



UNIVERSIDADE
ESTADUAL DE LONDRINA

RODRIGO CORNACINI FERREIRA

**QUANTIFICAÇÃO DAS PERDAS POR SECA NA CULTURA
DA SOJA NO BRASIL**

Londrina
2016

RODRIGO CORNACINI FERREIRA

**QUANTIFICAÇÃO DAS PERDAS POR SECA NA CULTURA
DA SOJA NO BRASIL**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Agronomia, da Universidade Estadual de Londrina, como requisito para obtenção do título de Doutor.

Orientador: Prof. Dr. Otávio Jorge Grigoli Abi Saab.

Londrina
2016

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor, através do Programa de Geração Automática do Sistema de Bibliotecas da UEL

Ferreira, Rodrigo Cornacini.

Quantificação das perdas por seca na cultura da soja no Brasil / Rodrigo Cornacini Ferreira. - Londrina, 2016.
99 f. : il.

Orientador: Otávio Jorge Grigoli Abi Saad.
Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Universidade Estadual de Londrina, Centro de Ciências Agrárias, , 2016.
Inclui bibliografia.

1. Glycine max L - Tese. 2. Precipitação pluvial - Tese. 3. Variabilidade climática - Tese. 4. Índice padronizado - Tese. I. Saad, Otávio Jorge Grigoli Abi. II. Universidade Estadual de Londrina. Centro de Ciências Agrárias. . III. Título.

RODRIGO CORNACINI FERREIRA

QUANTIFICAÇÃO DAS PERDAS POR SECA NA CULTURA DA SOJA NO BRASIL

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Agronomia, da Universidade Estadual de Londrina, como requisito para obtenção do título de Doutor.

BANCA EXAMINADORA

Orientador: Prof. Dr. Otávio Jorge Grigoli Abi Saab
Universidade Estadual de Londrina - UEL

Prof. Dr. Marcelo Augusto de Aguiar e Silva
Universidade Estadual de Londrina - UEL

Dr. José Renato Bouças Farias
Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária -
EMBRAPA Soja

Dr^a Heverly Moraes
Instituto Agrônomo do Paraná - IAPAR

Prof. Dr. Frederico Fonseca da Silva
Instituto Federal do Paraná - IFPR

Londrina, 06 de Dezembro de 2016.

Com muito amor e honra, aos meus
pais, Maria Conceição e Waldemar,

DEDICO

AGRADECIMENTOS

Esta página seria muito pouco espaço para agradecer a tantas pessoas que foram fundamentais para conclusão desse trabalho. Agradeço a Deus, acima de tudo e de todos, pela oportunidade de estudar e, através de minha profissão, lutar por uma sociedade melhor e mais justa. Aos meus pais, Waldemar e Maria Conceição, declaro que serei infinitamente grato e espero, por toda vida, retribuir esta dívida de gratidão que carrego dentro do peito.

Agradeço à minha amada esposa, Pauline Kalau Costa Ferreira, por acreditar, por confiar e se entregar por completo à minha (leia-se nossa) causa. A ti também dedico cada gota de meu suor nessa labuta.

Agradeço aos meus irmãos: Juliana, Fabrício, Matheus e Ester, por sempre estarem ao meu lado. Amo vocês! Também agradeço à família de minha esposa, que sempre esteve de braços abertos para nos receber com uma refeição quentinha no meio de tanta correria, e tantas outras coisas mais fizeram por mim. Paulo Abba Costa, Elizabeth Kalau, Gustavo e Bianca, meu muito obrigado!

Agradeço ao meu orientador, Prof. Otávio Abi-Saab, por toda a dedicação e incentivo. Isso desde minha graduação! Sem dúvidas sua maturidade e conselhos foram combustíveis na confecção dessa obra. Agradeço também ao amigo, Prof. Marcelo Aguiar, por toda a disponibilidade em ajudar e por acreditar em meu trabalho.

Meus agradecimentos também se estendem ao amigo, Dr. José Renato, pela oportunidade e confiança na execução dessa honrosa tarefa de quantificar perdas por seca na cultura de soja no Brasil. Sou grato pelas portas abertas na Embrapa Soja nesses anos, que tanto me enche de orgulho. Contribuir com a ciência ao lado de vocês sem dúvida foi uma belíssima experiência.

Agradeço a todos do laboratório de Agrometeorologia da Embrapa Soja, mas em especial meu amigo e parceiro para todas as horas, Rubson Sibaldelli. Sua humildade, espírito servil e amor pela ciência sempre foi causa de admiração. Muito obrigado seria muito pouco para expressar minha gratidão. Ao Dr. Leonardo Ferreira, com que tive a alegria de trabalhar na mesma sala, registro meu respeito e profunda gratidão por acreditar sempre no meu trabalho e não poupar esforços em nos apoiar.

Agradeço em especial a um grupo de amigos que me amaram, sorrindo e chorando comigo muitas vezes, e entendendo a importância desse trabalho e a conclusão desse ciclo em minha, apoiando em todo tempo (com tudo que tinham) para que essa obra fosse completa: Diego e Georgia, Jander e Paulinha, Léo e Carol, Arthur e Karla, João e Thaís... Amigos, vocês são verdadeiros presentes de Deus e parte da minha família.

Agradeço a tantos outros amigos, que seria impossível citá-los aqui. Certamente eu cometeria uma injustiça com algum ao não colocar seu nome. Aos meus sócios, Diego e Clayson, registro minha profunda dívida de gratidão. Vocês sabem o quanto são importantes para mim. Obrigado por me apoiar, projetar, compreender e sonharem comigo. Que Deus os abençoe ricamente.

Muito obrigado!

“Sou só um sertanejo, nessas altas ideias navego mal. Sou muito pobre coitado. Inveja minha pura é de uns conforme o senhor, com toda leitura e suma doutoração.”

“Vivendo, se aprende; mas o que se aprende, mais, é só fazer outras maiores perguntas.”

“Eu quase que nada não sei. Mas desconfio de muita coisa.”

“Mestre não é quem sempre ensina, mas quem de repente aprende.”

Trechos da obra *Grande sertão: Veredas* de Guimarães Rosa (1956)

FERREIRA, Rodrigo Cornacini. **Quantificação das perdas por seca na cultura da soja no Brasil**. 2016. 99 p. Tese de Doutorado (Pós-Graduação em Agronomia) – Universidade Estadual de Londrina, Londrina, 2016.

RESUMO

A cultura da soja tem contribuído, direta e indiretamente, na economia brasileira, sendo um dos principais alicerces para o desenvolvimento do país. As secas aumentarão provavelmente em severidade no Brasil, o que significará um aumento da evapotranspiração e períodos secos, reduções de terras aráveis e, em última instância, maior insegurança alimentar. Diante das evidências científicas, torna-se imperiosa a necessidade de estudos para a caracterização e quantificação das respostas da cultura da soja visando possíveis impactos das secas. Os objetivos destes estudos foram utilizar metodologias que quantifiquem as perdas em decorrências às secas para a cultura de soja nas principais regiões produtoras do Brasil. Em uma primeira fase foi demonstrado os impactos da variabilidade espacial dos principais elementos meteorológicos sobre a estimativa regional da produtividade de grãos de soja. A variabilidade volumétrica e temporal na distribuição espacial das precipitações pluviais é a principal responsável pelas diferentes estimativas de produtividade, mesmo em escala municipal. Em uma segunda fase do estudo, foram avaliados nove métodos alternativos para cálculo de evapotranspiração de referência (ET_o) aplicadas às estimativas de produtividade de soja, associadas às produtividades reais obtidas em campo irrigado e não irrigado, em três épocas de semeadura na safra 2013/2014. Para estimativas de ET_o diária, o melhor método alternativo ao recomendado pela FAO (Penman-Monteith) foi o método Priestley-Taylor. Já para estimativas em escala decenal, o melhor método alternativo foi Thornthwaite-Camargo, em todas as datas de semeadura. Na terceira fase foram quantificados os possíveis impactos da seca nas perdas de produção da soja no Brasil em 38 safras (1976/77 a 2013/14). Reuniram-se dados de 4336 municípios com registros oficiais de produção, área colhida e produtividade, sendo estimadas as produtividades máximas para cada local e seus desvios relativos em cada safra. Todas as informações foram georreferenciadas, permitindo análises espaciais e construção de mapas temáticos em um ambiente de Sistemas de Informações Geográficas (SIG). Para análises exploratórias dos efeitos das secas foram utilizadas informações da evolução interanual do valor do Índice Padronizado de Precipitação (SPI). Na última década, em todas as regiões produtoras de soja no Brasil, houve registros de ocorrência de secas em pelo menos 50 a 60 % dos anos. Estima-se que o Brasil tenha deixado de ganhar U\$ 79,62 bilhões em perdas de produção da cultura de soja entre as safras de 1976/77 a 2013/14, em especial devido às secas. As maiores amplitudes das produtividades de soja aconteceram no Rio Grande do Sul. Este estudo demonstra um impacto econômico na cadeia produtiva da soja atribuído à ocorrência de secas ainda não mensurado, alertando para novos estudos de zoneamento agrícola, novas variedades de soja adaptadas às secas, bem como subsidiando novas diretrizes estratégicas para a matriz produtiva da soja no Brasil.

Palavras-chave: *Glycine max* L. Merrill. Precipitação pluvial. Variabilidade climática. Índice Padronizado de Precipitação. Deficiência Hídrica.

FERREIRA, Rodrigo Cornacini. **Quantification of drought losses in soybean crop in Brazil**. 2016. 99 p. Tese de Doutorado (Pós-Graduação em Agronomia) – Universidade Estadual de Londrina, Londrina, 2016.

ABSTRACT

The main grain crops have contributed, directly and indirectly, to the Brazilian economy, being one of the main foundations for the country's development. The World Bank says that droughts will likely increase in severity in Brazil, which will mean increased evapotranspiration and dry spells, arable land reductions and, ultimately, increased food insecurity. In view of the scientific evidence, it is imperative the need for studies to characterize and quantify the responses of the crop with the possible impacts of droughts. The objective of this study was to use methodologies that quantify the losses in dry yields for the soybean crop in the main producing regions of Brazil. In the first one, it was shown the impacts of the spatial variability of the main meteorological elements on the regional estimation of soybean yield. The volumetric and temporal variability in the spatial distribution of rainfall is the main factor responsible for the different estimates of productivity, even at municipal level. In a second phase of the study, nine alternative methods for calculating ETo applied to soybean productivity estimates, associated with real yields obtained in irrigated and non - irrigated field, were evaluated in three sowing seasons in the 2013/2014 crop season. For estimates of daily ETo, the best alternative method to that recommended by FAO (Penman-Monteith) was the Priestley-Taylor method. On the other hand, the best alternative method was Thornthwaite-Camargo at all sowing dates. Droughts are one of the most costly causes and one of the main causes of falls in production in producing regions in Brazil. Thus, the possible impacts of drought on losses of soybean production in Brazil in 38 harvests (1976/77 to 2013/14) were quantified. Data were collected from 4336 municipalities with official records of production, harvested area and productivity, and estimated the maximum yields for each site and their relative deviations in each harvest. All information was georeferenced, allowing spatial analysis and construction of thematic maps in a Geographic Information Systems (GIS) environment. For the exploratory analysis of the effects of droughts, we used information from the inter annual evolution of the value of the Standardized Precipitation Index (SPI). In the last decade in all soybean, producing regions in Brazil there have been records of droughts occurring in at least 50 to 60% of the years. Brazil is estimated to have lost US \$ 79.62 billion in lost soybean crop production between 1976/77 and 2013/14, especially due to droughts. The greatest amplitudes of soybean productivities occurred in Rio Grande do Sul. This study shows an economic impact on the soybean production chain attributed to the occurrence of droughts not yet measured, prompting new studies of agricultural zoning, new soybean varieties adapted to the droughts, As well as subsidizing new strategic guidelines for the soybean production matrix in Brazil.

Key words: *Glycine max* L. Merrill. Rainfall. Climate Variability. Standard Precipitation Index. Water Deficit.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

- Figura 3.1** – Mapa altimétrico do município de Londrina, com destaque à ocupação urbana de solo e localização geográfica das estações meteorológicas da EMBRAPA, do IAPAR e do INMET28
- Figura 3.2** - Análise de regressão com coeficiente linear passando pela origem entre as estações meteorológicas EMB, IPR e INM. Dados diários de temperatura do ar média (a), máxima (b) e mínima (c). Londrina, Paraná, Brasil, 1991 a 201332
- Figura 3.3** - Análise de regressão com coeficiente linear passando pela origem entre as estações meteorológicas EMB, IPR e INM. Dados diários de umidade relativa do ar (a), precipitação pluviométrica acumulada diária (b), e precipitação pluviométrica acumulada nos meses de outubro a março (c). Londrina, Paraná, Brasil, 1991 a 201333
- Figura 3.4** - Distribuição das médias mensais de precipitação pluvial acumulada (barras) e número de dias com precipitação pluvial (linhas), no período de 1991 a 2013 nas estações meteorológicas Embrapa Soja (EMB), Instituto Agrônômico do Paraná (IPR) e Instituto Nacional de Meteorologia (INM), instaladas no município de Londrina-PR35
- Figura 3.5** - Balanço hídrico decendial para soja, no período de 01 de novembro a 28 de fevereiro, na safra 2011/12 [EMB=(a); IPR=(b); INM=(c)], safra 2012/13 [EMB=(d); IPR=(e); INM=(f)] e safra 2013/14 [EMB=(g); IPR=(h); INM=(i)]. Valores de excedente (EXC), deficiência (DEF), retirada (RET) e reposição hídrica (REP) nas estações meteorológicas Embrapa Soja (EMB), Instituto Agrônômico do Paraná (IPR) e Instituto Nacional de Meteorologia (INM), instaladas no município de Londrina-PR.37
- Figura 3.6** - Estimativas de perda de produtividade de grãos de soja por deficiência hídrica para as safras 2011/12, 2012/13 e 2013/14, nas estações meteorológicas Embrapa Soja (EMB), Instituto Agrônômico do Paraná (IPR) e Instituto Nacional de Meteorologia (INM), instaladas no município de Londrina- PR38

Figura 4.1 - Erro médio absoluto (MBE) para evapotranspiração de referência diária, calculada pelos métodos alternativos Makkink (MAK), Hamom (H), Benevides-Lopez (BL), Priestley-Taylor (PT), Tanner-Pelton (TP), em relação ao método padrão Penman-Monteith, com semeaduras em 10 de outubro, 01 e 21 de novembro na safra 2013/2014 em Londrina/PR.	51
Figura 4.2 - Produtividades atingíveis, a partir de 10 métodos para estimativa de evapotranspiração de referência por decêndio, produtividade real (Preal) em ambiente não irrigado e desvios de produtividade em relação à produtividade potencial (PPf), com semeadura em 10 de outubro, 01 de novembro e 21 de novembro na safra 2013/2014 em Londrina/PR.	56
Figura 4.3 - Produtividades atingíveis, a partir de 10 métodos para estimativa de evapotranspiração de referência por decêndio, produtividade real (Preal) em ambiente irrigado e desvios de produtividade em relação à produtividade potencial (PPf), com semeadura em 10 de outubro, 01 de novembro e 21 de novembro na safra 2013/2014 em Londrina/PR.	57
Figura 5.1 - Intensidade de secas no Brasil pela metodologia SPI, entre dezembro e fevereiro das safras agrícolas 1999/2000, 2004/2005 e 2011/2012	73
Figura 5.2 - Produtividade de soja e perdas estimadas no estado do Rio Grande do Sul entre 1976/77 a 2013/14	74
Figura 5.3 - Perdas de produtividade em soja para região Sul do Brasil entre as safras de 1976/77 a 2013/2014, considerando 60 % (A) e 80 % (B) dos anos analisados.....	75
Figura 5.4 - Produtividade de soja e perdas estimadas no estado do Paraná entre 1976 a 2013/2014	76
Figura 5.5 - Produtividade de soja e perdas estimadas no estado do Mato Grosso do Sul entre 1976 a 2013/14.....	77
Figura 5.6 - Produtividade de soja e perdas estimadas no estado do Minas Gerais entre 1976 a 2013/2014.....	77
Figura 5.7 - Pivôs Centrais no Brasil em 2013	78

Figura 5.8 - Intensidade de secas no Brasil pela metodologia SPI, entre dezembro e fevereiro da safra agrícola 2005/2006.....	79
Figura 5.9 - Produtividade de soja e perdas estimadas no estado de Goiás entre 1976 a 2013/14	79
Figura 5.10 - Ocorrência de secas nas principais regiões produtoras da cultura de soja no Brasil, durante os meses de novembro, dezembro e janeiro, no período entre 2005 a 2014	82
Figura 5.11 - Perdas de produtividade na cultura da soja no Brasil entre as safras agrícolas de 1976/77 a 2013/14	83

LISTA DE TABELAS

- Tabela 3.1** - Duração dos estádios fenológicos da cultura da soja com ciclo de 120 dias e respectivos coeficientes de cultura (K_c) e de sensibilidade ao déficit hídrico (K_y).....28
- Tabela 3.2** - Precipitação pluviométrica acumulada (mm) nas estações meteorológicas Embrapa (EMB), IAPAR (IPR) e INMET (INM), durante as safras 2011/12, 2012/13 e 2013/14, em Londrina-PR.....38
- Tabela 4.1** - Análise de desempenho entre o método Penman-Monteith e métodos propostos para estimativas de evapotranspiração de referência, por meio do índice estatístico de confiança (c)47
- Tabela 4.2** - Desempenho estatístico dos métodos propostos para estimativas diárias de ETo em relação ao método padrão Penman-Monteith, considerando acurácia (b), precisão (R^2), exatidão (d), confiança (c) e correlação (r). As semeaduras foram em 10 de outubro, 01 e 21 de novembro na safra 2013/2014 em Londrina/PR, e os métodos são: Priestley-Taylor (PT), Makkink (MAK), Hamon (H), Tanner-Pelton (TP), Benevidez-Lopez (BL), Thornthwaite (TH), Thornthwaite-Camargo (THC), Camargo (CAM) e Hargreaves-Samani (HS).....50
- Tabela 4.3** - Desempenho estatístico dos métodos propostos para estimativas decendiais de ETo em relação ao método padrão Penman-Monteith, considerando acurácia (b), precisão (R^2), exatidão (d), confiança (c) e correlação (r). As semeaduras foram em 10 de outubro, 01 e 21 de novembro na safra 2013/2014 em Londrina/PR, e os métodos são: Priestley-Taylor (PT), Makkink (MAK), Hamon (H), Tanner-Pelton (TP), Benevidez-Lopez (BL), Thornthwaite (TH), Thornthwaite-Camargo (THC), Camargo (CAM) e Hargreaves-Samani (HS).....53

Tabela 4.4 - Teste de Tukey ($p \leq 0,05$) com diferença mínima significativa (DMS) para o erro médio absoluto (MBE), em escala decidual, da evapotranspiração de referência (ET _o) e evapotranspiração real da cultura da soja (ET _r) em ambiente irrigado e não irrigado, por meio dos métodos propostos em relação ao método padrão Penman-Monteith, com semeaduras em 10 de outubro, 01 e 21 de novembro na safra 2013/2014 em Londrina/PR.....	54
Tabela 5.1 - Categorias de intensidade de seca baseadas em valores do Índice de Precipitação Padronizado.....	68
Tabela 5.2 - Perdas financeiras nas principais regiões e estados produtores de soja no Brasil entre as safras de 1976/77 a 2013/14	71

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	12
2	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	15
3	ARTIGO A: VARIABILIDADE ESPACIAL DAS OBSERVAÇÕES METEOROLÓGICAS E IMPACTOS NA ESTIMATIVA REGIONAL DA PRODUTIVIDADE DE GRÃOS DE SOJA	24
3.1	RESUMO	24
3.2	ABSTRACT	24
3.3	INTRODUÇÃO	25
3.4	MATERIAL E MÉTODOS	27
3.5	RESULTADOS E DISCUSSÃO	30
3.6	CONCLUSÕES	40
4	ARTIGO B: AVALIAÇÃO DE MÉTODOS ALTERNATIVOS PARA CÁLCULOS DE EVAPOTRANSPIRAÇÃO APLICADOS ÀS ESTIMATIVAS DE PRODUTIVIDADE DE SOJA	41
4.1	RESUMO	41
4.2	ABSTRACT	41
4.3	INTRODUÇÃO	42
4.4	MATERIAL E MÉTODOS	43
4.5	RESULTADOS E DISCUSSÃO	49
4.5.1	Desempenho em Escala Diária	49
4.5.2	Desempenho em Escala Decendial	52
4.5.3	Estimativas de Produtividades Atingíveis e Desvios de Produtividades	54
4.6	CONCLUSÕES	60
5	ARTIGO C: O IMPACTO DAS SECAS NA PRODUÇÃO DE SOJA NO BRASIL	61
5.1	RESUMO	61
5.2	ABSTRACT	61

5.3	INTRODUÇÃO	62
5.4	MATERIAL E MÉTODOS	65
5.5	RESULTADOS E DISCUSSÃO	68
5.6	CONCLUSÕES	83
	CONCLUSÕES GERAIS	85
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	87

1 INTRODUÇÃO

As principais culturas de grãos tem contribuído, direta e indiretamente, na economia brasileira, sendo um dos principais alicerces para o desenvolvimento do país. A soja é uma importante geradora de divisas para o Brasil e contribui com uma significativa parcela nas exportações brasileiras. Nas últimas três décadas, a cultura apresentou o maior crescimento e, atualmente, representa em torno de 49% da área cultivada de grãos no país (IBGE, 2016).

As tecnologias desenvolvidas e apropriadas às condições tropicais brasileiras, revolucionaram os sistemas de produção agrícola e o Brasil passou de importador para o maior exportador, principalmente pelos ganhos expressivos de produtividade. O Brasil mantém-se como segundo maior produtor de soja no mundo, com uma produção de 95,631 milhões de toneladas em uma área plantada de 33,177 milhões de hectares, estando atrás apenas dos Estados Unidos, que produz 106,934 milhões de toneladas em uma área plantada de 33,109 milhões de hectares (USDA, 2016; CONAB, 2016).

Entre os produtos brasileiros que são exportados, a soja tem assumido a primeira colocação no ranking do setor agropecuário (FAO¹, 2014). Tal setor está entre os que mais se desenvolveram no país nas últimas décadas, sendo que nos últimos cinco anos somente a área cultivada com soja aumentou em mais de 28% (CONAB, 2016). Segundo um recente estudo elaborado pela FAO, até 2025 o Brasil se tornará o maior produtor mundial da oleaginosa, ultrapassando os Estados Unidos (OECD/FAO, 2016).

É conhecido que variações no comportamento das plantas e, conseqüentemente, nas produtividades agrícolas podem decorrer da variabilidade na ocorrência de elementos climáticos, causando grandes impactos socioambientais e econômicos (SIVAKUMAR et al., 2000). Instituições internacionais de crédito vêm utilizando, cada vez mais, informações climáticas, e suas possíveis mudanças, nas avaliações de riscos de importantes investimentos e financiamentos. Prejuízos econômicos relacionados ao clima, dentre estes a seca, têm apresentado tendência crescente nas últimas décadas (CEDA, 2014).

Nos últimos anos, muito tem se discutido sobre os impactos das

¹ FAO - Food and Agriculture Organization of the United Nations (Organização das nações Unidas para a Agricultura e Alimentação)

ações antrópicas no ambiente e seus efeitos nas mudanças climáticas. O aquecimento global é inequívoco e, desde a década de 1950, muitas das mudanças observadas são sem precedentes ao longo dos últimos anos (IPCC, 2013). É importante ter clareza sobre as diferenças conceituais entre mudança e variabilidade climática, pois esta última refere-se às oscilações em torno da média ao longo de uma série histórica de dados, sendo normal sua ocorrência e intrínseca ao clima (MARIN; ASSAD; PILAU, 2008).

As secas aumentarão, provavelmente, em severidade na África Austral, nos Estados Unidos, no Sul da Europa, no Sudeste Asiático e no Brasil, entre outras áreas (WORLD BANK, 2012), o que significará um aumento da evapotranspiração e períodos secos, reduções de terras aráveis e, em última instância, maior insegurança alimentar (GUTIÉRREZ et al., 2014).

Em outubro de 2013, o Painel Brasileiro de Mudanças Climáticas - PBMC, criado em 2009, publicou três estudos sobre os impactos do aquecimento global no Brasil. As projeções revelaram um aumento nas temperaturas ao longo do século; diminuição de chuvas no Norte e Nordeste; e, aumento no Sul e Sudeste. Foram estimadas oscilações pluviométricas entre 5% a 20%, e de temperatura entre 1° a 5°C, dependendo do aquecimento e gases de efeito estufa (GEE). Acredita-se que a agricultura será o setor mais afetado pelas mudanças climáticas, podendo inclusive mudar as fronteiras agrícolas da forma que se conhece hoje. No mesmo relatório foi estimado que a produção de soja até 2030 poderá sofrer perdas de até 24% (PBMC, 2013).

O setor agrometeorológico atua no sentido de aplicar conhecimentos e informações meteorológicas, aumentando a qualidade e quantidade da produção agropecuária (BAMBINI et al., 2015). O avanço científico nas últimas décadas permitiu uma grande eficácia nas modelagens climáticas, o que tem permitido definir níveis de incerteza para as projeções climáticas e refinar os resultados dos modelos. Porém, a avaliação dos impactos desses cenários sobre a agricultura e a definição, a partir deles, de ações de mitigação e adaptação ainda requer muita investigação (SCAF, 2013).

Devido às funções exercidas pela água nas plantas, a disponibilidade hídrica é um dos principais fatores responsáveis pela variabilidade dos rendimentos das culturas, no tempo e no espaço (FARIAS et al., 2001; PEREIRA; ANGELOCCI; SENDELHAS, 2002). Face às projetadas mudanças

climáticas, as atividades agropecuárias brasileiras estariam ainda mais vulneráveis por depender diretamente da temperatura e precipitação, carecendo de pesquisas regionais (STERN, 2008).

Apesar do grande avanço tecnológico, disponibilização e popularização do uso de dados e informações climáticas nos últimos anos (AGRITEMPO, 2016), o Brasil ainda não possui uma rede de estações meteorológicas suficientemente representativas para seu vasto território. Como exemplo, o estado do Mato Grosso é o principal produtor de soja, com mais de 26 milhões de toneladas (CONAB, 2016), e ainda assim possui número muito limitado de estações meteorológicas eficientes (FERNANDES et al., 2012).

Em vários locais no território brasileiro é comum o registro de poucos elementos meteorológicos, como temperatura e/ou chuva apenas, sendo que outras variáveis meteorológicas não medidas passam então a serem estimadas. Além disso, infelizmente são comuns muitas falhas ou ausência de registros meteorológicos nas séries históricas, o que compromete a utilização destas informações.

Conforme Bambini et al. (2015), a ascensão tecnológica nas área de ciência da computação, automação de tarefas, gestão de bancos de dados e a adoção de sistemas interpretativos como os Sistemas de Informação Geográfica (SIGs) vêm possibilitando que usuários finais tenham acesso a informações geradas a partir de um grande volume de dados.

A compreensão transversal das características agronômicas da soja, as exigências climáticas e hídricas no sistema solo-planta-atmosfera pode proporcionar a redução de riscos de perdas desta *commodity*. Apesar de diversos estudos comparativos entre métodos para estimativa de evapotranspiração de referência, não foram encontrados relatos científicos que demonstrem o uso de tais métodos em modelagem agrometeorológica, confrontando com resultados reais obtidos em campo.

Como as hipóteses do presente estudo, elenca-se:

- a) Há variabilidade espacial e temporal das perdas de produtividade por seca na cultura;
- b) A caracterização e a quantificação dos impactos decorrentes às secas na cultura da soja no Brasil podem ser estabelecidas por meio do uso de modelos climatológicos globais;

c) Há vulnerabilidade para a produção de soja no Brasil decorrente às secas; e,

d) A quantificação e localização das perdas por seca para cultura de soja no Brasil fomentam diretrizes nacionais estratégicas.

Diante das evidências científicas, cada vez mais consistentes, sobre anomalias na temperatura e nos padrões de precipitação (IPCC, 2007) e às incertezas sobre a dimensão e efeitos desse fenômeno, torna-se imperiosa a necessidade de estudos para a caracterização e quantificação das respostas da cultura visando melhor avaliação dos possíveis impactos e das alternativas para maior adaptação e/ou mitigação de tais efeitos.

O objetivo deste estudo foi avaliar metodologias que quantifiquem as perdas em decorrências às secas para a cultura de soja nas principais regiões produtoras do Brasil.

2 REVISÃO DE LITERATURA

A sojicultura brasileira apresenta números expressivos que traduzem a grande importância econômica e social que a atividade gera para a economia do país (YOKOYAMA et al., 2013). Cultivada em todas as regiões do país, a soja se firmou como um dos produtos mais destacados da agricultura nacional e na balança comercial. O complexo soja representa 34,91% das exportações brasileiras do agronegócio, o que representa US\$ 28 bilhões (MAPA, 2016).

O ano de 2015 não foi bom para economia brasileira, que fechou o ano com retração de 3,8% no Produto Interno Bruto (PIB). Entre os setores econômicos, apenas a agropecuária cresceu, 1,8%, ao passo que a indústria recuou 6,2% e os serviços recuaram 2,7% (CEPEA, 2016). Em 2015, a participação do PIB do agronegócio foi de 21,46 % em relação ao PIB do Brasil, sendo que em 2016, o PIB da agricultura brasileira superou os R\$ 980 bilhões, segmentado em insumos (R\$ 98,56 bilhões), básico (R\$ 238,97 bilhões), indústria (R\$ 340,87 bilhões) e serviços (R\$ 303,23 bilhões), conforme o CEPEA (2016).

O Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), por meio da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), realiza sistematicamente levantamentos das safras agrícolas. Na safra de grãos 2015/2016 foi cultivada a área de 33,3 milhões de hectares, com a produção de 95,6 milhões de toneladas,

sendo a produtividade média 2.882 kg ha⁻¹ (CONAB, 2016). A produção nacional é liderada pelos estados de Mato Grosso (27,2%), Paraná (17,9%), Rio Grande do Sul (16,9%), Goiás (10,7%), Mato Grosso do Sul (7,6%), Minas Gerais (4,9%) e Bahia (3,4%). Mas, a sojicultura está migrando também para novas áreas no Maranhão, Tocantins, Pará, Rondônia, Piauí e Bahia que, em 2015/16, responderam por 9,2% da produção brasileira, que corresponde a uma produção de 8,8 milhões de toneladas de soja (MAPA, 2016).

Em seu último relatório, o departamento de agricultura dos Estados Unidos (USDA) estimou a produção brasileira de 2016/2017 em 101 milhões de toneladas (USDA, 2016). Já projeções futuras apontam que soja em grão para 2025/26 será de 129,2 milhões de toneladas. Esse número representa acréscimo de 35,1% em relação à produção de 2015/16. Mas é um percentual que se situa abaixo do crescimento ocorrido nos últimos 10 anos no Brasil, que foi de 66,0% (MAPA, 2016; CONAB, 2016).

A agricultura, de forma geral, é considerada uma atividade de alto risco devido a sua grande dependência das condições climáticas em toda cadeia produtiva. O clima é considerado o fator de mais difícil controle e maior ação sobre a limitação às máximas produtividades (FARIAS; NEUMAIER; NEPOMUCENO, 2009). Segundo Farias (2004), o clima afeta a agricultura e determina a adequação da produção de alimentos de duas maneiras: a primeira é através das adversidades climáticas e o segundo, do controle exercido pelo clima em relação às áreas onde se podem cultivar determinadas espécies.

Em relatório sobre seguridade agrícola elaborado pelo Ministério do Planejamento (GÖPFERT et al., 1993), consta a ocorrência de secas como principal evento sinistrante (71 % dos casos), seguida por chuva excessiva (22 % dos casos), granizo e geada. Além destes, são mencionadas ainda perdas devido a tromba d'água, vento frio, vento forte, variação excessiva de temperatura e enchente. Fora os eventos exclusivamente climáticos, relatam ainda perdas por ocorrência de pragas e de doenças (responsáveis por 0,20% nas safras de verão e por 0,05% nas de inverno). Deve-se lembrar ainda que a ocorrência de muitas doenças e de pragas pode estar associada às condições climáticas, ou favoráveis ao patógeno ou inseto, ou adversas ao desenvolvimento da planta deixando-a mais fraca e suscetível ao ataque externo.

A partir dos anos 2000, o Brasil mudou seu aparato institucional para

o seguro agrícola, sendo que as apólices começaram a considerar os fenômenos naturais. Entre 2006 e 2009 houve crescimento médio de 50% no número de apólices, sendo que os prêmios totais cresceram 91% ao ano, evidenciando nestes anos maior risco climático. Desde 2007, quase a totalidade dos seguros agrícolas tem recebido subvenção (BNDES, 2011).

A água tem um importante papel na composição das plantas, de modo que constitui aproximadamente mais de 90% do seu peso e atua em todos os processos fisiológicos e bioquímicos. Além disso, a água exerce função de solvente para gases e minerais nela presentes e, como nos animais, atua no controle e distribuição do calor (EMBRAPA, 2013). Devido às funções exercidas pela água nas plantas, a disponibilidade hídrica é um dos principais fatores responsáveis pela variabilidade dos rendimentos das culturas, no tempo e no espaço (FARIAS et al., 2001).

O *déficit* hídrico leva invariavelmente ao decréscimo na taxa fotossintética, embora os níveis de tolerância possam variar em diferentes espécies vegetais (CHAVES et al., 2002). Entre os fatores que contribuem para essa redução na fotossíntese, o fechamento estomático pode ser considerado uma resposta direta à redução do potencial hídrico foliar induzido pela seca (SANTOS et al., 2006). A redução na condutância estomática limita o fornecimento de CO₂, diminuindo a concentração intracelular de CO₂ e, conseqüentemente, limitando a assimilação líquida de CO₂ (CORNIC, 2000; CHAVES et al., 2002) o que reduz o crescimento e a produtividade vegetal.

Durante a exposição ao estresse hídrico, o metabolismo do carbono e as relações entre órgãos fonte e dreno são prejudicadas, assim como o metabolismo de elementos que são normalmente absorvidos com a água. As respostas celulares incluem ajuste osmótico, regulação da circulação de água (realizado pelas aquaporinas), proteção ou degradação de proteínas e proteção contra o estresse oxidativo (TIMPERIO et al., 2008).

O *déficit* hídrico induzido entre os períodos de germinação-emergência e floração-enchimento de grãos de soja pode ser o mais prejudicial em uma lavoura, acarretando queda drástica na produtividade e, conseqüentemente, na produção (EMBRAPA, 2013). Durante a germinação, tanto o excesso como a falta de água são prejudiciais ao estabelecimento da cultura, sendo os excessos hídricos mais limitantes que os *déficits* (SALINAS et al., 1989). A ocorrência de *déficit* hídrico

durante o período de enchimento dos grãos é mais prejudicial do que um *déficit* durante a floração (DOSS et al., 1974; SIONIT; KRAMER, 1977).

A necessidade de água na cultura da soja aumenta conforme o desenvolvimento da planta, atingindo seu máximo no florescimento-enchimento de grãos e decrescendo depois deste estágio fenológico. *Déficits* hídricos expressivos durante tais estádios provocam alterações fisiológicas nas plantas, causando queda prematura de folhas e flores e abortamento de vagens, além de reduzir a produtividade final de grãos (FIETZ; URCHEI, 2002).

Como o consumo de água pela cultura da soja depende, além do estágio de desenvolvimento, da demanda evaporativa da atmosfera, o seu valor absoluto pode variar, tanto em função das condições climáticas de cada região como em função do ano e época de semeadura (condições de tempo) na mesma região climática (STEWART; NIELSEN, 1990; BERGAMASCHI et al., 1992).

Para região Sul do Brasil, Berlato et al. (1986) obtiveram valores médios de evapotranspiração máxima (ET_m) ao redor de 6,1 mm/dia, sendo o menor consumo verificado no início do ciclo (2,7 mm dia⁻¹) e o maior ocorrendo do início da floração ao início do enchimento de grãos (7,5 mm dia⁻¹). Para todo o ciclo da cultura, foi obtida uma ET_m de 827,2 mm. Azevedo et al. (1989) obtiveram, para as condições semi-áridas do nordeste brasileiro, uma ET_m da cultura da soja de 620 mm, para todo seu ciclo.

Há mais de uma década, Stokstad (2004) afirmou que eventos de seca estavam aumentando nas últimas décadas, provavelmente associadas às mudanças climáticas decorrentes do aquecimento do planeta. Schiermeier (2006) afirmara que previsões indicavam que extremos climáticos tenderiam a aumentar incluindo secas mais frequentes e prolongadas.

Estresses abióticos como a seca, o excesso de chuvas, baixa luminosidade, temperaturas muito altas ou baixas, podem reduzir significativamente rendimentos em lavouras e restringir as latitudes e os solos onde espécies comercialmente importantes podem ser cultivadas (AVILA et al., 2013). As alterações causadas pelas secas nas plantas são de ordem fisiológica, bioquímica, morfológica e molecular (LEI; TONG; SHENGYAN, 2006), por alterações em seu metabolismo, crescimento e desenvolvimento (BARTELS; SUNKAR, 2005).

As plantas podem sofrer danos e até chegarem à morte, quando a regulação por meios dessas respostas forem inadequadas e o metabolismo não se

ajustar para a manutenção das funções (LAWLOR, 2002). Em defesa contra déficits hídricos, as plantas podem desenvolver mecanismos tanto para retardar como para tolerar a desidratação, pela manutenção da hidratação do tecido e pela capacidade de funcionar enquanto desidratada, respectivamente.

Mecanismos para retardar a desidratação podem ser resultado da diminuição da perda de água (causados, como exemplo, por fechamento estomático, desenvolvimento de tricomas, redução da área foliar e senescência de folhas velhas para diminuir a transpiração, além de mudanças no tamanho, orientação e enrolamento das folhas para minimizar a superfície exposta à luz, etc.) ou maximização da absorção de água (aumento do crescimento radicular e maior profundidade). Já os mecanismos de tolerância envolvem o ajustamento osmótico e eficiência na remoção de espécies reativas de oxigênio, formadas como uma consequência do metabolismo conturbado (TAIZ; ZEIGER, 2006).

Conforme Farias *et al.* (2006), na safra 2003/2004, deixou-se de colher nos estados do Paraná e Rio Grande do Sul cerca de 7 milhões de toneladas de soja e, na safra 2004/2005, este cenário foi ainda pior, com perdas de mais de 11,5 milhões de toneladas de soja devido à ocorrência de seca nesses dois estados. Na safra 2011/2012, a seca em regiões produtoras, especialmente na Região Sul, reduziu a produtividade média brasileira de soja de 3.115 kg ha⁻¹ (safra 2010/2011) para 2.650 kg ha⁻¹ (CONAB, 2013), equivalente a um retrocesso de mais de 10 anos nos ganhos de produtividade conquistados com toda a tecnologia disponível para a produção de soja. Mesmo em áreas com semeadura direta, as perdas foram significativas, tendo-se ainda dúvidas a respeito das relações hídricas envolvidas neste sistema de produção.

Os registros de dados meteorológicos, bem como sua duração e qualidade, são fundamentais para aplicações multidisciplinares generalizadas, especialmente para gestão agrícola, sendo esta uma atividade econômica de altíssimo risco devido à dependência direta com o clima. Acredita-se que 80% da variabilidade da produção agrícola está associada ao clima, em especial a disponibilidade hídrica, possuindo maior impacto aos rendimentos quando comparada a ocorrência de pragas e doenças (HOOGENBOOM, 2000).

Com ampla extensão territorial e características fisiográficas próprias, o Brasil apresenta uma grande variabilidade climática (ALVARES *et al.*, 2012; ALVARES *et al.*, 2013). As precipitações pluviais apresentam alta variabilidade

espacial e temporal e devido a sua importância, metodologias para espacialização deste fenômeno têm sido amplamente estudadas no Brasil (ALVES; VECCHIA, 2011; CARVALHO et al., 2012; CECÍLIO et al., 2012).

Uma das ferramentas mais utilizadas em estudos para a contabilização de água disponível em sistemas agrícolas é o cálculo do balanço hídrico climatológico que fornece, dentre os elementos de saída, informações sobre evapotranspiração, excedente e *déficit* hídrico, e a disponibilidade hídrica (THORNTHWAITE; MATHER, 1955; CECÍLIO et al., 2012; BATTISTI et al., 2013; VIANNA; SENTELHAS, 2014; MONTEIRO; SENTELHAS, 2014).

No cálculo do balanço hídrico, uma das variáveis utilizadas é a evapotranspiração potencial (ETP), que corresponde ao processo de transferência da água do solo e planta (grama) para a atmosfera, ou a passagem da água do estado líquido para o gasoso, direta ou indiretamente, via planta (CAMARGO; CAMARGO, 2000). As estimativas são formas práticas e menos onerosas que as medidas diretas, sendo que a ETP pode ser calculada por meio de elementos meteorológicos medidos em estações meteorológicas (PEREIRA et al., 2007; PEREIRA et al., 2009).

É necessário conhecer a demanda evapotranspirativa, em especial na agricultura, pois a gestão hídrica e a produtividade podem ser potencializadas em função da confiabilidade dos métodos escolhidos para estimar a evapotranspiração das culturas (FERNANDES et al. 2012). A escolha de um método depende de uma série de fatores, como a disponibilidade de dados meteorológicos e a escala de tempo desejada (ANDRADE JÚNIOR et al., 2003).

Desta forma, a FAO recomenda a utilização do método de Penman-Monteith (ALLEN et al., 1998) para a estimativa de evapotranspiração diária. Contudo, pesquisas desenvolvidas em diversas regiões do Brasil têm apontado que a pouca disponibilidade de dados meteorológicos, associada muitas vezes com a baixa qualidade, tem sido um fator limitante na utilização de metodologias já consagradas, levando seus autores a indicarem métodos mais simplificados para estimativas de ETP (CAMARGO; CAMARGO, 2000; ANDRADE JÚNIOR et al., 2003; SANS; GUIMARÃES 2006; BORGES; MENDIONDO, 2007; PEREIRA et al., 2009; MENDONÇA; DANTAS, 2010; PILAU et al., 2012).

No entanto, o normalmente é calculado de maneira pontual com base nos dados disponíveis, das poucas estações existentes, sendo comum o uso

de técnicas de interpolação espacial para a espacialização dos elementos de saída, com o objetivo de obter uma representação de sua distribuição espacial em grandes áreas (CECÍLIO et al., 2012; ASHRAF et al., 2013).

Alguns modelos matemáticos que expressam rendimento de culturas têm sido utilizados como ferramentas que permitem avaliar o impacto regional da variabilidade climática nos riscos associados à produção agrícola (ANGULO et al., 2013; VIANNA; SENTELHAS, 2014). Apesar de cada vez mais precisos, a aplicação destes modelos tem sido criticada pela escassez de informações climáticas de maior resolução espacial, permitindo maior acurácia e abrangência (ANGULO et al., 2013).

Os modelos são dinâmicos e funcionais, pois descrevem mudanças diárias nas variáveis da cultura, considerando os principais processos morfofisiológicos que nela ocorrem (DALLACORT et al., 2005). Desta forma, é possível avaliar as estratégias mais adequadas em cada condição específica, podendo modificar a estratégia de irrigação para prever as alterações nos componentes de produção e de outras variáveis, como a evapotranspiração e as necessidades de água da cultura.

A seca pode ser considerada um fenômeno complexo, de difícil quantificação dos seus impactos sociais nos diversos setores da atividade humana e possíveis mitigações (WILHITE, 1993; WILHITE; BUCHANNAN-SMITH, 2005; FERNANDES, HEINEMANN, 2011). A seca meteorológica está associada a níveis de precipitação inferiores aos valores climatológicos normais, enquanto a seca agrícola corresponde ao teor de umidade do solo que é inferior ao mínimo necessário para apoiar plenamente o desenvolvimento das culturas durante um determinado mês. No entanto, surgiu a seca socioeconômica que se concentra nos impactos das secas meteorológicas, agrícolas e hidrológicas sobre as demandas de água humana e ecológica (REBELLO et al., 2016).

Em 2006, o Congresso dos EUA autorizou o Programa Nacional Integrado de Sistema de Informações de Seca (NIDIS), da Administração Nacional Oceânica e Atmosférica (NOAA), a coordenar e integrar a pesquisas sobre a seca, criando um sistema nacional de alerta precoce sobre as secas. Desde então, com o objetivo de avaliar os impactos potenciais das secas e mitigar seus efeitos, os EUA tem gerenciado os riscos e fornecido informações por meio do *National Integrated Drought Information System* (NIDIS, 2016). Entre os índices de seca utilizados está o índice padronizado de precipitação (SPI), desenvolvido com a finalidade de

quantificar *deficits* e excessos de precipitação, em uma determinada região, em relação à precipitação normal (McKEE; DOESKEN; KLEIST, 1993).

Para entender como os eventos de seca podem impactar a sociedade e a economia, suas características específicas, como duração, intensidade e extensão espacial, precisam ser consideradas (IPCC, 2012). A Organização Mundial de Meteorologia (WMO) recomendou, em 2009, que os países deveriam usar o SPI como a principal metodologia para monitorar e seguir as condições de seca (HAYES et al., 2011).

No Brasil, observando a variabilidade temporal e espacial de chuvas, importantes institutos de pesquisas também têm gerado e disponibilizados informações sobre fenômenos de seca. Dentre estes estão a Agência Nacional de Águas (ANA), por meio do Sistema Nacional de Informações sobre Recursos Hídricos (SNIRH, 2016), o Centro de Previsão de Tempo e Estudos Climáticos (CPTEC, 2016), do Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE), e a Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA) em parceria com o Centro de Pesquisas Meteorológicas e Climáticas Aplicadas à Agricultura (CEPAGRI), por meio do Sistema de Monitoramento Agrometeorológico (AGRITEMPO, 2016).

Da mesma forma, tais instituições de pesquisa têm utilizado como metodologia para definir um evento de seca a deficiência de precipitação durante um período prolongado de tempo, sendo a ocorrência de desvios negativos de precipitação em relação à média climatológica (BAMBINI et al., 2015; NIDIS, 2016). Assim, é possível mapear as secas a partir do SPI (Standart Precipitation Index), ou Índice de Precipitação Padronizado, conforme metodologia descrita por McKee; Doesken; Kleist (1993), índice obtido através da normalização da precipitação mensal a partir de uma função de distribuição de probabilidade.

Uma vantagem do SPI é que ele pode ser calculado para avaliar diferentes períodos de tempo e avaliar a dinâmica de diferentes tipos de secas (JENKINS; WARREN, 2015). Segundo o CPTEC (2016), a principal característica do SPI é a possibilidade de utilização de monitoramento tanto de condições úmidas como secas em diversas escalas de tempo. Esta flexibilidade temporal possibilita utilizar o SPI em múltiplas aplicações, abordando eventos que impactam a agricultura (IDMP, 2016).

Conforme Fernandes e Heinemann (2011), esse índice é geralmente utilizado para identificar “secas meteorológicas”, e destaca-se por ser obtido por

meio de apenas uma variável climática, a precipitação. Ressalta-se que o SPI é uma ferramenta útil para comparação quantitativa da ocorrência de secas em diferentes regiões e escalas temporais, por ser um índice normalizado e que não é afetado pela topografia (FERNANDES; HEINEMANN, 2011; MICHAELIDES; PASHIARDIS, 2008; FATHABADI et al., 2009).

A utilização do SPI está relacionada à sua capacidade de indicar a ocorrência de deficit no acúmulo de água no solo, sendo que os valores obtidos nas escalas mensal e trimestral podem representar os efeitos da seca na agricultura (NIDIS, 2016; FERNANDES; HEINEMANN, 2011; KESKIN; SORMAN, 2010).

De forma geral, pode-se definir seca agrícola quando a umidade do solo é insuficiente para repor as perdas por ETc. Desta forma, o parâmetro do balanço hídrico representado pela diferença entre a precipitação pluvial e a evapotranspiração potencial (P-ETP), torna-se uma interessante alternativa para a aplicação/adaptação do conceito de monitoramento da seca, proposto pelo modelo do SPI, voltado aos interesses agrícolas (BLAIN, 2011).

3 ARTIGO A: VARIABILIDADE ESPACIAL DE ELEMENTOS METEOROLÓGICOS E IMPACTOS NA ESTIMATIVA REGIONAL DA PRODUTIVIDADE DE GRÃOS DE SOJA

3.1 Resumo

O Brasil ainda não possui uma rede de estações meteorológicas suficientemente representativas, sendo comum a utilização de dados observados em locais distantes da região de interesse. Contudo, são escassos os estudos que avaliem a eficácia e precisão da utilização de dados climáticos estimados ou interpolados a partir de estações distantes da área agrícola de interesse. Assim, este estudo teve como objetivo demonstrar os impactos da variabilidade espacial dos principais elementos meteorológicos sobre a estimativa regional da produtividade de grãos de soja. Utilizaram-se dados observados em três estações meteorológicas em diferentes locais de Londrina (PR), comparados por meio de análise de regressão. Calculou-se o balanço hídrico decendial para soja e estimaram-se as perdas de produtividade de grãos pelo método Zona Agroecológica. As temperaturas nos diferentes locais apresentaram semelhanças, enquanto a umidade relativa do ar e, principalmente, precipitação pluvial foram mais discrepantes. Recomenda-se muita cautela no uso e na escolha de uma única estação meteorológica para representar um município ou região, como acontece em várias regiões de importância agrícola e ambiental no Brasil. Modelos e resultados de estimativas de safras que não consideram tal recomendação estão vulneráveis a erros em suas previsões. A variabilidade volumétrica e temporal na distribuição espacial das precipitações pluviais provocaram diferentes estimativas de produtividade de soja em escala municipal. A consistência da série de dados, a localização das estações meteorológicas e a distância destas ao ponto de interesse são fatores determinantes da precisão em modelos para estimativas da produtividade de grãos de soja com base em dados meteorológicos, com destaque à precipitação pluvial. Este estudo contribui para futuras pesquisas regionais que utilizem dados climáticos, além de evidenciar a importância da rede de estações meteorológicas em todo Brasil, demonstrando a necessidade urgente do incremento no número dessas estações, em especial para o registro de dados das precipitações pluviais.

Palavras-chave: Glycine max L. Merrill. Estação meteorológica. Precipitação pluvial. Variabilidade climática. Zona agroecológica.

SPATIAL VARIABILITY OF METEOROLOGICAL OBSERVATIONS AND IMPACTS ON REGIONAL ESTIMATE OF SOYBEAN GRAIN PRODUCTIVITY

3.2 Abstract

Brazil still does not have a sufficiently representative network of weather stations, making frequent the use of data observed in locations far from the region of interest.

However, there are few studies evaluating the efficiency and precision related to the use of climate data estimated or interpolated from stations far from the agricultural area of interest. Hence, this study aimed to demonstrate the impacts of spatial variability of the main meteorological elements on the regional estimate of soybean grain yield. We used data recorded in three weather stations from different locations of Londrina (Brazil), which were compared by regression analysis. Water balance was calculated at 10-day periods for soybean crop and grain productivity losses were estimated through the Agro-Ecological Zones methodology. Temperatures in different places were similar, while the relative air humidity and, especially, rainfall were more discrepant. Great caution in the use and choice of a single weather station is recommended to represent a municipality or region, as in several regions of agricultural and environmental importance in Brazil. Models and results of crop season estimates that do not consider such a recommendation are vulnerable to errors in their forecasts. The volumetric and temporal variability in the spatial rainfall distribution led to different soybean yield estimates at the municipal level. The consistency of data series, the location of weather stations and their distance from the location of interest are determinant factors for the precision of models to estimate soybean grain yield based on meteorological data, in particular rainfall. This work contributes to future regional studies using climate data, as well as to highlight the weather station network importance throughout Brazil, thus demonstrating the urgent need of increasing the number of weather stations, especially for the rainfall data record.

Keywords: Glycine max L. Merrill. Weather station. Rainfall. Climate variability. Agro-ecological zones.

3.3 INTRODUÇÃO

Os registros de dados meteorológicos, bem como a série histórica e qualidade, são fundamentais para aplicações multidisciplinares generalizadas, especialmente para a gestão agrícola; atividade econômica de alto risco devido à dependência direta do clima. É conhecido que variações no comportamento das plantas e, conseqüentemente, nas produtividades agrícolas podem decorrer da variabilidade na ocorrência de elementos meteorológicos, causando grandes impactos socioambientais e econômicos (SIVAKUMAR et al., 2000).

Prejuízos econômicos relacionados ao clima, dentre estes a seca, têm apresentado tendência crescente nas últimas décadas (CEDA, 2014). Em um estudo para o Ministério do Planejamento no Brasil no final do século XX (GÖPFERT et al., 1993), foi constatado que grande parte dos sinistros agrícolas ocorreu por efeitos diretos, tanto das secas (71% dos casos) quanto dos excessos de precipitação pluvial (22%). Desde 2007, a quase totalidade dos seguros agrícolas tem recebido subvenção (BNDES, 2011).

Devido às funções exercidas pela água nas plantas, a disponibilidade hídrica é um dos principais fatores responsáveis pela variabilidade dos rendimentos agrícolas, no tempo e no espaço (FARIAS et al., 2001). Na cultura da soja, os déficits hídricos durante os períodos de germinação-emergência e floração-enchimento de grãos são os mais prejudiciais em uma lavoura, podendo acarretar queda drástica na produtividade e conseqüentemente na produção de grãos (EMBRAPA, 2013).

Apesar do grande avanço tecnológico, disponibilização e popularização do uso de dados e informações climáticas, o Brasil ainda não possui uma rede de estações meteorológicas suficientemente representativas, além de frequentes falhas ou ausência de registros nas séries históricas. Como exemplo, a região central do Brasil é a principal produtora de soja e, ainda assim, possui número muito limitado de estações meteorológicas eficientes (FERNANDES et al., 2012).

Como forma de representar a distribuição espacial de elementos meteorológicos, ou até mesmo variáveis derivadas de sua aplicação, diferentes autores têm utilizado técnicas de interpolação para espacialização em grandes áreas (CECÍLIO et al., 2012; CARVALHO et al., 2012; ASHRAF et al. 2013). Em vários locais no Brasil é comum o registro de poucos elementos meteorológicos, sendo que outras variáveis essenciais não medidas são estimadas e, frequentemente, interpoladas.

Alguns modelos matemáticos que expressam rendimento de culturas têm permitido avaliar o impacto regional da variabilidade climática nos riscos associados à produção agrícola (ANGULO et al., 2013; MONTEIRO; SENTELHAS, 2014; VIANNA; SENTELHAS, 2014). Apesar de cada vez mais precisos, a aplicação destes modelos tem sido criticada pela escassez de informações climáticas de maior resolução espacial, permitindo maior acurácia e abrangência (ANGULO et al., 2013).

O Brasil carece de estudos que avaliem a eficácia e precisão do uso de dados climáticos estimados ou interpolados a partir de estações meteorológicas distantes da área agrícola de interesse. Diante das limitações evidenciadas, o presente estudo teve como objetivo demonstrar os impactos da variabilidade espacial dos principais elementos meteorológicos sobre a estimativa regional da produtividade de grãos de soja.

3.4 MATERIAL E MÉTODOS

A área estudada compreendeu os limites geográficos de Londrina, município localizado ao norte do estado do Paraná, região Sul do Brasil. O clima é descrito segundo a classificação climática de Köppen como Cfa, clima subtropical úmido, com temperatura do ar média do mês mais frio inferior a 18°C e temperatura do ar média no mês mais quente acima de 22°C, com verões quentes e geadas pouco frequentes, com tendência de concentração das precipitações pluviais nos meses de verão, porém sem estação seca definida (ALVARES et al., 2012; ALVARES et al., 2013).

Foram utilizados dados meteorológicos observados por meio de três estações meteorológicas pertencentes a institutos de pesquisa localizados no município (Figura 3.1), sendo: Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária - Embrapa Soja (EMB), localizada a 23°11' S, 51°11' O e 630 m de altitude; Instituto Agrônomo do Paraná - IAPAR (IPR), localizado a 23°22' S, 51°10' O e 585 m de altitude; e, Instituto Nacional de Meteorologia - INMET (INM), localizado a 23°19' S, 51°8' O e 566 m de altitude. A estação meteorológica da EMB está a 18,4 e 15,2 km de distância, das estações do IPR e do INM, respectivamente, sendo que essas últimas estão a 4,4 km de distância entre si.

Foi utilizada uma série histórica com registros diários de 23 anos (01/01/1991 a 31/12/2013). Os elementos meteorológicos analisados foram: temperatura do ar média, máxima e mínima (°C); umidade relativa do ar média (%) e precipitação pluviométrica acumulada (mm). A ação de cada um destes elementos, para cada estação meteorológica, foi determinada por meio de análises de regressão, com interseção passando pela origem ($\alpha = 0$). O coeficiente angular (b) foi utilizado para medir acurácia, enquanto o coeficiente de determinação (R^2) foi considerado como medida de precisão. Assim, se o valor obtido de um elemento meteorológico for o mesmo em diferentes localidades, o resultado seria em $b = 1$ e $R^2 = 1$ (SENTELHAS; GILLESPIE; SANTOS, 2010).

O balanço hídrico climatológico sequencial por decêndio foi calculado para a cultura da soja conforme método proposto por Thornthwaite e Mather (1955), por meio de planilhas eletrônicas. Considerou-se neste estudo o ciclo de maturação de 120 dias para soja, divididos em quatro fases fenológicas, os quais foram avaliados (FARIAS et al., 2001) e adaptados, conforme Tabela 3.1.

Figura 3.1 - Mapa altimétrico do município de Londrina, com destaque à ocupação urbana de solo e localização geográfica das estações meteorológicas da EMBRAPA, do IAPAR e do INMET.

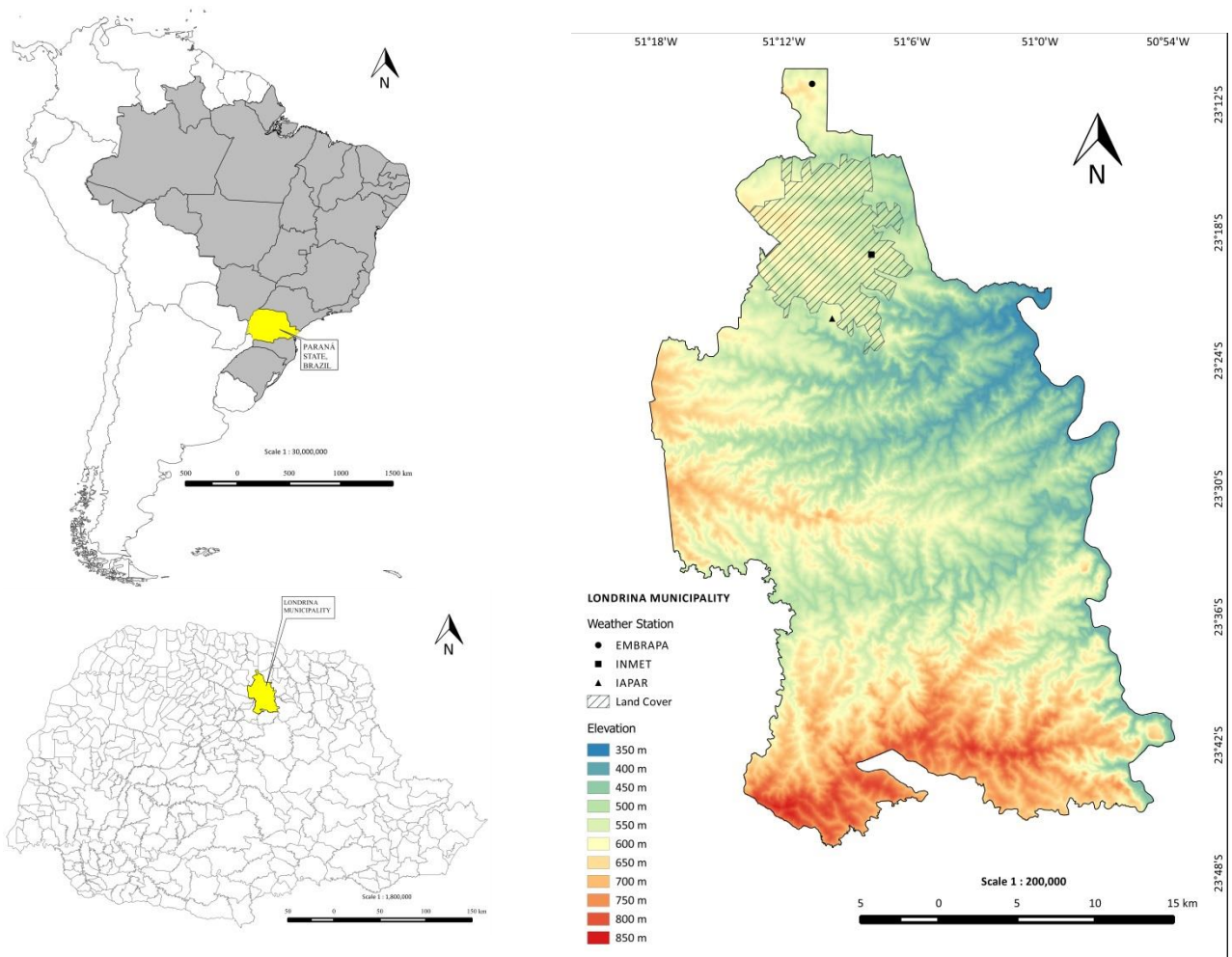


Tabela 3.1 - Duração dos estádios fenológicos da cultura da soja com ciclo de 120 dias e respectivos coeficientes de cultura (K_c) e de sensibilidade ao déficit hídrico (K_y).

	S-V ₂	V ₂ -R ₁	R ₁ -R ₅ /R ₆	R ₆ /R ₈
Dias	10	40	40	30
K_c	0,56	1,21	1,50	0,90
K_y	1,00	0,20	0,80	1,00

S: semeadura; V₂: folha desenvolvida no primeiro nó acima do unifoliolado; R₁: início da floração; R₅: legume contendo grãos com três mm em um dos quatro nós superiores com folhas desenvolvidas; R₆: legume contendo grãos completamente desenvolvidos em um dos quatro nós superiores com folhas desenvolvidas, R₈: maturidade completa (FARIAS et al., 2001).

Em função das práticas de manejo do solo empregadas na região estudada, as quais favorecem o desenvolvimento do sistema radicular, adotou-se como capacidade de água disponível no solo (CAD) o valor de 75 mm. Os valores de

evapotranspiração de referência (ET_o) obtidos foram multiplicados pelos coeficientes de cultura (K_c) específicos para cada fase fenológica (FARIAS et al., 2001), descritos na Tabela 3.1, obtendo-se assim a evapotranspiração da cultura (ET_c).

As produtividades foram estimadas para as safras 2011/12, 2012/13 e 2013/14, escolhidas por apresentarem condições meteorológicas e resultados produtivos bem diferenciados nesta sequência de anos na região estudada. As datas de semeadura foram iguais para as três safras, ajustadas para o primeiro decêndio de novembro, considerando o mesmo tipo de solo e manejo cultural para as três regiões representadas pelas estações meteorológicas.

Para estimativa da produtividade potencial final (PPf), utilizou-se o método da Zona Agroecológica (DOORENBOS; KASSAM, 1994), que considera uma variedade altamente produtiva, bem adaptada ao ambiente de crescimento em condições ideais hídricas, nutricionais e sanitárias. Assim, a PPf (kg ha⁻¹) foi obtida por meio da equação:

$$PPf = \left(\frac{PPB_p * C_{IAF} * C_R * C_C * ND}{1 - (0,01 * U)} \right) \quad (1)$$

Onde, PPB_p é a produtividade potencial bruta padrão de matéria seca em kg ha⁻¹ dia⁻¹ de uma cultura padrão com índice de área foliar (IAF) igual a 5; C_{IAF}, correção para o índice de área foliar; C_R, correção para a taxa de respiração; C_C, correção para a parte colhida; ND, número de dias do período; e, U, porcentagem da umidade residual para a parte colhida.

A PPB_p resulta da soma das produtividades potenciais padrão para período de céu claro (PPB_c) e de céu nublado (PPB_n), sendo:

$$PPB_c = \left\{ [107,2 + (0,36 * Q_o)] * cTc * \frac{n}{N} \right\} \quad (2)$$

$$PPB_n = \left\{ [31,7 + (0,219 * Q_o)] * cTn * \left(1 - \frac{n}{N} \right) \right\} \quad (3)$$

Onde, Q_o é a radiação solar global extraterrestre em cal cm⁻² dia⁻¹; cT_c e cT_n são fatores de correção para temperatura do ar para dia de céu claro e nublado, respectivamente; n é a insolação diária em horas por dia; e, N refere-se ao número de horas de máximo brilho solar diário. Para o cálculo da C_{IAF} foi utilizada a equação (BATTISTI et al., 2013):

$$C_{IAF} = [0,0093 + (0,185 * IAF_{MAX}) - (0,0175 * IAF_{MAX}^2)] \quad (4)$$

Adotou-se como índice de área foliar (IAF) máximo obtido para soja o valor de 4,5. Para correção para a taxa de respiração (C_R) adotou-se o valor de 0,5, para correção para a parte colhida (C_C) o valor de 0,35, e, para U o valor de 13 % (BATTISTI et al., 2013).

A produtividade atingível (PA) foi estimada a partir da penalização por deficiência hídrica da produtividade potencial obtida (PPf), conforme a equação:

$$PA = \left\{ 1 - \left[Ky * \left(1 - \frac{ET_r}{ET_c} \right) \right] \right\} * PPf \quad (5)$$

Sendo os valores de evapotranspiração real de cultura (ETr) para cada fase obtidos por meio o balanço hídrico calculado. Os valores de sensibilidade ao déficit hídrico (K_y) adotados em cada fase (DOORENBOS; KASSAM, 1994) estão descritos na Tabela 3.1. As perdas de produtividade por deficiência hídrica (PDH) foram calculadas pela equação:

$$PDH(\%) = \left[1 - \left(\frac{PA}{PPf} \right) \right] * 100 \quad (6)$$

3.5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

As análises de regressão entre as estações meteorológicas para temperatura do ar (média, máxima e mínima), com interseção passando pela origem ($y = bx$), tiveram coeficientes angulares (b) variando entre 0,9782 e 1,0582, e de determinação (R^2) entre 0,8347 e 0,9785, revelando alta relação e similaridade entre as diferentes localidades do município (Figura 3.2). Resultados semelhantes para temperaturas média, máxima e mínima foram constatados para a região norte do Paraná (SOUZA et al., 2003).

Os dados de temperatura média e máxima foram menos discrepantes, entre os locais, quando comparadas às temperaturas mínimas (Figura 3.2). As estações meteorológicas IPR e INM foram as que apresentaram maiores semelhanças para todas as temperaturas, com R^2 variando entre 0,9463 e 0,9785,

podendo ser explicado pela proximidade dos locais e altitudes semelhantes. As regressões entre as estações EMB e INM apresentaram menores R^2 para todas as temperaturas, variando entre 0,8347 e 0,9242, mostrando maior dispersão entre os valores registrados nos diferentes locais.

De acordo ainda com a Figura 3.2, ao relacionar a estação INM com as demais, nota-se que os coeficientes angulares variaram entre 1,0213 a 1,0585, indicando maiores valores de temperatura média e máxima nesta localidade. Acredita-se que tal fato pode estar relacionado ao fato da estação meteorológica estar instalada na área urbana. Para temperatura mínima, os coeficientes angulares entre 0,9782 a 0,9985 indicam a ocorrência de maiores valores na estação EMB em relação à INM e IPR. No entanto, apresentou maior dispersão dos dados, com valores de R^2 de 0,8347 a 0,8413.

Para umidade relativa do ar os coeficientes angulares variaram entre 0,9319 a 1,0544, indicando na estação EMB maiores valores obtidos quando comparada às estações INM (0,9732) e IPR (0,9319), respectivamente (Figura 3.3a). Já os maiores valores foram obtidos na estação INM comparada à IPR (1,0544). Os R^2 variaram entre 0,2752 e 0,7232, mostrando alta dispersão desta variável entre as estações meteorológicas. A estação INM apresentou menores R^2 quando comparada a EMB (0,2752) e IPR (0,6561). A estação EMB apresentou R^2 de 0,7232, quando comparada à IPR.

Há maior dispersão dos dados coletados de umidade relativa do ar na estação INM quando comparada as demais estações, o que sugere uma maior investigação junto ao instituto responsável pela estação meteorológica. Em Maringá, cidade a 90 quilômetros de Londrina, dados de umidade relativa do ar em diferentes localidades também não apresentaram boa correlação comparando estações meteorológicas (SOUZA et al., 2003).

Os resultados de precipitação pluviométrica diária revelaram que este elemento possui alta variabilidade espacial, temporal e volumétrica, mesmo em uma escala municipal (Figura 3.3b). Os dados na estação EMB apresentaram alta variação quando comparados aos das estações INM ($R^2 = 0,1326$; $b = 0,5641$) e IPR ($R^2 = 0,1319$; $b = 0,5609$). Apesar da alta variabilidade espacial encontrada, estes resultados indicam mais ocorrências de precipitações pluviais diárias na estação EMB quando comparada as demais. As localidades mais próximas (INM e IPR) apresentaram maior relação entre si, com R^2 de 0,7962 e coeficiente angular de

0,9121. Outros autores também encontraram altas variabilidades temporais e espaciais na distribuição de precipitações pluviais (CAMARGO et al., 2005; BRITTO; BARLETTA; MENDONÇA, 2008; ASHRAF et al., 2013).

Figura 3.2 - Análise de regressão com coeficiente linear passando pela origem entre as estações meteorológicas EMB, IPR e INM. Dados diários de temperatura do ar média (A), máxima (B) e mínima (C). Londrina, Paraná, Brasil, 1991 a 2013.

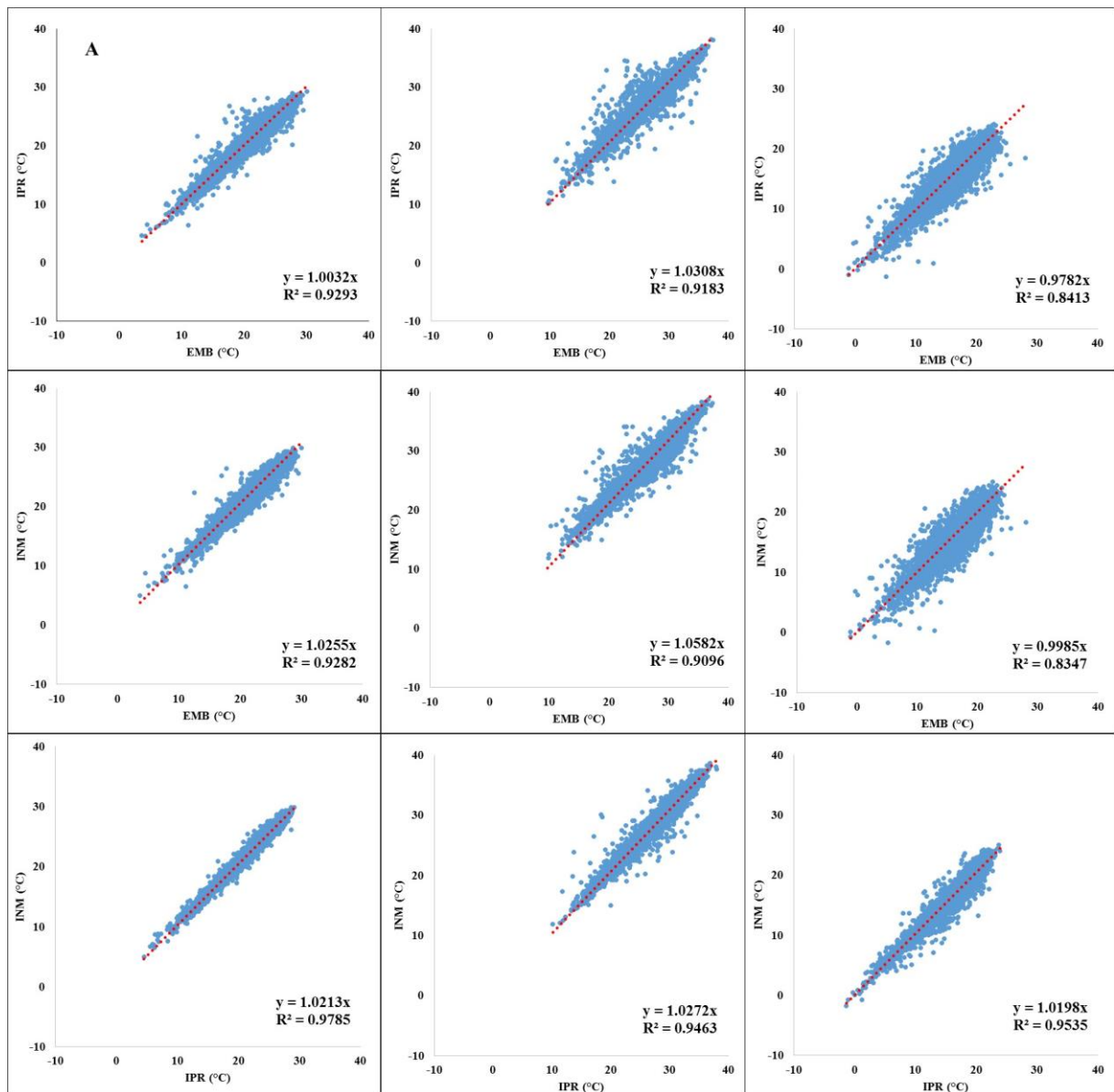
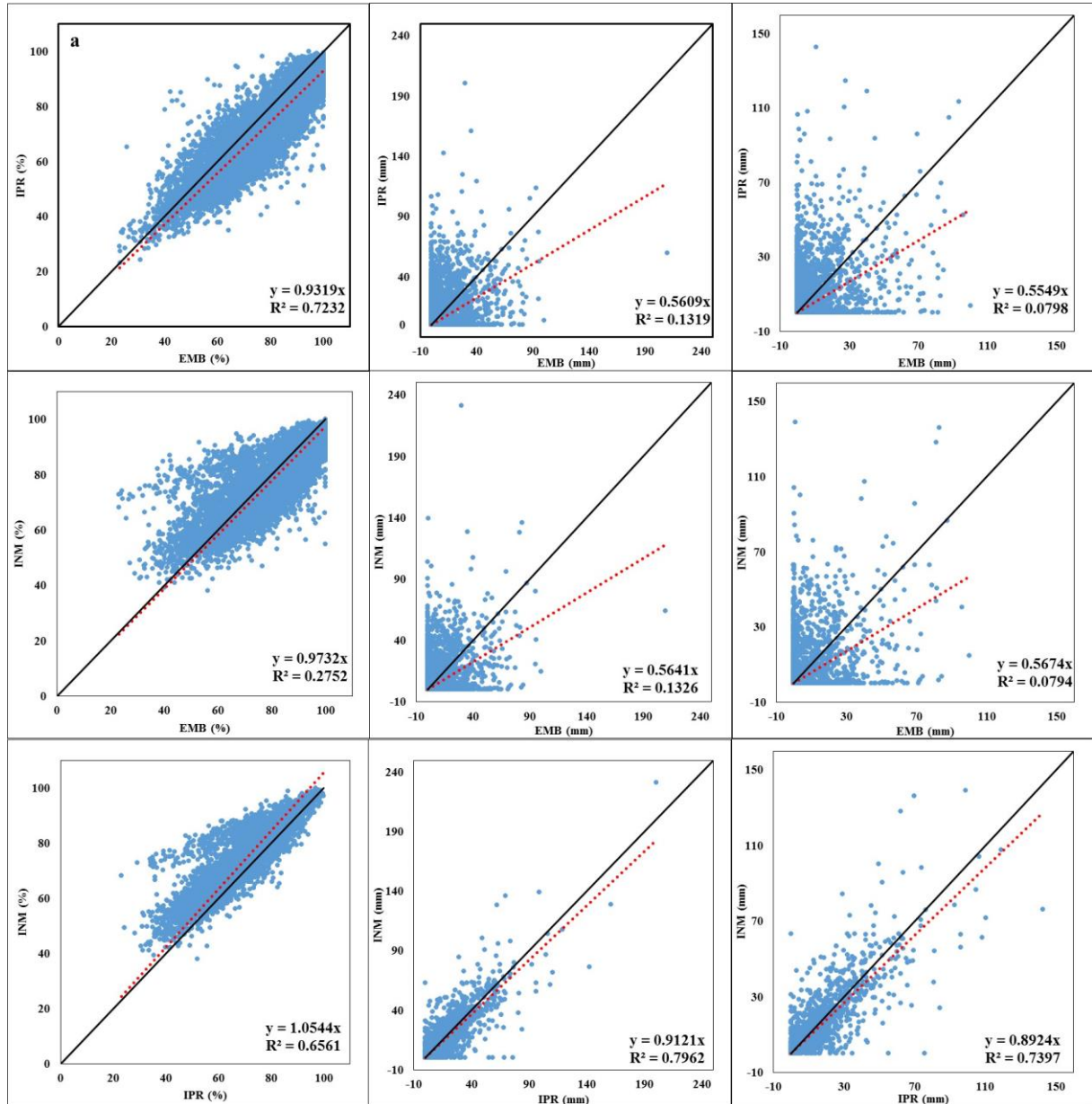


Figura 3.3 - Análise de regressão com coeficiente linear passando pela origem entre as estações meteorológicas EMB, IPR e INM. Dados diários de umidade relativa média do ar (A), precipitação pluviométrica acumulada diária (B), e precipitação pluviométrica acumulada nos meses de outubro a março (C). Londrina, Paraná, Brasil, 1991 a 2013.



Realizou-se uma análise de regressão entre as estações meteorológicas para dados diários de precipitação pluvial acumulada no período específico de outubro a março, período que abrange a safra da cultura de soja (Figura 3.3c). Os dados obtidos na estação EMB apresentaram variabilidade ainda maior quando comparados às estações INM ($R^2 = 0,0794$; $b = 0,5672$) e IPR ($R^2 = 0,5549$; $b = 0,0798$), indicando novamente mais ocorrências de precipitações pluviais

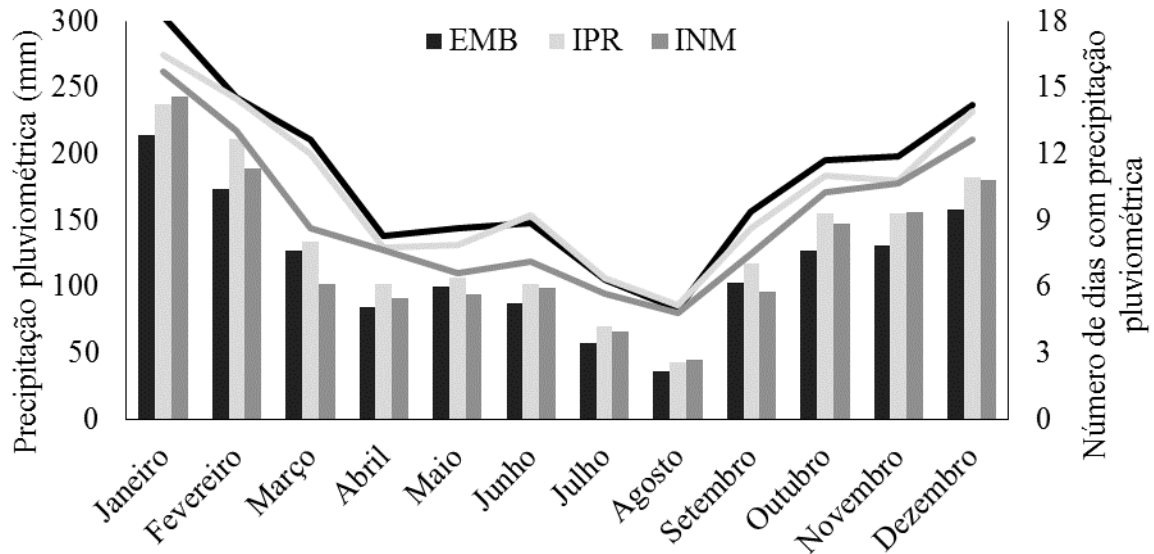
diárias na estação EMB quando comparada às demais. As localidades mais próximas (INM e IPR) apresentaram maior relação também no período de safra, com R^2 de 0,7397 e coeficiente angular de 0,8924.

Os volumes totais mensais das distribuições das precipitações pluviais obtidas nas estações meteorológicas podem ser observados na Figura 3.4. O período analisado apresentou médias anuais de precipitação pluviométrica acumulada em: EMB = 1.398,8 mm; IPR = 1.613,4 mm e INM = 1.599,5 mm. O total acumulado nos 23 anos de coleta de dados, nas estações meteorológicas EMB e IPR, foi de 32.171,3 mm e 37.107,7 mm, respectivamente e a diferença acumulada atingiu 4.936,4 mm, com média anual de 214,6 mm.

Apesar dos volumes totais aproximados, a distribuição de precipitação pluvial não ocorreu da mesma forma. O número de dias em que ocorreram precipitações pluviais, representado pelas linhas, mostram maiores ocorrências na estação EMB ao longo do ano, com exceção de junho, sendo que nos meses mais secos as ocorrências foram semelhantes com as registradas na estação IPR. No mês de agosto tais ocorrências foram semelhantes nas três estações meteorológicas. A estação INM foi a que registrou menor número de dias de ocorrência de precipitação pluvial ao longo do ano. A estação EMB, apesar de maiores ocorrências de chuvas, apresentou um volume total de precipitação pluvial menor do que o da estação IPR em todos os meses do ano (Figura 3.4).

Com exceção dos meses de março, maio e setembro, os volumes de precipitação pluvial foram maiores na estação INM comparada à EMB, no entanto com menor número de dias de ocorrência. Tal fato sugere a ocorrência de precipitações pluviais extremas em áreas urbanas, ou seja, eventos com maiores intensidades, em especial em meses chuvosos como dezembro e janeiro. Como esta estação meteorológica está dentro da cidade, com grande área asfáltica em seu entorno, isso favorece correntes convectivas (térmicas), que se resfriam adiabaticamente ao se elevarem, e resulta em formação de nuvens com grande desenvolvimento vertical. Essas chuvas, classificadas como convectivas ou chuvas de verão, são caracterizadas por forte intensidade e curta duração, podendo apresentar danos em relação à conservação do solo (PEREIRA; ANGELOCCI; SENTELHAS, 2002).

Figura 3.4 - Médias mensais de precipitação pluvial acumulada (barras) e número de dias com precipitação pluvial (linhas), no período de 1991 a 2013 nas estações meteorológicas Embrapa Soja (EMB), Instituto Agrônômico do Paraná (IPR) e Instituto Nacional de Meteorologia (INM), instaladas no município de Londrina-PR.



A média diária de precipitação acumulada para a estação meteorológica da EMB foi de 3,8 mm, enquanto que na estação INM foi 4,4 mm, valor 15,8% superior. A média de precipitação acumulada anualmente no INM (1.599,5 mm) foi apenas 13,89 mm menor que do IPR, demonstrando semelhança entre estes locais. Em estudo com a rede de estações do Instituto Agrônômico de Campinas (IAC), localizado no Estado de São Paulo, foram analisadas 19 estações meteorológicas, e conforme as distâncias lineares entre as estações aumentaram, maiores foram os valores de erro-padrão da estimativa, em função do elemento meteorológico analisado e a época do ano (CAMARGO et al., 2005).

Analisando as precipitações ocorridas na época da safra da soja nos meses de primavera e verão na região sul do Brasil, que compreende aos meses de outubro a março, a precipitação média acumulada nos 23 anos analisados foi de 929, 1.073 e 1.093 mm, nas estações meteorológicas EMB, IPR e INM, respectivamente. Assim, confirma-se a concentração de precipitações pluviais neste período, o que está de acordo com a classificação climática da região de Londrina como sendo Cfa, com precipitações pluviais concentradas nos meses de verão (ALVARES et al., 2013).

As safras 2011/12, 2012/13 e 2013/14 foram escolhidas por

apresentarem volume e distribuição pluviométrica bem distintos, mesmo considerando as mesmas datas de semeadura em cada safra. Assim, comparando as precipitações pluviais nas estações meteorológicas EMB e IPR, EMB e INM, IPR e INM, as diferenças entre os totais acumulados nos meses de outubro a março foram 3,1 mm, -59,2 mm, -62,3 mm, respectivamente, para safra 2011/12. As diferenças nos totais acumulados no período foram de -160,6 mm, -76,2 mm e 84,4 mm para a safra de 2012/13; e de -11,4 mm, -167 mm e -55,6 mm, para a safra de 2013/14.

Os resultados de balanço hídrico em cada estação meteorológica para a cultura de soja nas safras 2011/12, 2012/13 e 2013/14, estão representados na Figura 3.5. Embora a simulação de semeadura tenha sido realizada para a mesma data nas três estações meteorológicas, os déficits e excedentes hídricos para cultura diferiram em intensidade e nas épocas de ocorrência, o que comprova a variabilidade nos eventos de precipitações pluviais dentro do município.

Os resultados das estimativas de perdas de produtividade de grãos de soja por deficiência hídrica estão demonstrados na Figura 3.6, sendo de 41,5% (EMB), 45,3% (IPR) e 47,6% (INM) na safra 2011/12. As deficiências hídricas foram menores na safra 2012/13 e as perdas de produtividade foram de 7,8% (EMB), 9,0% (IPR) e 12,6% (INM). Já na safra 2013/14 estas perdas foram de 85,1% (EMB), 57,3% (IPR) e 68,4% (INM). Tal resultado confirma estudos anteriores nos quais a disponibilidade hídrica foi apontada como um dos principais fatores responsáveis pela variabilidade dos rendimentos das culturas, no tempo e no espaço (FARIAS et al., 2001; BATTISTI et al., 2013; MATESE et al., 2014).

Figura 3.5 - Balanço hídrico decendial para soja, no período de 01 de novembro a 28 de fevereiro, considerando Capacidade de Água Disponível (CAD) de 75mm, na safra 2011/12 [EMB=(a); IPR=(b); INM=(c)], safra 2012/13 [EMB=(d); IPR=(e); INM=(f)] e safra 2013/14 [EMB=(g); IPR=(h); INM=(i)]. Valores de excedente (EXC), deficiência (DEF), retirada (RET) e reposição hídrica (REP) de acordo com dados das estações meteorológicas Embrapa Soja (EMB), Instituto Agronômico do Paraná (IPR) e Instituto Nacional de Meteorologia (INM), instaladas no município de Londrina-PR.

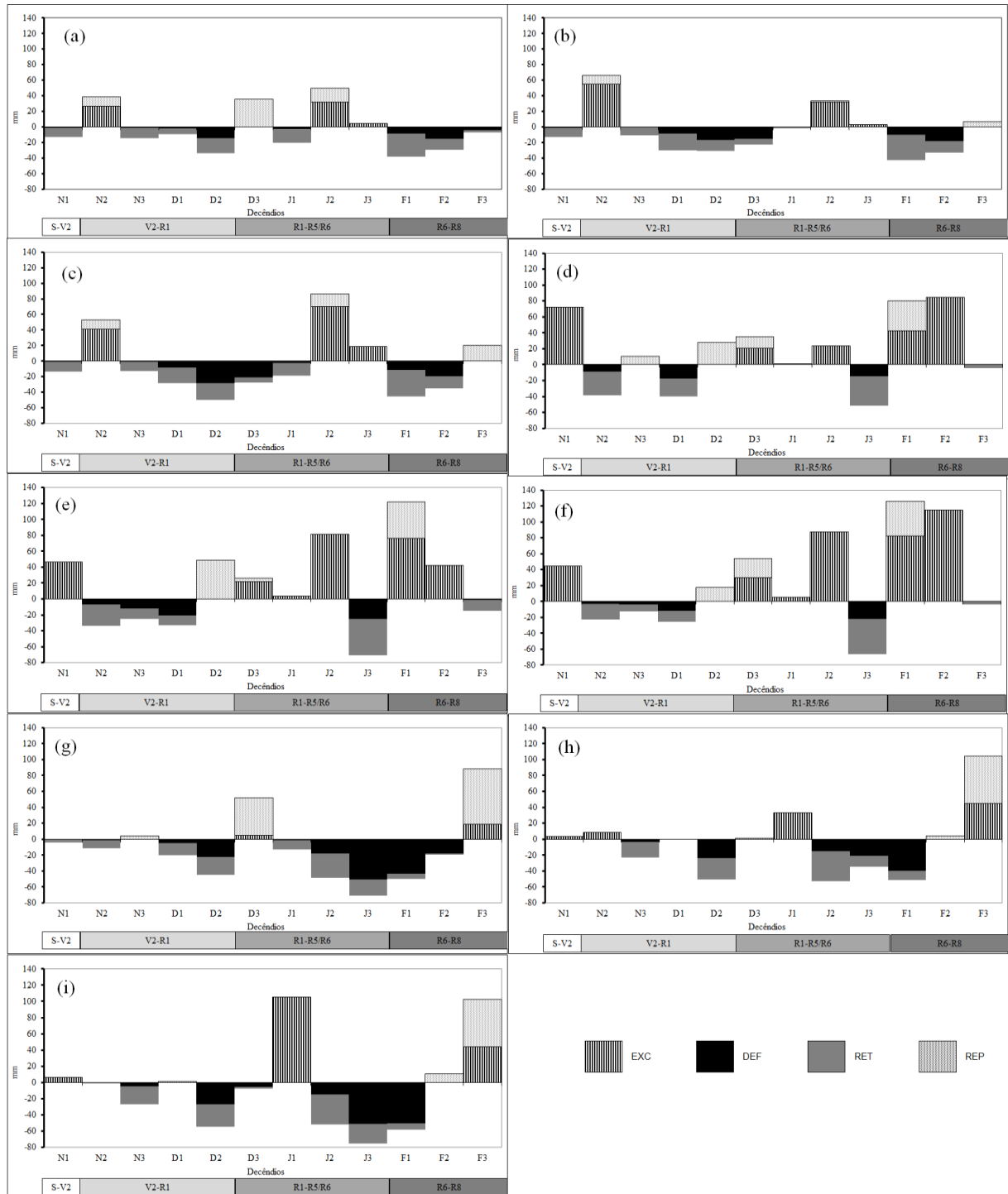
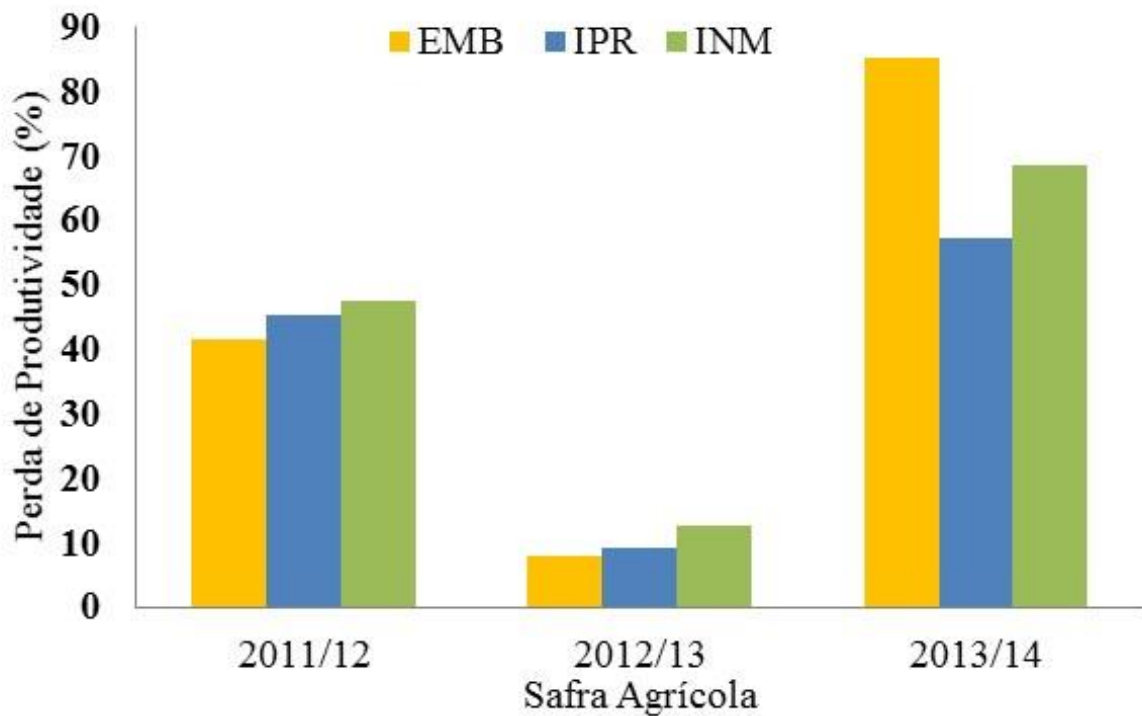


Figura 3.6 - Estimativas de perda de produtividade de grãos de soja por deficiência hídrica para as safras 2011/12, 2012/13 e 2013/14, de acordo com os dados das estações meteorológicas Embrapa Soja (EMB), Instituto Agrônômico do Paraná (IPR) e Instituto Nacional de Meteorologia (INM), instaladas no município de Londrina-PR.



A safra que promoveu a menor estimativa de perda de produtividade por deficiência hídrica foi a de 2012/13. Quando comparada à safra anterior e à posterior, tal safra foi o que apresentou maior volume acumulado de precipitações pluviais para as três estações (Tabela 3.2). Este resultado corrobora com estudos que afirmam que para a obtenção de um máximo rendimento na cultura da soja, a necessidade total de água varia entre 450 a 800 mm/ciclo bem distribuídos, dependendo das condições meteorológica, do manejo da cultura e da duração do ciclo (EMBRAPA, 2013).

Tabela 3.2 - Precipitação pluviométrica acumulada (mm) nas estações meteorológicas Embrapa (EMB), IAPAR (IPR) e INMET (INM), durante as safras 2011/12, 2012/13 e 2013/14, em Londrina-PR.

Estações Meteorológicas	Precipitação acumulada (mm) na safra		
	2011/12	2012/13	2013/14
EMBRAPA	468.9	722.9	431.2
IAPAR	465.8	883.5	542.6
INMET	528.1	799.1	598.2

Embora a safra 2012/13 tenha sido considerada favorável em relação à ocorrência de chuvas para a cultura da soja na cidade de Londrina. Contudo, a metodologia empregada demonstrou que uma pequena variação na quantidade e disponibilidade hídrica entre as estações meteorológicas nos estádios V2-R1 (Figura 3.5D; 3.5E; 3.5F), afetando a produtividade de grãos de soja em diferentes locais do município (Figura 3.6). Em 15,2 Km de distância entre as estações meteorológicas na região Sul (INM) e Norte (EMB) do município, a diferença entre as estimativas de perdas de produtividade de grãos de soja nesta safra foi de 4,8 %, com maior perda na região Sul do município.

Dentre as safras analisadas, as produtividades mais afetadas pela variabilidade de precipitações pluviais e consequentes deficiências hídricas no município de Londrina foi de 2013/14 (Figura 3.5G; 3.5H; 3.5I). A estação EMB apresentou maiores perdas de rendimentos (Figura 3.6), com um volume de precipitação acumulado na safra de apenas 431,2 mm (Tabela 3.2), ou seja, abaixo das necessidades mínimas exigidas pela cultura (EMBRAPA, 2103). Além disso, nessa safra, o maior período de deficiência hídrica ocorreu no início de enchimento de grãos e início do estágio de grãos verdes (Figura 3.6), fases consideradas críticas em relação ao *déficit* hídrico. Secas nessas fases podem reduzir drasticamente o rendimento da cultura (EMBRAPA, 2013).

Houve diferença entre os volumes de precipitações pluviais acumulados nas estações meteorológicas na safra 2013/14 e 2011/12 (Tabela 3.2), observando-se maior disponibilidade hídrica nas estações meteorológicas IPR (542,6 mm; 465,8 mm, respectivamente) e INM (598,2 mm; 528,1 mm, respectivamente). Assim, mesmo com maior volume de precipitação na safra 2013/14 nestas estações, comparativamente à estação EMB, não significou ausência em perdas de produtividade por deficiência hídrica, demonstrando que a distribuição da precipitação é a responsável por afetar diretamente a produtividade da soja em diferentes regiões dentro do município estudado (Figura 3.5H; 3.5I).

Na safra 2013/14, os dados da estação meteorológica EMB mostraram que este local foi mais afetado pela deficiência hídrica com perdas de produtividade de 85,1 % (Figura 3.6). No primeiro decêndio de janeiro houve retirada de água do solo, resultando em deficiência hídrica para cultura da soja a partir do segundo decêndio de janeiro até o segundo decêndio de fevereiro (Figura 3.5G). Neste momento a cultura estava na fase de enchimento de grãos (R5/R6),

considerada crítica para a produtividade (FARIAS et al., 2001; EMBRAPA, 2013). Houve grandes perdas de produtividade de grãos também por deficiência hídrica nos demais locais (68,41% para INM e 57,29% para IPR), que só não foram agravadas devido ao volume de precipitações pluviais registradas no primeiro decêndio de janeiro, disponibilizando água no solo e suprimindo parte das necessidades hídricas da cultura.

3.6 CONCLUSÕES

A precipitação pluvial é o elemento meteorológico de maior variabilidade entre os locais estudados. A variabilidade volumétrica e temporal na distribuição espacial das precipitações pluviais provocaram diferentes estimativas de produtividade de soja em escala municipal.

Série histórica de dados, a localização das estações meteorológicas e, fundamentalmente distância destas ao ponto de interesse são fatores determinantes da precisão em modelos para estimativas da produtividade de grãos de soja com base em dados meteorológicos, com destaque à precipitação pluvial.

Recomenda-se muita cautela no uso e na escolha de uma única estação meteorológica para representar um município ou região. Modelos e resultados de estimativas de safras que não consideram tal recomendação estão vulneráveis a erros em suas previsões.

Este estudo contribui para futuras pesquisas regionais que utilizem dados meteorológicos, além de evidenciar a importância da rede de estações meteorológicas em todo Brasil, demonstrando a necessidade urgente do incremento no número dessas estações, em especial para o registro de dados das precipitações pluviais.

4 ARTIGO B: AVALIAÇÃO DE MÉTODOS ALTERNATIVOS PARA CÁLCULOS DE EVAPOTRANSPIRAÇÃO DE REFERÊNCIA APLICADOS ÀS ESTIMATIVAS DE PRODUTIVIDADE DE SOJA

4.1 Resumo

As estimativas de produtividades de culturas agrícolas são ferramentas estratégicas para gestão econômica, políticas públicas, planejamento e segurança alimentar de um país, principalmente em cenários de escassez hídrica. Modelos agrometeorológicos atuam como medidores de eficiência, considerando a ação de elementos meteorológicos sobre culturas agrícolas, agregando acúmulo ou perda de biomassa ao longo do tempo. Apesar de diversos estudos comparativos entre métodos para estimativa de evapotranspiração de referência (ET_o), não foram encontrados relatos que demonstrem o seu uso em modelagem agrometeorológica, confrontando-os com resultados reais obtidos em campo. O presente estudo avaliou nove métodos alternativos para cálculo de ET_o aplicadas às estimativas de produtividade de soja, associadas às produtividades reais obtidas em campo irrigado e não irrigado, em três épocas de semeadura na safra 2013/2014 em Londrina, no Sul do Brasil. Foram avaliados nove métodos alternativos para estimativas de ET_o em relação ao método padrão Penman-Monteith. Os desempenhos dos métodos foram determinados por meio de análises de regressão e coeficientes estatísticos, submetidos ao teste de Tukey. Os valores de ET_o dos métodos alternativos foram utilizados em cálculos de balanços hídricos para cultura da soja, considerando ambientes irrigado e não irrigado. As produtividades potenciais teóricas e reais foram menores em plantios mais tardios. Para estimativas de ET_o diária, o melhor método alternativo ao recomendado pela FAO (Penman-Monteith) foi o método Priestley-Taylor. Já para estimativas em escala decenal, o melhor método alternativo foi Thornthwaite-Camargo, em todas as datas de semeadura. Ao utilizar os métodos alternativos para estimativas de ET_o (decenal) para os cálculos de produtividades atingíveis, os que apresentaram melhores resultados foram Thornthwaite-Camargo, Benevides-Lopez, Camargo e Thornthwaite.

Palavras-chave: *Glycine max* L. Merrill; balanço hídrico; modelagem agrometeorológica; variabilidade climática; zona agroecológica.

EVALUATION OF ALTERNATIVE METHODS TO CALCULATE EVAPOTRANSPIRATION FOR SOYBEAN PRODUCTIVITY ESTIMATION

4.2 Abstract

Crop productivity estimation represents a strategical tool for economic management, public policies and food safety of a country, mainly under drought conditions. Agrometeorological models have been used as efficiency indicators, considering the action of meteorological elements on crops, aggregating biomass accumulation or loss over time. Despite of several studies comparing methods for estimating reference evapotranspiration (ET_o), we did not find reports demonstrating their use in

agrometeorological modeling to be checked with real results obtained under field conditions. The present study evaluated nine alternative methods to calculate ETo for estimating soybean productivity, associated with real productivities obtained in irrigated and non-irrigated field, at three sowing periods during the 2013/14 crop season in Southern Brazil. All methods were evaluated in relation to the standard Penman-Monteith method. Their performance were measured through regression analysis and statistical coefficients submitted to the Tukey test. ETo values obtained through the alternative methods were used to calculate water balances for soybean, considering irrigated and non-irrigated environments. Theoretical and real potential productivities were higher in later sowings. The Priestley-Taylor method was the best to estimate daily ETo alternately to that recommended by FAO (Penman-Monteith). On the other hand, the alternative method of Thornthwaite-Camargo was the best for estimations at 10-day periods, in all sowing dates. Furthermore, the methods of Thornthwaite-Camargo, Benevides-Lopez, Camargo, and Thornthwaite showed the smallest deviations to estimate ETo (10-day periods) for calculating actual yields (Ya).

Keywords: *Glycine max* L. Merrill; water balance; agrometeorological modeling; climate variability; agro-ecological zone.

4.3 INTRODUÇÃO

As estimativas de produtividades de culturas agrícolas permitem um prognóstico de safras, sendo estas informações ferramentas estratégicas para gestão econômica, políticas públicas, planejamento e segurança alimentar do país, principalmente em cenários de escassez hídrica. Segundo Gomes et al. (2014), as previsões agrícolas integram a forma mais relevante de servir à agricultura, sendo geralmente fundamentadas na agrometeorologia. Sabe-se que a variabilidade dos rendimentos das culturas agrícolas está associada principalmente à disponibilidade hídrica, obtendo um maior impacto comparada à ocorrência de pragas e doenças (FARIAS et al., 2001; HOOGENBOOM, 2000).

O cálculo do balanço hídrico climatológico tem sido utilizado para contabilidade de água disponível em sistemas agrícolas (BATTISTI et al., 2013; MONTEIRO; SENTELHAS, 2014; VIANNA; SENTELHAS, 2014). A evapotranspiração de referência (ETo) é uma das variáveis utilizadas nos cálculos, e pode ser estimada por meio de elementos meteorológicos medidos em estações meteorológicas. Existem diferentes métodos para cálculos de ETo, porém a escolha de um método depende de vários fatores, como disponibilidade de dados e a escala de tempo desejada (BORGES; MENDIONDO, 2007).

A Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura

(FAO) recomenda a utilização do método de Penman-Monteith como padrão para a estimativa de ETo diária (ALLEN et al., 1998). No entanto, esse método utiliza vários parâmetros nem sempre observados ou medidos nas estações meteorológicas, alavancando pesquisas em diferentes locais que corroborem com a utilização de métodos alternativos mais simplificados para estimativas da ETo, quando comparados ao Penman-Monteith (BEZERRA et al., 2014; BORGES JÚNIOR et al., 2012; PILAU et al., 2012).

Alguns modelos matemáticos agrometeorológicos, ao considerarem a ação de cada elemento meteorológico sobre a produtividade de culturas agrícolas, permitem caracterizar a produtividade e atuam como medidores de eficiência (ARAUJO; SOUZA; TSUKAHARA, 2011; GOMES et al., 2014; SILVA et al., 2011). Assim, a modelagem agrometeorológica envolve a ação dos elementos meteorológicos observados sobre as características da cultura, agregando o acúmulo ou perda de biomassa ao longo do tempo. O modelo de Zona Agroecológica (DOORENBOS; KASSAM, 1994) estima a perda de produtividade nos diferentes estádios de desenvolvimento, conforme a sensibilidade da cultura ao estresse hídrico.

É necessário conhecer a demanda evapotranspirativa na agricultura, pois a gestão hídrica e produtividade podem ser potencializadas em função da confiabilidade dos métodos escolhidos para estimar a evapotranspiração das culturas (FERNANDES et al., 2012). Apesar de diversos estudos comparativos entre métodos para estimativa de ETo, não foram encontrados relatos científicos que demonstrem o uso de tais métodos em modelagem agrometeorológica, confrontando com resultados reais obtidos em campo.

Com o objetivo de identificar métodos mais fidedígnos às produtividades encontradas em campo, para fins de modelagem agrometeorológica, o presente estudo avaliou nove métodos alternativos para cálculo de evapotranspiração de referência aplicadas às estimativas de produtividade de soja, associadas às produtividades reais obtidas em campo irrigado e não irrigado, em três épocas de semeadura, na safra 2013/2014 em Londrina, no Sul do Brasil.

4.4 MATERIAL E MÉTODOS

A área estudada compreendeu os limites geográficos de Londrina,

importante município produtor de soja, localizado ao norte do estado Paraná, região Sul do Brasil. O clima dessa região é classificado por Köppen como Cfa, (ALVARES et al., 2013). Neste estudo foram utilizadas informações obtidas na estação meteorológica automática da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa Soja), localizada a 23°11' S, 51°11' O e 630 m de altitude.

Os dados meteorológicos horários foram coletados entre os meses de outubro de 2013 e março de 2014, período recomendado para o cultivo de soja na região. Os elementos meteorológicos utilizados foram temperatura média, máxima e mínima, umidade relativa, precipitação pluvial, radiação solar global diária (Rs) e velocidade do vento a 2m de altura.

Os dados meteorológicos foram analisados por meio de planilhas eletrônicas, obtendo-se valores médios diários e decendial de todos os elementos meteorológicos. Para as três diferentes datas de semeadura da soja em Londrina-PR (10/out; 01/nov; 21/nov), na safra 2013/2014.

Foram avaliados nove métodos alternativos para estimativas de ETo em relação ao método padrão Penman-Monteith, parametrizado e recomendado pela FAO (ALLEN et al., 1998), conforme a equação (1):

$$Eto (PM) = \frac{0,408 \times s \times (Rn - G) + \gamma \times 900 \times U_2 \times (es - ea)}{s + \gamma \times (1 + 0,34 \times U_2)} \quad (1)$$

$$es = 0,6108 \times e^{\frac{17,27 \times T}{237,3 + T}} \quad (2)$$

$$ea = \frac{UR \times es}{100} \quad (3)$$

$$s = \frac{4098 \times es}{(T + 237,3)^2} \quad (4)$$

onde Eto (PM) é a evapotranspiração de referência da grama (mm dia⁻¹); s é a declividade da curva de pressão de vapor em relação à temperatura (kPa °C); Rn é o sado de radiação diário (MJ m⁻² d⁻¹); G é o fluxo total de diário de calor no solo diário (MJ m⁻² d⁻¹), considerado nulo nos dias estimados; T é a temperatura média do ar diária (°C) a 2m, baseado nas médias das temperaturas máxima e mínimas; U₂ é a velocidade média do vento diária a 2m (m s⁻¹); es é a pressão de saturação de vapor (kPa); ea é a pressão atual de vapor (kPa); UR é a umidade relativa do ar média diária (%); (es-ea) é o déficit de pressão de vapor (Δe, kPa); e γ é o coeficiente psicrométrico (valor constante de 0,06215 kPa °C).

As seguintes equações foram utilizadas para estimar o saldo de radiação (Rn), também recomendadas por Allen et al. (1998), também descritas por Sentelhas et al. (2010):

$$Rn = Rns - Rnl \quad (5)$$

$$Rns = 0,77 \times SR \quad (6)$$

$$Rnl = \left[\sigma \left(\frac{T_{max_k}^4 + T_{min_k}^4}{2} \right) \times (0,34 - 0,14 \times \sqrt{ea}) \times \left(1,35 \times \frac{SR}{SRo} - 0,35 \right) \right] \quad (7)$$

$$SRo = 0,75 \times Ra \quad (8)$$

onde Rns é a radiação solar de onda curta ($\text{MJ m}^{-2} \text{ dia}^{-1}$); Rnl é a radiação solar de ondas longas ($\text{MJ m}^{-2} \text{ d}^{-1}$); SR é a radiação solar global ($\text{MJ m}^{-2} \text{ d}^{-1}$); σ é a constante de Stefan-Boltzmann ($4,903 \times 10^{-9} \text{ MJ K}^{-4} \text{ m}^{-2} \text{ dia}^{-1}$); T_{max_k} é a temperatura máxima (K); T_{min_k} é a temperatura mínima (K); SR/SRo é relação entre a radiação solar global e a radiação solar com céu limpo ($\text{MJ m}^{-2} \text{ dia}^{-1}$), que é menor ou igual a 1; e Ra é a radiação solar extraterrestre ($\text{MJ m}^{-2} \text{ dia}^{-1}$).

Os nove métodos alternativos avaliados para estimativa de Eto foram:

- a) Priestley-Taylor (1972) apud (CAPORUSSO; ROLIM, 2015; SENTELHAS; GILLESPIE; SANTOS, 2010):

$$Eto (PT) = 1,26 \times \frac{s}{s+\gamma} \left(\frac{Rn-G}{\lambda} \right) \quad (9)$$

onde λ é o calor latente de vaporização ($2,45 \text{ MJ kg}^{-1}$).

- b) Makking (1957) apud (PILAU et al., 2012):

$$Eto (MK) = 0,61 \times W \times \frac{SR}{2,45} - 0,12 \quad (10)$$

$$W = 0,407 + 0,0145 \times T \text{ para } 0^\circ\text{C} < T < 16^\circ\text{C} \quad (11)$$

$$W = 0,483 + 0,01 \times T \text{ para } 16,1^\circ\text{C} < T < 32^\circ\text{C} \quad (12)$$

em que W é o fator de ponderação em função de T, calculado pelas equações 11 e 12.

- c) Hamon (1961) apud (CAPORUSSO; ROLIM, 2015):

$$Eto (H) = 0,55 \times \left(\frac{N}{12} \right) \times \left(\frac{4,95 \times e^{0,062 \times T}}{100} \right)^2 \times 25,4 \quad (13)$$

$$N = \frac{2 \times hn}{15} \quad (14)$$

sendo que h_n é o ângulo horário que ocorre o nascer do sol; e, N é o fotoperíodo (horas).

d) Tanner – Pelton (1960) apud (CAPORUSSO; ROLIM, 2015):

$$ET_o(TP) = 1,12 \times \left[\left(\frac{R_n \times 100}{4,18} \right) \div 59 \right] - 0,11 \quad (15)$$

e) Benevides - Lopez (1970) apud (CAPORUSSO; ROLIM, 2015):

$$ET_o(BL) = 1,21 \times 10^{\frac{7,5 \times T}{237,5 + T}} \times (1 - 0,01 \times UR) + 0,21 \times T - 2,3 \quad (16)$$

f) Thornthwaite (1948) apud (PILAU et al., 2012; SENTELHAS; GILLESPIE; SANTOS, 2010):

$$ET_o(TH) = 16 \times \left(10 \times \frac{T}{I} \right)^a \times \left(\frac{N}{12} \times \frac{ND}{30} \right) \quad (17)$$

$$I = 12 \times (0,2 \times Ta)^{1,514} \quad (18)$$

$$a = 0,4924 + 1,79 \times 10^{-2} \times I - 7,71 \times 10^{-5} I^2 + 6,75 \times 10^{-7} I^3 \quad (19)$$

onde I é o índice de calor da região; T_a é temperatura anual média pela normal climatológica; a é uma função cúbica de I ; ND é o número de dias do período (dias).

g) Thornthwaite – Camargo (1999) apud (PILAU et al., 2012; SENTELHAS; GILLESPIE; SANTOS, 2010):

$$ET_o(THC) = 16 \times \left(10 \times \frac{T_{ef}}{I} \right)^a \times \left(\frac{N}{12} \times \frac{ND}{30} \right) \quad (20)$$

$$T_{ef} = 0,36 \times (3 \times T_{max} - T_{min}) \quad (21)$$

sendo T_{ef} a temperatura efetiva diária (°C); T_{max} é a temperatura máxima do ar (°C); e, T_{min} a temperatura mínima do ar (°C).

h) Camargo (1971) apud (CAPORUSSO; ROLIM 2015; PILAU et al., 2012):

$$ET_o(CAM) = 0,01 \times \frac{Ra}{2,45} \times T \times ND \quad (22)$$

i) Hargreaves – Samani (1985) apud (CAPORUSSO; ROLIM, 2015; PILAU et al., 2012):

$$Eto(HS) = 0,0023 \times \frac{Ra}{2,45} \times (T_{max} - T_{min})^{0,5} \times (T + 17,8) \quad (23)$$

Os desempenhos dos métodos foram determinados por meio de

análises de regressão, sendo que os valores de R^2 foram obtidos forçando o coeficiente linear da regressão a passar pela origem ($y = bx$). Doravante estes valores não representam a precisão de uma equação em estimar um método em função de outro, mas a precisão do ajuste do método em relação à uma reta 1:1. Valores negativos demonstram que não há relação entre os métodos comparados e, quanto mais negativos, maior a dispersão.

Os valores de b mostram a acurácia dos métodos alternativos comparados ao método padrão. Os valores de R^2 podem ser considerados como medidas de precisão, sendo que o método perfeito deveria apresentar $b = 1$ e $R^2 = 1$ (SENTELHAS; GILLESPIE; SANTOS, 2010). Assim, para as análises dos desempenhos, os resultados dos coeficientes estatísticos foram obtidos em escala diária e decenal, sendo os valores dos coeficientes angulares (b) e de determinação (R^2), além dos coeficientes de exatidão (d), confiança (c) e de correlação de Pearson (r).

Os coeficientes de exatidão ou índice d (WILLMOTT, 1981) pode variar entre 0 a 1, apontando o quanto as estimativas dos métodos propostos se distanciam dos valores estimados por Penman-Monteith. A utilização de MBE^2 (*Mean Bias Error*) e índice de ajustamento d de Willmott consiste numa avaliação adequada do desempenho estatístico de modelos de estimativa, com análises simultâneas dos desvios da média, o que permite identificar sub ou superestimativas, bem como para o espalhamento e ajustamento dos modelos em relação aos valores medidos (CARVALHO et al., 2015; SOUZA et al., 2011). Já os coeficientes de confiança (c) foram classificados conforme a Tabela 4.1.

Tabela 4.1 - Análise de desempenho entre o método Penman-Monteith e métodos propostos para estimativas de evapotranspiração de referência, por meio do índice estatístico de confiança (c) (CECÍLIO et al., 2012)

Valor de c	Desempenho
≥ 86	ótimo
0.76 a 0.85	muito bom
0.66 a 0.75	bom
0.51 a 0.65	regular
0.41 a 0.50	ruim
≤ 0.40	péssimo

² MBE - Desvio das Médias

A diferença da ETo obtida por um método alternativo em relação ao método Penman-Monteith, pode ser representada por um desvio. Assim, o MBE, provê informações sobre o desempenho do método alternativo em longo prazo, sendo ideal o valor tendendo a zero.

Segundo Carvalho et al. (2015), MBE provê informações sobre o desempenho do modelo em longo prazo. Quanto menor o valor absoluto, melhor o desempenho do método testado, sendo que valores negativos indicam subestimativas e vice-versa (ALVES; VECCHIA, 2011; CARVALHO et al., 2015; STONE, 1993). Para averiguar diferenças estatísticas entre os desempenhos dos métodos propostos, os valores de MBE foram submetidos ao teste de Tukey ($p \leq 0,05$) e foram obtidos pela equação:

$$MBE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (ETo \text{ estimada} - ETo \text{ PM}) \quad (24)$$

Obtidos os valores de ETo de cada método alternativo, estes foram utilizados em cálculos de balanços hídricos decendiais para cultura da soja em ambiente irrigado e não irrigado (THORNTHWAITE; MATHER, 1955). Assim foram obtidos os valores de evapotranspiração real da cultura (ETr), conforme as três datas de semeaduras estudadas na safra 2013/14 em Londrina. As ETr foram utilizadas nos cálculos das estimativas das produtividades atingíveis em função da deficiência hídrica.

Considerou-se neste estudo um ciclo de maturação de 120 dias, divididos em quatro estádios fenológicos em seus respectivos decêndios, os quais foram avaliados e adaptados ao ciclo da cultura conforme descrito por Farias et al. (2001). Pelas características de manejo da região estudada, adotou-se como capacidade de água disponível no solo (CAD) o valor de 75 mm. Os valores de ETo obtidos foram multiplicados pelos coeficientes de cultura (Kc) específicos para cada fase fenológica, descritas em Farias et al. (2001), obtendo-se assim a evapotranspiração da cultura (ETc).

Para estimativa da produtividade potencial final (PPf), utilizou-se o método da Zona Agroecológica (DOORENBOS; KASSAM, 1994). A produtividade atingível (PA) foi estimada a partir da penalização da produtividade potencial (PPf) por deficiência hídrica, conforme a metodologia descrita por Battisti et al. (2013),

sendo os valores de ETr utilizados nos cálculos advindos de cada método alternativo estudado.

Os resultados adquiridos por meio da modelagem agrometeorológica das produtividades teóricas potenciais e atingíveis, foram comparados com dados reais obtidos em campo de produtividade de soja.

Utilizou-se a cultivar BRS-284, semeada nas datas descritas (10/out; 01/nov; 21/nov), em parcelas irrigadas e não-irrigadas, no campo experimental da Embrapa Soja, em Londrina.

4.5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.5.1 Desempenho em Escala Diária

Nas estimativas da ETo em escala diária, o método PT apresentou melhor acurácia para semeadura em 10 de outubro ($b = 1,0427$), seguido dos métodos BL ($b = 0,9391$) e MAK ($b = 0,7983$) que tenderam a subestimar os valores obtidos, diferentemente do método TP ($b = 1,2860$), que apresentou tendência em superestimá-los (Tabela 4.2).

Para semeaduras nos dias 01 e 21 de novembro, respectivamente, as melhores acurácias foram dos métodos BL (0,9672; 1,0183), seguido pelos métodos PT (1,0505; 1,0651), MAK (0,7980; 0,8022), novamente com tendência a subestimativas, e TP (1,2894; 1,3020), que superestimou valores de ETo.

Os valores de R^2 mostram o método MAK como mais preciso em todas as respectivas datas de semeadura (0,89; 0,89; 0,91), com índice estatístico de confiança “muito bom”. Na escala diária, esse resultado concorda com outros autores que também indicaram esse método como preciso e de “ótimo” desempenho (CONCEIÇÃO; MANDELLI, 2005; PILAU et al., 2012). Na sequência, o método PT apresentou exatidão (0,74; 0,75; 0,83), sendo classificado como “ótimo” em todas as datas de semeadura.

Apresentaram baixos valores R^2 os métodos TP (0,68; 0,68; 0,76) e BL (0,55; 0,56; 0,59), classificados pelo índice c como “bom”. Os coeficientes de correlação de Pearson (r) para os métodos avaliados, conforme respectivas datas de semeadura, foram: MAK (0,94; 0,95; 0,96), PT (0,91; 0,92; 0,94), TP (0,89; 0,90; 0,91) e BL (0,76; 0,76; 0,79).

Tabela 4.2 - Desempenho estatístico dos métodos propostos para estimativas diárias de ETo em relação ao método padrão Penman-Monteith, considerando acurácia (*b*), precisão (R^2), exatidão (*d*), confiança (*c*) e correlação (*r*). As sementeiras foram em 10 de outubro, 01 e 21 de novembro na safra 2013/2014 em Londrina/PR, e os métodos são: Priestley-Taylor (PT), Makkink (MAK), Hamon (H), Tanner-Pelton (TP), Benevidez-Lopez (BL), Thornthwaite (TH), Thornthwaite-Camargo (THC), Camargo (CAM) e Hargreaves-Samani (HS).

Datas de sementeira	Coefficientes	PT	MAK	H	TP	BL	TH	THC	CAM	HS
10/out	<i>b</i>	1.0427	0.7983	-	1.2860	0.9391	-	-	-	-
	R^2	0.74	0.89	-	0.68	0.55	-	-	-	-
	<i>d</i>	0.73	0.58	-	0.49	0.67	-	-	-	-
	<i>c</i>	0.86	0.79	-	0.67	0.66	-	-	-	-
	<i>r</i>	0.91	0.94	-	0.89	0.76	-	-	-	-
01/nov.	<i>b</i>	1.0505	0.7980	-	1.2894	0.9672	-	-	-	-
	R^2	0.75	0.89	-	0.68	0.56	-	-	-	-
	<i>d</i>	0.74	0.59	-	0.49	0.67	-	-	-	-
	<i>c</i>	0.87	0.80	-	0.67	0.66	-	-	-	-
	<i>r</i>	0.92	0.95	-	0.90	0.76	-	-	-	-
21/nov.	<i>b</i>	1.0651	0.8022	-	1.3020	1.0183	-	-	-	-
	R^2	0.83	0.91	-	0.76	0.59	-	-	-	-
	<i>d</i>	0.76	0.62	-	0.51	0.67	-	-	-	-
	<i>c</i>	0.89	0.83	-	0.71	0.70	-	-	-	-
	<i>r</i>	0.94	0.96	-	0.91	0.79	-	-	-	-

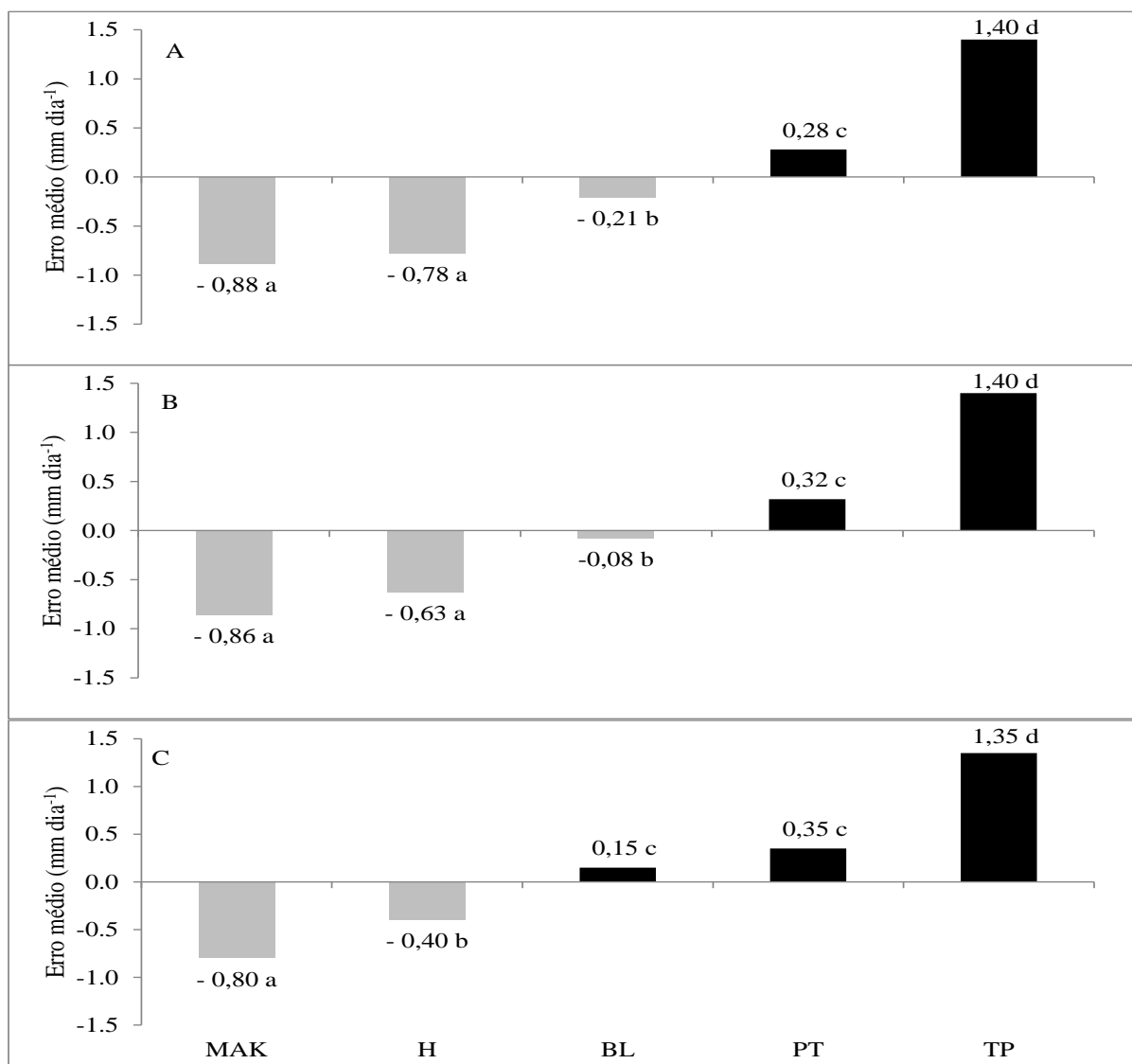
Apesar de originalmente recomendados para escalas temporais mensais ou decendiais, os demais métodos de ETo também foram estimados diariamente. Contudo, foram desconsiderados por não apresentarem relação quando comparados ao método padrão Penman-Monteith. Em concordância com esses resultados, Pilau et al. (2012) demonstraram limitações para uso em escala diária dos métodos Thornthwaite-Camargo e Thornthwaite em municípios do Rio Grande do Sul.

Os valores de MBE atenderam os pressupostos da análise de variância, sendo submetidos ao teste de Tukey ($p \leq 0,05$). Na escala diária foram analisados os cinco métodos para estimativas de ETo que apresentaram melhores desempenhos (Figura 4.1). Os métodos MAK e H subestimaram os valores de ETo, diferindo estatisticamente apenas na sementeira mais tardia (21/nov).

Os valores de MBE diminuíram a medida que a sementeira foi mais

tardia, mostrando que estes métodos apresentam melhores desempenhos em períodos com dias mais longos. Em comum, tais métodos utilizaram dados de radiação incidente, e as demais variáveis são influenciadas diretamente pela angulação solar, sendo que MAK utiliza dados de radiação solar global, e H utiliza dados de fotoperíodo. Estes resultados estão em concordância com estudos em regiões de altitudes semelhantes no Estado de São Paulo, onde encontraram maiores subestimativas para método durante o inverno e primavera (CAPORUSSO; ROLIM, 2015; VESCOVE; TURCO, 2005).

Figura 4.1 - Erro médio absoluto (MBE) para evapotranspiração de referência diária, calculada pelos métodos alternativos Makkink (MAK), Hamom (H), Benevidez-Lopez (BL), Priestley-Taylor (PT), Tanner-Pelton (TP), em relação ao método padrão Penman-Monteith, com sementeiras em 10 de outubro, 01 e 21 de novembro na safra 2013/2014 em Londrina/PR.



O método BL apresentou os menores MBE, muito próximo a zero, variando de 0,08 a 0,21 mm dia⁻¹ e diferiu estatisticamente de todos os métodos nas datas de semeadura 21 outubro e 01 de novembro, com uma pequena tendência à subestimativas. Já para data de semeadura em 21 de novembro, apresentou uma pequena tendência à superestimativas e semelhança estatística ao método PT. O método TP, já apontado com baixa precisão, foi diferente estatisticamente de todos os demais e apresentou maiores superestimativas em todas as datas de semeadura, com desvios médios entre 1,35 a 1,40 mm dia⁻¹.

De forma geral, em relação ao método padrão Penman-Monteith, os resultados para estimativa diária de ETo apontam o método PT como melhor método alternativo, com alta precisão e acurácia em todas as datas de semeadura. Com exceção do método BL na semeadura em 21 de novembro, PT apresentou diferença estatística dos demais métodos, classificado como “ótimo”. Pode-se afirmar com precisão e acurácia, que o método MAK foi “muito bom” em subestimar valores de ETo no período estudado. Com alta acurácia em todas as datas de semeadura, refletidas nos valores de *b* e MBE, o “bom” método BL limitou-se pela baixa precisão nas estimativas, apresentando os menores valores de R².

4.5.2 Desempenho em Escala Decendial

Em escala decendial, foram analisados os nove métodos alternativos para estimativa de ETo e a evapotranspiração real de cultura (ET_r), em ambiente irrigado e não irrigado. Os resultados do desempenho de tais métodos (Tabela 4.3), mostram que o método THC apresentou melhor acurácia (*b*) em todas as datas de semeadura (0,9736; 1,0057; 1,0322), com satisfatórios valores de R² (0,7822; 0,9414; 0,9524) e *d* (0,75; 0,87; 0,88), sendo classificado pelo índice estatístico de confiança como “muito bom” para semeadura em 10 de outubro (*r* = 1,0) e “ótimo” para as demais semeaduras em 01 de novembro (*r* = 1,0) e 21 de novembro (*r* = 0,97).

Ao comparar todas as datas de semeadura, notou-se em 10 de outubro os menores valores de R² para todos os métodos de estimativa de ETo. Pela análise estatística de MBE nessa data (Tabela 4.4), o método THC apresentou suave tendência em subestimar valores, com o menor desvio médio (1,15 mm decêndio⁻¹), não diferindo estatisticamente dos métodos que também subestimaram,

sendo TH, CAM e BL. Também não apresentou diferença estatística do método PT, que apresentou tendência à superestimativas (2,68 mm decêndio⁻¹).

Tabela 4.3 - Desempenho estatístico dos métodos propostos para estimativas decendiais de ETo em relação ao método padrão Penman-Monteith, considerando acurácia (*b*), precisão (R^2), exatidão (*d*), confiança (*c*) e correlação (*r*). As sementeiras foram em 10 de outubro, 01 e 21 de novembro na safra 2013/2014 em Londrina/PR, e os métodos são: Priestley-Taylor (PT), Makkink (MAK), Hamon (H), Tanner-Pelton (TP), Benevidez-Lopez (BL), Thornthwaite (TH), Thornthwaite-Camargo (THC), Camargo (CAM) e Hargreaves-Samani (HS).

Datas de sementeira	Coeficiente	PT	MAK	H	TP	BL	TH	THC	CAM	HS
10/out	<i>b</i>	1.0509	0.7963	-	1.2958	0.9669	0.8704	0.9736	-	1.1505
	R^2	0.4681	0.7677	-	0.3213	0.5409	0.3141	0.7822	-	0.4716
	<i>d</i>	0.61	0.39	-	0.31	0.60	0.57	0.75	-	0.45
	<i>c</i>	0.68	0.58	-	0.39	0.60	0.41	0.83	-	0.66
	<i>r</i>	0.99	0.96	-	0.98	0.99	0.94	1.00	-	0.99
01/nov.	<i>b</i>	1.0930	0.8162	0.8653	1.3440	0.9724	0.9270	1.0057	0.9267	1.1848
	R^2	0.9402	0.9651	0.8597	0.9263	0.8342	0.8423	0.9414	0.8402	0.9318
	<i>d</i>	0.80	0.62	0.71	0.53	0.79	0.80	0.87	0.77	0.67
	<i>c</i>	0.93	0.88	0.85	0.76	0.87	0.87	0.96	0.87	0.87
	<i>r</i>	0.99	0.97	0.98	0.97	0.99	0.97	1.00	0.98	0.98
21/nov.	<i>b</i>	1.0593	0.7947	0.8679	1.2905	1.0471	0.9634	1.0322	0.9248	1.1860
	R^2	0.9330	0.9610	0.9006	0.9041	0.8786	0.9111	0.9524	0.8455	0.9300
	<i>d</i>	0.85	0.69	0.80	0.64	0.83	0.87	0.88	0.81	0.72
	<i>c</i>	0.95	0.89	0.91	0.83	0.90	0.94	0.97	0.92	0.91
	<i>r</i>	0.98	0.97	0.99	0.93	0.97	0.97	0.97	0.97	0.93

Os métodos PT e HS não apresentaram diferença estatística e apesar de altas correlações com Penman-Monteith ($r = 0,99$) e acurácia ($b = 1,0509$; 1,1505), não foram métodos precisos ($R^2 = 0,4681$; 0,4716) e exatos ($d = 0,61$; 0,45). Ambos foram classificados como “bom” ($c = 0,68$; 0,66), e superestimaram valores em todas as datas de sementeira. O método TP foi o que mais superestimou no decêndio (MBE = 14,04 mm decêndio⁻¹), classificado como “péssimo”, sendo semelhante estatisticamente ao método HS.

Ainda para sementeira em 10 de outubro, o método MAK, apesar de

elevada correlação com o método padrão ($r = 0,96$), apresentou tendência à subestimativas ($b = 0,7963$), com regular precisão ($R^2 = 0,7677$) e baixa exatidão ($d = 0,39$), sendo classificado como um método “regular” ($c = 0,58$). Não diferiu estatisticamente dos métodos H e CAM, classificados como péssimos, e TH classificado como “ruim”, para esta escala temporal e data de semeadura.

Para as datas de semeadura em 01 e 21 de novembro, todos os métodos apresentaram alta correlação (r entre 0,93 a 1) e as precisões aumentaram em relação à data anterior (R^2 entre 0,8342 a 0,9651) na escala decencial. O método que apresentou os melhores índices foi THC, com alta acurácia ($b = 1,0057$; 1,0322), precisão ($R^2 = 0,9414$; 0,9524) e exatidão ($d = 0,77$; 0,81), sendo classificado como “ótimo” ($c = 0,87$; 0,92). Os desvios médios mostram que o método THC diferiu estatisticamente dos métodos MAK, TP e HS (21/nov).

Tabela 4.4 - Teste de Tukey ($p \leq 0,05$) com diferença mínima significativa (DMS) para o erro médio absoluto (MBE), em escala decencial, da evapotranspiração de referência (ETo) e evapotranspiração real da cultura da soja (ETr) em ambiente irrigado e não irrigado, por meio dos métodos propostos em relação ao método padrão Penman-Monteith, com semeaduras em 10 de outubro, 01 e 21 de novembro na safra 2013/2014 em Londrina/PR.

	ETo			ETr não irrigado			ETr irrigado		
	10/out	01/nov.	21/nov.	10/out	01/nov.	21/nov.	10/out	01/nov.	21/nov.
MAK	-9.17a	-9.63a	-9.92a	-2.85a	-2.75a	-3.78a	-5.60a	-5.82a	-5.60a
H	-8.03ab	-6.80ab	-5.44ab	-2.21a	-1.40a	-1.07ab	-2.16ab	-3.74ab	-2.16ab
TH	-5.72abc	-3.74ab	-1.16bc	-1.35a	-0.66a	0.28abc	-0.17abc	-2.21abc	-0.17abc
CAM	-5.13abc	-3.46ab	-2.05abc	-0.77a	-0.20a	0.68abc	0.08abc	-1.43abc	0.08abc
BL	-1.65bcd	-1.22bc	1.98bc	-0.44a	-0.43a	0.50abc	0.42abc	-0.90abc	0.42abc
THC	-1.15cd	0.26bc	2.23bc	0.07a	0.27a	1.40abc	1.37bcd	0.25abcd	1.37bcd
PT	2.68de	4.54cd	3.80cd	1.02a	1.38a	1.74abc	2.09bcd	1.89bcd	2.09bcd
HS	7.34ef	9.80de	10.82de	1.99a	2.80a	4.87bc	5.50cd	4.51cd	5.50cd
TP	14.04f	17.42e	15.78e	3.20a	4.00a	5.68c	6.78d	6.22d	6.78d
DMS	6.76	7.92	8.43	8.19	7.11	6.55	6.33	6.77	6.33

4.5.3 Estimativas de Produtividades Atingíveis e Desvios de Produtividades

Os valores de ETo de cada método na escala decencial foram utilizados em cálculos de balanços hídricos para soja, conforme estádios fenológicos e respectiva data de semeadura. Obtidos os valores da evapotranspiração real de

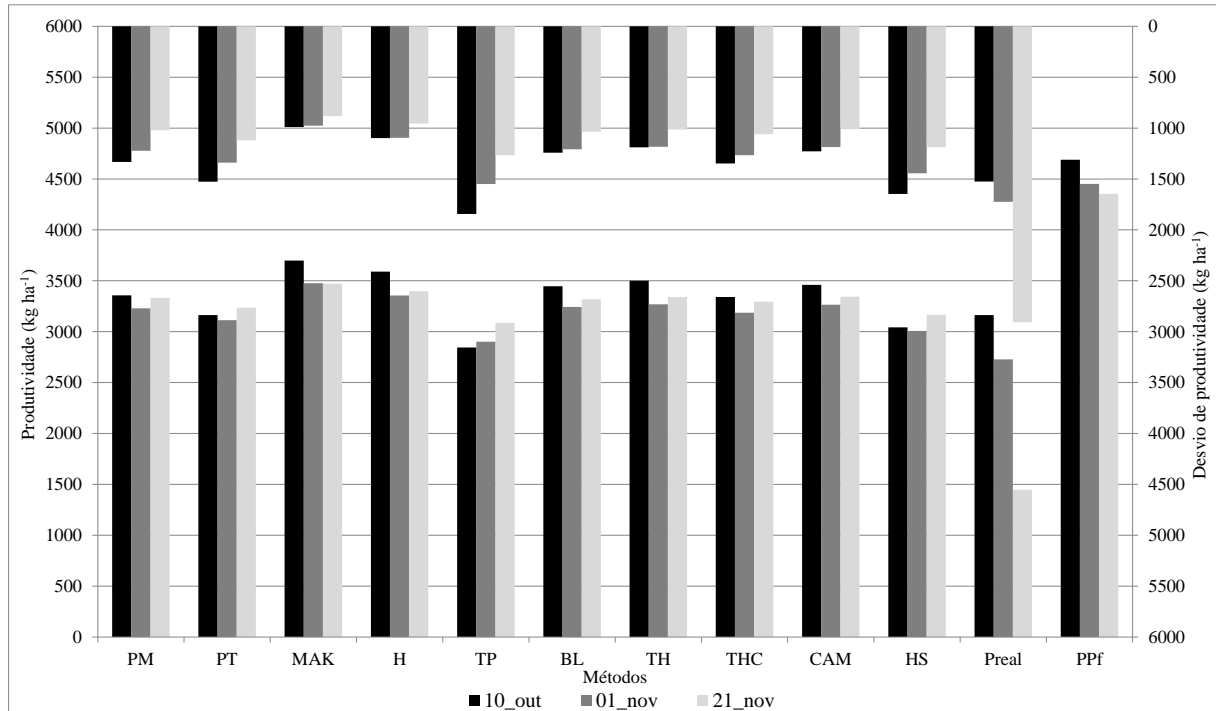
cultura (ETr) em ambiente irrigado e não-irrigado, foram calculados os valores de MBE decendial, que atenderam os pressupostos da análise de variância e foram submetidos ao teste de Tukey ($p \leq 0,05$).

No ambiente não irrigado, todos os métodos não apresentaram diferenças estatísticas significativas para as datas de semeadura de 10 de outubro e 01 de novembro. Em 21 de novembro, MAK também foi o método que apresentou maiores subestimativas e diferenças significativas com os métodos HS e TP que, por sua vez, mais superestimaram e não foram estatisticamente diferentes entre si. Os menores desvios foram obtidos pelo método THC (10/out; $0,07 \text{ mm decêndio}^{-1}$), CAM (01/nov; $0,2 \text{ mm decêndio}^{-1}$) e TH (21/nov; $0,28 \text{ mm decêndio}^{-1}$), respectivamente. Tais métodos na escala decendial, independente da data de semeadura, não apresentaram diferenças estatísticas.

Em ambiente irrigado, a diferença mínima significativa (DMS) diminuiu para todas as épocas de semeadura. Os métodos que superestimaram ou subestimaram em ambiente não-irrigado, não somente mantiveram suas posições como potencializaram seus comportamentos quando submetidos à irrigação. Em todas as datas de semeadura, o método MAK apresentou diferenças significativas em relação aos métodos THC (exceto em 01/nov), PT, HS e TP. Os menores desvios foram para o método CAM (10/out e 21/nov) e THC (01/nov), que não apresentaram diferenças significativas para nenhuma das datas de semeadura. Os métodos que superestimaram, e não foram diferentes estatisticamente em todas as épocas de semeadura foram: THC, PT, HS e TP, respectivamente em ordem crescente.

As produtividades potenciais teóricas foram maiores nas semeaduras mais precoces, estimadas pelo modelo da Zona Agroecológica que considera condições ideais para o desenvolvimento da cultura (Figura 4.2 e 4.3). Os resultados mostram para o ano safra estudado uma produtividade potencial estimada de 4.689 kg ha^{-1} para semeadura em 10 de outubro, 4.451 kg ha^{-1} para 01 de novembro e 4.354 kg ha^{-1} para 21 de novembro. A produtividade atingível resulta da penalização da produtividade potencial estimada, exclusivamente, por deficiência hídrica durante o ciclo da cultura.

Figura 4.2 - Produtividades atingíveis, a partir de 10 métodos para estimativa de evapotranspiração de referência por decêndio, produtividade real (Preal) em ambiente não irrigado e desvios de produtividade em relação à produtividade potencial (PPf), com semeadura em 10 de outubro, 01 de novembro e 21 de novembro na safra 2013/2014 em Londrina

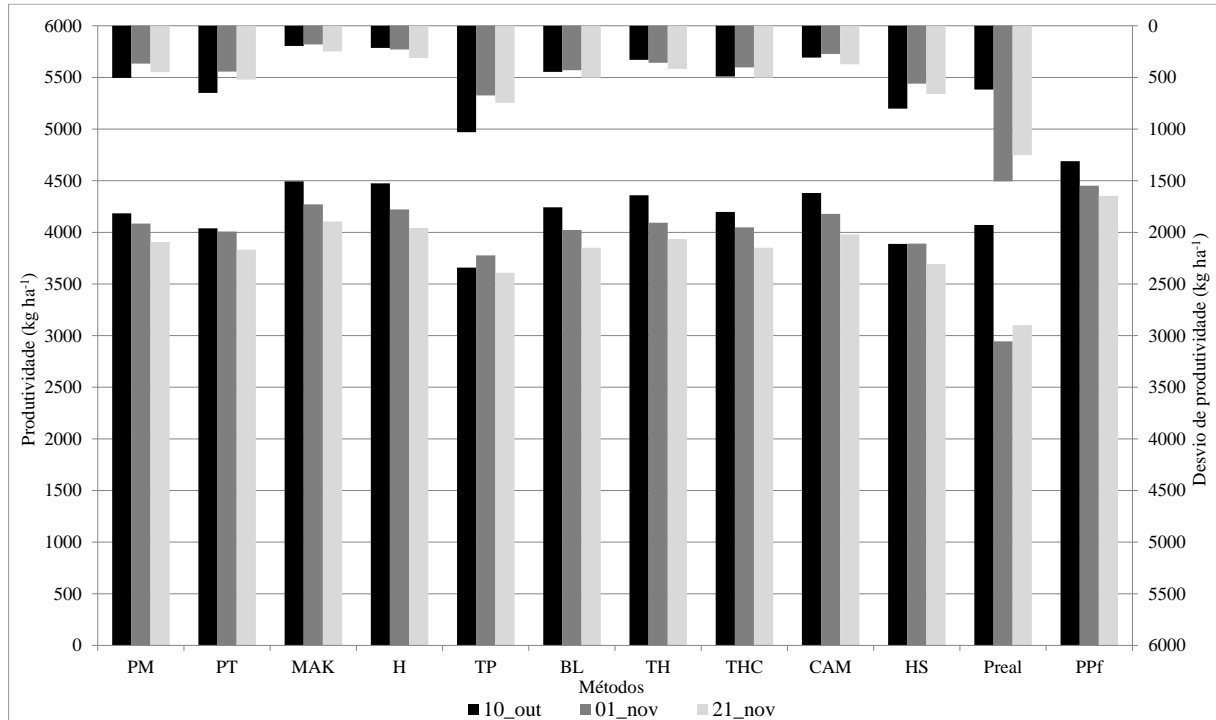


Quando utilizada a ETr pelo método padrão Penman-Monteith (PM), estimou-se produtividades atingíveis de 3.357 kg ha⁻¹ (não irrigado) e 4.184 kg ha⁻¹ (irrigado) para semeaduras em 10 de outubro; 3.229 kg ha⁻¹ (não irrigado) 4.085 kg ha⁻¹ (irrigado) em 01 de novembro; 3.333 kg ha⁻¹ (não irrigado) e 3.906 kg ha⁻¹ (irrigado) em 21 de novembro.

Os desvios entre as estimativas das produtividades potenciais e atingíveis apontam para perdas teóricas referentes à disponibilidade hídrica. Assim, esses desvios foram de 28,4% (não irrigado) e 10,7% (irrigado) para as semeaduras em 10 de outubro, 27,4% (não irrigado) e 8,2% (irrigado) para 01 de novembro e 23,4% (não irrigado) e 10,2% (irrigado) para 21 de novembro.

As produtividades reais médias obtidas em campo para a cultivar BRS-284, com semeaduras em 10 de outubro, foram de 3.164 kg ha⁻¹ (não irrigado) e 4.072 kg ha⁻¹ (irrigado). Já semeaduras em 01 de novembro resultaram em 2.728 kg ha⁻¹ (não irrigado) e 2.945 kg ha⁻¹ (irrigado), e 21 de novembro resultaram em 1.447 kg ha⁻¹ (não irrigado) e 3.102 kg ha⁻¹ (irrigado).

Figura 4.3 - Produtividades atingíveis, a partir de 10 métodos para estimativa de evapotranspiração de referência por decêndio, produtividade real (Preal) em ambiente irrigado e desvios de produtividade em relação à produtividade potencial (PPf), com semeadura em 10 de outubro, 01 de novembro e 21 de novembro na safra 2013/2014 em Londrina/PR.



As produtividades potenciais teóricas foram menores em plantios mais tardios, corroborando com os dados reais obtidos em campo, constatando-se que as perdas aumentaram tanto em ambientes irrigados ou não irrigados. As semeaduras mais tardias, em 21 de novembro, apresentaram grandes perdas de produtividade reais, maiores que as ocasionadas pela deficiência hídrica. Este fato pode ser explicado pela ocorrência de pragas e doenças que atingiram fases fenológicas críticas da cultura semeada nesta data.

A perda de produtividade pode ser estimada pelo desvio entre a produtividade real e a potencial calculada por meio do modelo proposto, conforme parâmetros utilizados e época de semeadura específica. Esses desvios estão associados não somente às necessidades hídricas durante o ciclo da cultura, mas também a outros fatores não considerados no modelo, como ocorrência de pragas e doenças, bem como manejos culturais.

Em ambiente não irrigado, os desvios entre as produtividades reais e as potenciais estimadas foram de 32,5% (10/out), 38,7% (01/nov) e 66,7% (21/nov). Esses desvios foram menores em ambiente irrigado, com valores de 13,1% (10/out),

33,9% (01/nov) e 28,7% (21/nov). Se a perda de produtividade em ambiente não irrigado com semeadura em 10 de outubro foi estimada em 32,5%, e o desvio devido ao déficit hídrico entre a produtividade potencial e atingível foi de 28,4%, então interpreta-se que 4,1% da perda de produtividade foi ocasionada por outros fatores não modelados.

Desta mesma forma, dos 38,7% das perdas de produtividade para semeadura em 01 de novembro, 27,4% foram perdas decorrentes ao déficit hídrico e 11,3% a outros fatores. E para semeadura em 21 de novembro, dos 66,7% das perdas de produtividade estimadas, 23,4% foram devido ao déficit hídrico e 43,3% a outros fatores não quantificados pelo método.

Em ambiente irrigado, para semeadura em 10 de outubro, das perdas de produtividade estimadas (13,1%), deduziu-se que 10,7% foi decorrente ao déficit hídrico e 2,14% por outros fatores. Para 01 de novembro, das perdas de produtividade estimadas (33,9%), 8,2% foi por deficiência hídrica e 25,7% por outros fatores. Em 21 de novembro, das perdas estimadas em 28,7%, calcula-se que 10,2% foi decorrente às necessidades hídricas e 18,5% outros fatores.

Em ambiente não irrigado, os métodos não apresentaram diferenças significativas quanto a ETr para semeaduras em 10 de outubro e 01 de novembro, contudo foram diferentes quando analisados por ETo (Tabela 4.4). As produtividades atingíveis estimadas a partir do método THC foram aquelas que mais se assemelharam ao método padrão PM nessas datas, com uma diferença a menos de 0,46% (-16 kg ha⁻¹) e 1,35% (-43 kg ha⁻¹), respectivamente.

Nessas duas primeiras semeaduras, o método THC foi semelhante estatisticamente aos métodos BL, CAM, TH, PT e o método H apresentou semelhança somente em 01 de novembro. Quando utilizados nas estimativas de produtividade (Figura 4.2), o método BL apresentou diferença superior ao método padrão em 2,7% (10/out) e 0,43% (01/nov), superestimando a produtividade atingível em 90 kg ha⁻¹ e 43 kg ha⁻¹, respectivamente.

O método CAM também superestimou em 103 kg ha⁻¹ (+3,10%) na primeira semeadura e 36 kg ha⁻¹ (+1,11%) na segunda. Da mesma forma, o método TH superestimou nessas datas, em 144 kg ha⁻¹ (+4,30%) e 39 kg ha⁻¹ (+1,21%), respectivamente, e o método H em 01 de novembro (+3,91%), equivalente a 126 kg ha⁻¹. Já o método PT subestimou a produtividade atingível pelo método padrão, apresentando uma diferença de 194 kg ha⁻¹ (-5,78%) e 116 kg ha⁻¹ (-3,61%), nas

respectivas datas. Os demais métodos diferentes estatisticamente foram H (10/out; +7,0%; +234 kg ha⁻¹), e MAK (+10,20%; +342 kg ha⁻¹), e os métodos HS (-9,37%; -315 kg ha⁻¹) e TP (-15,24%; -512 kg ha⁻¹).

Para semeadura mais tardia (21/nov) em ambiente não irrigado, os valores de MBE pelo método H diferiram de TP e pelo método MAK diferiu de HS e TP, sendo que estes não apresentaram diferenças entre si. Os métodos que mais se aproximaram do método padrão PM e não apresentaram diferenças significativas foram TH (+0,21%; +7 kg ha⁻¹), CAM (+0,30%; +10 kg ha⁻¹), BL (-0,46%; -15 kg ha⁻¹), THC (-1,16%; -39 kg ha⁻¹), H (+1,95%; +65 kg ha⁻¹) e PT (-2,95%; -98 kg ha⁻¹). Os métodos que diferiram estatisticamente foram MAK (+4,13%; 138 kg ha⁻¹), HS (-5,02%; -167 kg ha⁻¹) e TP (-7,4%; -246 kg ha⁻¹).

Em ambiente irrigado, independente da data de semeadura, os métodos apresentaram o mesmo comportamento estatístico, ou seja, semeaduras em 10 de outubro e 21 de novembro obtiveram os mesmos valores de MBE para ETr, com valores de DMS muito próximos. A única diferença foi na semeadura em 01 de novembro, onde THC não diferiu significativamente de nenhum método (Tabela 4.4).

Nesse ambiente, as produtividades atingíveis estimadas mais semelhantes às obtidas pelo método padrão PM foram aquelas obtidas por THC para semeadura em 10 de outubro, com diferença superior de 0,32% (+13 kg ha⁻¹). Nesta data, somente do método MAK diferiu de THC, estimando produtividades atingíveis superiores ao método padrão PM em 7,4% (+310 kg ha⁻¹).

Semeaduras em 01 e 21 de novembro apresentaram uma diferença de 0,20% (+8 kg ha⁻¹) e 0,79 % (+30 kg ha⁻¹), respectivamente, em relação ao método padrão. O método TP foi o único que diferiu estatisticamente de TH, subestimando as produtividades atingíveis em 7,52% (-308 kg ha⁻¹) em 01 de novembro, e 7,62% (-298 kg ha⁻¹) em 21 de novembro.

As ETr para semeaduras em 10 de outubro e 21 de novembro, no ambiente irrigado, apresentaram os mesmos valores de MBE (Tabela 4.4), porém estimativas de produtividades atingíveis diferentes. O método BL superestimou em 1,40% (+58 kg ha⁻¹) para 10 de outubro e subestimou em 1,37% (-54 kg ha⁻¹) para 21 de novembro.

O método TH superestimou em 4,20% (+176 kg ha⁻¹) e 0,78% (+30 kg ha⁻¹); CAM em 4,72% (+197 kg ha⁻¹) e 1,93% (+75 kg ha⁻¹); H em 6,96% (+291 kg

ha⁻¹) e 3,50% (+136 kg ha⁻¹), respectivamente nas referidas datas. Da mesma forma, os métodos que subestimaram foram PT em 3,47% (-145 kg ha⁻¹) e 1,86% (-73 kg ha⁻¹); HS em 7,08% (-296 kg ha⁻¹) e 5,43% (-212 kg ha⁻¹); e TP em 12,56% (-526 kg ha⁻¹) e 7,62% (-298 kg ha⁻¹).

Os modelos permitiram estimar que as perdas de produtividade em soja por deficiência hídrica em ambientes não irrigado foram de 26,4% em média. Já em ambientes irrigados, as perdas de produtividade por deficiência hídrica foram de 9,7%, ocasionadas por falhas no manejo de irrigação das parcelas experimentais.

4.6 CONCLUSÕES

Para estimativas de evapotranspiração de referência diária, o melhor método alternativo ao Penman-Monteith foi o método Priestley-Taylor. Para estimativas em escala decencial, o melhor método alternativo foi Thornthwaite-Camargo, em todas as datas de semeadura, com índices estatísticos de confiança "muito bom" e "ótimo", em plantios mais tardios. Quando utilizados nos cálculos de produtividades atingíveis, os métodos alternativos para estimativas de evapotranspiração (decencial) que apresentaram menores desvios comparados ao método recomendado pela FAO, sendo considerados melhores foram Thornthwaite-Camargo, Benevides-Lopez, Camargo e Thornthwaite.

5 ARTIGO C: O IMPACTO DAS SECAS NA PRODUÇÃO DE SOJA NO BRASIL

5.1 Resumo

O Brasil é o segundo maior produtor de soja no mundo, sendo que projeções apontam sua liderança mundial até 2025. As secas são uma das causas mais onerosas e uma das principais quedas na produção em regiões produtoras no Brasil. Este trabalho analisou e quantificou os possíveis impactos da seca nas perdas de produção da soja no Brasil em 38 safras (1976/77 a 2013/14). Reuniram-se dados de 4336 municípios com registros oficiais de produção, área colhida e produtividade, sendo estimadas as produtividades máximas para cada local e seus desvios relativos em cada safra. Estes valores foram organizados de forma a se obter um único valor representativo das perdas em pelo menos 80% das safras da série histórica analisada. Todas informações foram georreferenciadas, permitindo análises espaciais e construção de mapas temáticos em um ambiente de Sistemas de Informações Geográficas (SIG). Para análises exploratórias dos efeitos das secas foram utilizadas informações da evolução interanual do valor do Índice Padronizado de Precipitação (SPI), produtos do monitoramento climático mensal das chuvas no Brasil, disponibilizados pelo CPTEC/INPE. Na última década em todas as regiões produtoras de soja no Brasil houve registros de ocorrência de secas em pelo menos 50 a 60% dos anos. Estima-se que o Brasil tenha deixado de ganhar US\$ 79,62 bilhões em perdas de produção da cultura de soja entre as safras de 1976/77 a 2013/14, em especial devido às secas. As maiores amplitudes das produtividades de soja aconteceram no Rio Grande do Sul. Este estudo demonstra um impacto econômico na cadeia produtiva da soja atribuído à ocorrência de secas ainda não mensurado, alertando para novos estudos de zoneamento agrícola, novas variedades de soja adaptadas às secas, bem como subsidiando novas diretrizes estratégicas para a matriz produtiva da soja no Brasil.

Palavras-chave: agrometeorologia, estiagem; índice padronizado de precipitação; deficiência hídrica, risco climático

THE DROUGHT IMPACT ON SOYBEANS PRODUCTION IN BRAZIL

5.2 Abstract

Brazil is the second largest soybeans producer in the world with projections showing that will be a world leadership until 2025. Droughts are one of the most costly causes and the main causes of declines in production in producer regions in Brazil. This work analyzed and quantified the possible drought impacts on soybeans losses production in Brazil at 38 harvests (1976/77 to 2013/14). Data were collected from 4336 municipalities with official records of production, harvested area and productivity, and estimated the maximum yields for each city and their relative deviations for each harvest. These values were organized in order to obtain a single representative losses value at least 80 % of the harvests in the historical series analyzed. All information was georeferenced allowing spatial analysis and construction of thematic maps in a Geographic Information Systems (GIS) environment. For the exploratory analysis of drought effects the information was used on the interannual evolution of the Standardized Precipitation Index (SPI) value that aer products of the rainfall monthly climate monitoring in Brazil, available by CPTEC / INPE. In the last decade

in all Brazilian regions soybeans producing there have been records of droughts occurring at least 50 to 60% of the years. Brazil is estimated to have lost US\$ 79.62 billion in soybeans losses production between 1976/77 and 2013/14, especially due to droughts. The greatest amplitudes of soybean productivities occurred in Rio Grande do Sul. This study shows an economic impact on the soybean production chain attributed to the occurrence of droughts not yet measured, alerting new studies of agricultural zoning, new soybean varieties adapted to droughts, as well as subsidizing new strategic guidelines for the soybean production matrix in Brazil.

Keywords: agrometeorology, dryness, standart precipitation index; water deficit, climatic risk

5.3 INTRODUÇÃO

Eventos climáticos extremos têm despertado interesse na comunidade científica global por seus impactos sociais, econômicos e diretos na segurança alimentar mundial (REBELLO et al., 2016; PINTO; ASSAD 2008; ROBERTS; SCHLENKER, 2010; JUSTINO et al., 2013; RIO et al., 2015; ASSAD et al., 2013; ROLIM et al., 2015; SANTOS et al., 2011). Eventos de seca têm aumentado nas últimas décadas, provavelmente associadas às mudanças climáticas decorrentes do aquecimento do planeta (STOKSTAD, 2004). Previsões indicam ainda que extremos climáticos tenderão a aumentar incluindo secas mais frequentes e prolongadas (SCHIERMEIER, 2006).

No Brasil, a soja é um dos produtos mais destacados da agricultura brasileira por sua contribuição na balança comercial. Nas últimas três décadas, a cultura apresentou o maior crescimento e atualmente representa em torno de 49% da área cultivada de grãos no país e somente na última década teve um crescimento de 66% (MAPA, 2016). O Brasil mantém-se como o segundo maior produtor de soja no mundo, estando atrás dos Estados Unidos. Projeções apontam que o Brasil assumirá a liderança mundial na produção da oleaginosa até 2025, superando 129,2 milhões de toneladas, o que representará um acréscimo de 35,1% em relação a safra de 2015/2016 (OECD/FAO, 2016).

A seca pode ser causada pela diminuição da precipitação, pelo aumento da evaporação, pelo abaixamento dos lençóis freáticos ou por mudanças na cobertura do solo, tendo como consequências a redução da produção agrícola, a degradação do solo, as alterações dos ecossistemas e captação de água (MARENGO; BERNASCONI, 2015). As secas são uma das causas mais onerosas

em termos anuais. Seus impactos são significativos, afetando negativamente muitos setores sócio-econômicos, como a agricultura e a segurança alimentar (WMO; GWP, 2016).

A agricultura é uma atividade de alto risco devido a sua grande dependência das condições climáticas em toda cadeia produtiva. O clima é considerado como fator de mais difícil controle e maior ação sobre a limitação às máximas produtividades. O Brasil possui uma vasta extensão territorial, favorecendo uma variabilidade climática e condições que podem ser favoráveis ou desfavoráveis, de acordo com a atividade agrícola (ALVARES et al., 2013; ARAUJO et al., 2013; PINTO et al., 2003).

Segundo a Agência Nacional de Águas (ANA, 2015), desde 2012, observa-se uma gradativa e intensa redução nos índices pluviométricos em algumas regiões do Brasil. A compreensão das causas dessas alterações climáticas e da dinâmica tendencial da pluviometria interanualmente ainda é imprecisa devido, principalmente, ao curto período de observações dessas anomalias.

Uma das principais causas de quedas na produção de soja está na ocorrência de secas em regiões produtoras. A seca é de difícil previsibilidade por apresentar diferentes características que oscilam conforme a região, clima e exploração dos recursos hídricos (FERNANDES; HEINEMANN, 2011). Para analisar os efeitos das secas, é necessário conceituar este evento climático. Vários autores categorizaram o evento seca em grupos: meteorológico, climatológico, hidrológico, agrícola e socioeconômica (McKEE; DOESKEN; KLEIST, 1993; HEIM, 2002; WILHITE; BUCHANNAN-SMITH, 2005; REBELLO et al., 2016). De forma comum às categorias, pode-se definir seca como um estado de umidade insuficiente causado por uma deficiência de precipitação durante um intervalo de tempo.

O intervalo de tempo entre a chegada da chuva até que a água esteja disponível na forma utilizável variará no tempo e no espaço, tornando complexa a função de estabelecer relações entre os impactos do uso e da fonte hídrica. A escala temporal da deficiência hídrica acumulada separa funcionalmente o tipo de seca. Como exemplo as secas agrícolas, relacionadas às umidades no solo, têm um escala de tempo mais curta do que secas hidrológicas, que envolve águas subterrâneas, fluxo e reservatório (McKEE; DOESKEN; KLEIST, 1993). Tucker e Choudhury (1987) definiram seca como um período de crescimento reduzido das plantas, causado pela redução da precipitação em relação à média histórica,

afirmando que vários autores também chamaram de seca "agrícola".

Uma vantagem do Índice Padronizado de Precipitação (SPI) é que ele pode ser calculado para avaliar diferentes períodos de tempo e avaliar dinâmica de diferentes tipos de secas (JENKINS; WARREN, 2015). Segundo o CPTEC (2016), a principal característica do SPI é a possibilidade de utilização de monitoramento tanto de condições úmidas como secas em diversas escalas de tempo. Esta flexibilidade temporal possibilita utilizar o SPI em múltiplas aplicações, abordando eventos que impactam a agricultura (IDMP, 2016).

O uso do SPI é muito frequente em estudos de secas e de gestão de recursos hídricos. Os autores Fernandes et al. (2010), Fernandes e Heinemann (2011) relacionaram dados da série histórica da produtividade de arroz com a intensidade e ocorrência de seca por meio do SPI. Já Blain (2011) verificou a possibilidade de aplicação do conceito de monitoramento padronizado das condições de seca, proposto pelo SPI, em séries decendiais de P-ETP (Precipitação - Evapotranspiração Pontencial). Jenkins e Warren (2015) utilizaram SPI em seu estudo, destacando as características da seca que podem ser mais sensíveis sob as mudanças climáticas. Entretanto, recomenda-se que a série histórica a ser utilizada em eventuais estudos tenha, no mínimo, 30 anos (BAMBINI et al., 2015).

Sabe-se que para vincular perdas de produtividades agrícolas exclusivamente às secas, dever-se-ia envolver técnicas mais complexas, que relacionassem a escala temporal e a água disponível em cada tipo de solo nos determinados estádios fenológicos da soja, de acordo com as semeaduras recomendadas em cada região, o que limitaria os estudos em escalas locais. Contudo, diante da vasta extensão territorial do Brasil e sua diversidade climática, análises de uma perspectiva geral climática recebem especial destaque como ferramentas que permitem avaliações do suprimento hídrico para fins agrícolas por precipitação pluvial e seus impactos.

O objetivo deste trabalho foi quantificar os possíveis impactos da seca nas perdas de produção sobre a cultura da soja no Brasil durante as safras de 1976/77 a 2013/14.

5.4 MATERIAIS E MÉTODOS

Foram reunidos e periodicamente atualizados dados referentes à produção, área colhida e produtividade da cultura da soja no Brasil a partir de 1976, por meio das informações oficiais públicas (CONAB, 2016; IBGE, 2016). Tais informações foram organizadas por meio de planilhas eletrônicas, separadas por regiões, unidades federativas, mesorregiões, microrregiões e municípios produtores da oleaginosa em estudo.

Foi definido o grau de dispersão dos valores estimados de produtividade em relação aos valores reais observados no campo. Como as diferentes condições de produção agrícola resultam em grande variabilidade nos valores observados, trabalhou-se com valores relativos, ou seja, o valor estimado ou observado em relação a um valor máximo para a condição atmosférica avaliada. Assim, as estimativas de ganho e/ou perdas relativas foram em função de um valor máximo, independentemente da condição de exploração da cultura. Semelhantemente a metodologia utilizada por Hollinger et al. (2001) e Fernandes e Heinemann (2011), os desvios foram relativos às variações climáticas enquanto os valores estimados representam o avanço tecnológico.

As estimativas de produtividade foram calculadas para cada safra em cada município, de acordo com sua unidade federativa. Considerou-se como produtividade estimada, a área plantada na safra de referência multiplicada por uma produtividade de referência (1). Calculou-se dois tipos de produtividades estimadas: uma considerando como produtividade de referência o ano de máxima produção da série histórica, e outra considerando como produtividade de referência a média da série histórica.

$$PE \text{ (mil t)} = \text{Área (mil ha)} \times Pr \text{ (t ha}^{-1}\text{)} \quad (1)$$

Sendo:

PE = produtividade estimada, em mil toneladas;

Área = área plantada no ano safra, em mil hectares;

Pr = produtividade de referência, em toneladas por hectare.

As perdas de produção também foram calculadas para cada região e

unidade federativa (2):

$$Perda\ de\ Produção\ (\%) = \left(1 - \frac{Produtividade\ Observada}{Produtividade\ Estimada}\right) \times 100 \quad (2)$$

Sendo:

Produtividade observada = produtividade do ano safra, em toneladas por hectare;

Produtividade estimada = obtida pela equação 1; pode ter como referência a produtividade máxima ou média da série histórica, em toneladas por hectare.

Assim, em cada safra analisada considerou-se o intervalo de dois anos antes e dois anos depois da safra em questão. Por meio desta metodologia, os *inputs* de produtividade que surgiram no decorrer da série histórica, advindos de novos materiais genéticos e técnicas de manejo, foram considerados dirimidos. Os cálculos para cada uma das safras de 1976 a 2013 foram realizados por meio de planilhas eletrônicas, de acordo com as equações propostas.

Dos 4336 municípios brasileiros com registros oficiais de produção de soja, foram escolhidos 1945 que possuíam uma série de dados mais consistente e completa na série histórica analisada. Para interpolação dos dados, consideraram-se apenas os 1945 que tinham registros de produção de soja em fontes oficiais, sendo estimadas as produtividades em cada safra, considerando a área plantada na safra em questão multiplicada pela produtividade máxima em cinco anos. Os valores calculados para cada safra em cada município foram organizados e analisados, de forma a se obter um único valor representativo das perdas em 60% e 80% das safras.

Vários autores têm relacionado níveis de produtividade agrícola municipais com os níveis de precipitação, de temperatura e suas respectivas características agronômicas ao longo de séries históricas de, pelo menos, 30 anos (FERES; REIS; SPERANZA, 2010; CIRINO, 2012; ARAUJO et al., 2013). Assim, com o propósito de abastecer os arquivos necessários para caracterizar as regiões produtoras de soja, também foi organizado e mantido um banco de dados os principais elementos meteorológicos, contendo as normais climatológicas e observações das diferentes localidades.

Em um ambiente de Sistemas de Informações Geográficas (SIG), foram importadas as malhas digitais de todos os municípios do Brasil, disponibilizadas pelo IBGE (2016). Para cada um dos 1945 municípios escolhidos,

onde havia dados oficiais de produção de soja (CONAB, 2016), foi gerado um centroíde georreferenciado (Latitude, Longitude e Altitude) e atribuídas todas as informações geradas por este estudo.

Esta metodologia permitiu que tais informações fossem interpoladas pelo método do Inverso do Quadrado da Distância, gerando mapas temáticos. Tais informações georreferenciadas em um ambiente de Sistemas de Informações Geográficas (SIG), tornou possível a espacialização dos resultados e avaliação de estratégias de adaptação. Para estas análises de geoprocessamento e construção dos mapas foi utilizado o *software* livre Quantum GIS (NANNI et al., 2013).

Para análises dos efeitos das secas foram utilizados produtos de monitoramento climático mensal e sazonal das chuvas no Brasil, disponibilizados pelo CPTEC/INPE (2015). Foram utilizadas informações com a evolução interanual do valor do Índice Padronizado de Precipitação (*Standardized Precipitation Index - SPI - MCKEE; DOESKEN; KLEIST, 1993*), comumente utilizado para o monitoramento de condições associadas a secas e excesso de chuva, considerando dados de precipitação em ponto de grade acumulados mensalmente, para diferentes escalas de intensidade o período de 1961 até 2013.

O SPI é baseado somente no produto de precipitação mensal, neste caso, produzido pelo CPTEC/INPE, a partir de dados provenientes de diversas fontes de dados do Brasil. Para monitoramento de secas, são considerados apenas os valores negativos do índice. Foram escolhidos para análise das secas os meses de dezembro, janeiro e fevereiro, por corresponderem a um período comum da safra de soja no Brasil nas diferentes regiões produtoras.

Os valores típicos de SPI para caracterizar um evento de seca são baseados na metodologia de monitoramento de seca utilizada no National Integrated Drought Information System (2016), baseados nos limites determinado pelo NCDC da NOAA (National Climatic Data Center - *National Oceanic and Atmospheric Administration*), com cinco categorias que identificam a intensidade da seca (Tabela 5.1):

Tabela 5.1 - Categorias de intensidade de seca baseadas em valores do Índice de Precipitação Padronizado (NIDIS, 2016).

Categoria	Intensidade	Possíveis Impactos	Limiares de SPI
D0	Fraca	<p>Indo para a seca:</p> <ul style="list-style-type: none"> ▪ secura a curto prazo tornando lentos o plantio e o crescimento de culturas ou pastagens <p>Saindo da seca:</p> <ul style="list-style-type: none"> ▪ alguns déficits hídricos prolongados ▪ pastagens ou culturas não totalmente recuperadas 	-0,5 a -0,7
D1	Moderada	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Alguns danos a culturas, pastagens ▪ Córregos, reservatórios ou poços baixos, escassez de água crescente ou iminente ▪ Restrições voluntárias quanto ao uso de água necessárias 	-0,8 a -1,2
D2	Severa	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Prováveis perdas nas culturas ou pastagens ▪ Escassez de água frequente ▪ Restrições hídricas impostas 	-1,3 a -1,5
D3	Extrema	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Maiores perdas em culturas/pastagens ▪ Ampla escassez ou restrição hídrica 	-1,6 a -1,9
D4	Excepcional	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Perdas excepcionais e amplas em culturas/pastagens ▪ Escassez de água em reservatórios, córregos e poços resultando em estado de emergência 	-2,0 ou menos

5.5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os registros oficiais mostram que desde 1976 a produção de soja tem aumentado consideravelmente por todo território brasileiro, especialmente em

algumas regiões que se tornaram tradicionais pólos produtores como o Centro-Oeste e Sul. Estes estados têm exportado tecnologias de produção e permitido que outras regiões, como Norte e Nordeste, alcancem altos índices de produção nos últimos anos. Pode-se considerar que este *input* na produtividade ocorreu devido ao desenvolvimento tecnológico e científico ao longo da série histórica analisada, que também têm proporcionado um rápido e grandioso avanço das fronteiras da sojicultura no Brasil, proporcionando destaque no cenário mundial em relação a produção dessa *commodity*.

As análises das séries históricas de produção de soja no Brasil entre 1976 a 2013/14 revelaram o comportamento das produtividades em cada região, ao analisar seus desvios relativos à algum ano de produção máxima. Assim, os ganhos de produtividade associados aos ganhos genéticos, técnicas de manejo e novos materiais disponíveis no mercado foram dirimidos por meio da metodologia utilizada neste estudo, que considerou como produtividade máxima relativa a maior obtida no intervalo de cinco anos.

Estima-se que o Brasil tenha deixado de ganhar US\$ 79,62 bilhões em perdas de produção da cultura de soja entre as safras de 1976 a 2013/14, em especial devido às secas (Tabela 5.2). É conhecido que variações no comportamento das plantas e, conseqüentemente, nas produtividades agrícolas podem decorrer da variabilidade na ocorrência de elementos climáticos, causando grandes impactos socioambientais e econômicos (SIVAKUMAR et al., 2000).

Entre os estados brasileiros tradicionalmente produtores de soja encontram-se o Rio Grande do Sul e Paraná. As maiores perdas de produção aconteceram nos estados do Sul, totalizando 61% (US\$ 48,57 bilhões) das perdas nacionais históricas (Tabela 5.2). Somente o Rio Grande do Sul representou 37% (US\$ 29,62 bilhões) das perdas nacionais durante as 38 safras analisadas.

A região Centro-Oeste totalizou perdas de produção de soja em US\$ 19,61 bilhões. Este valor representa 24,6% das estimativas de perdas nacional, sendo distribuídos entre o estado do Mato Grosso do Sul, que apresentou perdas de US\$ 7,48 bilhões, seguido do estado de Mato Grosso com US\$ 7,19 bilhões, Goiás com US\$ 4,75 bilhões e Distrito Federal, com US\$ 170,9 mil.

Com perdas menos expressivas à série histórica estimada nacional (6%) a região Sudeste revela perdas de produção de soja mais constantes nos últimos anos, sendo que este fato pode estar relacionado a estagnação da área

cultivada com soja nos últimos anos, até mesmo pelo avanço do setor canavieiro nessa região. O Sudeste apresentou perdas na ordem de US\$ 4,7 bilhões ao longo das 38 safras analisadas.

Até meados da década de 80 os estados da região Norte e Nordeste não continham registros de produção de soja, e com pouca expressividade até o final dos anos 90. Nos últimos 15 anos houve expansão da sojicultura, em especial nos estados de Maranhão, Tocantins, Pará e Rondônia. Estados como Roraima, Rondônia, Mato Grosso, Pará, Amapá, Maranhão e Tocantins expandiram em uma taxa de 14,1% por ano de 1990 a 2005 (JUSTINO et al., 2013; COSTA et al., 2007).

Das perdas de produção estimadas, os maiores índices na região Norte aconteceram entre 2006 e 2013, ou seja, 70% destas perdas aconteceram nos últimos anos. Tocantins foi o estado que apresentou maior perda acumulada ao longo da série histórica de produção da região Norte (75%), seguindo do estado do Pará (15%), Rondônia (8,4%) e Roraima (1,7%). Estima-se que a região Norte perdeu em produção de soja aproximadamente US\$ 630,16 mil em função de secas.

Muitos autores tem buscado entender os impactos das secas na produção agrícola nordestina (SILVA et al., 2011; XAVIER et al., 2002). Projeções regionais de mudanças climáticas sugerem que até a segunda metade do século XXI devem prevalecer o aumento e a duração de secas na região, com reduções de chuvas, aumento de temperatura, sendo que as reduções de umidade do solo podem atingir os níveis de déficit suficientes para afetar a agricultura regional (MARENGO; BERNASCONI, 2015; JENKINS; WARREN, 2015).

Na região Nordeste, o estado da Bahia apresentou um avanço de produção a partir dos anos 90, acumulando perdas de produção estimadas em US\$ 4,33 bilhões. Estas perdas representam 71,1% das perdas da região Nordeste ao longo das safras analisadas. Em relação às perdas totais brasileiras, refere-se a 5,43%. Ao analisar o desempenho da agricultura nordestina em longos períodos de estiagem, Araujo et al. (2013) afirmam que alguns municípios da Paraíba e Bahia foram os mais prejudicados com a estiagem, tendo cerca de 40,0% de redução de produtividade. Os autores citam que em 2011 a produção de milho na Bahia sofreu perdas de 12,7% em grande parte devido às secas, que podem ser potencializadas no anos de *El Niño*, ou seja, com secas mais intensas (CIRINO, 2012).

Tabela 5.2 - Perdas financeiras nas principais regiões e estados produtores de soja no Brasil entre as safras de 1976/77 a 2013/14 (em mil dólares).

UF	1976/77 a 1983/84	1984/85 a 1993/94	1994/95 a 2003/04	2004/05 a 2013/14	Total de 38 safras
NORTE	112,47	21.406,00	186.806,04	439.696,45	630.168,16
RR	0,00	67,48	5.061,00	5.643,74	10.772,22
RO	112,47	3.774,06	29.346,96	19.359,67	53.186,02
AC	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
AM	0,00	0,00	881,14	0,00	881,14
AP	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
PA	0,00	0,00	8.079,77	85.233,12	93.544,73
TO	0,00	17.564,46	143.437,18	329.459,92	471.784,05
NORDESTE	20.428,19	835.225,67	1.813.814,25	3.526.682,56	6.093.889,55
MA	4.199,99	45.595,06	248.835,10	447.609,40	706.064,85
PI	0,00	4.097,00	230.196,98	836.646,83	1.056.408,51
CE	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
RN	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
PB	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
PE	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
AL	117,36	157,17	0,00	0,00	274,53
SE	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
BA	16.110,85	785.376,43	1.334.782,16	2.242.426,34	4.331.141,66
CENTRO-OESTE	1.344.554,02	3.720.084,80	8.416.827,49	5.953.812,12	19.612.370,30
MT	197.513,89	1.429.135,78	2.904.906,95	2.576.649,09	7.197.492,84
MS	870.908,83	1.181.100,99	3.187.023,52	1.971.500,50	7.484.136,33
GO	258.358,05	1.049.043,12	2.260.036,50	1.368.174,74	4.759.829,41
DF	17.773,25	60.804,91	64.860,52	37.487,79	170.911,72
SUDESTE	672.687,35	1.035.745,68	1.861.637,23	1.206.714,18	4.710.031,78
MG	204.939,80	499.123,88	823.339,82	477.619,78	1.985.841,61
ES	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
RJ	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
SP	467.747,55	536.621,80	1.038.297,41	729.094,41	2.724.190,17
SUL	8.442.011,46	7.499.521,50	17.091.004,01	12.712.260,14	48.575.004,71
PR	3.639.089,84	1.969.637,91	4.944.881,33	5.735.640,07	17.067.556,73
SC	359.287,85	392.143,41	529.398,98	547.321,12	1.885.491,04
RS	4.443.633,77	5.137.740,18	11.616.723,69	6.429.298,95	29.621.956,94
BRASIL	10.479.793,49	13.111.983,65	29.370.089,02	23.839.165,46	79.621.464,50

Valores estimados considerando o preço de US\$ 482,00 a tonelada, em 05 de abril de 2014.

Silva et al. (2011) concluíram que a variabilidade inter-anual das chuvas nos estados do Ceará, Rio Grande do Norte e Paraíba tiveram uma mesma configuração comportamental, sendo que nos anos de ocorrência de secas verificou-se uma drástica diminuição da produção agrícola de grãos. Segundo Marengo e Bernasconi (2015), o Ministério da Integração Nacional do Brasil estimou que mais de 10 milhões de pessoas foram impactadas pela seca de 2012-14 na região semi-árida, sendo as condições extremas nesses anos ligadas a deficiência pluviométrica

e condições de seca que reduziram a disponibilidade de água no solo.

Pinto e Assad (2008), afirmam que a região Nordeste terá seus episódios de seca cada vez mais intensificados, decorrentes do processo de aquecimento global. Além deles, o Painel Intergovernamental de Mudança Climática (IPCC, 2007) já apontava a região nordeste do Brasil como uma das áreas globais que sofrerão maior tendência, ao longo dos próximos anos, de aridez e estiagem.

Na cultura da soja, o *déficit* hídrico induzido entre os períodos de germinação-emergência e floração-enchimento de grãos, pode ser o mais prejudicial em uma lavoura, acarretando queda drástica na produtividade e conseqüentemente na produção (EMBRAPA, 2013). A fase mais crítica à falta de água encontra-se entre os meses de dezembro a fevereiro, nas principais e tradicionais regiões produtoras no Brasil, sendo diferenciadas de acordo com as semeaduras de cada região.

Assim, de forma analítica e exploratória, foram utilizados mapas de SPI, produzidos e disponibilizados pelo CPTEC/INPE (Figura 5.1), onde mostram a intensidade de secas no Brasil, nos meses de dezembro, janeiro e fevereiro das safras 1999/2000, 2003/2004, 2004/2005 e 2011/2012.

Estas safras foram escolhidas em destaque por sua maior expressividade das perdas nos últimos anos da série histórica analisada, nas várias regiões do Brasil. Já os meses de dezembro, janeiro e fevereiro foram escolhidos por serem épocas comuns, que coincidem com as fases reprodutivas mais crítica a falta de água ao cultivo de soja em todo Brasil, com as mais variadas combinações entre solo e época de semeadura, independente da região.

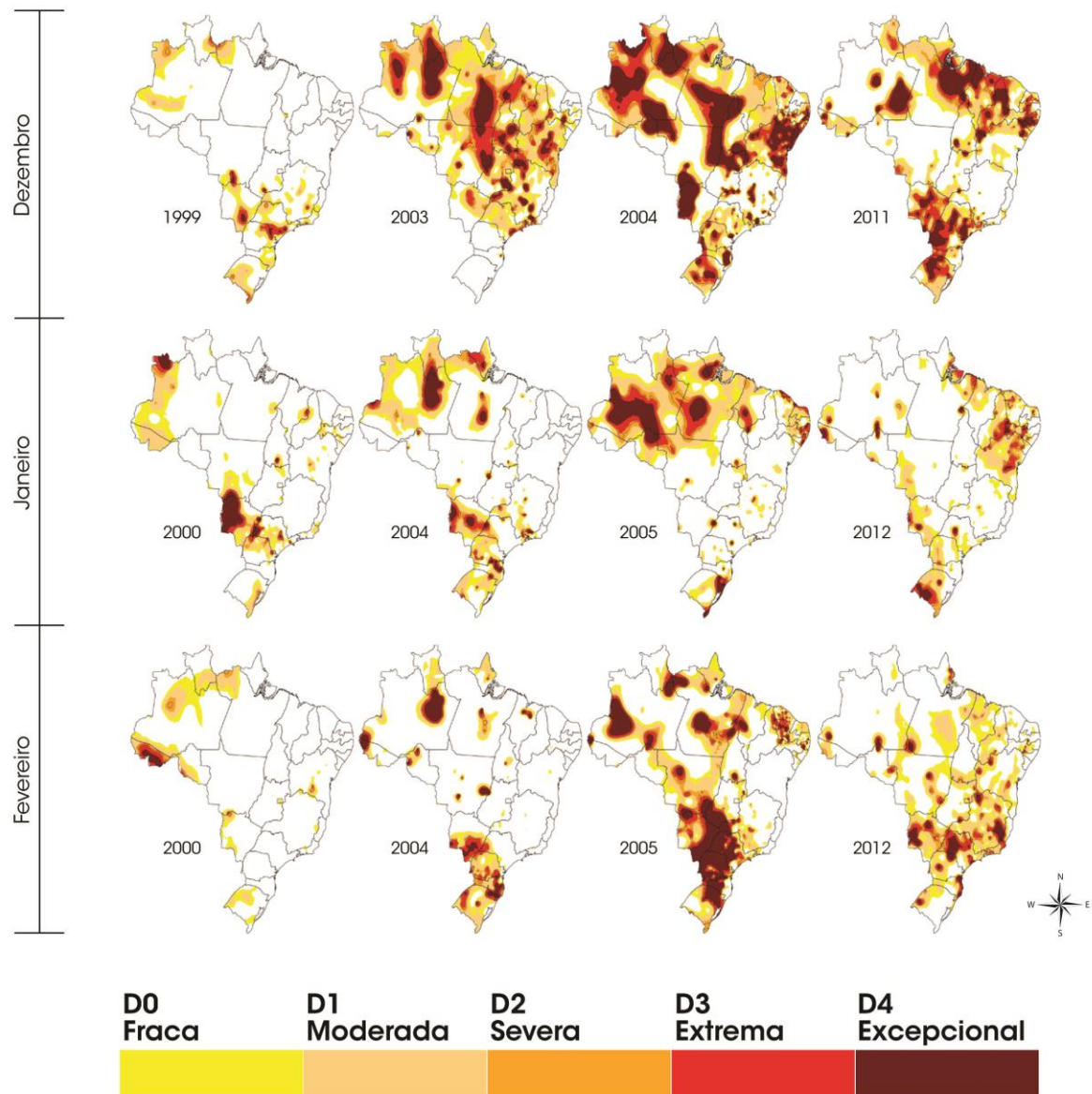
As maiores variabilidades das produtividades de soja aconteceram no Rio Grande do Sul (Figura 5.2). Estima-se que esses desvios de produtividades totalizaram perdas no valor de US\$ 29,6 bilhões, podendo estar diretamente ligados a questões climáticas, em especial ocorrência de secas. Para certificar o efeito de secas sobre as estimativas de perdas de produtividade de soja utilizado neste estudo, foram destacadas algumas safras:

- 1999/2000, com perdas de produtividade de 31,1%;
- 2003/2004, com perdas de produtividade de 47,8%;
- 2004/2005, com perdas de produtividade de 74%; e,
- 2011/2012, com perdas de produtividade de 45,3%.

Nota-se que as maiores perdas de produtividades e, conseqüentes

perdas monetárias na região Sul, estão concentradas no estado do Rio Grande do Sul. Mesmo sendo um estado tradicionalmente produtor, com tecnologia de produção e maior disponibilidade de radiação solar durante as safras, esta região possui a maior variabilidade de produtividade. No Rio Grande do Sul, em safras onde há boa disponibilidade hídrica, atinge-se altos índices de produtividade, contudo, quando há deficiência hídrica, as perdas de produtividade são altas quando comparada aos demais estados produtores (BRITTO; BARLETTA, MENDONÇA, 2008; ROSSETI, 2000).

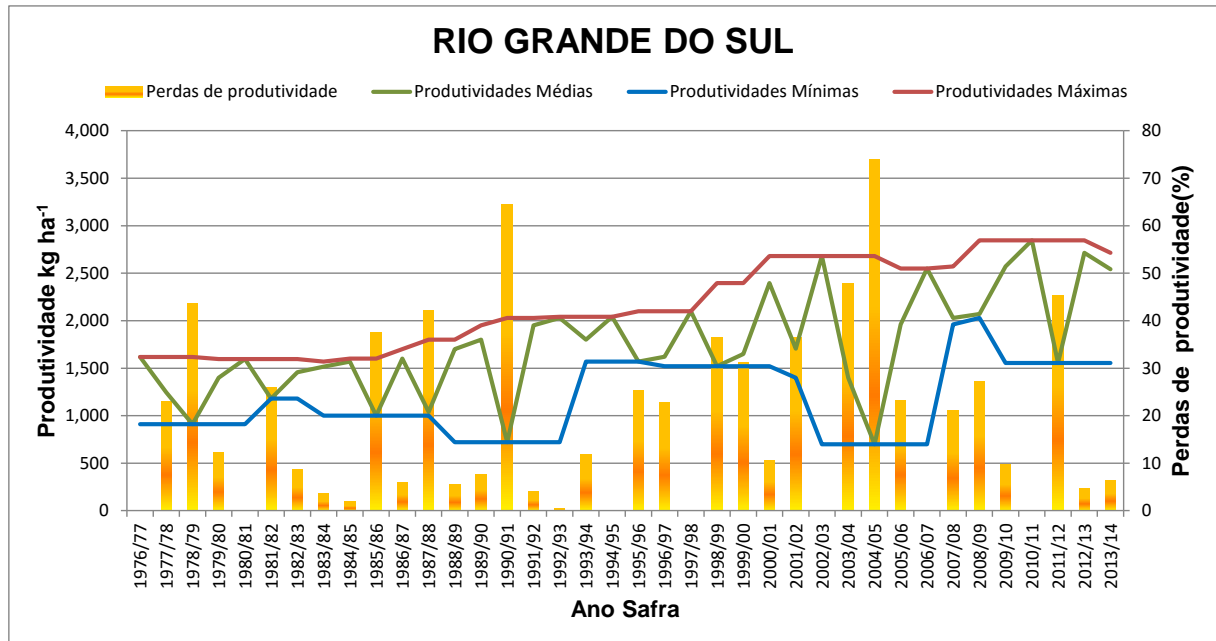
Figura 5.1 - Intensidade de secas no Brasil pela metodologia SPI, entre dezembro e fevereiro das safras agrícolas 1999/2000, 2003/2004, 2004/2005 e 2011/2012.



Fonte: CPTEC/INPE (2015), editado pelo autor.

Na safra 1999/2000, onde as perdas de produtividade estimadas foram de 31,1% (Figura 5.2) somente algumas regiões produtoras do estado registraram secas moderadas em dezembro, e alguns municípios secas fracas à moderadas em fevereiro.

Figura 5.2 - Produtividade de soja e perdas estimadas no estado do Rio Grande do Sul entre 1976/77 a 2013/14.

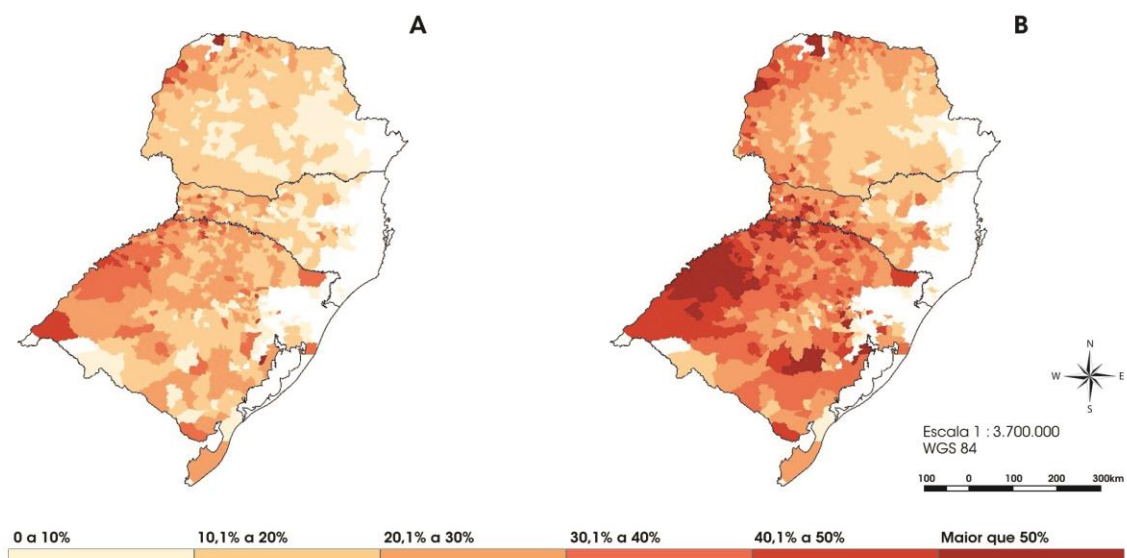


Em contraste, nas safras 2003/2004, 2004/2005 e 2011/2012, onde as perdas de produtividades estimadas foram maiores (Figura 5.2), nota-se que a intensidade de secas também aumentaram nos meses de dezembro, janeiro e fevereiro (Figura 5.1). Em importantes regiões produtoras do Rio Grande do Sul como Santa Maria, Pelotas, Passo Fundo e Cruz Alta, as perdas de produtividade podem ser superiores a 50% na maioria das safras (Figura 5.3). Adversidades climáticas tem sido intensas ao oeste e metade norte esse estado provocando impactos sócio-econômicos prejudiciais às atividades produtivas (SOLER; SENTELHAS, HOOGENBOOM, 2010; BRITTO; BARLETTA, MENDONÇA, 2008; FONTANA; BERLATO, 1997).

De maneira geral, o estado do Paraná possui menores perdas de produtividades comparadas às do Rio Grande do Sul, variando entre 20 a 30% quando há ocorrências (Figura 5.4). Na região oeste, onde se encontra o município de Cascavel, as perdas de produtividade podem chegar a 40%. Destaca-se a região

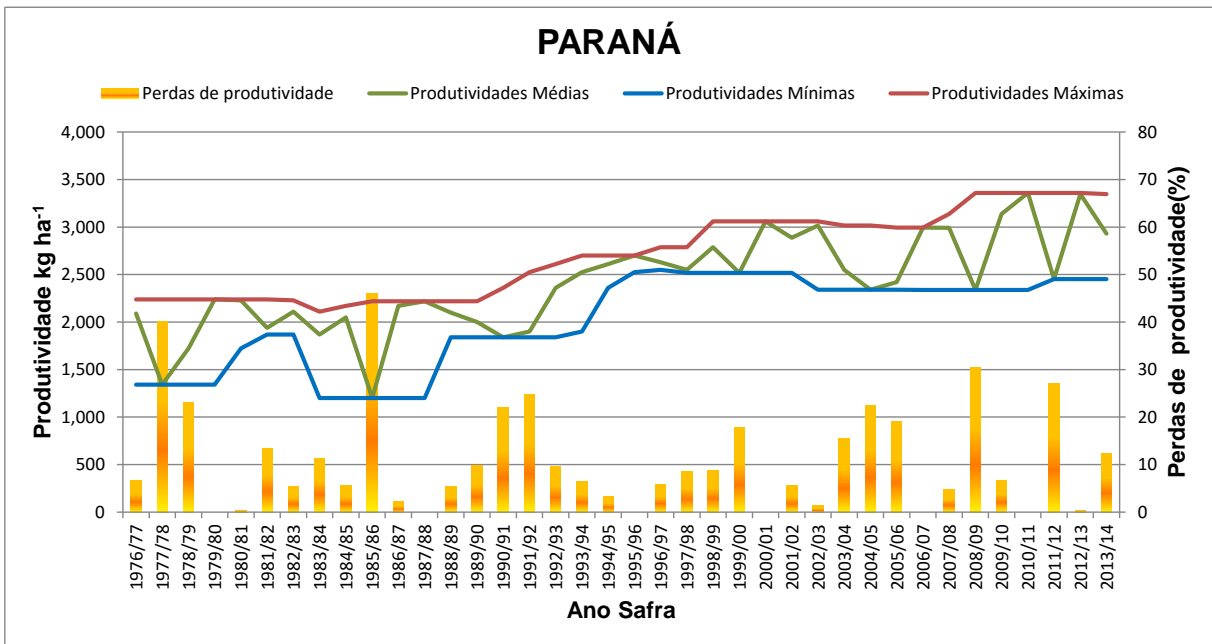
noroeste do Paraná, com alto risco de perdas de produtividade (Figura 5.3), corroborando com os dados de intensidade de secas nas safras analisadas para esta região paranaense (Figura 5.1). Em suma, quanto maior a intensidade de seca nos meses entre dezembro a fevereiro (Figura 5.1), maiores foram as estimativas de perdas de produtividade no Paraná (Figura 5.4), deduzindo perdas monetárias da ordem de U\$ 17,06 bilhões entre 1976 a 2013 (Tabela 5.2).

Figura 5.3 - Perdas de produtividade em soja para região Sul do Brasil entre as safras de 1976/77 a 2013/2014, considerando 60% (A) e 80% (B) dos anos analisados.



Estima-se que as perdas monetárias na produção de soja na região Sul, entre 1976 a 2013, tenha sido de U\$ 48,57 bilhões (Tabela 5.2). Acredita-se que, pelo menos 80% dessas perdas monetárias, sejam decorrentes às secas. Conforme o relatório do Proagro (BNDES, 2011), a safra 2011/2012 foi marcado por forte impacto financeiro negativo registrado no programa devido à seca que atingiu a região Sul, em especial a safra de verão. O valor indenizado atingiu R\$1.021,2 milhões, em valores nominais, decorrente do pagamento de 111.985 coberturas deferidas, representando em média 93,5% do total de ocorrências de perdas. Ressalta-se ainda que essa região teve participação média de 74,7% no total nacional dos empreendimentos com contratação de Proagro, no período considerado.

Figura 5.4 - Produtividade de soja e perdas estimadas no estado do Paraná entre 1976 a 2013/2014.



O estado do Mato Grosso do Sul, nas safras analisadas em relação à ocorrência de secas, obteve perdas nas estimativas de produtividade variando entre 17,7% (2011/2012) a 36,2% (2003/2004). Nota-se que nesta região as maiores perdas nas estimativas de produtividade ocorreram quando as intensidades de secas foram intensas (extremas ou excepcionais) nos meses entre janeiro e fevereiro (efeitos descritos na Tabela 5.1), atingindo municípios de grande produção de soja no estado (Figura 5.1 e Figura 5.5).

O estado de Minas Gerais, em destaque ao triângulo mineiro, tem aumentado sua produtividade ao longo dos anos, em especial a partir do final da década 90. As produtividades e perdas estimadas no estado mineiros na Figura 5.6.

As perdas de produtividade estimadas nas safras analisadas variaram de 0,8% (2011/2012) a 14,4% (2003/2004). Nos anos de maiores perdas de produtividade, a intensidade da seca entre dezembro e janeiro foi de severa a extrema (2009/2000 e 2003/2004). No ano de 2011/2012, com menores perdas estimadas, a seca foi considerada fraca ou ausente na maior parte dos municípios mineiros produtores de soja.

Figura 5.5 - Produtividade de soja e perdas estimadas no estado do Mato Grosso do Sul entre 1976 a 2013/14.

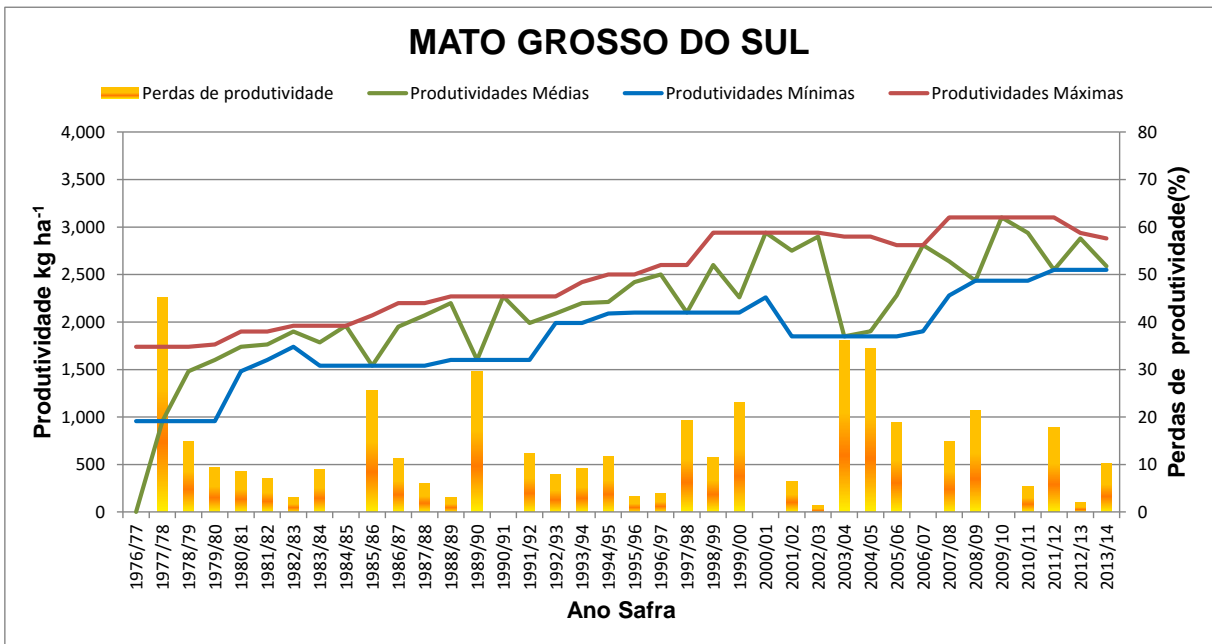
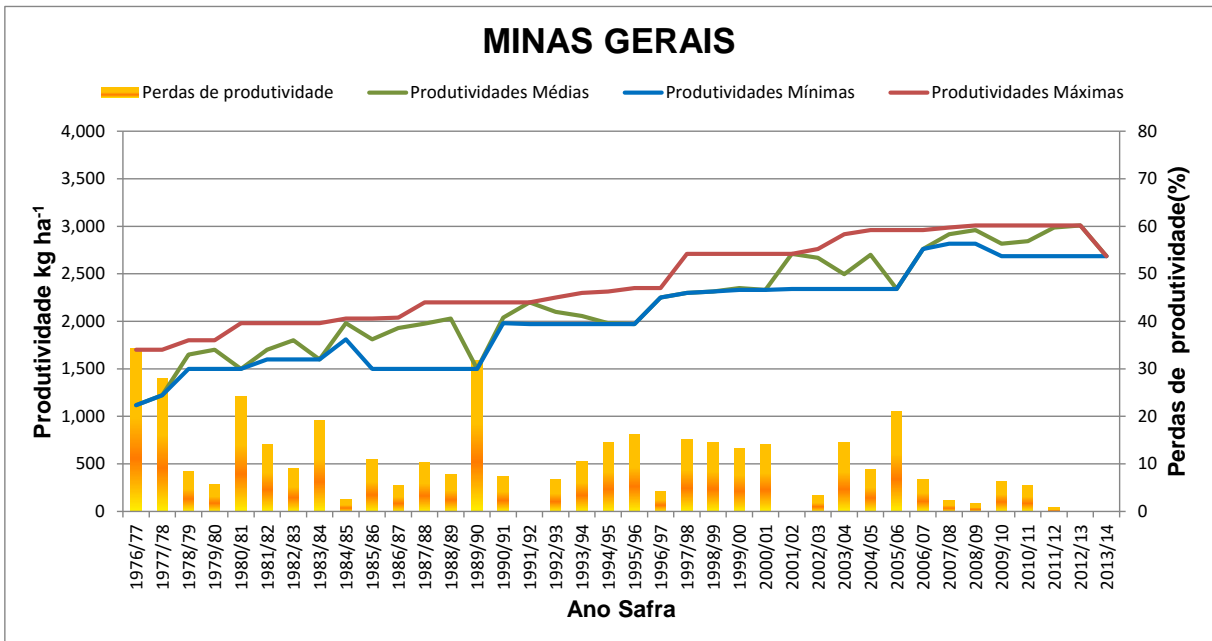


Figura 5.6 - Produtividade de soja e perdas estimadas no estado do Minas Gerais entre 1976 a 2013/2014.



Segundo IBGE, a área colhida de soja em Minas Gerais até 2013 foi de 1.149.100 ha. É importante ressaltar que Minas Gerais é o estado que apresenta maior concentração de áreas irrigadas por pivôs no Brasil (Figura 5.7), com aproximadamente 370 mil ha (EMBRAPA, 2016). Este fato pode explicar a

minimização das perdas de produtividade estimadas nos últimos anos (Figura 5.6), mesmo com eventos de secas severas na safra 2011/2012 (Figura 5.1).

Ao buscar por mais evidências do efeito das secas nas quedas de produtividade da soja em Minas Gerais, identificou-se a maior perda estimada nas últimas 30 safras agrícolas, resultando na safra 2005/2006 com estimativas de perdas de produtividade em 21%. Assim, a intensidade da seca nesta safra entre os meses de dezembro a fevereiro (Figura 5.8), destacando-se o impacto de secas severas e extremas, em especial no mês de janeiro.

Figura 5.7 - Pivôs Centrais no Brasil em 2013. Fonte: EMBRAPA, 2016.



O estado de Goiás tem avançado em ganhos de produtividade nas últimas décadas, em especial destaque às mesorregiões sul e leste goiano. Este Estado destaca-se por sua vocação agrícola, sendo responsável por 6,2, 6,87 e 1,52% das produções brasileiras de soja, milho e arroz (IBGE, 2010 apud

FERNANDES et al., 2010). A produtividade das culturas foi diretamente influenciada negativamente pela ocorrência de secas agrícolas na região. No entanto, estas regiões possuem grande número de pivôs centrais (Figura 5.7), creditando-se a tal fato as baixas perdas de produtividade nos últimos anos (Figura 5.9).

Figura 5.8 - Intensidade de secas no Brasil pela metodologia SPI, entre dezembro e fevereiro da safra agrícola 2005/2006. Fonte: CPTEC/INPE (2015).

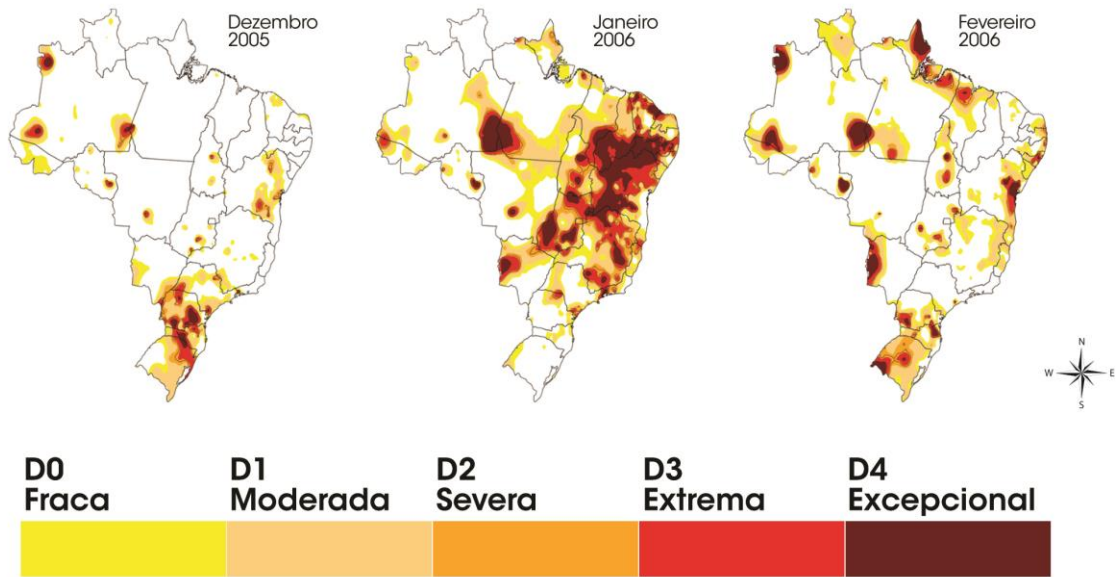
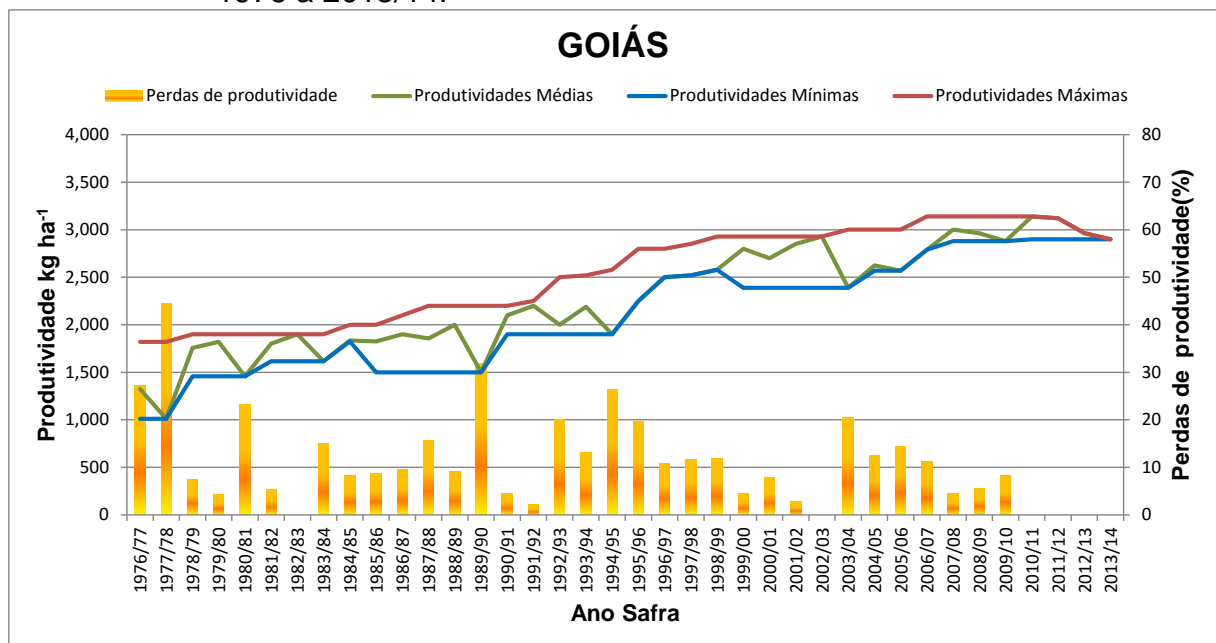


Figura 5.9 - Produtividade de soja e perdas estimadas no estado de Goiás entre 1976 a 2013/14.



Os eventos de seca possuem maior impacto negativo na produtividade do que os eventos úmidos, sendo que as regiões Sul e Norte-Nordeste de Goiás são mais propensas a eventos de secas mais persistentes (FERNANDES; HEINEMANN, 2011). Na safra de 2003/2004, com perdas estimadas de produtividade em 20,4%, o mês de dezembro apresentou secas com intensidades severas a excepcionais em grande parte dos municípios produtores de soja. Já na safra 2004/2005, com perdas estimadas em 12,6%, secas excepcionais ocorreram no Sul e Oeste goiano, região produtora porém pouco irrigada por meio de pivôs centrais.

Na safra 2005/2006, secas extremas e excepcionais atingiram essas mesmas mesoregiões no mês de janeiro (Figura 5.8), ano com perdas de produtividades estimadas em 14,4%. Na safra 2011/2012, em que os demais unidades federativas analisadas foram atingidas por secas de diferentes intensidades nos meses analisados (Figura 5.1), o estado de Goiás, para o mesmo período, registrou produtividade máxima na série analisada (Figura 5.9).

Ao mapear a ocorrência de secas entre 2005 e 2014, foram encontradas maiores frequências de estiagem nas regiões produtoras de soja do Triângulo Mineiro, Sul de Goiás, Norte de Mato Grosso, Rondônia, Maranhão, Noroeste da Bahia, Tocantins e Piauí (Figura 5.10). Tal fato corrobora com os resultados estimados de perdas de produção nestas regiões (Tabela 5.2), mesmo com o considerável avanço na última década da área cultivada com soja nestas regiões. Contudo, os impactos das estiagens foram maiores nas regiões onde ainda não há grande expansão de áreas irrigadas, diferentemente de regiões como Triângulo Mineiro e Sul de Goiás que possuem áreas de maior irrigação (Figura 5.7) apresentando perdas bem mais reduzidas (Tabela 5.2).

Na Figura 5.10 pode-se observar que na última década em todas as regiões produtoras de soja no Brasil houve registros de ocorrência de secas em pelo menos 50 a 60% dos anos. Isso significa que por menor que tenha sido a ocorrência ou intensidade, ou quando tenha acontecido, nos 10 anos analisados aconteceram secas em pelo menos 5 ou 6 anos no período de cultivo da soja. Nas novas regiões sojícolas do Brasil, especial Norte e Nordeste, a ocorrência de estiagem pode ter alcançado até 100% dos anos.

As perdas de produtividade por seca dos 1945 municípios produtores de soja no Brasil, durante as safras de 1976/77 a 2013/14 estão

representadas na Figura 5.11. Os resultados mapeados mostram a porcentagem de ocorrência de secas em pelo menos 80% dos anos analisados da série histórica.

Por exemplo, pode-se interpretar que em regiões a Oeste e Noroeste do Rio Grande do Sul as perdas de produtividade foram maiores que 50% em pelo menos 30,4 anos da série histórica estudada (equivalente a 80% das 38 safras analisadas). Estados como Rio Grande do Sul, Paraná e Oeste de Santa Catarina, apesar de sua tradição e tecnologia no cultivo de soja, são regiões mais susceptíveis e impactadas pela ocorrência de secas nos principais meses da safra.

Nas regiões Sul e Sudeste do estado do Mato Grosso do Sul, expressivas na produção de soja, e nas regiões Norte, Nordeste, Sudoeste e Noroeste do estado de São Paulo, também registraram perdas de produtividade entre 30 a 50% para as safras analisadas, que podem ser associadas às ocorrências de secas.

Nos municípios produtores que compreendem os estados do Mato Grosso, Goiás e Tocantins as perdas de produtividade por secas alcançaram, em média, até 20%. Tal resultado demonstra que, apesar das constantes ocorrências de secas durante a safra de soja na última década nestas regiões (Figura 5.10), muitos dos municípios que as compõem possuem sistemas de irrigação (Figura 5.9), dirimindo efeitos da seca.

As regiões do Sudoeste e Noroeste de Minas Gerais, e Oeste da Bahia, revelaram entre 10 a 40% de perdas de produtividade de soja, em média. Essas regiões possuem ocorrência de secas mais frequentes nos meses principais de cultivo de soja, e sua área de irrigação ainda está em expansão.

Ainda em franco crescimento estão as mais novas regiões produtoras de soja do Brasil, localizadas ao Sul dos estados de Rondônia, Maranhão, Piauí e Pará. Apesar da abundância de radiação solar na regiões, alerta-se neste estudo que estas regiões têm apresentado oscilações em suas produtividades em função de estigens e/ou mal distribuição de chuvas durante o ciclo da soja, com perdas estimadas em até 50% de produtividade. Os destaques são ao Sul do Piauí e Maranhão.

Figura 5.10 - Ocorrência de secas nas principais regiões produtoras da cultura de soja no Brasil, durante os meses de novembro, dezembro e janeiro, no período entre 2005 a 2014.

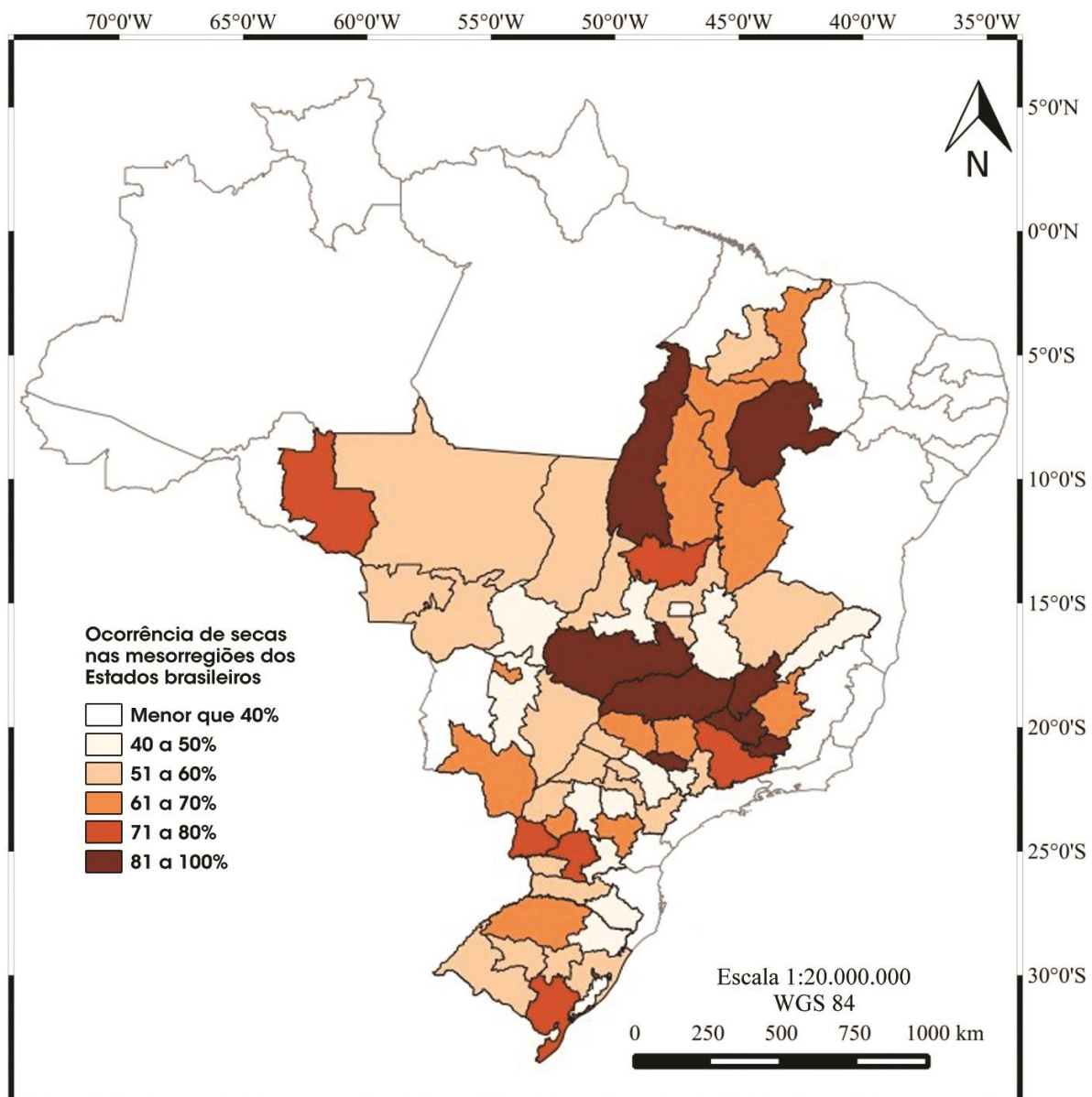
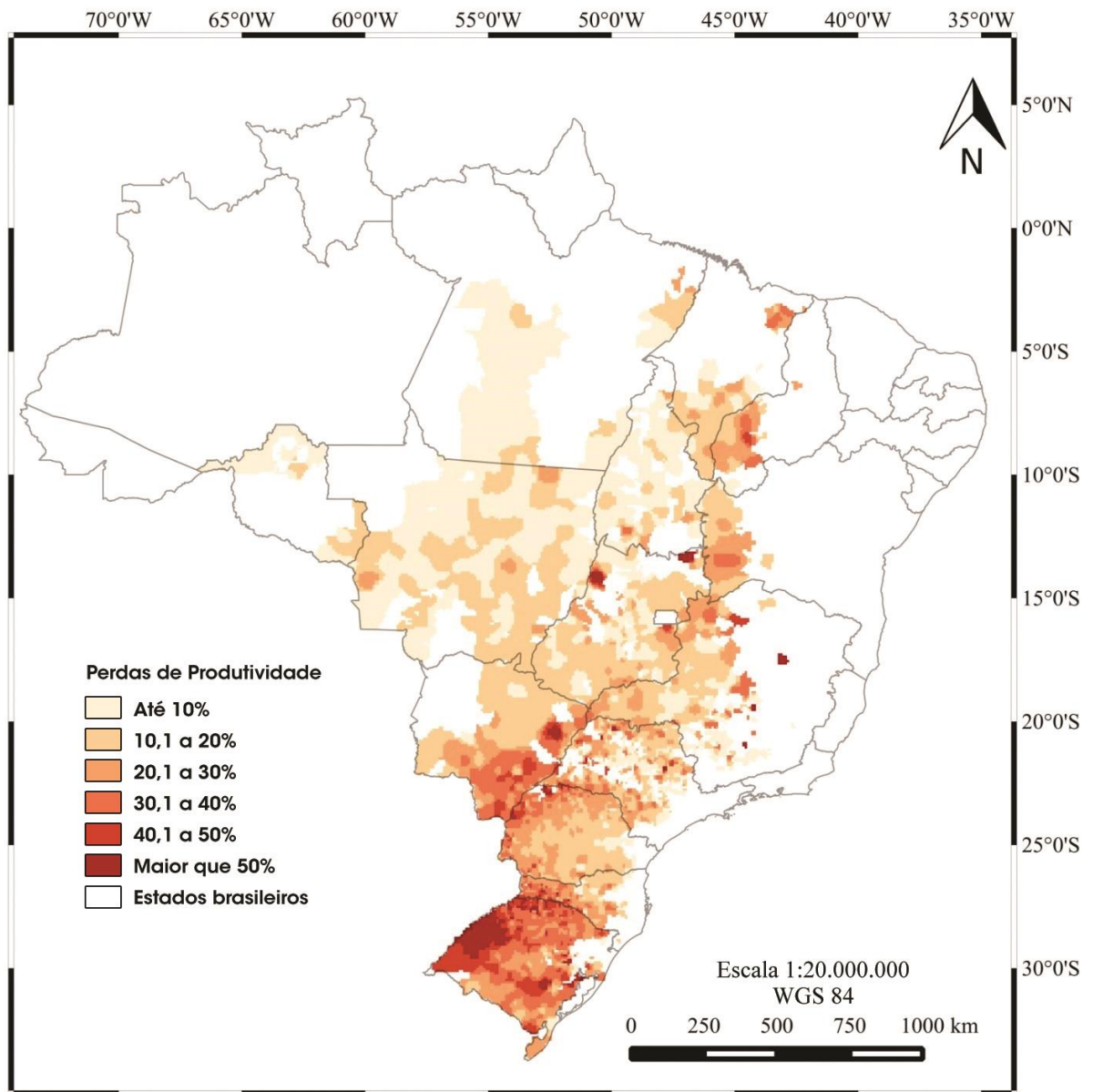


Figura 5.11 – Perdas de produtividade na cultura da soja no Brasil entre as safras agrícolas de 1976/77 a 2013/14.



5.6 CONCLUSÕES

Na série histórica de produção de soja no Brasil entre 1976/77 a 2013/14 estima-se que devido a ocorrência de secas, o Brasil deixou de ganhar em produção US\$ 79,62 bilhões. Este estudo demonstra um impacto econômico na cadeia produtiva da soja atribuído à ocorrência de secas, ainda não estudado.

Estudos que foquem os impactos sociais, de forma direta e indireta em muitos setores da sociedade, devem ser aprofundados. A ocorrência de secas

frequentes tem impactado áreas representativas e produtivas de soja, alertando para novos estudos de zoneamento agrícola, novas variedades de soja adaptadas à secas, bem como políticas públicas que incentivem o uso hídrico racional, subsidiando novas diretrizes estratégicas para a matriz produtiva brasileira.

6. CONCLUSÕES GERAIS

Neste estudo ficou comprovado que as produtividades de soja possuem variabilidade espacial e temporal, principalmente devido a disponibilidade hídrica para o desenvolvimento das plantas. Mesmo em uma escala municipal comprovou-se que este elemento meteorológico de maior variabilidade afetou as produções de soja. Assim, em modelos agrometeorológicos que estimem a produtividade deve-se ter especial atenção a consistência e representividade dos dados meteorológicos, em especial chuvas, e a distância destas ao ponto de interesse, fatores determinantes da precisão das estimativas.

O balanço hídrico é uma ferramenta para contabilizar as entradas e saídas de água de um sistema e, conseqüentemente, identificação de períodos de estiagem. Para isso, são utilizados valores estimados de evapotranspiração potencial. Para estimativas de evapotranspiração de referência diária, o melhor método alternativo ao Penman-Monteith, recomendado pela FAO, foi o método Priestley-Taylor. Quando utilizados nos cálculos de produtividades atingíveis, os métodos alternativos para estimativas de evapotranspiração (decidial) que apresentaram menores desvios comparados ao método recomendado pela FAO, sendo considerados melhores: Thornthwaite-Camargo, Benevides-Lopez, Camargo e Thornthwaite. Assim, em regiões onde localmente deseja-se quantificar a deficiência hídrica para soja, havendo limitados dados meteorológicos, podem ser utilizados um dos métodos recomendados.

Conclui-se que na história de produção de soja no Brasil até a safra 2013/14 o país tenha deixado de ganhar US\$ 79,62 bilhões devido ao impacto das secas sobre a cultura. As metodologias utilizadas neste estudo permitiram quantificar as perdas estimadas decorrentes às secas em uma macroescala, não recomendada para escalas espaciais menores, locais ou regionais, por não representarem processos topoclimáticos e microclimáticos, considerando por exemplo a cobertura da terra, bacias hidrográficas e topografia local.

Impactos sócio-econômicos devidos às secas, de forma direta ou indireta, devem ser aprofundados em futuros estudos frente às projeções de mudanças climáticas. A ocorrência de secas, no passado e previstas para o futuro, alerta para necessidade de novos estudos de zoneamento agrícola, desenvolvimento de variedades de soja adaptadas à secas, bem como políticas

públicas que fomentem diretrizes estratégicas de adaptação e mitigação sobre sustentabilidade da cadeia produtiva da soja.

Este estudo subsidia debates para elaboração de novas políticas públicas e prioridades de ação do governo, proporcionando resiliência ao sistema produtivo da soja no Brasil. Também contribui com a definição de diferentes linhas de pesquisa e com o manejo dos sistemas produtivos de grãos, que zelam pelo potencial de produção da cultura da soja diante da enorme importância social, econômica e da segurança alimentar e energética desta cultura.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGRITEMPO. **Sistema de Monitoramento Agrometeorológico**. Disponível em: <http://www.agritempo.gov.br>. Acessado em: 24 Out 2016.

ALLEN, R.G.; PEREIRA, L.S.; RAES, D.; SMITH, M. Crop evapotranspiration-Guidelines for computing crop water requirements. **FAO Irrigation and Drainage Paper 56**. Roma, Itália: FAO, 1998. p.300-328.

ALVARES, C.A.; STAPE, J.L.; SENTELHAS, P.C.; GONÇALVES J.L.M. ; SPAROVEK, G. Köppen's climate classification map for Brazil. **Meteorologische Zeitschrift**, v.22, p.711–728, 2013. DOI: 10.1127/0941-2948/2013/0507.

ALVARES, C.A.; STAPE, J.L.; SENTELHAS, P.C.; GONÇALVES J.L.M.. Modeling monthly mean air temperature for Brazil. **Theoretical and Applied Climatology**, v.113, p.407–427, 2012. DOI: 10.1007/s00704-012-0796-6.

ALVES E.D.L.; VECCHIA, F.A.S. Análise de diferentes métodos de interpolação para a precipitação pluvial no Estado de Goiás. **Acta Scientiarum. Human and Social Sciences**, v.33, p.193-197, 2011. DOI: 10.4025/actascihumansoc.v33i2.13815.

ANA - Agência Nacional de Águas - Superintendência de Planejamento de Recursos Hídricos. **Conjuntura dos Recursos Hídricos no Brasil - Informe 2014 - Encarte Especial sobre a Crise Hídrica**. SPR: Brasília, 2015. Disponível em: <http://conjuntura.ana.gov.br/docs/crisehidrica.pdf> Acessado em: out/2016.

ANDRADE JÚNIOR, A.S.; BASTOS, E.A.; SENTELHAS, P.C.; SILVA, A.A.G.. Métodos de estimativa da evapotranspiração de referência diária para Parnaíba e Teresina, Piauí. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, v.11, p.63–68, 2003.

ANGULO, C.; RÖTTER, R.; TRNKA M.; PIRTIOJA, N.; GAISER, T.; HLAVINKA, P.; EWERT, F. Characteristic “fingerprints” of crop model responses to weather input data at different spatial resolutions. **European Journal of Agronomy**, v. 49, p. 104-114, 2013. DOI: 10.1016/j.eja.2013.04.003.

ARAUJO, M.A.; SOUZA, J.L.M.; TSUKAHARA, R.Y. Modelos agro-meteorológicos na estimativa da produtividade da cultura da soja na região de Ponta Grossa, Estado do Paraná. **Acta Scientiarum. Agronomy**, v. 33, n. 1, p. 23-31, 2011.

ARAUJO, P.H.C.; CUNHA, D.A.; LIMA, J.E.; FÉRES, J.G. Efeitos da seca sobre a produtividade agrícola dos municípios da região nordeste. In: IX Encontro de Economia Baiana. **Anais: Economia Baiana**, p.151-167, 2013. Disponível em: http://www.eeb.sei.ba.gov.br/pdf/2013/eb/efeitos_da_seca.pdf Acessado em: Agosto/2014.

ASHRAF, B.; YAZDANI, R.; MOUSAVI-BAYGI, M.; BANNAYAN, M. Investigation of temporal and spatial climate variability and aridity of Iran. **Theoretical and Applied Climatology**, v.118, p.35-46, 2013. DOI: 10.1007/s00704-013-1040-8.

ASSAD, E.D.; MARTINS, S.C.; BELTRÃO, N.E.M.; PINTO, H.S. Impacts of climate change on the agricultural zoning of climate risk for cotton cultivation in Brazil.

Pesquisa Agropecuária Brasileira, v.48, n.1, p.1-8, Jan. 2013. DOI: 10.1590/S0100-204X2013000100001.

AVILA, A.M.H.; FARIAS, J.R.B.; PINTO, H.S.; PILAU, F.G. Climatic Restrictions for Maximizing Soybean Yields In: **A Comprehensive Survey of International Soybean Research - Genetics, Physiology, Agronomy and Nitrogen Relationships**. 1 ed. Croatia: In Tech, v.1, 2013. p.367-375.

AZEVEDO, P.V.; COSTA, J.P.R.; LEITÃO, M.M.V.B.R. Medidas e estimativas da evapotranspiração numa cultura de soja irrigada, nas condições semiáridas do nordeste do Brasil. IN: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOROLOGIA, 6. 1989. Maceió. **Anais ...** Maceió: Soc. Brasileira de Agrometeorologia, 1989. p.185-94.

BAMBINI, M.D.; JUNIOR, A.L.; ROMANI, L.A.S.; OTAVIAN, A.F.; KOENIGKAN, L.V.; EVANGELISTA, S.R.M. Manual on-line do sistema Agritempo versão. 2.0. **Documentos 132**. Campinas: Embrapa Informática Agropecuária, 2015. 71 p.

BARTELS, D.; SUNKAR, R. Drought and salt tolerance in plants. **Critical Reviews in Plant Sciences**, v. 24, p. 23-58. Boca Raton, 2005.

BATTISTI, R.; SENTELHAS, P.C.; PILAU, F.G.; WOLLMANN, C.A. Eficiência climática para as culturas da soja e do trigo no estado do Rio Grande do Sul em diferentes datas de semeadura. **Ciência Rural**, v.43, p.390–396, 2013. DOI: 10.1590/S0103-84782013000300003.

BERGAMASCHI, H.; BERLATO, M.A.; MATZENAUER, R.; FONTANA, D.C.; CUNHA, G.R.; SANTOS, M.L.V.; FARIAS, J.R.B.; BARNI, N.A. **Agrometeorologia aplicada à irrigação**. Porto Alegre: Ed. Universidade / UFRGS, 1992. 128p. Série Livro-Texto nº 17.

BERLATO, M.A.; MATZENAUER, R.; BERGAMASCHI, H. Evapotranspiração máxima da soja e relações com a evapotranspiração calculada pela equação de Penman, evaporação de tanque "classe A" e radiação solar global. **Agronomia Sulriograndense**, v.22, n.2, p.243-59. 1986.

BEZERRA, J.M.; MOURA, G.B.A.; SILVA, Ê.F.F.E; LOPES, P.M.O.; SILVA, B.B. Estimativa da evapotranspiração de referência diária para Mossoró (RN, Brasil). **Revista Caatinga**, 26. set. 2014.

BLAIN, G. C. Aplicação do conceito do índice padronizado de precipitação à série decenal da diferença entre precipitação pluvial e evapotranspiração potencial. **Bragantia**, v. 70, n. 1, p. 234-245, 2011.

BNDES - BANCO NACIONAL DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL. Instrumentos de Gestão do Risco Agrícola: O Caso do Brasil. **Informativo Técnico SEAGRI**. [s.l.]: BNDES, 2011. 16p.

BORGES, A.C.; MENDIONDO, E.M. Comparação entre equações empíricas para estimativa da evapotranspiração de referência na Bacia do Rio Jacupiranga. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.11, p.293–300, 2007. DOI: 10.1590/S1415-43662007000300008.

BORGES JÚNIOR, J.C.F.; ANJOS, R.J.; SILVA, T.J.A.; LIMA, J.R.S.; ANDRADE, C.L.T. Métodos de estimativa da evapotranspiração de referência diária para a microrregião de Garanhuns, PE. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 16, n. 4, p. 380–390, 2012. Departamento de Engenharia Agrícola - UFCG / Cnpq. DOI:10.1590/S1415-43662012000400008.

BRITTO, F.; BARLETTA, R.; MENDONÇA, M. Variabilidade espacial e temporal da precipitação pluvial no Rio Grande do Sul: influência do fenômeno El Niño Oscilação Sul. **Revista Brasileira de Climatologia**, p.37–48, 2008.

CAMARGO, M.B.P.; BRUNINI, O.; PEDRO JR, M.J.; BARDIN, L. Variabilidade espacial e temporal de dados termopluiométricos diários da rede de estações agrometeorológicas do Instituto Agrônômico (IAC). **Bragantia**, v.64, p.473–483, 2005. DOI: 10.1590/S0006-87052005000300018.

CAMARGO, Â.P.; CAMARGO, M.B.P.. Uma revisão analítica da evapotranspiração potencial. **Bragantia**, v.59, p.125–137, 2000. DOI: 10.1590/S0006-87052000000200002.

CAPORUSSO, N.B.; ROLIM, G.D.S. Reference evapotranspiration models using different time scales in the Jaboticabal region of São Paulo, Brazil. **Acta Scientiarum. Agronomy**, v. 37, n. 1, p. 1–9, 2015. DOI: 10.4025/actasciagron.v37i1.18277.

CARVALHO, J.R.; ASSAD, E.D.; PINTO, H.S. Interpoladores geoestatísticos na análise da distribuição espacial da precipitação anual e de sua relação com altitude. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 47, p. 1235–1242, 2012.

CARVALHO, D.F.; ROCHA, H.S.; BONOMO, R.; SOUZA, A.P. Estimativa da evapotranspiração de referência a partir de dados meteorológicos limitados. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 50, n. 1, p. 1–11, 2015. DOI: 10.1590/S0100-204X2015000100001.

CECÍLIO, R.A.; SILVA, K.R.; XAVIER, A.C.; PEZZOPANE, J.R.M. Método para a espacialização dos elementos do balanço hídrico climatológico. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.47, p.478–488, 2012. DOI: 10.1590/S0100-204X2012000400002.

CEDA - THE COMMITTEE FOR ECONOMIC DEVELOPMENT OF AUSTRALIA. **The Economics of Climate Change – June 2014**. Melbourne: CEDA, 2014. 65p. Disponível em: <https://www.ceda.com.au>. Acessado em 17 out. 2014.

CEPEA - Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (ESALQ/USP) - **Relatório PIBAgro-Brasil - Dezembro/2012**. Piracicaba: ESALQ/USP, 2013. 12p.

CEPEA - Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (ESALQ/USP) - **Relatório PIB - Agro Brasil. Piracicaba.** CEPEA: Piracicaba, 2016. 16 p. Disponível em: http://www.cepea.esalq.usp.br/comunicacao/Cepea_PIB_BR_junho16.pdf Acessado em: nov./2016.

CHAVES, M.M.; PEREIRA, J.S.; MAROCO, J.; RODRIGUES, M.L.; RICARDO, C.P.P.; OSORIO, M.L.; CARVALHO, I.; FARIA, T.; PINHEIRO, C. How plants cope with water stress in the field? Photosynthesis and growth. **Ann. Bot.**, v.89, p.907-916, 2002.

CIRINO, P.H.A. Eventos climáticos extremos: os efeitos dos fenômenos El Niño e La Niña sobre a produtividade agrícola brasileira. **Dissertação** (Mestrado em Economia Aplicada) - Departamento de Economia Rural / Universidade Federal de Viçosa. Viçosa, 2012.

CONAB - Companhia Nacional de Abastecimento. **Publicações: Indicadores da Agropecuária.** Disponível em: <<http://www.conab.gov.br/>>. Acesso em: 15 Julho 2013.

CONAB - Companhia Nacional de Abastecimento. **Central de Informações Agropecuárias.** Disponível em: <<http://www.conab.gov.br/>>. Acesso em: 01 nov. 2016.

CONCEIÇÃO, M.A.F.; MANDELLI, F. Comparação entre métodos de estimativas de evapotranspiração de referência em Bento Gonçalves, RS. Revista Brasileira de Agrometeorologia, v. 11, n. 2, p. 303–307, 2005.

CORNIC, G. Drought stress inhibits photosynthesis by decreasing stomatal aperture – not by affecting ATP synthesis. **Trends Plant Science.**, v. 5, p. 183-221, 2000.

COSTA, M. H.; YANAGI, P. J. O. P.; SOUZA, 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**, v. 34, n. 7, p. 1-4, 2007. DOI:10.1029/2007GL029271.

CPTEC/INPE - Centro de Previsão de Tempo e Estudos Climáticos / Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais. **Índice de Precipitação Padronizado (SPI).** Disponível em: <http://clima1.cptec.inpe.br/spi/pt> Acessado em: nov./2016.

DALLACORT, R.; FREITAS, P.S.L.; FARIA, R.T.; GONÇALVES, A.C.A.; REZENDE, R.; BERTONHA, A. Utilização do modelo Cropgro-soybean na determinação de melhores épocas de semeadura da cultura da soja, na região de Palotina, Estado do Paraná. **Acta Scientiarum Agronomy**. v.27, n.2, p.363-371, 2005.

DOORENBOS, J.; KASSAM, A.H. **Efeito da água no rendimento das culturas.** Campina Grande: UFPB/FAO, 1994. 306p.

DOSS, B.D.; PEARSON, R.W.; ROGGERS, H.T. Effect of soil water stress of various growth stages on soybeans yield. **Agron. J. Madison**, v.66, p.297-9. 1974.

EMBRAPA - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Tecnologias de produção de soja - Região Central do Brasil 2014**. Londrina: Embrapa Soja, 2013. 265p. (Embrapa Soja. Sistemas de Produção, 16). il.

EMBRAPA - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Sistema de Observação e Monitoramento da Agricultura no Brasil (SOMABRASIL)**. Embrapa Monitoramento por Satélite: Campinas, 2016. Disponível em: <http://mapas.cnpm.embrapa.br/somabrasil/webgis.html> Acessado em: nov./2016.

FAO - Food and Agriculture Organization of the United Nations. **FAOSTAT**. Disponível em: < <http://faostat3.fao.org/home/E> > Acesso em 15 Out. 2014.

FARIAS, J.R.B. Environmental limitations to maximum soybean yield. In: WORLD SOYBEAN RESEARCH CONFERENCE, 7, 2004, Foz do Iguassu. **Proceedings**. Londrina: Embrapa Soja, 2004. p. 1287-1295.

FARIAS, J.R.B.; ASSAD, E.D.; ALMEIDA, I.R. de; EVANGELISTA, B.A., LAZZAROTTO, C.; NEUMAIER, N.; NEPOMUCENO, A.L. Caracterização de risco de déficit hídrico nas regiões produtoras de soja no Brasil. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, v.9, n. 3, p. 415–421. 2001.

FARIAS, J.R.B.; NEPOMUCENO, A.L.; NEUMAIER, N.; TOBITA, S.; ALMEIDA, I.R. Restrições da disponibilidade hídrica à obtenção de elevados rendimentos de grãos de soja. In: CONGRESSO DE SOJA DEL MERCOSUR, 3, 2006, Rosário, Argentina. **Mesas Científico-Técnica / Resumos Expandidos**. Rosário: ACSOJA, 2006. p. 65-67.

FARIAS, J.R.B.; NEUMAIER, N.; NEPOMUCENO, A.L. Soja. In: MONTEIRO, J.E.B.A. **Agrometeorologia dos cultivos: o fator meteorológico na produção agrícola**. Brasília: INMET, 2009. p. 261-278.

FATHABADI, A.; GHOLAMI, H.; SALAJEGUE, A.; AZANIVAND, H.; FATHABADI, A.; KHOSRAVI, H. Drought forecasting using neural network and stochastic models. **Advances in Natural and Applied Sciences**, v. 3, p. 137-146, 2009.

FERES, J.G.; REIS, E.; SPERANZA, J. Mudanças climáticas globais e seus impactos sobre os padrões de uso do solo no Brasil. In: XXXVII Encontro Nacional de Economia 2009, Foz do Iguaçu. **Anais: XXXVII Encontro Nacional de Economia**, 2009. Disponível em: www.anpec.org.br/encontro_2009.htm.

FERNANDES, D.S.; HEINEMANN, A.B. Estimativa da variação da produtividade do arroz em diferentes escalas temporais do índice SPI. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**. Brasília, v. 46, n. 4, p.335-343, 2011.

FERNANDES, D.S.; HEINEMANN, A.B.; PAZ, R.L.F.; AMORIM, A.O. Desempenho de índices quantitativos de seca na estimativa da produtividade de arroz de terras altas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 45, n. 8, p. 771-779, 2010.

FERNANDES, D.S.; HEINEMANN, A.B.; PAZ, R.L.F.; AMORIM, A. de O. Calibração regional e local da equação de Hargreaves para estimativa da evapotranspiração de

referência. **Revista Ciência Agronômica**, v.43, p.246–255, 2012. DOI: 10.1590/S1806-66902012000200006.

FIETZ, C.R.; URCHEI, M.A. Deficiência hídrica da cultura da soja na região de Dourados, MS. **Rev. Bras. Eng. Agríc. Ambient.**,v.6, p.262-265, 2002.

FONTANA, D.C.; BERLATO, M.A. A Influência do El Niño Oscilação Sul Sobre a Precipitação Pluvial no Estado do Rio Grande do Sul. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, v. 5, p. 127-132, 1997.

GOMES, A.C.S.; ROBAINA, A.D.; PEITER, M.X.; SOARES, F.C.; PARIZI, A. R.C. Modelo para estimativa da produtividade para a cultura da soja. **Ciência Rural**, v. 44, n. 1, p. 43–49, 2014.

GÖPFERT, H.; ROSSETTI, L.A.; SOUZA, J. **Eventos generalizados e securidade agrícola**. Brasília: IPEA, Ministério do Planejamento, 1993. 78p.

GUTIÉRREZ, A.P.A; ENGLE, N.L.; NYS, E.D.; MOLEJÓN, C.; MARTINS, E.S. Drought preparedness in Brazil. **Weather and Climate Extremes**, v. 3, p. 95-106, 2014. DOI: 10.1016/j.wace.2013.12.001.

HAYES, M.; SVOBODA, M.; WALL, N.; WIDHALM, M. The Lincoln Declaration on Drought Indices: universal meteorological drought index recommended. **Bulletin of the American Meteorological Society**, v. 92, n. 4, p. 485–488, 2011.

HEIM, R.R. A review of twentieth-century drought indices used in the United States. **Bulletin of the American Meteorological Society**, v. 83, p. 1149-1163, 2002.

HOLLINGER, S.E.; EHLER, E.J.; CARLSON, R.E. Midwestern United States corn and soybean yield response to changing El Niño-Southern Oscillation conditions during the growing season. In: HATFIELD, J.L.; VOLENEC, J.J.; DICK, W.A.; KRAL, D.M. (Ed.). **Impacts of El Niño and climate variability on agriculture**. Madison: American Society of Agronomy, 2001. p.31-54. (ASA. Special publication, 63).

HOOGENBOOM, G. Contribution of agrometeorology to the simulation of crop production and its applications. **Agricultural and Forest Meteorology**, v.103, p.137–157, 2000. DOI: 10.1016/S0168-1923(00)00108-8.

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA)**. 2016. Disponível em: <http://www.sidra.ibge.gov.br/> Acessado em: out/2016.

IDMP - **Integrated Drought Management Programme**, 2016. Disponível em: <http://www.droughtmanagement.info/standardized-precipitation-index-spi/>. Acessado em: 10/11/2016.

IPCC - INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE. Assessment Report, 4., 2007, Valencia, Spain. **Climate change 2007: the physical science basis: summary for policymakers**. [Genebra]: IPCC, 2007. 18p. A report of

Working Group I of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Disponível em: <<http://www.ipcc.ch>>. Acesso em: 11 Set 2015.

IPCC - INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE. **Managing the risks of extreme events and disasters to advance climate change adaptation**. A Special Report of Working Groups I and II of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge University Press: Cambridge, 2012.

IPCC - INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE. Impacts, adaptation and vulnerability. The physical science basis. In: STOCKER, T.F.; QIN, D.; PLATTNER, G.K.; TIGNOR, M.; ALLEN, S.K.; BOSCHUNG, J.; NAUELS, A.; XIA, Y.; BEX, V.; MIDGLEY, P.M. (Ed.). **Climate change 2013: contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change**. Cambridge: Cambridge University Press, 2013. p.3-6.

JENKINS, K.; WARREN, R.; Quantifying the impact of climate change on drought regimes using the Standardized Precipitation Index. **Theoretical and Applied Climatology**, v.120, p.41-54, 2015. DOI:10.1007/s00704-014-1143-x.

JUSTINO, F.; OLIVEIRA, E.C.; RODRIGUES, R.A.; GONÇALVES, P.H.L.; SOUZA, P.J.O.P.; STORDAL, F.; MARENGO, J.; SILVA, T.G.; DELGADO, R.C.; LINDEMANN, D.S.; COSTA, L.C. Mean Interannual Variability of Maize and Soybean in Brazil under Global Warming Conditions. **American Journal of Climate Change**, v.2, p.237-253, 2013. DOI: 10.4236/ajcc.2013.24024

KESKIN, F.; SORMAN, U. Assessment of the drought pattern change in Çamlidere basin using SPI index. In: CONFERENCE ON WATER OBSERVATION AND INFORMATION SYSTEM FOR DECISION SUPPORT, 4, 2010, Ohrid. **Proceedings**. Ohrid: Geological Society of South Africa, 2010. p.1-8.

LAWLOR, D.W. Limitation to photosynthesis in water-stressed leaves: stomata vs metabolism and the role of ATP. **Annals of Botany**, v. 89, p. 871-885. Oxford, 2002.

LEI, W.; TONG, Z.; SHENGYAN, D. Effect of drought and rewatering on photosynthetic physio ecological characteristics of soybean. **Acta Ecologica Sinica**, v. 26, n. 7, p. 2073-2178. Amsterdam, 2006.

MAPA - Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. (coloca aqui o título da matéria correlata). Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/>>. Acesso em: 01 nov. 2016.

MARENGO, J.A.; BERNASCONI, M. Regional differences in aridity/drought conditions over Northeast Brazil: present state and future projections. **Climatic Change**. v. 129, n. 1-2, p. 103-115, 2015. DOI: 10.1007/s10584-014-1310-1.

MARIN, F.R.; ASSAD, E.D.; PILAU, F.G. **Clima e Ambiente: introdução à climatologia par ciências ambientais**. Campinas: Embrapa Informática Agropecuária, 2008. 127 p. il.

MATESE, A.; CRISCI, A.; DI GENNARO, S.F.; PRIMICERIO, J.; TOMASI, D.; MARCUZZO, P.; GUIDONI, S. Spatial variability of meteorological conditions at different scales in viticulture. **Agricultural and Forest Meteorology**, v.189-190, p.159–167, 2014. DOI: 10.1016/j.agrformet.2014.01.020

McKEE, T.B.; DOESKEN, N.J.; KLEIST, J. The relationship of drought frequency and duration os time scales. In: Eighth Conference on Applied Climatology, 1993. **Anais...** Boston: American Meteorological Society, p. 179-184.

MENDONÇA, E.A.; DANTAS, R.T. Estimativa da evapotranspiração de referência no município de Capim, PB. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.14, p.196–202, 2010. DOI: 10.1590/S1415-43662010000200011

MICHAELIDES, S.; PASHIARDIS, S. Monitoring drought in Cyprus during the 2007-2008 hydrometeorological year by using the standardized precipitation index (SPI). **European Water**, v. 23/24, p. 123-131, 2008.

MONTEIRO, L.A.; SENTELHAS, P.C. Calibration and testing of an agrometeorological model for the estimation of soybean yields in different Brazilian regions. **Acta Scientiarum. Agronomy**, v.36, p.265–272, 2014. DOI: 10.4025/actasciagron.v36i3.17485.

NANNI, A. S.; DESCOVI FILHO, L.; VIRTUOSO, M. A.; MONTENEGRO, D.; WILLRICH, G.; MACHADO, P.H.; SPERB, R.; DANTAS, G. S.; CALAZANS, Y. **Quantum GIS – Guia do Usuário, Versão 2.0 ‘Dufour’**. Disponível em: <<http://qgisbrasil.org>> Acesso em: 10/09/2013. 291p., il.

NIDIS - **National Integrated Drought Information System**. Disponível em: <http://www.drought.gov> Acessado em: Setembro, 2016.

OECD/FAO - Organization for Economic Co-operation and Development (OECD) and the Food and Agriculture Organization (FAO) of the United Nations. **OECD-FAO Agricultural Outlook 2016-2025**. OECD Publishing: Paris, 2016. 133 p.

PBMC – **Painel Brasileiro de Mudanças Climáticas. Sumários executivos. 2013**. Disponível em: <<http://www.pbmc.coppe.ufrj.br/pt/noticias/82-destaque/393-ja-estao-disponiveis-os-sumarios-executivos-do-gt1-gt2-e-gt3-para-download>>. Acessado em: 01 mar. 2014.

PEREIRA, A.R.; ANGELOCCI, L.R.; SENTELHAS, P.C. **Agrometeorologia: fundamentos e aplicações práticas**. Guaíba: Agropecuária, 2002. 487p.

PEREIRA, A.R.; ANGELOCCI, L.R.; SENTELHAS, P.C. **Meteorologia Agrícola**. Apostila didática, 2007. 192p.

PEREIRA, D.R.; YANAGI, S.N.M.; MELLO, C.R.; SILVA, A.M.; SILVA, L.A. Desempenho de métodos de estimativa da evapotranspiração de referência para a região da Serra da Mantiqueira, MG. **Ciência Rural**, v.39, p.2488-2493, 2009. DOI: 10.1590/S0103-84782009000900016.

PILAU, F.G.; BATTISTI, R.; SOMAVILLA, L.; RIGHI, E.Z. Performance of methods for estimating reference evapotranspiration in the municipalities of Frederico Westphalen and Palmeira das Missões, State of Rio Grande do Sul, Brazil. **Ciência Rural**, v.42, p.283–290, 2012. DOI: 10.1590/S0103-84782012000200016.

PINTO, H.S.; ASSAD, E. **Aquecimento global e a nova geografia da produção agrícola no Brasil**. Embrapa: São Paulo, 2008. Acesso em: out. 2015. Disponível em: www.embrapa.br/publicacoes/tecnico/aquecimentoglobal.pdf.

REBELLO, V.P.A.; GETIRANA, A.; LAKSHMI, V.; FILHO, O.C.R. In: Monitoring Drought in Brazil by Remote Sensing. **Remote Sensing of Hydrological Extremes**, Chapter 10, p. 197-218, 2016.

ROBERTS, M.J.; SCHLENKER, W. Is agricultural production becoming more or less sensitive to extreme heat? Evidence from U.S. corn and soybean yields. NBER - National Bureau of Economic Research. **Working Paper 16308**, ago. 2010.

ROLIM, G.S.; CAPORUSSO, N.B.; MORETO, V.B.; PRELA-PANTANO, A. Influence of El Niño and La Niña on sugarcane yield and sucrose production in northern São Paulo, Brazil. **Australian Journal of Crop Science**, v. 9, n. 6, p. 509-516, 2015.

ROSSETI, L.A. Agricultural zoning: asseming the risks of agriculture and providing trustworthy pointers for sustainable regional development. In: Workshop Making Sustainable Regional Development Visible, **Proceedings**, p. 13-15, 2000.

SALINAS, A.R.; SANTOS, D.S.B.; SANTOS FILHO, B.G.; GOMES, A.S.; MELLO, V.D.C.; ZONTA, E.P. Comportamiento de genotipos de soja, hasta el estadio de plantulas, en diferentes niveles de humedad. IN: CONFERÊNCIA MUNDIAL DE INVESTIGACIÓN EN SOJA, 4. 1989, Buenos Aires. **Actas ...** Buenos Aires: AASOJA, 1989. p.376-382.

SANS, L.M.A.; GUIMARÃES, D.P. Zoneamento Agrícola de Riscos Climáticos para a Cultura do Milho, 1ª ed., **Circular Técnica 82**, p.1–5, 2006.

SANTOS, M.G.; RIBEIRO, R.V.; OLIVEIRA, R.F.; MACHADO, E.C.; PIMENTEL, C. The role of inorganic phosphate on photosynthesis recovery of common bean after a mild drought deficit. **Plant Sci.**,v.170, p.659-664, 2006.

SANTOS, R.S.; COSTA, L.C.; SEDIYAMA, G.C.; LEAL, B.G.; OLIVEIRA, R.A.; JUSTINO, F.B. Avaliação da relação seca/produtividade agrícola em cenário de mudanças climáticas. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 26, n. 2, p. 313-321, 2011.

SCAF - SIMULAÇÃO DE CENÁRIOS AGRÍCOLAS FUTUROS. **Macro Programa1**. Disponível em: <<http://www.macroprograma1.cnptia.embrapa.br/scaf/>>. Acesso em: 10 Jul. 2013.

SCHIERMEIER, Q. The costs of global warming. **Nature**, 439:374-375. 2006.

SENTELHAS, C.; GILLESPIE, T.J.; SANTOS, E. A. Evaluation of FAO Penman–Monteith and alternative methods for estimating reference evapotranspiration with missing data in Southern Ontario, Canada. **Agricultural Water Management**, v. 97, p. 635–644, 2010. DOI: 10.1016/j.agwat.2009.12.001.

SILVA, B. K. N.; SILVA, V. DE P. R. DA; AZEVEDO, P. V. DE; FARIAS, C. H. D. A. Análise de sensibilidade dos métodos de estimativa da evapotranspiração de referência e razão de Bowen em cultura da cana-de-açúcar. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 15, n. 10, p. 1046-1053, 2011. DOI: 10.1590/S1415-43662011001000008

SILVA, M. T.; NÓBREGA, J. N.; GOMES, O. M.; BRITO, J. I. B. Estudo da Relação entre Monitoramento Climático e a Produção Agrícola de Grãos nos Estados da Paraíba, Rio Grande do Norte e Ceará. **Revista Brasileira de Geografia Física**, v. 4, n.2, p. 322-335, 2011.

SILVA, S.A.; LIMA, J.S.S.; OLIVEIRA, R.B. Modelo agrometeorológico na estimativa da produtividade de duas variedades de café arábica considerando a variabilidade espacial. **Irriga**, v.16, n.1, p.1-10, 2011.

SIONIT, N.; KRAMER, J.P. Effect of water stress during different stages of growth of soybeans. **Agron. J. Madison**, v.69, p.274-8,1977.

SIVAKUMAR, M.V.; GOMMES, R.; BAIER, W. Agrometeorology and sustainable agriculture. **Agricultural and Forest Meteorology**, v.103, p.11–26, 2000. DOI: 10.1016/S0168-1923(00)00115-5.

SNIRH - **Sistema Nacional de Informações sobre Recursos Hídricos**. Disponível em: <http://www.snirh.gov.br> Acessado em: nov./2016.

SOLER, C.M.T.; SENTELHAS, P.C.; HOOGENBOOM, G. The impact of El Niño Southern Oscillation phase on off-season maize yield for a subtropical region of Brazil. **International Journal of Climatology**, v. 30, p. 1056-1066, 2010. DOI: 10.1002/joc.1951.

SOUZA, I.D.A.; GALVANI, E.; ASSUNÇÃO, H.F. Estudo comparativo entre elementos meteorológicos monitorados por estações convencional e automática na região de Maringá, Estado do Paraná. **Acta Scientiarum Technology**, v. 25, n. 203–207, 2003.

SOUZA, A.P.; CARVALHO, D.F.; SILVA, L.B.D.; ALMEIDA, F.T.; ROCHA, H.S. Estimativas da evapotranspiração de referência em diferentes condições de nebulosidade. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 46, n. 3, p. 219-228, 2011.

STERN, N. The Economics of Climate Change. **American Economic Review**, v.98, p.1–37, 2008. DOI: 10.1257/aer.98.2.1.

STEWART, B.A.; NIELSEN, D.R. **Irrigation of agricultural crops**. Madison: ASA/CSSA/SSSA, 1990. 1218 p. Series Agronomy, nº 30.

STOKSTAD, E. States sue over global warming. **Science**, p.305-590, 2004.

STONE, R. J. Improved statistical procedure for the evaluation of solar radiation estimation models. **Solar Energy**, v. 51, p. 289–291, 1993.

TAIZ, L.; ZEIGER, E. **Plant Physiology**. Massachusetts: Publishers Sunderland, 2006. 705 p.

THORNTHWAITE, C.W.; MATHER, J.R. **The water balance**. Centerton: Drexel Institute of Technology, 1955. 104p.

TIMPERIO, A.M.; EGIDI, M.G.; ZOLLA, L. Proteomics applied on plant abiotic stresses: role of heat shock proteins (HSP). **J. Proteomics**, v.71, p.391-411, 2008.

TUCKER, C.J.; CHOUDHURY, B. J. Satellite Remote Sensing of Drought Conditions. **Satellite Remote Sensing Of Environment**, v. 23, p. 243-251, 1987.

USDA - United States Department of Agriculture. **World Agricultural Supply and Demand Estimates**. Disponível em: <http://www.usda.gov/oce/commodity/wasde/latest.pdf> Acessado em: nov./2016.

VESCOVE, H.V.; TURCO, J.E.P. Comparação de três métodos de estimativa de evapotranspiração de referência para a região de Araraquara-SP. **Engenharia Agrícola**, v. 25, n. 3, p. 713–721, 2005.

VIANNA, M.D.S.; SENTELHAS, P.C. Simulação do risco de déficit hídrico em regiões de expansão do cultivo de cana-de-açúcar no Brasil. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 49, p. 237–246, 2014. DOI: 10.1590/S0100-204X2014000400001.

WILHITE, D.A. The enigma of drought. In: Wilhite, D. A. (ed). **Drought assessment, management, and planning: theory and case studies**. Kluwer Academic: Berlin, 1993.

WILHITE, D.A.; BUCHANNAN-SMITH, M. Drought as hazard: understanding the natural and social context. In: Wilhite, D. (ed.) **Drought and water crises: science. Technology and Management Issues**. Taylor & Francis: London, 2005. 399 p.

WILLMOTT, C. J. On the validation of models. **Physical Geography**, v. 2, p. 184–194, 1981.

WMO; GWP - WORLD METEOROLOGICAL ORGANIZATION AND GLOBAL WATER PARTNERSHIP. **Handbook of Drought Indicators and Indices**. Integrated Drought Management Tools and Guidelines, Series 2. Geneva, 2016. Disponível em: http://www.droughtmanagement.info/literature/GWP_Handbook_of_Drought_Indicators_and_Indices_2016.pdf Acessado em: 01/11/2016.

WORLD BANK. **Turn down the Heat: Why a 4 1C Warmer World Must Be Avoided**. World Bank Group, Washington DC, 2012.

YOKOYAMA, A.; DARBEN, L.M.; LOPES-CAITAR, V.S.; AOYAGI, L.N.; CARVALHO, M.C.C.G.; SOARES, R.M.; ALMEIDA, A.M.R.; MARCELINO-GUIMARÃES, F.C. Diversidade genética de isolados monouredinias de *Phakopsora pachyrhizi* coletados em diferentes regiões do Brasil. In: JORNADA ACADÊMICA DA EMBRAPA SOJA, 8., 2013, Londrina. **Documentos 339...** Londrina: Embrapa Soja, 2013. p.9-13.

XAVIER, T.M.B.S.; SILVA, J.F.; REBELLO, E.R.G. **A Técnica dos Quantis e suas aplicações em Meteorologia, Climatologia e Hidrologia, com ênfase para as regiões brasileiras.** Thesaurus Editora de Brasília Ltda. Brasília, 2002. 141 p.