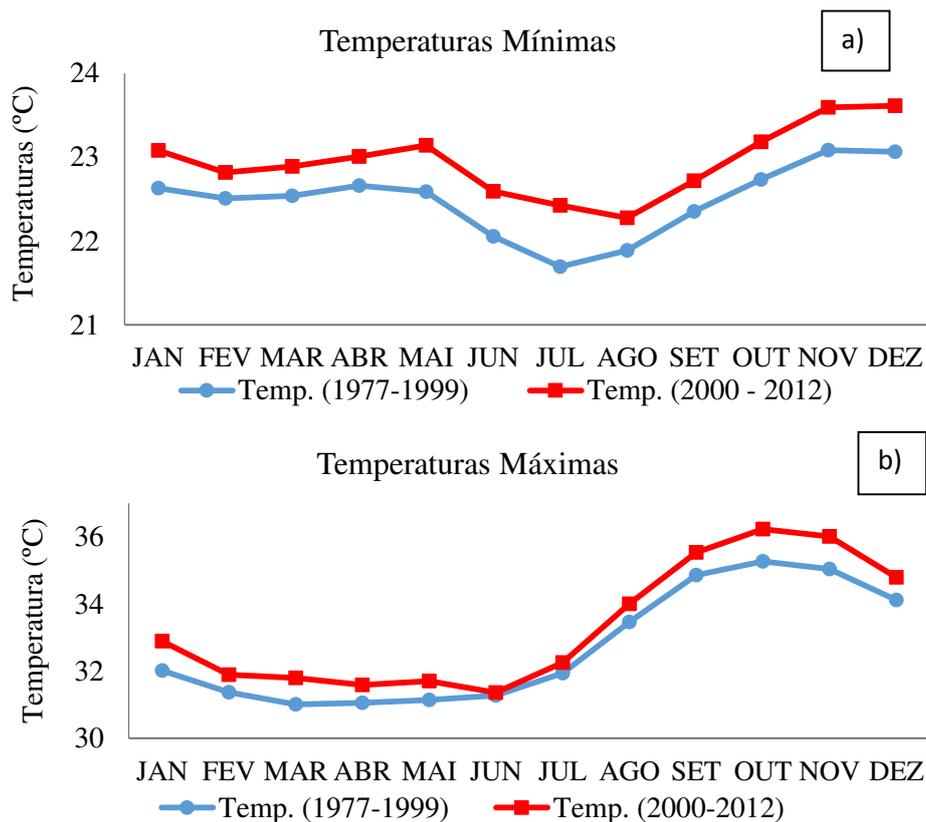


Figura 13 - Temperaturas médias mínimas (a) e máximas (b) de 1977 a 1999 e de 2000 a 2012

4.2 - SENSORIAMENTO REMOTO

Neste tópico pretende-se comparar parâmetros (IVDN, albedo e temperatura da superfície), obtidos de imagens do período anterior à soja (antes do ano 2000) com os do período posterior à soja, com o objetivo de determinar se ocorreram mudanças no albedo e na temperatura da superfície, o que implicará em alteração no saldo de radiação. Foram selecionadas três imagens para serem discutidas, duas no período seco (08/08/1990 ou 21/06/1990 e do 15/08/2010) e uma no período chuvoso (04/02/2010).

Valores de albedo da superfície estimados a partir das imagens dos dias 08/08/1990 e 15/08/2010 são apresentados nas Figuras 14 (a) e (b). O círculo em vermelho indica o perímetro urbano de Chapadinha e os retângulos indicam as áreas com soja (milho e arroz). Percebe-se que houve crescimento do perímetro urbano, tal como

esperado, com o crescimento populacional impulsionado pelo agronegócio mais também pela chegada de um Campus da UFMA (Universidade Federal do Maranhão) na cidade. Na região do perímetro urbano os valores de albedo ficaram acima de 0,24, em 1990, que se estenderam em 2010. No ano de 2010 as áreas com valores acima de 0,30 de albedo aumentaram e estão relacionadas à redução da área vegetada (desmatamento); normalmente este valor é encontrado em regiões de solo exposto. A região, como um todo, exceto nas áreas do setor urbano e do cultivo soja, mostra valores baixos de albedo, os quais são normalmente observados em áreas de Cerrado. A variabilidade se justifica já que se trata de um bioma que abrange 23% do território nacional e, conforme mencionado anteriormente, apresenta diferentes fisionomias alternando desde a formação campestre até florestas com dossel fechado em composição com sub-bosques.

Os valores do albedo nas áreas de soja (região nos quadrados), estimados com base na imagem do dia 08 de agosto de 1990, mostrados na Figura 14 (a) (antes da soja) variam de 0,15 a 0,18. No período pós-soja verifica-se uma mudança substancial neste parâmetro: o albedo atinge valores da ordem de 0,30 a 0,36 (Figura 14 (b)). Esta diferença mostra que o albedo da superfície nessas áreas dobrou e, inevitavelmente, terá implicações no balanço de radiação de ondas curtas e, assim, no saldo de radiação.

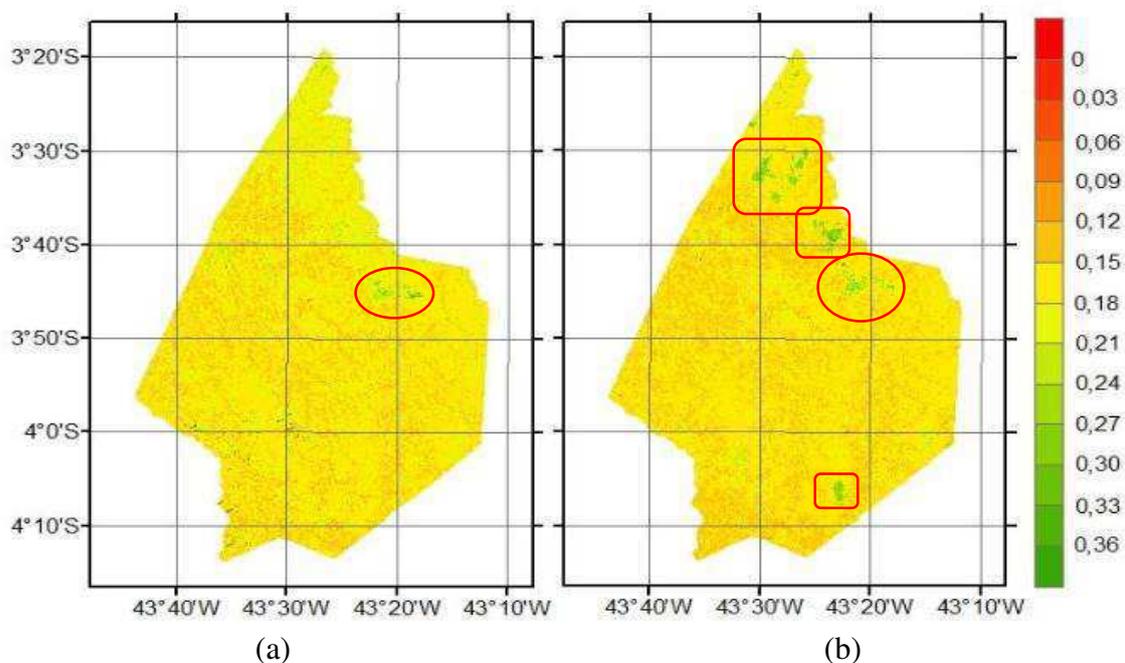


Figura 14 - Mapa de albedo da superfície (a) em 08 de outubro de 1990 e (b) em 15 de outubro de 2010

O índice de vegetação IVDN foi utilizado para demonstrar o comportamento da mudança da vegetação na região de Chapadinha. Este parâmetro permite avaliar o comportamento espectral da vegetação em relação ao solo e a outros alvos da superfície terrestre. Na Figura 15 são apresentados valores do IVDN estimados para o mês de agosto, período seco, com base nas imagens dos dias 08 de 1990 e 15 de 2010.

Valores na faixa de (0 – 0,15) observados na Figura 15 (b) indicam áreas com pouca ou nenhuma vegetação. É possível observar valores em torno de 0,05, típicos da área urbana e nitidamente detectados nas áreas de soja (quadrados menores). Na Figura 15 (b) também se percebe uma diminuição na vegetação da mata ciliar, destacada pelo quadrado maior. Esses baixos valores de IVDN em 2010 demonstram que o solo está “nu”, característica que indica intensa intervenção antrópica e, conseqüentemente, a constatação do avanço do desmatamento em relação a 1990. A área com vegetação nativa e cerrado, apresenta valores entre 0,55 e 0,70.

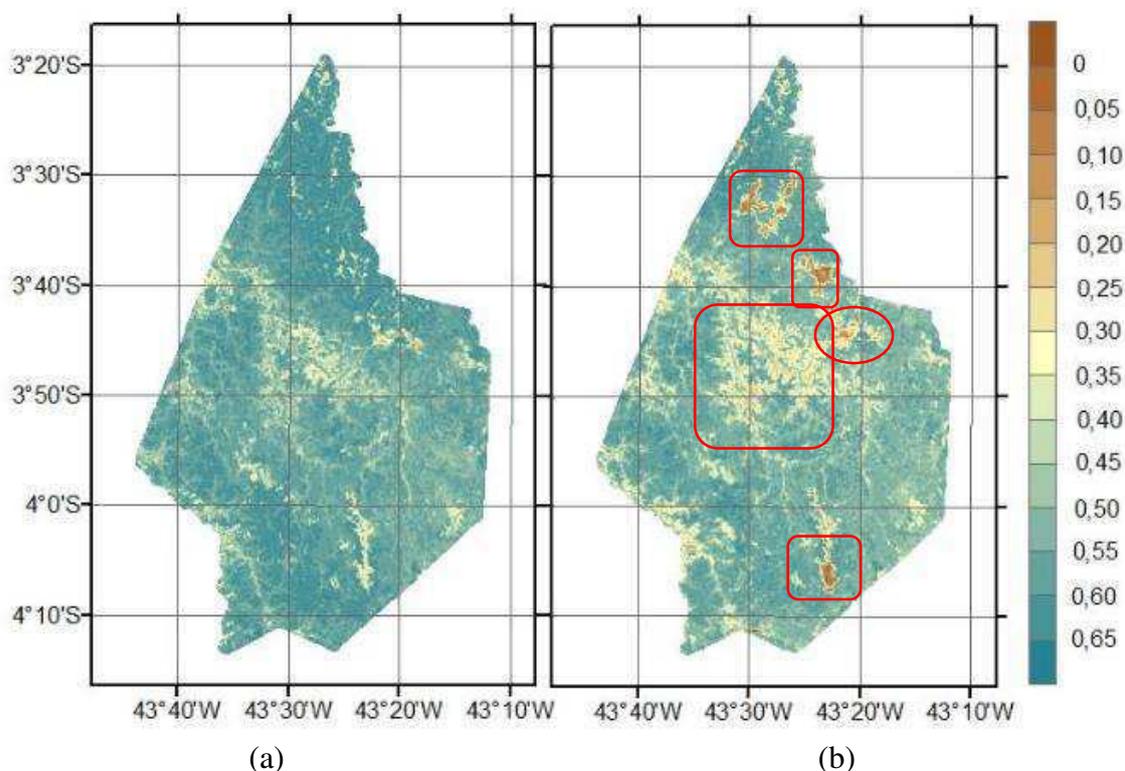


Figura 15 - Mapa do IVDN (a) em 08 de outubro de 1990 e (b) em 15 de outubro de 2010. O quadrado maior destaca a região de mata ciliar e os quadrados menores, as áreas agrícolas e o círculo a área urbana

Valores da temperatura da superfície são mostrados na Figura 16. Na estimativa das temperaturas relativas ao período antes do cultivo da soja, foi utilizada a imagem do dia 21 de junho de 1990, pois a imagem do mês 08 de 1990 apresentou problemas que impossibilitaram a análise. Isso ocorre, principalmente, porque o sensor de temperatura é mais sensível que os demais sensores, em virtude da resolução. Comparando as duas imagens Figuras 16 (a) e 16 (b), percebem-se grandes alterações na temperatura da superfície tanto no setor urbano quanto nas áreas agrícolas; no entanto, são visivelmente mais intensas nas áreas agrícolas.

Verifica-se uma relação direta entre a mudança na cobertura vegetal pela substituição da vegetação nativa (cerrado) por áreas agrícolas; é o aumento da temperatura em superfície. Na Figura 16 (b) observa-se nítida diferença na temperatura da superfície entre áreas agrícolas, vegetação nativa e vegetação nativa degradada (desmatamento). Observa-se que, para um mesmo ano, que as áreas de uso agrícola estão significativamente mais quentes que as demais. Essas descontinuidades em superfície são responsáveis pela intensificação de gradientes de temperatura e geração de circulações termicamente induzidas. O grau de influência do albedo, da umidade do solo e do tipo de vegetação varia com o período do dia e da sazonalidade.

Constata-se que os valores da temperatura da superfície nos setores destinados à soja, aumentaram cerca de 7°C em apenas 20 anos; se as imagens fossem ambas de agosto, as diferenças nas temperaturas poderiam ser maiores. Este aumento da temperatura da superfície modifica o padrão de vento local, a quantidade de radiação de onda longa emitida e, conseqüentemente, o balanço de energia em superfície.

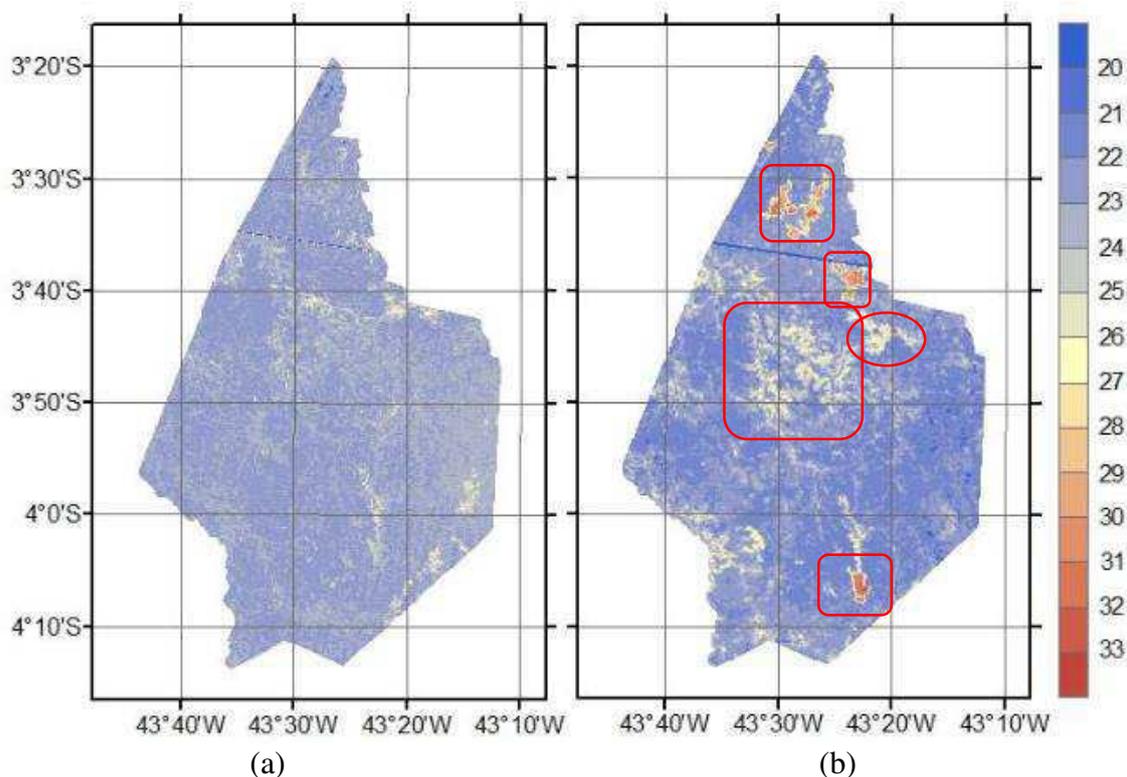


Figura 16 - Mapa de Temperatura da superfície (a) em 21 de junho de 1990, (b) em 15 de agosto de 2010

Analisando conjuntamente os resultados de albedo, temperatura da superfície e IVDN para um dia dentro do período chuvoso, dia 04 de fevereiro de 2010, não havia ocorrido precipitação há cinco dias; mesmo assim se percebe que o solo ainda estava úmido se comparar com as imagens de agosto de 2010, pois o total mensal de janeiro foi de 242,8mm.

As imagens da Figura 17 (a - IVDN, b - albedo e c – temperatura da superfície) são referentes ao mês de fevereiro de 2010. Comparando os valores da Figura 15 (b) com os valores da Figura 17 (a) percebe-se-á que as áreas de mata ciliar apresentam, nesta última, valores maiores de IVDN porém baixos valores ainda são observados nas áreas agrícolas e urbana. Isso é refletido no mapa de albedo, o albedo da soja é diferente do albedo da vegetação nativa, o que fica evidente na Figura 17 (b).

Na Figura 17 (b) observa-se que os maiores valores de albedo estão representados em tons de verde, com máximos situados em áreas com baixa cobertura vegetal e na zona urbana da cidade de Chapadinha, cujos os valores se mantiveram acima de 0,30. Os

valores elevados de albedo encontrados nas áreas destinadas ao plantio da soja indicam que ainda havia solo exposto ou que, provavelmente, é o período antes do florescimento, quando o solo ainda está descoberto e os valores do albedo são função apenas do teor de umidade do solo. O albedo da soja varia de acordo com seu desenvolvimento, essas mudanças implicam em impactos no balanço de energia durante o ciclo da soja. Portanto, no período chuvoso era de se esperar uma continuidade nos valores de albedo da superfície ficando entre 0,18 e 0,21; no entanto, as áreas de plantio apresentam valores entre 0,24 e 0,30. Nesta figura se percebe a predominância do amarelo, resultante da contribuição proporcionada pela umidade armazenada no solo, durante o mês de janeiro.

No mapa de temperatura da superfície, Figura 17 (c), as áreas com temperatura acima de 31°C, comparadas as áreas da Figura 16 (b), foram menores em virtude de no balanço de energia em um solo úmido, a maior parte do saldo de radiação ser transferida para o fluxo de calor latente, favorecendo que a temperatura da superfície seja mais baixa, pois o fluxo de calor sensível é menor que o latente; portanto, o calor utilizado para aquecer a superfície é menor. As implicações climáticas da presença da soja ficam mais nítidas ao se analisar as temperaturas da superfície. Na Figura 17 (c) constata-se que grande parte da área de estudo apresenta valores de temperatura da superfície em torno de 23°C, que são as áreas dos rios e da vegetação nativa, as diferenças entre as temperaturas dessas áreas e as áreas com a soja chegam a 10°C, o que pode contribuir efetivamente para gerar circulações locais.

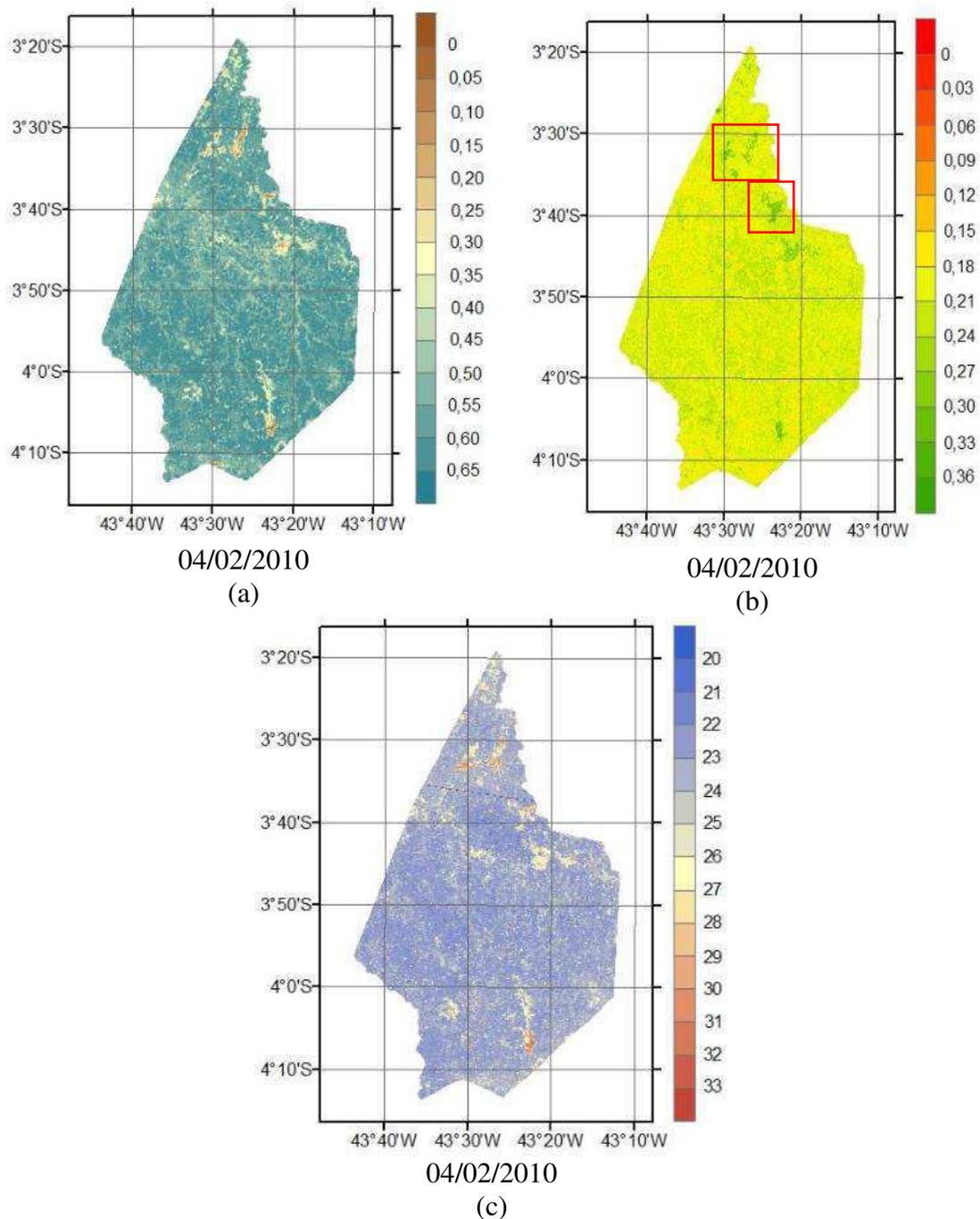


Figura 17 - Mapas de (a) IVDN, (b) albedo e (c) Temperatura da superfície em 04 de fevereiro de 2010

4.3 - AVALIAÇÃO ESTATÍSTICA – TESTES PARAMÉTRICOS

4.3.1 - TESTE-T - IMPACTO DO PLANTIO DA SOJA NA RAZÃO DE MISTURA E NAS TEMPERATURAS

Serão ressaltados, neste tópico, os resultados do teste-t e ANOVA com o objetivo de testar a hipótese nula cujas médias das variáveis meteorológicas antes e depois do fator soja não apresentaram alteração, ou seja, pertencem à mesma população.

Na Tabela 6 são apresentados os resultados do teste-t para a razão de mistura, temperatura máxima e temperatura mínima. A série de dados utilizada foi obtida da diferença entre os dados de Chapadinha e os de Caxias, com o objetivo de diminuir a influência da grande escala e realçar os efeitos locais. Os resultados do teste-t indicam que não houve alteração na umidade do ar, por influência da soja. Apesar de não ser significativo, o teste mostrou que há diminuição no período pós-soja, o que deve ser resultado do desmatamento para uso das áreas agrícolas no município; como a produção da soja é de sequeiro na região de Chapadinha, principalmente no período seco, o solo fica exposto, significando menor quantidade de vegetação evapotranspirando e, conseqüentemente, com aumento da temperatura do solo.

O resultado para as temperaturas mínimas indica que H_0 deve ser rejeitada para quase todos os meses, sinalizando que a média das temperaturas apresentou alteração entre os períodos anterior e pós-soja, de forma significativa para todos os meses, exceto para janeiro. As temperaturas mínimas apresentaram mudança de aumento para boa parte dos meses porém para maio, junho, julho e agosto, o teste-t mostrou diminuição nas temperaturas mínimas, o que deve ser resultado da diminuição da umidade do ar, por consequência do solo exposto, já que a colheita da soja ocorre entre maio/junho, início do período seco.

A hipótese nula também foi rejeitada para as temperaturas máximas com valores significativos, para todos os meses, inclusive ao nível de significância de 0,01, demonstrando que sofreram alteração depois da sojicultura. Este resultado confirma os resultados mostrados na Figura 13 (b).

TABELA 6 - Teste-t para as séries (Chapadinha-Caxias), com $\alpha = 0,05$, para razão de mistura, temperatura máxima e temperatura mínima. Os sinais (+) e (-) indicam aumento e diminuição significativa no valor do parâmetro, respectivamente. A tendência de aumento e diminuição é indicada por > e <, respectivamente

Mês	Razão de Mistura – Tcrítico = 2,06			Temperatura Máx – Tcrítico = 2,06			Temperatura min – Tcrítico = 2,06		
	Res.	Valor <i>P</i>	Ho	Res	Valor <i>P</i>	Ho	Res	Valor <i>P</i>	Ho
JAN	<	0,1888	Aceita	+	0,042	Rejeita	>	0,076	Aceita
FEV	<	0,167	Aceita	+	0,036	Rejeita	+	0,0034	Rejeita
MAR	<	0,299	Aceita	+	0,0003	Rejeita	+	0,011	Rejeita
ABR	<	0,356	Aceita	+	8,7E-05	Rejeita	+	0,010	Rejeita
MAI	<	0,380	Aceita	+	0,0001	Rejeita	-	0,0099	Rejeita
JUN	<	0,401	Aceita	+	0,0004	Rejeita	-	0,0023	Rejeita
JUL	<	0,459	Aceita	+	0,026	Rejeita	-	0,0022	Rejeita
AGO	<	0,306	Aceita	+	0,0027	Rejeita	-	0,005	Rejeita
SET	<	0,147	Aceita	+	0,001	Rejeita	+	0,0004	Rejeita
OUT	<	0,121	Aceita	+	8,0E-05	Rejeita	+	1,5E-05	Rejeita
NOV	>	0,466	Aceita	+	0,0006	Rejeita	+	0,0003	Rejeita
DEZ	<	0,322	Aceita	+	0,0008	Rejeita	+	0,0005	Rejeita

Na Tabela 7 estão os resultados da aplicação da ANOVA para a razão de mistura, a Tabela 8 para a temperatura mínima e na Tabela 9 para a temperatura máxima, testando a hipótese nula de que as médias dos períodos antes e pós-soja são iguais. A série de dados utilizada foi obtida da diferença entre os dados de Chapadinha e os de Caxias, a mesma utilizada para realizar o teste-t. Percebe-se que o teste F confirmou e reforçou os resultados obtidos pelo teste-t; nesse teste a hipótese nula foi rejeitada para as temperaturas mínimas e máximas, para quase todos os meses do ano ao nível de 99%.

Os resultados das análises para os dados da razão de mistura para Chapadinha-Caxias, mostram que a hipótese nula não foi rejeitada, apresentados na Tabela 7. Nas análises de variância normalmente se supõe que os valores dos quadrados médios fossem todos iguais ou maiores que aqueles obtidos do resíduo. Nos meses de abril, maio, junho, julho e em novembro, o valor do resíduo é superior ao esperado (ver valores em negrito na Tabela 7). Uma explicação provável para este resultado é que o resíduo incluía causas importantes de variação que não foram isoladas. Na Tabela 8 estão os resultados para a temperatura mínima para Chapadinha-Caxias que mostram valores significativos indicando a rejeição de H_0 para todos os meses, exceto janeiro.

TABELA 7 – Teste F para as séries (Chapadinha-Caxias), com $\alpha = 0,05$, para razão de mistura. $F_{crítico} = 4,26$. Rejeita-se H_0 se $F_{obs} > F_{crítico}$

Mês	Fonte de variação	Soma dos quad.	gl	Média dos quad.	Fobs	Valor-P
JAN	entre	26,31	1	26,31	1,83	0,189
	dentro	345,23	24	14,38		
FEV	entre	30,92	1	30,92	2,03	0,167
	dentro	366,14	24	15,26		
MAR	entre	9,96	1	9,96	1,13	0,299
	dentro	212,32	24	8,85		
ABR	entre	7,80	1	7,80	0,89	0,356
	dentro	211,43	24	8,81		
MAI	entre	5,99	1	5,99	0,80	0,381
	dentro	180,25	24	7,51		
JUN	entre	4,54	1	4,54	0,73	0,401
	dentro	149,37	24	6,22		
JUL	entre	2,66	1	2,66	0,57	0,459
	dentro	112,67	24	4,69		
AGO	entre	5,13	1	5,13	1,09	0,306
	dentro	112,75	24	4,70		
SET	entre	20,28	1	20,28	2,25	0,147
	dentro	216,45	24	9,02		
OUT	entre	32,83	1	32,83	2,58	0,121
	dentro	305,29	24	12,72		
NOV	entre	3,58	1	3,58	0,55	0,466
	dentro	156,79	24	6,53		
DEZ	entre	12,34	1	12,34	1,02	0,322
	dentro	290,06	24	12,09		

TABELA 8 – Teste F para as séries (Chapadinha-Caxias), com $\alpha = 0,05$, para temperatura mínima. $F_{crítico} = 4,26$. Rejeita-se H_0 se $F_{obs} > F_{crítico}$

Mês	Fonte de variação	Soma dos quad.	gl	Média dos quadr.	Fobs	Valor-P
JAN	entre	1,51	1	1,51	3,44	0,076
	dentro	11,66	24	0,48		
FEV	entre	2,67	1	2,67	10,58	0,003
	dentro	5,92	24	0,25		
MAR	entre	2,82	1	2,82	7,62	0,011
	dentro	10,40	24	0,34		
ABR	entre	2,61	1	2,61	7,81	0,010
	dentro	10,50	24	0,43		
MAI	entre	3,25	1	3,25	7,83	0,010
	dentro	10,39	24	0,44		
JUN	entre	4,91	1	4,91	11,55	0,002
	dentro	13,30	24	0,43		
JUL	entre	5,21	1	5,21	11,70	0,002
	dentro	16,66	24	0,55		
AGO	entre	6,56	1	6,56	9,19	0,006
	dentro	10,47	24	0,69		
SET	entre	5,82	1	5,82	16,47	0,000
	dentro	8,88	24	0,44		
OUT	entre	5,55	1	5,55	29,14	0,000
	dentro	9,76	24	0,37		
NOV	entre	5,49	1	5,49	17,70	0,000
	dentro	9,76	24	0,41		
DEZ	entre	5,49	1	5,49	15,80	0,001
	dentro	9,93	24	0,41		

Na Tabela 9 estão os resultados para as temperaturas máximas dos dados Chapadinha, menos Caxias. Os resultados mostram que o fator soja sofreu implicação na mudança desta variável, em que a hipótese nula de que as médias na série anterior à soja são iguais às do período pós-soja foi rejeitada ao nível de significância de 99%.

TABELA 9 – Teste F para as séries (Chapadinha-Caxias), com $\alpha = 0,05$, para temperatura máxima. $F_{crítico} = 4,26$ Rejeita-se H_0 se $F_{obs} > F_{crítico}$

Mês	Fonte de variação	Soma dos quad.	gl	Média dos quad.	Fobs	Valor-P
JAN	entre	3,53	1	3,53	4,63	0,042
	dentro	18,31	24	0,76		
FEV	entre	1,26	1	1,26	4,88	0,037
	dentro	6,20	24	0,26		
MAR	entre	1,55	1	1,55	17,09	0,000
	dentro	2,18	24	0,09		
ABR	entre	3,05	1	3,05	22,18	0,000
	dentro	3,30	24	0,14		
MAI	entre	5,00	1	5,00	20,22	0,000
	dentro	5,94	24	0,25		
JUN	entre	8,48	1	8,48	16,60	0,000
	dentro	12,26	24	0,51		
JUL	entre	2,98	1	2,98	5,64	0,026
	dentro	12,68	24	0,53		
AGO	entre	5,34	1	5,34	11,13	0,003
	dentro	11,52	24	0,48		
SET	entre	5,65	1	5,65	14,03	0,001
	dentro	9,67	24	0,40		
OUT	entre	9,98	1	9,98	22,48	0,000
	dentro	10,66	24	0,44		
NOV	entre	9,84	1	9,84	15,69	0,001
	dentro	15,06	24	0,63		
DEZ	entre	6,96	1	6,96	14,79	0,001
	dentro	11,29	24	0,47		

Esses testes foram realizados para avaliar se os elementos climáticos haviam sofrido alterações em virtude de a mudança do uso da terra, da substituição da vegetação nativa pela soja ou pelo próprio crescimento urbano em torno da estação, ou mesmo, pela influência de ambos no microclima local. Observa-se (Tabela 7) que o valor da variância entre grupos para a razão de mistura foi maior nos meses de janeiro, fevereiro, setembro e outubro; no entanto, esta variação não foi significativa. Uma provável causa que gerou resíduos elevados não explicados poderia ser problema na escolha da estação de controle não minimizando os efeitos da grande escala, Caxias, ou que esta pode ter adicionado variações antrópicas locais que contribuíram para os resíduos observados. No entanto, a análise para as temperaturas apresentou que elas sofreram variação com a chegada da soja

inclusive as temperaturas mínimas, que são sensíveis ao teor de vapor, isto mostra a necessidade de se usar outros testes para investigar se a razão de mistura apresentará alteração devido à soja.

4.3.2 – ANÁLISE EM COMPONENTES PRINCIPAIS - ESTAÇÕES DO MARANHÃO

Os resultados para a razão de mistura aplicando a ACP utilizando seis estações sobre o Estado do Maranhão, apresentadas na Figura 4, são discutidos neste subtópico.

A aplicação dos testes de *KAISER* e *BARTLETT* permitiu avaliar a adequação dos dados utilizados na realização da análise fatorial. O valor de 0,663 para o KMO indica que a amostra selecionada é apropriada para a utilização da técnica enquanto que o teste de significância de *BARTLETT* abaixo de 0,05, valida os resultados da análise (HAIR *et al.*, 2006; CORRAR *et al.*, 2007).

As cargas fatoriais (correlação entre os padrões temporais das CPs e a razão de mistura de cada localidade) podem ser vistas na Tabela 10; em negrito estão os valores dos fatores retidos.

TABELA 10 - Autovalores, a porcentagem explicada da variância e a acumulada para cada componente e as cargas rotacionadas pelo método VARIMAX

Compo- nentes	Soma das cargas extraídas			Soma das cargas rotacionadas		
	Total	%variância	%cumulativa	Total	%variância	%cumulativa
1	2,687	44,783	44,783	2,565	42,743	42,743
2	1,274	21,233	66,016	1,396	23,272	66,016
3	,916	15,265	81,281			
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
6						

Utilizou-se o método de Kaiser e as componentes retidas explicam 66% da variância total dos dados. Os valores das comunalidades foram acima de 0,66 para quase todas as estações significando que na análise apresentaram, com exceção de Caxias, alta proporção da variância que é explicada. Caxias apresentou menor explicação da variância mas a importância e a validade das estações selecionadas na aplicação da AF foram avaliadas também pela verificação da diagonal principal da matriz anti-imagem, na qual Caxias deteve resultado maior que 0,5, concluindo que é conveniente manter esta estação.

Adotou-se, a fim de melhorar a interpretação dos fatores e sua relação com as variáveis, o valor de 0,6 como limite aceitável da contribuição da variável na criação do fator com o objetivo de evitar problemas na indeterminação da relação entre variáveis e fatores. Na Tabela 11 estão as componentes extraídas sem e com rotação. Percebe-se, em negrito, nesta tabela, que Chapadinha estava correlacionada a mais de uma componente e que depois de rotacionada aumentou o poder de explicação do 2º Fator (F2) para esta estação.

TABELA 11 - Matriz de Componentes Rotacionadas e Não-Rotacionadas para razão de mistura

	Componentes			
	Não-Rotacionadas		Rotacionadas	
	1	2		
Chapadinha	0,560	-0,594	0,360	0,733
Barra do Corda	0,854	0,122	0,852	0,134
Carolina	0,857	0,175	0,870	0,085
Alto do Parnaíba	0,127	0,850	0,371	-0,775
Caxias	0,432	-0,361	0,307	0,472
São Luís	0,841	0,150	0,848	0,104

A Figura 18 apresenta as cargas fatoriais (correlações) nos eixos fatoriais da razão de mistura para o método com rotação; utilizou-se o método de rotação VARIMAX. Nos círculos em azul estão as estações correlacionadas a primeira componente e em vermelho à segunda componente.

A primeira componente que explica aproximadamente 45% da variância total dos dados e apresentou alta correlação superior a 0,8 com as estações de Barra do Corda, Carolina e São Luís, localizadas no centro-norte do Estado do Maranhão. Os meses de fevereiro e março são meses de atuação da Zona de Convergência Intertropical no Nordeste, principal fenômeno causador das chuvas no centro-norte do estado; portanto, o sinal da atuação ou ausência deste sistema de grande escala aparecerá nos resultados.

A Figura 19 apresenta a distribuição temporal dos escores associados ao 1º Fator (F1); observam-se valores negativos em praticamente toda a série de 1986 até o ano 2001. Em 1988 aparece um escore negativo de mais 1,5, para o ano de EL Niño moderado o que, provavelmente, influenciou na atuação da ZCIT e impactou na quantidade de razão

de mistura. A maior contribuição (acima de 2,5) a razão de mistura ocorreu no ano de 2010 que, segundo Boletim da Climanálise, em fevereiro de 2010 vórtices ciclônicos atuaram inibido as chuvas desde o nordeste do Maranhão até o Rio Grande do Norte, com anomalias negativas; entretanto, em São Luís o total mensal de chuva atingiu 121,4 mm no dia 12 de fevereiro, com o valor climatológico igual a 373 mm, devido à formação de uma Linha de Instabilidade que contribuiu para o maior total diário de chuva registrado no mês de 71 mm (dia 12). As estações Barra do Corda e Carolina não estiveram sobre a influência inibidora do vórtice. No mês de março de 2010 os vórtices continuaram a inibir as chuvas no norte do Nordeste, destacando novamente que em São Luís ocorreram chuvas de 162,2 mm no dia 13. Esses efeitos locais contribuíram para aumentar parte deste fator.

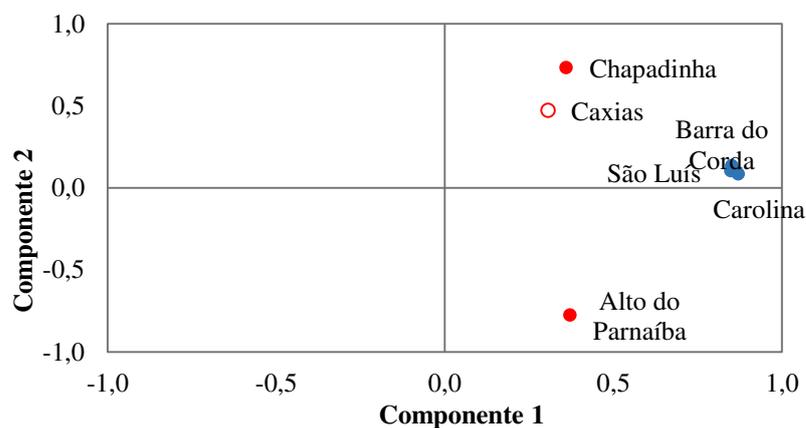


Figura 18 - Componentes 1 e 2 no espaço rotacionado

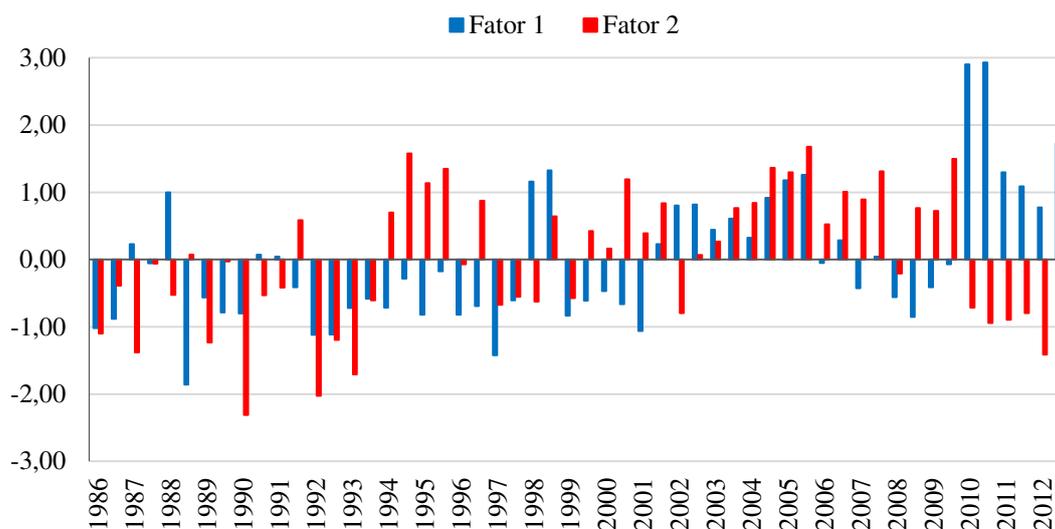


Figura 19 – Séries temporais dos 1º e 2º Fatores comuns (escores) para os meses de fevereiro e março dos anos de 1977 a 2012

A segunda componente que representou 23% da variância dos dados está bem correlacionada com Caxias e altamente correlacionada com Chapadinha, que se localizam no nordeste do Estado e negativamente correlacionada com Alto do Parnaíba, localizada no sul do Estado e que é também uma região produtora de soja (Figura 18).

Analisando o segundo fator percebe-se, na Figura 19, que os escores mais elevados têm contribuições negativas nos anos de 1990 e 1992. No final da década de 80 e no início da década de 90 (1991, 1992, 1993) houve ampliação das áreas com pasto e declínio acentuado na produção de arroz no setor leste do Maranhão, principalmente no ano de 1993 (AGÊNCIA PRODETEC, 2014; COSTA et al., 2011). Na década de 80 também se instalaram, na região do Baixo Parnaíba, da qual Chapadinha faz parte, empresas nacionais e estrangeiras voltadas para a produção de carvão vegetal e à plantação de eucalipto, foram usadas grandes áreas para retirada de madeira (PAULA ANDRADE et al., 2008). Esses fatores influenciaram negativamente na razão de mistura em Chapadinha e Caxias.

É também importante ressaltar que as áreas centro-norte e centro-sul do Maranhão possuem períodos chuvosos em épocas diferentes. As chuvas no sul ocorrem no período de outubro a abril devido à passagem de frentes frias e no norte entre dezembro e julho com mais de 70%, concentrados entre fevereiro e maio, devido principalmente à ZCIT

(MENEZES et al., 2007). Os escores do segundo fator são predominantemente positivos a partir do ano 2000, ano de início da soja em Chapadinha. Na região de Chapadinha a soja é plantada em meados de janeiro, dependendo das chuvas; já no sul do Estado a soja é plantada em outubro. A colheita no sul do Estado começa em março/abril e em Chapadinha o processo se inicia em meados de abril/início de maio; por isso em fevereiro/março, enquanto em Chapadinha a soja ainda está em pleno desenvolvimento, na região do Alto do Parnaíba a soja está atingindo a fase de colheita, ou seja, enquanto em Chapadinha a soja está em desenvolvimento e favorecendo a evapotranspiração nas áreas do plantio. No sul o solo está começando a ficar exposto, diminuindo a quantidade de umidade no ar.

É relevante ressaltar que o Alto do Parnaíba e Chapadinha ficaram bem correlacionados com a mesma componente porém em quadrantes diferentes, uma positivamente e outra negativamente. Dentre as seis estações usadas neste trabalho a ACP conseguiu correlacionar as duas maiores produtoras de soja numa mesma componente; entretanto, com correlações opostas desta componente com a razão de mistura, o que pode estar relacionado a áreas em diferentes épocas do plantio.

4.3.3 – ANÁLISE EM COMPONENTES PRINCIPAIS – MODO P E AGRUPAMENTOS

Neste tópico são discutidos os resultados referentes à análise da ACP utilizando apenas os dados da estação de Chapadinha. A análise de agrupamento foi utilizada com a perspectiva de que o método consiga separar grupos homogêneos de anos associados à influência da soja. Foram utilizadas as seguintes variáveis da estação de Chapadinha: precipitação, umidade relativa, pressão, insolação, velocidade do vento, evaporação, temperatura máxima, temperatura mínima e razão de mistura. As variáveis razão de mistura e pressão foram retiradas da análise das séries anuais para melhorar a adequação do método.

Os resultados da estatística KMO para os períodos analisados, são apresentados na Tabela 12. Valores acima de 0,7 com observações anuais e no período chuvoso indicam que as amostras selecionadas são apropriadas para aplicação da técnica. No entanto, observa-se que no caso do período seco o valor é menor que 0,7 porém

considerado estatisticamente aceitável. O teste de significância de Bartlett apresentou valores inferiores a 0,05 validando a análise (HAIR et al., 2006; CORRAR et al., 2007).

Tabela 12 - Síntese dos resultados mensais obtidos com o teste KMO

	KMO
Anual	0,798
Período Chuvoso	0,781
Período Seco	0,582

Os resultados obtidos dos autovalores utilizando-se o critério de Kaiser e a variância explicada acumulada, para cada fator retido, são mostradas de cada período, estão nas Tabelas 13, 14 e 15. Utilizou-se o método de rotação VARIMAX, para melhor explicar a relação entre as variáveis. A rotação também facilitou a explicação evitando que uma variável tenha valores de explicação muito próximos relacionados a fatores distintos.

Na Tabela 13 observa-se que foram retidos dois fatores com poder de explicação de 59,34% e 25,94% da variância total dos dados originais para as séries anuais. Com a aplicação da ACP verificou-se que um modelo com duas componentes foi adequado para representar a estrutura das variáveis.

Tabela 13 - Valores Próprios (autovalores) e porcentagens da Variância Explicada e Acumulada para as séries anuais

		Variância Total Explicada					
		Cargas Fatoriais Não Rotacionadas			Cargas Fatoriais Rotacionadas		
Períodos	Fatores	Autovalores	% da Variância	Variância Acumulada	Autovalores	% da Variância	Variância Acumulada
Anual	1	4,154	59,344	59,344	3,087	44,102	44,102
	2	1,816	25,936	85,280	2,882	41,178	85,280
	3	0,401	5,727	91,007			
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	7	0,062	0,884	100,000			

Na Figura 20 estão plotadas as variáveis no eixo das componentes 1 e 2 rotacionadas. Em azul, as variáveis bem correlacionadas à primeira componente e em vermelho a segunda componente; as linhas contínuas representam as correlações positivas e tracejadas as correlações negativas.

Na Figura 20 o grupo das temperaturas está em azul e o grupo da precipitação em vermelho se percebe que existe uma associação entre a chuva e a disponibilidade de vapor. O vento está diretamente correlacionado com a evaporação e inversamente com a precipitação. No setor norte do Nordeste, quando os ventos alísios de sudeste estão intensos este é o período em que a ZCIT está posicionada mais ao norte, ou seja, isto ocorre no período seco; já no período em que esses ventos estão fracos, a ZCIT está atuando e chove em boa parte da Região. No outro grupo se percebe a dependência entre as temperaturas mínimas e máximas e a insolação determinada, provavelmente, pelo aquecimento e resfriamento radiativo.

Na Figura 21 percebe-se que o primeiro fator mudou de sinal quando sua contribuição se tornou sempre positiva, a partir do ano de 1992. Já o segundo fator mostra uma variação praticamente oposta apresentando-se mais negativo a partir do ano de 1999. O Fator 1 está bem correlacionado com as temperaturas que, neste caso, apresentam sua média anual (aquecimento radiativo), com contribuição positiva e mais significativa a partir de 1998. Portanto, é um período que contribuiu mais com a elevação das temperaturas. Os anos de 1978 e 1985 possuem os maiores escores negativos relacionados às médias anuais mais baixas das temperaturas e da insolação, foram anos de Dipolo do Atlântico. Em 1978 foi ano de El Niño fraco e DP positivo; já o ano de 1985 foi de DP negativo e La Niña fraca; essas combinações devem ter influenciado nas temperaturas. Uma contribuição positiva com escore acima de 1,5 ocorreu no ano de 1998, que foi um ano de El Niño forte e que esteve associado a temperaturas mais altas na média anual e maior insolação, em virtude da subsidência da célula de Walker.

No segundo fator (Figura 21) os maiores escores positivos ocorreram nos anos de 1983 e 1992, que foram anos pertencentes ao período já comentado em item anterior referentes à redução da área com plantio de arroz e desmatamento para atender à fabricação de carvão; portanto, menos umidade no ar por evapotranspiração e menos precipitação.

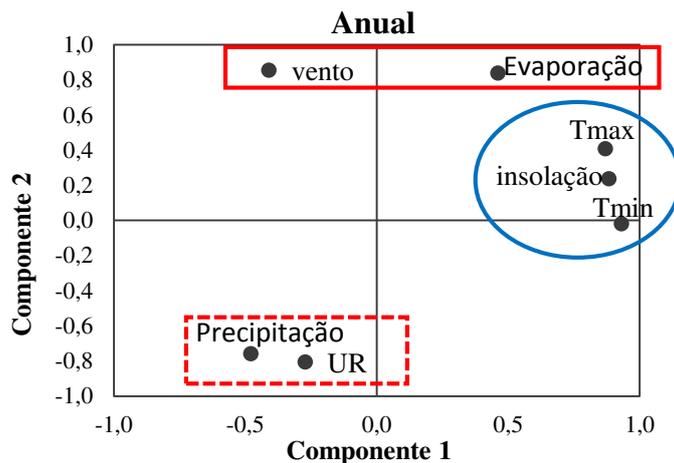


Figura 20 - Componentes rotacionadas das séries anuais do conjunto de variáveis

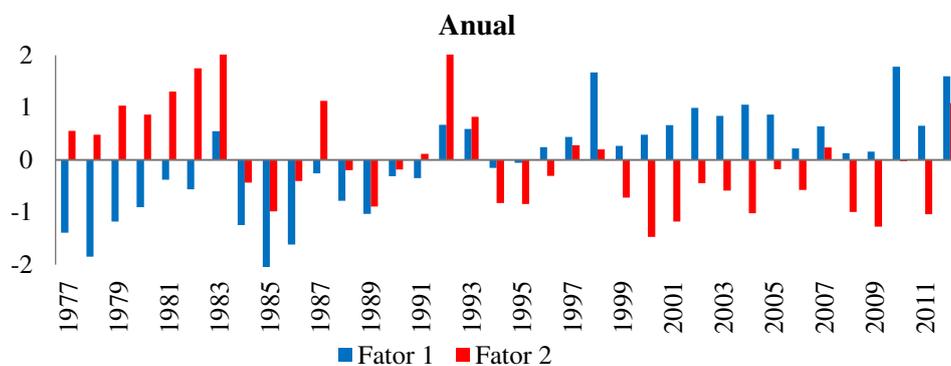


Figura 21 - Séries temporais dos 1º e 2º Fatores comuns (escores) para o período anual

O agrupamento dos 36 anos (1977 a 2012) foi realizado pelo método de Ward, a distância Euclidiana simples foi usada como função de agrupamento para medir a similaridade ou dissimilaridade entre os anos, procedimento que se repetiu para as séries de dados dos períodos anual, chuvoso e seco. A análise da ACP proporcionou investigar a relação entre as variáveis e possíveis variações com a sojicultura. A análise de agrupamento foi utilizada para separar grupos homogêneos de anos possivelmente associados à influência da soja.

Na Figura 22 o dendograma mostra que a série de anos investigados foi dividida em dois subgrupos homogêneos de anos. O primeiro grupo (em verde) é formado a partir do ano de 1993 até o ano de 2012; observando a Figura 21, nota-se que o Fator 1 também apresenta troca de sinal, mais ou menos no mesmo período. O segundo grupo (em lilás) é formado pela primeira parte da série de dados. A ACP mostrou que houve alteração nas

variáveis, confirmada pela realização da Análise de Agrupamento, conforme visto no dendograma; esta mudança possivelmente e/ou se iniciou em aproximadamente em 1993.

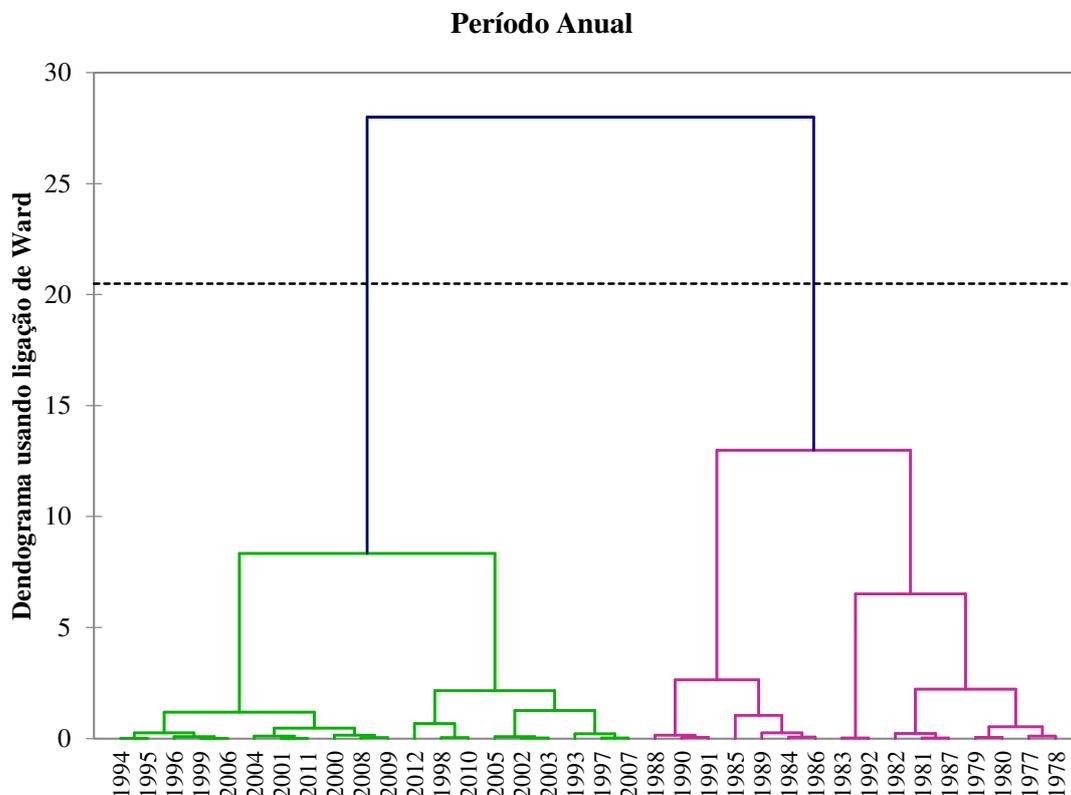


Figura 22 – Dendograma resultante da análise objetiva para o período anual dos escores dos 36 anos (1977 a 2012)

Os resultados obtidos da ACP aplicada ao conjunto de variáveis para o período chuvoso, são apresentados na Tabela 14. As duas componentes retidas estão em negrito; juntas, elas explicam 79,4% da variância das variáveis utilizadas na análise. As variáveis analisadas foram: razão de mistura, umidade relativa, precipitação, Temperaturas mínima e máxima, insolação, evaporação e intensidade do vento.

Tabela 14 - Valores Próprios (autovalores) e porcentagens da Variância Explicada e Acumulada para o período chuvoso

		Variância Total Explicada					
		Cargas Fatoriais Não Rotacionadas			Cargas Fatoriais Rotacionadas		
Períodos	Fatores	Autovalores	% da Variância	Variância Acumulada	Autovalores	% da Variância	Variância Acumulada
Chuvoso	1	4,487	56,084	56,084	3,788	47,347	47,347
	2	1,870	23,380	79,464	2,569	32,118	79,464
	3	0,659	8,235	87,700			
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	8	0,080	0,999	100,000			

Percebe-se, na Figura 23, dois grupos, tal como no período anual, o das temperaturas: temperatura mínima e máxima, insolação e evaporação que ficaram correlacionadas positivamente com a primeira componente e negativamente com a precipitação. Este grupo parece resultar do aquecimento/resfriamento radiativo e a relação inversa com a precipitação mostra a influência da grande escala nesta componente. O segundo grupo, correlacionado à segunda componente, apresentou correlação positiva com a umidade relativa e razão de mistura mas negativa com o vento, mostrando a dependência da advecção neste período.

Escores superiores a 1,5 significam contribuições positivas do primeiro fator principalmente em anos de El Nino (1983, 1998, 2010). Como pode ser visto na Figura 23, o Fator 1 é inversamente correlacionado com a variável precipitação; este é um comportamento esperado em relação à Região Nordeste em episódios de El Nino e amplamente comprovado na literatura. A redução da nebulosidade e a precipitação justificam a alta correlação do Fator 1 com as variáveis temperaturas máxima e mínima, insolação e evaporação. Os escores do Fator 2 indicam contribuições positivas a partir de 1998. Este fator mostra correlações positivas com a umidade do ar e esta inversamente correlacionado com a intensidade do vento. Embora os escores com valores acima de 1 indiquem contribuições positivas do Fator 2 no período posterior ao ano de 1998 e que esta componente esteja associada a fenômenos atmosféricos em escala local, não é possível afirmar que exista uma relação causa-efeito com a entrada da soja na região de Chapadinha.

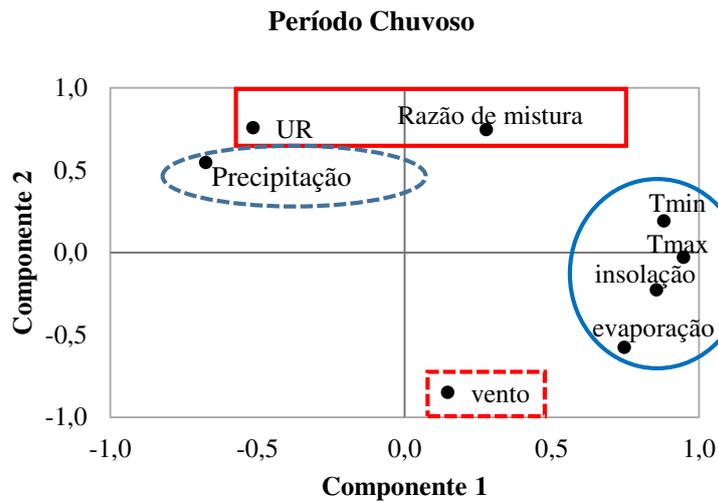


Figura 23 - Componentes rotacionadas do período chuvoso do conjunto de variáveis

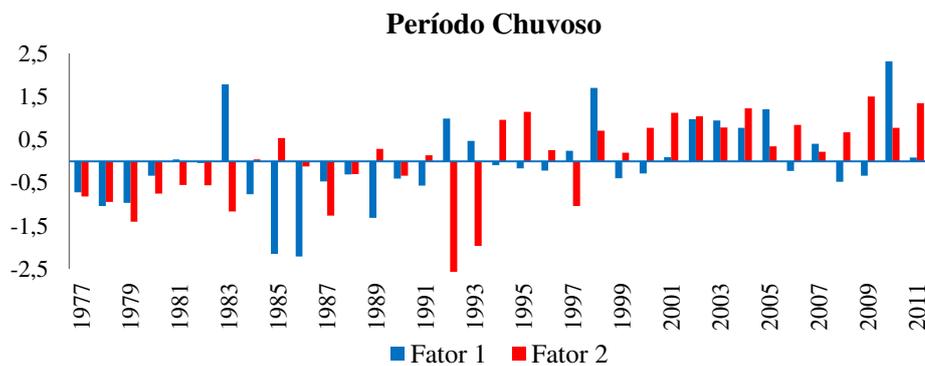


Figura 24 – Séries temporais dos 1º e 2º Fatores comuns (escores) para o período chuvoso

O agrupamento dos 36 anos (1977 a 2012), considerando apenas o período chuvoso, resultou em três subgrupos homogêneos, como indicado na Figura 25. Um grupo (verde) foi formado pelos anos de 1977 a 1993. Semelhante ao obtido no período anual, este resultado reforça que no ano de 1993 ocorreu uma alteração nas variáveis meteorológicas de Chapadinha. O segundo grupo (marrom) formado pelos anos de 1998 a 2005, que coincide com a chegada e com o estabelecimento da soja em Chapadinha. O terceiro grupo (lilás) é formado pelos demais anos da série.

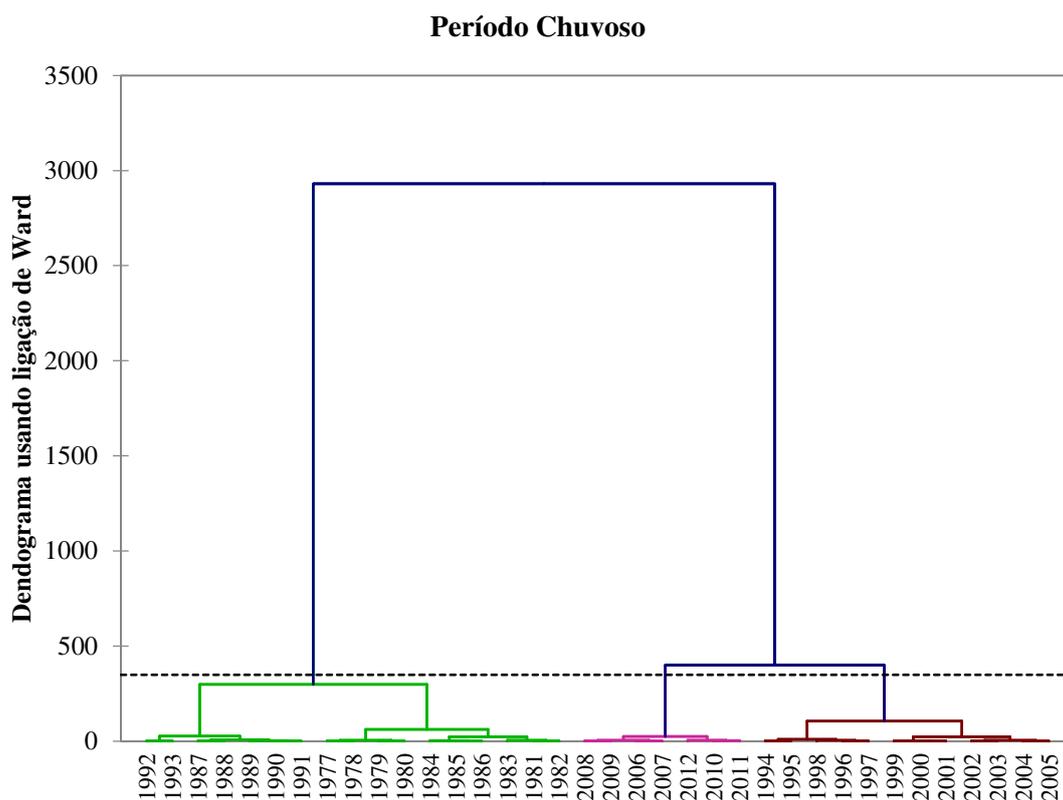


Figura 25 – Dendrograma resultante da análise objetiva para o período chuvoso dos escores dos 36 anos (1977 a 2012)

Finalmente, os resultados da ACP aplicada às variáveis para o período seco, são apresentados na Tabela 15. As componentes retidas explicam 78,76% da variância total dos dados e as duas componentes retidas estão em negrito, na tabela.

Tabela 15 - Valores Próprios (autovalores) e porcentagens da Variância Explicada e Acumulada para o período seco

		Variância Total Explicada					
		Cargas Fatoriais Não Rotacionadas			Cargas Fatoriais Rotacionadas		
Períodos	Fatores	Autovalores	% da Variância	Variância Acumulada	Autovalores	% da Variância	Variância Acumulada
	1	3,480	49,714	49,714	3,404	48,628	48,628
	2	2,034	29,051	78,765	2,110	30,137	78,765
Seco	3	0,807	11,533	90,298			
	⋮	⋮	⋮	⋮			
	7	0,039	0,550	100,000			

A representação do diagrama de correlação para o período seco é mostrada na Figura 26. Os grupos de variáveis organizados em função do grau de correlação com as componentes (primeira e segunda), mostram que a análise feita a partir de médias mensais

no período de estiagem evidencia mecanismos locais de interações superfície-atmosfera. A importância relativa das variáveis e processos dominantes é determinada pela quantidade de variância explicada por cada um dos fatores observados na Tabela 14 (respectivamente 49,71% e 29,05%).

A correlação positiva entre a Componente 1 (primeira componente) e as variáveis, na Figura 26, temperatura máxima e evaporação e negativa com a umidade relativa e a precipitação, indicam que o aquecimento na baixa atmosfera é o mecanismo dominante e a perda de água é particularmente intensa na estação seca. A presença da variável razão de mistura associada positivamente com a temperatura mínima e inversamente correlacionada com a intensidade do vento na Componente 2 (segunda componente) é um indicativo do efeito das mudanças no uso da terra pela substituição da vegetação nativa por cultivos agrícolas (não especificamente atribuído ao cultivo da soja). Em situações de vento fraco a transferência de vapor para a atmosfera aumenta nas áreas vegetadas favorecendo a absorção da radiação de ondas longas e o aumento da temperatura mínima.

Na Figura 27 estão representados os escores para o período seco. O Fator 1 caracteriza bem os anos de ocorrência de El Niños fortes no período estudado; observa-se que os episódios fortes são marcados por contribuições positivas neste Fator, que está relacionado com as temperaturas máximas e inversamente com a precipitação. Em anos de El Niños fortes o período chuvoso deveria ser afetado; poder-se-ia deduzir que não há influência deste fenômeno no período seco. Entretanto, quando ocorre este fenômeno e as anomalias de precipitação do período chuvoso são negativas significa que, ao chegar o período seco, o solo já está com deficiência hídrica acentuada em relação a anos normais. Assim, a quantidade de água armazenada no solo fica abaixo do que ocorreria em anos normais; este fator pode afetar muito o balanço de energia neste período.

O Fator 2, na Figura 27, se inicia negativo e muda de sinal ficando sempre positivo a partir de 1993, semelhante ao que ocorreu com o Fator 1 do período anual. Esta mudança de sinal está relacionada às variáveis de temperatura mínima, razão de mistura e velocidade do vento; o que este fator está indicando é uma alteração significativa ocorrida no ambiente de Chapadinha (por se tratar da 2ª componente) que provocou uma mudança nessas variáveis; isto ocorreu ou teve início no ano de 1993. Costa et al. (2011), relatam

que na década de 1990 o arroz era o principal produto agrícola de Chapadinha, assim como de Caxias, e que houve redução da sua área plantada nos anos de 1990 a 1993, principalmente neste último ano quando atingiu sua menor área, possivelmente, resultado da oscilação do mercado.

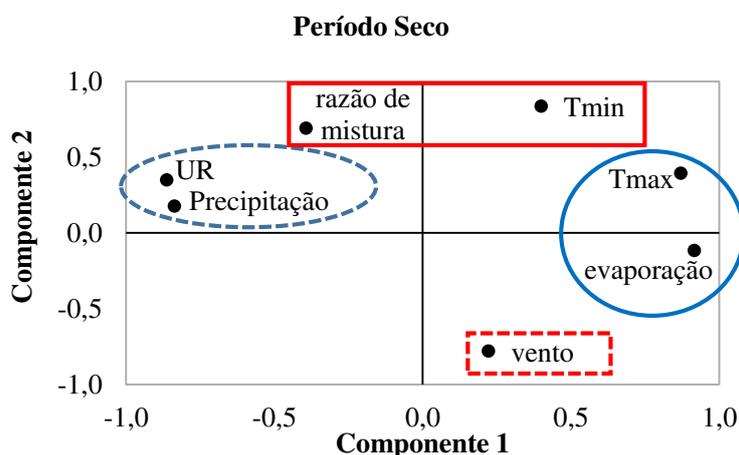


Figura 26 - Componentes rotacionadas do período seco do conjunto de variáveis

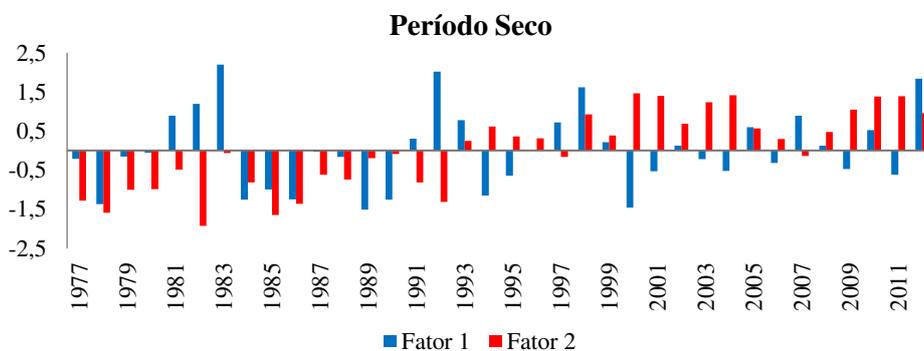


Figura 27 – Séries temporais dos 1º e 2º Fatores comuns (escores) para o período seco

A análise de agrupamento resultou em três subgrupos homogêneos de anos para o período seco (Figura 28). Os grupos de anos neste período ficaram praticamente separados por décadas: o primeiro grupo (verde) formado pelos anos de 1977 a 1990, o segundo grupo (lilás) compreende os anos de 1991 a 1999 e o terceiro grupo (marrom) abrange os anos de 2000 a 2012. No período seco não se tem a soja evapotranspirando e aumentando a quantidade de umidade no ar nem mesmo apresentando um albedo diferente em relação à vegetação nativa ou aumentando o gradiente de temperatura da superfície entre as áreas de cerrado, soja e solo nu, o que poderia gerar circulações de

mesoescala (Orlanski, 1975). Mesmo assim e analisando os grupos, percebe-se uma separação da década de 2000, iniciando-se exatamente no ano 2000 que se trata do ano da chegada da soja na região.

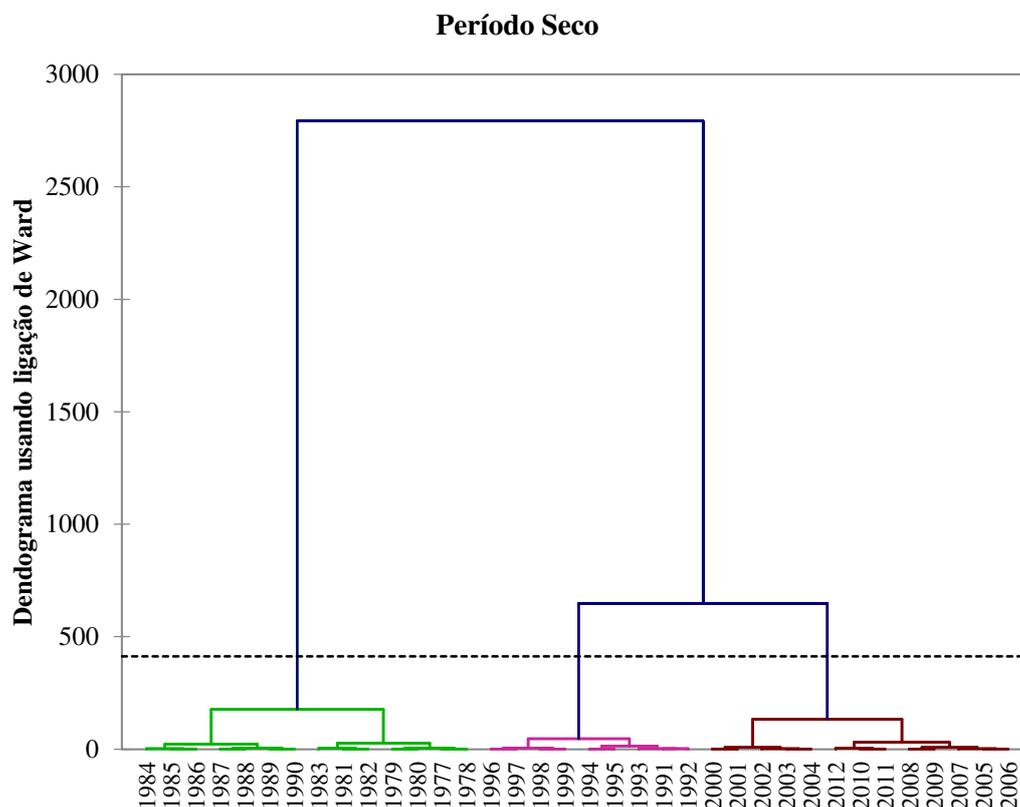


Figura 28 - Dendrograma resultante da análise objetiva para o período seco dos escores dos 36 anos (1977 a 2012)

Em geral é possível, independente do período analisado, é identificar um padrão de comportamento associado ao primeiro fator que esteve definido geralmente por variáveis associadas ao efeito de aquecimento radiativo, definido pela presença das temperaturas e mais algumas variáveis associadas a elas; este fator apresentou mudança de sinal; e o segundo fator esteve definido, em geral, pelo grupo associado à advecção de umidade. O segundo fator representa principalmente contribuições locais e esteve associado à advecção de massa, que deve esta relacionada a circulações de mesoescala resultante de diferentes coberturas de solo.

Uma síntese dos três períodos analisados (séries anual, período chuvoso e período seco) mostra que nos totais anuais o 1º Fator se tornou positivo em 1995, um dos grupos

na análise de agrupamento foi de 1993 a 2012. No período Chuvoso o 1º Fator se tornou positivo a partir de 1992; o 2º Fator também se tornou positivo a partir de 1998. Na análise de agrupamento foi formado um grupo de 1977 a 1993 e o outro com os demais anos da série. No período seco o 2º Fator tornou-se positivo a partir de 1993. Evidenciou-se que no ano de 1993, ou início da década de 90, ocorreu uma mudança nas variáveis climáticas; além disto, o fim da década de 90 também apresentou uma contribuição para esta mudança ou que um novo impacto se iniciou neste período.

4.4 - ANÁLISE ESTATÍSTICA – TESTES NÃO-PARAMÉTRICOS

Os testes não-paramétricos foram realizados para determinar se, realmente, ocorreu mudança na média das séries dos dados de Chapadinha devido à mudança do uso da terra; esta alteração brusca na média definiria uma mudança no microclima. Os testes recomendados mais utilizados para detectar mudança na média de séries são o teste de Mann-Kendall e o teste de Pettitt. No entanto, para aplicar o teste de Mann-Kendall é necessário que as séries passem pelo teste de sequência, o teste Run.

Teste Run – Análise de regressão

Testes de significância dos estimadores dos coeficientes da regressão são apresentados na Tabela 16. Observa-se, pelo teste RUN, que apenas a série de razão de mistura em DJF não pode ser considerada homogênea. Pela análise de regressão observa-se que há tendência significativa de aumento na razão de mistura, da ordem de 0,02 g/kg no período seco e nos trimestres MAM e JJA.

TABELA 16 – Regressão linear para a razão de mistura

Variável Analisada	Teste Run (Zcalculado)	Análise de Regressão		
		Coefficiente angular	P – Valor	Intervalo de Confiança (95%)
Razão de mistura anual	-1,3528	0,016031	0,07	-0,00147 a 0,0335*
Razão - Período Chuvoso	-1,691	0,0129	0,13	-0,00404 a 0,0298*
Razão - Período Seco	-0,6764	0,0198	0,04	0,000257 a 0,0394
DJF	-2,7056**	0,00698	0,50	-0,0139 a 0,02785*
MAM	-1,691	0,01882	0,03	0,0015 a 0,036139
JJA	-1,691	0,022548	0,03	0,00154 a 0,04355
SON	0	0,017116	0,13	-0,0056 a 0,03990*

*Valor não significativo. **Não-Homogêneo

Na Tabela 17 estão os resultados do teste Run para as temperaturas máximas e mínimas e precipitação. Observa-se, pelo teste Run, que as séries de temperatura máxima, anual e as séries de temperatura máxima dos períodos chuvoso e seco não podem ser consideradas homogêneas. Quanto às séries da temperatura mínima, quase todas apresentaram autocorrelação positiva. Como estas séries também apresentaram os coeficientes angulares das retas ajustadas significativos a 5% pelo teste t, as tendências foram removidas e re-submetidas ao teste de sequências, que agora não foi rejeitado, exceto para as séries de temperatura mínima do período chuvoso, período seco e de MAM.

Na análise de regressão observa-se os coeficientes indicando aumento da precipitação de todas as séries, exceto a de JJA mas o intervalo de confiança mostra que as tendências não são significativas. A análise de regressão da série de JJA da precipitação indicou tendência de queda que também, como nos demais períodos, não foi significativa.

TABELA 17 – Testes de Run e Regressão Linear para as séries de precipitação e temperaturas máximas e mínimas

Variável Analisada	Teste Run (Z calculado)	Análise de Regressão	
		Coefficiente angular	Intervalo de Confiança (95%)
Precipitação anual	-0,3382	3,121081	-10,846 a 17,089*
Prec. do Período Chuvoso	-0,3382	3,087748	-9,6434 a 15,818*
Prec. Período Seco	0	0,23157	-3,0608 a 3,5239*
Precipitação DJF	1,32799	0,01270	-5,3967 a 5,4221*
Precipitação MAM	-0,3382	3,07504	-7,234 a 13,3841*
Precipitação JJA	-1,0146	-0,60798	-3,178 a 1,96219*
Precipitação SON	-1,0146	0,83955	-0,989 a 2,66810*
Temp. máxima média anual	-2,3674**	0,037694	0,0173 a 0,0580
Temp. máx. Período Chuvoso	-2,3674**	0,037553	0,0196 a 0,0554
Temp. máx. Período Seco	-2,3674**	0,037083	0,0130 a 0,0611
Temp. máx. DJF	-1,691	0,03942	0,0173 a 0,0615
Temp. máx. MAM	-1,691	0,035684	0,0171 a 0,0542
Temp. máx. JJA	-0,3382	0,027157	-0,0007 a 0,0551*
Temp. máx. SON	-1,691	0,04701	0,0247 a 0,0693
Temp. mínima média anual	-3,83319**	0,026429	0,0168 a 0,0360
Temp. min. Período Chuvoso	-2,49834**	0,023044	0,011 a 0,034
Temp. min. Período Seco	-3,7202**	0,029692	0,0195 a 0,0398
Temp. min. DJF	-1,0146	0,022666	0,0108 a 0,03455
Temp. min. MAM	-3,0438**	0,023423	0,0109 a 0,0359
Temp. min. JJA	-3,0438**	0,03222	0,0204 a 0,0440
Temp. min. SON	-3,0438**	0,027155	0,0166 a 0,0377

*Valor não significativo. ** Série não-homogênea.

Na regressão linear para as temperaturas, ressaltado na Tabela 17, apenas o aumento da temperatura máxima em JJA não foi significativo mas para todas as demais séries o coeficiente angular da reta de regressão mostrou tendência significativa de aumento médio, de 0,03°C e 0,02°C, para as temperaturas máximas e as mínimas, respectivamente.

MÉTODO MANN-KENDALL (ZMK)

Os valores das estatísticas *ZMK* e *S* e o nível de significância (*p* – valor) correspondente à tendência nas variáveis de precipitação, temperatura mínima e máxima analisadas, estão na Tabela 18. Os valores da variância na tabela são iguais pois as séries temporais possuem o mesmo tamanho e não possuem laços (isto é, valores iguais). Esses resultados são para as séries que passaram pelo teste de sequência (Tabela 17) ou que passaram depois de terem as tendências removidas, como explicado acima.

Os valores da estatística *ZMK* (Método de Mann-Kendall) positivo e negativo são indicadores de tendências de aumento ou de diminuição, respectivamente. A hipótese de nulidade do teste é a de que não existe tendência na série analisada. Como relatado por Silva et al. (2004), o aumento de *p*-valor é uma função da redução da estatística de *ZMK* e vice-versa; por exemplo, a série de precipitação do período seco apresenta estatística de *ZMK* = 8 e o *p*=0,9282 enquanto a série de verão da temperatura mínima apresenta estatística de *ZMK* = 240 e o *p*=0,0012 (Tabela 18).

Comparando os *p*-valores com os níveis de significância ($\alpha=0,05$ e $\alpha=0,01$) percebe-se que não se pode rejeitar a hipótese nula de que não há tendências estatisticamente significativas nas séries de precipitação; entretanto, os sinais de aumento ou queda de tendência nas séries de precipitações concordam com os encontrados utilizando-se a análise de regressão. Já para as séries de temperatura mínima há evidência altamente significativa de tendência de aumento na temperatura mínima de DJF. Para as séries de temperatura máxima anual e dos períodos chuvoso e seco as tendências não foram estatisticamente significativas segundo o teste de Mann-Kendall porém nas séries de temperatura máxima de DJF, MAM e SON há tendência de aumento altamente significativa e uma tendência de aumento ao nível de significância de 0,05 na série de JJA. Silva (2004) também encontrou tendência de aumento para várias estações do Nordeste do Brasil; infelizmente, nenhuma das estações pertencia ao Maranhão para que tornasse possível a comparação. O maior aumento encontrado por Silva (2004) foi na série de temperatura mínima para o período seco com tendência de 0,09°C/ano, que correspondia a 2,7°C no período total analisado (1961-1990).

TABELA 18 – Sumário das estatísticas S e ZMK (*Método de Mann-Kendall*) e o p -valor, variância ($\text{Var}(S)=5390$)

Séries	S	ZMK	p -valor
Precipitação anual	78	1,048809	0,2984
Precipitação do período chuvoso	70	0,939842	0,3524
Precipitação do período seco	8	0,095346	0,9282
Precipitação – DJF	29	0,381385	0,704
Precipitação – MAM	66	0,885358	0,3788
Precipitação – JJA	-44	-0,5857	0,562
Precipitação. – SON	62	0,830875	0,4066
Temperatura mínima anual	-26	-0,34052	0,7338
Temperatura mínima –DJF	240	3,255394	0,0012
Temperatura mínima – JJA	34	0,44949	0,6528
Temperatura mínima – SON	-8	-0,09535	0,9282
Temperatura máxima anual	32	0,422248	0,6744
Temperatura máxima do período chuvoso	-16	-0,20431	0,8414
Temperatura máxima do período seco	40	0,531215	0,5962
Temperatura máxima -DJF	244	3,309877	0,001
Temperatura máxima - MAM	246	3,337119	0,0008
Temperatura máxima - JJA	178	2,410898	0,016
Temperatura máxima - SON	282	3,827471	0,0004

- Teste de Pettitt e Teste Sequencial de Mann-Kendall

Os resultados da aplicação dos testes sequencial de Mann-Kendall e o teste de Pettitt para identificar mudanças bruscas nas séries temporais da precipitação, temperaturas máxima e mínima e razão de mistura, são apresentados nesta seção. Conforme já mencionado e observado ao longo das análises realizadas neste trabalho, a detecção de períodos caracterizados por alterações significantes em elementos climáticos associados com mudanças no uso da terra, requer abordagens estatísticas paramétricas e não paramétricas.

Graficamente, como descrito na metodologia, os níveis de significância de 95% são mostrados nas figuras por meio de retas horizontais tracejadas. O ponto de mudança brusca no teste de Pettitt é o maior valor em módulo da estatística $k(t)$ e é graficamente identificado quando a curva da estatística $k(t)$ for maior que o limite crítico estabelecido (nível de significância). No entanto, esta condição deixa de ser verdadeira quando os valores que estão em seguida ao valor crítico oscilam em intervalos próximos ao valor máximo, caso em que o último valor do intervalo de oscilação indica o ponto de início da tendência. No teste de Mann-Kendall a tendência é significativa quando os valores

absolutos de $u(tn)$ são maiores que os níveis de significância e o início desta tendência pode ser localizado pela interseção das curvas $u(tn)$ (em traçado contínuo mais grosso) e $u^*(tn)$ (em traçado contínuo mais fino), porém isso deve ocorrer dentro dos valores críticos do intervalo de confiança (BACK, 2001).

Embora o clima em Chapadinha se resuma a duas estações, seca e chuvosa, optou-se por realizar os testes para as quatro estações, ou por trimestre, pois algumas séries não passaram no teste Run quando se trabalhou com a série do período chuvoso ou seco mas passaram quando esses períodos estiveram separados em estações.

Análise da Precipitação

O comportamento da série temporal da precipitação anual é apresentado na Figura 29. A ilustração mostra diferentes aspectos resultantes da utilização dos testes de Mann-Kendall e Pettitt. A linha azul contínua e espessa representa a série $u(tn)$ e a linha azul fina, a série $u^*(tn)$. As linhas tracejadas horizontais foram usadas para representar os intervalos de confiança bilaterais de 95%.

A tendência é considerada significativa sempre que os valores absolutos de $u(tn)$ são maiores que o limite de confiança. O período das mudanças foi identificado com base nos pontos de intercepção entre as duas curvas sempre que detectados entre os valores críticos do intervalo de confiança. É possível verificar que o teste de Mann-Kendall indicou claramente dois pontos de intercepção das curvas estatísticas $u(tn)$ e $u^*(tn)$ entre os intervalos de confiança, em 1985 e em 1999 (Figura 29a). No entanto, apesar do cruzamento entre as curvas $u(tn)$ e $u^*(tn)$, bastante evidente nos resultados do teste de Mann-Kendall, em 1999 o teste de Pettitt não indicou mudança significativa na série analisada.

A estatística $k(t)$ (Figura 29b) em nenhum momento cruza o intervalo de confiança descartando, portanto, a existência de tendência significativa em Chapadinha. É possível afirmar que foram detectadas tendências positivas na precipitação anual porém seria difícil creditar este aumento ao cultivo da soja ou a qualquer outra causa de origem antrópica. Contudo, é importante ressaltar que indicativos de mudanças em períodos pós-

eventos climáticos extremos (El Niño 82-83 e El Niño 97-98) devem ser considerados um alerta de que ações antrópicas, que sem o planejamento adequado, podem contribuir com a severidade de impactos ambientais. Resultados semelhantes foram obtidos em um estudo desenvolvido por Groppo et. al., (2005), para avaliar a persistência do impacto do Sistema Cantareira na vazão dos rios e a evolução da tendência positiva na precipitação. Os autores verificaram que a utilização conjunta dos métodos de Mann-Kendall e Pettitt permitiu detectar tendências positivas nas séries de precipitação analisadas; no entanto, não foi possível afirmar que o aumento na precipitação tenha sido de origem antrópica (impacto do Sistema Cantareira).

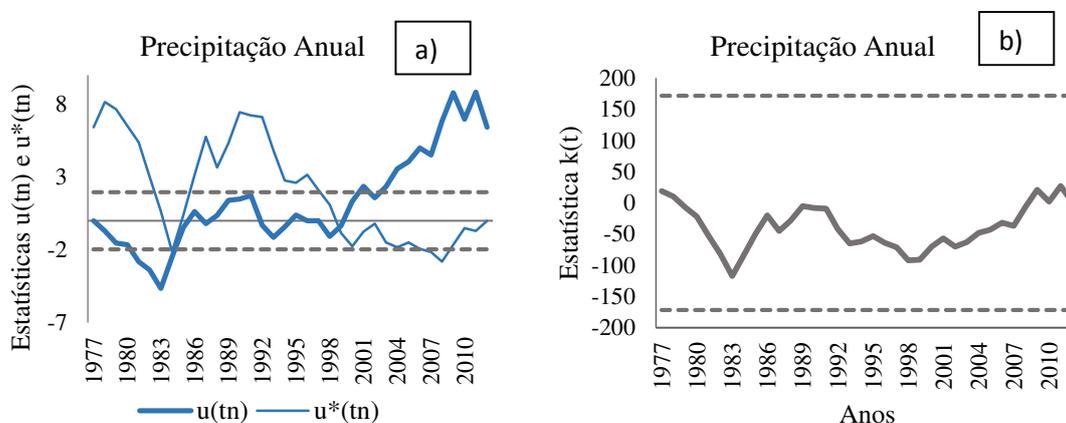


Figura 29 – (a) Estatísticas $u(tn)$ e $u^*(tn)$ do teste de Mann-Kendall e (b) estatística $k(t)$ do teste de Pettitt para a precipitação anual. As linhas horizontais tracejadas correspondem ao intervalo de confiança de 95%

Na Figura 30 se encontram os resultados da aplicação dos testes de Pettitt e sequencial de Mann-Kendall para as séries de precipitação dos períodos chuvoso e seco. Os resultados do teste de Mann-Kendall para o período chuvoso (Figura 30a) indicam comportamento semelhante ao observado com as séries de precipitação anual. Verifica-se tendência de aumento na precipitação em 1999 tornando-se significativa a partir do ano de 2003. No período seco (Figura 30c) a tendência não é estatisticamente significativa, característica comprovada pelos múltiplos cruzamentos das curvas $u(tn)$ e $u^*(tn)$, concordando com os demais testes.

Os resultados obtidos com o teste de Pettitt não indicaram ocorrência de mudanças bruscas significativas (Figura 30b e 30c). Nenhum dos valores da estatística $k(t)$ (linha contínua na cor cinza) ultrapassou os limites de confiança.

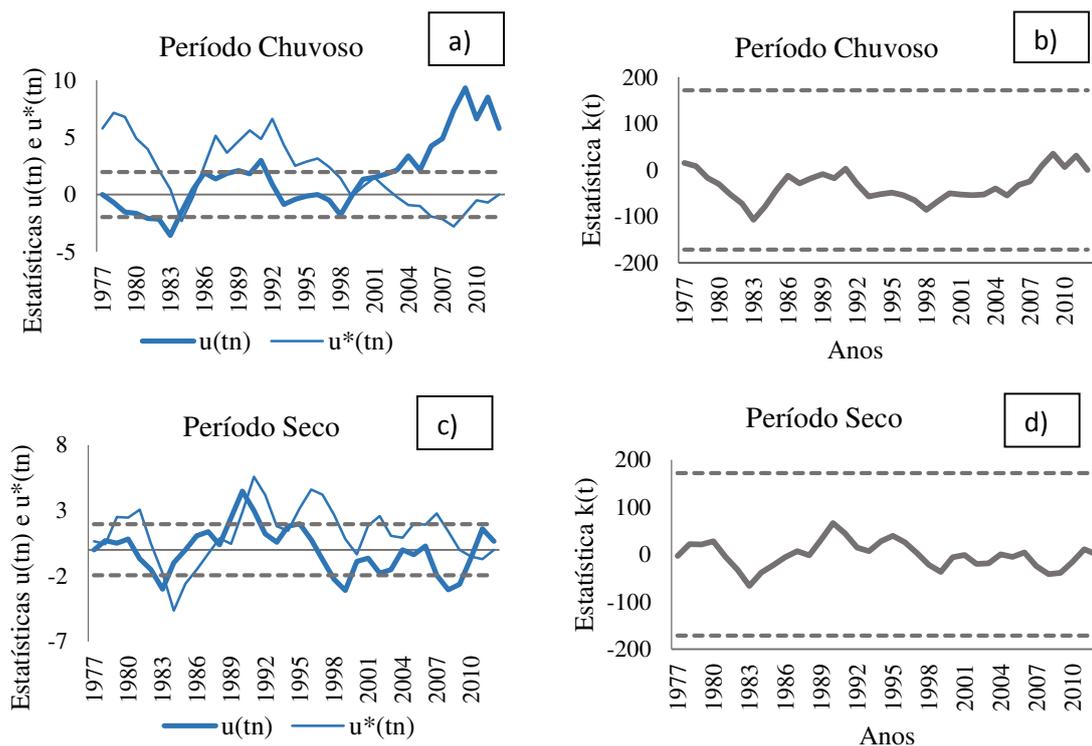


Figura 30 – Estatística $u(tn)$ e $u^*(tn)$ do teste de Mann-Kendall e estatísticas $k(t)$ do teste de Pettitt para a precipitação (períodos chuvoso e seco). As linhas horizontais tracejadas correspondem ao intervalo de confiança de 95%

Os resultados do teste de Pettitt para as séries de precipitação separadas por trimestres, são apresentados na Figura 31. Semelhante ao que ocorreu com os períodos anual, chuvoso e seco, o teste de Pettitt apresenta concordância com a análise de regressão não identificando mudança brusca significativa nas séries de precipitação desses trimestres; as curvas não cruzaram com os níveis de significância.

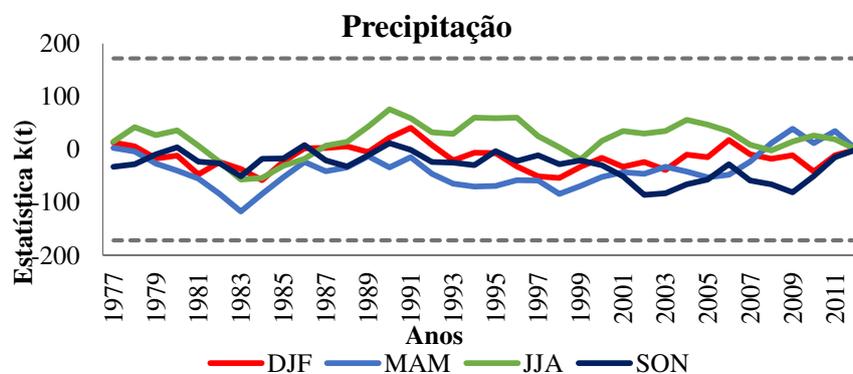


Figura 31 – Estatísticas $k(t)$ do teste de Pettitt para os trimestres. As linhas horizontais tracejadas correspondem ao intervalo de confiança de 95%

A representação gráfica dos resultados obtidos com o teste sequencial de Mann-Kendall é apresentada na Figura 32. É possível observar no teste sequencial de Mann-Kendall que as tendências não são significativas para a série de precipitação de DJF (Figura 32a), em virtude dos inúmeros cruzamentos; o mesmo ocorreu com a série de JJA (Figura 32c). No período correspondente ao trimestre MAM (Figura 32b) percebem-se dois cruzamentos nas curvas estatísticas, $u(tn)$ e $u^*(tn)$, indicando tendências crescentes, o primeiro no ano de 1985 e o segundo por volta de 1998 que se tornaram significativos em 2000. Este ano coincide com o ano da chegada da soja na região de Chapadinha. Embora não exista comprovação efetiva de que este aumento tenha relação direta com o cultivo da soja, é possível supor que os efeitos decorrentes das mudanças ambientais no balanço de energia, em superfície e consequentemente no padrão de vento local possam influenciar no transporte de umidade e na formação de nuvens. Os resultados dos testes aplicados à série de precipitação de SON (Figura 32d) não apresentaram tendências significativas.

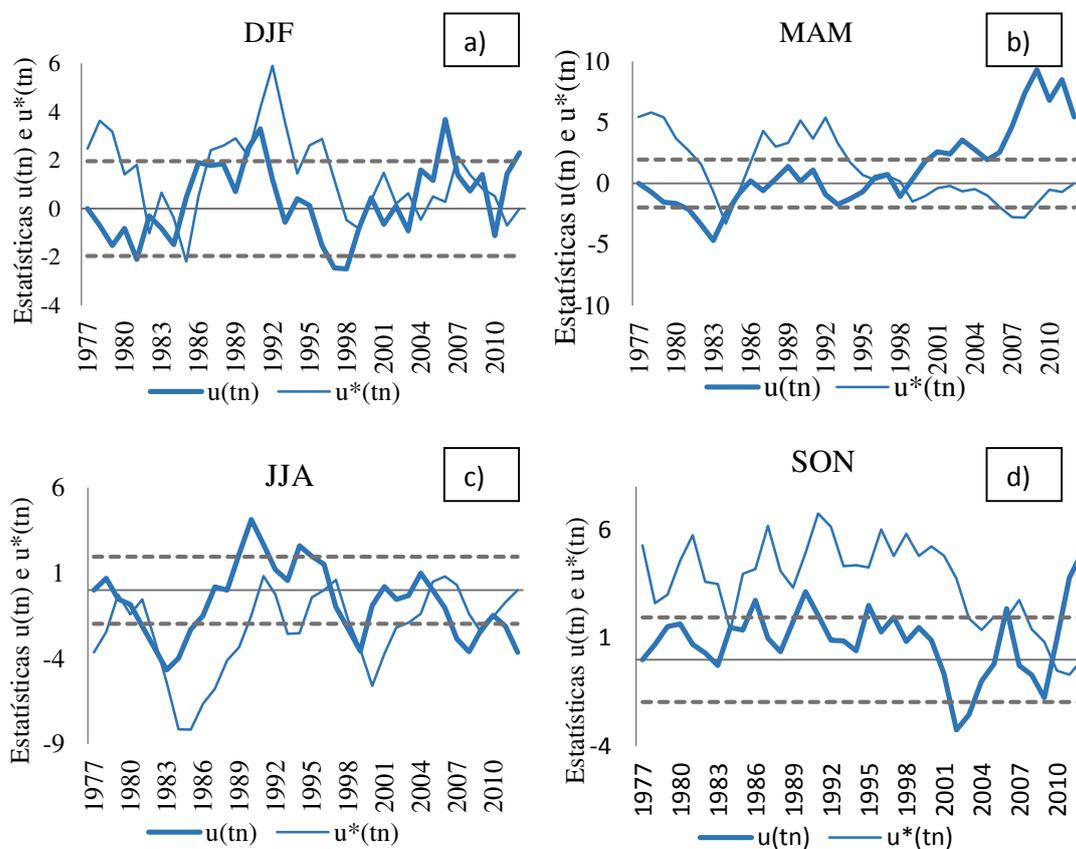


Figura 32 –Estatísticas $u(tn)$ e $u^*(tn)$ do teste de Mann-Kendall para precipitação. As linhas horizontais tracejadas correspondem ao intervalo de confiança de 95%

Temperaturas máxima e mínima

Os resultados dos testes de Pettitt (estatística $k(t)$) e sequencial de Mann-Kendall (estatística $u(tn)$) para as séries de temperaturas máximas média anual e temperatura máxima dos períodos chuvoso e seco, são apresentados na Figura 33. Os resultados do teste sequencial de Mann-Kendall mostram cruzamentos sucessivos nas séries de $u(tn)$ e $u^*(tn)$, (Figura 33a) não sendo, portanto, considerados significativos. A estatística $k(t)$ do teste de Pettitt apresentou máximos em 1991 e 1996 (Figura 33b) na temperatura máxima anual, no entanto e de acordo com Pettitt (1979) o último valor do intervalo de oscilação representa o início da tendência; isto ocorreu em 1996.

A representação gráfica dos resultados obtidos com o teste de Mann-Kendall para o período chuvoso apresentou dois cruzamentos significativos (Figura 33c); o primeiro correspondendo a um pequeno período de queda entre 1990 e 1992. No ano de 1994 ocorreu o segundo cruzamento correspondendo a uma tendência de queda que se tornou significativa no ano de 2000. Este resultado concorda com o obtido utilizando-se o Método de Mann-Kendall, tabela 18. Através do comportamento da estatística $k(t)$ do teste de Pettitt é possível identificar uma mudança brusca, máximo valor, no ano de 1991 (Figura 33d).

O teste sequencial de Mann-Kendall aplicado às séries temporais da temperatura máxima, no período seco, não apresentou tendências significativas. É possível observar, na Figura 33e, que os valores de $u(tn)$ se encontram inseridos no intervalo entre -1,96 e +1,96. O comportamento da curva estatística $k(t)$ do teste de Pettitt (Figura 33e) indica uma mudança no ano de 1996.

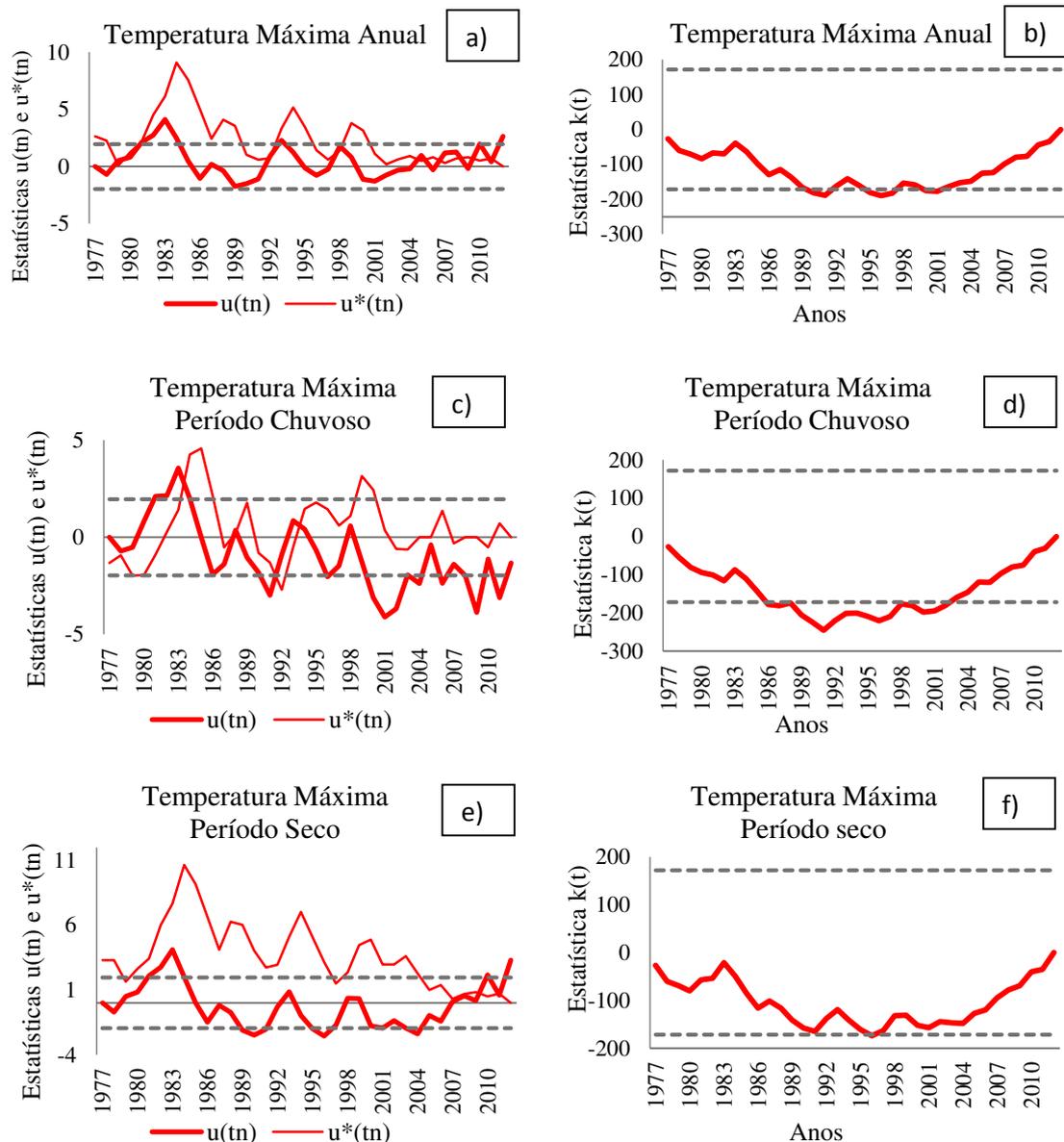


Figura 33 – Estatísticas $u(tn)$ e $u^*(tn)$ do teste de Mann-Kendall e $k(t)$ do teste de Pettitt estatísticas para a temperatura máxima. As linhas horizontais tracejadas correspondem ao intervalo de confiança de 95%

A Figura 34 apresenta os resultados dos testes sequencial de Mann-Kendall e o de Pettitt para as séries de temperatura máxima dos trimestres. A interseção das curvas $u(tn)$ e $u^*(tn)$ em 1992 (Figura 34a) indica uma tendência crescente da temperatura máxima em DJF, apesar da interseção ocorrer no limite do valor crítico do intervalo de confiança. Esta mudança é confirmada no teste de Pettitt. É possível observar, na curva da estatística $k(t)$ (Figura 34b), que em 1991 houve uma mudança de tendência crescente da temperatura máxima do verão.

O teste de Mann-Kendall também indica uma tendência crescente nas temperaturas máximas de MAM (Figura 34c); no entanto, o cruzamento das estatísticas $u(t_n)$ e $u^*(t_n)$, ocorre fora dos limites de confiança do teste. Este comportamento também é verificado nas séries de JJA e SON. Esses resultados indicam que foram detectadas tendências crescentes nas séries históricas mas não é possível afirmar que, efetivamente, ocorreram mudanças bruscas na série; nesses casos, deve-se recorrer ao teste de Pettitt. Caso semelhante ocorreu com os resultados de Mortatti et al. (2004). O ponto de ruptura (mudança brusca na média) dessas séries pode ser detectado mais claramente utilizando-se o teste estatístico de Pettitt, através do valor máximo absoluto de $k(t)$ que para MAM (Figura 34d) ocorreu no ano de 1997. A estatística $k(t)$ para o inverno (Figura 34f) não constatou mudança brusca na série. Na série de SON o teste de Pettitt (Figura 34h) mostrou o ano de 1996 (último máximo) como sendo o de mudança brusca na série.

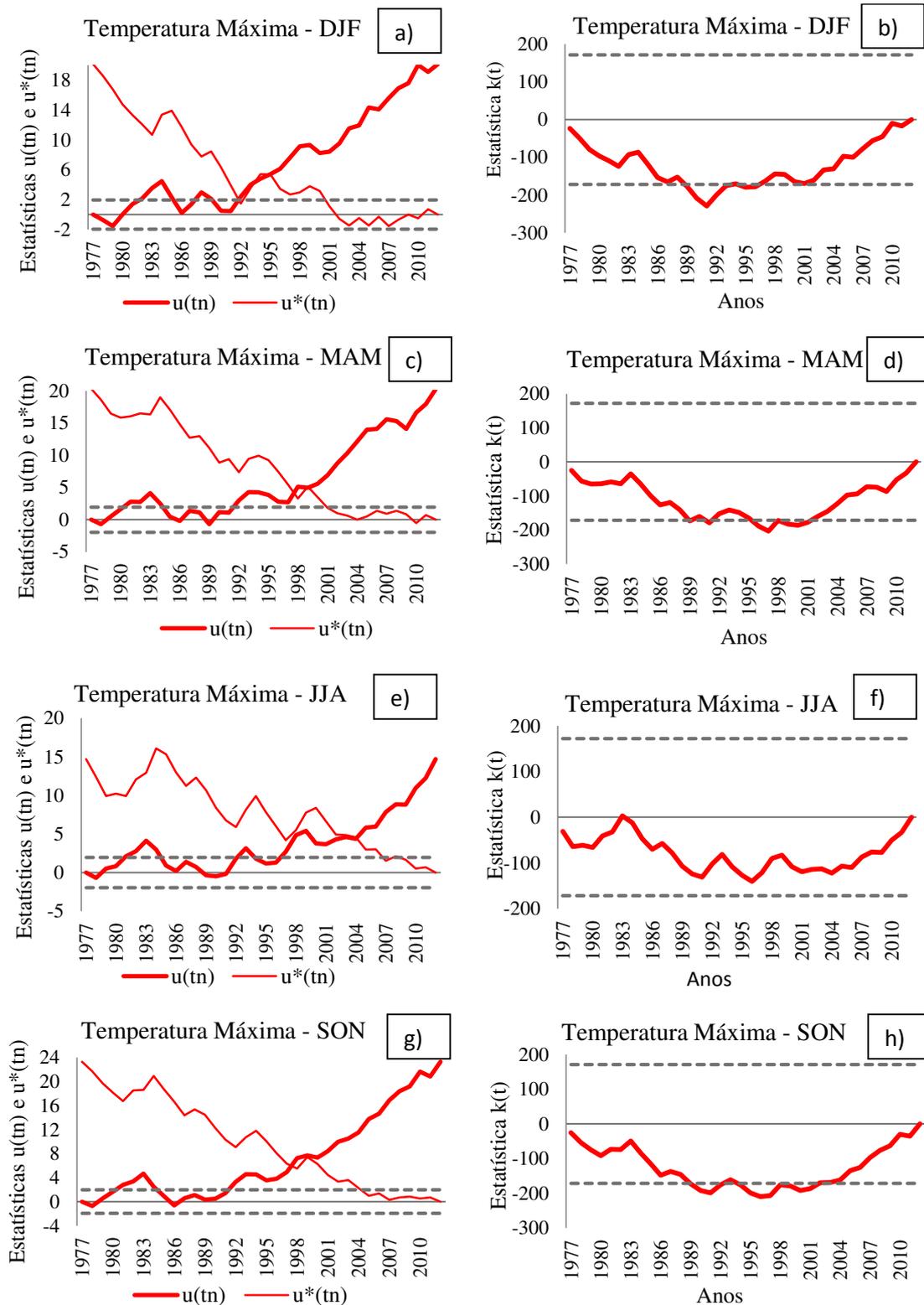


Figura 34 - Estatísticas $u(tn)$ e $u^*(tn)$ do teste de Mann-Kendall e estatística $k(t)$ do teste de Pettitt para a temperatura máxima. As linhas horizontais tracejadas correspondem ao intervalo de confiança de 95%

O teste sequencial de Mann-Kendall indicou uma tendência crescente na temperatura máxima para as séries por estações mas como os cruzamentos das estatísticas $u(tn)$ e $u^*(tn)$ ocorreram fora dos limites de confiança do teste, não foi possível afirmar quando se iniciaram as mudanças bruscas nas séries, casos em que se recorreu ao teste de Pettitt, que confirmou as mudanças. No entanto, a série da temperatura máxima média anual não apresentou tendência significativa pelo teste Sequencial de Mann-Kendall.

O teste Sequencial de Mann-Kendall requer que as séries sejam serialmente independentes; logo, um teste de correlação serial deve ser previamente aplicado e como a série de temperatura máxima anual não passou no teste de correlação serial apresentando, portanto, autocorrelação significativa. A série de temperatura máxima anual apresentou o coeficiente angular positivo da reta ajustada significativo a 5% pelo teste t, cuja tendência foi removida e a série foi novamente submetida ao teste de sequências, que agora não foi rejeitada; em seguida, esta série foi submetida ao teste de Sequência de Mann-Kendall indicando que a série não continha mais nenhuma tendência significativa além da linear previamente removida, semelhante ao que ocorreu com as séries das temperaturas mínimas anual e da primavera do Rio Grande do Sul encontradas por Sansigolo e Kayano (2010). Os autores ressaltaram a importância das tendências lineares de aumento das séries que indicaram que as temperaturas mínimas estão aumentando no Rio Grande do Sul.

Quando se retira a tendência linear de uma série temporal, retira-se o comportamento de longo prazo da série que pode ser causado pelo crescimento demográfico ou mudança gradual de hábitos de consumo ou, ainda, qualquer outro aspecto que afete a variável de interesse no longo prazo como, por exemplo, a mudança do uso do solo ou a urbanização. É importante ressaltar que uma série temporal pode apresentar apenas tendência e variações irregulares, não contendo flutuações sazonais ou cíclicas; apenas o comportamento crescente/decrecente de longo prazo e as variações aleatórias. A série da temperatura máxima anual parece se enquadrar neste aspecto quando a tendência linear foi retirada a série não mais apresentou tendência significativa, semelhante à encontrada por Sansigolo e Kayano (2010) como mencionado acima.

Quando uma série apresenta dependência temporal nos dados, ou seja, apresenta correlação serial positiva/negativa aumenta o número de falsas rejeições/aceitações de H_0 no teste de Mann-Kendall (Hamed e Rao, 1998; Khaliq et al, 2009; Onoz e Bayazit, 2011; Von Storch e Navarra, 1995; Yue et al, 2002; Yue e Wang, 2004). Várias abordagens têm sido realizadas para evitar essas detecções falsas de tendência. Segundo Hamed (2009) algumas delas transformam os dados originais serialmente correlacionados em dados não correlacionadas, o objetivo é atender a hipótese de não haver dependência serial exigido pelo teste de Mann-Kendall (Önöz e Bayazit, 2011; Yue et al., 2002). Outras modificam o algoritmo do cálculo do teste do Mann-Kendall para explicar a presença de correlação em série (Hirsch e Slack, 1984; Hamed e Rao, 1998; Khaliq et al., 2009; Yue et al., 2002). Yue e Wang (2004) relataram que quando existe tendência numa série temporal, isto vai produzir uma correlação serial falsa e isso contaminará a estimativa da correlação serial verdadeira. Portanto, o teste de Mann-Kendall apresenta vulnerabilidade quando existe a presença de tendência ou de correlação serial nos dados, como foi o caso das séries de temperatura máxima média anual, do período chuvoso e do período seco. Há várias pesquisas (Yue e Wang, 2004; Blain, 2013; Rao e Azli, 2013) avaliando o desempenho das aproximações que alteraram a variância do teste de Mann-Kendall para solucionar o problema de correlação serial e a presença de tendências nas séries temporais; dentre elas Blain (2013) surgere o uso de pelo menos duas abordagens distintas para avaliar a presença de tendência em um conjunto de dados que apresentem correlação serial.

No presente trabalho utilizou-se algoritmos adotados em vários trabalhos e respeitou-se as premissas do teste de Mann-Kendall para avaliar tendência nas séries de temperatura máxima, no entanto a vulnerabilidade do teste pode ter afetado o resultado. Assim, pretende-se em trabalhos futuros investigar com mais detalhe a existência e o sinal da tendência nas séries de temperatura máxima média anual e as dos períodos chuvoso e seco. Poderão ser utilizadas além de outras abordagens outras estações, se possível, com séries de dados confiáveis, com o objetivo de descobrir se a tendência na temperatura máxima de Chapadinha é um efeito local/regional.

De qualquer maneira no gráfico (Figura 33a) do teste Sequencial de Mann-Kendall, os sucessivos cruzamentos adicionados ao fato dos níveis de significância não terem sido ultrapassados, pode-se afirmar que as tendências não foram significativas; no

entanto, sabendo que o sinal da estatística $u(tn)$ indica se a tendência é crescente ($u(tn)>0$) ou decrescente ($u(tn)<0$), percebe-se que a temperatura média anual apresentou uma fase positiva de 1979 a 1985 (tendência crescente), seguida de um período negativo que se estende de 1985 a 1991, ressaltasse que os anos de 85 e 86 foram extremamente úmidos; a partir de 1991 as tendências foram predominantemente positivas. Então, como ocorreu com as séries por estações, a série da média anual da temperatura máxima também apresentou tendência de aumento, porém não significativa.

Há vários fatores que podem influenciar a tendência de uma variável. A mudança no padrão de variáveis atmosféricas resulta tanto em alterações nos fluxos turbulentos como também se tem que considerar alterações nos fluxos de mesoescala, a advecção de ar (úmido ou seco), a nebulosidade, a chuva, a atividade convectiva, os sistemas transientes etc.

Outro aspecto importante que corrobora com à tendência de aumento da temperatura máxima, é a possibilidade de um princípio de processo de desertificação. Utilizando o Atlas das áreas susceptíveis à desertificação do Brasil (2007), Chapadinha fica próxima das áreas classificadas como propícias à desertificação. Segundo a Convenção das Nações Unidas de Combate à Desertificação (UNCCD), a desertificação é um processo de degradação de terras que ocorre em regiões de clima árido, semiárido ou subúmido seco, resultante de vários fatores e que abrange as variações climáticas e as atividades humanas; a degradação, por sua vez, é definida pela redução e/ou perda da fertilidade e da produtividade biológica ou econômica das terras áridas.

O conceito de desertificação deve estar associado a diversos fatores ambientais e antropogênicos e existem vários métodos para analisar tal fenômeno, não desenvolvidos no presente trabalho. Mas, como ressaltado por Damião Mendes et al. (2013) a desertificação não tem um conceito definido ou definitivo, sendo ele um assunto bastante complexo; o uso errado do solo e as queimadas são um dos principais fatores antropogênicos para desertificação, pois aumentam a exposição da superfície do solo aumentando também a evapotranspiração potencial e o déficit hídrico e erosão. Na Figura 15 constatou-se o aumento da área desmatada que poderá resultar em um processo de desertificação decorrente do uso errado do solo.

Sequencial de Mann-Kendall para as Temperaturas Mínimas

As séries de temperatura mínima do período chuvoso, do período seco e de outono não passaram no teste de sequência, mesmo após terem sido removidas as tendências lineares. Assim, na Figura 35 estão os testes sequencial de Mann-Kendall (Figura 35a) e o de Pettitt (Figura 35b) para a temperatura mínima média anual e o teste de Pettitt para os períodos chuvoso (Figura 35c) e seco (Figura 35d). O teste sequencial de Mann-Kendall (Figura 35a), para a série anual indica uma tendência crescente com início em 1995, tornando-se significativa em 2001. O teste de Pettitt (Figura 35b) indica que a mudança brusca na tendência da série ocorreu em 1991. No período chuvoso (Figura 35c) o teste de Pettitt apresenta mudança de tendência em 1989; já no período seco (Figura 35d) apresentou uma mudança de tendência no ano de 1992.

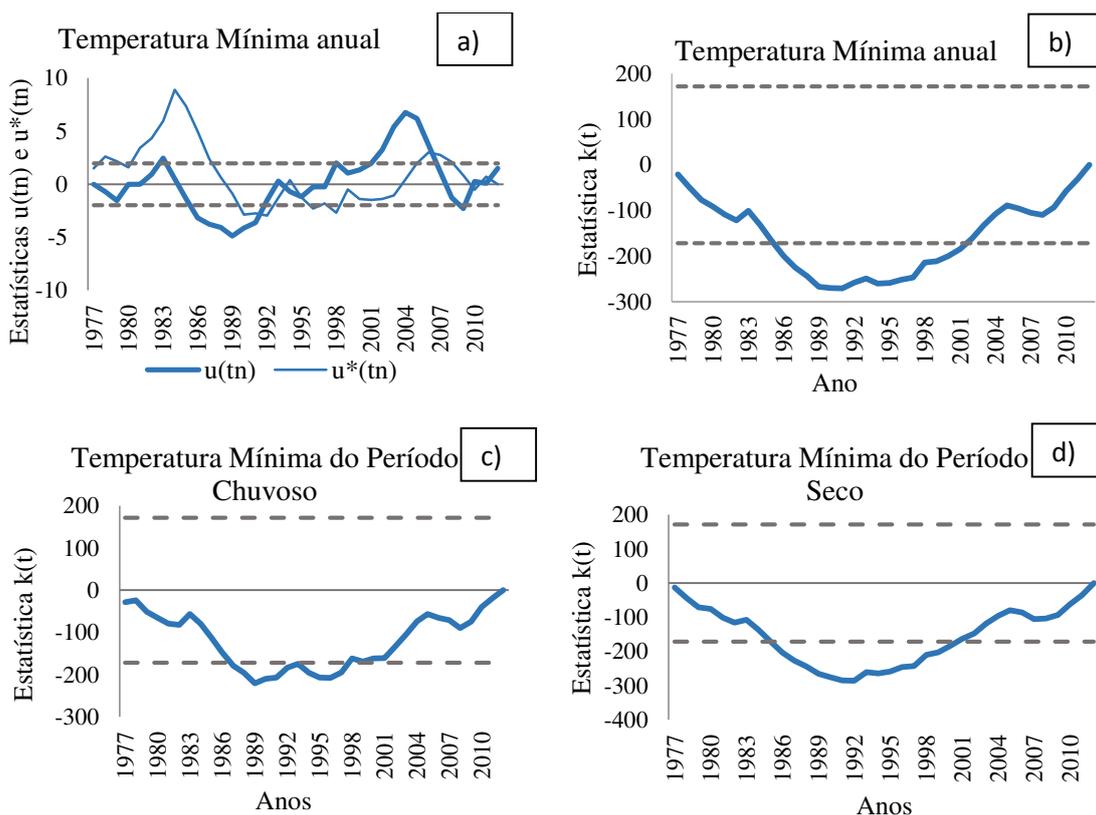


Figura 35 - Estatísticas $u(tn)$ e $u^*(tn)$ do teste de Mann-Kendall (anual) e estatística $k(t)$ do teste de Pettitt (anual, períodos chuvosos e seco) para a temperatura mínima. As linhas horizontais tracejadas correspondem ao intervalo de confiança de 95%

A Figura 36 apresenta os resultados para as séries de temperaturas mínimas dos trimestres DJF, JJA e SON. Como ocorreu com as temperaturas máximas em DJF, os resultados para a temperatura mínima de DJF (Figura 36a) indicam, para o teste sequencial de Mann-Kendall, uma tendência crescente nos valores; no entanto, não foi possível detectar quando se iniciou esta mudança porém se verifica que a tendência se tornou significativa no ano de 1992, o teste de Pettitt (Figura 36b) aponta para o ano de 1995.

Em JJA (Figura 36c) há sucessivos cruzamentos no teste sequencial de Mann-Kendall, cujo comportamento é um indicativo de que o resultado não pode ser considerado significativo. O teste de Pettitt (Figura 36d) indica que houve mudança brusca no ano de 1992.

O teste sequencial de Mann-Kendall indica um período de tendência decrescente nas temperaturas mínimas de SON (Figura 36e) que teve início em 1980 tornando-se significativa em 1985 ficando com valores negativos de $u(t_n)$ até 1993; em 1993 volta a tendência crescente nas temperaturas mínimas. O teste de Pettitt (Figura 36f) apresenta apenas o ano de 1991 como o ano no qual ocorreu mudança na tendência.

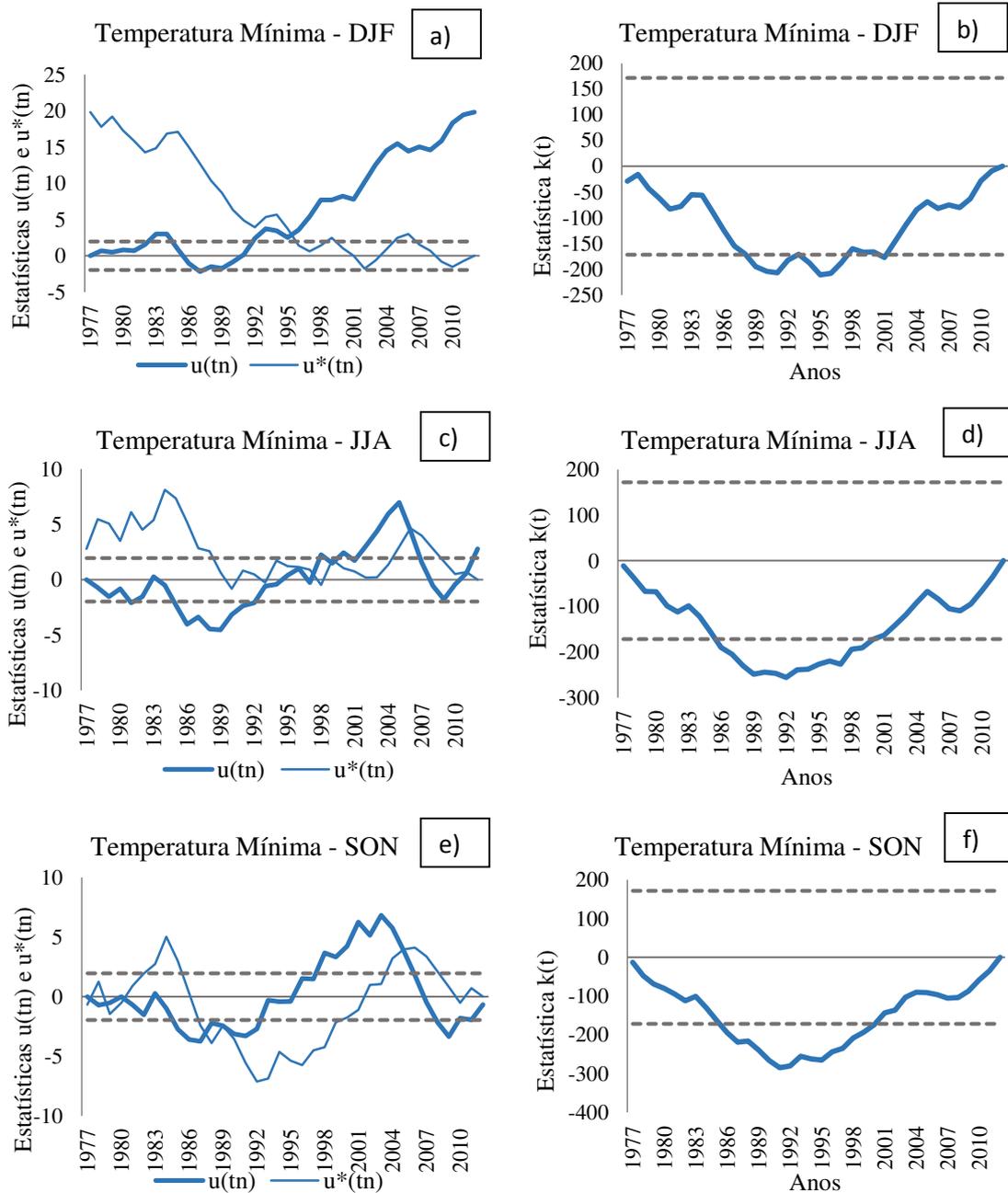


Figura 36 - Estatísticas $u(tn)$ e $u^*(tn)$ do teste de Mann-Kendall e estatística $k(t)$ do teste de Pettitt para a temperatura mínima. As linhas horizontais tracejadas correspondem ao intervalo de confiança de 95%

A série de razão de mistura do trimestre DJF não passou no teste de sequência mas após ter sido removida a tendência linear, a nova série passou no teste Run. Na Figura 37 estão os testes sequencial de Mann-Kendall e o de Pettitt para a razão de mistura média anual e para os períodos chuvoso e seco. O teste de Mann-Kendall (Figura 37a) para a série anual indica tendência crescente que se inicia no ano de 1998 e se torna significativa

em 2001. A curva do teste de Pettitt (Figura 37b) não cruza a linha de significância mas atinge o nível de significância em dois anos, em 1993 e em 1999. Isto volta a se repetir no período chuvoso (Figura 37d), no qual o ano foi de 1993.

No teste sequencial de Mann-Kendall há, para o período chuvoso (Figura 37c) um cruzamento das linhas no ano de 2000, tornando-se significativo em 2002. No período seco (Figura 37e) a mudança positiva ocorreu no ano de 1998 tornando-se significativa em 2001 e o teste de Pettitt (Figura 37f) concorda, indicando o ano de 1999 como o início da mudança na tendência. Ressalta-se que a produção da soja em Chapadinha teve início por volta do ano 2000.

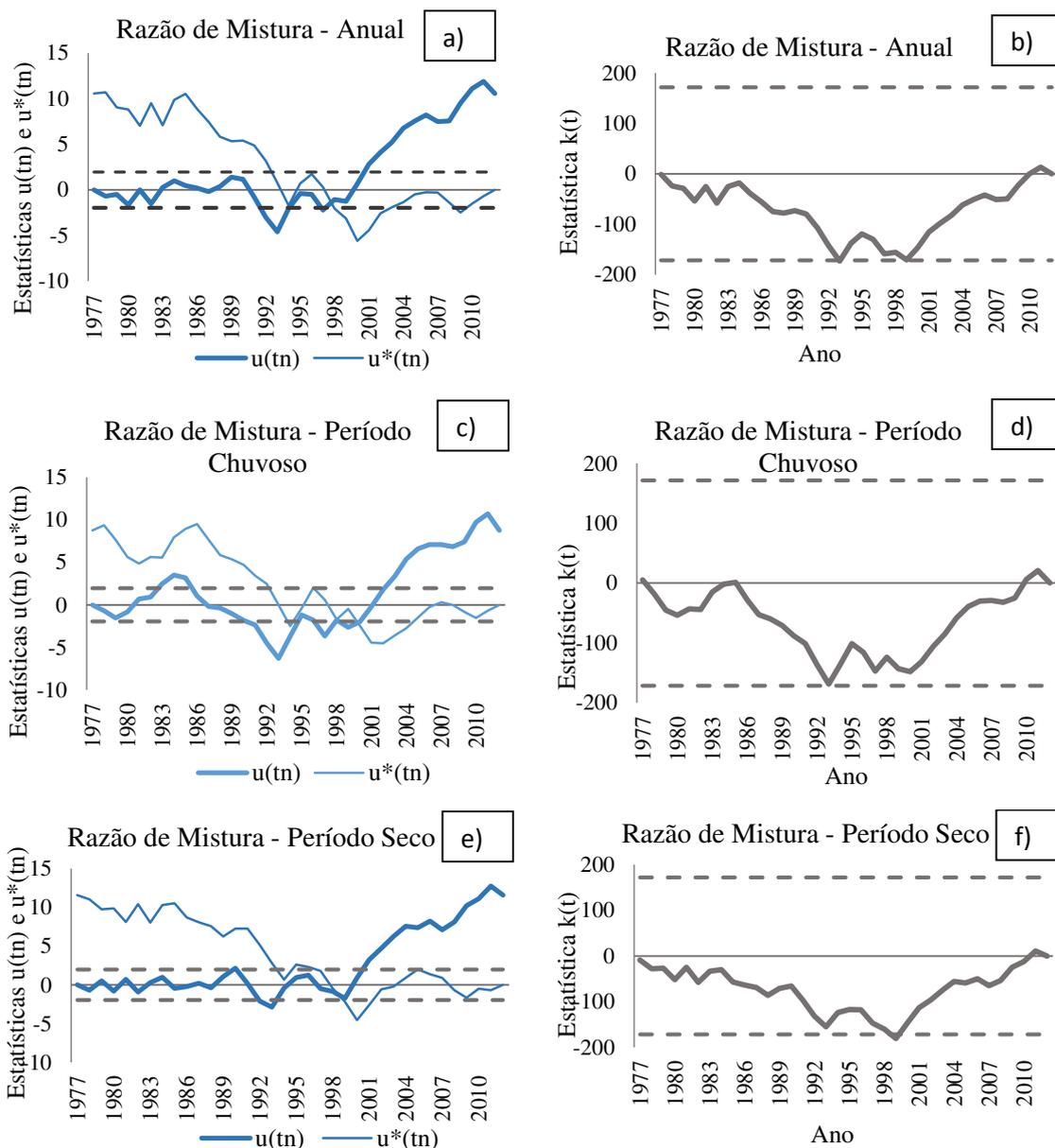


Figura 37 - Estatísticas $u(tn)$ e $u^*(tn)$ do teste de Mann-Kendall e estatística $k(t)$ do teste de Pettitt para a Razão de Mistura anual e dos períodos chuvoso e seco. As linhas horizontais tracejadas correspondem ao intervalo de confiança de 95%

Na Figura 38 se encontram as estatísticas sequencial de Mann-Kendall e de Pettitt para a razão de mistura por trimestre. O teste sequencial de Mann-Kendall para DJF (Figura 38a) apresentou duas tendências: uma de aumento, que se inicia em 1980 e se torna significativa em 1982 e outro período curto de tendência negativa de queda ou diminuição, que se iniciou em 1995 e se tornou significativo em 1996. O teste de Pettitt para as séries de DJF (Figura 38b) e SON (Figura 38h) não identificou mudança brusca significativa para as séries.

Em MAM (Figura 38c) a tendência de aumento, segundo o teste sequencial de Mann-Kendall, iniciou-se em 1994 e se tornou significativa em 1998. O teste de Pettitt (Figura 38d) concorda, indicando que a mudança ocorreu no ano de 1993.

O teste sequencial de Mann-Kendall para JJA (Figura 38e) é bem semelhante ao trimestre de MAM com a tendência de aumento iniciando-se em 1998 e se tornando significativa em 2001. O teste de Pettitt (Figura 38f) concorda, indicando o ano de 1999 como o ano da mudança.

Em SON (Figura38g) o Mann-Kendall indicou uma tendência de aumento iniciando-se em 1996 e se tornando significativa em 1999.

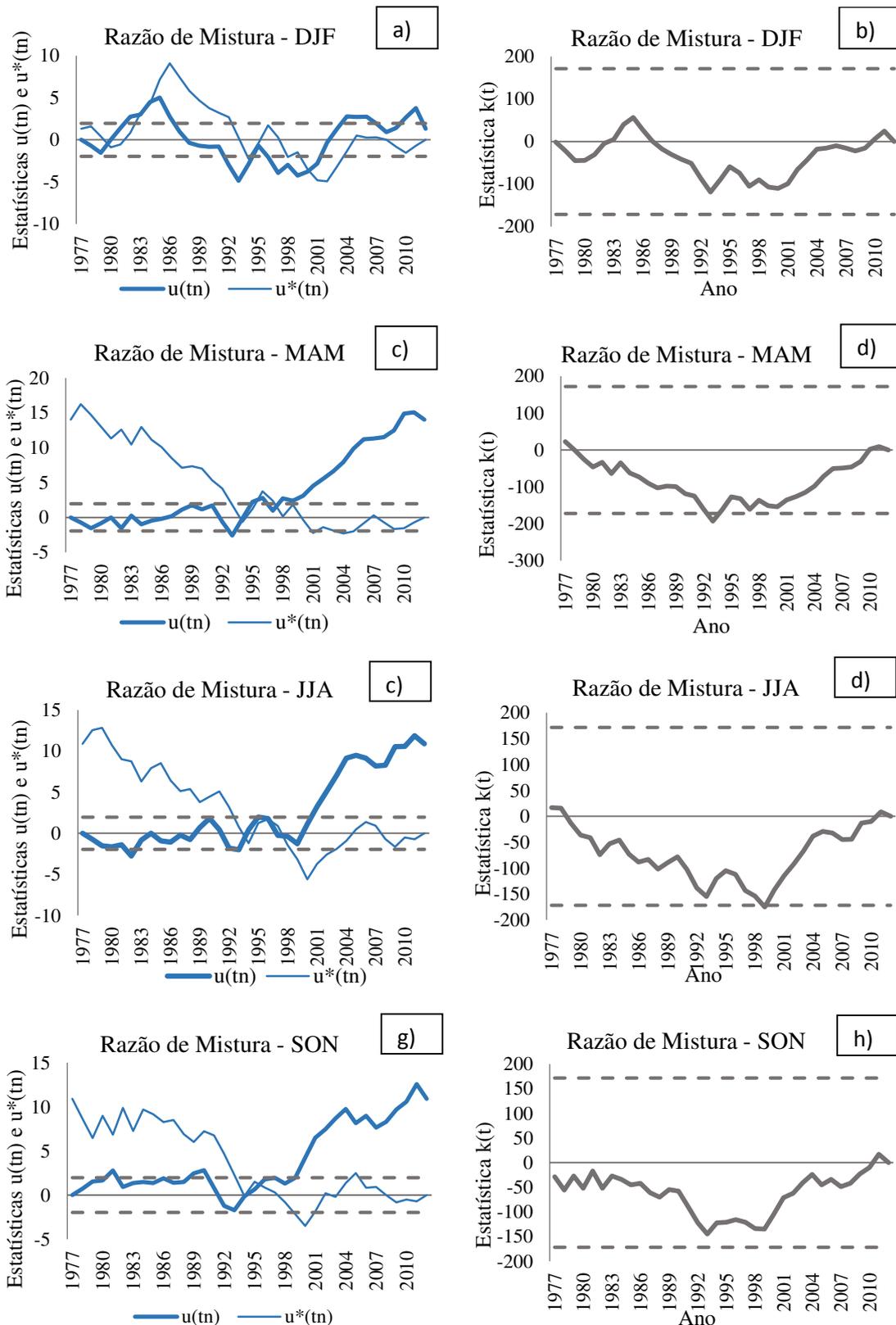


Figura 38 - Estatísticas $u(tn)$ e $u^*(tn)$ do teste de Mann-Kendall $k(t)$ e estatística do teste de Pettitt para a razão de mistura. As linhas horizontais tracejadas correspondem ao intervalo de confiança de 95%

Na Tabela 19, abaixo, há um resumo das estatísticas de Pettitt e sequencial de Mann-Kendall para as séries de temperatura máxima e alternado para as séries de razão de mistura e temperatura mínima. Os resultados para precipitação não foram apresentados visto que o teste de Pettitt não indicou mudança brusca para as séries históricas. As setas na Tabela 19 indicam se o sentido na tendência foi de aumento (seta para cima) ou queda (seta para baixo).

TABELA 19 – Resumo das estatísticas de Pettitt e de Mann-Kendall para as variáveis razão de mistura e temperatura mínima

Variáveis	Estatística de Mann-Kendall		Estatística de Pettitt
	Ano da mudança	Ano que tornou-se significativo	Ano da mudança
TEMPERATURA MÁXIMA			
Anual	-	-	1996
Período Chuvoso	-	-	1991
Período Seco	-	-	1996
Verão	↑ 1992	1992	1991
Outono	↑ -	1992	1997
Inverno	↑ -	1997	-
Primavera	↑ -	1992	1996
TEMPERATURA MÍNIMA e RAZÃO DE MISTURA			
Tmin - Anual	↑ 1995	2001	1991
razão - Anual	↑ 1998	2001	(1993 e 1999)
Tmin - Per. Chuvoso	-	-	1989
razão - Per. Chuvoso	↑ 2000	2002	(1993)
Tmin - Período Seco	-	-	1992
razão - Período Seco	↑ 1998	2001	1999
Tmin - Verão	↑ -	1992	1995
razão - Verão	↑ 1980 ↓ 1995	1982 1996	-
Tmin - Outono	-	-	1989
razão - Outono	↑ 1994	1998	1993
Tmin - Inverno	-	-	1992
razão - Inverno	↑ 1998	2001	1999
Tmin - Primavera	↓ 1980 ↑ 1993	1985 -	1991
razão - Primavera	↑ 1996	1999	-

*A seta indica o sentido da mudança, para cima tendência de aumento e para baixo queda.

- Teste Mann-Kendall Modificado

As séries de temperatura mínima de outono e dos períodos chuvoso e seco não passaram nos teste de sequência mesmo após a retirada da tendência linear, como recomendado por várias pesquisas (Hamed e Rao, 1998; Back, 2001; Sansigolo e Kayano,

2010 etc) usou-se o teste de Mann-Kendall modificado, recomendado quando existe autocorrelação na série de dados. Na Tabela 20 estão os resultados referentes a essas três séries para o teste de Mann-Kendall Modificado.

TABELA 20 – Sumário das estatísticas S e MKM e o p -valor, variância $V^*(s)$

Séries	S	$V^*(s)$	MKM	p -valor
Temperatura mínima do período chuvoso	-12	7919,703	-0,12361	0,9044
Temperatura mínima do período seco	52	4541,836	0,756753	0,4472
Temperatura mínima – outono	10	4497,2	0,134206	0,8966

Comparando os p -valores com os níveis de significância ($\alpha=0,05$ e $\alpha=0,01$) percebe-se que não se pode rejeitar a hipótese nula de que não há tendências nas séries de temperatura mínima dos períodos chuvoso e seco e de outono segundo o teste de Mann-Kendall Modificado. Embora essas séries tenham apresentado tendência de acréscimo linear significativo (mostrado na Tabela 17) o teste de Mann-Kendall Modificado mostra não haver tendência estatisticamente significativa.

CAPÍTULO 5 - CONCLUSÕES E SUGESTÕES

A climatologia de Chapadinha demonstrou, para a precipitação, que o período chuvoso se estende de dezembro a maio e o período seco compreende os meses de junho a novembro. A contribuição sazonal à precipitação é resultado principalmente das estações de verão e outono, que respondem por 75,85% do total anual.

Dentre os Modos de Variabilidade Climática Global, analisados neste trabalho, o Dipolo do Atlântico é o fenômeno que mais influencia na variabilidade da precipitação, sobretudo as anomalias de TSM da Bacia Sul do Atlântico, que explicam 36% da variabilidade das chuvas no período chuvoso, em Chapadinha.

SENSORIAMENTO REMOTO

Os mapas de albedo, temperatura da superfície e IVDN apresentados neste trabalho permitiram constatar variabilidades substanciais na distribuição espacial desses parâmetros, principalmente nas áreas destinadas à sojicultura em Chapadinha, quando confrontados os valores antes da soja com valores depois da soja; são parâmetros que afetam o balanço de energia em superfície.

Nas áreas agrícolas, comparando valores antes e depois da soja no período seco, o aumento da temperatura da superfície foi cerca de 7°C em apenas 20 anos (1990 a 2010), o albedo aumentou em torno de 12% e os valores do IVDN diminuíram em 7,7%. Esses resultados comprovam não apenas a expansão agrícola em áreas de Cerrado, mais sobremaneira, a degradação do bioma pela ação do homem (influência antrópica). Esses impactados foram observados não apenas no período seco mas também no período chuvoso analisado.

TESTE T (TESTE PARAMÉTRICO) – TESTE-T E ANOVA

O teste-t e ANOVA aplicados nas séries de Chapadinha menos Caxias, resultaram em mudanças estatisticamente significativas nas temperaturas máximas e mínimas. Esses testes concordaram que as temperaturas máximas sofreram aumento significativo. As

temperaturas mínimas sofreram aumento significativo em quase todos os meses do ano. Porém, apesar da significância estatística, não é possível atribuir, à elevação das temperaturas exclusivamente a expansão do cultivo da soja na região de Chapadinha já que a diferença não foi verificada em outros elementos atmosféricos fundamentais na caracterização de mudança climática.

Conclui-se que a sojicultura provocou um impacto nesta variáveis; no entanto, a análise estatística da ANOVA mostrou que poderiam haver outras causas, além da soja, ou mesmo que a estação de controle (Caxias) também sofreu mudanças antrópicas, o que pode ter influenciado nos resultados. Especificamente para a razão de mistura, percebeu-se a necessidade de aplicação de outros métodos estatísticos para determinar se a soja provocou alteração nesta variável.

ANÁLISE DE COMPONENTES PRINCIPAIS E ANÁLISE DE AGRUPAMENTO

A ACP utilizada para especializar a razão de mistura correlacionou as duas estações produtoras de soja isolando-as das demais. Quando se aplicou a ACP utilizando o Modo-P, com as variáveis de Chapadinha obtiveram-se, em geral, dois grupos distintos, o grupo das temperaturas e as variáveis associadas ao aquecimento/resfriamento radiativo e o outro da precipitação e vento. Essas últimas variáveis apresentaram correlação inversa demonstrando uma relação oposta entre a precipitação e a advecção de massa na região de Chapadinha, o que pode ser resultante das circulações de mesoescala ocasionadas pelas diferenças de temperatura entre as áreas de soja, área urbana e cerrado.

A análise de agrupamento separou os anos da série de dados em dois grupos e os anos pós-soja ficaram separados dos demais. Percebe-se que uma mudança ocorreu em torno do ano de 1993.

TESTES NÃO-PARAMÉTRICOS

Os testes estatísticos não-paramétricos confirmaram as mudanças nas variáveis com exceção da precipitação, que apresentou alteração no período analisado; no entanto não significativo estatisticamente, sendo ponto de convergência entre os testes

estatísticos. As temperaturas máximas e mínimas mostraram tendências positivas, segundo o método de Mann-Kendall, com valores entre 2°C e 3°C. O teste sequencial de Mann-Kendall e o teste de Pettitt apontaram mudanças bruscas nas séries ocorridas principalmente por volta do ano de 1993 com a mudança tornando-se significativa por volta do ano 2001, ano este de estabelecimento da soja na região.

O aumento da temperatura máxima e da temperatura do solo, o período prolongado em que o solo fica exposto nas áreas da sojicultura em Chapadinha, são fatores que propiciam, ao empobrecimento do solo, baixa fertilidade e possibilidade de consequente desertificação.

Pode-se concluir que a mudança do uso da terra na região de Chapadinha contribuiu para alterações no clima local, sobretudo no que tange às temperaturas; essas mudanças foram de caráter ambiental, resultantes de intervenções antrópicas que provavelmente, se iniciaram antes da chegada da soja, com a produção de eucalipto e o próprio crescimento urbano mas que se tornaram significativas depois da consolidação e expansão do agronegócio da soja na região.

Como sugestões para trabalhos futuros:

A utilização de modelagem numérica que poderia auxiliar no entendimento e quantificação das trocas diabáticas entre as áreas com soja, urbana e cerrado, que resultem em diferentes fluxos radiativos.

Na área agrônômica e climática: avaliar o uso rotativo da terra através de outras culturas que substituiriam a soja, não deixando o solo exposto no período da entressafra, que ocorre no período seco, levando em consideração a disponibilidade hídrica da região para irrigação e a disponibilidade de nutrientes do próprio solo para não esgotá-lo, além do impacto dessa nova cultura nas variáveis atmosféricas.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGÊNCIA PRODETEC. **Maranhão: dinâmica e estagnação do setor agrícola.** Disponível em: <<http://www.agenciaprodetec.com.br/prosa-a-verbo/185-maranhao-dinamica-e-estagnacao-do-setor-agricola.html>> Acessado em: 22/11/2014.

ALVES, J. M. B. & REPELLI, C. A. **A Variabilidade Pluviométrica no setor norte do Nordeste e os Eventos El Niño-Oscilação Sul (ENOS).** *Revista Brasileira de Meteorologia*; vol.7(2), 583-592; 1992.

ALVES, L. M.; ARAGÃO, M. R. S.; GÓIS, R. S. S.; ARAGÃO, R. **ANÁLISE DE INTENSIDADES MÁXIMAS DE CHUVA NO ESTADO DA PARAÍBA.** Anais XI Congresso Brasileiro de Meteorologia, Rio de Janeiro, Pág. 1473-1479, 2000.

AMANAJAS, J. C.; **Interação entre padrões pluviométricos na Amazônia Oriental e Temperatura da Superfície do Mar dos Oceanos Pacífico e Atlântico Tropicais.** Dissertação (Mestrado em Meteorologia) – Universidade Federal de Campina Grande, 2011.

ANDREOLI, R. V.; KAYANO, M. T. **A Importância Relativa do Atlântico Sul e Pacífico Leste na Variabilidade de Precipitação do Nordeste do Brasil.** *Revista Brasileira de Meteorologia*; v.22, n.1, 63-74, 2007.

ANDREOLI, R.V.; KAYANO, M.T. **Multi-scale variability of sea surface temperature in the tropical Atlantic.** *J. Geophys. Res.*, v.109, C05009, doi: 10.1029/2003JC002220, 2004.

APROSOJA BRASIL. Associação dos Produtores de Soja do Brasil. História da soja. Disponível em: <<http://aprosojabrasil.com.br/2014/sobre-a-soja/a-historia-da-soja/>> Acessado em: 4/01/2014.

APROSOJA MT. Associação de Produtores de soja e milho do Mato Grosso. Disponível em: < <http://www.aprosoja.com.br/>> . Acessado em: 2013 e 2014.

ARAGÃO, J. O. R. **O Impacto do ENSO e do Dipolo do Atlântico no Nordeste do Brasil.** *Bull. Inst. Fr. Études andines.*, 27(3): 839-844, 1998.

ARAÚJO, G. K. D.; ROCHA, J. V.; LAMPARELLI, R. A. C. **Relação entre IVDN da cultura da soja e dados de precipitação de estações meteorológicas e do modelo ECMWF, no estado do Paraná.** Anais XV Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto, Curitiba, PR, Brasil, 30 de abril a 05 de maio, INPE, p.0254, 2011.

ARAÚJO, T. S. de; SILVEIRA, L. M. M.; CRUZ, M. L. B. da. **Determinação da vulnerabilidade ambiental, através das técnicas de sensoriamento remoto, na Serra Juá-Conceição-Camará, Caucaia/CE.** Anais XV Simpósio Brasileiro de

Sensoriamento Remoto, Curitiba, PR, Brasil, 30 de abril a 05 de maio, INPE, p.7800, 2011.

ARCOVERDE, G. F. B.; MAEDA, E. E.; SOARES, D. de M.; FREITAS, C. C.; SANT'ANNA, S. J. S. **Uma avaliação da relação espacial do IVDN com áreas de soja mediante métricas da paisagem e técnica amostral.** Anais XIII Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto, Florianópolis, Brasil, INPE, p.43-50, 21-26 abril, 2007.

Atlas das áreas susceptíveis à desertificação do Brasil / MMA, Secretaria de Recursos Hídricos, Universidade Federal da Paraíba; Marcos Oliveira Santana, organizador. Brasília: MMA, 2007.

BACK, A. J. **Aplicação de análise estatística para identificação de tendências climáticas.** *Pesq. agropec. bras.*, Brasília, v. 36, n. 5, p. 717-726, maio, 2001.

BARBOSA, H. A. **Análise espaço temporal de índice de vegetação AVHRR/NOAA e precipitação na região nordeste do Brasil em 1982-85.** 1999, 164 p. Dissertação (Mestrado em Sensoriamento Remoto) - Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, São José dos Campos, 1998.

BARBOSA, T. F.; CORREIA, M. F. **SISTEMAS CONVECTIVOS INTENSOS NO SEMI-ÁRIDO BRASILEIRO: O CONTROLE DA GRANDE ESCALA.** *Revista Brasileira de Meteorologia*, v.20, n.3, 395-410, 2005.

BASISTHA, A.; ARYA, D. S.; GOEL, N. K. **Analysis of historical changes in rainfall in the Indian Himalayas.** *International Journal of Climatology*, 29, 555-572, 2009.

BEZERRA, A. C. N.; ROCHA, E. J. P.; ATAÍDE, K. R. P. **Relação entre a Precipitação do Litoral Leste da Amazônia (LLA) e a Temperatura da Superfície do Mar (TSM).** XIII Congresso Brasileiro de Meteorologia, Fortaleza, 2004.

BEZERRA, F. A. **Análise Fatorial.** In: CORRAR, L. J.; PAULO, E.; DIAS FILHO, J. M (Org.). *Análise Multivariada.* São Paulo, Atlas, 541p. 2007.

BEZERRA, M. V. C.; SILVA, B. B. da; BEZERRA, B. G. **Avaliação dos efeitos atmosféricos no albedo e IVDN obtidos com imagens de satélite.** *Rev. bras. Engenharia Agrícola e Ambiental.* v.15, n.7, p.709-717, 2011.

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.1, 114 - 124, 2010.

BLAIN, G. C. **The modified Mann-Kendall test: on the performance of three variance correction approaches.** *Bragantia* [online], vol.72, n.4, pp. 416-425. Epub. ISN 1678-4499. Dec, 17, 2013.

BLAIN, G., C., PICOLI, M., C., A., LULU, J., **Análises estatísticas das tendências de elevação nas séries anuais de temperatura mínima do ar no Estado de São Paulo,** *Bragantia*, v.68, n.3, 2009.

BOTELHO, A. C.; e DINIZ, J. S. **A PRODUÇÃO DA SOJA EM TERRITÓRIOS TRADICIONAIS DA AGRICULTURA FAMILIAR NA MICRORREGIÃO DE CHAPADINHA MARANHÃO.** XXI ENCONTRO NACIONAL DE GEOGRAFIA AGRÁRIA, Uberlândia – MG, 15 a 19 de outubro 2012.

BOWER, D.; MCGREGOR, G. R.; HANNAH, D. M.; SHERIDAN, S. C. **Development of a spatial synoptic classification scheme for western Europe.** *Int. J. Climatol.* 27: 2017–2040 (2007) Published online 22 March 2007 in Wiley InterScience (www.interscience.wiley.com) DOI: 10.1002/joc.1501.

BRAGA, C. C.; BRITO, J. I. B., SANSIGOLO, C. A.; RAO, T. V. R. **Tempo de resposta da vegetação às variabilidades sazonais da precipitação no Nordeste do Brasil.** *Revista Brasileira de Agrometeorologia*, v.11, n.1, p.149-157, 2003.

BRAGA, C. C.; MACEDO, M. J. H; SILVA, B. B.; BRAGA, R. C. B. **Aplicação dos Componentes Principais na Simulação e Consistência de Séries Temporais.** *Revista de Geografia (UFPE)* V. 29, No. 1, 2012.

BRANDÃO, A. S. P.; RESENDE, G. C.; MARQUES, R. . C. **Crescimento agrícola no período 1999/2004: a explosão da soja e da pecuária bovina e seu impacto sobre o meio ambiente.** *Econ. aplic.*, São Paulo, v. 10, n. 2, p. 249-266, ABRIL -JUN HO, 2006.

COMPAGNUCCI, R.; SALLES, M.A. **Surface Pressure Patterns during the year over Southern South America.** *Int. J. Climatol*, v. 17, n. 6, p. 635-653, 1997.

CARNEIRO, M. D. S.; VIEIRA, A. S. **A SOJA NO CERRADO: algumas considerações sobre a lavoura da soja e os agricultores familiares no Leste Maranhense.** IV Jornada Internacional de Políticas Públicas. UFMA. 2008.

CARNEIRO, M. S. D. **A evolução recente da economia maranhense e suas repercussões para a agricultura familiar.** *Boletim de Conjuntura da CNBB – Regional NE 5*, n. 1, p. 18-26, 2008.

CASTRO, C. A. C. **Interações trópicos-extratrópicos na escala de tempo intrassazonal durante o verão austral e seus efeitos na América do Sul.** Dissertação (Mestrado em Meteorologia) – Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, São José dos Campos, 2002.

CATTEL, R.B. **Factor Analysis**, Harper and Row, New York, NY,1952.

CAVIEDES, C.N. **Secas and El NIÑO: two simultaneous climatical hazards in South America.** *Proceedings of the Association American Geography*, 4: 44-49, 1973.

CISOJA. Centro de Inteligência da Soja. **Histórico da soja.** Disponível em <http://www.cisoja.com.br/index.php?p=noticia&idN=21946>, Acessado em: 20/03/2013.

COELHO, M. S.; GAN, M. A.; CONFORTE, J. C. **Estudo da Variabilidade da Posição e da Nebulosidade Associada à ZCIT do Atlântico, Durante a Estação Chuvosa de**

1998 e 1999 no Nordeste do Brasil. *Revista Brasileira de Meteorologia*, v.19, n.1, 23-34, 2004.

CONAB. Companhia Nacional de Abastecimento. **Acompanhamento de safra brasileira: grãos, nono levantamento, junho 2013** / Companhia Nacional de Abastecimento. – Brasília: Conab, 2013.

CONAB. Companhia Nacional de Abastecimento. **Boletim de Monitoramento Agrícola Cultivos de Inverno – SAFRA 2014 2ª quinzena de setembro de 2014.** Acomp. safra bras. grãos, v.2 - Safra 2014/15, n.1 - Primeiro Levantamento, Brasília, p. 1-89, out. 2014.

CORRAR, LUIZ J.; PAULO, EDILSON; DIAS FILHO, JOSÉ MARIA. **Análise Multivariada: para os cursos de Administração, Ciências Contábeis e Economia.** FIECAFI-Fundação Instituto de Pesquisas Contábeis, Atuariais e Financeiras, São Paulo: Atlas, 2007.

CORREIA FILHO, W. L. F. **Variabilidade do Vento à Superfície em Mesorregião da Bahia: Uma Análise com Plataforma de Coleta de dados.** Dissertação (Mestrado em Meteorologia) – Universidade Federal de Campina Grande, 2010.

CORREIA, A. A. **Padrões de Variabilidade do Vento à Superfície no Nordeste do Brasil.** Dissertação (Mestrado em Meteorologia) – Universidade Federal da Paraíba, 2011.

CORREIA, M. F.; SILVA DIAS, M. A. F. and ARAGÃO, M. R. S. **Soil occupation and atmospheric variations over Sobradinho Lake area. Part one: an observational analysis.** *Meteorol Atmos Phys* 94, 103–113, 2006.

COSTA, M. H.; YANAGI, S. N. M.; SOUZA, P. J. O. P.; RIBEIRO, A.; ROCHA, E. J. P. **Climate change in Amazonia caused by soybean cropland expansion, as compared to caused by pastureland expansion.** *GEOPHYSICAL RESEARCH LETTERS*, vol. 34, L07706, doi:10.1029/2007GL029271, 2007.

COSTA, R. N. M. **COBERTURA VEGETAL E EVOLUÇÃO DO USO AGRÍCOLA DO SOLO DA REGIÃO DE CHAPADINHA – MA.** Dissertação de Mestrado Agronomia da Universidade Federal da Paraíba, 2010.

COSTA, R. N. M.; ANDRADE, A. B.; ARAÚJO, K. D. **COBERTURA VEGETAL E EVOLUÇÃO DO USO AGRÍCOLA DO SOLO DA REGIÃO DE CHAPADINHA – MA.** *Revista ACTA Tecnológica - Revista Científica* - ISSN 1982-422X , Vol. 6, número 1, jan-jun. 2011.

COUTO, D. L. N. **Albedo em cerrado *senso stricto* como resposta à variação climática e biológica – conexões com índice de vegetação, estoque de carbono e fluxos de CO₂.** Dissertação de Mestrado em Ciências, Universidade de São Paulo. 2009.

CUNHA, A. R.; ESCOBEDO, J. F.; KLOSOWSKI, E.S. **Estimativa do fluxo de calor latente pelo balanço de energia em cultivo protegido de pimentão.** *Pesquisa Agropecuária Brasileira de Agrometeorologia*, Brasília, v. 37, n. 6, p. 735-743, 2002.

CUNHA, J. E. de B. L.; RUFINO, I. A. A.; SILVA, B. B. da; CHAVES, I. de B. **Dinâmica da cobertura vegetal para a Bacia de São João do Rio do Peixe, PB, utilizando-se sensoriamento remoto.** *Rev. bras. Engenharia Agrícola e Ambiental.* v.16, n.5, p.539-548, 2012.

DAMIÃO MENDES, M. C.; COSTA, F. A.; SILVA, C. M. S. **Mapeamento das Áreas Propícias à desertificação no Rio Grande do Norte com Base em Fatores Climáticos.** I Workshop Internacional Sobre Água no Semiárido Brasileiro, Campina Grande-PB, 2013.

DANCEY, C; REIDY, J. ***Estatística Sem Matemática para Psicologia: Usando SPSS para Windows.*** Porto Alegre: Artmed, 2006.

DA SILVA, D. F.; SOUZA, F. A. S.; KAYANO, M. T.; GALVINVIO, J. D. **Influência da Variabilidade Climática Global e de suas Escalas temporais sobre a precipitação no alto Mundaú (PE).** *Revista Brasileira de Geografia Física, Recife, PE,* v. 2, n. 3, p. 64-82, 2009.

DAVIDSON, E. A.; ARAÚJO, A. C.; ARTAXO, P.; BALCH, J. K.; BROWN, I. F.; BUSTAMANTE, M. M. C.; COE, M. T.; DEFRIES, R.; KELLER, M.; LONGO, M.; MUNGER, J. W.; SCHROEDER, W.; SOARES-FILHO, B. S.; SOUZA JR, C. M. & WOFSY, S. C. **The Amazon basin in transition.** *RESEARCH REVIEW*, vol. 4 8 1, | N A T U R E, pp. 321-328, 1-9 January 2012.

DELGADO, N. G. Liberalização Comercial e Agricultura Familiar no Brasil. A experiência das décadas de 1980 e 1990. *In: Grupo de Trabalho sobre desenvolvimento e Meio Ambiente nas Américas.* Documento de Discussão nº 25. 2008. Disponível em: < <http://ase.tufts.edu/gdae/Pubs/rp/DP25DelgadoJuly08.pdf>> Acesso em: 22/08/2013.

DIPACE, F. T.; SILVA, B. B. da; SILVA, V. de P. R.; SILVA, S. T. A. da. **Mapeamento do Saldo de radiação com imagens Landsat 5 e modelo de elevação digital.** *Rev. bras. Engenharia Agrícola e Ambiental.* v.12, n.4, p.385-392, 2008.

EMBRAPA, Empresa Brasileira de pesquisa Agropecuária. **Sistemas de Produção 4. Tecnologias de Produção de Soja – Região Central do Brasil 2004.** Londrina-PR, 2003.

EMBRAPA, Empresa Brasileira de pesquisa Agropecuária. **Sistemas de Produção 6. Tecnologias de Produção de Soja – Região Central do Brasil 2005.** Londrina-PR, 2004.

EMBRAPA, Empresa Brasileira de pesquisa Agropecuária. **Sistemas de Produção. Tecnologias de Produção de Soja – Região Central do Brasil.** 2005.

ENGLEHART, P. J., DOUGLAS, A. V. **Defining Intraseasonal Rainfall Variability within the North American Monsoon.** *Int. J. Climatol.* **19**, 4243–4253. Published online 1 SEPTEMBER 2006 in doi: <http://dx.doi.org/10.1175/JCLI3852.1>. 2006.

ENGLEHART, P. J., DOUGLAS, A. V. **Diagnosing warm-season rainfall variability in Mexico: A classification tree approach.** *Int. J. Climatol.* 30: 694–704 (2010) Published online 28 April 2009 in Wiley InterScience (www.interscience.wiley.com) DOI: 10.1002/joc. 1934. 2009.

ESCOBAR, G. C. J. **Padrões sinóticos associados a ondas de frio na cidade de São Paulo.** *Revista Brasileira de Meteorologia*, v.22, n.2, p. 241-254, 2007.

ESCOBAR, G. C. J.; COMPAGNUCCI, R. H.; BISCHOFF, S. A. **Sequence Patterns of 1000 hPa and 500 hPa geopotential height fields associated with cold surges in Buenos Aires.** *Atmosfera*, v 12, n. 2, p. 69-89, 2004.

ESCOBAR, G.; VARGAS, W.; BISCHOFF, S. **Winds tides in the Río de la Plata estuary: Meteorological conditions,** *Int. J. Climatol.*, **24**, 1159–1169. 2004.

FEARNSIDE, P.M. **O cultivo da soja como ameaça para o meio ambiente na Amazônia brasileira.** pp. 281-324 In: L.C. Forline, R.S.S. Murrieta and I.C.G. Vieira (eds.) *Amazônia além dos 500 Anos.* Museu Paraense Emílio Goeldi, Belém, Pará, Brasil. 566 pp. 2006.

FERNANDES, E. J. **Estudo do calor sensível e latente obtidos por intermédio da razão de Bowen em uma cultura de soja irrigada.** *Irriga*, Botucatu, v. 12, n. 3, p. 281-296, 2007.

FERRAZ, S. E. T. **Variabilidade Climática.** III Escola de Inverno. *Ciência e Natura Especial, UFSM*, pp. 105-114, 2007.

FERREIRA, A. M. **Métodos Estatísticos e Delineamento Experimental Testes não Paramétricos.** Escola Superior Agrária Castelo Branco. 2010. [Online] Disponível em: <http://docentes.esa.ipcb.pt/mede/apontamentos/testes_nao_parametricos.pdf>. Acesso em: 02/10/2013. 2010.

FERREIRA, N. S. **Zona de Convergência Intertropical.** *Climanálise Especial*, 136 - 137, Out. 1996.

FIGUEIREDO, D. B.; SILVA, J. A. D. **Visão além do alcance: uma introdução à análise fatorial.** *Opin. Pública*, Campinas, SP, v. 16, n. 1, p. 160-185, Junho, 2010.

FONTANA, D.C.; BERLATO, M.A.; BERGAMASHI, H. **Balço de energia em soja irrigada e não irrigada.** *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, v.26, n.3, p.403-410, 1991.

GALVÍNCIO, J. D.; SOUZA, F. A. S. **Relação Entre o Fenômeno El Niño e os Totais Mensais Precipitados na Bacia Hidrográfica do Rio São Francisco.** *RBRH –Revista Brasileira de Recursos Hídricos*, vol. 7, n. 4, 113-119, Out/Dez, 2002.

GARSON, G. D. **Statnotes: Tópicos em Análise Multivariada.** [Online] Disponível em: <<http://faculty.chass.ncsu.edu/garson/PA765/statnote.htm>> Acesso em: [Agosto/2012].

GASPAR, R. B. **O ELDORADO DOS GAÚCHOS: Deslocamento de agricultores do Sul do país e seu estabelecimento no Leste Maranhense.** Dissertação de Mestrado em Ciências Sociais pela Universidade Federal do Maranhão. 2010.

GIONGO, P. R.; MOURA, G. B. A.; SILVA, B. B.; ROCHA, H. R. da; MEDEIROS, S. R. R. de; NAZARENO, A. C. **Albedo à superfície a partir de imagens Landsat 5 em áreas de cana-de-açúcar e cerrado.** *Rev. bras. eng. agríc. ambient.* [online], vol.14, n.3, pp. 279-287. ISSN 1807-1929. 2010.

GOMES, H. F. B.; SILVA, B. B. da; CAVALCANTI, E. P.; ROCHA, H. R. da. **BALANÇO DE RADIAÇÃO EM DIFERENTES BIOMAS NO ESTADO DE SÃO PAULO MEDIANTE IMAGENS LANDSAT 5.** *Geociênc. (São Paulo)*, [online], vol.28, n.2, pp. 153-164. ISSN 1180-9082. 2009.

GROPPO, J. D.; MILDE, L. C. E.; GUAMERO, M. E.; MORAES, J. M.; MARTINELLI, L. A. **Análise de séries temporais de vazão e precipitação em algumas bacias do Estado de São Paulo com diferentes graus de intervenções antrópicas.** *Geociências*, v. 24, no. 2, p. 181-193. 2005.

GUSMÃO, A. C. V. L.; SILVA, B. B. da, MONTENEGRO, S. M. G. L.; GALVÍNCIO, J. D. **Determinação do saldo radiativo na Ilha do Bananal, TO, com imagens orbitais.** *Rev. bras. Engenharia Agrícola e Ambiental.*, v.16, n.10, p.1107-1114. 2012.

HAIR, Jr; BLACK, W. C; BABIN, B. J; ANDERSON, R. E e TATHAM, R. L. **Multivariate Data Analysis.** 6ª Edição. Upper Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall, 2006.

HAMED, K.H. **Exact distribution of the Mann–Kendall trend test statistic for persistent data.** *Journal of Hydrology*, v.365, p.86-94, 2009. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jhydrol.2008.11.024>

HAMED, K. H.; RAMACHANDRA RAO, A. **A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data.** *Journal of Hydrology*, 204, pp 182-196, 1998.

HANLEY, D. E.; BOURASSA, M. A.; O'BRIEN, J. J.; SMITH, S. R.; SPADE, E. R. A **Quantitative Evaluation of ENSO Indices.** *Journal of Climate*, 16(8), 1249-1258, 2003.

HASTENRATH, S.; HELLER, L. **Dynamics of climatic hazards in northeast Brazil.** *Quart. J. Roy. Meteor. Soc.*, v.103, p.77-92, 1977.

HIRSCH, R. M.; SLACK, J. R. **A Non-parametric trend test for seasonal data with serial dependence.** *Water Resources Research.* 20(6):727-732. 1984.

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

IBGE-SIDRA – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – Sistema IBGE de Recuperação Automática. Produção Agrícola Municipal. Disponível em: [HTTP://www.sidra.ibge.gov.br/bda/pesquisas/pam/default.asp](http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/pesquisas/pam/default.asp). Acesso em: 04/11/2007.

JIANG N, HAY J. E., FISHER G. W. **Effects of meteorological conditions on concentrations of nitrogen oxides in Auckland.** *Weather and Climate* 24: 15-34. 2005.

JOHNSON, R A., WICHERN, D.W. **Applied Multivariate Statistical Analysis.** 4ed. Upper Saddle River: Prentice Hall, 1998.

KARMESHU, N. **Trend Detection in Annual Temperature & Precipitation using the Mann Kendall Test – A Case Study to Assess Climate Change on Select States in the Northeastern United States.** MSC Thesis, University of Pennsylvania, 32 p. 2012. Disponível em: http://repository.upenn.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1045&context=mes_capstones. Acessado em: 28/02/2014.

KAYANO, M. T.; KOUSKY, V. E. **Tropical circulation variability with emphasis on interannual and intraseasonal time scales.** *Revista Brasileira de Meteorologia*, v. 11, n. 1 e 2, p. 06 -17, Jun. 1996.

KAYANO, M. T.; RAO, V. B.; MOURA, A. D. **Tropical circulations and the associated rainfall anomalies during two contrasting years.** *J. Climatol.*,v.8, p.477-488, 1988.

KENDALL, M. G. **Rank Correlation measures.** Chales Griffin: London, U.K, p220. 1975.

KHALIQ, M. N.; OUARDA, T. B. M. J.; GACHON, P.; SUSHAMA, L.; ST-HILAIRE, A. **Identification of hydrological trends in the presence of serial and cross correlations: A review of selected methods and their application to annual flow regimes of Canadian rivers.** *Journal of Hydrology*, v.368, p.117-130, 2009. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jhydrol.2009.01.035>

KOUSKY, V. E.; KAYANO, M. T. **Principal modes of outgoing longwave radiation and 250-mb circulation for the South American sector.** *J. Climate*, 7, 1131-1143, 1994.

KOUSKY, V. E.; KAYANO, M. T.; CAVALCANTI, I. F. A. **A Review of the Southern Oscillation: oceanic-atmospheric circulation changes and related rainfall anomalies.** *Tellus*, v.36A, p.490-504, 1984.

KOUSKY, V. E.; CAVALCANTI, I. F. A. **Eventos Oscilação Sul / El Nino. Características, evolução e anomalias de precipitação.** *Ciência e Cultura*, Vol.36(11):1888-1899. 1984.

LIMA, F. J. L.; AMANAJÁS, J. C.; GUEDES, R. V. S.; SILVA, E. M. **Análise de Componentes Principal e de Agrupamento para estudo de ventos para a geração de**

energia eólica na região do Ceará, Paraíba, Pernambuco e Rio Grande do Norte, Brasil. *Ambi-Agua*, Taubaté, v.5, n.2, p. 188-201, 2010.

LIMA, F. L. S.; LOCATEL, C. D.; SILVA, C. C. L. **MODERNIZAÇÃO SELETIVA DA AGRICULTURA: O AVANÇO DO AGRONEGÓCIO DA SOJA NO SUL DO MARANHÃO.** XXI ENCONTRO NACIONAL DE GEOGRAFIA AGRÁRIA, Uberlândia – MG, 15 a 19 de outubro 2012.

LIMA, J. R. A.; NEVES, D. J. D.; ARAÚJO, L. E. de; AZEVEDO, P. V. de. **Identificação de Tendências Climáticas no Estado da Bahia.** *Revista de Geografia*. Recife, Vol. 28, No 3. 2011.

LIMA, J. R. S.; ANTONIA, A. C. D.; SOARES, W. A., BORGES, E.; SILVA, I. F.; LIRA, C. A. B. O. **Balço de energia em solo cultivado com feijão caupi no brejo Paraibano.** *Rev. bras. eng. agríc. ambient.* vol.9, n.4, pp. 527-534. 2005.

LOPES, F. Z.; DINIZ, G. B.; MARQUES, J. R. **Relação entre o Multivariate Enso Index (MEI) e a TSM das regiões dos Niños com a precipitação em regiões homogêneas do Estado do Rio Grande do Sul.** *Anu. Inst. Geocienc.* [online], vol.30, n.2, pp. 11-22. ISSN 0101-9759. 2007.

LORENZ E. N. **Empirical Orthogonal Functions and statistical Weather Prediction,** *Sci. Rep. 1. Statistical Forecasting Project*, Department of Meteorology, MIT (NTIS AD 110268), 49 p, 1956.

LUCENA, D. B.; GOMES FILHO, M; F.; SERVAIN, J. **Avaliação do impacto de eventos climáticos extremos nos oceanos pacífico e atlântico sobre a estação chuvosa no nordeste do Brasil.** *Rev. bras. meteorol.*[online]. vol.26, n.2, pp. 297-312. ISSN 0102-7786. 2011.

LUIZ, G. C. **Influência da relação solo-atmosfera no comportamento hidromecânico de solos tropicais não saturados: estudo de caso.** Tese de Doutorado - Município de Goiânia-GO, Universidade de Brasília. 2012.

MANN, H. B. **Non-parametric tests against trend.** *Econometrica*, Bristol, v.13, p.245-259, 1945.

MARENGO J. A.; CAMARGO, C. G. **Surface air temperature trends in southern Brazil for 1960-2002.** *Inter. Journal of Climatology*, v. 28: 893-904. 2008.

MARENGO, J. A.; ALVES, L. M.; BESERRA, E. A.; LACERDA, F. F. **Variabilidade e mudanças climáticas no semiárido brasileiro.** Recursos Hídricos em regiões áridas e semiáridas. Campina Grande, 2011.

MARENGO, J. A.; LIEBMAN, B.; WAINER, L.; KOUSKY, V. E. **On the characteristics of onset and demise of the rainy season in Amazonia.** *Journal of Climate*, Jun, 2000.

MELLO, M. H. A.; ALFONSI, R. R. A. **Variação Térmica Secular em Campinas, SP: um exemplo de problemas inerentes ao estudo de séries temporais em climatologia.** In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOROLOGIA, 7., 1991, Viçosa. **Anais...** Viçosa : Sociedade Brasileira de Agrometeorologia/UFV, 1993. p. 244-246. 1993.

MENEZES, R. H. N.; DANTAS, R. T.; SOUSA, F. A. S. **Regiões pluviométricas homogêneas no Estado do Maranhão, Brasil.** *Revista Brasileira de Agrometeorologia*, Piracicaba, v.15, n.2, p. 152-160, 2007.

MERCANTE, E.; LAMPARELLI, R. A. C.; URIBE-OPAZO, M. A.; ROCHA, J. V. **Modelos de Regressão Lineares para Estimativas de Produtividade da Soja no Oeste do Paraná, Utilizando dados Espectrais.** *Eng. Agríc.*, Jaboticabal, v.30, n.3, p. 504-517, maio/jun, 2010.

MESCHIATTI, M. C.; FONTOLAN, M. R.; PENEREIRO, J. C.; FERREIRA, D. H. **Caracterização Estatística de Tendências em Séries Anuais de Dados Hidro-Climáticos no Estado de São Paulo.** *Rev. Geogr. Acadêmica* v.6, n.1, p. 52-64. 2012.

MIRANDA, R. S. **ECOLOGIA POLÍTICA DA SOJA E PROCESSOS DE TERRITORIALIZAÇÃO NO SUL DO MARANHÃO.** Tese de Doutorado em Ciências Sociais, Universidade Federal de Campina Grande, 2011.

MOIANO DE P AULA, G. **Tendência Histórica e Variabilidade do brilho Solar e Modelagem da Radiação Solar em Santa Maria, RS.** Tese de Doutorado em Engenharia Agrícola, Universidade Federal de Santa Maria-RS, Brasil. 2012.

MONTALVÁN, R. A.; LAMBERT, E.; ALMEIDA, L. A. de; KEPKLER, D.; MEYER, M. C. **Comportamento de linhagens e cultivares de soja no Nordeste do Estado do Maranhão.** Congresso Brasileiro de Soja, 4, 2006, Londrina. Resumos. Londrina: EMBRAPA Soja, 2006.

MONTES, M. L. **ZONEAMENTO GEOAMBIENTAL DO ESTADO DO MARANHÃO. Diretrizes Gerais para a Ordenação Territorial.** Supervisor: Manoel Lamartin Montes. Ministério de Planejamento, Orçamento e Coordenação Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística-IBGE. Diretoria de Geociências. Divisão de Geociências da Bahia. 44p, 1997.

MORAES, J. M.; GENOVEZ, A. M.; MORTATTI, J.; BALLESTER, M. V.; KRUSCH, A. V.; MARTINELLI, L. A.; VICTORIA, R. L. **Análise de Intervenção das Séries Temporais de Vazão dos Principais Rios da Bacia do Rio Piracicaba.** RBRH - *Revista Brasileira de Recursos Hídricos*. V. 2, n.2, pp 65-79, Jul/Dez/1997.

MORTATTI, J.; BORTOLETTO Jr., M., J.; MILDE, L., C., E.; PROSBST, J. **Hidrologias dos Rios Tietê e Piracicaba: séries temporais de vazão e hidrogramas de cheia.** *Revista Ciência e Tecnológica*. V.12, n.23, p.55-67. 2004.

MOURA, A.D.; SHUKLA J. **On the dynamics of droughts in Northeast Brazil: observations, theory, and numerical experiments with a general circulation model.** *J. Atmos. Sci.*, v.38, n.12, p.2653-2675, 1981.

MURTEIRA, B. J. F. **Probabilidades e Estatística.** Editora McGraw-Hill de Portugal Lda. 1990.

NEVES, L. O.; COSTA, J. M. N.; ANDRADE, V. M.; LÔLA, A. C.; FERREIRA, W. P. **Balanco de energia em uma cultura de feijão caupi (*Vigna unguiculata* L.) no estado do Pará.** *Revista Brasileira de Agrometeorologia*, v.16, n.1, p.21-30, 2008.

NOBRE, C. A.; SAMPAIO, G., SALAZAR, L. **Mudanças climáticas e Amazônia.** *Cienc. Cult.* [online]. vol.59, n.3, pp. 22-27. ISSN 0009-6725, 2007.

NOBRE, P. **A Variabilidade interanual do Atlântico Tropical e sua influência no Clima da América do Sul.** *Climanálise Especial*, 42-45, Out. 1996.

NOBRE, P., and J. SHUKLA: **Variations of sea surface temperature, wind stress, and rainfall over the tropical Atlantic and South America.** *J. Climate*, in press, 1996

NOGUEIRA, V. F. B.; CORREIA, M. F.; NOGUEIRA, V. S.; 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.

ÖNÖZ, B.; BAYAZIT, M. **Block bootstrap for Mann–Kendall trend test of serially dependent data.** *Hydrological Process*, v.26, p.1-19, 2011.

ORLANSKI, I. **A rational subdivision of scales for atmospheric processes.** *Bulletin American Meteorological Society*, 56, p: 529-530, 1975.

PALLANT, J. **SPSS Survival Manual.** Open University Press, 2007.

PANDZIC, K. **Principal component analysis of precipitation in the Adriatic-Pannonian area of Yugoslavia.** *Journal of Climatology*, 8:357-370, 1988.

PENEREIRO, J. C.; FERREIRA, D. H. L. **A Modelagem Matemática Aplicada às Questões Ambientais: uma abordagem didática no estudo da precipitação pluviométrica e da vazão de rios.** *Millenium*, 42, pp. 27-47, (janeiro/junho) 2012.

PENEREIRO, J. C.; FERREIRA, D. H. L. **Estatística apoiada pela tecnologia: uma proposta para identificar tendências climáticas.** *Acta Scientiae*, v.13, n.1, jan./jun. 2011.

PEREIRA, M. D. B.; MONTEIRO, D. C.; SILVA, N. T.; MOURA, M. O. **Avaliação quantitativa das precipitações diárias intensas na cidade de João Pessoa, Paraíba.** *REVISTA GEONORTE*, Edição Especial 2, V.1, N.5, p.921 – 929, 2012.

PETTITT, A. N. **A non-parametric approach to the change-point problem.** *Applied Statistics*, v. 28, n. 2, p.126-13. 1979.

PHILANDER, S.G.H.; GU, D.; HALPERN, D.; LAMBERT, G.; LAU, N.C.; LI, T.; MAUSER, W.; KLINK, C. A. *Climate*, 9: 2958-2971, Dec, 1995.

PONGRATZ, J.; BOUNOUA, L.; DEFRIES, R.S.; MORTON, D.C.; ANDERSON, L.O. **The impact of land cover change on surface energy and water balance in Mato Grosso, Brazil.** *Earth Interactions*, 10(19): 1-17. 2006.

PRESOTI, A. E. P. **Avaliação de Impactos Ambientais da Sojicultura em um Ecossistema Aquático da Microrregião de Chapadinha, MA.** Dissertação de Mestrado em Sustentabilidade de Ecossistemas, São Luiz: UFMA, 117 pp, 2008.

RAMME, F. L. P.; LAMPARELLI, R. A. C.; ROCHA, J. V. **Perfis Temporais IVDN MODIS, na Cana-Soca, de Maturação Tardia.** *Eng. Agríc.*, Jaboticabal, v.30, n.3, p. 480-494, maio/jun, 2010.

RAO, A. R.; AZLI, M. **On the variability of trend test results.** International Conference on Sustainable Built Environment (ICSBE-2010) Kandy, 13-14 December 2010.

RAO, A. R.; HAMED, K. H.; CHEN, H. L. **Nonstationarities in Hydrologic and Environmental Time Series.** Kluwer Academic Publishers: The Netherlands; p. 362. 2003.

RICHMAN, M. B. **Rotation of Principal Components.** *Journal of Climatology*, v. 6 (3), p. 293-335, 1986.

ROCHA, R. S. **Avaliação de variedades e linhagens de soja em condições de baixa latitude.** Dissertação de Mestrado em Agronomia, Teresina: UFPI, 59 pp, 2009.

RODRIGUES, O.; DIDONET, A. D.; LHAMBY, J. C. B.; BERTAGNOLLI, P. F.; LUZ, J. S. **Resposta quantitativa do florescimento da soja à temperatura e ao fotoperíodo.** *Pesq. agropec. bras.*, Brasília, v. 36, n. 3, p. 431-437, mar. 2001.

ROPELEWSKI, C. F.; HALPERT, M. S. **Global and regional scale precipitation patterns associated with the EL Niño/Southern Oscillation.** *Mon. Weather Rev.*, v.115, p.1606-1626, 1987.

ROPELEWSKI, C. F.; HALPERT, M. S. **Precipitations patterns associated with the high index phase of the Southern Oscillation.** *J. Climate.*, v.2, p.268-284, 1989.

SALLO, F. S.; FRANÇA, M. S.; MORAIS, D. M.; RODRIGUES, R.; BIUDES, M. S. **Estimativa de componentes do balanço de radiação em diferentes tipos de uso e cobertura do solo.** *Rev. Ambient. Água*, vol. 9 n. 2 Taubaté - Apr. / Jun. 2014.

SAMPAIO, G.; NOBRE, C.; COSTA, M. H., SATYAMURTY, P.; SOARES-FILHO, B. S.; CARDOSO, M. **Regional climate change over eastern Amazonia caused by**

pasture and soybean cropland expansion. *GEOPHYSICAL RESEARCH LETTERS*, VOL. 34, L17709, doi:10.1029/2007GL030612, 2007.

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.; NERY, J. T. **Análise de fatores comuns e agrupamentos das precipitações na região Sudeste e Sul do Brasil.** In: Congresso Brasileiro de Meteorologia, 10. e Congresso da FLISMET, 7., Brasília, DF: SBMET, p. 356-371, 1998.

SANTOS, C. A. C. dos; BRITO, J. I. B. **Análise dos Índices de Extremos para o Semi-Árido do Brasil e suas Relações com TSM e IVDN.** *Revista Brasileira de Meteorologia*, v.22, n.3, 303-312, 2007.

SCHAWB, A. J. **Electronic Classroom.** [Online] Disponível em: <<http://www.utexas.edu/ssw/eclassroom/schwab.html>> Acesso em: 30/08/2013.

SCHLESINGER, S.; NUNES, S. P.; CARNEIRO, M. S. **Agricultura familiar da soja na região sul e o monocultivo no Maranhão: duas faces do cultivo da soja no Brasil.** Rio de Janeiro: FASE, 148pp, 2008.

SENTELHAS, P. C.; CAMARGO, A. P.; CAMARGO, M. B. P.; ALFONSI, R. R. **Um século de desmatamento: efeitos no regime térmico, pluvial e no balanço hídrico em Campinas, SP.** *Revista Brasileira de Agrometeorologia*, Santa Maria, v. 2, p. 99-103, 1994.

SERRANO, A.; GARCIA, J. A.; MATEOS, V. L.; CANCELLO, M. L.; GARRIDO J. **Monthly Modes of Variation of Precipitation over the Iberian Peninsula.** *Journal of Climate*, v.12, p. 2894-2919, 1999.

SILVA, A. P. N.; MOURA, G. B. de A.; GIONGO, P. R.; MEDEIROS, S. R. R. **Correlação entre as Temperaturas da Superfície do Mar e a quantidade da precipitação na estação chuvosa no Nordeste do estado de Pernambuco.** *Rev. bras. meteorol.* [online]. vol.26, n.1, pp. 149-156. ISSN 0102-7786, 2011.

SILVA, B. B. **Apostila - Balanços de Radiação e Energia com Imagens LADSAT.** Universidade Federal de Pernambuco, Programa de Pós-Graduação em Geografia, Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil. Recife, março, 2011.

SILVA, B. B. da; BRAGA, A. C.; BRAGA, C. C. **Balanço de Radiação no Perímetro Irrigado São Gonçalo – PB Mediante Imagens Orbitais.** *Revista Caatinga*, Mossoró, v.24, n.3, p. 145-152, jul-set, 2011.

SILVA, B. B. da; GALVÍNCIO, J. D.; VILLAR, A. C.; GUSMÃO, L.; OLIVEIRA, L. M. M. **Mudanças Climáticas e Modelos Ambientais: caracterização e aplicações.** / organizadora: Josiclêda Domiciano Galvínio. – Recife: Ed. Universitária da UFPE. 456p. 2012.

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

SILVA, F. D. S.; RAMOS, R. M.; COSTA, R. L.; AZEVEDO, P. V. **Sistema de Controle de Qualidade para Dados Diários de Variáveis Meteorológicas.** *Revista Brasileira de Geografia Física*, vol.07, n.05 (Número Especial-VIWMCRHPE), 827-836. 2014.

SILVA, L. S.; MOURA, M. C. C. L.; VALADARES, R. N.; SILVA, R. G.; SILVA, A. F. A. **Seleção de Variedades de Soja em Função da Densidade de Plantio, na Microrregião de Chapadinha, Nordeste Maranhense.** *ACSA - Agropecuária Científica no Semi-Árido*, v.06, n 02, p. 07 – 14, abril/junho 2010.

SILVA, P. K. O. **Análise multivariada aplicada ao vento na área costeira do Nordeste do Brasil.** Dissertação (Mestrado em Meteorologia) – Universidade Federal de Campina Grande, 2011.

SILVA, R. A.; SILVA, V. de P. R. da; CAVALCANTI, E. P.; SANTOS, D. N. dos. **Estudo da variabilidade da radiação solar no Nordeste do Brasil.** *Rev. bras. eng. agríc. ambient.* [online], vol.14, n.5, pp. 501-509. ISSN 1807-1929. 2010.

SILVA, S. L. O.; ANDRADE, J. B.; SILVA, F. B.; CONCEIÇÃO FILHO, J. F. **Levantamento dos remanescentes da cobertura vegetal no município de Brejo, MA: comparação de imagens CCD/CBERS-2 e MODIS/TERRA.** Anais XIV Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto, Natal, Brasil, INPE, p. 6233-6240, 25-30 abril 2009.

SILVA, T. J. A.; FOLEGATTI, M. V.; SILVA, C. R.; ALVES JÚNIOR, J.; BONFIM-SILVA, E. M. **Balço de energia e estimativa da evapotranspiração em culturas irrigadas de maracujazeiro pelo método da razão de Bowen.** *Eng. Agríc.*, vol.27, n.2, pp. 392-403. 2007.

SILVA, V. P. R. **On climate variability in Northeast of Brazil.** *Journal of Arid Environments*, 58, pp 575–596, 2004.

SNEYERS, R. **Sur l'analyse statistique des séries d'observations.** Note Technique n.º 143, OMM, Genebra, n.º 415, 1975.

SOUZA, E. B.; AMBRIZZI, T.; COELHO, C. A. S. **Two episodes with reversed impacts on the regional precipitation of the northeastern South America.** *Meteorologica*, v.29, n. 1-2, p. 5-16, 2004.

SOUZA, P. J. O. de. **Avanço da fronteira agrícola na Amazônia: impactos no balanço de energia e simulações do crescimento e rendimento.** Tese de Doutorado, Universidade Federal de Viçosa. MG. 2009.

SOUZA, P. J. O. P. de; RIBEIRO, A.; ROCHA, E. J. P. da; LOUREIRO, R. S., BISPO, C. J. C.; SOUSA, A. M. L. **Albedo da cultura da soja em área de avanço da fronteira**

agrícola na Amazônia. *Rev. bras. eng. agríc. ambient.* [online]. vol.14, n.1, pp. 65-73. ISSN 1807-1929. 2010.

SOUZA, P. J. O. P. de; ROCHA, E. J. P. da; RIBEIRO, A. **Impactos do avanço da soja no balanço de radiação no leste da Amazônia.** *Acta Amaz.* vol.43, n.2, pp. 169-178. ISSN 0044-5967, 2013.

SOUZA, P. J. O. P.; RIBEIRO, A.; ROCHA, E. J. P.; BOTELHO, M. N.; SOUSA, A. M. L.; SOUZA, E.B.; FARIAS, J. R. B. **Impacts of Soyabean expansion on the Amazon energy balance: a case study.** *Experimental Agriculture*, 47(3): 553-567. 2011.

SOUZA, P. J. O. P.; RIBEIRO, A.; ROCHA, E. J. P.; LOUREIRO, R. S.; BISPO, C. J. C.; SOUSA, A. M. L. **Balanço de energia na soja em áreas de fronteira agrícola na Amazônia.** In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOROLOGIA, 15, 2007, Aracaju. CD-ROM... Aracaju: SBAGRO, 2007.

TRENBERTH, K. E. **The definition of El Niño.** *Bulletin American Meteorological Society*, 78, 2771-2777, 1997.

UVO, C. B., C. A. REPELLI, S. E. ZEBIAK, E Y. KUSHNIR. **The relationships between tropical Pacific and Atlantic SST and Northeast Brazil monthly precipitation.** *J. Climate*, 11, 551-562. 1998.

VASCONCELOS, S.; CONCI, A. **Análise de Componentes Principais (PCA).** Disponível em: <http://www.ic.uff.br/~aconci/PCA-ACP.pdf>. Acesso em: Agosto/2012.

VON STORCH, H.; NAVARRA, A. **Analysis of Climate Variability: Applications of Statistical Techniques.** Berlin: Springer, 1995. [http:// dx.doi.org/10.1007/978-3-662-03167-4](http://dx.doi.org/10.1007/978-3-662-03167-4)

WALKER, G.T.; BLISS, E.W. **Memoirs of the Royal Meteorological Society**, 4 (36): 53-84, 1932.

WILKS, D. S. **Statistical methods in the atmospheric sciences.** Academic Press, 1995.

XAVIER, T. de Ma. B. S.; XAVIER, A. F. S.; SILVA DIAS, P. L. da & SILVA DIAS, M. A. F. da. **Interrelações entre Eventos ENOS (ENSO), a ZCIT (ITCZ) no Atlântico e a Chuva nas Bacias Hidrográficas do Ceará.** *RBRH – Revista Brasileira de Recursos Hídricos*, vol.8, n.2, Abr/Jun: 111-126, 2003.

YENIGUN, K.; GUMUS, V.; BULUT, H. **Trends in streamflow of the Euphrates basin, Turkey.** *Proceedings of the Institution of Civil Engineers*. 189-198, 2008.

YUE, S.; PILON, P.J.; PHINNEY, B.; CAVADIAS, G. The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series. *Hydrological Process*, v.16, p.1807-1829, 2002. <http://dx.doi.org/10.1002/hyp.1095>

YUE, S.; WANG, C.Y. The Mann-Kendall Test Modified by Effective Sample Size to Detect Trend in Serially Correlated Hydrological Series. *Water Resources Management*, v.18, p.201-218, 2004. <http://dx.doi.org/10.1023/B:WARM.0000043140.61082.60>