

## IMPACTOS CLIMÁTICOS NA AGRICULTURA BRASILEIRA

**Autor(es):** Nicole Rennó Castro, Humberto Francisco Silva Spolador

**Filiação:** Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”- Esalq/USP

**E-mail:** [renno.nicole@gmail.com](mailto:renno.nicole@gmail.com), [hspolador@usp.br](mailto:hspolador@usp.br).

### Grupo 6. Agropecuária, Meio-Ambiente e Desenvolvimento Sustentável

#### Resumo

A influência do clima sobre a agricultura tem sido constantemente discutida na literatura e os resultados sugerem que este setor deve ser o mais afetado entre os setores econômicos. No caso do Brasil, esta questão tem sua importância destacada, visto que o setor agrícola e suas atividades vinculadas representam parte expressiva do PIB, e o país é um importante *player* quanto à oferta global de *commodities*. Portanto, estudos que auxiliem na redução dos potenciais impactos climáticos na agricultura brasileira ganham relevância. O presente estudo avaliou empiricamente o efeito econômico do impacto potencial do clima na agricultura dos principais estados produtores do país, por meio da estimação das elasticidades entre variáveis climáticas e o valor real de produção nestes estados. Para isso, utilizou-se um modelo de efeitos fixos, aplicado a um painel de dados com os dez principais estados produtores entre 1990 e 2012. Os resultados encontrados sugerem impactos significativos de variáveis climáticas, sendo aqueles relacionados à temperatura de magnitude superior aos de precipitação. Observaram-se respostas bastante divergentes entre os estados e, apenas em Goiás, a agricultura respondeu positivamente a aumentos de temperatura.

**Palavras-chave:** mudanças climáticas, agricultura, dados em painel

#### Abstract

*The climate's effects on agriculture has been constantly discussed in the literature, and the results suggest that this sector should be the most affected among all economic sectors. In Brazil, this issue is particular relevant since the agricultural sector and its related activities have a significant share on national GDP, and the country is an important player in the international commodities markets. This paper analyzes empirically the potential climate impacts on main states agricultural production, using a fixed-effects panel model, for the period from 1990 to 2012. The results suggest significant impacts of climate variables on agriculture, especially those related to the temperature, whose estimated magnitude is higher than the precipitation's effects. There were a mixed response among the states, and just in Goiás was observed positive impacts related to temperature increases.*

**Key words:** climate changes, Brazilian agriculture, panel data model

#### 1. Introdução

A agropecuária tem seu desempenho influenciado por diversos fatores de incerteza, entre eles os relacionados ao clima, sobre o qual os produtores têm pouco ou nenhum controle<sup>1</sup> (KURUKULASURIYA; ROSENTHAL, 2013; PEREIRA; ANGELOCCI;

---

<sup>1</sup> Ressalta-se a existência de outros meios de impacto, como efeitos indiretos de pragas e doenças. As mudanças climáticas, além de impactarem na capacidade de resistência das culturas às patogenias, podem afetar as próprias pragas, alterando sua forma de dispersão, nível de patogenicidade e propagação (GORNALL et al., 2010).

SENTELHAS, 2007). As condições médias do clima em nível regional são determinantes primários da produtividade agrícola, influenciando diretamente no processo metabólico das plantas (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. No caso da temperatura, esta impacta diretamente no crescimento e desenvolvimento da planta, influenciando na velocidade das reações químicas, e nos processos internos de transporte. Já a precipitação, em conjunto com a evapotranspiração, define a disponibilidade de água para o vegetal – cujo nível na fase de desenvolvimento é elemento crítico para a determinação da produtividade (PEREIRA; ANGELOCCI; SENTELHAS, 2007). É consensual na literatura que este setor se apresenta como o de maior vulnerabilidade em relação às potenciais mudanças climáticas, entre os setores econômicos. A questão ganha relevância, uma vez que efeitos adversos sobre a agricultura, além de prejudicarem os produtores via quedas de produção e produtividade, afetam diretamente os preços dos alimentos, o equilíbrio do mercado internacional de *commodities* e, também, a segurança alimentar global.

No Brasil um conjunto de fatores ressalta a relevância deste tipo de análise, primeiramente porque o país é um importante *player* no fornecimento global de alimentos. Ademais, segundo Belloumi (2014), os impactos climáticos devem afetar adversamente muitos países, mas especialmente aqueles cuja economia é em larga medida dependente da agricultura. Em 2013, o agronegócio representou 23% do 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). Além disso, Belloumi (2014) ressalta que esta vulnerabilidade é acentuada em países com população predominantemente mais pobre, devido à limitada capacidade de adaptação dos produtores, com restrições ao acesso a tecnologias que possam mitigar os impactos proporcionados por variáveis climáticas. Portanto, no caso do Brasil, os efeitos adversos podem ainda acentuar a desigualdade no setor agrícola, uma vez que a capacidade adaptativa para produtores com menos acesso a tecnologias mais avançadas de produção e manejo deve ser relativamente limitada. Finalmente, pesquisas apontam que especialmente em regiões de baixas latitudes, como grande parte do território brasileiro, os impactos negativos de mudanças climáticas sobre a produção agrícola deverão ser mais acentuados (KURUKULASURIYA; ROSENTHAL, 2013).

Neste contexto, o presente estudo buscou avaliar empiricamente o impacto econômico potencial das variáveis climáticas na produção agrícola dos principais estados produtores do país. Optou-se por uma análise agregada, não se levando em consideração culturas ou microrregiões em cada estado. Os trabalhos existentes na literatura brasileira sobre os efeitos de mudanças climáticas sobre a agricultura consistem em análises *cross-sectionais* ou com painéis para apenas os anos Censitários (atualmente em periodicidade decenal). Uma das contribuições do presente trabalho é utilizar um painel de estados com séries de dados anuais (1990 a 2012). Esta nova abordagem, além de agregar quantidade relevante de informações a serem utilizadas na estimação dos impactos, permitiu a incorporação de dados mais recentes –

já que o último censo disponível refere-se ao ano de 2006. Destaca-se ainda que, ao captar o nível de vulnerabilidade dos principais estados produtores às potenciais mudanças climáticas, os resultados desta pesquisa representam um diagnóstico geral para políticas públicas setoriais regionais. No caso do Brasil, devido à extensão territorial, e à expressiva heterogeneidade do setor agrícola, pesquisas e demais ações que auxiliem e subsidiem estas políticas direcionadas são de extrema relevância, possibilitando a orientação de investimentos na aplicação de medidas compensatórias para reduzir estes potenciais impactos.

## **2. Referencial Teórico**

### **2.1 Descrição do comportamento do clima: dados históricos e previsões**

As mudanças nas condições de longo prazo e na variabilidade climáticas são causadas por alterações na quantidade de gases de efeito estufa e aerossóis na atmosfera, na radiação solar e nas propriedades da superfície terrestre. O aquecimento do sistema climático é percebido por aumentos das temperaturas médias do ar e do oceano, no derretimento da neve e do gelo e na elevação do nível médio do mar, sendo que em onze dos doze anos entre 1995 e 2006 estão entre os mais quentes desde 1850. Quanto à precipitação, tendências de longo prazo foram observadas apenas para algumas regiões, dada a variabilidade dos dados e limitação da cobertura. Também têm sido observadas mudanças para eventos extremos; a frequência de chuvas fortes aumentou na maior parte das áreas terrestres, dias e noites frios e geadas se tornaram menos frequentes, mas, dias e noites quentes e ondas de calor se tornaram mais frequentes. Secas mais intensas e longas também foram observadas desde 1970, especialmente nas áreas tropicais e subtropicais (INTERGOVERNAMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE – IPCC, 2007).

Em termos de projeções, para as duas décadas à frente de 2007, espera-se aquecimento médio de 0,2°C por década. Mesmo mantidas constantes as concentrações dos gases de efeito estufa nos níveis do ano 2000, o aquecimento seria de 0,1°C por década. Para a precipitação, é provável que eventos como fortes chuvas continuem sendo mais frequentes (IPCC, 2007).

No contexto da agricultura, observa-se que para todas as áreas agrícolas é esperado algum grau de aquecimento. As principais áreas produtoras de cevada, milho, sorgo, arroz, soja e trigo já tem vivenciado aumento no percentual de área afetada pela seca. Adicionalmente, ainda que as maiores mudanças projetadas ocorram em latitudes mais elevadas, ligeiras variações de temperatura em menores latitudes – como o caso de grande parte do Brasil – têm impacto mais expressivo, pois nessas áreas a agricultura pode estar atuando sobre condições limítrofes, com a temperatura, por exemplo, próxima ao máximo fisiológico de certas culturas (GORNALL et al., 2010).

Para o Brasil, dada a grande extensão territorial e concentração do território em zona intertropical, observa-se elevada diversidade climática, sendo prevalecente um clima quente e úmido. Comparando-se 1995 e 2012, quanto à temperatura, observa-se que Mato Grosso e Mato Grosso do Sul apresentam as médias anuais mais elevadas, superiores a 25°C. Em 1995, as médias nestes estados foram 2,7°C e 2,9°C superiores a média dos estados analisados. No Sul foram observadas as médias mais reduzidas de temperatura: em 1995 a menor temperatura média foi em Santa Catarina, de 17,88 °C ou 4,46 °C inferior à média dos dez estados. Em 2012, o padrão de distribuição entre os estados foi mantido e, com exceção do Espírito Santo, as temperaturas médias foram todas superiores às enfrentadas em 1995, sendo no Sul os aumentos mais expressivos. Para as precipitações, a percepção de um padrão não é tão clara.

Em 1995, no Sul e em São Paulo a quantidade total de chuva foi superior à média observada nos dez estados. Já Bahia, Mato Grosso e Espírito Santo, foram os estados com menor nível de precipitação no ano. Entre 1995 e 2012 houve redução geral da precipitação anual para a média dos estados selecionados, sendo na Bahia a redução mais expressiva. Apenas no Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Rio Grande do Sul observou-se aumento.

Em termos de projeções, com o IPCC (2007), a Embrapa desenvolveu o Atlas digital dos cenários climáticos projetados para o Brasil, publicado por Hamada et al. (2013). As projeções basearam-se nos cenários propostos pelo IPCC, sendo 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. Projeta-se ainda que o Norte e o Centro-Oeste devam enfrentar os aumentos mais expressivos, de 4,08°C e 4,05°C, respectivamente. No outro extremo, o Sul apresenta o menor aumento projetado, de 3°C. Para a precipitação a mudança projetada para 2071-2100 é relativamente pequena, se comparada às da temperatura, sendo o maior impacto previsto para o verão. No Norte e no Nordeste, o resultado médio final anual deve ser de redução de chuvas, e no Centro-Oeste e no Sul, espera-se aumento da média anual. No Sudeste, espera-se que as chuvas aumentem apenas no verão.

## 2.2 Uso de dados climáticos e principais abordagens de estimação

Para Auffhammer et al. (2013), os dados climáticos têm sido empregados de forma equivocada em diversos trabalhos. Especialmente em modelos de efeitos fixos, um problema consiste em fazer médias de informações climáticas em nível de estações observacionais. Devido à irregularidade de coleta das estações, os valores médios incluiriam, além de reais variações no tempo, aquelas relativas a valores faltantes ou estações novas (ou extintas). Quando os efeitos fixos removem as médias dos valores interpolados, e forem incluídos efeitos fixos para o controle temporal, a variação climática restante será reduzida e fortemente atrelada às irregularidades já citadas. Sugere-se, neste caso, primeiramente preencher os dados de estações faltantes, as regredindo com as estações próximas e, então, calcular as médias. Este método mantém constantes as estações utilizadas, garantindo que a variação não seja relativa às irregularidades de cobertura das coletas de dados (AUFFHAMMER et al., 2013).

Outro ponto abordado por Auffhammer et al. (2013) consiste na presença de correlação entre as diferentes variáveis associadas ao clima, ainda que, se analisadas isoladamente, sejam exógenas nos modelos de impacto sobre variáveis econômicas. Ademais, o sinal e a magnitude da correlação entre estas variáveis podem variar expressivamente de acordo com a região, de modo que o viés gerado pela omissão de uma das variáveis também tem sinal e magnitude desconhecidos. Portanto, para obter estimativas não viesadas dos impactos individuais de cada uma das variáveis climáticas correlacionadas, ambas devem ser incluídas no modelo. No caso dos estados brasileiros abordados neste artigo, também é possível observar magnitudes divergentes para o coeficiente de correlação entre temperatura média anual e precipitação média anual total (Tabela 1):

Tabela 1 - Coeficientes de correlação para as séries anuais de temperatura média e precipitação total

Estado	RS	BA	ES	GO	MG	MS	MT	PR	SC	SP
<b>Coef. correlação</b>	-0,12	-0,52	-0,73	-0,43	-0,54	-0,58	-0,04	-0,22	-0,29	-0,04

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

Ressalta-se, ainda, que as correlações negativas observadas, segundo Auffhammer et al. (2013), são características em áreas mais quentes, como o Brasil. O maior volume de precipitação e, então, o nível de evaporação resultante, implicam em resfriamento e temperaturas médias mais baixas.

A partir de uma base de dados adequada, diversos aspectos inerentes a opções de estimação podem ser considerados. Segundo Féres, Reis e Speranza (2008), os estudos pioneiros sobre impactos climáticos na agricultura adotaram os chamados modelos “agro econômicos”, que utilizam a função de produção setorial e variam os insumos ambientais relevantes para estimar os impactos. Esta abordagem deve implicar em estimativas viesadas, pois não contempla respostas adaptativas dos produtores otimizadores.

Para corrigir este viés, Mendelsohn, Nordhaus e Shaw (1994) desenvolveram um modelo conhecido como abordagem Ricardiana, que analisa o efeito do clima sobre o valor da terra. Se o mercado de terras opera corretamente, o preço refletirá o valor presente descontado dos aluguéis no horizonte infinito de tempo (FÉRES; REIS; SPERANZA, 2008). Admite-se a hipótese de que no longo prazo a produtividade agrícola reflete-se no preço da terra, implicitamente incorporando as mudanças de comportamento dos produtores devido aos novos regimes climáticos sobre a dinâmica do valor da terra (PEREDA, 2012).

Mais recentemente a abordagem Ricardiana foi criticada por Deschênes e Greenstone (2007), devido à existência de um viés de especificação: importantes determinantes do produto e valor da terra não são mensuráveis. Os autores então estimaram a relação entre temperatura e precipitação e os lucros agrícolas por meio de um modelo de efeitos fixos, aplicado a dados em painel – o que ameniza o problema de má especificação do modelo ao absorver todo o efeito sobre a variável dependente de determinantes não observados que sejam invariantes no tempo e específicos de cada unidade econômica.

A escolha entre a estimação direta da função de produção ou de suas formas alternativas duais, quais sejam as funções custo ou lucro, depende dos dados disponíveis. No caso de dados *cross-section*, de acordo com Coelli (1995), as estimativas dos parâmetros via função de produção serão viesadas, caso o objetivo comportamental padrão de maximização de lucro ou minimização de custo se aplique. Como os níveis de insumo (variáveis explicativas) não são independentes do erro ocorrerá um problema de especificação. Já para dados em painel, como utilizado nesta pesquisa, é possível eliminar a necessidade de que os regressores sejam independentes do termo de erro, por meio de um modelo com efeitos fixos – que controle para características individuais invariantes no tempo. Então, modelos de efeitos fixos possibilitam a estimação não viesada e consistente dos parâmetros diretamente pela função de produção (COELLI, 1995). Um ponto adicional a respeito do uso de funções de lucro ou de produção foi levantado por Fisher et al. (2012), que criticaram aspectos relativos ao trabalho de Deschênes e Greenstone (2007). Um dos fatores levantados por aqueles autores relaciona-se à medida de lucro utilizada por estes autores: a diferença entre as vendas agrícolas e as despesas de produção. 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 – desconsiderando a formação de estoques. Tal questão tem seu efeito acentuado quando se analisa a relação entre este lucro e variáveis de clima, visto que a possibilidade de estocagem é exatamente utilizada, entre

outros motivos, para suavizar choques climáticos, sendo criada uma substancial desconexão entre o choque climático e a variável “vendas menos custos”.

Uma decisão adicional consiste na escolha do método de estimação, via função média ou funções de fronteira (mais influenciadas pelas unidades individuais com o melhor desempenho). 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 funções que utilizam o melhor ajuste médio entre os dados (COELLI, 1995). Segundo Bravo-Ureta e Pinheiro (1993), a consistência da abordagem de fronteira com a definição teórica impulsionou a popularidade do método. Uma diferença destas abordagens relaciona-se a hipóteses admitidas sobre a eficiência técnica dos produtores. Nas funções médias, considera-se o setor econômico analisado como uma única firma que opera sobre a fronteira de produção e, então, eficiência no processo produtivo. Nas abordagens de fronteira admite-se a possibilidade de ineficiências, ou de unidades econômicas operando abaixo da fronteira de produção. No caso de eventos climáticos extremos, a ocorrência não é conhecida previamente pelos produtores, impactando sobre a produção via desvios da alocação ótima, havendo necessidade de se aplicar análises de eficiência (ou de funções de fronteira). Já as condições agroclimáticas médias, abordadas neste estudo, são consideradas conhecidas pelos produtores, de forma que influenciam no processo decisório, e devem ser tratadas não como aleatórias, mas como insumos diretos na produção (DEMIR; MAHMUD, 2002, apud PEREDA, 2012).

### 2.3 Resultados Empíricos Recentes

Utilizando diversas abordagens metodológicas, trabalhos com diferentes enfoques têm sido desenvolvidos a fim de mensurar impactos climáticos sobre a agricultura. No caso da abordagem Ricardiana de Mendelsohn, Nordhaus e Shaw (1994), foram utilizados dados *cross-section* para avaliar o impacto do clima no valor da terra agrícola nos Estados Unidos.

Algumas das aplicações do modelo Hedônico para a 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”. No primeiro, os autores ampliaram a análise utilizando dados em painel, com informações municipais de 1970 a 1995. Os resultados indicaram impactos de mudanças climáticas sobre os valores da terra.

Com a abordagem “agro econômica”, Deschênes e Greenstone (2007) estimaram a relação entre variáveis climáticas e os lucros agrícolas nos Estados Unidos. Foi utilizado um modelo de efeitos fixos, incluindo efeitos fixos individuais e anuais – ou, na especificação preferida pelos autores, com tendências anuais heterogêneas entre os estados.

Belloumi (2014), por meio de um modelo de efeitos fixos baseado na abordagem da função de produção, avaliou o efeito econômico dos impactos de mudanças climáticas na agricultura em onze países da África, entre 1961 e 2011. Os resultados encontrados sugeriram que o aumento nas temperaturas médias anuais, e o decréscimo nas precipitações totais anuais, devem afetar negativamente a produção agrícola nos países analisados.

Com o modelo sugerido por Deschênes e Greenstone (2007), Féres, Reis e Speranza (2008) avaliaram os efeitos das mudanças climáticas sobre a lucratividade agrícola no Brasil, com dados censitários de 1970 a 1995/96. Os resultados dos autores sugeriram impactos

pequenos no médio-prazo (2040-2069), com redução entre 0,8% e 3,7%, e mais severos no longo-prazo (2070-2099), estimativa de 26%, e resultados divergentes entre regiões, com Norte e Centro-Oeste prejudicados, e Sul e Sudeste moderadamente beneficiados.

Outra aplicação do modelo “agro econômico” no Brasil foi feita por Nadal (2010), que incorporou a variável investimento à análise, e implementou um modelo *cross-section* com dados municipais. Os resultados da autora mostraram impactos negativos da temperatura e da precipitação sobre a lucratividade agrícola, contudo, com estimativas que variaram entre regiões e culturas, de modo a acarretar, possivelmente, um aumento da desigualdade agrícola.

Pereda (2012) avaliou o impacto das mudanças climáticas e adaptações dos produtores na agricultura. Para isso, a autora estimou uma função lucro por meio de fronteira estocástica, com dados *cross-section* do Censo Agropecuário de 2006. Os resultados encontrados sugerem que o efeito marginal da temperatura é superior ao da precipitação. Os efeitos parciais de maiores temperaturas no verão reduzem a produção de milho, café, leite, carne e outras culturas, anuais ou perenes. 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).

Dell, Jones, Olken (2012) estudaram a relação entre choques de temperatura e crescimento econômico. Segundo os autores, duas abordagens têm sido utilizadas para tal análise. A primeira busca examinar a relação entre temperatura média e variáveis macroeconômicas agregadas e, a segunda, que é incorporada aos modelos de avaliação integrada (IAM), baseia-se em micro evidências para quantificar os diversos impactos climáticos e, depois, agregá-los em nível nacional. São diversos mecanismos pelos quais a temperatura pode influenciar os resultados econômicos e, mesmo que fossem enumerados e entendidos, especificar como eles interagem e agregá-los apresenta dificuldades substanciais. Então, os autores examinaram 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 utilizada. Ao examinar os resultados de forma agregada, 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, como ocorre nos modelos IAM. Encontraram-se efeitos negativos de maiores temperaturas no crescimento econômico, mas apenas em países mais pobres. Para a precipitação, os impactos sobre o crescimento foram pequenos.

### 3. Metodologia

#### 3.1 Imputação de dados

Devido à irregularidade da divulgação de informações referentes a variáveis climáticas, o banco de dados de variáveis climáticas deste estudo apresenta observações faltantes. Nestes casos, a maneira mais simples de prosseguir, amplamente utilizada, é chamada “*listwise deletion*”, e consiste em excluir as observações em que existem dados faltantes. Alternativamente existe a imputação de dados – processo de estimação ou previsão de observações faltantes (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

No contexto de informações meteorológicas, um dos métodos de imputação empregados por Ferrari (2011), a ser utilizado neste estudo, foi o de regressão linear. Neste caso, os dados faltantes são preenchidos com os dados disponíveis da estação mais correlacionada. Para isso, ajustam-se regressões lineares simples que passam pela origem

(como não existem valores de precipitação ou de temperatura negativos) para todas as estações que apresentam *missing data*. Para selecionar a estação mais correlacionada àquela que precisa ser preenchida, foram analisados os coeficientes de correlação entre todas as estações de cada estado.

### 3.2 Modelos lineares com dados em painel

Neste estudo foi utilizado um modelo de efeitos fixos, aplicado a dados em painel. No contexto deste trabalho, a grande vantagem do uso de dados em painel consiste em fazer uma estimação consistente de modelos que permitem o controle de efeitos não observados (características individuais ou dos períodos de tempo). Tais efeitos, caso estejam correlacionados com os regressores e não sejam controlados, levam a vieses de especificação (CAMERON; TRIVEDI, 2005). Como já exposto, a estimação de funções de produção não viesadas fica impossibilitada sem o controle destas características individuais, o que justifica a utilização do modelo com efeitos fixos.

No contexto de dados em painel, diversas possibilidades de modelos e estimadores podem ser implementados. O modelo *Pooled* é o mais restritivo, especificando coeficientes constantes no tempo e entre indivíduos. Já os modelos de efeitos aleatórios (RE) e fixos (FE) permitem que o intercepto difira entre as unidades, mantendo-se constantes as inclinações. No modelo RE, o intercepto é considerado como distribuído independentemente dos regressores, sendo parametrizado como um distúrbio aleatório adicional. No modelo FE considera-se que a heterogeneidade individual esteja correlacionada com algum dos regressores, sendo tratada como um parâmetro adicional a ser estimado. No contexto destes três modelos, os estimadores “*pooled OLS*” e “*between*” acabam não explorando as peculiaridades dos dados em painel, e a heterogeneidade individual não é controlada. Então, estes estimadores apenas serão consistentes caso o modelo apropriado não seja o de efeitos fixos (ou a heterogeneidade individual não correlacionada com os regressores). Os três demais estimadores utilizam as vantagens da formulação de dados em painel. O estimador de efeitos aleatórios é totalmente eficiente se este modelo for o mais 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. O estimador de primeiras diferenças mede a associação entre variações do regressor e da variável dependente, sendo consistente sobre o modelo de efeitos fixos. Já o estimador “*within*” de efeitos fixos, utilizado neste estudo, mede 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”. A vantagem deste é fornecer estimativas consistentes no caso em que o modelo adequado é o de efeitos fixos, além de ser mais eficiente que o estimador de primeiras diferenças (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

Um ponto de escopo mais conceitual distingue os modelos FE e RE. 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 deve ser visto como aplicável apenas às unidades *cross-sectionais* consideradas no estudo, e não àquelas fora da amostra. No modelo RE, a heterogeneidade individual é aleatoriamente distribuída entre as unidades, sendo expressa uma análise marginal, ou de média populacional, podendo ser aplicado fora da amostra. Ainda que os pressupostos para consistência do modelo de efeitos aleatórios sejam atendidos, a



escolha entre as 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 às unidades da amostra, sugere-se o modelo de efeitos fixos, ainda que isso possa implicar em menor eficiência. (CAMERON; TRIVEDI, 2005; GREENE, 2012).

Neste trabalho, modelos teóricos apontam para a correlação entre características individuais e regressores (característica da estimação de funções de produção) e, ademais, são considerados estados específicos e a eles direciona-se o interesse das estimações. Então, optou-se pelos modelos de efeitos fixos, por meio do estimador “*within*”.

Adicionalmente, os modelos expostos baseiam-se nos pressupostos básicos dos modelos clássicos de regressão linear. Além da linearidade, supõem-se erros independentes e identicamente distribuídos (i.i.d). Atendidos estes pressupostos os estimadores (obtidos por Mínimos Quadrados Ordinários) serão não viesados, consistentes e de variância mínima (GREENE, 2012). Na presença de heterocedasticidade e/ou autocorrelação, ainda que os estimadores dos parâmetros se mantenham consistentes, as estimativas da variância destes serão inconsistentes, invalidando inferências (CAMERON; TRIVEDI, 2005). Neste caso, dois procedimentos são possíveis: especificar a forma pela qual os erros desviam-se dos pressupostos, obtendo-se então outro estimador, também consistente e mais eficiente, ou utilizar um coeficiente consistente estimado por MQO, com variância robusta em relação à quebra destes pressupostos (BAUM, 2006). A segunda abordagem foi utilizada neste estudo, por meio do estimador “*cluster-robust-VCE*” da variância, opção para o caso de erros heterocedásticos e autocorrelacionados (BAUM, 2006).

### 3.3 Definição do modelo econométrico

O modelo econométrico estimado neste trabalho baseou-se no uso direto da função de produção, por meio de métodos de estimação via função média. Adicionalmente, seguindo a estratégia adotada por Dell, Jones, Olken (2012), este estudo não levou em consideração a desagregação da análise para culturas ou microrregiões específicas, avaliando o impacto das variáveis climáticas nos valores de produção agregados estaduais. A formulação geral do modelo foi proposta em Auffhammer, Ramanathan e Vincent (2006, 2012), e é representada pela expressão (1):

$$\ln(y_{it}) = c_i + \varphi_i t + \mathbf{X}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{Z}'_{it}\boldsymbol{\gamma}_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Nesta,  $y_{it}$  representa a produção agrícola em cada estado  $i$  e ano  $t$  (em valor de produção real),  $\mathbf{X}_{it}$  é o vetor de insumos agrícolas, que inclui o uso de fertilizantes, a área colhida e a mão-de-obra (horas trabalhadas na agricultura com ajuste para a qualidade do fator), todas expressas em logaritmos naturais, e  $\boldsymbol{\beta}$  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. Além dos efeitos fixos por estado,  $c_i$ , incluíram-se tendências temporais heterogêneas entre estes ( $\varphi_i t$ ), ao invés de uma tendência não linear comum para todos. Além disso, adotou-se uma abordagem menos restrita, permitindo a estimação de coeficientes heterogêneos entre os estados para 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  $\boldsymbol{\gamma}_i$  estimados.

Realizaram-se testes para detectar a presença de dependência *cross-seccional* (ou correlação contemporânea), assim como de autocorrelação serial. No primeiro caso, foi

utilizado o “*Breusch-Pagan LM test*”, teste de multiplicador de Lagrange e no segundo o “teste de *Wooldridge*”. Por meio de uma modificação do teste de Wald, testou-se a presença de heterocedasticidade nos resíduos.

Mesmo que a análise se concentre nos principais estados produtores, ainda entre eles as estruturas do setor agrícola são bastante distintas, com diferenças 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 das propriedades e outros fatores. 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.

#### 4. DESCRIÇÃO DOS DADOS

A análise compreende o período de 1990 a 2012, para São Paulo, Paraná, Rio Grande do Sul, Minas Gerais, Mato Grosso, Bahia, Goiás, Santa Catarina, Mato Grosso do Sul e Espírito Santo, que representaram 87% do VBP da agricultura nacional neste período.

##### 4.1. Variáveis Agrícolas e Econômicas

Para o produto agrícola foi utilizado uma medida de valor de produção real, e para isso foi calculado um vetor de preços médios<sup>2</sup>, sendo utilizados os Índices de Preços Recebidos pelos Produtores Rurais (IPR)<sup>3</sup>, obtidos na base de dados da Fundação Getúlio Vargas (FGV dados, 2014). As séries de preços para cada cultura, em nível nacional, foram deflacionadas pelo IGP-DI com base em dezembro/2012. Então, foram calculados os preços médios para o período (1990 a 2012), para cada produto. As quantidades produzidas de cada produto, em cada ano e estado, foram então 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) de cada estado no ano<sup>4</sup>.

No que diz respeito aos insumos, foram coletados dados para fertilizantes, mão-de-obra e área colhida para os dez estados analisados. Para a área colhida foram utilizadas informações da PAM/IBGE, sendo computadas as áreas para produtos selecionados.

Para fertilizantes, foram utilizados os dados de entrega de fertilizantes ao consumidor final, disponíveis nos Anuários Estatísticos do Setor de Fertilizantes, da Associação Nacional para a Difusão de Adubos – ANDA. Para Goiás, os dados entre 1990 e 1994 são apresentados de forma agregada com Tocantins e Distrito Federal. Para estimativa de entregas apenas em

---

<sup>2</sup> Os produtos incluídos no cálculo da variável foram: algodão, arroz, batata, cacau, café, cana-de-açúcar, cebola, feijão, fumo, laranja, mandioca, milho, soja e tomate, cuja participação no VBP total acumulado entre 1990 e 2012 foi de 88% (PAM/IBGE, 2014).

<sup>3</sup> Dado comportamento sazonal dos preços agrícolas, para o cálculo das médias anuais é indicado que sejam utilizadas séries completas. Para completar meses faltantes das séries de preço da cebola e do trigo foram utilizadas as variações de séries 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 no IEA.

<sup>4</sup> Esta forma de construção evita os efeitos de movimentos oscilatórios anuais de preços, de modo que as variações temporais mantêm-se atreladas a movimentos de quantidade produzida. Para mais detalhes desta abordagem, ver Barros, Spolador e Bacchi (2006).

Goiás, foi utilizada a participação do estado na área plantada do grupo (GO, TO e DF) em cada um dos anos (de 87% na média do período).

As informações de mão-de-obra na agricultura foram obtidas na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD, de 1992 a 2012. Foi construída então, para cada estado, uma série expressa pelo número de horas trabalhadas na agricultura corrigida por uma variável *proxy* para a melhora na qualidade da força de trabalho. Para a série de horas totais trabalhadas na agricultura em cada estado foram utilizados dados da PNAD<sup>5</sup> que fornecem o número de trabalhadores classificados por número de horas habitualmente trabalhadas semanalmente. Multiplicou-se o número de trabalhadores de cada categoria pelo respectivo número de horas da categoria. Segundo Bonelli e Fonseca (1998), para a incorporação da qualidade do fator trabalho pode-se ajustar o indicador da mão-de-obra por uma variável que reflita o aumento da escolaridade. Neste trabalho foram considerados os anos médios de estudo das pessoas selecionadas para o cômputo das horas totais trabalhadas na agricultura.

#### 4.1. Variáveis Climáticas

As temperaturas médias anuais (em °C) e precipitações totais ao ano (em mm)<sup>6</sup> foram obtidas no INMET, sendo necessárias técnicas de imputação de dados antes do cálculo das médias estaduais, o que foi feito por meio de regressão linear simples. Preenchidas as séries mensais de temperatura das estações, foram calculadas as séries de temperatura mensal para os estados, obtidas pela média simples das estações em cada mês; finalmente, a temperatura média no ano foi obtida pela média aritmética das temperaturas médias mensais, conforme as expressões (3) e (4).

$$Temp_i^{mês} = \frac{(\sum_{j=1}^J Temp_{ij}^{mês})}{J}; Tmédia_i^{ano} = (\sum_1^{12} Temp_i^{mês})/12 \quad (3) \text{ e } (4)$$

onde  $Temp_i^{mês}$  é a temperatura média no estado  $i$ , para dado mês,  $Temp_{ij}^{mês}$  é a temperatura no mês  $i$ , para a estação  $j$  do estado  $i$ , sendo  $J$  o número total de estações no estado  $i$ . Para as séries mensais de precipitação média em cada estado, adotou-se o mesmo procedimento que para o cálculo da temperatura média. Para obter as precipitações médias anuais totais ( $Ptotal$ ), foram somados os valores das precipitações mensais médias, conforme as expressões (5) e (6):

$$Precip\_média_i^{mês} = \frac{(\sum_1^J Precip_{ij}^{mês})}{J}; Ptotal_i^{ano} = \sum_1^{12} Precip\_média_i^{mês} \quad (5) \text{ e } (6)$$

O Quadro 1 apresenta as variáveis utilizadas na estimação do modelo.

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

Variável dependente	<i>valprod</i>	Valor de produção (R\$ milhões constantes)
Variáveis agrícolas explicativas	<i>fert</i>	Consumo de fertilizantes (toneladas)

<sup>5</sup> A PNAD não cobre os anos de 1991, 1994, 2000, e 2010. Para os três últimos anos, as variáveis foram estimadas aplicando-se a taxa de crescimento anual equivalente do período. Devido à descontinuidade no método de classificação do número de trabalhadores da agricultura em 1992 (quando se passou a incluir pessoas ocupadas em produção para autoconsumo e em trabalho não remunerado por menos de 14 horas semanais), para 1990 e 1991 optou-se por manter constantes as informações de 1992. Alguns trabalhos, como Bragagnolo (2012), optaram por excluir de toda a série as ocupações relativas ao número de horas inferiores às 14 horas semanais, de modo a compatibilizar o período pós e pré-1992, o ano da mudança classificação.

<sup>6</sup> Embora a precipitação e a temperatura em meses determinados sejam mais relevantes à produção agrícola que as médias anuais, esta última abordagem tem sido amplamente utilizada na literatura, devido à indisponibilidade de algumas variáveis agroecônômicas em periodicidade mensal e em maior nível de desagregação por culturas.



	<i>area</i> <i>horasquali</i>	Área colhida produtos da cesta nos estados (hectares) Horas totais trabalhadas semanalmente ajustadas pelos anos médios de estudo dos trabalhadores
Variáveis climáticas explicativas	<i>temp</i> <i>precip</i>	Temperaturas médias anuais (°C) Precipitações médias totais anuais (mm)

Fonte: Elaboração própria

### 5. Resultados da estimação e Discussão

A abordagem metodológica e seleção de dados deste estudo visaram convergir para uma finalidade principal: avaliar o grau de vulnerabilidade do setor em cada um dos estados analisados em relação às variáveis climáticas, e mantendo-se como objetivo a incorporação à análise de informações referentes aos anos mais recentes.

Quanto aos dados, uma particularidade deste trabalho foi a opção pela elaboração de séries anuais, ao invés do uso dos Censos Agropecuários. Uma desvantagem desta abordagem consiste na impossibilidade de maior nível de desagregação, dada a inexistência das informações anuais necessárias para cultura e microrregiões, o que pode restringir a aplicabilidade direta dos resultados obtidos para produtores individuais. Contudo, os resultados podem fornecer subsídios e direcionar políticas públicas setoriais regionais. Adicionalmente, ainda que os dados censitários permitam maior desagregação, a disponibilidade se mostra demasiadamente defasada, sendo 2006 o último ano disponível. Então, a opção por esta seleção de 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 recente da agricultura tem peso relevante e deve ser considerada na análise.

Para permitir uma melhor visualização da distribuição das variáveis climáticas em cada um dos estados, a Figura 1 apresenta os diagramas de dispersão para as temperaturas médias anuais e precipitações anuais totais, em cada estado.

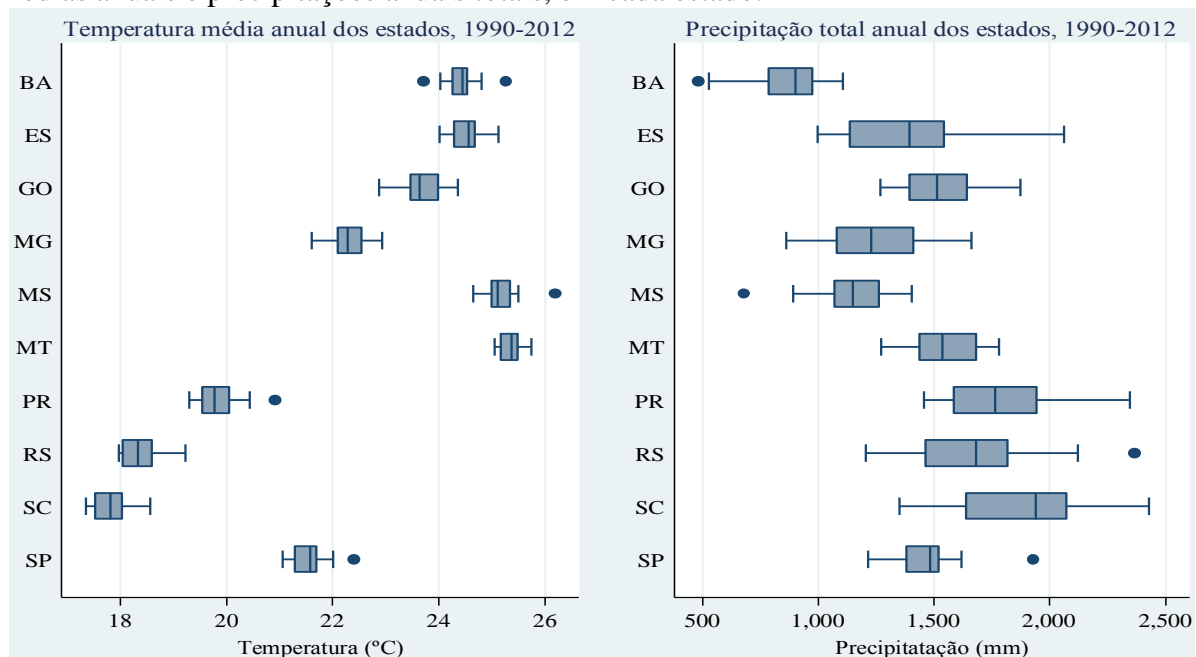


Figura 1 – Diagramas de dispersão para as variáveis climáticas em cada estado - 1990 a 2012

Fonte: Elaboração própria, resultados da pesquisa.

Quanto à estimação do modelo, a análise dos testes sugeriu resíduos não i.i.d, sendo adotado um procedimento que gera resultados robustos da estimativa da variância, a fim de se realizar inferências válidas. No Anexo são apresentados os resultados dos testes de diagnóstico dos resíduos, quanto aos pressupostos de ausência de autocorrelação e homocedasticidade. Ademais, destaca-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  $p = 0,0005$ ). Partindo-se, então, da estimação da versão robusta do modelo representado pela expressão (2), a Tabela 2 apresenta os principais resultados obtidos.

Tabela 2 - Resultados do modelo com efeitos heterogêneos das variáveis climáticas

Invalprod*	Coefficientes	sd (robusto)	t	P> t
Inarea	0,614	0,161	3,8	0,004
Infert	0,19	0,043	4,41	0,002
Inhorasquali	-0,062	0,074	-0,84	0,42
Intemp BA	-0,622	0,378	-1,65	0,134
Intemp ES	-5,289	0,705	-7,51	0,000
Intemp GO	1,315	0,19	6,91	0,000
Intemp MT	-0,083	0,163	-0,51	0,624
Intemp MS	-0,776	0,09	-8,58	0,000
Intemp MG	-0,993	0,461	-2,15	0,06
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	-0,62	0,103	-6,02	0,000
Inprecip BA	0,019	0,018	1,03	0,332
Inprecip ES	0,04	0,041	0,98	0,355
Inprecip GO	0,25	0,025	10,13	0,000
Inprecip MT	0,031	0,012	2,54	0,032
Inprecip MS	-0,204	0,005	-41,37	0,000
Inprecip MG	-0,107	0,089	-1,2	0,259
Inprecip PR	0,034	0,008	4,38	0,002
Inprecip RS	0,161	0,005	30,08	0,000
Inprecip SC	0,028	0,013	2,08	0,067
Inprecip SP	0,061	0,018	3,41	0,008

Fonte: INMET (2014) e elaboração dos autores

\* Os coeficientes para as tendências temporais específicas e para a constante não foram apresentados

Analisando-se os coeficientes individualmente, observa-se que tanto a área colhida quanto o uso de fertilizantes apresentaram impacto significativo e positivo sobre o valor de produção real da agricultura dos estados analisados, conforme o esperado. Adicionalmente, a elasticidade do valor da produção em relação à área (0,614) mostrou-se superior à do 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 ajustada, via *proxy*, para o aumento da

qualidade do fator ao longo do tempo. Entretanto, acredita-se que tal fato esteja em 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 (IBGE/PNAD, 2014). 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. 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 1960. 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 às 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 (STADUTO; SHIKIDA; BACHA, 2004). Portanto, de 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.

Em relação às variáveis climáticas, foram estimados impactos significativos e com sinal esperado para a maioria dos estados analisados. No caso da temperatura encontraram-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 aumento 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.

Em relação à temperatura, apenas na Bahia e no Mato Grosso não foram observados efeitos significativos. 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 essa cultura, alguns estudos têm encontrado efeitos positivos do aumento da temperatura sobre a produção de soja (PEREDA, 2012; FÉRES; REIS; SPERANZA, 2010). Para Pereda (2012), os resultados estimados indicaram que temperaturas acima da média no verão têm impactos positivos na produção de soja, o que pode ser explicado pela possível adaptabilidade elevada do produto a diferentes padrões climáticos<sup>7</sup>.

---

<sup>7</sup> 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

Adicionalmente, no período analisado, os estados da Bahia e do Mato Grosso apresentaram variação 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, respectivamente. Para os demais estados (MS, MG, PR, SC e SP) as elasticidades 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 é um dos principais instrumentos 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 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 da variação da precipitação na 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 consideram 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.

De modo geral, os resultados deste trabalho sugerem que os estados com agricultura mais vulnerável às variações climáticas são o Espírito Santo e o Rio Grande do Sul, e em termos relativos, a região Centro-Oeste é a menos influenciada. Estes resultados divergem em

---

produção de soja para regiões de baixas latitudes, por meio do desenvolvimento de cultivares com características agronômicas de melhor adaptação às condições edafoclimáticas dos trópicos (ROCHA, 2009).

certa medida de estudos até então realizados no Brasil. Para Evenson e Alves (1995), Féres, Reis e Speranza (2008, 2010) as regiões mais prejudicadas pelas possíveis mudanças climáticas com 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. 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 da diferença pode estar relacionada a mudanças na estrutura produtiva 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. À luz desta questão é possível discutir o caso específico do Centro-Oeste, região para a qual trabalhos anteriores 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 respondiam por 12% do VBP da agricultura nacional e, em 2006, este percentual atingiu 15%. Nos anos posteriores a região cresceu e ganhou importância no contexto nacional, chegando em 2012 com percentual de 25%. No caso da 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. Dadas as características da produção de soja, que em grande parte se destina à exportação, destaca-se ainda a intensificação do movimento de elevação dos preços internacionais do produto, e seus derivados, a partir de 2006. 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 Setenhas (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, os resultados encontrados 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, uma vez que ao longo do tempo os produtores podem agir de forma a se adaptar às mudanças no clima, fazendo com que o impacto de curto prazo seja atenuado em períodos mais longos. Por outro lado, Dell, Jones, Olken (2012) analisaram que mudanças climáticas sistemáticas podem implicar em efeitos negativos acumulativos de longo prazo, causados pela redução da disponibilidade de água e da qualidade do solo.

## **6. Conclusões**

Primeiramente, destaca-se que este trabalho difere daqueles de enfoque técnico-agronômico, que por meio de experimentos, estudos sob condições controladas, ou modelos agrometeorológicos buscam avaliar a resposta da produtividade das culturas e variedades a oscilações em variáveis climáticas. Nesta pesquisa foi realizada a análise sob um enfoque econômico, considerando-se que a produção agrícola é também resultado do processo decisório do produtor. Então, a partir da conhecida vulnerabilidade do setor agrícola em



relação às condições climáticas, e pela importância deste setor para a economia brasileira, este estudo buscou avaliar empiricamente os impactos da temperatura e da precipitação sobre a agricultura dos dez estados mais representativos do setor no país, por meio do valor da produção agrícola a preços constantes.

Os resultados deste trabalho permitem concluir, primeiramente, que as respostas estimadas são divergentes entre os estados (principalmente na magnitude dos impactos). Tal fato evidencia a relevância da análise por meio de coeficientes heterogêneos para as variáveis temperatura e precipitação. 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 agrícola 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 este potencial impacto não se mostrou significativo, 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 considerar o amplo desdobramento potencial deste efeito inicial, pois 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).

Os resultados deste trabalho representam 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 específica – 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 produzido por alterações climáticas, como investimento em pesquisa e desenvolvimento agrícola.

## 7. Referências

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**. v. 103, n.52, 2006.



- \_\_\_\_\_. Climate change, the monsoon, and rice yield in India. **Climatic Change**. 111: p. 411-424. Sep 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**, n. 19087, may 2013.
- BARROS, G. S. C. ; SPOLADOR, H. F. S. ; BACCHI, M. R. P. . Supply and Demand Shocks and the Growth of the Brazilian Agriculture. *Revista Brasileira de Economia (Impresso)*, v. 63, p. 37-52, 2009.
- BAUM, C.F. **An introduction to modern econometrics using stata**. Stata Press, Texas, 2006.
- BELLOUMI, M. Investigating the Impact of Climate Change on Agricultural Production in Eastern and Southern African Countries. **AGRODEP Working Papers**. n. 003, 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**. Piracicaba, 2012, 168 p. Tese de doutorado (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2012.
- BRAVO-URETA, B.; PINHEIRO, A.E. Efficiency analysis of Developing country agriculture: A review of the frontier function literature. **Agricultural and Resource Economics Review**, v. 22, n.1, 1993.
- CAMERON, A.C; TRIVEDI, P.K. **Microeconometrics: Methods and Applications**. Cambridge University Press, New York, 2005.
- Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA. **PIB-Agro CEPEA-USP/CNA**. Disponível em: < <http://cepea.esalq.usp.br/pib/>>. Acesso em: 10 set. 2014.
- COELLI, T.J. Recent Development in frontier modeling and efficiency measurement. **Australian Journal of Agricultural Economics**, v.39, n.3, p.219-245, 1995.
- DELL, M.; JONES, B.F.; OLKEN, B.A. Temperature shocks and economic growth: evidence from the last half century. **American Economic Journal: Macroeconomics**, 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**. v.50, 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**, v. 97, n.1, p. 354-385, mar. 2007.
- EVENSON, E.; ALVES, D. Technology, climate change, productivity and land use in Brazilian agriculture. **Planejamento e Políticas Públicas**. n. 18, 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)**. n.1606, 2008.
- FÉRES, J.G.; REIS, E.J.; SPERANZA, J.S. **Climate change, land use patterns and deforestation in Brazil** In: SEMINÁRIOS ACADÊMICOS, CEDEPLAR/UFGM. Belo Horizonte, Brasil, 2010.

- FERRARI, T. G. **Imputação de dados pluviométricos e sua aplicação na modelagem de eventos extremos de seca agrícola**. Piracicaba, 2011, 71 p. Dissertação de Mestrado - 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**, v.102, n.7, p. 3749-3760, 2012.
- FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. **FGVdados**. Disponível em: <<http://portalibre.fgv.br/>>. 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**, n. 365, p. 2973-2989, 2010.
- GREENE, W., 2012. **Econometric Analysis**. 7 ed. New Jersey: Prentice Hall, 2012. 1188 p.
- 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)**. Embrapa Meio Ambiente, Jaguariúna, 2013.
- 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.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **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](http://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**. Sumário para os formuladores de políticas. Genebra, 2007.
- KURUKULASURIYA, P.; ROSENTHAL, S. **Climate Change and Agriculture : A Review of Impacts and Adaptations**. World Bank, Washington, DC, 2013. Disponível em: <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/16616>. Acesso em: 20 nov. 2014.
- 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.
- MENDELSON, R.; NORDHAUS, W.D.; SHAW, D. The impact of Global Warming on Agriculture: A ricardian analysis. **The American Economic Review**, v.84, n.4, p. 753-771, sep. 1994.
- NADAL, R. **Aquecimento global, investimentos e impactos agrícolas**. São Paulo, 2010, 60 p. Dissertação de Mestrado - Universidade de São Paulo, São Paulo, 2010.

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

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

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**, v.1, n.1, 1997.

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, São Paulo, v. 51, n. 2, p. 57-70, jul./dez. 2004.

#### Anexo

Tabela A1- Resultados dos testes de diagnóstico dos resíduos, quanto aos pressupostos de ausência de autocorrelação e homocedasticidade.

#### Breusch-Pagan LM test of independence

H0: <i>cross-section independence</i>			
chi2(45)	87,99	Prob>chi2	0,0001

#### Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: <i>no first-order autocorrelation</i>			
F(1,9)	13,56	Prob > F	0,0051

#### Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity in fixed effect regression model

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all $i$			
chi2 (10)	924,55	Prob>chi2	0

Fonte: Elaboração própria, resultados da pesquisa.