**Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

**O impacto de variáveis climáticas sobre o valor da produção agrícola –
análise para alguns estados brasileiros**

Nicole Rennó Castro

Dissertação apresentada para obtenção do título de Mestra
em Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2014**

Nicole Rennó Castro
Bacharela em Ciência Econômicas

**O impacto de variáveis climáticas sobre o valor da produção agrícola – análise para
alguns estados brasileiros**

Orientador:
Prof. Dr. **HUMBERTO FRANCISCO SILVA SPOLADOR**

Dissertação apresentada para obtenção do título de Mestra em Ciências.
Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2014**

**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA - DIBD/ESALQ/USP**

Castro, Nicole Rennó

O impacto de variáveis climáticas sobre o valor da produção agrícola – análise para alguns estados brasileiros / Nicole Rennó Castro. - - Piracicaba, 2014.
96 p. : il.

Dissertação (Mestrado) - - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 2014.

1. Mudança climática 2. Agricultura 3. Dados em painel I. Título

CDD 338.1
C355i

"Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor"

AGRADECIMENTOS

Primeiramente agradeço a Deus, por sempre guiar meu caminho, e aos meus pais, Marcos e Mônica, e irmãos, Vinícius e Maurício. A família é base de tudo e sem este apoio nada se realiza, agradeço imensamente.

Quanto ao professor Humberto Spolador é difícil expressar tamanha é minha gratidão: agradeço não apenas por exercer sua função de orientador com excelência, mas por oferecer total apoio e motivação em todas as etapas deste mestrado e contribuir de forma decisiva em minha formação, desde o início da graduação.

Agradeço ao Cepea, seus funcionários, à equipe Macroeconomia e especialmente à Adriana, pela oportunidade de realizar um trabalho gratificante, complementando minha formação, e pelo valioso apoio oferecido em diversos momentos nos últimos anos.

Agradeço especialmente ao professor Geraldo Barros, por sua enorme disponibilidade e boa vontade em ajudar, sempre que foi preciso. Sinto-me privilegiada pela oportunidade de trabalhar e aprender com o senhor. Seus conselhos e ensinamentos foram essenciais para o desenvolvimento dessa dissertação e todas as demais atividades.

Aos professores da qualificação, Mirian Bacchi, Alexandre Nunes e Alexandre Gori Maia, não apenas pelas contribuições durante a banca, mas, por todo apoio já oferecido em momentos anteriores: agradeço imensamente a grande disponibilidade em ajudar.

Aos professores do Programa por compartilharem diversos ensinamentos, agradeço. Aos funcionários do departamento, em especial à Maielli, pelo auxílio oferecido sempre de forma muito atenciosa e eficiente ao longo de todo o mestrado.

Agradeço também à República Café c/ Leite e à Lage, por toda a amizade e por representarem uma expressão de família em Piracicaba.

Agradeço muito ao “Guxiu” – que transformou ocasiões de grande dificuldade em momentos inexplicavelmente divertidos – ao restante da turma da “*forbidden*”, diversão garantida para qualquer hora: Alice, Giovanna, Lu e Neto, e ao Gustavo, pelo companheirismo e pela ajuda oferecida neste trabalho (devo muitas caixas de Brahma Extra). Agradeço especialmente aos queridos *pupilos*, Mauta, Leandro e Marcos, pela parceria e confiança em todos os momentos, sempre muito bom contar com a amizade de vocês.

Às minhas irmãs do coração: Difas, Cokrét e Próxima, por mesmo de longe estarem sempre tão perto – serei eternamente grata por nossa amizade.

Agradeço à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pelo auxílio financeiro oferecido.

SUMÁRIO

RESUMO	7
ABSTRACT	9
LISTA DE FIGURAS	11
LISTA DE TABELAS	13
1 INTRODUÇÃO	15
2 OFERTA E DEMANDA MUNDIAL DE COMMODITIES.....	17
3 PANORAMA DA PARTICIPAÇÃO DA AGROPECUÁRIA NA ECONOMIA BRASILEIRA E NO MERCADO INTERNACIONAL	21
4 IMPACTOS CLIMÁTICOS NA AGRICULTURA	27
5 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	31
5.1 Clima e agricultura	31
5.1.1 Uso de dados climáticos	31
5.1.2 Aspectos gerais sobre as principais abordagens metodológicas na literatura.....	32
5.1.3 Referencial de trabalhos e pesquisas desenvolvidos na área	36
5.2 Descrição do comportamento do clima	41
5.2.1 Dados históricos observados e previsões no mundo e no Brasil	41
6 METODOLOGIA	49
6.1 Imputação de dados	49
6.2 Modelos lineares com dados em painel.....	50
6.2.1 Modelos e estimadores de dados em painel.....	50
6.2.2 Quebra dos pressupostos do modelo clássico de regressão linear	54
6.3 Modelo econométrico adotado e estratégias empíricas	56
7 DESCRIÇÃO DOS DADOS	59
7.1 Descrição das variáveis agrícolas e econômicas utilizadas.....	59
7.1.1 Produto.....	59
7.1.2 Insumos.....	61
7.2 Descrição das variáveis climáticas	63

8 RESULTADOS E DISCUSSÃO	65
8.1 Evolução e caracterização das variáveis agrícolas.....	65
8.2 Evolução e caracterização das variáveis climáticas.....	71
8.3 Estimação e resultados.....	75
9 CONCLUSÕES.....	87
REFERÊNCIAS.....	91

RESUMO

O impacto de variáveis climáticas sobre o valor da produção agrícola – análise para alguns estados brasileiros

A influência do clima sobre a agricultura tem sido constantemente discutida na literatura econômica, e os resultados sugerem que este setor deve ser o mais afetado conforme as projeções atuais sobre o clima. No caso do Brasil, a temática tem sua importância destacada, uma vez que o setor agrícola e suas atividades vinculadas representam parte expressiva do PIB nacional, de modo que o desempenho econômico se apresenta vinculado aos resultados do setor. Ademais, a agricultura brasileira apresenta significativa participação no mercado internacional, sendo o país um importante *player* no que diz respeito à oferta global de *commodities*. Portanto, estudos e pesquisas que auxiliem na redução dos potenciais impactos do clima na agricultura brasileira ganham relevância, dados os efeitos sobre o mercado internacional de *commodities* e sobre a economia nacional. Neste contexto, o presente estudo avaliou empiricamente o impacto potencial do clima na produção agrícola dos principais estados produtores do país, por meio da estimação das elasticidades entre as variáveis temperatura e precipitação e o valor real de produção nestes estados. A fim de atingir o objetivo proposto, foi utilizado um modelo de efeitos fixos, aplicado a uma base de dados em painel, com dez estados entre 1990 e 2012. Os resultados encontrados sugerem impactos significativos do clima na agricultura, sendo aqueles relacionados à temperatura de magnitude expressivamente superior aos de precipitação. Quanto à temperatura, as relações estimadas foram predominantemente negativas, e para a precipitação ocorreu o inverso. Além disso, observaram-se respostas bastante divergentes entre os estados, sendo que o Rio Grande do Sul e o Espírito Santo se mostraram os mais vulneráveis às variações climáticas. Apenas em Goiás a agricultura respondeu positivamente a aumentos de temperatura, e na Bahia e no Mato Grosso não foram encontradas relações estatisticamente significativas.

Palavras-chave: Mudança climática; Agricultura; Dados em painel

ABSTRACT

The climate impacts on the agricultural production – an analysis for some Brazilian states

The influence of climate on agriculture has been constantly discussed in the economic literature, and the results suggest that this should be the sector most affected according the current climate projections. In the Brazilian case, the issue is particular relevant, since the agricultural sector and its related activities represent a significant part of the national GDP, then, the country's economic performance is linked to the sector's result. Moreover, Brazilian agriculture has a significant share on the international market, and the country is an important player on the global commodities supply. Therefore, studies and researches might generate results to mitigate the potential climate impacts on Brazilian agriculture. In this context, this research evaluated the potential impact of climate variables on agricultural production at the states level, through the elasticities estimation among the climate variables, temperature and precipitation, and the state's agricultural production real values. It was estimated a fixed effects panel model, considering ten states from 1990 to 2012. The results suggest significant impacts of climate on agriculture, especially those related to temperature, which were significantly greater than the precipitation effects. For temperature, the results estimated were predominantly negative, and for precipitation, the opposite happened. In addition, there were widely divergent responses among states; the Rio Grande do Sul and the Espírito Santo were the most vulnerable states to climate variations. Only in Goiás the agriculture responded positively to increases in temperature, and in Bahia and Mato Grosso there was no statistically significant relationships between temperature and agricultural production.

Keywords: Climate change; Agriculture; Panel data model

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Evolução dos índices de preços de Alimentos e Bebidas, e apenas Alimentos, entre 1991 e 2013.....	17
Figura 2 – Proporção das terras destinada à agricultura no contexto mundial, entre 1994 e 2011	18
Figura 3 – Evolução das taxas de crescimento populacional no mundo e nos países em desenvolvimento de 1980 a 2013	18
Figura 4 – Evolução do PIB per capita mundial e respectivas taxas de crescimento anuais, entre 1990 a 2013	19
Figura 5 – Evolução das quantidades de etanol produzida e exportada e do percentual exportado relativo à produção, entre 2000 e 2013	20
Figura 6 – Evolução, entre 2002 e 2012, da participação do Brasil nas exportações mundiais totais e agropecuárias.....	22
Figura 7 – Evolução da relação entre o PIB da agropecuária e o PIB nacional, entre 1990 e 2013	23
Figura 8 – Evolução da relação entre o PIB do agronegócio e o PIB nacional, entre 1994 e 2013	24
Figura 9 – Evolução das exportações, importações e saldo da balança comercial para o comércio total e para o agronegócio (em US\$ bilhões)	25
Figura 10 – Anomalias de temperatura, ou desvios anuais da média de longo prazo em °C ...	43
Figura 11 – Temperatura média do ar (°C) no Brasil para 1961-1990 e 2070-2100 (do cenário A2).....	45
Figura 12 – Precipitação pluvial no Brasil para os períodos de 1961-1990 e 2070-2100 (do cenário A2) Fonte: Hamada et al. (2013)	47
Figura 13 – Participação dos estados no VBP nacional em 1990 e 2012.....	65
Figura 14 – Participação das principais culturas no VBP total da agricultura nacional em 1990 e 2012	66
Figura 15 – Evolução da produtividade média para os dez estados analisados, entre 1990 e 2012, em R\$/hectares	68
Figura 16 - VBP/hectare em 1990 e 2012 e taxa de crescimento deste período, para os dez estados analisados	68
Figura 17 – Evolução da intensidade de uso de fertilizantes, na média para os dez estados analisados, entre 1990 e 2012, em R\$/hectares.....	69

Figura 18 – Toneladas de fertilizantes por hectare em 1990 e 2012 e taxa de crescimento deste período, para os dez estados analisados.....	69
Figura 19 – Taxas de crescimento do total de horas trabalhadas na agricultura, entre 1992 e 2012, para os dez estados e o total.....	70
Figura 20 – Número médio de anos de estudo das pessoas ocupadas na agricultura em 1992 e 2012 e taxa de crescimento deste período, para os dez estados analisados	70
Figura 21 – Temperaturas médias anuais (em °C) dos dez estados selecionados para o estudo – ano de 1995.....	71
Figura 22 – Temperaturas médias anuais (em °C) dos dez estados selecionados para o estudo – ano de 2012.....	72
Figura 23 – Precipitações totais anuais (em mm) dos dez estados selecionados para o estudo – ano de 1995.....	73
Figura 24 – Precipitações totais anuais (em mm) dos dez estados selecionados para o estudo – ano de 2012.....	73
Figura 25 – Evolução da temperatura e da precipitação entre 1990 e 2012 e correlação entre estas variáveis em cada estado (BA, ES, GO, MS, MT e MG)	74
Figura 26 – Evolução da temperatura e da precipitação entre 1990 e 2012 e correlação entre estas variáveis em cada estado (SP, SC, RS, PR).....	75
Figura 27 – Evolução dos índices de preços internacionais de Alimentos e da soja, entre 1991 e 2013.....	85

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Limites superiores das taxas de conversão alimentar	19
Tabela 2 – Ranking dos principais países em geração do VBP da agropecuária mundial em 2012	21
Tabela 3 – Posição do Brasil no ranking e respectivo percentual da produção mundial de produtos agropecuários específicos Produção Agropecuária Mundial em 2013	21
Tabela 4 – Participação da agropecuária na geração dos empregos formais nos estados brasileiros em 2013	24
Tabela 5 – Coeficientes de correlação, por estado, para as séries anuais de temperatura média e precipitação total	32
Tabela 6 – Temperatura média do ar (°C) nos períodos de 1961-1990 e de 2071-2100 (cenário A2) e anomalia entre os períodos, por regiões e estações do ano.....	46
Tabela 7 – Precipitação pluvial (mm/mês) nos períodos de 1961-1990 e de 2071-2100 (cenário A2) e anomalia entre os períodos, por regiões e estações do ano	48
Tabela 8 – Consistência dos estimadores, para os mais comuns modelos e estimadores de dados em painel.....	53
Tabela 9 – Valor Bruto de Produção acumulado entre 1990 e 2012 e participação dos dez principais estados no total nacional.....	59
Tabela 10 – Participação das quinze culturas selecionadas no estudo no VBP da agricultura nacional entre 1990 e 2012.....	60
Tabela 11 – Participação dos produtos da cesta selecionada no VBP dos estados – taxa média do período de 1990 a 2012	67
Tabela 12 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas	77
Tabela 13 – Resultados dos testes de diagnóstico dos resíduos, quanto aos pressupostos de ausência de autocorrelação e homocedasticidade	79
Tabela 14 – Resultados do modelo com efeitos heterogêneos das variáveis climáticas	80

1 INTRODUÇÃO

O impacto de mudanças climáticas sobre a atividade econômica tem sido abordado reiteradamente na literatura econômica. Os trabalhos disponíveis sobre o tema mostram que a principal influência destas mudanças ocorre sobre a agricultura. Neste contexto, a questão ganha relevância, dados os efeitos sobre o mercado internacional de *commodities*, preço dos alimentos e a necessidade de investimentos em tecnologias que reduzam estes potenciais impactos.

O Brasil possui destacada relevância no mercado mundial de *commodities* como grande produtor – 4º maior Valor Bruto de Produção (VBP) da agropecuária global – e exportador, liderando as vendas de café, açúcar, etanol de cana-de-açúcar, suco de laranja, complexo soja e carnes bovina e de aves, de acordo com dados da Organização das Nações Unidas para a Alimentação e Agricultura (FAO, 2014). O setor agronegócio representa, no Brasil, 23% do PIB (PIB-Agronegócio/PIB-Nacional), segundo dados do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA, 2014), e 42% do total de receitas geradas com exportações (MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO – MAPA, 2014), em 2013.

Aliando-se os motivos acima citados à expectativa de um potencial impacto das mudanças climáticas na agricultura nacional, justifica-se a demanda por estudos e pesquisas direcionadas ao setor. Neste contexto, o presente estudo buscou avaliar empiricamente o impacto potencial das variáveis climáticas para a produção agrícola dos principais estados produtores do país. A análise foi realizada por meio de um banco de dados em painel, para as quinze culturas e dez estados mais representativos em termos de produção agrícola nacional, de acordo com dados da Produção Agrícola Municipal (PAM), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os estados selecionados, que representam 87% do VBP acumulado entre 1990 e 2012, foram São Paulo, Paraná, Rio Grande do Sul, Minas Gerais, Mato Grosso, Bahia, Goiás, Santa Catarina, Mato Grosso do Sul e Espírito Santo. Já a cesta de produtos (com 88% do VBP na mesma comparação) contempla algodão, arroz, batata, cacau, café, cana-de-açúcar, cebola, feijão, fumo, laranja, mandioca, milho, soja e tomate.

Optou-se pela estimação baseada no uso direto da função de produção e pela implementação de uma análise agregada, não se levando em consideração a possível fragmentação para culturas ou microrregiões em cada estado, e a avaliação dos diversos mecanismos de transmissão de clima específicos.

2 OFERTA E DEMANDA MUNDIAL DE *COMMODITIES*

Desde o início dos anos 2000 os preços internacionais de *commodities* têm se mantido em patamares elevados, quando comparados a outros períodos históricos. Segundo Trostle (2008), pelo lado da oferta observa-se a redução da taxa de crescimento: para grãos e oleaginosas, a produção crescia a taxa média de 2,2% ao ano entre 1970 e 1990, taxa que se reduziu a 1,3% entre 1990 e 2008. Além disso, os aumentos de produtividade, que são responsáveis por grande parte dos avanços em produção – a despeito da expansão de área – também tem ocorrido a taxas médias decrescentes: 2% a.a. entre 1970 e 1990 e 1,1% de 1990 a 2007.

Segundo o autor, a tendência de queda observada no crescimento da produtividade pode estar vinculada, entre outros fatores, à redução das pesquisas públicas e de entidades globais voltadas para a agricultura. A estabilidade dos preços internacionais ao longo dos anos 1990 pode ter influenciado nesta redução, como exposto na Figura 1, que apresenta a evolução dos preços de Alimentos e Bebidas, e apenas Alimentos – desagregações do índice de preços de *commodities* primárias, do Fundo Monetário Internacional (FMI, 2014).

Figura 1 – Evolução dos índices de preços de Alimentos e Bebidas, e apenas Alimentos, entre 1991 e 2013
Fonte: Elaboração própria, dados do FMI.

Além da falta de pesquisas direcionadas, outros fatores podem ser destacados como atrelados à gradual redução das taxas de crescimento da produção: em termos globais o uso de terras tem sido transferido de atividades agrícolas para usos não agrícolas, ainda que não de forma expressiva (TROSTLE, 2008). De acordo com dados do *World Development Indicator* (WDI), do Banco Mundial (Banco Mundial, 2014), principalmente de 1994 em diante, é possível observar a tendência de redução, de 0,015 p.p. anualmente, do percentual de terra destinada à agricultura, conforme exposto na Figura 2:

Figura 2 – Proporção das terras destinada à agricultura no contexto mundial, entre 1994 e 2011
Fonte: Elaboração própria, dados do Banco Mundial – WDI.

Movimentos de longo prazo também têm impactado na demanda por alimentos, impulsionada, em uma média global, pelo crescimento populacional e aumento da renda *per capita*.

Com relação à população, de acordo com dados do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA, 2014), observa-se expansão, mas a taxas decrescentes, mesmo nos países em desenvolvimento. Em um contexto global, o crescimento populacional anual, que era de 1,73% na década 1980, reduziu-se para 1,46% nos anos 1990 e, então, para a média de 1,19% ao ano, entre 2000 e 2013. Nos países em desenvolvimento, ainda que as taxas sejam relativamente superiores, a tendência também é de redução: média de 2,09% nos anos 1980, 1,75% para os anos 1990 e 1,39% de 2000 em diante. A Figura 3 expõe a evolução das taxas de crescimento populacional no mundo e nos países em desenvolvimento, desde 1980.

Figura 3 – Evolução das taxas de crescimento populacional no mundo e nos países em desenvolvimento de 1980 a 2013

Fonte: Elaboração própria, dados USDA (2014).

Ainda que a taxas decrescentes, observa-se o crescimento da população mundial: entre 2012 e 2013 esta cresceu em 77 milhões de habitantes, sendo que cerca de 95% deste incremento, ou 72 milhões, ocorreu em países em desenvolvimento (USDA, 2014).

Já em relação à renda mundial, mesmo considerando-se anos de crise, em que se observaram taxas de crescimento reduzidas ou mesmo recuo da renda *per capita* – como as

taxas de 0,45% e 0,79% no biênio 2001/2002, e a redução 3,23% em 2009 – houve um crescimento médio de 1,55%, entre 1990 e 2013. A expansão foi alavancada, principalmente, pelos países de renda média, para os quais a taxa de crescimento anual no período foi de 5,55%. Para os países de alta e baixa renda, as taxas médias foram: 1,74% e 2,12%, respectivamente. A Figura 4 mostra a evolução, entre 1990 a 2013, do PIB *per capita* mundial e respectivas taxas de crescimento anuais. Pode-se observar que a renda *per capita* real passou de US\$5,7 mil em 1990 para US\$7,8 mil em 2013, o que representou um crescimento de 35% (Banco Mundial, 2014).

Figura 4 – Evolução do PIB *per capita* mundial e respectivas taxas de crescimento anuais, entre 1990 a 2013
Fonte: Elaboração própria, dados do Banco Mundial – WDI.

Trostle (2008) analisa que este aumento da renda *per capita*, em especial nos países mais pobres, onde o crescimento populacional é mais acentuado, além de impulsionar o consumo de alimentos básicos, implica também em diversificação da dieta, com inclusão de carne, laticínios e óleos vegetais. Com a ampliação do consumo destes produtos a demanda por grãos e alimentos proteicos cresce mais que proporcionalmente, dadas as taxas de conversão alimentar. Segundo o autor, ainda que estas taxas apresentem expressivas variações de acordo com a classe do animal e as práticas de produção, limites superiores podem ser expressos conforme a Tabela 1.

Tabela 1 – Limites superiores das taxas de conversão alimentar

Classe do Animal	Kg de alimento para 1 kg de carne ¹
Frango	1,18
Suíno	2,95
Boi	3,18

Fonte: Adaptado de Leibtag (2008)

¹ No original em libras, conversão livre da relação para quilogramas.

Ao mesmo tempo, e em competição com os produtores de alimentos pelas mesmas matérias-primas, está a produção de bioenergia. A constante tendência de alta do preço do petróleo e a expansão da demanda por energia pressionam pelo desenvolvimento de fontes renováveis (MARTINES-FILHO; BURNQUIST; VIAN, 2006). No caso brasileiro, a força da demanda por energia atrela-se ao mercado interno. Para o etanol, por exemplo, de acordo com informações da União da Indústria da Cana-de-Açúcar (UNICA, 2014), é possível observar que o percentual da produção destinado à exportação tem crescido desde 2000. Entretanto, para todo o período, sempre mais de 80% da produção foi absorvido pelo mercado doméstico. A Figura 5 mostra a evolução das quantidades de etanol produzidas, exportadas e o percentual exportado relativo à produção, entre 2000 e 2013.

Figura 5 – Evolução das quantidades de etanol produzida e exportada e do percentual exportado relativo à produção, entre 2000 e 2013

Fonte: Elaboração própria, dados da UNICA.

No mercado doméstico de etanol, o descompasso entre oferta e demanda tem sido observado desde 2008. No que se refere à demanda, o impulso relaciona-se, entre outros fatores, à expansão da venda de carros *flex* (MILANEZ et al., 2012). Já a oferta, que cresceu expressivamente até 2008, recuou de 2008 a 2011, apresentando novas altas em 2012 e 2013.

3 PANORAMA DA PARTICIPAÇÃO DA AGROPECUÁRIA NA ECONOMIA BRASILEIRA E NO MERCADO INTERNACIONAL

Neste item serão apresentados indicadores gerais de relevância e desempenho do agronegócio, destacando o papel de destaque do setor, seja no contexto internacional ou na economia brasileira.

De acordo com dados da FAO (2014), nos últimos anos o Brasil tem aumentado sua participação na produção global de produtos agropecuários. Em 2012, o país foi responsável por 5% do Valor Bruto da Produção (VBP) Agropecuário gerado no mundo, sendo o 4º país no *ranking* internacional – atrás apenas da China, Estados Unidos e Índia, como mostra a Tabela 2.

Tabela 2 – Ranking dos principais países em geração do VBP da agropecuária mundial em 2012

Região	Valor Bruto da Produção Agropecuária (US\$ bilhões correntes)	% (Região/Mundo)
Mundo	3816845	100%
China	1263845	33%
Estados Unidos	317647	8%
Índia	232300	6%
Brasil	197541	5%
Indonésia	144721	4%
Demais	1660791	44%

Fonte: Elaboração própria, com dados da FAO.

Analisando-se para produtos específicos, a importância do Brasil fica mais explícita, sendo que o país é o maior produtor mundial de cana, açúcar, laranja e café. Para a soja e o milho o país é o segundo maior em produção e, para as carnes em geral, o terceiro maior produtor (FAO, 2014). A Tabela 3 sintetiza essas informações, expondo também a participação relativa do Brasil no total mundial:

Tabela 3 – Posição do Brasil no ranking e respectivo percentual da produção mundial de produtos agropecuários específicos Produção Agropecuária Mundial em 2013

	Agricultura						Pecuária		
	Soja	Cana	Açúcar*	Milho	Laranja*	Café*	Carne Total*	Bovina*	Aves*
Posição no Ranking	2º	1º	1º	2º	1º	1º	3º	2º	3º
% do total produzido	30%	34%	22,4%	8%	26%	26%	8%	13%	12%

* Dados de 2012

Fonte: Elaboração própria, com dados da FAO.

Dado o expressivo potencial de produção, mesmo com a necessidade de abastecimento do mercado interno, o país se destaca como grande exportador de produtos agropecuários.

No caso da carne bovina, por exemplo, de acordo com dados da Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carne (ABIEC, 2014), em 2013, das 10,2 milhões de toneladas em equivalente carcaça (TEC) produzidas no país, apenas 19,6% destinou-se às exportações – com o mercado interno absorvendo percentual superior a 80%, dado o consumo *per capita* médio 41 kg/ano. Destaca-se, entretanto, que este percentual tem crescido nos últimos anos; na década de 90, por exemplo, uma média de 7% da produção se destinava à exportação (ABIEC, 2014). Para a soja em grãos, ainda em 2013, cerca de 40% da produção foi destinado ao processamento interno e, entre os produtos processados, no caso do farelo o consumo doméstico absorveu mais de 50% do total produzido, e para o óleo de soja, 85% (Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais – ABIOVE, 2014).

Ainda que o Brasil não detenha expressiva participação no comércio global, respondendo por apenas 1,6% do total exportado em 2012, no que se refere ao comércio agrícola, a participação do país se destaca, tendo representado 7,6% do total neste mesmo ano. E essa participação tem crescido, apresentando um incremento de 3,0p.p. com relação ao valor observado em 2002, sendo que para o comércio total o ganho foi de 0,4p.p., como mostra a Figura 6 (MAPA, 2014).

Figura 6 – Evolução, entre 2002 e 2012, da participação do Brasil nas exportações mundiais totais e agropecuárias

Fonte: Elaboração própria, com dados do MAPA (2014).

No que diz respeito a produtos específicos, o Brasil lidera as vendas internacionais de café, açúcar, etanol de cana-de-açúcar, suco de laranja, de todo o complexo soja (farelo, óleo e grão), além das carnes bovina e de aves² (MAPA, 2014).

Além da elevada representatividade da agropecuária brasileira no fornecimento de *commodities* para o mundo, o setor também apresenta relevância no contexto nacional, seja como gerador de renda e emprego, ou no equilíbrio das contas externas, dado potencial de geração de divisas.

² Para as carnes a informação se refere a 2011

O PIB da agropecuária, que engloba apenas as atividades realizadas “dentro da porteira”, detém participação modesta no PIB total do país, representando cerca de 5,71% em 2013, de acordo com dados do IBGE (2014). Esta taxa, além de pouco expressiva, tem apresentado tendência decrescente nos últimos anos, o que é uma tendência observada historicamente em países industrializados e em desenvolvimento, dadas as grandes transformações pelas quais o país tem passado, como urbanização, dinamização e crescimento de outros setores e da renda *per capita* (MENDES; JUNIOR, 2007). A Figura 7 mostra a evolução, entre 1990 e 2013, da relação entre o PIB da agropecuária e o PIB nacional:

Figura 7 – Evolução da relação entre o PIB da agropecuária e o PIB nacional, entre 1990 e 2013
Fonte: Elaboração própria, com dados do IBGE.

Entretanto, quando se considera o PIB do agronegócio³, que incorpora a ampla gama de atividades relacionadas à produção agropecuária, desde os segmentos fornecedores de insumos até as atividades de processamento e distribuição dos produtos ao destino final, seja ao consumidor doméstico ou exportação, a participação sobre o PIB brasileiro se amplia para 22,54%, no caso de 2013. Tal percentual evidencia a relevância da agropecuária, e de todas as atividades a ela associadas, na geração de renda da economia. A Figura 8 mostra a evolução da relação entre o PIB do agronegócio e o PIB nacional, entre 1994 e 2013.

³ Agronegócio é definido como um setor econômico com ligações com a agropecuária, tanto a montante como a jusante, envolvendo os segmentos de insumos para a agropecuária, produção de matérias-primas agropecuárias, processamento dessas e distribuição até o consumidor final ou para exportação (CEPEA, 2014).

Figura 8 – Evolução da relação entre o PIB do agronegócio e o PIB nacional, entre 1994 e 2013

Fonte: Elaboração própria, com dados do IBGE e do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – Cepea.

Além da geração de renda, a atividade agropecuária contribui para o nível de emprego na economia. No que diz respeito ao emprego formal, na média para o Brasil, 3,12% dos vínculos em 2013 foram referentes ao setor – e os demais relativos à indústria, construção civil, comércio e serviços. Uma análise mais desagregada permite notar a importância relativa do setor para estados específicos, onde a base agrícola da economia tem relativamente mais representatividade, como no Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, em que a participação da agropecuária na geração dos empregos formais supera 10% do total, segundo dados da Relação Anual de Informações Sociais – RAIS do Ministério do Trabalho e Educação (MTE, 2014). A Tabela 4 mostra este percentual discriminado para os estados, com dados de 2013:

Tabela 4 – Participação da agropecuária na geração dos empregos formais nos estados brasileiros em 2013

Estado	%	Estado	%
Mato Grosso	14,5%	Pernambuco	2,6%
Mato Grosso do Sul	11,7%	Rio Grande do Norte	2,5%
Tocantins	7,2%	São Paulo	2,5%
Goiás	6,3%	Paraíba	2,1%
Minas Gerais	5,4%	Piauí	2,1%
Pará	4,8%	Santa Catarina	2,0%
Bahia	4,0%	Alagoas	1,9%
Paraná	3,5%	Ceará	1,8%
Espírito Santo	3,4%	Roraima	1,6%
Rondônia	3,3%	Amapá	0,8%
Sergipe	3,2%	Distrito Federal	0,6%
Rio Grande do Sul	2,8%	Amazonas	0,6%
Maranhão	2,7%	Rio de Janeiro	0,5%
Acre	2,7%		

Fonte: Elaboração própria, com dados da RAIS.

Destaca-se, entretanto, que na agropecuária as relações informais de trabalho ou de estabelecimentos de agricultura familiar (que também não são classificados como emprego

formal) representam percentual não desprezível do pessoal ocupado – quando em relação às ocupações com vínculos formais. Deste modo, quando se considera o total de pessoas ocupadas, e não apenas o emprego formal, o percentual relativo à agropecuária⁴ se expande para 14,2% na média nacional, para dados de 2012 (PESQUISA NACIONAL DE AMOSTRA POR DOMICÍLIOS – PNAD/IBGE, 2014).

Destaca-se ainda que os percentuais relativos a emprego e pessoal ocupado referem-se estritamente a atividade agropecuária básica. Então, não estão contabilizadas as pessoas que se ocupam em indústrias fornecedoras de insumos para agropecuária, ou naquelas de processamento e transformação das matérias-primas agrícolas, ou mesmo que trabalham com os serviços que se relacionam a essa atividade.

Em termos de exportação, em 2013 a receita gerada pelo agronegócio foi de US\$ 100 bilhões e para as exportações totais brasileiras foi de US\$ 242 bilhões, de modo que o agronegócio participou com quase 42% do total. Além disso, no mesmo ano, como o balanço comercial brasileiro apresentou *superávit* de apenas US\$ 2,5 bilhões, o agronegócio contribuiu para amenizar o saldo comercial dos outros setores da economia, dado *superávit* de quase US\$ 83 bilhões (MAPA, 2014). Observando-se desde 1989, mesmo com saldo de importações em elevação para o agronegócio brasileiro, a balança comercial do setor sempre foi superavitária, e com montante crescente. Já para o comércio internacional total, os resultados da balança comercial oscilaram no mesmo período, assumindo déficits entre 1995 e 2000 e tendência geral de redução do superávit de 2006 em diante, como mostra a Figura 9.

Figura 9 – Evolução das exportações, importações e saldo da balança comercial para o comércio total e para o agronegócio (em US\$ bilhões)

Fonte: Elaboração própria, com dados do MAPA.

⁴ No caso da PNAD, os grupamentos de atividade se dividem em: Agrícola, Indústria, Construção, Comércio e Reparação, Alojamento e Alimentação, Transporte, armazenagem e comunicação, Administração pública, Educação, saúde e serviços sociais, Outras atividades e Atividades mal definidas (PNAD/IBGE, 2014)

As informações expostas nesta seção destacam a importância do setor agropecuário brasileiro tanto na oferta de *commodities* para o mercado doméstico e internacional, quanto no que diz respeito à estabilidade interna (oferta de alimentos) e externa (geração de divisas) da economia brasileira. Estudos de potenciais impactos negativos de variáveis climáticas sobre o setor, portanto, ganham relevância no sentido de produzir resultados que permitam a compreensão dos mecanismos de transmissão de tais efeitos sobre o setor, e possam orientar políticas públicas (desenvolvimento de tecnologia, por exemplo) que busquem eliminar ou mitigar os efeitos de longo prazo sobre o setor e, conseqüentemente, sobre a economia do país.

4 IMPACTOS CLIMÁTICOS NA AGRICULTURA

O setor agropecuário tem seus resultados atrelados a diversos fatores de incerteza, como flutuações de mercado, mudança nas políticas agrícolas interna e externa – como subsídios, tarifas, crédito ou seguro rural, por exemplo –, disponibilidade de tecnologias, regulações sobre o uso da terra, entre outros. Adicionalmente, dada a dependência intrínseca deste setor em relação aos recursos naturais, a produção agrícola também se apresenta vulnerável às incertezas relacionadas ao clima, sobre o qual os produtores têm pouco ou nenhum controle (KURUKULASURIYA; ROSENTHAL, 2013; PEREIRA; ANGELOCCI; SENTELHAS, 2007).

Entre os impactos do clima na produtividade agrícola, pode-se distinguir entre os relacionados às condições médias e os atrelados à variabilidade climática (como eventos extremos de tempo). As condições climáticas médias em nível regional são determinantes primárias da produtividade agrícola, já que o processo metabólico das plantas depende de variáveis como temperatura, radiação solar, dióxido de carbono (CO₂) e disponibilidade de água (PEREIRA; ANGELOCCI; SENTELHAS, 2007). Gornall et al. (2010) reforçaram a ideia de que toda a estruturação de um ambiente agrícola ocorre em torno de culturas e práticas que são apropriadas e produtivas neste dado espaço, considerando-se o seu comportamento climático. Já em relação aos eventos extremos, a produtividade agrícola pode ser prejudicada por ondas de calor, tempestades, secas ou inundações (ANWAR et al., 2013).

Em relação à temperatura, esta variável impacta diretamente na produtividade vegetal, pois se relaciona com o crescimento e desenvolvimento da planta, dado que influencia na velocidade das reações químicas e dos processos internos de transporte. Já a precipitação, em conjunto com a evapotranspiração⁵, define a disponibilidade de água para o vegetal – cujo nível na fase de desenvolvimento é elemento crítico para a determinação da produtividade. Então, em uma dada região, a quantidade e distribuição de chuvas anualmente determinam, além do tipo de vegetação natural, o tipo de exploração agrícola possível (KURUKULASURIYA; ROSENTHAL, 2013; PEREIRA; ANGELOCCI; SENTELHAS, 2007).

Destacada a dependência dos resultados da agricultura em relação às condições meteorológicas, e tendo em mente as projeções gerais de mudanças climáticas para os próximos anos, é consensual na literatura que o setor agrícola se apresenta como o de maior

⁵ Evapotranspiração é o processo de transferência de água para a atmosfera, que ocorre de forma simultânea por meio da evaporação da água do solo e transpiração das plantas (PEREIRA; ANGELOCCI; SENTELHAS, 2007).

vulnerabilidade entre os setores econômicos. Especialmente em regiões tropicais, e em países mais pobres, pesquisas têm apontado impactos negativos relevantes de mudanças climáticas sobre a produção agrícola (KURUKULASURIYA; ROSENTHAL, 2013). Ressalta-se, entretanto, que no contexto das mudanças graduais do clima médio ao longo dos anos passados, os produtores agrícolas têm, historicamente, se adaptado de forma autônoma. Entretanto, considerando as previsões de mudanças mais intensas para os anos recentes, estratégias planejadas e transformacionais são necessárias (ANWAR et al., 2013).

Sob o cenário das mudanças climáticas projetadas, esperam-se impactos positivos ou negativos sobre a produtividade agrícola, relação que varia de acordo com a cultura e a região considerada. Quanto aos efeitos de mudança na temperatura média, por exemplo, no caso de médias e altas latitudes (regiões mais frias), o aumento da temperatura pode projetar-se em melhora na adaptabilidade para certas culturas presentes na região, aumentando a produtividade. Além disso, o aquecimento pode possibilitar a expansão da produção agrícola para ainda maiores latitudes e altitudes – que antes do aumento da temperatura eram demasiadamente frias (GORNALL et al., 2010). No caso da Rússia, por exemplo, como consequência do aquecimento global, foram estimados expressivos ganhos em termos de terras potenciais para uso da agricultura (GORNALL et al., 2010 apud FISHER et al., 2005). Olesen e Bindi (2002), por sua vez, analisaram o caso da agricultura europeia, onde o aumento da temperatura deverá impactar em uma estação climática potencial para crescimento das culturas mais longa, permitindo adiantamento do plantio na primavera, assim como do amadurecimento e da colheita. Além disso, invernos menos rigorosos possibilitarão maior produtividade de culturas de inverno ou perenes. Tais efeitos são de ainda maior relevância para plantas C4⁶ (como o milho, a cana-de-açúcar e o sorgo), que são mais sensíveis a baixas temperaturas. Já em baixas latitudes, como regiões tropicais ou sazonalmente áridas, o aquecimento pode ter impactos imediatos e prejudiciais, aumentando o *stress* térmico e a perda de água via evaporação. Para estas regiões o crescimento da temperatura ainda implica em aumento da respiração e aceleração do desenvolvimento, o que pode resultar em maturação acelerada para algumas culturas e, então, redução da produtividade da lavoura (OLSEN; BINDI, 2002).

No que diz respeito às mudanças na precipitação e, portanto, na disponibilidade de água, as conclusões são menos consensuais. Isso ocorre porque existe grande dificuldade com projeções a respeito das mudanças de padrão das chuvas, o que leva a uma ampla gama de

⁶ A temperatura ótima para a realização de fotossíntese é mais elevada em plantas C4, do que em plantas C3.

diferentes estimativas resultantes de modelos climáticos distintos. E a falta de modelos regionais e sub-regionais confiáveis para esta variável limita a possibilidade de análises sobre os impactos potenciais sobre a agricultura. Um dos principais fatores que levam a tal incerteza é a expressiva dependência entre precipitação e a circulação atmosférica, que por sua vez, também está atrelada às taxas de aquecimento da temperatura (GORNALL et al., 2010; KURUKULASURIYA; ROSENTHAL, 2013).

Finalmente, impactos negativos sobre a produtividade agrícola podem resultar da maior frequência de ocorrência de eventos climáticos extremos. Uma primeira possibilidade a ser destacada são as ondas de calor – se estas coincidirem com os estágios-chave do desenvolvimento da planta, mesmo que com poucos dias de temperatura acima do normal, os resultados em termos de produtividade podem ser críticos. Destacam-se ainda as secas, dado que a falta de água também pode afetar significativamente a produtividade das culturas, dependendo da região onde ocorra. O excesso de água também impacta na produção agrícola: fortes chuvas e inundações, além de possivelmente causar a destruição de lavouras, exercem outras influências diretas, como o excesso de água no solo, que impede a respiração e reduz o crescimento. Além disso, devem ser considerados os possíveis impactos indiretos, como o atraso das operações agrícolas (as máquinas podem não ser adaptadas a um solo excessivamente molhado) e o aumento das taxas de erosão e da lixiviação do solo (GORNALL et al., 2010; KURUKULASURIYA; ROSENTHAL, 2013). No contexto de “eventos extremos” é importante salientar que esta definição é diferente para cada região: temperaturas consideradas extremas em certa região geográfica podem ser normalmente observadas em outros locais. Além disso, em algumas regiões, a adaptação exigida pela mudança na condição climática pode ser implementada via adoção de práticas já existentes, utilizadas em localidades com condições semelhantes ao novo ambiente imposto. No entanto, em locais onde a agricultura já atua em situações limítrofes, variações no clima podem levar a uma condição até então não observada, e nestes casos a avaliação sobre as possibilidades adaptativas fica dificultada (GORNALL et al., 2010).

Além dos impactos diretos de mudança climática mencionados, é válido ressaltar que existem os meios indiretos pelos quais tal alteração pode afetar as culturas. Um desses meios se refere aos possíveis efeitos de pragas e doenças, mas as implicações destes em termos de produtividade ainda são incertas. As mudanças climáticas, além de possivelmente impactarem na capacidade de resistência das próprias culturas às patogenias, podem, também, afetar as próprias pragas, alterando sua forma de dispersão, seu nível de patogenicidade (mutações

induzidas por estresses climáticos), além de sua propagação para outras localidades (GORNALL et al., 2010).

5 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

5.1 Clima e agricultura

5.1.1 Uso de dados climáticos

De acordo com Auffhammer et al. (2013), os dados climáticos têm sido empregados de forma equivocada em diversos trabalhos que os utilizam como variáveis explicativas de modelos estatísticos, especialmente por economistas. Uma das questões principais é diferenciar corretamente dados de tempo e de clima, sendo as interpretações dos coeficientes gerados por estes criticamente divergentes, pois “Tempo refere-se à temperatura e precipitação em um dado local e período de tempo, e clima, ou normal climática, refere-se ao clima médio de um local por longos períodos”⁷ (DESCHENES; GREENSTONE, 2007, p. 354). Portanto, os coeficientes estimados representariam uma elasticidade-tempo de curto prazo no primeiro caso, e uma verdadeira resposta ao clima no segundo.

Um problema com os dados, especialmente ao se utilizar modelos de efeitos fixos, consiste em fazer as médias das informações em nível de estações observacionais, como em diversos estudos econômicos, que têm utilizado médias ponderadas pela distância – Mendelsohn, Nordhaus e Shaw (1994) e Deschenes and Greenstone (2007). O problema surge devido à irregularidade das estações meteorológicas, com surgimento de novas estações, encerramento de outras ou mesmo períodos sem coleta. Neste caso os valores médios incluiriam, além de reais variações no indicador de tempo, aquelas relativas a valores faltantes ou estações novas (ou extintas). Quando os efeitos fixos removerem as médias dos valores interpolados para determinado local, e forem incluídos efeitos fixos para o controle temporal, a variação climática restante será reduzida e fortemente atrelada às irregularidades já citadas, sendo estas responsáveis por significativa parcela da variância total. Sugere-se, neste caso, uma alternativa para o cálculo das médias: deve-se, primeiramente, preencher os dados de estações faltantes, as regredindo com as estações próximas e, então, prevendo a observação faltante. Este método, segundo o autor, mantém constantes as estações que são utilizadas, garantindo que a variação resultante não seja relativa às irregularidades de cobertura das coletas de dados (AUFFHAMMER et al., 2013). Os métodos de imputação utilizados para preencher os dados faltantes serão abordados no item 6.1., no capítulo de metodologia.

Outro ponto abordado por Auffhammer et al. (2013), consiste na presença de correlação entre os indicadores de clima, ainda que, se analisados isoladamente, sejam exógenos nos modelos de impacto em variáveis econômicas. E o sinal da correlação entre

⁷ Trecho em tradução livre do texto original.

estes pode variar expressivamente de acordo com a região em questão e, então, o sinal do viés da variável omitida. Portanto, para que sejam obtidas estimativas não viesadas dos impactos individuais de cada uma das variáveis climáticas que são historicamente correlacionadas, ambas devem ser incluídas no modelo. Para exemplificar essa questão, os autores apresentaram os coeficientes de correlação entre os indicadores de temperatura média e precipitação total para as diferentes regiões analisadas, mostrando que estes variam expressivamente de acordo com a região, tanto em magnitude como em sinal. No caso das informações climáticas deste estudo, também é possível observar magnitudes divergentes para o coeficiente de correlação entre temperatura média anual e precipitação média anual total, em cada estado, como mostra a Tabela 5:

Tabela 5 – Coeficientes de correlação, por estado, para as séries anuais de temperatura média e precipitação total

Estado	RS	BA	ES	GO	MG	MS	MT	PR	SC	SP
Coeficiente de correlação	-0,123	-0,520	-0,729	-0,428	-0,545	-0,578	-0,045	-0,228	-0,293	-0,045

Fonte: Elaboração própria, com base em dados do Instituto Nacional de Meteorologia Agrícola – INMET (2014).

Deste modo, caso apenas uma das variáveis fosse utilizada (precipitação ou temperatura), tanto o sinal quanto a magnitude do viés no coeficiente estimado dependeriam da região em questão. Vale frisar, que as correlações negativas observadas, segundo Auffhammer et al. (2013), são características em áreas mais quentes, como o caso do Brasil. Isso porque, o maior volume de precipitação e, então, o nível de evaporação resultante, implicam em resfriamento e temperaturas médias mais baixas. Em contraponto, no caso de áreas tipicamente mais frias, o aumento da precipitação está associado à presença de ar tropical quente e úmido, e a cobertura de nuvens mantém a superfície mais quente, o que é expresso pela correlação positiva das variáveis.

5.1.2 Aspectos gerais sobre as principais abordagens metodológicas na literatura

De acordo com Féres, Reis e Speranza (2008), os estudos pioneiros sobre impactos climáticos na agricultura adotaram os chamados modelos “agro econômicos”. Estes utilizam a função de produção setorial subjacente e variam os insumos ambientais relevantes para estimar o impacto destes na produção. Esta abordagem, de acordo com os autores, fornece estimativas não viesadas do impacto climático no que diz respeito aos determinantes da produção que estão além do controle do produtor. No entanto, ainda assim as estimativas devem ser viesadas, já que não contemplam as respostas adaptativas dos produtores otimizadores às mudanças climáticas.

A fim de corrigir o viés mencionado anteriormente, e contemplar as possibilidades adaptativas que os produtores utilizam costumeiramente para se ajustarem às mudanças nas condições do ambiente em que se inserem, Mendelsohn, Nordhaus e Shaw (1994) desenvolveram um modelo conhecido como abordagem Ricardiana, que analisa o efeito do clima sobre o valor da terra, em uma abordagem *cross-section*. Se o mercado de terras opera corretamente, o preço refletirá o valor presente descontado dos aluguéis, no horizonte infinito (FÉRES; REIS; SPERANZA, 2008). Então, esta abordagem centra-se na hipótese de que, no longo prazo, a produtividade agrícola reflete-se no preço da terra, implicitamente incorporando às mudanças de comportamento dos produtores devido aos novos regimes climáticos (PEREDA, 2012).

Mais recentemente a abordagem hedônica (ou Ricardiana) foi criticada por Deschênes e Greenstone (2007). A crítica baseou-se na existência de um viés de omissão de variáveis: existem importantes determinantes do produto e do valor da terra que não são mensuráveis, podendo levar a estimativas inconsistentes do efeito do clima no valor da terra, ao confundi-lo com outros fatores (FÉRES; REIS; SPERANZA, 2008). Segundo Deschênes e Greenstone (2007), sabe-se que características não mensuráveis (como qualidade do solo) são importantes determinantes do produto e do valor das terras agrícolas e, portanto, as estimativas sofrerão com viés, e de magnitude e sinal desconhecidos. Então, os autores propuseram uma alternativa: estimaram a relação entre temperatura e precipitação e os lucros agrícolas, mas por meio da utilização de dados em painel, sendo empregado o ferramental de efeitos fixos, e considerando-se variações ano a ano das variáveis. Este ferramental ameniza o problema de má especificação do modelo: os efeitos fixos irão absorver todo o efeito sobre a variável dependente de determinantes não observados que sejam invariantes no tempo e específicos de cada unidade econômica. Uma importante limitação desta abordagem reside no fato de que os agricultores não podem implementar uma completa gama de mudanças adaptativas⁸ em resposta a mudanças climáticas em um único ano, podendo implicar em estimativas viesadas em relação àquelas de longo-prazo, que captam todas possíveis substituições econômicas. Ainda assim, utilizando-se variações ano a ano, este modelo permite que os produtores ajustem a decisão ótima em certa medida, o que é preferível às abordagens iniciais que não possibilitavam qualquer adaptação (DESCHENES; GREENSTONE, 2007).

⁸ Estão incluídas mudanças adaptativas de menor porte, como no uso de fertilizantes e na intensidade de irrigação, ou mudanças de ajustamento mais intenso, como a substituição para uma cultura mais adaptada, implementação de novas tecnologias ou, mesmo, transferências do uso da terra de culturas agrícolas para outras atividades, como a pecuária e atividades florestais (MENDELSON; NORDHAUS; SHAW, 1994).

Selecionada a abordagem, uma decisão adicional consiste na escolha do método de estimação, seja via a estimação via função média, que expressa a tecnologia de uma unidade individual média, ou via funções conhecidas como de fronteira, que são mais influenciadas pelas unidades individuais com o melhor desempenho, e refletirão a forma da tecnologia destas. Na teoria microeconômica, as funções de produção, lucro e custo são consideradas funções limites (*bounding functions*); no caso da produção, por exemplo, representa o máximo de produto que pode ser obtido dado o conjunto de insumos. Mas, apesar do conceito microeconômico, em trabalhos empíricos predomina a utilização de regressões por mínimos quadrados ordinários (MQO) e suas variações – que utiliza o melhor ajuste médio entre os dados. Já a estimação via funções de fronteira pode ser feita pelo método dos mínimos quadrados corrigidos (MQC) – com estimativas não viesadas dos parâmetros de inclinação por MQO e ajuste (para cima) do intercepto – ou por máxima verossimilhança – que apresenta erro assimétrico cujos coeficientes serão estimados (COELLI, 1995). Segundo Bravo-Ureta e Pinheiro (1993), a consistência da abordagem de fronteira com a definição teórica de funções de produção, custo e lucro, impulsionou a popularidade do método em análises aplicadas de produção. Destaca-se ainda que, objetivando-se a estimação de funções de fronteira, uma hipótese adicional deve ser considerada: ao assumir que todas as observações devem estar sobre ou abaixo da fronteira, esta é chamada fronteira determinista. Se permitido que as observações estejam acima da fronteira (fato relacionado a eventos aleatórios) estima-se a chamada fronteira estocástica (BROEK et al., 1980).

Uma diferença destas abordagens, inerente aos aspectos metodológicos, relaciona-se a hipóteses assumidas sobre a eficiência técnica dos produtores. Nas abordagens da função de produção média, considera-se o setor econômico analisado como uma única firma que opera sobre a fronteira de produção e, então, eficiência⁹ no processo produtivo. Já nas abordagens de fronteira, admite-se a possibilidade de ineficiências, ou de unidades econômicas que estejam operando abaixo da fronteira de produção. De acordo com Coelli (1995), a fronteira representará a melhor prática possível, e em relação a esta será mensurada a ineficiência das unidades individuais dentro de um setor.

Neste contexto, a decisão entre as formas de estimação mencionadas pauta-se em alguns aspectos característicos do setor agrícola. As condições agroclimáticas médias são consideradas historicamente conhecidas pelos produtores, de forma que influenciam no

⁹ Ineficiências no processo produtivo ocorrem quando, dada tecnologia de produção disponível, produtores não atingem a produção ótima possível. Ganhos de eficiência, portanto, ocorrem quando os produtores aumentam sua produtividade para dada tecnologia, o que, graficamente, seria representado por uma aproximação em direção à fronteira de produção (COELLI, 1995).

processo decisório e, então, devem ser tratadas não como aleatórias, mas como insumos diretos e de expressiva relevância na produção (DEMIR; MAHMUD, 2005, apud PEREDA, 2012). Entretanto, a ocorrência de eventos climáticos extremos durante os períodos de cultivo e colheita não é conhecida previamente pelos produtores, impactando a produção via desvios da alocação ótima, ou pontos de ineficiência, o que implica em necessidade de se aplicar análises de eficiência.

Além do método de estimação, uma decisão adicional de abordagem consiste na escolha entre a estimação direta da função de produção, ou de formas alternativas duais da tecnologia de produção, quais sejam as funções custo ou lucro. A escolha entre estas depende do formato dos dados disponíveis – se são dados *cross-section* ou em painel.

No caso em que se tem N unidades individuais analisadas em um ponto do tempo, ou dados *cross-section*, Ali e Flinn (1989) afirmam que o uso da função de produção pode não ser adequado. As unidades individuais podem se defrontar com diferentes preços e dotações de fatores e, então, diferentes pontos de ótimo. Então, para estimar eficiência corretamente, preços e dotações de fatores específicos individuais devem ser incorporados à análise. Feito isso, naturalmente leva-se a uma formulação de função lucro do processo produtivo. Além disso, de acordo com Coelli (1995), seja para análises de eficiência ou para estimação via função média, as estimativas dos parâmetros via função de produção serão viesadas e inconsistentes, caso o objetivo comportamental padrão, de maximização de lucro ou minimização de custo, se aplique. O viés ocorre porque os níveis de insumo, variáveis explicativas no modelo, não são independentes do erro, implicando em problema de especificação do modelo. Então, seriam mais apropriadas estimações via função custo ou lucro.

Já se os dados das N unidades individuais são observados em T períodos de tempo, tem-se estruturada uma base de dados em painel. Tal abordagem pode eliminar a necessidade de que os regressores sejam independentes do termo de erro – o que pode ser feito utilizando um modelo com efeitos fixos, que ameniza o viés de especificação ao controlar para características individuais invariantes no tempo. Assim, para dados em painel, modelos de efeitos fixos possibilitam a estimação direta da função de produção, que não mais produzirá estimativas viesadas e inconsistentes dos parâmetros (COELLI, 1995).

Um ponto adicional a respeito do uso de funções de lucro ou de produção foi levantado por Fisher et al. (2012), que criticam aspectos relativos ao trabalho de Deschênes e Greenstone (2007). Um dos fatores levantados relaciona-se à medida de lucro utilizada pelos autores: a diferença entre as vendas agrícolas e as despesas de produção, reportados em um

ano. Enquanto a despesa de produção é essencialmente o custo associado ao cultivo no dado ano, as receitas com vendas não necessariamente representam receitas com o que foi cultivado neste mesmo ano – sobre esta medida de lucratividade a análise desconsidera formação de estoques. Tal questão tem seu efeito acentuado quando se analisa a relação entre este lucro e variáveis de clima. Isso porque, a possibilidade de estocagem é exatamente utilizada, entre outros motivos, para suavizar choques climáticos: em anos de alto rendimento produtivo, produtos podem ser estocados para venda em anos de baixo rendimento. Por tal motivo, é criada uma substancial desconexão entre o choque climático e a variável “vendas menos custos”.

5.1.3 Referencial de trabalhos e pesquisas desenvolvidos na área

Pautados nas diversas possibilidades de abordagens apresentadas, trabalhos tem sido desenvolvidos a fim de mensurar impactos climáticos sobre a agricultura, com análises voltadas a diferentes países, culturas, e em casos agregados ou específicos.

No caso da abordagem Ricardiana desenvolvida por Mendelsohn, Nordhaus e Shaw (1994), foram utilizados dados *cross-section*, para avaliar a importância do clima na agricultura dos Estados Unidos, mas tendo como variável dependente o valor da terra¹⁰. Por meio do modelo hedônico, os autores encontraram que maiores temperaturas em todas as estações do ano, com exceção do outono, tendem a reduzir o valor médio da terra agrícola, enquanto que a precipitação, ao contrário, quando fora do outono, implica em maiores valores da terra.

Deschênes e Greenstone (2007), no mesmo trabalho em que sugeriram o uso do modelo de efeitos fixos, partiram inicialmente da reestimação dos efeitos da mudança climática global via abordagem Ricardiana em modelo *cross-section*, segundo os autores, abordagem predominante na literatura até o momento. As variáveis climáticas utilizadas, temperatura e precipitação total, foram separadas em quatro grupos anualmente, com dados em janeiro, abril, julho e outubro, cada mês representando um quarto do ano. Adicionalmente, os autores permitiram que os efeitos do clima diferissem entre municípios com ou sem predominância de irrigação. Como resultado geral, Deschênes e Greenstone (2007) encontraram que o efeito das mudanças climáticas sobre o valor da terra agrícola nos Estados Unidos deve variar no intervalo de –US\$200,0 bilhões e –US\$320 bilhões – ou um recuo de

¹⁰ Com isso, ao invés de analisar o impacto para culturas específicas, examinou-se como o clima em diferentes localidades afetava o valor da terra agrícola, contando então, com o impacto direto do clima sobre culturas distintas simultaneamente, assim como a substituição indireta de diferentes insumos, introdução de diferentes atividades e outras potenciais adaptabilidades.

18 a 29%. De acordo com os autores, o intervalo encontrado é superior ao observado na literatura até o momento, e o resultado é demasiadamente sensível a variações relativamente pequenas nas decisões sobre variáveis de controle apropriadas, amostragem e ponderação, o que pode sugerir a não confiabilidade do modelo hedônico.

Algumas das aplicações da metodologia desenvolvida por Mendelsohn, Nordhaus e Shaw (1994) para o caso da agricultura brasileira foram realizadas por Sanghi et al (1997), Evenson e Alves (1998) e Féres, Reis e Speranza (2008).

No caso de Féres, Reis e Speranza (2008), foram feitas estimativas tanto pelo modelo hedônico quanto pela abordagem “agro econômica”. Para o modelo hedônico, visando avaliar a importância das variáveis climáticas nos valores das terras agrícolas, os autores ampliaram a análise para uma abordagem de dados em painel, abrangendo informações para municípios, de 1970 a 1995. Para tal, alguns pressupostos foram adotados: as variáveis climáticas são insumos diretos da produção, considerados no processo decisório do produtor maximizador de lucros, e a economia é completamente adaptada a dado clima, de modo que os preços da terra estão no equilíbrio de longo-prazo associado ao clima de cada município. Os resultados encontrados indicaram significativos impactos das mudanças climáticas sobre os valores da terra, entretanto, as estimativas se mostraram expressivamente sensíveis a mudanças na amostra. A falta de robustez do modelo sugere a existência de viés, como o de má especificação do modelo, ou viés de variáveis omitidas, como indicado por Dêschênes e Greenstone (2007).

Utilizando a abordagem “agro econômica”, Dêschênes e Greenstone (2007) estimaram a relação entre variáveis climáticas e os lucros agrícolas nos Estados Unidos, em um modelo com painel de dados, em nível municipal. O modelo foi ajustado de acordo com a expressão (1):

$$y_{ct} = \alpha_c + \gamma_t + \mathbf{X}'_{ct} \cdot \boldsymbol{\beta} + \sum_i \theta_i f_i(W_{ict}) + u_{ct}, \quad (1)$$

sendo que α_c representa os efeitos fixos municipais, que irão absorver todos os efeitos não-observáveis, específicos de municípios, e que sejam invariantes no tempo. O parâmetro γ_t é um controle para diferenças anuais na variável dependente que sejam comuns aos municípios. Na especificação preferida pelos autores, γ_t é substituído por γ_{ts} , que são os efeitos por estado e por ano, ou seja, tendências anuais heterogêneas entre os estados. A variável dependente, y_{ct} , é o lucro agrícola por município em cada ano. Como o modelo inclui efeitos fixos municipais, as variáveis de clima – que no modelo Ricardiano eram representadas por $\overline{W_{ict}}$, uma média de longo-prazo – foram utilizadas por meio de suas realizações anuais (W_{ict}), e

não a média geral, já que esta não varia no tempo e seria eliminada do modelo (sendo i o para cada uma das oito variáveis climáticas incluídas). Os determinantes observáveis do lucro agrícola estão na matriz X_{ct} , e no vetor β estão os respectivos coeficientes. θ_j é o vetor de coeficientes a serem estimados para as variáveis climáticas. Para construção das variáveis climáticas os autores utilizaram dados derivados do modelo PRISM – *Parameter-Elevation Regressions on Independent Slopes Model*, que gera estimativas de precipitação e temperatura para quadrículas de 4x4 quilômetros para todo o país. Para gerar as estimativas, foram utilizados dados do Centro Nacional de dados Climáticos, dos Estados Unidos.

Ainda sobre a mesma abordagem, no trabalho de Féres, Reis e Speranza (2008), avaliaram-se os efeitos das mudanças climáticas sobre a lucratividade agrícola no Brasil. Para tal, os autores utilizaram exatamente o mesmo modelo sugerido por Dêschenes e Greenstone (2007), aplicado aos dados censitários de 1970 a 1995/96. Segundo os autores, o uso do controle de tempo deve incorporar determinantes do lucro agrícola que são variáveis no tempo e comuns aos municípios, como melhorias tecnológicas. As variáveis climáticas são temperatura e precipitação, construídas como a diferença entre a “realização do tempo no ano para o município” e a “média para o município em todo o período”. Após estimação e utilização das previsões climáticas para simulação das perdas de lucro, o autor encontrou que o impacto das mudanças no médio-prazo (2040-2069) deverá ser pequeno para a agricultura brasileira, com a redução de lucro entre o intervalo de 0,8% e 3,7%. Já no longo-prazo (previsões de 2070-2099), o impacto sobre a lucratividade deverá ser bem mais severo, com estimativas por volta de 26%. Além disso, as simulações sugeriram resultados divergentes entre as regiões do país, com o Norte e Centro-Oeste sendo extremamente prejudicados, e as regiões Sul e Sudeste sendo moderadamente beneficiadas.

Outra aplicação do modelo “agro econômico” ao caso brasileiro foi feita por Nadal (2010), que estimou uma função de lucro restrita, condicional a variáveis de clima e investimento. A autora utilizou a forma funcional conhecida como Generalizada de Leontief (GL), por ser localmente flexível, continuamente diferenciável e menos restritiva que a Cobb-Douglas ou a CES, além de permitir, de forma simples, a inclusão de restrições. Foi implementado um modelo *cross-section* com micro dados em nível de município. Os dados agroeconômicos e de investimento agrícola foram obtidos nos censos agropecuários e os dados de temperatura e precipitação foram cedidos pelo IPEA, sendo derivados do conjunto de dados produzidos pelo Centro de Pesquisa Climática da Universidade de *East Anglia*. Os resultados encontrados sugerem redução na lucratividade da agricultura brasileira condicional a aumentos na temperatura e precipitação no longo prazo, mas com efeitos variáveis a regiões.

As regiões mais ricas foram beneficiadas em relação às mais pobres, cuja produção é predominantemente de subsistência.

Pereda (2012) dividiu seu estudo em duas análises distintas e complementares. Primeiramente, avaliou o impacto das mudanças climáticas e possíveis adaptações dos produtores na agricultura. Para tal, baseou-se em um modelo “agro econômico” com a estimação via função lucro com forma funcional translog, por meio da abordagem de fronteira estocástica, com dados *cross-section*. Nesta primeira análise, a hipótese básica admitida é de que as variáveis climáticas representam insumos diretos na produção agrícola, sendo então levadas em consideração no processo otimizador dos produtores. A autora utilizou dados do Censo Agropecuário de 2006, cuja menor desagregação em termos de localidade se dá em municípios. Apesar da perda de informações desejadas ao nível do produtor, devido à existência de homogeneidade local – relacionada principalmente a condições ambientais e logísticas – a análise via fronteira estocástica não fica impossibilitada considerando-se produtores agrupados como unidades individuais. Os resultados de Pereda (2012) sugerem que o efeito marginal da temperatura é expressivamente superior que o da precipitação. Os efeitos parciais de maiores temperaturas no verão reduzem a produção de milho, outras culturas anuais, café outras culturas perenes, leite e carne¹¹. Lugares com temperaturas mais elevadas no inverno podem sofrer com condições adversas sobre a produção de café e soja. Apenas para a soja a produção é afetada positivamente por maiores temperaturas no verão, o que pode ser explicado pela elevada adaptabilidade da cultura atualmente, de acordo com Pereda (2012).

Na segunda etapa de sua análise, Pereda (2012) avaliou o impacto de eventos climáticos extremos nos resultados da agropecuária. Neste contexto, outra hipótese comportamental é admitida: depois de tomadas as decisões otimizadoras, eventos extremos (ou anomalias climáticas) irão afetar o lucro realizado em comparação com lucro ótimo, devido a falhas na colheita ou mudanças na produtividade. Para captar este efeito, a autora utilizou a mesma fronteira translog de lucro para estimar a eficiência técnica do produtor representativo de cada município. Os dados também são do Censo Agropecuário de 2006. Dada a estimativa do índice de eficiência técnica, foi possível modelar os possíveis determinantes do desvio das escolhas ótimas, imposto por fatores exógenos (entre eles anomalias climáticas). Os resultados econométricos da autora sugeriram que os eventos

¹¹ Pereda (2012) considera nove classificações de produtos agrícolas, separadas em quatro grandes grupos. i) culturais anuais: soja, milho e outras; ii) culturas perenes: café e outras; iii) pecuária: leite e bovinos de corte; iv) floresta: madeira e outros produtos florestais.

extremos de clima são, em conjunto, relevantes para explicar diferenças de eficiência entre municípios.

Nemec-Boehm et al. (2014) estudaram o impacto econômico das mudanças climáticas – com foco especial na dinâmica das monções – na produção de chá na China. Para tal, utilizaram um modelo de resposta do rendimento, por meio de uma regressão múltipla, com efeitos fixos aplicada a dados em painel. Os resultados gerais encontrados em três diferentes modelos sugerem que o aumento das chuvas de monções tem um efeito global positivo, mas pequeno, e que o aumento da temperatura máxima diária durante as monções tem efeito também positivo, ambos sobre a produtividade do chá.

Burke e Emerick (2013) buscaram entender como os agentes econômicos se adaptam às mudanças climáticas para, então, verificar o impacto destas mudanças no produto agrícola. Segundo os autores, a preocupação comum em relação à literatura existente reside no fato de que grande parte dos pesquisadores, ao estimar os impactos das variações climáticas, não leva em conta possíveis adaptações dos agentes em longo prazo. No entanto, analisando-se vários produtores de diversos estados nos Estados Unidos, não foi possível distinguir as estimativas dos impactos de curto e longo prazo, sugerindo baixa capacidade adaptativa dos produtores.

Qi, Bravo-Ureta e Cabrera (2014) analisaram os efeitos do clima na produtividade de fazendas leiteiras em Wisconsin-USA, entre 1996 e 2012. Os autores utilizaram um modelo de fronteira estocástica de produção (SPF), com tecnologia Cobb-Douglas e formulações alternativas de dados em painel. Para a seleção do modelo mais robusto, quatro opções foram testadas: Modelos de fronteira estocástica com dados empilhados, com e sem variáveis climáticas; Modelo *True fixed effects* com variáveis climáticas; Modelo *True random effects* com variáveis climáticas. Como resultado geral, foram encontrados impactos significativos das variáveis climáticas sobre a produção leiteira. Os resultados dos autores sugeriram que maiores temperaturas no verão impactaram negativamente, mas maiores temperaturas nos meses de inverno tiveram impactos positivos. Além disso, *ceteris paribus*, existe uma leve relação negativa entre o efeito climático e a produção leiteira nos últimos 17 anos.

Dell, Jones, Olken (2012) estudaram a relação entre os choques de temperatura e o crescimento econômico nos países. Segundo os autores, duas abordagens têm sido utilizadas para analisar essa relação. A primeira, enfatizada na literatura sobre crescimento e desenvolvimento econômico, busca examinar a relação entre a temperatura média e variáveis macroeconômicas agregadas, por meio de dados *cross-section* de países. A segunda abordagem, que é incorporada aos modelos de avaliação integrada (IAM) – amplamente utilizados na literatura sobre modelagens de interações climáticas-econômicas – baseia-se em

micro evidências para quantificar os diversos impactos climáticos e, depois, agregá-los para produzir um efeito em nível nacional.

São diversos os mecanismos pelos quais a temperatura pode influenciar os resultados econômicos, e mesmo que fossem enumerados e seus processos devidamente entendidos, especificar como eles interagem e agregá-los apresenta dificuldades substanciais. Dada tal questão, Dell, Jones, Olken (2012) utilizaram uma abordagem alternativa. Primeiramente, foi construído um painel de dados, para diversos países, contemplando dados de produto e variáveis climáticas. Então, examinou-se a relação histórica entre as variações climáticas em um país e as mudanças no seu desempenho econômico, sendo o uso de variações ano-a-ano a principal estratégia utilizada¹² – tal como a abordagem desenvolvida por Dênchenes e Greenstone (2007). Segundo os autores, ao examinar os resultados de forma agregada diretamente, evita-se a necessidade de imposições *a priori* a respeito dos mecanismos de impacto a serem incluídos, assim como sobre a interação e agregação destes. Além disso, ao focar a análise em variações, isola-se naturalmente o efeito, invariante no tempo, de características específicas a países.

Entre os resultados básicos encontrados no trabalho de Dell, Jones, Olken (2012), primeiramente, há significativos efeitos negativos de maiores temperaturas no crescimento econômico, mas apenas em países mais pobres. E, para a precipitação, os impactos sobre o crescimento foram pequenos para ambos, desenvolvidos e em desenvolvimento. É válido reafirmar, entretanto, que os resultados encontrados foram identificados via flutuações de curto-prazo nas variáveis climáticas, então os efeitos no longo-prazo podem ser diferentes: os países podem adaptar-se às novas condições climáticas e, em contrapartida, as próprias mudanças climáticas podem ter efeitos adicionais sustentados no longo-prazo, como na qualidade do solo, na disponibilidade de água, entre outras.

5.2 Descrição do comportamento do clima

5.2.1 Dados históricos observados e previsões no mundo e no Brasil

Análises de padrões e projeções climáticas devem partir tendo-se como base a importante distinção, já previamente citada de forma resumida, de como o clima pode ser avaliado. De acordo com Pereda (2012), as condições climáticas de longo prazo são condições médias das regiões, que resultam em padrões que podem ser identificados. Já as variações climáticas de curto prazo representam desvios anuais das condições médias.

¹² Portanto, Dell, Jones, Olken (2012) focaram em variações do “tempo”, e não climáticas.

A alteração do equilíbrio energético do sistema climático (e, então, as mudanças mencionadas) é causada por mudanças na quantidade de gases de efeito estufa e aerossóis na atmosfera, na radiação solar e nas propriedades da superfície terrestre (PAINEL INTERGOVERNAMENTAL SOBRE MUDANÇAS CLIMÁTICAS - IPCC, 2007).

Quanto às concentrações atmosféricas globais, estas têm aumentado expressivamente desde 1750, fato que pode ser atrelado, principalmente, à atividade humana. Para o dióxido de carbono, a taxa anual de aumento da concentração foi mais elevada entre 1995 e 2005 (média de 1,9 partes por milhão (ppm) por ano) do que a média histórica entre 1860 e 2005 (de 1,4 ppm por ano). O aumento resulta do uso de combustíveis fósseis e mudanças no uso da terra. Já para o metano e o óxido nitroso, a tendência de elevação da concentração deriva, possivelmente, das atividades agrícolas e, também, do uso de combustíveis fósseis. Para o metano, a concentração atmosférica em 2005 ultrapassa expressivamente a faixa natural dos últimos 650.000 anos, ainda que as taxas de crescimento tenham diminuído a partir da década de 1990. Para o óxido nitroso, o aumento anual foi de cerca de 270ppm no período pré-industrial para 319ppm, em 2005, ainda que a taxa tenha se mantido constante desde 1980 (IPCC, 2007).

De acordo com o relatório do IPCC (2007), o aquecimento do sistema climático é inequívoco, evidente nas observações de aumentos das temperaturas médias globais do ar e do oceano, de derretimentos generalizados da neve e do gelo e de elevação do nível global médio do mar, sendo que é muito provável que este aquecimento se deva ao aumento observado nas concentrações antrópicas de gases de efeito estufa. Segundo o relatório, onze dos doze anos entre 1995 e 2006 estão entre os mais quentes do registro instrumental da temperatura da superfície global (desde 1850). A tendência linear de aquecimento ao longo dos últimos 50 anos (a finalizar em 2007) é quase o dobro da dos últimos 100 anos.

Uma observação de dados históricos de temperatura no contexto global foi publicada pela Unidade de Pesquisa Climática (CRU) da *University of East Anglia*, em conjunto com o Centro Hadley (*UK Met Office*). A pesquisa engloba a evolução dos dados entre 1860 e 2006. A Figura 10 a seguir expõe as informações para a base de dados CRUTEM3¹³:

¹³ São apresentadas pela pesquisa diferentes tipos de base de dados. No que se refere à temperatura, para CRUTEM4 a média global é computada como a média ponderada dos hemisférios norte e sul, sendo que o primeiro apresenta peso um, e o segundo peso dois. Já na CRUTEM3 a média global é expressa pela média simples dos hemisférios.

Figura 10 – Anomalias de temperatura, ou desvios anuais da média de longo prazo em °C
 Fonte: CRU (2014)

A figura expõe dados de desvios anuais em relação à média do período de 1961 a 1990 (que representa a melhor cobertura de dados evitando vieses na média, de acordo com a unidade de pesquisa). É possível observar, assim como indicado por Pereda (2012), que existe clara tendência de médias crescentes na temperatura, seja para o hemisfério norte ou sul e, então, na média global. No caso global, nota-se que do ano 2000 em diante a temperatura variou em torno de uma média de 0,5°C acima da média de longo prazo.

Entre as numerosas mudanças climáticas observadas em escalas continental, regional e de bacia oceânica, estão as relacionadas às quantidades de precipitação. Para tal, tendências de longo prazo foram observadas apenas para algumas grandes regiões, dada a grande variabilidade dos dados de precipitação no espaço e no tempo, e limitação das áreas de cobertura. Mas, entre as tendências observadas está incluída a de um aumento significativo no nível de precipitação no leste da América do Sul (IPCC, 2007).

Segundo o relatório do IPCC (2007), também foram observadas mudanças climáticas relacionadas a eventos extremos, como secas, precipitação extrema, ondas de calor e intensidade dos ciclones tropicais. Quanto a eventos extremos de chuva, a frequência de

ocorrência aumentou na maior parte das áreas terrestres, efeito que está de acordo com o aquecimento e aumento do vapor d'água atmosférico. Quanto às temperaturas extremas: dias frios, noites frias e geadas se tornaram menos frequentes, mas, dias e noites quentes e ondas de calor se tornaram mais frequentes. Além disso, secas mais intensas e mais longas também foram observadas em diversas e amplas áreas desde 1970, especialmente nas áreas tropicais e subtropicais, resultado dos efeitos combinados de clima seco e temperaturas mais elevadas.

Em termos de projeções futuras, a maioria dos cientistas concorda que as mudanças climáticas devem envolver a evolução na distribuição do clima ao longo do tempo, o que deverá afetar as condições de longo prazo, assim como a dispersão do clima (IPCC, 2001, 2007 apud PEREDA, 2012). Para as duas décadas a frente de 2007, projetou-se um aquecimento médio de 0,2°C por década e, mesmo se mantidas constantes as concentrações dos gases de efeito estufa nos níveis do ano 2000, o aquecimento esperado seria de 0,1°C por década. Quanto à precipitação, é muito provável que eventos de forte chuva continuem sendo mais frequentes, e são prováveis aumentos da quantidade de precipitação nas altas latitudes e reduções são prováveis na maior parte das regiões terrestres subtropicais (IPCC, 2007).

Voltando-se para o contexto da agricultura, de acordo com Gornall (2010), de um modo geral, observa-se que todas as áreas agrícolas são projetadas a sofrerem com algum grau de aquecimento. As áreas semeadas para as principais culturas de cevada, milho, sorgo, arroz, soja e trigo, já tem vivenciado um aumento no percentual de área afetada pela seca, em termos da definição do *Palmer Drought Severity Index* – PDSI. O autor destaca que as maiores estimativas de mudança referem-se às latitudes mais elevadas, entretanto, mesmo ligeiras variações de temperatura em menores latitudes podem ter um impacto mais expressivo do que em altas latitudes. No contexto das precipitações, destaca-se ainda que mudanças sazonais devam ter impactos mais relevantes para agricultura que variações na média anual.

Focando para os resultados observados no Brasil, segundo Marengo et al. (2006), na região Sul tendências de aumento de chuvas e da vazão dos rios foram observadas desde meados do século XX. Já na Amazônia, apesar do aumento do desmatamento, não foram observadas tendências significativas nas chuvas e vazão na região. No Nordeste, ainda que seja observada certa tendência de aumento das chuvas médias, esta não foi significativa. Entretanto, no que se referem aos eventos extremos, estudos sugerem aumento sistemático nas precipitações extremas nas regiões Sul e Nordeste e na frequência de chuvas intensas na região Sudeste (GROISMAN et al., 2005; CARVALHO; JONES; LIEBMANN, 2002 apud PAREDA, 2012).

Em relação à temperatura do ar, tem-se observado um aquecimento sistemático na região Sul do país entre 1960 e 2002, com tendências de elevação tanto para temperaturas máximas quanto mínimas, em níveis anual e sazonal. Para São Paulo, a tendência de aquecimento também foi observada, mas as evidências sugerem que o efeito seja mais intenso no inverno que no verão, possivelmente devido ao aumento do número de dias quentes no inverno. De um modo geral, além do aumento da temperatura média no país, algumas evidências relatam maior frequência de temperaturas extremas, mesmo que muitos estudos ainda não apresentem resultados conclusivos (MARENGO et al., 2006).

Com as informações e modelos do IPCC (2007), a Embrapa desenvolveu o Atlas digital dos cenários climáticos projetados para o Brasil, com base no Quarto Relatório do IPCC (2007): variáveis de interesse agrícola, publicado por Hamada et al. (2013). Este apresenta mapas das variáveis climáticas de interesse agrícola do período de 1961 a 1990, assim como as projeções futuras. Estas projeções baseiam-se nos cenários propostos pelo IPCC¹⁴, sendo que para o Brasil foram escolhidos os cenários A2 (mais pessimista) e B1 (mais otimista).

No cenário A2, a projeção de Hamada et al. (2013) é que as temperaturas mensais para o período 2071-2100 sejam em média 3,5°C superiores. A Figura 11 mostra a temperatura média do ar ao longo dos meses para o período de 1961-1990 e de 2071-2100, projeção sob o cenário A2 do IPCC.

Figura 11 – Temperatura média do ar (°C) no Brasil para 1961-1990 e 2070-2100 (do cenário A2)
Fonte: Hamada et al. (2013)

Uma análise mais desagregada permite avaliar de forma regional, e por estações do ano, os efeitos sobre a temperatura média a partir das projeções do cenário A2 do IPCC.

¹⁴ No IPCC os cenários são agrupados em quatro grupos: A1, B1, A2 e B2, que consideram diferentes projeções das emissões de gases de efeito estufa (HAMADA et al., 2013).

Observa-se que, para a média nacional, a primavera deve ser a estação em que a temperatura mais deve aumentar (+3,8°C), seguida pelo inverno (+3,5°C). Em termos regionais, o Norte e o Centro-Oeste devem enfrentar os aumentos mais expressivos de temperatura, de 4,08°C e 4,05°C na média das estações, respectivamente. No outro extremo, a região Sul apresenta o menor aumento projetado, de 3°C. A Tabela 6 mostra estes dados desagregados da temperatura, por regiões e estações do ano.

Tabela 6 – Temperatura média do ar (°C) nos períodos de 1961-1990 e de 2071-2100 (cenário A2) e anomalia entre os períodos, por regiões e estações do ano

Regiões	Estação	1961-1990 (temperatura média)	2071-2100 - Cenário A2	
			Temp. média	Anomalia
Norte	Verão	26,1	29,9	3,8
	Outono	26,1	29,7	3,6
	Inverno	25,8	30,2	4,4
	Primavera	26,8	31,3	4,5
Nordeste	Verão	26,1	29,5	3,4
	Outono	25,5	28,8	3,3
	Inverno	24,4	27,8	3,4
	Primavera	26,3	30	3,7
Centro-Oeste	Verão	25,8	29,3	3,5
	Outono	25	28,9	3,9
	Inverno	23,3	27,6	4,3
	Primavera	25,9	30,4	4,5
Sudeste	Verão	24	27,3	3,3
	Outono	22,5	26	3,5
	Inverno	19,5	23,2	3,7
	Primavera	22,6	26,5	3,9
Sul	Verão	23,2	26,1	2,9
	Outono	19,4	22,5	3,1
	Inverno	14,8	17,9	3,1
	Primavera	18,9	21,9	3
BRASIL	Verão	25	28,4	3,4
	Outono	23,8	27,2	3,4
	Inverno	21,8	25,3	3,5
	Primavera	24,2	28	3,8

Fonte: Hamada et al. (2013), elaborada pela autora

Para a precipitação pluvial, mesmo sob o cenário mais pessimista (A2), a anomalia mensal projetada para 2071-2100 é relativamente pequena, se comparada às da temperatura. A Figura

12 mostra a precipitação pluvial do ar ao longo dos meses para o período de 1961-1990 e de 2071-2100, projeção sob o cenário A2 do IPCC.

Figura 12 – Precipitação pluvial no Brasil para os períodos de 1961-1990 e 2070-2100 (do cenário A2)
Fonte: Hamada et al. (2013)

Assim como foi feito para temperatura, no caso da precipitação a Tabela 7 mostra os dados desagregados para regiões e estações. Considerando o contexto nacional, o maior impacto previsto será no verão, com uma média de 7,5 mm/mês, na comparação entre 1961-1990 e 2070-2100. Para o inverno e a primavera espera-se ligeira redução das chuvas, de 0,6 e 1,7 mm/mês, respectivamente, e para o outono a média nacional não deve se alterar. Destaca-se, no entanto, que o padrão de mudança das chuvas, diferente do caso da temperatura, ocorre de forma bastante divergente entre as regiões. Na região Norte, o resultado médio final anual deve ser de redução de chuvas, em 0,77 mm/mês, dado aumento previsto para verão e outono, e reduções para inverno e primavera. No Nordeste a redução deve ser mais acentuada, de 2,2 mm/mês na média anual. Para esta região, as projeções sugerem que apenas no verão o nível de precipitação deve aumentar. Já para o Centro-Oeste, espera-se um aumento de 12,1 mm/mês no verão, o que impacta em uma média anual superior em 2,5 mm/mês. No Sudeste, as chuvas devem aumentar apenas no verão (+10,8 mm/mês), e para as demais estações espera-se uma redução no nível de chuvas mensal. Na região Sul, ao contrário, a média de chuvas deve aumentar em todas as estações do ano, principalmente no verão e na primavera. Considerando-se apenas as médias anuais, o Sul deverá vivenciar o aumento mais expressivo no nível médio de chuvas, e o Nordeste a redução mais expressiva. A Tabela 6 mostra estes dados desagregados de precipitação em milímetros por mês, por regiões e estações do ano.

Tabela 7 – Precipitação pluvial (mm/mês) nos períodos de 1961-1990 e de 2071-2100 (cenário A2) e anomalia entre os períodos, por regiões e estações do ano

Regiões	Estação	1961-1990 (Precipitação)	2071-2100 - Cenário A2	
			Precipitação	Anomalia
Norte	Verão	241,3	245,8	4,5
	Outono	254,1	255,4	1,3
	Inverno	108,1	104	-4,1
	Primavera	135,6	130,8	-4,8
Nordeste	Verão	132	133,5	1,5
	Outono	146,3	141,8	-4,5
	Inverno	40,9	38,7	-2,2
	Primavera	49,1	45,4	-3,7
Centro-Oeste	Verão	257,7	269,8	12,1
	Outono	143,9	144,5	0,6
	Inverno	20	20,2	0,2
	Primavera	140,9	138	-2,9
Sudeste	Verão	206,4	217,2	10,8
	Outono	89,4	87,6	-1,8
	Inverno	25,5	22,5	-3
	Primavera	119,2	116,9	-2,3
Sul	Verão	149,3	158,3	9
	Outono	125,1	130,1	5
	Inverno	119,4	120	0,6
	Primavera	141,1	151,7	10,6
BRASIL	Verão	197,3	204,8	7,5
	Outono	151,7	151,8	0,1
	Inverno	62,8	61,1	-1,7
	Primavera	117,2	116,6	-0,6

Fonte: Hamada et al. (2013), elaborada pela autora.

6 METODOLOGIA

Devido ao problema de irregularidade da divulgação de informações das mais diversas estações meteorológicas, o banco de dados de variáveis climáticas utilizado no presente estudo é incompleto, dado que existem observações faltantes (*missing data*). Então, serão apresentados aspectos metodológicos referentes às técnicas de imputação de dados.

Também serão discutidas questões relacionadas aos modelos teórico e econométrico nos quais esta pesquisa se baseia, assim como aspectos metodológicos referentes às técnicas de dados em painel empregadas.

6.1 Imputação de dados

Na presença de um banco de dados com observações faltantes, a maneira mais simples de prosseguir, que é amplamente utilizada, inclusive representando a opção de *default* nos *softwares* estatísticos, é chamada “*listwise deletion*”. Tal abordagem consiste em excluir as observações faltantes e analisar apenas a amostra reduzida de observações completas. As consequências do procedimento dependem do mecanismo de falta dos dados, podendo, ou não, levar a conclusões falhas (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

Alternativamente, existe a imputação de dados, que é o processo de estimação ou predição de observações faltantes. Para tal, uma distinção básica de procedimento relaciona-se à imputação baseada em modelos, e as que não o são, sendo o primeiro caso preferido pelas abordagens modernas. Além disso, são viáveis a imputação simples (única) ou a imputação múltipla. No primeiro caso, os dados incompletos são substituídos apenas uma vez, por meio de algum método pré-selecionado. No caso múltiplo, aproveita-se a disponibilidade da computação moderna para implementação de técnicas estatísticas de imputação. Para tal, cada dado faltante é substituído por dois ou mais valores imputados, a fim de incorporar ao processo a incerteza sobre o dado imputado, que não é uma informação real (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

Para as imputações sem modelos, Cameron e Trivedi (2005) destacam a “imputação média”, que envolve a substituição de todos os valores faltantes pela média dos valores disponíveis, e a técnica conhecida como “*simple hot deck*”, que utiliza para preenchimento valores aleatórios gerados a partir dos disponíveis. Na primeira técnica, ainda que se preserve a média da variável, haverá impactos na distribuição marginal dos dados (visto que a probabilidade se concentrará em maior magnitude no centro da distribuição), e a segunda preservará a distribuição marginal, mas distorcerá as covariâncias e correlações entre

variáveis. Por tais motivos, no contexto de análises de regressão nenhum dos métodos é adequado, apesar da simplicidade de implementação.

No contexto de informações meteorológicas, Ferrari (2011) realizou a imputação de dados pluviométricos por três diferentes métodos: do vizinho mais próximo, da distância inversa ponderada e da regressão linear. O método do vizinho mais próximo tem ampla utilização empírica, dada simplicidade conceitual e de implementação, visto que utiliza a estação com menor distância euclidiana da estação com dados faltantes, e estes são imputados diretamente desta (LARCERDA, 2006 apud FERRARI, 2011). Segundo Ferrari (2011), o método da distância inversa ponderada prevê o dado da estação faltante por meio da média, ponderada pela distância, dos valores observados nas estações mais próximas. Já no método da regressão linear, utilizado neste trabalho, os dados faltantes foram preenchidos com os dados disponíveis da estação mais correlacionada. Como não existem valores de precipitação ou de temperatura negativos, ajustou-se uma regressão que passa pela origem, conforme o modelo representado pela expressão (2):

$$Y_i = \beta X_i + \epsilon_i, i = 1, 2, \dots, T \quad (2)$$

onde Y_i é a série da estação que apresenta *missings*, X_i é a série da estação mais correlacionada, β é o parâmetro da inclinação, que será estimado por MQO, e ϵ_i é o erro aleatório, com $E(e_i) = 0$ e $Var(e_i) = \sigma^2$. Para selecionar a estação X_i mais correlacionada, a ser utilizada no modelo de regressão, foram analisados os coeficientes de correlação entre todas as estações de cada estado.

6.2 Modelos lineares com dados em painel

6.2.1 Modelos e estimadores de dados em painel

Segundo Cameron e Trivedi (2005) dados em painel são expressos pelas mesmas unidades econômicas observadas em diferentes períodos do tempo. Desta forma, cada observação será representada por dois subscritos, um designando o grupo em questão, e o outro a especificação “dentro do grupo”, que usualmente se refere ao tempo. Tal definição é expressa, em sua forma mais geral, pelo modelo linear a seguir (expressão (3)):

$$y_{it} = \alpha_{it} + \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta}_{it} + u_{it}, i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (3)$$

onde N é o número de indivíduos (ou unidades de *cross-section*) e T o número de anos. Neste modelo, permite-se que tanto o intercepto quanto os coeficientes de inclinação variem no tempo e entre os indivíduos.

Uma grande vantagem do uso de dados em painel consiste em melhorar a precisão das estimativas, efeito relacionado ao aumento do número de observações e consequente ganho de graus de liberdade, resultante da utilização de vários períodos de tempo para cada unidade de corte transversal. Também fica possibilitada a incorporação de relações dinâmicas ao modelo, o que não é possível com dados *cross-section*. Além disso, dados em painel possibilitam a estimação consistente de modelos que permitem a identificação e controle de efeitos não observados, minimizando-se o erro relacionado a não observação de características individuais ou dos períodos de tempo. Tais efeitos, caso estejam correlacionados com os regressores e não sejam controlados, levam a um viés de especificação, ou viés de omissão de variáveis¹⁵. Apesar das diversas vantagens, o modelo mais geral representado na expressão (3) usualmente não é estimável, dado elevado número de parâmetros, sendo então necessária a imposição de restrições. Neste contexto surge uma ampla gama de possíveis modelos e estimadores, resultados de diferentes combinações de restrições impostas sobre os coeficientes do modelo mais geral (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

O modelo mais restritivo, e muitas vezes utilizado, é o de dados empilhados (*pooled model*), que especifica coeficientes constantes no tempo e entre indivíduos. Tal modelo especifica-se de acordo com a expressão (4):

$$y_{it} = \alpha + \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + u_{it} \quad (4)$$

Se este for especificado corretamente, e os regressores não apresentarem correlação com o erro, poderá ser estimado consistentemente por meio do método de MQO. Destaca-se, no entanto, que neste caso as heterogeneidades individual e temporal não são controladas (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

Neste sentido, surgem os modelos de efeitos fixos e aleatórios (ou modelos de efeitos-individuais específicos), variantes do modelo ilustrado na expressão (4), que permitem que o intercepto difira entre as unidades de corte transversal, mantendo-se constante as inclinações (expressão (5)).

$$y_{it} = \alpha_i + \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + u_{it}, \quad (5)$$

neste, α_i é uma variável aleatória que captura heterogeneidades individuais não observadas e invariantes no tempo.

Existem dois variantes básicos do modelo expresso na expressão (5). O primeiro deles admite que a variável aleatória, α_i , pode ser considerada como distribuída independentemente

¹⁵ Vale destacar, que no contexto de um único *cross-section*, o uso de variáveis instrumentais poderia em princípio corrigir este viés, mas, na prática, é difícil encontrar um instrumento válido (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

dos regressores $\mathbf{x}_{it}$. Com isso, o efeito é parametrizado simplesmente como um distúrbio aleatório adicional. Este modelo, conhecido como modelo de efeitos aleatórios (RE), assume que $\alpha_i \sim [\alpha, \sigma_\alpha^2]$ está englobado no termo de erro que, então, será composto. Já o segundo variante, ou modelo de efeitos fixos (FE), admite que o efeito individual esteja correlacionado a algum dos regressores. Então, a estratégia de estimação utilizada é tratar este efeito como um parâmetro adicional a ser estimado (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

Com base nestes modelos de dados em painel, algumas opções de estimadores de β são comumente utilizadas, com estimação baseada tanto em variações *cross-seccionais* como de séries temporais. Os estimadores “*pooled OLS*” e “*between*” acabam não explorando as peculiaridades dos dados em painel. No primeiro caso, o estimador é obtido aplicando-se MQO sobre os dados agregados como em uma única regressão, com $N.T$ observações, de modo que variações ao longo do tempo e de unidades individuais são utilizadas para estimação. Este estimador será consistente se os modelos apropriados forem o de dados empilhados ou o de efeitos aleatórios, e os regressores não forem correlacionados com o erro. No caso em que o modelo apropriado for o de efeitos fixos haverá correlação entre o erro e os regressores e os estimadores serão inconsistentes. Já o estimador “*between*” usa apenas as variações *cross-seccionais*, sendo análogo a uma regressão *cross-section*, ou o caso em que $T = 1$ (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

Segundo Cameron e Trivedi (2005), os estimadores “*within*” de efeitos fixos, de primeiras diferenças e de efeitos aleatórios, utilizam as vantagens disponíveis da formulação de dados em painel. No caso do estimador “*within*” de efeitos fixos, será medida a relação entre “desvios do regressor em um dado ano em relação à média deste para um indivíduo i ” e os “desvios da variável dependente em um dado ano em relação à média desta para o mesmo indivíduo”. O procedimento neste caso, parte da média no tempo da expressão (5), chegando em $\bar{y}_i = \alpha_i + \bar{\mathbf{x}}_i' \boldsymbol{\beta} + \bar{u}_i$. Subtraindo-se essa média da formulação original, tem-se que, de acordo com a expressão (6):

$$y_{it} - \bar{y}_i = (\alpha_i - \alpha_i) + (\mathbf{x}_{it}' - \bar{\mathbf{x}}_i') \boldsymbol{\beta} + (u_{it} - \bar{u}_i) \quad (6)$$

Aplicando-se MQO sobre essa expressão é obtido o estimador “*within*”. A vantagem deste consiste em fornecer estimativas consistentes no caso em que o modelo adequado é o de efeitos fixos (o que não ocorre com os estimadores “*pooled OLS*” e “*between*”). Já uma importante limitação deste meio de estimação reside na impossibilidade de incorporar regressores não variantes no tempo, que seriam eliminados no processo (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

Já o estimador de primeiras diferenças mede a associação entre variações do regressor em um período para dado indivíduo e variações da variável dependente (também em um período e para o mesmo indivíduo). Este, assim como o estimador anterior, é consistente sobre o modelo de efeitos fixos e não identifica coeficientes de regressores invariantes no tempo. Para $T > 2$, o estimador de primeiras diferenças é menos eficiente que o estimador “*within*” (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

Em um modelo de efeitos aleatórios admite-se que ambos os componentes do erro, representados por α_i e u_{it} , sejam i.i.d. Este estimador será totalmente eficiente se o modelo de efeitos aleatórios for o apropriado, mas inconsistente caso o de efeitos fixos seja o correto – já que o pressuposto fundamental para consistência deste estimador é a ausência de correlação entre os efeitos individuais e os regressores (CAMERON; TRIVEDI, 2005). A Tabela 8, de Cameron e Trivedi (2005), resume as propriedades dos principais estimadores, para os mais comuns modelos de dados em painel:

Tabela 8 – Consistência dos estimadores, para os mais comuns modelos e estimadores de dados em painel

Estimador de β	Modelo Assumido		
	Pooled	Efeitos Aleatórios	Efeitos Fixos
<i>Pooled OLS</i>	Consistente	Consistente	Inconsistente
<i>Between</i>	Consistente	Consistente	Inconsistente
<i>Within</i> (Efeitos fixos)	Consistente	Consistente	Consistente
Primeiras diferenças	Consistente	Consistente	Consistente
Efeitos Aleatórios	Consistente	Consistente	Inconsistente

Fonte: Cameron e Trivedi (2005)

Com base nas informações anteriormente expostas, é possível observar que o modelo de efeitos fixos é atrativo por possibilitar a estimação consistente sobre pressupostos menos restritivos, ao permitir que os efeitos sejam correlacionados com os regressores (CAMERON; TRIVEDI, 2005). No entanto, caso seja possível admitir que os efeitos individuais sejam não correlacionados com os regressores, o uso do modelo de efeitos aleatórios pode ser apropriado, dado que se ganha eficiência ao se reduzir o número de parâmetros a serem estimados. O custo da opção por este modelo é a possibilidade de estimadores inconsistentes, caso o pressuposto assumido não seja apropriado (GREENE, 2012).

Outro ponto, de escopo mais conceitual, distingue os modelos de efeitos fixos e aleatórios. O primeiro modela as diferenças entre unidades individuais estritamente como deslocamentos paramétricos da função da regressão, representando uma análise condicional ao controle pelos efeitos individuais. Então, este modelo deve ser visto como aplicável apenas às unidades *cross-seccionais* consideradas no estudo, e não a unidades adicionais fora da

amostra. Já no modelo de efeitos aleatórios, a heterogeneidade individual é aleatoriamente distribuída entre as unidades, como uma variável aleatória i.i.d. Então, este modelo representará uma análise marginal, ou de média populacional, podendo ser aplicado fora da amostra. Neste contexto, ainda que os pressupostos para consistência do modelo de efeitos aleatórios sejam atendidos, a escolha entre as duas alternativas pode pautar-se também na aplicação desejada: caso os dados representem uma amostra aleatória da população para a qual se deseja estimar as relações, o modelo de efeitos aleatórios será o mais adequado, mas, caso o interesse seja intrinsecamente direcionado apenas as unidades específicas da amostra, sugere-se utilizar os efeitos fixos, ainda que isso possa implicar em menor eficiência. Em contrapartida, caso os efeitos individuais sejam correlacionados com os regressores e, então, os estimadores de efeitos aleatórios tendenciosos, os estimadores de efeitos fixos (ou de primeiras diferenças) serão necessários, ainda que se tenha uma amostra aleatória da população de interesse (CAMERON; TRIVEDI, 2005; GREENE, 2012).

Portanto, para o caso deste estudo, em que são considerados estados específicos e a eles direciona-se o interesse das estimações, optou-se pelos modelos de efeitos-fixos.

6.2.2 Quebra dos pressupostos do modelo clássico de regressão linear

Quando os pressupostos básicos dos modelos clássicos de regressão linear forem atendidos, os estimadores de MQO serão não viesados, consistentes e de variância mínima, quando comparados a quaisquer estimadores alternativos. Entre os pressupostos, além da própria linearidade, conforme Greene (2012) tem-se que:

- Média do erro condicional às variáveis explicativas deve ser zero ($E[\varepsilon_{it} | x_{j1}, x_{j2}, \dots, x_{jk}] = 0, i, j = 1, \dots, n$);
- Os erros devem ser independentes e identicamente distribuídos (i.i.d), ou seja: homocedásticos (variância constante) e não autocorrelacionados (cada erro ε_i não será correlacionado com qualquer outro erro ε_j);

Considerando-se que o pressuposto de exogeneidade das variáveis explicativas ainda seja atendido, na presença de heterocedasticidade e/ou autocorrelação, ainda que os estimadores de β se mantenham não viesados e consistentes, as estimativas da variância destes serão inconsistentes, tornando inválidas as inferências realizadas (CAMERON; TRIVEDI, 2005). Neste caso, dois procedimentos são possíveis. Primeiramente, é possível utilizar os coeficientes consistentes estimados por MQO, mas com estimadores da variância robustos à quebra destes pressupostos, abordagem utilizada neste estudo. Alternativamente, é

possível especificar no modelo a forma pela qual os erros desviam-se dos pressupostos, obtendo então um estimador diferente, também consistente e mais eficiente (BAUM, 2006).

Segundo Baum (2006), o pressuposto de erros i.i.d será quebrado seja por erros não identicamente distribuídos, não independentemente distribuídos, ou ambos. No primeiro caso, a hipótese é quebrada com a presença de heterocedasticidade, e a matriz de variância e covariância (Σ_u) assumirá forma de acordo com (sendo N o número de observações):

$$\Sigma_u = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \sigma_N^2 \end{pmatrix}$$

No segundo caso, o pressuposto será violado se os erros forem correlacionados e, para tal, a matriz de variância e covariância será:

$$\Sigma_u = \sigma_u^2 \begin{pmatrix} 1 & \rho_1 & \cdots & \rho_{N-1} \\ \rho_1 & 1 & \cdots & \rho_{N-1} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{N-1} & \rho_{2N-3} & \cdots & 1 \end{pmatrix}$$

Onde os parâmetros ρ representam as correlações entre os erros sucessivos.

A terceira possibilidade, caso em que ambos os pressupostos são violados, ocorrerá quando dentro de cada grupo (*cluster*) específico os erros forem correlacionados, mas aqueles de diferentes grupos se mantiverem independentes. Como cada *cluster* terá sua própria variância do erro, além de violada a hipótese de independência, o pressuposto de que estes são identicamente distribuídos também será relaxada. Para este caso, a matriz de covariâncias será:

$$\Sigma_u = \begin{pmatrix} \Sigma_1 & 0 & & 0 \\ 0 & \ddots & & \\ & & \Sigma_m & \\ 0 & & & \ddots \\ & & & & \Sigma_M \end{pmatrix}$$

Onde Σ_m representa as matrizes de covariância *intracluster* (considerando-se M grupos).

Frequentemente, o *default* dos comandos de pacotes para os programas econométricos calcula os erros padrão assumindo os pressupostos restritivos de erros i.i.d (CAMERON; TRIVEDI, 2005). Para o *software* utilizado neste estudo, o *Stata* 12, estimadores alternativos da variância estão disponíveis. No caso de erros heterocedásticos sugere-se aplicar o estimador robusto de *Huber-White-sandwich*, que estima a matriz de covariância consistentemente sobre a quebra deste pressuposto (HUBER, 1967; WHITE, 1980 apud BAUM, 2006). Deve-se ressaltar que se a homocedasticidade for válida, o estimador usual de MQO será mais eficiente que a versão robusta. Quando houver a quebra dos pressupostos

tanto de ausência correlação dos erros dentro dos grupos, quanto de erros identicamente distribuídos, uma opção será o estimador “*cluster-robust-VCE*”. Como o estimador robusto de *Huber-White-Sandwich* admite erros independentemente distribuídos, produzirá estimativas inconsistentes da matriz de covariância nesta situação (BAUM, 2006).

De modo geral, o uso de estimadores robustos da variância no método de MQO, ou mesmo de estimadores diferentes que incorporem os desvios dos erros dos pressupostos de i.i.d, pode lidar com o problema de autocorrelação residual. No entanto, destaca-se que este diagnóstico pode refletir problemas de especificação da dinâmica do modelo, ou a omissão de um ou mais elementos relevantes. Nas alternativas supracitadas, a autocorrelação é corrigida de forma mecânica, sendo que poderia ser modelada (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

Voltando aos pressupostos do modelo clássico de regressão linear, se quebra a hipótese de média zero do erro condicional às variáveis explicativas, os estimadores do MQO serão viesados e inconsistentes. Segundo Baum (2006), a hipótese pode ser violada por três situações, comuns em pesquisas econômicas: endogeneidade (determinação simultânea entre variáveis de resposta e regressores), viés especificação com omissão de variáveis ou erros de mensuração nos regressores. Neste contexto, se válidos os demais pressupostos de homogeneidade e ausência de autocorrelação residual, o uso de variáveis instrumentais ou do método de mínimos quadrados em dois estágios (2SLS) será adequado. Já para erros que não sejam i.i.d, estes métodos produzirão estimativas consistentes, mas ineficientes. Um estimador mais geral, baseado no método dos momentos generalizado (GMM), produzirá estimativas consistentes e na presença destes desvios dos pressupostos.

6.3 Modelo econométrico adotado e estratégias empíricas

Neste trabalho a abordagem “agro econômica”, anteriormente apresentada, será implementada em um banco de dados em forma de painel. Esta seção discute as principais estratégias empíricas utilizadas, assim como as justificativas para estas escolhas.

A estimação dos potenciais impactos de variáveis climáticas sobre a produção agrícola brasileira foi baseada nos modelos via uso direto da função de produção, dada possibilidade de viés com a utilização de lucros (receita menos custos), como explicitado por Fisher et al. (2012). Além disso, foram adotados métodos de estimação via função média, e não via funções de fronteira, ainda que a última abordagem apresente melhor consistência com a teoria microeconômica da produção. Tal escolha justifica-se, primeiramente, pois o uso de uma função que capte a tecnologia média dos estados está mais de acordo com os objetivos propostos neste estudo, que não visam à estimação da função de produção da agricultura

estadual, mas, se baseiam nos modelos teóricos de produção com objetivo de captar os efeitos das variáveis climáticas sobre a produção agrícola. Além disso, o presente estudo não incluiu em sua análise os possíveis impactos de eventos extremos, focando apenas nos desvios anuais em relação às condições climáticas médias. Neste contexto, como não se teve como objetivo a aplicação de análises de eficiência, logo, não foi necessário utilizar a abordagem de fronteira.

Adicionalmente, seguindo a estratégia adotada por Dell, Jones, Olken (2012), este estudo não levou em consideração a possível fragmentação da análise para culturas ou microrregiões em cada estado e a avaliação dos diversos mecanismos de transmissão específicos. Em contraponto, buscou-se avaliar o impacto das variáveis climáticas nos valores de produção agregados, com intuito de captar o efeito médio destas variáveis no total do produto agrícola estadual.

De acordo com Mundlak, Butzar e Larson (2012), uma hipótese comum admitida em muitos trabalhos empíricos é a de tecnologia homogênea – ou seja: de que todas as observações da amostra, mesmo para diferentes unidades *cross-seccionais*, foram geradas pela mesma função de produção. Entretanto, na realidade, as firmas escolhem tanto a tecnologia empregada quanto o nível de insumos em seu processo decisório, que ocorre dadas características gerais do ambiente em que se insere. Ambientes diferentes, então, podem levar a decisões distintas, de modo que a tecnologia utilizada é heterogênea, havendo mais de uma função de produção associada aos dados. Dado o interesse específico deste trabalho nos impactos climáticos, e o fato de que o número de observações apresenta certa limitação (e graus de liberdade devem ser poupados), apenas os coeficientes angulares das variáveis de clima poderão ser considerados heterogêneos entre as funções de produção dos diversos estados. Para tal, serão utilizados coeficientes angulares interativos, por meio de variáveis *dummies*.

Portanto, salvo algumas especificidades que serão discutidas na seção 8.3, o modelo econométrico deste estudo baseou-se na formulação geral proposta em Auffhammer, Ramanathan e Vincent (2006, 2012), representado pela expressão (7):

$$\ln(y_{it}) = c_i + \theta_t + \mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{Z}_{it}\boldsymbol{\gamma} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

A partir desta formulação mais geral, diversas especificações de modelos foram avaliadas. A variável y_{it} representa o valor de produção real (R\$ bilhões), para cada estado i e ano t . c_i são os efeitos fixos por estado e θ_t os efeitos fixos de tempo. Adicionalmente, avaliou-se a possibilidade de que cada estado apresentasse uma tendência temporal específica. Neste caso, o efeito θ_t homogêneo foi substituído por $\varphi_i t$, em que φ_i é o parâmetro específico de cada

estado para a tendência temporal anual. Esta especificação apresentou o melhor ajuste, quando em relação àquela em que existe apenas uma tendência anual comum para os estados. $\mathbf{X}_{it}$ é o vetor de insumos agrícolas, que inclui o uso de fertilizantes, a área colhida e a mão-de-obra (expressa em horas trabalhadas na agricultura com correção para a qualidade do fator), todas expressas em logaritmos naturais, e β são os parâmetros para estes. $\mathbf{Z}_{it}$ é o vetor de variáveis climáticas (temperaturas médias anuais e precipitações médias totais anuais), para cada estado e ano, também expressas em logaritmos naturais. γ_i são os parâmetros para as variáveis climáticas que, diferentemente do modelo proposto por Auffhammer, Ramanathan e Vincent (2012), poderão ser heterogêneos entre os estados (permitindo que a resposta às variações climáticas seja diferente em cada unidade da federação analisada).

Os efeitos fixos estaduais (c_i) e as tendências anuais específicas a estes ($\varphi_i t$), implicitamente podem eliminar a tendência e a média de todas as variáveis ao nível do estado. Com isso, são controlados fatores não observáveis que estejam potencialmente correlacionados às variáveis explicativas, tanto de variação na média entre estados, quanto na média de cada estado ao longo dos anos, evitando vieses nas estimativas dos parâmetros (AUFFHAMMER; RAMANATHAN; VINCENT, 2012). Segundo Féres, Reis e Speranza (2008), alguns fatores como qualidade do solo e potencial de erosão, por exemplo, são determinantes chave da produtividade agrícola. Mas, ao mesmo tempo, essas características mantem-se essencialmente inalteradas ao longo dos anos e, dado este padrão, são exemplos de características que devem ser controladas pelos efeitos fixos estaduais.

Além disso, como anteriormente explicitado, na presença de determinação simultânea entre variáveis de resposta e regressores, os estimadores do MQO serão viesados e inconsistentes. Neste contexto, Mundlack (2001) aborda o problema da endogeneidade dos insumos produtivos na função de produção. Partindo de um modelo simples com função de produção Cobb-Douglas e agentes maximizadores, o autor mostra que os níveis de insumos são definidos em função de características individuais do produtor, que por sua vez são componentes dos erros da função de produção e, por consequência, tem-se que os insumos não são exógenos. No mesmo trabalho, Mundlack (2001) relata possíveis abordagens que possibilitam superar o problema dos insumos endógenos, sendo a análise de covariância (transformação das variáveis em desvios das médias individuais) uma das sugestões. Então, sob o contexto da abordagem utilizada neste estudo, a endogeneidade inerente à estimação de funções de produção não deverá implicar em estimativas viesadas.

7 DESCRIÇÃO DOS DADOS

A análise deste trabalho compreende o período de 1990 a 2012, dada a disponibilidade de dados limitada a estes anos. Foi elaborado um painel com informações de dez estados brasileiros: São Paulo, Paraná, Rio Grande do Sul, Minas Gerais, Mato Grosso, Bahia, Goiás, Santa Catarina, Mato Grosso do Sul e Espírito Santo. Os estados foram selecionados de acordo com suas participações no Valor Bruto da Produção (VBP) produzido pela agricultura¹⁶ nacional no período de 1990 a 2012, que estão expostas na Tabela 9:

Tabela 9 – Valor Bruto de Produção acumulado entre 1990 e 2012 e participação dos dez principais estados no total nacional

Estado	Lavouras			
	Permanentes	Temporárias	Total	%
São Paulo	88,99	221,82	310,81	18%
Paraná	15,94	210,82	226,75	13%
Rio Grande do Sul	20,97	187,39	208,36	12%
Minas Gerais	87,01	110,31	197,33	11%
Mato Grosso	2,90	173,25	176,15	10%
Bahia	46,51	71,74	118,25	7%
Goiás	3,76	104,32	108,08	6%
Santa Catarina	9,59	57,35	66,94	4%
Mato Grosso do Sul	0,53	56,84	57,37	3%
Espírito Santo	32,86	5,89	38,75	2%
Subtotal	309,07	1199,74	1508,81	87%
Brasil	365,93	1372,42	1738,35	100%

Fonte: Elaboração própria, com dados da PAM/IBGE

Na tabela 9 observa-se que os estados selecionados neste trabalho representaram 87% de todo VBP gerado pela agricultura nacional no período.

7.1 Descrição das variáveis agrícolas e econômicas utilizadas

7.1.1 Produto

Para a série de produto agrícola foi utilizada uma medida de valor de produção real para cada estado, buscando reduzir a possibilidade de vieses relacionados à simples soma de quantidades de produtos com características expressivamente diferentes. Para a agregação de múltiplos produtos em uma única medida de valor, dada presença de heterogeneidade, foi utilizado um vetor de preços. Por tal motivo, no momento da seleção da cesta de culturas foram consideradas apenas aquelas de relevância no contexto nacional e para as quais existem

¹⁶ Estão incluídas todas as culturas da lavoura permanente e temporária, segundo classificação do IBGE. Produtos da pecuária, silvicultura e extrativismo vegetal não são considerados neste estudo.

dados de preços para todo o período da análise (1990 a 2012). Sob tais condições, as culturas selecionadas foram: algodão, arroz, batata, cacau, café, cana-de-açúcar, cebola, feijão, fumo, laranja, mandioca, milho, soja e tomate. A participação destas no VBP total acumulado pelas culturas das lavouras temporárias e permanentes entre 1990 e 2012 está exposta na Tabela 10.

Tabela 10 – Participação das quinze culturas selecionadas no estudo no VBP da agricultura nacional entre 1990 e 2012

Cultura	% no VBP (1990 a 2012)
Soja	23,7%
Cana	16,3%
Milho	11,8%
Café	7,6%
Arroz	4,7%
Mandioca	4,4%
Laranja	3,8%
Feijão	3,6%
Algodão	3,2%
Fumo	2,8%
Tomate	1,8%
Batata	1,7%
Trigo	1,5%
Cacau	0,8%
Cebola	0,6%
Demais culturas	11,7%

Fonte: Elaboração própria, com dados da PAM/IBGE

Os preços referentes a cada um dos produtos foram, essencialmente, os Índices de Preços Recebidos pelos Produtores Rurais (IPR), obtidos na base de dados da Fundação Getúlio Vargas (FGV dados) do Instituto Brasileiro de Economia (FGV, 2014). Dado comportamento sazonal dos preços agrícolas, para o cálculo das médias anuais de preços é indicado que sejam utilizadas séries completas. Por este motivo, a fim de completar alguns meses faltantes das séries de preço da cebola e do trigo foram utilizadas as variações de séries de preços de outras fontes: do Instituto de Economia Agrícola (IEA, 2014) para a cebola, e do CEPEA para o trigo. Além destas, a série de preços da laranja foi obtida integralmente no IEA.

Coletados os preços e quantidades produzidas¹⁷ de cada produto no período, para o cálculo do valor de produção da cesta de produtos em cada estado seguiu-se o procedimento aplicado em Spolador (2006). Primeiramente, as séries de preços para cada cultura, sempre em nível nacional, foram deflacionadas utilizando-se o IGP-DI com base em dezembro/2012.

¹⁷ As quantidades produzidas pelas lavouras foram obtidas junto a PAM/IBGE. No caso específico da laranja existe uma descontinuidade na série de produção, que a partir de 2001 passa a ser computada em toneladas, como as demais séries. Para os anos anteriores a 2001 as quantidades são disponibilizadas em mil frutos. Para a conversão foi utilizado um peso médio do fruto (160g).

Então, foram calculados valores médios para o período, para cada produto, conforme a expressão (8):

$$Pm^i = \frac{\sum_{t=1990}^{2012} P_t^i}{23} \quad (8)$$

onde Pm^i é o preço médio da cultura i , no período de 1990 a 2012 e P_t^i o preço da cultura i no ano t . Com isso foi obtido um vetor de preços médios de culturas.

As quantidades produzidas de cada produto, em cada ano e estado, foram multiplicadas pelo preço médio do produto, de modo a obter o valor produzido de cada cultura, em cada ano e estado, a preços constantes. Finalmente, para cada ano, são somados os valores de produção das culturas selecionadas, obtendo-se o valor de produção total (das culturas selecionadas) do estado no ano. A expressão (9) resume os passos adotados:

$$VP_t^k = \sum_i Pm^i \cdot Q_t^{i,k} \quad (9)$$

onde VP_t^k é o valor de produção total, no ano t , no estado k e $Q_t^{i,k}$ é a quantidade produzida pela cultura i , no estado k , no ano t .

De acordo com Spolador (2006), a construção da variável de valor de produção desta maneira, utilizando-se para preços uma média de um longo período de tempo, evita os efeitos de movimentos oscilatórios anuais nas cotações dos produtos da cesta. Deste modo, fica possibilitada a agregação dos produtos heterogêneos, sem que o efeito preço afete as variações temporais da variável, que se manterão atreladas a movimentos de quantidade produzida. Vale destacar, que a cesta de culturas selecionadas representa percentuais distintos no VBP total de cada estado. Devido a isso, as análises do impacto das variáveis explicativas sobre esta como dependente não representarão efeitos sobre a agricultura em geral de cada estado, mas, sim, sobre a produção estadual desta cesta de quinze culturas selecionadas. A composição do VBP estadual será detalhada no item 8.1. Ao longo do trabalho, a variável estimada será referida como valor de produção real.

7.1.2 Insumos

No que diz respeito aos insumos, foram coletados dados para fertilizantes, mão-de-obra e área colhida para os dez estados.

Para as séries de área colhida, para todos os anos e estados, utilizaram-se as informações da PAM/IBGE. Foram computadas apenas as áreas colhidas com os produtos pertencentes à cesta de produtos pré-selecionada, componente do valor de produção real calculado.

Para o consumo de fertilizantes estadual no período, foram utilizados os dados de entrega de fertilizantes ao consumidor final em cada estado. Estes estão disponíveis nos Anuários Estatísticos do Setor de Fertilizantes, da Associação Nacional para a Difusão de Adubos – ANDA.

No caso específico de Goiás, os dados entre 1990 e 1994 são apresentados, no anuário da ANDA, de forma agregada com os estados de Tocantins e Distrito Federal. Para estimativa de entregas apenas em Goiás, foi utilizada a participação do estado na área plantada do grupo (GO, TO e DF) em cada um dos anos, que foi de 87% na média do período – cálculo baseado na expressão (11):

$$Entregas_t^{Goiás} = Entregas_t^{Grupo} \cdot \left(\frac{Área\ plantada_t^{Goiás}}{Área\ plantada_t^{Grupo}} \right), t = 1990, \dots, 1994 \quad (11)$$

As informações sobre mão-de-obra na agricultura em cada estado foram obtidas na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD, para o período de 1992 a 2012. Foi construída, para cada estado, uma série expressa pelo número de horas trabalhadas na agricultura, corrigida por uma variável *proxy* para representar a melhora no conhecimento e na qualidade da força de trabalho ao longo dos anos.

Então, primeiramente, para a construção da série de horas totais trabalhadas na agricultura em cada estado, foram consideradas pessoas com dez anos ou mais de idade, que tiveram como trabalho único ou principal na semana de referência alguma dentre todas as atividades das lavouras temporárias e permanentes acompanhadas pela PNAD. Foram utilizados dados da PNAD que fornecem o número de trabalhadores classificados por número de horas habitualmente trabalhadas semanalmente, compreendendo o intervalo entre: 1 hora e 99 horas semanais. Desta forma, multiplicou-se o número de trabalhadores de cada categoria pelo respectivo número de horas da categoria, obtendo-se o número de horas totais habitualmente trabalhadas por semana na agricultura.

Segundo Bonelli e Fonseca (1998), um procedimento usualmente adotado para a incorporação da qualidade do fator trabalho consiste em corrigir o indicador representativo da mão-de-obra por uma variável que reflita o aumento da escolaridade como, por exemplo, o número médio de anos de educação formal. Neste trabalho foram considerados os anos médios de estudo (em cada ano e em cada estado) das mesmas pessoas selecionadas para o cômputo das horas totais trabalhadas na agricultura – estas informações também foram obtidas junto à PNAD.

Deve-se frisar que a PNAD não cobre todos os anos analisados neste estudo: em 1991, 1994, 2000 e 2010 a pesquisa não foi realizada. Para estes casos, exceto em 1991, o número de trabalhadores agrícolas por estado foi estimado, aplicando-se a taxa de crescimento anual equivalente do período. Adicionalmente, não é possível criar, sem métodos de compatibilização, uma série que compreenda períodos posteriores e anteriores a 1992, devido à descontinuidade no método de classificação do número de trabalhadores. Naquele ano a PNAD passou por diversas mudanças metodológicas e, entre elas, a mais relevante ocorreu no cálculo do total de pessoas ocupadas na agricultura que, adotando uma definição mais abrangente, passou a incluir pessoas ocupadas em produção para autoconsumo e em trabalho não remunerado por menos de 14 horas semanais. Neste contexto, alguns trabalhos (como Bragagnolo (2012)), optam por excluir de toda a série as ocupações relativas a número de horas inferiores às 14 horas semanais. Já neste estudo, visando não eliminar as informações referentes a estes dados de toda a série, optou-se por manter constantes as informações de 1990 a 1992 (considerando-se os dados de 1992).

7.2 Descrição das variáveis climáticas

As variáveis representativas de clima utilizadas neste estudo são as temperaturas médias anuais (em °C) e as precipitações totais ao ano (em mm), ambas obtidas no INMET.

Dada a expressiva irregularidade de coleta para as estações observacionais, foram necessárias aplicações de técnicas de imputação de dados antes do cômputo das médias estaduais, como sugerido por Auffhammer et al. (2013). Este procedimento, segundo o autor, mantém constantes as estações que são utilizadas, garantindo que a variação resultante não seja relativa às irregularidades de cobertura das coletas de dados. Dentro de cada estado, nem todas as estações com observações faltantes tiveram suas séries preenchidas. Primeiramente, estações com percentual superior a 20% de faltantes para o caso da temperatura, e de 10% de faltantes para precipitação foram eliminadas. Isso porque, como já anteriormente abordado, a imputação foi realizada pelo método da regressão linear, por meio de dados da estação mais correlacionada. E, para os dados de temperatura as correlações entre estações são expressivamente elevadas (no caso de São Paulo, por exemplo, a correlação média entre todas as estações é de 0,95), e para precipitação os índices são bem mais reduzidos (no caso de São Paulo, média de 0,74). Além disso, mesmo para algumas estações que se encaixavam no critério acima, não foi possível completar a série, seja por não haver uma estação bem correlacionada, ou para casos em que a série da estação correlacionada também não era completa para os períodos que precisavam ser preenchidos.

Depois de preenchidas as séries mensais de temperatura das estações para o período completo em cada estado, foram calculadas as séries de temperatura mensal para os estados, obtidas pela média simples das estações em cada mês/ano, segundo a expressão (12):

$$Temp_i^{mês} = (\sum_{j=1}^J Temp_{ij}^{mês})/J \quad (12)$$

onde $Temp_i^{mês}$ é a temperatura média no estado i , para dado mês, $Temp_{ij}^{mês}$ é a temperatura neste mesmo mês, para a estação j do estado i e J é o número total de estações consideradas no estado. Para as séries mensais de precipitação em cada estado, seguiu-se o mesmo procedimento. A partir das médias mensais de cada estado, calcularam-se as médias anuais para temperatura ($Tmédia$) e as precipitações médias anuais totais ($Ptotal$), como mostram as expressões (13) e (14):

$$Tmédia_i^{ano} = (\sum_1^{12} Temp_i^{mês})/12 \quad (13)$$

$$Ptotal_i^{ano} = \sum_1^{12} Precip_i^{mês} \quad (14)$$

8 RESULTADOS E DISCUSSÃO

8.1 Evolução e caracterização das variáveis agrícolas

Por meio da análise da evolução da distribuição do VBP nacional entre as unidades da federação, observa-se que esta sempre ocorreu de forma concentrada. Em 1990 apenas seis estados (São Paulo, Paraná, Rio Grande do Sul, Minas Gerais, Bahia e Santa Catarina) foram responsáveis por percentual superior a 70% do VBP gerado em termos nacionais. Considerando-se o outro extremo do período analisado, o ano de 2012, nota-se que a forma concentrada da estrutura se manteve, ainda que alguns estados tenham aumentado sua participação relativamente aos demais. São Paulo manteve-se como primeiro estado em geração de valor bruto da agricultura, mas com sua participação reduzida de 24% para 18% do total, na comparação entre 1990 e 2012. Também é possível observar o crescimento dos estados do Centro-Oeste, que com a expressiva expansão da produção de soja, ganharam relevância no contexto agrícola nacional. Mato Grosso e Goiás, que em 1990 não se apresentavam entre os sete principais produtores, responderam por 13% e 8% do VBP agrícola nacional em 2012, respectivamente. Já os estados do Sul, apresentaram uma queda relativa da participação, principalmente no caso do Rio Grande do Sul, cuja participação recuou em 3p.p., e de Santa Catarina, que em 1990 respondia por 5% do VBP e em 2012 por apenas 2,99%, de modo que não mais se encontra entre os sete maiores produtores. Já o Paraná manteve sua participação praticamente constante. A Figura 13 mostra a participação dos estados na composição do VBP da agricultura nacional em 1990 e 2012.

Figura 13 – Participação dos estados no VBP nacional em 1990 e 2012

Fonte: Elaboração própria, com dados da PAM/IBGE.

Assim como na análise da distribuição do VBP entre os estados, quando observada a distribuição entre culturas também nota-se uma estrutura concentrada. Ademais, neste caso o

nível de contração aumentou entre 1990 e 2012. Em 1990 as cinco principais culturas – cana, soja, milho, mandioca e café – representavam 53% do VBP total, e em 2012 esse percentual se elevou para 70%, com praticamente as mesmas culturas, exceto pela entrada do algodão e saída da mandioca do *ranking* das cinco principais. Considerando os dois anos extremos, a soja foi o produto com aumento mais expressivo de participação, com elevação em 15 p.p., representando em 2012 24,7% do VBP nacional.

Analisando-se para 2012, observa-se também a importância da cultura da cana, com participação relativa de cerca de 20%, do milho, com taxa superior a 10%, do café, com 8%, e do algodão, mandioca, arroz e feijão, com taxas entre 3 e 4%. A Figura 14 expõe a participação das principais culturas no VBP total da agricultura nacional em 1990 e 2012.

Figura 14 – Participação das principais culturas no VBP total da agricultura nacional em 1990 e 2012
Fonte: Elaboração própria, com dados da PAM/IBGE.

Uma análise mais desagregada é necessária para verificação da representatividade da cesta de produtos selecionada neste estudo para cada um dos estados analisados. Para tal foi calculada, em cada estado, a taxa média de participação das culturas no VBP total, entre 1990 e 2012. Observa-se que, para todos os estados, a representatividade da cesta foi superior a 70% (Tabela 11).

Na Bahia este percentual é o mais reduzido, de 75%. Neste estado, o mamão, a banana e o coco-da-baía, produtos não incluídos na cesta, representaram 5%, 5% e 3% do VBP, na média do período. Estes mesmos produtos também tem participação relativamente alta no Espírito Santo, de 9%, 4% e 3% do VBP, para os produtos na mesma ordem. Por este motivo, neste estado a cesta de produtos selecionados respondeu por 78% na média no período. Em Santa Catarina, a maçã, a banana e o alho, que também foram excluídos da cesta, somaram 15% de participação na média do período. Para os demais estados, as participações da cesta foram iguais ou superiores a 88% do total.

Tabela 11 – Participação dos produtos da cesta selecionada no VBP dos estados – taxa média do período de 1990 a 2012

Cultura/ Estado	Bahia	Espírito Santo	Goiás	Mato Grosso	Mato Grosso do Sul	Minas Gerais	Paraná	Rio Grande do Sul	Santa Catarina	São Paulo
Soja	12%	0%	38%	58%	53%	8%	34%	27%	8%	4%
Cana	7%	5%	11%	6%	13%	8%	8%	1%	1%	44%
Milho	6%	4%	20%	9%	17%	14%	22%	10%	23%	7%
Café	5%	57%	1%	1%	0%	36%	4%	0%	0%	5%
Arroz	1%	1%	3%	6%	4%	2%	1%	24%	10%	0%
Mandioca	12%	2%	2%	4%	3%	4%	3%	6%	3%	1%
Laranja	3%	1%	2%	0%	0%	2%	1%	1%	1%	17%
Feijão	7%	3%	6%	1%	1%	6%	5%	1%	6%	2%
Algodão	7%	0%	6%	11%	5%	1%	3%	0%	0%	1%
Fumo	0%	0%	0%	0%	0%	0%	3%	10%	20%	0%
Tomate	2%	4%	4%	0%	0%	3%	1%	1%	2%	3%
Batata	1%	0%	1%	0%	0%	5%	3%	2%	2%	3%
Trigo	0%	0%	0%	0%	2%	0%	7%	4%	1%	0%
Cacau	10%	1%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
Cebola	1%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	1%	5%	1%
Total cesta	75%	78%	94%	96%	98%	91%	95%	88%	82%	89%

Fonte: Elaboração própria, com dados da PAM/IBGE.

Em termos de produtividade, quando medido o valor de produção real gerado pela agricultura por unidade de área, na média para os dez estados analisados, observa-se expansão de 60% no período: em 1990, eram gerados cerca de R\$ 2090 por hectare, já em 2012 este valor foi de R\$ 3344. A Figura 15 mostra a evolução da produtividade média dos estados, entre 1990 e 2012, em R\$/hectares.

Quando observados os estados separadamente, em 2012 se destaca o Espírito Santo, com maior valor de produção real gerado por unidade de área: R\$ 5530 por hectare. São Paulo, Santa Catarina e Minas Gerais estão na sequência dos maiores valores de produtividade, com valores gerados de R\$4570, R\$4412 e R\$4352 por hectares, respectivamente. Para o Paraná e os estados do Centro-Oeste, em 2012 foram observadas produtividades de R\$2900, R\$3788, R\$3107 e R\$2724 por hectares, para Paraná, Goiás, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, nesta ordem. O Rio Grande do Sul e a Bahia, com R\$ 2480 e R\$ 2306 por hectares, apresentaram a produtividade mais reduzida no ano. Em termos de evolução, destacaram-se o Espírito Santo, Goiás e Minas Gerais, com taxas superiores a 100%. A produtividade em Santa Catarina, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul também cresceu expressivamente, a taxas de 91%, 82% e 84%. A Figura 16 mostra as medidas de valor de produção real/hectare, para os dez estados analisados, em 1990 e 2012, assim como a taxa de crescimento deste período.

Figura 15 – Evolução da produtividade média para os dez estados analisados, entre 1990 e 2012, em R\$/hectares
Fonte: Elaboração própria, com dados da PAM/IBGE e da FGV dados.

Figura 16 - VBP/hectare em 1990 e 2012 e taxa de crescimento deste período, para os dez estados analisados
Fonte: Elaboração própria, com dados da PAM/IBGE e da FGV dados.

No caso do uso de fertilizantes, analisou-se a evolução da intensidade de uso, em toneladas por hectare, a fim de possibilitar a comparação entre os estados. Para esta variável também se observou expressiva expansão no período: na média dos estados analisados o crescimento foi de 145% - em 1990 utilizava-se cerca de 200 kg por hectare, e em 2012 este valor foi de 492 kg (Figura 17). Analisando-se para os estados separadamente, o crescimento mais expressivo na intensidade do uso se deu na Bahia e no Espírito Santo, que em 1990 utilizavam quantidade bastante inferior aos demais estados. Em contrapartida, São Paulo foi o estado com menor crescimento, de 25%, mas, ainda assim, se manteve em 2012 como o quarto estado em uso de fertilizantes por área. Neste ano, Minas Gerais, Espírito Santo e Bahia foram os estados com maior intensidade de uso de fertilizantes, com 758kg, 650kg e 580kg por hectare, cada um deles. A Figura 18 mostra as medidas de Toneladas de fertilizante/hectare, para os dez estados analisados, em 1990 e 2012, assim como a taxa de crescimento deste período.

Figura 17 – Evolução da intensidade de uso de fertilizantes, na média para os dez estados analisados, entre 1990 e 2012, em R\$/hectares

Fonte: Elaboração própria, com dados da PAM/IBGE e da ANDA.

Figura 18 – Toneladas de fertilizantes por hectare em 1990 e 2012 e taxa de crescimento deste período, para os dez estados analisados

Fonte: Elaboração própria, com dados da PAM/IBGE e da ANDA.

No caso da mão de obra empregada nas lavouras, o movimento é inverso ao observado para os demais insumos. Para o número de pessoas ocupadas nessas atividades, a redução entre 1992 e 2012 foi de 51%, recuando de cerca de 8,4 milhões de pessoas, para 4,12 milhões. Adicionalmente, o número de horas usualmente trabalhadas por pessoa também reduziu, de forma que o total de horas trabalhadas na agricultura apresentou queda de 58% no mesmo período.

Para os estados especificamente, as maiores reduções de horas trabalhadas foram observadas nos estados do Sul e no Mato Grosso do Sul. Já Minas Gerais e Espírito Santo apresentaram as quedas menos acentuadas - Figura 19.

Figura 19 – Taxas de crescimento do total de horas trabalhadas na agricultura, entre 1992 e 2012, para os dez estados e o total

Fonte: Elaboração própria, com dados da PNAD.

Quanto à escolaridade das pessoas ocupadas em atividades agrícolas, observou-se um aumento de 85% para a média dos estados, entre 1992 e 2012. Em 1992, a força de trabalho alocada na agricultura estudava em média 2,9 anos e em 2012 esta média se elevou para 5,4 anos. Os crescimentos mais expressivos entre os estados ocorreram para aqueles em que a escolaridade se mostrava mais reduzida em 1990. Naquele ano, Mato Grosso e Goiás apresentavam níveis de anos de estudo cerca de 12% inferiores à média dos dez estados, e a Bahia nível 57% inferior, e as taxas de crescimento no período foram de 115%, 154% e 196% (para MT, GO e BA, respectivamente). Já nos estados da região Sul e em São Paulo, a média de escolaridade em 1992 era expressivamente superior à dos demais estados (a taxas de 11%, 38% 30% e 17% para PR, RS, SC e SP, nesta ordem). Nos estados do Sul, então, os crescimentos observados entre 1992 e 2012 foram os mais reduzidos. Já em São Paulo, ainda que a média em 1992 fosse relativamente alta, houve crescimento de 82% no número médio de anos estudados. A Figura 20 mostra o número médio de anos de estudo por estado, dos trabalhadores ocupados na agricultura, assim como a taxa de crescimento deste período.

Figura 20 – Número médio de anos de estudo das pessoas ocupadas na agricultura em 1992 e 2012 e taxa de crescimento deste período, para os dez estados analisados

Fonte: Elaboração própria, com dados da PNAD.

8.2 Evolução e caracterização das variáveis climáticas

De modo geral, dada extensão continental do Brasil, observa-se elevada diversidade climática e, além disso, por concentrar a maior parte de seu território em uma zona intertropical (de baixas latitudes), a característica prevalecente é de um clima quente e úmido no país.

As figuras apresentadas nesta seção buscam, ainda que de forma simplificada, expor as características básicas de temperatura média anual e precipitação anual total (em milímetros) dos dez estados analisados neste estudo. Elas foram elaboradas com as séries construídas com base nos dados do INMET e critérios de interpolação já abordados anteriormente. No que diz respeito às temperaturas médias anuais, analisou-se a distribuição entre os estados em 1995 (primeiro ano em que a série de temperatura é completa para todos estados) e 2012. Observa-se que os estados do Mato Grosso e Mato Grosso do Sul apresentam as temperaturas médias anuais mais elevadas entre os estados analisados, superiores a 25°C. Em 1995, as temperaturas nestes estados foram em média 2,7°C e 2,88°C superiores a média dos dez estados no mesmo ano. Em contrapartida, os estados da região Sul apresentaram as mais reduzidas temperaturas médias anuais. Em 1995 a menor temperatura média foi observada em Santa Catarina – de 17,88 °C ou 4,46 °C inferior à média dos dez estados. Rio Grande do Sul e Paraná vieram em seguida, com temperaturas médias de 18,4 °C e 19,9 °C. A Figura 21 mostra as temperaturas médias anuais, de 1995, para os dez estados selecionados para o estudo:

Figura 21 – Temperaturas médias anuais (em °C) dos dez estados selecionados para o estudo – ano de 1995
Fonte: dados INMET, preparados pela autora.

Em 2012, o padrão de distribuição entre os estados foi mantido, mas, com exceção do Espírito Santo, as temperaturas médias neste ano foram todas superiores às enfrentadas em 1995. Não se levando em consideração especificidades dos anos analisados (1995 e 2012), nota-se que os estados do Sul foram os que apresentaram aumentos mais expressivos de temperatura. No Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Paraná, as temperaturas médias em 2012 foram 4,6%, 3,2% e 2,3% superiores às de 1995, respectivamente. Entre os demais estados, apenas em Minas Gerais o aumento observado na comparação entre os dois anos foi inferior a 1%. A Figura 22 mostra as temperaturas médias anuais, de 2012, para os dez estados selecionados para o estudo:

Figura 22 – Temperaturas médias anuais (em °C) dos dez estados selecionados para o estudo – ano de 2012
Fonte: dados INMET, preparados pela autora.

No caso das precipitações totais anuais, a percepção de um padrão não é tão clara. De modo geral, em 1995, nos estados da região Sul e São Paulo a quantidade total de chuva em milímetros foi superior à média observada nos dez estados. Já a Bahia, o Mato Grosso e o Espírito Santo, foram os estados com menor nível de precipitação no ano. A Figura 23 mostra os níveis de precipitação anual total, de 1995, para os dez estados selecionados para o estudo.

Na comparação entre 1995 e 2012, houve redução geral da precipitação total anual, para a média dos estados acompanhados. Apenas no Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Rio Grande do Sul, houve maior nível de chuva em 2012, com relação a 1995 (taxas de +27%, +5% e

+1%, para os estados nesta ordem). Entre os demais estados, a redução mais expressiva na comparação entre os anos ocorreu na Bahia, de 45%, seguida por Minas Gerais e Paraná, com reduções de 20% e 17%, respectivamente. Dados estes movimentos, em 2012 os estados do Sul e São Paulo se mantiveram como os mais chuvosos na média anual, adicionando-se o Mato Grosso, que em 1995 encontrava-se com nível de chuva inferior à média dos dez estados considerados neste estudo. Os níveis de precipitação média anual total para 2012 estão expostos na Figura 24.

Figura 23 – Precipitações totais anuais (em mm) dos dez estados selecionados para o estudo – ano de 1995
Fonte: dados INMET, preparados pela autora.

Figura 24 – Precipitações totais anuais (em mm) dos dez estados selecionados para o estudo – ano de 2012
Fonte: Dados INMET, preparados pela autora.

Dado o foco específico deste estudo nos impactos de variáveis climáticas, a Figura 25 e a Figura 26 mostram, também, a evolução conjunta das variáveis de temperatura e precipitação ao longo do tempo, para cada estado. A partir da observação gráfica, é possível notar, além da tendência temporal, a magnitude e o sinal da correlação entre as variáveis de temperatura e precipitação em cada estado (cujo coeficiente está também destacado nos gráficos). Como já anteriormente destacado, nota-se que para todos os estados analisados a correlação se mostrou negativa, o que de acordo com Auffhammer et al. (2013), é uma característica de áreas mais quentes.

Figura 25 – Evolução da temperatura e da precipitação entre 1990 e 2012 e correlação entre estas variáveis em cada estado (BA, ES, GO, MS, MT e MG)

Fonte: Dados INMET, preparados pela autora.

Figura 26 – Evolução da temperatura e da precipitação entre 1990 e 2012 e correlação entre estas variáveis em cada estado (SP, SC, RS, PR)

Fonte: dados INMET, preparados pela autora.

8.3 Estimação e resultados

Nesta seção é apresentado e analisado o resultado da estimação do modelo selecionado entre as especificações avaliadas. Vale ressaltar que existem diversas possibilidades de análises empíricas relacionadas a impactos climáticos na agricultura. As opções de abordagem e seleção de dados deste estudo visaram convergir para um objetivo específico principal: avaliar o grau de vulnerabilidade do setor em cada um dos estados analisados em relação às variáveis climáticas, e mantendo-se como meta a incorporação à análise de informações referentes aos anos mais recentes.

Mesmo que a análise se concentre nos principais estados produtores do país, ainda entre estes é possível observar estruturas bastante distintas do setor agrícola. Essas diferenças se apresentam na composição da produção agrícola a partir de diferentes lavouras, no nível de tecnologia empregado e demais estratégias de manejo, e em aspectos como o tamanho médio das propriedades agrícolas e outros fatores. No caso da dimensão das propriedades, por

exemplo, observa-se nos estados do Centro-Oeste que em média 7% dos estabelecimentos apresentam área superior a 1000 hectares, enquanto na região Sul este percentual é de 1,13% – de acordo com dados do Censo Agropecuário de 2006 (IBGE, 2014). Neste contexto, partindo-se da ideia de que o fortalecimento dos sistemas agrícolas e adoção de tecnologias adequadas podem auxiliar na capacidade do setor em lidar com variações climáticas inesperadas (PEREIRA; ANGELOCCI; SENTELHAS, 2007), justifica-se a necessidade de analisar as elasticidades em relação às variáveis climáticas de forma heterogênea entre os estados.

Quanto à seleção dos dados para a construção do painel, uma particularidade deste trabalho é que se optou pela elaboração de séries temporais anuais para cada estado, ao invés da utilização dos dados disponíveis nos Censos Agropecuários. Uma desvantagem desta opção – e que se apresenta como uma limitação do estudo – consiste na impossibilidade de maior nível de desagregação dos dados, devido à inexistência de informações anuais em nível de cultura e microrregiões em cada estado. A utilização de dados agregados implica em uma análise que pode ignorar relações específicas a culturas ou microrregiões, de modo que se tem como resultado apenas um efeito médio geral – e, por tal motivo, os resultados encontrados podem não apresentar aplicabilidade direta para produtores individuais. Por outro lado, ainda que a utilização dos dados censitários permitisse tamanha desagregação, o período de divulgação se mostra demasiadamente defasado, sendo 2006 o último ano disponível. Portanto, a opção por esta abordagem metodológica de análise dos dados baseou-se no fato de que as informações do censo para tal finalidade já foram exploradas por outros estudos, e na hipótese de que a dinâmica mais recente da agricultura nacional tem peso relevante e deve ser considerada na análise. Neste contexto, o Quadro 1 especifica as variáveis que foram utilizadas na estimação do modelo:

	Variável	Descrição
Variável dependente	<i>valprod</i>	Valor de produção (R\$ milhões constantes)
Variáveis agrícolas explicativas	<i>fert</i>	Consumo de fertilizantes (toneladas)
	<i>area</i>	Área colhida produtos da cesta nos estados (hectares)
	<i>horasquali</i>	Horas totais trabalhadas semanalmente corrigidas pelos anos médios de estudo dos trabalhadores
Variáveis climáticas explicativas	<i>temp</i>	Temperaturas médias anuais (°C)
	<i>precip</i>	Precipitações médias totais anuais (mm)

Quadro 1– Listagem das variáveis utilizadas no modelo estimado (designação utilizada e descrição)

Fonte: Elaboração própria

A Tabela 12 apresenta as principais estatísticas descritivas das variáveis utilizadas. Por se tratar de uma análise de dados em painel, os desvios-padrão são decompostos em dois componentes. O desvio “*between*” mede a variação das médias no tempo dos estados. Já a dimensão “*within*” do desvio padrão, mede os desvios no tempo em relação a estas médias estaduais. De modo geral, observa-se que para todas as variáveis utilizadas os desvios observados são relativamente superiores na dimensão *between*.

Tabela 12 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas

Variável	Dimensão	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Nº de observ.
valprod (R\$ milhões)	overall		83359	1940	34892	N=230
	between	12364,78	7433	2857	25205	n=10
	within		4421	941	31496	T=23
fert (ton)	overall		1180024	69073	5251987	N=230
	between	1.641.323	989453,7	232804,8	3183789	n=10
	within		712385,7	-482169,8	4372442	T=23
área (ha)	overall		2552775	629358	11100000	N=230
	between	4.281.834	2455328	711327,9	8245205	n=10
	within		1033051	541295,1	9624112	T=23
horasquali	overall		56.500.000	9.616.874	205.000.000	N=230
	between	87400000	55.900.000	13.900.000	155.000.000	n=10
	within		19.100.000	31.600.000	137.000.000	T=23
temp (°C - média ano)	overall		2,66	17,35	26,19	N=206
	between	22,1	2,81	17,83	25,35	n=10
	within		0,33	21,31	23,19	T-bar=20,6
precip (mm - total ano)	overall		364,9	482,2	2429,8	N=206
	between	1.457	313,3	867,6	1912,4	n=10
	within		212,4	896,1	2138,8	T-bar=20,6

Fonte: Elaboração própria, resultados da pesquisa.

O modelo econométrico estimado pode ser representado conforme a expressão (15):

$$\ln(y_{it}) = c_i + \varphi_i t + \mathbf{X}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{Z}'_{it}\boldsymbol{\gamma}_i + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

Além dos efeitos fixos por estado, c_i , foram incluídas as tendências temporais heterogêneas entre estes ($\varphi_i t$), ao invés de uma tendência não linear comum para todos, como exposto na formulação mais geral da expressão (7). Além disso, adotou-se a abordagem menos restrita entre as possibilidades apresentadas na expressão (7), que permite a estimação

de coeficientes heterogêneos entre os estados para estimar as relações com as variáveis climáticas. Então, neste modelo avaliam-se os impactos do clima no valor de produção real da agricultura de cada estado, por meio dos parâmetros γ_i estimados.

Realizaram-se testes para detectar a presença de dependência *cross-seccional* (ou correlação contemporânea), assim como de autocorrelação serial – problema comum em painéis com elevada dimensão de T . No primeiro caso, foi utilizado o “*Breusch-Pagan LM test*”, teste de multiplicador de Lagrange criado por Breusch e Pagan (1979). A hipótese nula é de uma matriz de correlação residual igual a uma matriz identidade de ordem N_g (sendo N_g o número de unidades *cross-section*), ou seja, de independência contemporânea dos resíduos entre as unidades de corte transversal (BAUM, 2011). Já para testar a presença de autocorrelação nos erros idiossincráticos de um modelo linear de dados em painel sugere-se a utilização do “teste de *Wooldridge*”, sobre hipótese nula de ausência de autocorrelação de primeira ordem. O procedimento parte da estimação da regressão entre as variáveis na primeira diferença ($\Delta y_{it} = \Delta \mathbf{X}_{it} \boldsymbol{\beta} + \Delta \epsilon_{it}$), obtendo-se então os resíduos $\widehat{\epsilon}_{it}$. Adicionalmente, sabe-se que caso os erros idiossincráticos ϵ_{it} não sejam autocorrelacionados tem-se que $\text{corr}(\Delta \epsilon_{it}, \Delta \epsilon_{it-1}) = -0.5$. Então, na sequência do procedimento, foi estimada uma regressão entre os resíduos estimados na regressão com as variáveis na primeira diferença e suas próprias defasagens. Finalmente, aplica-se um teste de Wald sobre o coeficiente estimado, sobre a hipótese de que este seja igual a -0.5 (DRUKKER, 2003).

Além disso, por meio de uma modificação do teste de Wald, testou-se para a presença de heterocedasticidade nos resíduos – para o caso em que a homocedasticidade é válida dentro de cada grupo, mas a variância difere entre os grupos. Para tal, a hipótese nula considerada é de que $\sigma_i^2 = \sigma^2$ para $i = 1, \dots, N_g$. A utilização do teste modificado de Wald baseou-se no fato de que o teste padrão (assim como os testes de multiplicador de Lagrange e de razão de Máxima Verossimilhança) é sensível ao pressuposto de normalidade dos erros, e a modificação é viável mesmo quando tal hipótese não é válida (BAUM, 2001). A Tabela 13 apresenta os resultados dos três testes mencionados:

Tabela 13 – Resultados dos testes de diagnóstico dos resíduos, quanto aos pressupostos de ausência de autocorrelação e homocedasticidade

Breusch-Pagan LM test of independence (H_0 : cross-section Independence)	
Estatística	87,99
<i>p-value</i>	0,0001
Wooldridge test for autocorrelation in panel data (H_0 : no first-order autocorrelation)	
Estatística	13,56
<i>p-value</i>	0,0051
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity in fixed effect regression model (H_0 : $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ para todo i)	
Estatística	924,55
<i>p-value</i>	0,0000

Fonte: Elaboração própria, resultados da pesquisa.

A análise dos testes, portanto, sugere que os resíduos não são i.i.d, de modo que foi adotado um procedimento de estimação que gera resultados robustos da estimativa da variância, a fim de se realizar inferências válidas.

Partindo-se, então, da estimação da versão robusta do modelo apresentado na expressão (15), a Tabela 14 apresenta os principais resultados obtidos. Ressalta-se que o modelo mostrou-se em geral significativo ($F(33,159) = 62,82$ e $p = 0,00$), assim como as tendências temporais específicas aos estados ($F(33,159) = 13,49$ e $p = 0,001$) e os coeficientes heterogêneos para a temperatura ($F(33,159) = 19,77$ e $p = 0,003$) e para a precipitação ($F(33,159) = 17,16$ e $p = 0,0005$).

Tabela 14 – Resultados do modelo com efeitos heterogêneos das variáveis climáticas

Invalprod	Coefficientes	sd* (robusto)	t	P> t
lnarea	0,614	0,161	3,800	0,004
lnfert	0,190	0,043	4,410	0,002
lnhorasquali	-0,062	0,074	-0,840	0,420
tend BA	0,005	0,005	1,06	0,319
tend ES	0,010	0,002	6,24	0,00
tend GO	0,033	0,008	4,4	0,002
tend MT	0,017	0,003	6,06	0,000
tend MS	0,024	0,010	2,43	0,038
tend MG	0,030	0,012	2,53	0,032
tend PR	0,017	0,007	2,5	0,034
tend RS	0,017	0,005	3,42	0,008
tend SC	0,013	0,002	5,26	0,001
tend SP	0,018	0,003	5,96	0,00
Intemp BA	-0,622	0,378	-1,65	0,134
Intemp ES	-5,289	0,705	-7,51	0,000
Intemp GO	1,315	0,190	6,91	0,000
Intemp MT	-0,083	0,163	-0,51	0,624
Intemp MS	-0,776	0,090	-8,58	0,000
Intemp MG	-0,993	0,461	-2,15	0,060
Intemp PR	-0,522	0,068	-7,71	0,000
Intemp RS	-4,931	0,188	-26,23	0,000
Intemp SC	-0,668	0,078	-8,52	0,000
Intemp SP	-0,620	0,103	-6,02	0,000
lnprecip BA	0,019	0,018	1,03	0,332
lnprecip ES	0,040	0,041	0,98	0,355
lnprecip GO	0,250	0,025	10,13	0,000
lnprecip MT	0,031	0,012	2,54	0,032
lnprecip MS	-0,204	0,005	-41,37	0,000
lnprecip MG	-0,107	0,089	-1,2	0,259
lnprecip PR	0,034	0,008	4,38	0,002
lnprecip RS	0,161	0,005	30,08	0,000
lnprecip SC	0,028	0,013	2,08	0,067
lnprecip SP	0,061	0,018	3,41	0,008
Constante	1,397	1,720	0,81	0,438

Fonte: Elaboração própria, resultados da pesquisa.

*** p<0,01; **p<0,05; *p<0,1

Analisando-se os coeficientes individualmente observa-se que tanto a área colhida quanto o uso de fertilizantes apresentam impacto significativo positivo sobre o valor de produção real da agricultura dos estados analisados, conforme o esperado. Adicionalmente, a elasticidade deste valor em relação à área (0,614) mostrou-se superior àquela em relação ao uso de fertilizante (0,19).

Quanto aos impactos da mão-de-obra, estes se mostraram ligeiramente negativos (apesar de não significativos) ainda que a variável tenha sido corrigida, via *proxy*, para o aumento da qualidade do fator ao longo do tempo. Entretanto, acredita-se que tal fato esteja de acordo com o contexto da agricultura nacional. Primeiramente, sabe-se que no período foi observada expressiva expansão da qualificação da mão-de-obra, que quando medida pela *proxy* “anos de estudo do trabalhador” apresentou incremento de 84% entre 1990 e 2012 (para a média dos dez estados analisados). No entanto, considerando-se que o aumento da escolaridade reflita-se inteiramente em ganhos de produtividade do trabalhador, ainda assim observa-se redução no “número de horas qualificadas trabalhadas na agricultura” no período, para quatro entre os dez estados analisados. Nestes estados, apesar do aumento da escolaridade, a redução do número de trabalhadores e das horas usualmente trabalhadas reduziu-se mais que proporcionalmente. Tal redução, por sua vez, é característica natural, vinculada às transformações estruturais ocorridas no país. Segundo Staduto, Shikida e Bacha (2004), uma das transformações atreladas à modernização da agropecuária nacional pauta-se na tentativa de mecanização como meio de substituição do trabalho, iniciada por volta dos anos 60. Tal processo foi intensificado com a internalização dos setores produtores de insumos (como máquinas e equipamentos para a agropecuária), já que seu uso não mais esteve limitado à capacidade de importação. Esta internalização, aliada a demais políticas setoriais, como de crédito subsidiado, impactou em uma generalização da modernização, gerando o rápido esvaziamento da população rural e a redução do número de pessoas ocupadas nas atividades agropecuárias. Na década de 90 um novo ciclo de inovação tecnológica foi observado e, apenas neste período, generalizou-se o uso de colhedoras para diversas culturas de importância no Brasil, como café, cana e algodão. Então, de um modo geral, como a adoção de tecnologias pela agricultura nacional tende a ser poupadora de mão-de-obra, justifica-se a relação negativa e estatisticamente não significativa entre o fator trabalho e o valor de produção gerado, ainda que o trabalhador tenha vivenciado expressiva melhora na qualidade de sua força de trabalho ao longo dos anos.

Em relação às variáveis climáticas, foram estimados impactos significativos e com sinal esperado para a maioria dos estados analisados. No caso da temperatura encontram-se predominantemente impactos negativos, e para a precipitação ocorreu o inverso, com relações positivas. Este resultado sugere que, apesar das diversas particularidades e mecanismos específicos de transmissão das relações climáticas para diferentes culturas e regiões, de modo agregado o aquecimento da temperatura no país deve resultar em um efeito negativo, e no caso da precipitação, um aumento do nível médio deve resultar em um efeito positivo.

No que diz respeito à temperatura, apenas na Bahia e no Mato Grosso não foram observados efeitos significativos. Além disso, em Goiás a relação estimada mostrou-se positiva e significativa, o que à primeira vista parece estar em desacordo com o esperado. Entretanto, observando-se a composição do valor de produção real calculado para cada estado é possível entender melhor este resultado. No caso de Goiás e do Mato Grosso, este valor tem como característica a expressiva concentração na soja, que representa cerca de 40% e 60% para Goiás e Mato Grosso, respectivamente. Ainda que não exista um consenso no que diz respeito aos impactos de mudanças climáticas sobre o produto, alguns estudos têm encontrado efeitos positivos do aquecimento da temperatura sobre a produção de soja (PEREDA, 2012; FÉRES; REIS; SPERANZA, 2010). Para Pereda (2012), os resultados estimados indicaram temperaturas acima da média no verão tem impactos positivos na produção de soja, o que pode ser explicado pela possível elevada adaptabilidade do produto a diferentes padrões climáticos¹⁸. Adicionalmente, no período analisado, os estados da Bahia e do Mato Grosso apresentaram variabilidades das séries de temperatura relativamente inferiores às dos demais estados da amostra. Comparando-se os coeficientes de variação das séries de temperatura anual dos estados, nota-se que em Goiás este coeficiente é 10% inferior, e no Mato Grosso 50% inferior, ao coeficiente médio dos estados. Para os demais estados foram estimadas relações negativas significativas entre o valor de produção real e a temperatura. Espírito Santo e Rio Grande do Sul foram os estados em que a relação negativa entre variações anuais da temperatura e do valor da produção agrícola se mostraram mais expressivas, com as elasticidades estimadas em -5,3 e -4,93, para os estados respectivamente. Para os demais estados (MS, MG, PR, SC e SP) as relações negativas variaram entre -0,99 e -0,52.

Quanto à precipitação, entre os dez estados de interesse, apenas na Bahia, no Espírito Santo e em Minas Gerais não foram observados impactos estatisticamente significativos sobre o valor de produção agrícola. Uma das possíveis estratégias de manejo, que pode auxiliar na capacidade das propriedades agrícolas em enfrentar variações de precipitação, é a utilização de técnicas de irrigação (PEREIRA; ANGELOCCI; SENTELHAS 2007). Tal hipótese pôde ser corroborada empiricamente por Pereda (2012), cujos resultados sugeriram que o uso de irrigação seja o principal instrumento para lidar com os impactos esperados de mudanças climáticas. Neste contexto, no caso do Espírito Santo, por exemplo, uma possível explicação para a não vulnerabilidade da agricultura às variações no nível de precipitação pode ser o

¹⁸ A soja é originalmente uma cultura mais propícia para médias latitudes, onde prevalecem condições de clima temperado. Entretanto, no caso do Brasil, os programas de melhoramento da cultura permitiram a expansão da produção de soja para regiões de baixas latitudes, por meio do desenvolvimento de cultivares com características agrônomicas de melhor adaptação às condições edafoclimáticas dos trópicos (ROCHA, 2009).

relativamente elevado percentual de áreas irrigadas no estado. De acordo com dados do Censo Agropecuário de 2006 (IBGE, 2014), a área irrigada corresponde a 7,4% do total (para lavouras temporárias e permanentes e produção da horticultura e floricultura). Este percentual é relativamente alto, já que no total, para os dez estados acompanhados neste estudo, o percentual de área irrigada é de apenas 1,59%.

Apenas no Mato Grosso do Sul foi estimado impacto negativo entre a variação da precipitação em dado ano e a variação do valor de produção gerado. Para os demais estados, o modelo sugeriu impactos positivos, com destaque para Goiás e Rio Grande do Sul, onde os impactos devem ser os mais expressivos, com elasticidades estimadas em 0,25 e 0,16, respectivamente. Para Mato Grosso, Paraná, Santa Catarina e São Paulo as elasticidades variaram entre 0,03 e 0,06.

Impactos positivos do nível de precipitação na agricultura (quando não se levando em conta eventos de chuva extrema, como tempestades) foram encontrados em outros estudos, como em Mendelsohn, Nordhaus e Shaw (1994), Auffhammer, Ramanathan e Vincent (2012), e alguns resultados desagregados de Nadal (2010). Além disso, quanto à magnitude dos coeficientes, as estimativas estão em acordo com o encontrado na literatura, que em grande parte dos trabalhos apresenta impactos estimados para a precipitação inferiores aos estimados para a temperatura. No caso do Brasil, os resultados encontrados por Pereda (2012) sugerem efeitos marginais para a temperatura expressivamente superiores aos de precipitação. Portanto, de um modo geral, os potenciais efeitos adversos na agricultura relacionados às variáveis climáticas estão mais estreitamente associados à temperatura.

Neste contexto, os resultados gerais do modelo sugerem que os estados com agricultura mais vulnerável às variações climáticas são o Espírito Santo e o Rio Grande do Sul, e em termos médios, a região Centro-Oeste é a menos influenciada. A primeira vista, estes resultados divergem em certa medida de estudos até então realizados no Brasil. Para Evenson e Alves (1995), Féres, Reis e Speranza (2008) e Féres, Reias e Speranza (2010) as regiões mais prejudicadas pelas possíveis mudanças climáticas projetadas, de aumentos tanto na temperatura média quanto no nível de precipitação, seriam o Norte e o Centro-Oeste, já o Sul e o Sudeste seriam até levemente favorecidos e, em Nadal (2010), foram estimados aumentos na receita produtiva no Sul. Nestes estudos, os efeitos do clima sobre a agricultura foram projetados por meio da utilização conjunta das elasticidades estimadas (da agricultura em relação à temperatura e a precipitação) e das previsões climáticas futuras.

Entretanto, explorando-se os resultados deste trabalho e dos demais (aplicados ao caso da agricultura brasileira, já anteriormente mencionados), é possível entender melhor esse viés.

Parte dele pode estar associada aos pesos de cada estado na região em questão. Primeiramente no que diz respeito à região Sudeste, observa-se que o peso relativo do Espírito Santo, estado mais prejudicado pelo aumento da temperatura segundo os resultados deste estudo, é expressivamente reduzido. Considerando-se o VBP total acumulado por São Paulo, Minas Gerais e Espírito Santo entre 1990 e 2012, observa-se que o último respondeu por apenas 7,1% do total. Para São Paulo e Minas Gerais, que representaram 56,8% e 36,1% do VBP da região, respectivamente, as elasticidades estimadas para a temperatura foram mais brandas. Além disso, quando levado em consideração o efeito da precipitação, tanto em São Paulo quanto no Espírito Santo o impacto foi positivo.

Para a região Sul, um argumento semelhante pode ser discutido. Ainda que a agricultura no Rio Grande do Sul apresente relação fortemente negativa com as variações de temperatura, este estado representou cerca de 40% do VBP acumulado pela região entre 1990 e 2012. Em Santa Catarina e no Paraná, estados que somaram quase 60% do VBP, os efeitos da temperatura sobre agricultura também foram mais amenos. Adicionalmente, para os três estados foram estimadas relações positivas entre o valor da produção e as variações de precipitação.

Além da consideração dos pesos dos estados em cada região e dos efeitos da precipitação, parte da diferença entre este estudo e os trabalhos anteriores pode estar relacionada a mudanças nas estruturas da agricultura nacional, e em cada estado, na última década. No trabalho de Evenson e Alves (1995), foram considerados dados censitários até 1985, em Féres, Reis e Speranza (2008) e Féres, Reis e Speranza (2010) dados até o censo de 1995/96 e mesmo em Nadal (2010), as últimas informações consideradas referem-se ao censo de 2006.

A luz desta questão é possível discutir, por exemplo, o caso específico do Centro-Oeste, região para a qual trabalhos anteriores a este estimaram respostas expressivamente negativas às projeções de mudanças climáticas. De acordo com informações da PAM/IBGE (2014), até 1996 os estados do Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Goiás, em conjunto, respondiam por apenas 12% do VBP nacional e, em 2006, este percentual se expandiu para cerca de 15%. Entretanto, nos anos posteriores, a região cresceu e ganhou importância no contexto nacional, chegando em 2012 com representatividade de 25% do VBP total gerado pela agricultura nacional. Focando especificamente na soja, a representatividade da região em termos de VBP (VBP soja Centro-Oeste/VBP soja Brasil), que era de 35% em 1996, se elevou para 43% em 2006 e para 49% em 2012 – e em um cenário de expressiva expansão da produção nacional. Dadas as características da produção de soja, que em grande parte se

destina à exportação, outro movimento posterior a 2006 deve ser considerado. Ainda que os preços internacionais de soja mantivessem tendência de alta desde o início dos anos 2000, este movimento intensificou-se a partir de 2006, como é possível observar na Figura 27.

Figura 27 – Evolução dos índices de preços internacionais de Alimentos e da soja, entre 1991 e 2013
Fonte: Elaboração própria, dados do FMI.

Neste cenário, a maior capitalização dos produtores da região pode ter possibilitado a melhoria de estratégias de manejo e, potencialmente, a capacidade de lidar com variações climáticas inesperadas. Segundo Pereira, Angelocci e Setenlhas (2007), o fortalecimento dos sistemas agrícolas auxilia na obtenção de resiliência, que é a capacidade e habilidade do produtor em enfrentar condições meteorológicas inesperadas. Algumas ações que podem ser destacadas nesse sentido são a diversificação das variedades plantadas, a utilização do plantio direto, a correção nutricional e controle de pragas e doenças (culturas com maior vigor tendem a ter maior tolerância às mudanças nas condições climáticas ideais), e o uso de irrigação.

Finalmente, em relação aos resultados encontrados neste estudo, ressalta-se que foram estimados com base em flutuações de curto prazo das variáveis climáticas (variações ano a ano), de modo que os efeitos de longo prazo podem ser diferentes. Por um lado, uma vez que ao longo do tempo os produtores podem agir de forma a se adaptar às mudanças no clima, o impacto de curto prazo pode ser atenuado. Em contrapartida, de acordo com Dell, Jones, Olken (2012), mudanças climáticas sistemáticas podem implicar em efeitos adicionais de longo prazo, como impactos na disponibilidade de água e qualidade do solo, por exemplo, o que acarretaria em impactos mais expressivos no futuro. Então, de maneira geral, no longo prazo os impactos podem apresentar diferenças positivas ou negativas, quando em relação aos estimados neste trabalho.

9 CONCLUSÕES

A partir da conhecida vulnerabilidade do setor agrícola em relação às condições climáticas, e pela importância deste setor para o Brasil, este estudo buscou avaliar empiricamente os impactos da temperatura e da precipitação nos valores reais de produção agrícola dos dez estados mais representativos na agricultura do país. A seleção foi feita considerando-se a participação no VBP acumulado entre 1990 e 2012, e os estados selecionados foram: São Paulo, Paraná, Rio Grande do Sul, Minas Gerais, Mato Grosso, Bahia, Goiás, Santa Catarina, Mato Grosso do Sul e Espírito Santo.

A fim de atingir este objetivo foi construído um banco de dados em forma de painel (contemplando informações anuais para os dez estados entre 1990 e 2012), e estimado um modelo de efeitos fixos baseado nos fundamentos teóricos de uma função de produção. Neste modelo, além dos efeitos fixos estaduais, foram incluídas tendências temporais heterogêneas entre os estados. Adicionalmente, permitiu-se que as elasticidades estimadas para as variáveis climáticas fossem específicas para cada unidade da federação – enquanto as elasticidades em relação aos fatores trabalho, terra e mão-de-obra foram mantidas homogêneas.

Os resultados deste trabalho permitem concluir, primeiramente, que as respostas estimadas são bastante divergentes entre os estados (principalmente em magnitude, mas também em sinal). Tal fato evidencia a relevância da análise por meio de coeficientes heterogêneos para as variáveis climáticas. Adicionalmente, para corroborar os resultados até então observados na literatura, pode-se concluir que as elasticidades da produção agrícola em relação à temperatura são expressivamente superiores às encontradas para a precipitação.

Neste sentido, como se espera que as variações de temperatura impactem o setor de maneira mais expressiva, os resultados sugerem que os estados mais vulneráveis, entre aqueles considerados no estudo, são Espírito Santo e Rio Grande do Sul. Esta suscetibilidade tem sua importância destacada quando se nota que o PIB da agricultura, em 2009, representou 10% do total no Rio Grande do Sul, e 7% no Espírito Santo – na média nacional esta taxa é de 5,5% (IBGE, 2014). Mesmo que a taxas menores, para a maioria dos demais estados analisados foram estimadas relações negativas entre o aumento da temperatura e o valor de produção real da agricultura. As únicas exceções foram a Bahia e o Mato Grosso, onde esta relação não se mostrou significativa, e o estado de Goiás, que foi o único onde os resultados mostraram uma relação positiva entre aumento de temperatura e produção agrícola. Uma possível explicação refere-se à predominância da soja na produção de Goiás e do Mato

Grosso – produto que teve expressivo aumento de adaptabilidade a condições climáticas tropicais, resultado de melhoramento genético.

Ressalta-se ainda que as elasticidades estimadas neste trabalho referem-se essencialmente ao valor de produção dentro da porteira. Portanto, para se delinear a efetiva consequência econômica de um impacto negativo no setor agrícola deve-se ter em mente o amplo desdobramento potencial deste efeito inicial. Isso porque diversas atividades econômicas têm seus resultados também vinculados ao desempenho deste setor. Entre estas podem ser consideradas parcelas da indústria de insumos, toda a indústria de processamento de produtos de origem vegetal, além de diversas atividades de serviços atreladas à produção agrícola (desde atividades de transporte e distribuição, até serviços financeiros e comerciais).

Deve-se destacar que a estimação realizada neste trabalho baseou-se em flutuações ano a ano das variáveis. Deste modo a elasticidade no longo prazo, que contempla as estratégias adaptativas dos produtores, pode ser diferente. Acredita-se que a capacidade de adaptação possa ser aprimorada de maneira mais intensa – uma vez que os efeitos de mudanças climáticas têm se tornado mais evidentes e o tema se destacado em fóruns internacionais, que procuram avaliar impactos e apresentar soluções que possam mitigar os efeitos de mudanças climáticas potenciais.

Baseando-se na ideia de que o fortalecimento dos sistemas agrícolas auxilia na capacidade de lidar com os efeitos climáticos, de acordo com Pereira, Angelocci e Sentelhas (2007), é possível destacar a importância de investimentos para a adoção de estratégias adequadas de manejo, da inovação tecnológica focada em variedades com maior adaptabilidade, assim como de novas técnicas de plantio e instrumentos de controle de pragas e doenças, a fim de se reduzir os potenciais impactos da mudança climática no setor agrícola brasileiro.

Ainda que não se possa direcionar o resultado deste trabalho diretamente a produtores específicos, dada agregação da base de dados, foi possível destacar, entre os estados analisados, aqueles nos quais a agricultura se mostra vulnerável às oscilações do clima, e em um contexto em que foram consideradas as informações mais recentes referentes aos setores agrícolas estaduais. Logo, o produto deste trabalho representa um diagnóstico geral, tanto para políticas públicas, quanto para novos estudos mais específicos. Trabalhos futuros devem avaliar os impactos de mudanças climáticas de maneira mais particular – tanto no que diz respeito às economias regionais, ou à produção e/ou produtividade de certas lavouras. Outra linha de pesquisa é avaliar o potencial efeito compensatório de políticas destinadas a

neutralizar o impacto econômico das alterações climáticas como investimento em pesquisa e desenvolvimento agrícola.

REFERÊNCIAS

- ALI, M.; FLINN, J.C. Profit efficiency among Basmati rice producers in Pakistan Punjab. **American Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 71, n.2, p. 303-310, 1989.
- ANWAR, R.A.; LI LIU, D.; MACADAM, I; KELLY, G. Adapting agriculture to climate change: a review. **Theoretical and Applied Climatology**, Wien, v. 113, n.1, p. 225-245, 2013.
- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS EXPORTADORAS DE CARNE - ABIEC. **Estatísticas**. Disponível em: <<http://www.abiec.org.br>>. Acesso em: 10 set. 2014.
- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS PRODUTORAS DE ÓLEOS VEGETAIS - ABIOVE. **Estatísticas**. Disponível em: <<http://www.abiove.org.br/site/index.php>>. Acesso em: 10 set. 2014.
- ANUÁRIOS ESTATÍSTICOS DO SETOR DE FERTILIZANTES. São Paulo: ANDA Associação Nacional para Difusão de Adubos, 1990-2013.
- AUFFHAMMER, M.; RAMANATHAN, V.; VINCENT, J.R. Integrated model shows that atmospheric brown clouds and greenhouse gases have reduced rice harvest in India. **Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America – PNAS**, Washington, v. 103, n.52, p. 19668-19672, 2006.
- _____. Climate change, the monsoon, and rice yield in India. **Climatic Change**, Rotterdam, v.111, n. 2, p. 411-424, 2012.
- AUFFHAMMER, M.; HSIANG, S.M.; SCHLENKER, W.; SOBEL, A. Using weather data and climate model output in economic analyses of climate change. **NBER working papers**, Cambridge, n. 19087, p. 32, 2013.
- BANCO MUNDIAL. **World Development Indicators (WDI) Database**. Disponível em: <<http://databank.worldbank.org/data/home.aspx>>. Acesso em: 10 set. 2014.
- BAUM, C.F. Residual diagnostics for cross-section time series regression models. **Stata Journal**, Texas, v. 1, n. 1, p. 101-104, 2001. Disponível em: <<http://www.stata-journal.com/article.html?article=st0004>>. Acesso em: 15 set. 2014.
- BAUM, C.F. **An introduction to modern econometrics using stata**. Texas: Stata Press, 2006. 341 p.
- BAUM, C.F. XTTEST2: Stata module to perform Breusch-Pagan LM test for cross-sectional correlation in fixed effects model. **Statistical Software Component**, Chestnut Hill, n. S415702. 2011. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s415702.html>> Acesso em: 10 ago. 2014.
- BONELLI, R., FONSECA, R. **Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira**. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 1998. 43p. (IPEA Texto para discussão, 557).

BRAGAGNOLO, C. **Produtividade, crescimento e ciclos econômicos na agricultura brasileira**. 2012. 168 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2012.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento – MAPA. **Estatísticas de comércio exterior – balança comercial brasileira e balança comercial do agronegócio 1989-2013**. Disponível em: < <http://www.agricultura.gov.br/internacional/indicadores-e-estatisticas/balanca-comercial/>>. Acesso em: 15 set. 2014.

_____. **Intercâmbio Comercial do Agronegócio**: Principais mercados de destino. Brasília, 2013. 496 p.

BRASIL. Ministério do Trabalho e Educação-MTE. **Relação anual de informações sociais**. Brasília: MTE. Disponível em: < <http://bi.mte.gov.br/bgcaged/login.php/>>. Acesso em: 15 ago. 2014.

BRAVO-URETA, B.; PINHEIRO, A.E. Efficiency analysis of Developing country agriculture: A review of the frontier function literature. **Agricultural and Resource Economics Review**, Minnesota, v. 22, n.1, p. 88-101, 1993.

BREUSH, T.S., PAGAN, A.R. A Simple Test for Heteroskedasticity and Random Coefficient Variation. **Econometrica**, New York, v. 47, n. 5, p. 1287-1294, 1979.

BROEK, J.V.D.; FORSUND, F.R., HJALMARSSON, L.; MEEUSEN, W. On estimation of deterministic and stochastic frontier production functions. **Journal of Econometrics**, New York, v. 13, n.1, p. 117-138, 1980.

BURKE, M.; EMERICK, K. Adaptation to climate change: Evidence from US agriculture. **American Economic Journal – Economic Policy**, Berkley, 2013. No prelo.

CAMERON, A.C; TRIVEDI, P.K. **Microeconometrics: Methods and Applications**. New York: Cambridge University Press, 2005. 1034 p.

CANOVA, F. **Methods for applied macroeconomic research**. Princeton: Princeton University Press, 2007. 492 p.

CARVALHO, L.; JONES, C.; LIEBMAN, B. Extreme precipitation events in Southeast South America and large-scale convective patterns in the South Atlantic convergence zone. **Journal of Climate**, Washington, v. 15, n. 17, p. 2377-2394, 2002.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA – CEPEA. **PIB-Agro CEPEA-USP/CNA**. Disponível em: < <http://cepea.esalq.usp.br/pib/>>. Acesso em: 10 ago. 2014.

_____. **Indicadores de preços**. Disponível em: < <http://cepea.esalq.usp.br/pib/>>. Acesso em: 15 set. 2014.

CLIMATE RESEARCH UNIT – CRU. **Data**. Disponível em: < <http://www.cru.uea.ac.uk/r/>>. Acesso em: 20 set. 2014.

COELLI, T.J. Recent Development in frontier modeling and efficiency measurement. **Australian Journal of Agricultural Economics**, Canberra, v.39, n.3, p. 219-245, 1995.

CENTRO DE PREVISÃO DE TEMPO E ESTUDOS CLIMÁTICOS – Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (CPTEC-INPE). **Atlas de cenários climáticos futuros para o Brasil:** Projeções climáticas (precipitação e temperatura) para o Brasil durante a segunda metade do Século XXI usando modelos regionais, nos cenários de baixas emissões (otimista IPCC – B2) e altas emissões (pessimista IPCC-A2). Cachoeira Paulista, 2007. 212 p.

DELL, M.; JONES, B.F.; OLKEN, B.A. Temperature shocks and economic growth: evidence from the last half century. **American Economic Journal: Macroeconomics**, Pittsburgh, v.4, n.3, p. 66-95, 2012.

DEMIR, N.; MAHMUD, S.F. Agro-climatic Conditions and Technical Inefficiencies in Agriculture. **Canadian Journal of Agricultural Economics**, Victoria, v. 50, N. 3, p.269-280, 2002.

DESCHÊNES, O.; GREENSTONE, M. The economic impacts of climate change: Evidence from agricultural output and random fluctuations in weather. **The American Economic Review**, Pittsburgh, v. 97, n.1, p. 354-385, 2007.

DRUKKER, D.M. Testing for serial correlation in linear panel-data models. **Stata Journal**, Texas, v.3, n.2, p. 168-177, 2003. Disponível em: < file:///C:/Users/Ni/Downloads/st0039%20(1).pdf>. Acesso em: 9 set. 2014.

EVENSON, E.; ALVES, D. Technology, climate change, productivity and land use in Brazilian agriculture. **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília, n. 18, p. 224-260, 1998

FÉRES, J.G.; REIS, E.J.; SPERANZA, J.S. Assessing the impact of climate change on the Brazilian agricultural sector. **Institute of Applied Economics Research (IPEA)**, Brasília, n. 1606, p. 1-19, 2008.

FÉRES, J.G.; REIS, E.J.; SPERANZA, J.S. Climate change, land use patterns and deforestation in Brazil. In: SEMINÁRIOS ACADÊMICOS CEDEPLAR/UFGM, 2010, Belo Horizonte. **Anais eletrônicos...** Belo Horizonte: UFGM, 2010. Disponível em: < http://web.cedeplar.ufmg.br/cedeplar/site/economia/seminario/2010/Seminario_18_08.pdf>. Acesso em: 05 set. 2014.

FERRARI, T. G. **Imputação de dados pluviométricos e sua aplicação na modelagem de eventos extremos de seca agrícola**. 2011. 71 p. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agrícola) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2011.

FISHER, A.C.; HANEMANN, W.M.; ROBERTS, M.J.; WOLFRAM, S. The economic impacts of climate change: Evidence from agricultural output and random fluctuations in weather: Coment. **The American Economic Review**, Pittsburgh, v. 102, n.7, p. 3749-3760, 2012.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS – FAO. **The statistic division – FAOstat**. Disponível em: < <http://faostat.fao.org/>>. Acesso em: 05 ago. 2014.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. **FGVdados**. Disponível em: <<http://portalibre.fgv.br/>>. Acesso em: 05 set. 2014.

FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL– FMI. **Data and Statistics**. Disponível em: < <http://www.imf.org/external/data.htm>>. Acesso em: 05 set. 2014.

GORNALL, J.; BETTS, R.; BURKE, E.; CLARK, R.; CAMP, J.; WILLETT, K.; WILTSHIRE, A. Implications of climate change for agricultural productivity in the early twenty-first century. **Philosophical transactions of the royal society (B)**, London, n. 365, p. 2973-2989, 2010.

GREENE, W., 2012. **Econometric Analysis**. 7 ed. New Jersey: Prentice Hall, 2012. 1188 p.

GROISMAN, P.Y.; KNIGHT, R.W.; EASTERLING, D.R.; KARL, T.R.; HEGERL, G.C.; RAZUVAEV, V.N. Trends in intense precipitation in the climate record. **Journal of Climate**, Washington, v.18, n. 9, p. 1326-1350, 2005.

HAMADA, E.; GHINI, R.; MARENGO, J.A.; OLIVEIRA, B.S.; NOGUEIRA, S.M.C. **Atlas digital dos cenários climáticos projetados para o Brasil, com base no Quarto Relatório do IPCC (2007)**. Disponível em: <
<http://www.cnpma.embrapa.br/climapest/atlasdigital4r/apresentacao.html>>. Acesso em: 05 set. 2014.

HUBER, P.J. The behavior of maximum likelihood estimates under nonstandard conditions. In: FIFTH BERKELEY SYMPOSIUM ON MATHEMATICAL STATISTICS AND PROBABILITY, 1967, Berkeley. **Anais...** Berkeley: University of California Press, 1967. p. 221-233.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios - PNAD**. Disponível em: <
<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2013/default.shtm>>. Acesso em: 05 set. 2014.

_____. **Sistema de Recuperação Automática – SIDRA**. Disponível em: <
<http://www.sidra.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 05 set. 2014.

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA – IEA. **Banco de dados**. Disponível em: <
www.iea.sp.gov.br/out/bancodedados.html>. Acesso em: 05 set. 2014.

INSTITUTO NACIONAL DE METEOROLOGIA – INMET. **Estações e dados – BDMEP dados históricos**. Disponível em: <
<http://www.inmet.gov.br/portal/index.php?r=bdmep/bdmep>>. Acesso em: 05 jul. 2014.

INTERGOVERNAMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE - IPCC (2007). **Mudanças do clima 2007: A base para as ciências físicas**. Geneva, Suíça, 2007. Disponível em <
http://www.cqgp.sp.gov.br/gt_licitacoes/publicacoes/IPCC%20mudan%C3%A7as%20climaticas.pdf>. Acesso em: 05 jul. 2014.

KURUKULASURIYA, P.; ROSENTHAL, S. **Climate Change and Agriculture : A Review of Impacts and Adaptations**. Washington, n. 91, 2013. Disponível em:
<<https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/16616>>. Acesso em: 20 nov. 2014.

LACERDA, W.S. **Projeto de implementação de circuitos classificadores digitais com controlo da generalização baseado na regra do vizinho-mais-próximo modificada**. 2006. 218 p. Tese (Doutorado em Engenharia da Computação) – Escola de Engenharia, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2006.

LEIBTAG, E., Corn prices near record high, but what about food costs? **USDA-ERS publications**, Washington. Disponível em: <<http://www.ers.usda.gov/amber-waves/2008-february/corn-prices-near-record-high,-but-what-about-food-costs.aspx#.VDtK1fnF9qW>>. Acesso em: 15 set. 2014.

MARENGO, J. NOBRE, C.A.; SALATI, E.; AMBRIZZI, T. **Mudanças climáticas globais e seus efeitos sobre a biodiversidade**: caracterização do clima atual e definição de das alterações climáticas para o território brasileiro ao longo do século XXI. Brasília: MMA, 2006. 212 p.

MARTINES-FILHO, J.; BURNQUIST, H.L.; VIAN, C.E.F. Bioenergy and the rise of sugarcane-based ethanol in Brazil. **Choices**, Milwaukee, v.21, n.2, 2006.

MENDELSON, R.; NORDHAUS, W.D.; SHAW, D. The impact of Global Warming on Agriculture: A Ricardian analysis. **The American Economic Review**, Pittsburgh, v.84, n.4, p. 753-771, 1994.

MENDES, J.T.G.; JUNIOR, J.P. **Agronegócio – uma abordagem econômica**. São Paulo: Pearson Prentice Hall Brasil, 2007. 384 p.

MILANEZ, A.Y.; NYKO, D.; GARCIA, J.L.F.; REIS, B.L.S.F.S. O déficit de produção de etanol no Brasil entre 2012 e 2015: determinantes, consequências e sugestões de política. **BNDES Setorial**, Rio de Janeiro, n. 35, p.277-302, 2012.

MUNDLAK, Y., Production and Supply. In: GARDNER, B.; RAUSSER, G. **Handbook of Agricultural Economics**, Stanford: Elsevier B.V, 2001. v.1.

MUNDLAK, Y.; BUTZER, R.; LARSON, D.F. Heterogeneous technology and panel data: The case of agricultural production function. **Journal of Developments Economics**, Seoul, v. 99, n.1, p. 139-149, 2012.

NADAL, R. **Aquecimento global, investimentos e impactos agrícolas**. 2010. 60 p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2010.

NEMEC-BOEHM, L.; CASH, S.B.; ANDERSON, B.T.; AHMED, S.; GRIFFIN, T.S.; ORIAN, C.M.; ROBBAT, Jr. A.; STEPP, R.A.; HAN, WENYAN. Climate change, the monsoon, and tea yields in China. In: AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS ASSOCIATION (AAEA) ANNUAL MEETING, 2014, Minneapolis. **Anais...** Minneapolis: University of Minnesota Libraries, 2014. p. 1-18.

OLESEN, J.E.; BINDI, M. Consequences of climate change for European agricultural productivity, land use and policy. **European Journal of Agronomy**, Montpellier, v. 16, n.4, p. 239-262, 2002.

PEREDA, P.C. **Long- and short-run climate impacts on Brazil**: Theory and evidence for agriculture and health. 2012. 202 p. Tese (Doutorado em Ciências) - Universidade de São Paulo, São Paulo, 2012.

PESARAN, M.H.; SMITH, R.P. Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. **Journal of Econometrics**, New York, v. 68, n.1, p. 79-113, 1995.

QI, L.; BRAVO-URETA, B.E; CABRERA, V.E. From cold to hot: a preliminary analysis of climatic effects on the productivity of Wisconsin dairy farms. In: AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS ASSOCIATION (AAEA) ANNUAL MEETING, 2014, Minneapolis. **Anais...** Minneapolis: University of Minnesota Libraries, 2014. p. 1-21

ROCHA, R. S. **Avaliação de variedades e linhagens de soja em condições de baixas latitudes**. 2009. 59 p. Dissertação (Mestrado em Produção Vegetal) – Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Piauí, Teresina, 2009.

SANGHI, A.; ALVES, D.; EVENSON, R.; MENDELSON, R. Global warming impacts on Brazilian agriculture: estimates of the Ricardian model. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v.1, n.1, p. 7-33, 1997.

PEREIRA, A.R.; ANGELOCCI, L.R.; SENTELHAS, P.S. **Meteorologia Agrícola**. Piracicaba: ESALQ-Departamento de Física e Meteorologia, 2007. 192 p.

SPOLADOR, H.F.S. **Impactos dinâmicos dos choques de oferta e demanda na agricultura brasileira**. 2006. 108 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2006.

STADUTO, J.A.R, SHIKIDA, P.F.A, BACHA, C.J.C. Alteração na composição da mão-de-obra assalariada na agropecuária brasileira. **Revista de Economia Agrícola**, São Paulo, v. 51, n. 2, p. 57-70, 2004.

TROSTLE, R., **Global Agricultural Supply and Demand: Factors Contributing to the Recent Increase in Food Commodity Prices**. Outlook Report n.WRS-0801, 2008. 30 p. Disponível em: <<http://www.ers.usda.gov/publications/wrs0801/>>. Acesso em: 15 set. 2014.

UNIÃO DA INDÚSTRIA DE CANA-DE-AÇÚCAR – UNICA. **UNICA data**. Disponível em: <<http://www.unicadata.com.br/>>. Acesso em: 10 set. 2014.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE - USDA. **Economic Research Service, data products**. Disponível em: <<http://www.ers.usda.gov/data-products.aspx>>. Acesso em: 15 set. 2014.

WHITE, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. **Econometrica**, New York, v. 48, n.4, p. 817–838, 1980.