

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO,
CONTABILIDADE E GESTÃO DE POLÍTICAS PÚBLICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
DOUTORADO EM ECONOMIA

**INCORPORANDO OS EFEITOS DO CLIMA NA MEDIDA DE PROGRESSO
TÉCNICO: UMA ANÁLISE PARA A AGRICULTURA BRASILEIRA**

Zenaide Rodrigues Ferreira

Brasília - DF
Agosto de 2023

ZENAIDE RODRIGUES FERREIRA

**INCORPORANDO OS EFEITOS DO CLIMA NA MEDIDA DE PROGRESSO
TÉCNICO: UMA ANÁLISE PARA A AGRICULTURA BRASILEIRA**

Tese apresentada à Universidade de Brasília
como parte das exigências do Programa de
Pós-Graduação em Economia, para a
obtenção de título de Doutor em Economia.

Área de concentração: Economia e Política do
Meio Ambiente e da Agricultura.

Orientador: Prof. Dr. Marcelo de Oliveira
Torres.

Brasília - DF
Agosto de 2023
2023

ZENAIDE RODRIGUES FERREIRA

**INCORPORANDO OS EFEITOS DO CLIMA NA MEDIDA DE PROGRESSO
TÉCNICO: UMA ANÁLISE PARA A AGRICULTURA BRASILEIRA**

Tese apresentada à Universidade de Brasília
como parte das exigências do Programa de
Pós-Graduação em Economia, para a
obtenção de título de Doutor em Economia.

Área de concentração: Economia e Política do
Meio Ambiente e da Agricultura.

Data de aprovação: 08 de agosto de 2023.

Banca Examinadora

Prof. Dr. Marcelo de Oliveira Torres
Orientador

Prof. Dr. Jorge Madeira Nogueira
Membro Interno

Prof. Dr. Carlos Andres Charris Vizcaino
Membro Externo

Prof. Dr. José Garcia Gasques
Membro Externo

Brasília - DF
Agosto de 2023
2023

AGRADECIMENTOS

Não há palavras suficientes para expressar o sentimento de fechar um dos ciclos mais desafiadores e gratificantes da minha vida acadêmica. Como sou grata por poder ter feito o doutorado no Departamento de Economia da UnB. Aqui eu aprendi muito e, no final desse ciclo, eu amadureci o dobro. Agradeço, sobretudo, a Deus pela oportunidade de trilhar esse caminho, que hoje encerro com a sensação de missão cumprida, me acolhendo diante de todas as minhas dificuldades e exaltando as minhas superações.

Agradeço aos meus pais, Marlene e Nelson, que são a base de tudo e sempre estão ao meu lado me apoiando para o que der e vier, acreditando, muitas vezes, mais em mim do que eu mesma. Agradeço a minha avó Moniquinha, ou minha Quinha, aquela que me ensina sobre superação e me guarda em orações, assim como meus pais. Ela não sabe como a força dela me dá forças também. Agradeço a minha irmã, Karla, meu cunhado Alessandro, meus afilhados Arthur e Lucas, por todos os momentos de descontração e afeto que pudemos partilhar enquanto estivemos por perto em Minas Gerais. A todos os demais membros da família que dividiram comigo os momentos dessa história, agradeço o apoio incondicional.

Faço um agradecimento especial aos amigos com os quais eu dividi essa jornada, em especial Gisele, Luiza, Clarissa, Maynara, Valquíria, Cláudia, Acsa e Daniela. Aos velhos, bons e grandes amigos Aline, Lucas Vitor, Fred e Letícia. Aos presentes de ouro que Brasília me deu, José Eustáquio e Letícia Lara. Agradeço também aos queridos amigos Rosângela e Paulo Cirino, pela constante torcida. Muito difícil expressar a gratidão de ter vocês na minha vida.

Faço um agradecimento todo especial ao meu orientador professor Marcelo de Oliveira Torres. Gratidão pela paciência e pelos ensinamentos. Não tenho dúvidas de que se não fosse por você não conseguiria jamais chegar até aqui. Você foi essencial e insubstituível nessa jornada. Agradeço ao professor Jorge Madeira Nogueira, por ser um grande apoiador de seus alunos, puxar as nossas orelhas, aconselhar e passar seus grandes ensinamentos. Você sempre será uma fonte de inspiração.

Agradeço ao professor Marcelo Paes, que além de um grande amigo, se tornou um grande conselheiro também. Agradeço à pesquisadora Maria Thereza da Embrapa Hortaliças pela parceria na pesquisa. Ao meu amigo Pedro Meiners, por toda ajuda de cunho acadêmico. Também, não menos importantes, agradeço ao Núcleo de Estudos de Economia Agropecuária (ne2agro) da Diretoria de Política e Estudos Rurais, Urbanos e Regionais (Dirur) do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), pela intensa vivência com a pesquisa, pelo conhecimento adquirido e pelas oportunidades concedidas. Neste ensejo, agradeço à Edna pelos cuidados e também ao Bolívar Pêgo, Carlos Wagner e Bruno Ribeiro pela agradável convivência diária no Ipea.

Resumo

A presente tese tem como objetivo incorporar os efeitos de variações climáticas na medida de progresso técnico da agricultura brasileira. O progresso técnico é definido de forma residual e representa a parcela do crescimento do produto agropecuário que não é explicada pelo aumento da quantidade dos insumos empregados. Adicionar a dimensão climática nessa análise, amplia as explicações sobre as fontes do crescimento da produção, permitindo a construção de uma medida de produtividade mais completa. Para isso, foi estimada, por meio de um painel de efeitos fixos, uma função de produção flexível de forma funcional *translog* para a agricultura brasileira, abrangendo os três últimos Censos Agropecuários dos anos de 1995, 2006 e 2017, e ajustada em nível de microrregiões geográficas. A dimensão climática foi adicionada na forma de uma anomalia de clima, especificada por meio de um Índice de Seca, que captura a ocorrência de climas seco e quente. O resultado da estimação da função de produção sem a variável de clima reportou uma média anual de progresso técnico igual a 1,7%, com elasticidades dos fatores de produção coerentes com a trajetória de crescimento da agricultura brasileira. A estimação da função de produção com a inclusão do indicador de seca teve efeito esperado, negativo, e estatisticamente significativos sobre o produto da agropecuária brasileira. As elasticidades dos fatores de produção permaneceram coerentes com a trajetória de crescimento do setor. No âmbito do progresso técnico, a medida fornecida com a estimação foi estatisticamente significativa e igual a 1,8%, um valor ligeiramente superior ao obtido sem a inclusão da dimensão climática ao modelo. Isso é explicado pelo fato de o componente climático adicionar um valor positivo ao resíduo, indicando que, na média dos dados, a produtividade agrícola tem se tornado menos vulnerável às adversidades climáticas, embora com importantes diferenças regionais.

Palavras-chave: Produtividade agrícola, índice de seca, anomalia climática; progresso técnico; agricultura brasileira; painel de efeitos fixos, *translog*.

Abstract

This thesis aims to incorporate the effects of climate variations in the measure of technical progress in Brazilian agriculture. Technical progress is defined residually and represents the portion of growth in agricultural output that is not explained by the increase in the quantity of inputs used. Adding the climate dimension to this analysis expands the explanations on the sources of production growth, allowing the construction of a more complete measure of productivity. For this, a flexible production function was estimated, using a fixed effects panel, in a *translog* functional way for Brazilian agriculture, covering the last three Agricultural Censuses of the years 1995, 2006 and 2017, and adjusted at the microregion level. geographic. The climate dimension was added in the form of a climate anomaly, specified using a Drought Index, which captures the occurrence of dry and hot climates. The result of estimating the production function without the climate variable reported an annual average of technical progress equal to 1.7%, with elasticities of production factors consistent with the growth trajectory of Brazilian agriculture. The estimation of the production function with the inclusion of the drought indicator had an expected, negative, and statistically significant effect on the Brazilian agricultural product. The elasticities of production factors remained consistent with the sector's growth trajectory. Within the scope of technical progress, the measurement provided with the estimation was statistically significant and equal to 1,8%, a value slightly higher than that obtained without including the climate dimension in the model. This is explained by the fact that the climate component adds a positive value to the residual, indicating that, on average, agricultural productivity has become less vulnerable to climate adversities, although with important regional differences.

Keywords: Agricultural productivity, drought index, climate anomaly; technical progress; Brazilian agriculture; fixed effects panel, *translog*.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Mudança tecnológica entre dois períodos de tempo.	23
Figura 2: Distribuição de frequência do Índice de Seca (<i>IS</i>) para o período de referência dos Censos Agropecuários de 1995, 2006 e 2017.....	70
Figura 3: Taxa (%) anual média de crescimento da área de lavouras (temporárias e permanentes) nas microrregiões brasileiras para os períodos de 1995 a 2017 e 2006 a 2017.....	72
Figura 4: Taxa (%) anual média de crescimento da área de pastagem (natural e plantada) nas microrregiões brasileiras para os períodos de 1995 a 2017 e 2006 a 2017.	73
Figura 5: Taxa (%) anual média de crescimento do pessoal ocupado na agricultura nas microrregiões brasileiras para os períodos de 1995 a 2017 e 2006 a 2017.	75
Figura 6: Taxa (%) anual média de crescimento das despesas totais ¹ por hectare da agropecuária (áreas de lavouras + áreas de pastagens) nas microrregiões brasileiras para os períodos de 1995 a 2017 e 2006 a 2017.....	76
Figura 7: Desvios históricos da precipitação(mm) anual e da temperatura média anual (°C) nas microrregiões brasileiras nos períodos de referência dos Censos Agropecuários 1995, 2006 e 2017.	83

LISTA DE QUADROS

Quadro 1: Síntese na revisão de literatura sobre os estudos de Produtividade Total dos Fatores (PTF) da agricultura brasileira.....	31
Quadro 2: Formas funcionais comuns na especificação da função de produção.	48
Quadro 3: Adequação das áreas de utilização das terras dos Censos Agropecuários de 2006 e 2017 de acordo com as configurações do Censo Agropecuário de 1995/95.	65

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Descrição das variáveis do Censo Agropecuário (IBGE) e respectivas unidades de medida, utilizadas para construção do produto e dos fatores produtivos empregados na implementação empírica da função de produção.	63
Tabela 2: Estatística descritiva das variáveis utilizadas no modelo.	66
Tabela 3: Estatística descritiva das variáveis de clima.	69
Tabela 4: Teste de Razão de Verossimilhança (LR teste) para escolha da forma funcional.	78
Tabela 5: Resultados da estimação do modelo econométrico.	79
Tabela 6: Elasticidade do produto com relação ao Índice de Seca (<i>εíndice de seca</i>) segundo Brasil e Grandes Regiões no período completo (1995-2017) e nos anos dos Censos Agropecuários.	82
Tabela 7: Elasticidades com relação à terra (<i>εterra</i>), ao trabalho (<i>εtrabalho</i>), ao capital (<i>εcapital</i>), aos insumos (<i>εinsumo</i>) e retornos a escala (RE) para Brasil, Grandes Regiões e Unidades da Federação no período de 1995 a 2017 para os modelos 1 e 2.	85
Tabela 8: Elasticidades médias com relação à terra (<i>εterra</i>), ao trabalho (<i>εtrabalho</i>), ao capital (<i>εcapital</i>), aos insumos (<i>εinsumo</i>) e retorno à escala (RE) para 1995, 2006, 2017 e para todo período (1995-2017).	87
Tabela 9: Taxa (%) anual média de crescimento Produto ¹ , taxa (%) anual média do Progresso Técnico ² sem e com a variável de clima, contribuição do clima no Progresso Técnico, derivadas parciais ³ dos fatores de produção terra, trabalho e insumos em relação ao Índice de Seca.	88
Tabela A 1: Construção do deflator implícito para o Valor da Produção ¹ da agricultura brasileira com base do Índice de Produto de Gasques <i>et al.</i> (2010, 2020).	110
Tabela A 2: Regressões do valor da produção sobre os componentes da variável de capital e respectivos pesos calculados, 1995.	112
Tabela A 3: Confronto dos principais dados dos Censos Agropecuários de 1985, 1995/96, 2006 e 2017.	113

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1: Variação (%) inter-anual da Produtividade Total do Fatores (PTF) e da precipitação média no Brasil no período de 1980-2019.	42
Gráfico 2: Variação (%) inter-anual da Produtividade Total do Fatores (PTF) e da temperatura média (eixo secundário) no Brasil no período de 1980-2019.....	43
Gráfico 3: Relação entre desvios da temperatura média mensal (eixo vertical) e da precipitação mensal (eixo horizontal) para os anos de referência dos Censos Agropecuários de 1995, 2006 e 2017.	69
Gráfico 4: Distribuição da taxa (%) anual média do progresso técnico sem a variável de clima no Brasil e estados no período de 1995 a 2017.	91
Gráfico 5: Taxa (%) anual média do progresso técnico com e sem a variável de clima no Brasil e por grandes regiões no período de 1995 a 2017.	92

SUMÁRIO

CAPÍTULO I.....	14
INTRODUÇÃO.....	14
1.1. Considerações Iniciais.....	14
1.2. Motivação.....	16
1.3. Objetivos	20
1.3.1. Objetivo geral.....	20
1.3.2. Objetivos específicos.....	20
1.4. Estrutura do trabalho	20
CAPÍTULO II.....	22
2. PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA: MEDIDAS, CONDICIONANTES E INCLUSÃO DE EFEITOS CLIMÁTICOS.....	22
2.1. Produtividade, mudança tecnológica e resultados para agricultura brasileira.....	22
2.2. Influência do clima na medida de produtividade agrícola	36
CAPÍTULO III	44
3. MENSURAÇÃO TEÓRICA DO PROGRESSO TÉCNICO	44
3.1. Função de produção e progresso técnico.....	44
3.3. Formas Funcionais	47
CAPÍTULO IV	55
4. MÉTODOS E PROCEDIMENTOS.....	55
4.1. Inclusão de variáveis climáticas nos modelos econômicos.....	55
4.2. Referencial empírico: estimação com dados em painel	60
4.3. Fonte e Tratamento de Dados.....	63
4.3.1. Construção da variável climática	67
CAPÍTULO V	71
5. DISCUSSÃO DOS RESULTADOS.....	71
5.1. Análise estrutural da agricultura brasileira.....	71
5.2. Resultado das estimativas do modelo econométrico.....	78
5.2.1. Resultados da estimação do progresso técnico.....	87
CONSIDERAÇÕES FINAIS	97
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	100
APÊNDICES	110
APÊNDICE A	110

APÊNDICE B	112
APÊNDICE C	113

CAPÍTULO I

INTRODUÇÃO

1.1. Considerações Iniciais

O interesse científico sobre os impactos do clima no produto das mais diversas atividades econômicas não é um fenômeno recente. No âmbito da agricultura, a preocupação em torno desse tema, bem como o avanço metodológico das abordagens utilizadas, motivou um corpo substancial de estudos ao longo das últimas décadas.

Estudar a influência do clima sobre os resultados da agricultura brasileira é de particular importância. Em primeiro lugar, o Brasil desempenha um papel central para a produção de alimentos em nível mundial. Em segundo lugar, a agricultura brasileira é fundamental para a economia nacional, bem como para os mercados internacionais de commodities agrícolas, o que aumenta os riscos da exposição do setor aos mais adversos eventos climáticos. Em terceiro lugar, por sua dimensão continental, há uma grande diversidade de regimes climáticos¹ no Brasil implicando uma variação substancial nas condições agroclimáticas ao longo do território.

Os cenários de desequilíbrios pluviométricos e variações de temperatura são potencialmente capazes de incidir na produção, rentabilidade e manejo das mais diversas culturas. Esse corolário é válido para todas as regiões do mundo, especialmente aquelas fundamentais para abastecimento e produção de alimentos, fibras e outros produtos ecossistêmico, como é o caso do Brasil (FÉLIX et al., 2020; MCTI, 2021).

Antes de prosseguir, é importante ressaltar que duas nomenclaturas são comuns nos estudos sobre o impacto do clima na agricultura: mudanças climáticas e variações (ou flutuações) no clima/tempo. Como apontado por O'Donnell (2012), a primeira refere-se à distribuição de resultados de longo prazo de mudanças no clima. Já a segunda, de particular interesse da presente tese, diz respeito à realização aleatória de uma distribuição da variável climática, referindo-se a flutuações temporais de curto prazo. Ao longo da discussão, essas flutuações serão referidas como variação climática ou de clima.

A literatura econômica que trata sobre a influência do clima na agricultura pode ser organizada em três vertentes principais. A primeira inclui os estudos “agroeconômicos” também chamados de “função de produção”, sendo o estudo de Adams (1989) pioneiro dessa abordagem. A segunda inclui os trabalhos que utilizam a abordagem Ricardiana, ou hedônica,

¹ Entendido como estado médio da atmosfera em um determinado período de tempo (meses, estações, anos) (AYOADE, 1996).

desenvolvida por Mendelsohn, Nordhaus e Shaw (1994), os quais relacionam dados transversais de retorno econômico da agricultura, no geral relacionados aos preços das terras agrícolas, às variações climáticas. A terceira inclui os trabalhos que utilizam dados em painel para estimar os efeitos de variáveis climáticas sobre a atividade agrícola, abordagem, inicialmente proposta por Deschênes e Greenstone (2007). Tais estudos, além de avaliar os efeitos das variações do clima sobre a agricultura, buscam, em uma segunda etapa, utilizar os resultados encontrados para realizar simulações de longo prazo com base em modelos de mudanças climáticas globais.

No geral, essa literatura adota um conjunto de medidas parciais² de rendimento ou de produtividade dos mais diversos produtos agropecuários para realizar a estimação da influência do clima sobre os resultados dessas especificações. Avaliar tal influência do ponto de vista de uma medida mais agregada de produtividade da agricultura é uma abordagem contemporânea, porém imprescindível para o debate sobre segurança alimentar, sustentabilidade da renda na agricultura e minimização de impactos adversos do clima sobre a produtividade.

Aqui, produtividade agrícola é entendida de acordo com o conceito de Abramovitz (1956), que a define como o crescimento da produção subtraído do crescimento dos insumos produtivos. A medida tradicionalmente usada para essa contabilidade é conhecida como Produtividade Total dos Fatores (PTF), conceito baseado na relação entre produto agregado e insumos utilizados no processo produtivo (GASQUES et al., 2014; MACHADO; BACHA; JOHNSTON, 2020).

O crescimento da produtividade é um indicador-chave do desempenho econômico do setor agrícola. A ideia subjacente é de que a diferença entre a taxa de crescimento do produto e dos insumos reflete, dentre outros fatores, uma mudança na tecnologia, ou mudança técnica, que permite que mais produção seja realizada a partir de uma determinada quantidade de insumos.

Adicionar a dimensão climática na análise da mudança tecnológica, interesse da presente tese, amplia as explicações sobre as fontes do crescimento da produção, permitindo a construção de uma medida de produtividade mais completa. Além disso, é preciso considerar que a mudança na tecnologia tem papel central para transformação do sistema agroalimentar, que exige cada vez mais ajustes consideráveis nas estruturas e técnicas de produção (CHAMBERS; PIERALLI, 2020; OECD, 2022).

² Definidas como a relação entre a produção agrícola e um determinado tipo de insumo, por exemplo, o rendimento (produtividade parcial da terra), a produtividade do capital, a produtividade do trabalho e a dos insumos intermediários.

Se considerarmos que os custos de estresses climáticos mais frequentes incidem tanto nos produtores quanto nos consumidores, sem o progresso tecnológico será ainda mais difícil e socialmente custoso lidar com tais adversidades. Se o crescimento da produtividade desacelerar, o conjunto de opções políticas de ajuste será reduzido e os custos de alimentar uma população mundial crescente podem aumentar de forma acentuada (OECD, 2022).

Com o exposto, coloca-se a principal questão da presente tese: em qual medida a variação do clima afeta a mudança tecnológica da agricultura brasileira? Essa questão será respondida com a inclusão da dimensão climática na medida de progresso técnico. A hipótese central é de que o avanço tecnológico minimizou as adversidades climáticas na agricultura ao longo das últimas décadas, contribuindo com o crescimento da produtividade do setor.

Com base nas informações dos últimos três Censos Agropecuários, o período de análise corresponde aos anos de 1995, 2006 e 2017. Esse é um período relevante para a agricultura brasileira, pois é quando o Brasil se consolida como um *player* mundial na produção de alimentos, sendo o aumento da produtividade um fator determinante desse desempenho. Sendo assim, ampliar a discussão sobre as fontes tradicionais do crescimento da produtividade na agricultura brasileira é importante para obter novos *insights* sobre as forças motrizes do avanço tecnológico ocorrido neste importante setor.

A presente tese corresponde a uma contribuição para a área de economia agrícola, especialmente pelos aspectos relacionados a forma como serão abordados os temas de economia da produção agropecuária e suas interfaces com as questões climáticas de um modo geral. Como apontado por Marques (1998), a pesquisa em economia agrícola é um amplo campo dentro das ciências sociais. Ela relaciona o enfoque econômico das questões agropecuárias com os diversos elementos que se associam a esse setor, em particular no caso da presente tese, por considerar como restrições impostas pelo clima podem afetar a alocação de recursos para o uso agrícola e possíveis implicações para formulação de política.

1.2. Motivação

O território brasileiro é caracterizado por uma ampla gama de paisagens tropicais e subtropicais, incluindo zonas úmidas, savanas e planaltos. Além disso, abriga a maior parte da bacia do rio Amazonas, que possui o maior sistema fluvial e a floresta tropical mais extensa do planeta. Essa diversidade abriga seis biomas: Amazônia, Cerrado, Mata Atlântica, Caatinga, Pantanal e Pampa, além de cinco regiões climáticas: Equatorial (Norte), Tropical (maior parte do território), Semiárido (Nordeste), Tropical de Altitude (Sudeste) e Subtropical (Sul). (BRASIL, 2021).

O clima tropical estende-se por 81,4% do território brasileiro, e sua predominância decorre da inexistência de fatores limitantes em relação à altitude, precipitação e temperatura, de forma a impor outras zonas climáticas. O clima semiárido, presente em 4,9% do território, é um clima típico do Nordeste brasileiro, ocorrendo basicamente em paisagens onde a precipitação anual cai, em média, para menos de 800 milímetros (mm) por ano. Já o clima subtropical cobre 13,7% do território e está vinculado principalmente à região Sul, em suas montanhas e planaltos (BRASIL, 2021).

As diferenças entre as regiões climáticas proporcionam regimes climáticos de precipitação e temperatura bem estabelecidos ao longo do território nacional, embora estejam sujeitos a importantes variabilidades decorrentes especialmente dos eventos El Niño e La Niña³. Em relação à precipitação, no período de 1991 a 2020, a precipitação anual no Brasil variou de 400 a 3.500 mm, com ocorrência de média superior a 3.000 mm no estado do Amazonas e acima de 2.000 mm em boa parte dos estados da região Norte do país, com exceção dos estados de Tocantins e a porção sudeste do estado de Pará. No limite inferior, a região semiárida registrou médias anuais de precipitação menor que 1.000 mm, sendo que em algumas regiões do norte do estado da Bahia esse valor ficou abaixo 600 mm. Na parte central do país, as médias anuais de chuva variaram entre 1.000 e 1.800 mm (INMET, 2022).

Já em relação à distribuição anual das temperaturas médias (°C), as regiões Norte e Nordeste registraram as maiores temperaturas, chegando em média a níveis superiores a 30°C no estado do Amapá e algumas regiões dos estados do Amazonas, Pará, Maranhão e Ceará. Na maior parte das regiões Norte e Nordeste e do estado de Mato Grosso, os níveis variaram entre 26-32 °C. Na região Sudeste e em algumas regiões dos estados da Bahia, Mato Grosso do Sul, Goiás e do Distrito Federal as médias variaram entre 22-26 °C, com níveis mais baixos nas regiões mais altas dos estados de Minas Gerais e São Paulo, chegando até 20-24 °C. Na maior parte do Sul do Brasil, as médias variaram entre 14-20°C (INMET, 2022).

Alterações nos regimes climáticos, tanto do ponto de vista de sua intensificação, como o de pequena ou transitórias mudanças no clima, são responsáveis por desencadear processos

³Na atualidade, as anomalias do sistema climático que são mundialmente conhecidas como El Niño e La Niña representam uma alteração do sistema oceano-atmosfera no Oceano Pacífico tropical, com importantes consequências na meteorologia e no clima de todo o planeta. Nesta definição, considera-se não somente a presença das águas quentes da Corriente El Niño mas também as mudanças na atmosfera próxima à superfície do oceano, com o enfraquecimento dos ventos alísios (que sopram de leste para oeste) na região equatorial. Com esse aquecimento do oceano e com o enfraquecimento dos ventos, começam a ser observadas mudanças da circulação da atmosfera nos níveis baixos e altos, determinando mudanças nos padrões de transporte de umidade, e, portanto, variações na distribuição das chuvas em regiões tropicais e de latitudes médias e altas. Em algumas regiões do globo também são observados aumento ou queda de temperatura (CPTEC/INPE, 2016).

físicos que colocam em risco populações e atividades econômicas. Nesse sentido, é atribuída grande ênfase aos efeitos de eventos extremos, como enchentes, secas prolongadas⁴, ondas de calor, entre outros. No Brasil, os eventos hidrometeorológicos e climatológicos relacionados à pluviosidade, seja por excesso ou escassez, são os que oferecem maior impacto no meio tropical e subtropical (BRASIL, 2021; DA SILVA et al., 2020; MARENGO; CUNHA; ALVES, 2016).

No caso específico da agricultura, a ocorrência de uma seca prolongada, por exemplo, pode levar a uma substancial queda na produção e na renda do setor, com impactos adversos que se estendem ao longo de toda a cadeia produtiva. O Brasil convive com a seca pelas condições climáticas e hídricas do Nordeste. Nos últimos anos, no entanto, as regiões Centro-Oeste e Sudeste também passaram a conviver com esse problema (MARENGO, 2012; BRASIL, 2021).

Já o excesso de precipitação, fenômeno comum nas regiões Norte e Sul, e recorrente na região Sudeste, pode resultar em dificuldades de semeadura e uso de mecanização na agricultura, além de facilitar a proliferação de pragas e doenças, acarretando aumentos nos custos de produção e perdas produtivas. De forma antagônica, em anos de La Niña observa-se a elevação dos níveis de precipitação na região Nordeste e secas na região Sul (ARAÚJO, 2012; MARENGO, 2012; RICCE et al., 2016).

Considerando as principais culturas brasileiras em termos de valor, como soja, milho, feijão, arroz, trigo, mandioca, café e cana-de-açúcar, os períodos de pré-semeadura e semeadura estendem-se ao longo das estações chuvosas, primavera e verão. Nessa fase, a umidade e a temperatura são elementos essenciais para a brotação e enraizamento, com exceção dos cultivos de inverno, como o trigo, e os cultivos de segunda safra de feijão e milho. Após o plantio, as condições de estiagem correspondem à principal restrição para o desenvolvimento vegetativo, floração, enchimento e maturação dos cultivos (CONAB, 2020; IBGE, 2017a).

As lavouras permanentes, como o café e culturas frutícolas, como a laranja, manga, coco e banana, dependem dos tratos culturais e da nutrição para alcançar boa produtividade. Períodos longos de estiagem podem causar atrasos nos tratos culturais, pois o solo precisa de umidade para absorver os nutrientes, prejudicando os processos de desenvolvimento, floração e maturação (CHBAGRO, 2021; IBGE, 2017a).

⁴ Não existe uma definição universal de seca. Depende do panorama disciplinar, se meteorológico, hidrológico ou outros. No sentido mais geral, uma seca origina-se a partir de uma deficiência de precipitação durante um período prolongado de tempo - geralmente uma estação ou mais - resultando em uma escassez de água para alguma atividade, grupo ou setor ambiental (BIRTHAL et al., 2015; MARENGO, 2012).

A necessidade de reduzir a suscetibilidade da produção a fatores exógenos representa uma demanda constante por inovação dentro deste setor. Existem diversas recomendações para reduzir os riscos das variabilidades do clima sobre a produção, como, por exemplo, a diversificação da época de semeadura, o plantio de cultivares com diferentes ciclos, a escolha de culturas mais resistentes ao estresse hídrico, a adoção de sistemas que conservam a umidade no solo, como o plantio direto, entre outras medidas. Além disso, o uso adequado de tecnologias, levando em consideração os riscos climáticos conhecidos, também é essencial para alcançar um desempenho agrícola favorável diante das adversidades hidrometeorológicas e climatológicas (CUNHA, 1998; PARDEY; ALSTON; RUTTAN, 2010).

Ainda assim, o aumento da frequência e intensidade das variações climáticas gera impacto nos indicadores de produção agropecuária, constituindo-se como choques imprevistos para o setor. Portanto, se a produção agrícola é impactada pela adversidade do clima, *ceteris paribus*, é esperado que a produtividade agrícola também seja afetada. Essa questão é particularmente relevante ao considerar a dominância do sistema produtivo de sequeiro, que abrange extensas áreas produtoras de grãos e outros produtos agrícolas no Brasil.

De acordo com os dados do último Censo Agropecuário (IBGE, 2017b), as áreas irrigadas de lavouras permanentes e temporárias correspondiam a 8% do total das áreas de lavouras. Para a produção pecuária, excluindo a irrigação de pastagens, esse percentual foi ainda menor, equivalendo a 0,3%. Dentre todos os tipos, as lavouras permanentes foram as que mais irrigaram, correspondendo a 15% da área total de lavouras, com destaque para as regiões Sudeste (22%) e Nordeste (16%). Nas regiões Centro-Oeste, Norte e Sul esses percentuais foram, respectivamente, de 5%, 4% e 3%. Para lavoura temporária, o percentual de área irrigada foi de 7%, sendo as regiões Sudeste e Sul as mais destacadas, com 10% cada uma, seguidas pelas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste com percentuais de 7%, 7% e 3%, respectivamente (IBGE, 2017b).

Deste modo, é importante ampliar a análise e discussão da dimensão climática e seus efeitos sobre o setor agropecuário. Ao não levar em consideração tais efeitos sobre os resultados deste setor, estaremos fornecendo cada vez mais uma medida tendenciosa de sua evolução. Como alertado pela Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OECD, 2022), essa omissão pode ser uma fonte séria de viés sistemático nos cálculos de produtividade e na interpretação dos resultados, levando a conclusões políticas incorretas se os motores do crescimento e da produtividade forem mal identificados.

1.3. Objetivos

1.3.1. Objetivo geral

A presente tese tem como objetivo geral incorporar os efeitos das variações climáticas sobre a medida de progresso técnico da agricultura brasileira.

1.3.2. Objetivos específicos

- Realizar revisão de literatura sobre produtividade, progresso técnico e sobre a influência do clima na medida de produtividade agrícola;
- Realizar, a partir dos dados dos Censos Agropecuários, uma análise estrutural da agricultura brasileira;
- Estimar a função de produção agropecuária e obter a medida de progresso técnico da brasileira;
- Incluir o componente climático na função de produção e estimar seu efeito sobre a medida de progresso técnico.

1.4. Estrutura do trabalho

Esta tese está organizada da seguinte forma:

A Introdução, apresentada neste Capítulo I, tem por finalidade contextualizar o tema da pesquisa e os objetivos propostos.

No Capítulo II, serão apresentadas considerações sobre produtividade agrícolas, seus condicionantes, os principais resultados para a agricultura brasileira, e como a literatura tem explorado o papel de variáveis climáticas.

No Capítulo III, será apresentado o referencial teórico que norteia a presente tese, com considerações sobre funções de produção e derivação do progresso técnico, bem como uma discussão sobre as formas funcionais mais adequadas para representar a estrutura produtiva da agricultura brasileira com ênfase no objetivo principal de tese.

No Capítulo IV, serão apresentados os métodos e procedimentos utilizados na pesquisa, tratando da inclusão de variáveis de clima em modelos econômicos, abordagem empírica e da base de dados utilizada. Será dedicada uma subseção especial para a construção da variável de clima empregada na análise. Além disso, são apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no modelo analítico.

No Capítulo V, a discussão dos resultados será apresentada em duas partes. A primeira parte terá como foco uma análise estrutural da agricultura brasileira, com ênfase no período de análise da presente tese. Nessa parte, serão abordados detalhes específicos sobre a evolução da

agricultura brasileira ao longo dos anos desde o censo de 1995, destacando as principais transformações, tendências e mudanças estruturais observadas. Serão analisados aspectos relevantes que contribuem para a compreensão do contexto agrícola e para a interpretação dos resultados obtidos na pesquisa.

Na segunda parte, serão apresentados os resultados da metodologia empregada, discutindo a medida de progresso técnico da agricultura brasileira obtida na estimação do modelo econométrico. Será feita uma análise comparativa entre os resultados antes e após a inclusão do componente climático e serão explorados os efeitos da influência das variações climáticas no progresso técnico, permitindo uma melhor compreensão dos determinantes do crescimento agrícola.

Por fim, têm-se as conclusões alcançadas com a presente pesquisa, suas implicações para políticas públicas e sugestões de pesquisas futuras. Além disso, serão apresentadas as limitações da pesquisa, reconhecendo possíveis lacunas e pontos a serem aprimorados, tudo com o objetivo de expandir o conhecimento sobre o tema e aprimorar as abordagens utilizadas na análise do impacto do clima na produtividade agrícola.

CAPÍTULO II

2. PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA: MEDIDAS, CONDICIONANTES E INCLUSÃO DE EFEITOS CLIMÁTICOS

2.1. Produtividade, mudança tecnológica e resultados para agricultura brasileira

Muitas vezes, produtividade e mudança tecnológica são usados como sinônimos. Cabe, inicialmente, esclarecer esse ponto. Produtividade é amplamente definida como a razão entre uma medida de produto total e uma medida de um único ou vários insumos utilizados no processo de produção. Por essa definição, a medida mais tradicional de produtividade é a Produtividade Total dos Fatores (PTF). Quando a relação entre insumos e produto é apresentada durante um período de tempo, a mudança na razão entre esses dois elementos captura o crescimento da produtividade. Com efeito, este crescimento mede a mudança na produção que não pode ser explicada por mudanças nos insumos (OECD, 2001, FUGLIE; BALL; WANG, 2012).

A interpretação mais comum do crescimento da produtividade, é de que este reflete uma mudança tecnológica (ou o avanço tecnológico, ou ainda a mudança técnica). Graficamente, ele pode ser expresso por um deslocamento para cima da fronteira de produção⁵, como pode ser visualizado na Figura 1. O movimento da fronteira de produção de F_0 no período 0 para F_1 no período 1 representa a mudança tecnológica. No período 1, todas as unidades produtivas podem tecnicamente produzir mais para cada nível de insumo em relação ao que era possível no período 0. Por exemplo, se o produtor passa a utilizar um insumo melhorado que torna a terra mais produtiva, ele conseguirá, no período 1, produzir mais do que produzia na mesma quantidade de terra no período 0.

Como apontado por Alves (2009), o fundamento de todo avanço tecnológico é, sobretudo, poupar recursos relativamente escassos, como a terra e o trabalho, ou ampliar a capacidade de produção de um ou ambos fatores. Se o uso de um insumo permite que o produtor dobre a produção de cada hectare, é como se ele tivesse dobrado a área da sua propriedade. Se o desenvolvimento de um processo permite que cada pessoa ocupada na propriedade cultive o dobro da área que antes cultivava, é como se houvesse dobrado o número de trabalhadores. Assim, o avanço tecnológico permite que o agricultor expanda seu conjunto de possibilidades de produção.

⁵ Conceitualmente, fronteira de produção é usada para representar a quantidade máxima de produto que pode ser obtida a partir da combinação de insumos em um determinado período de tempo.

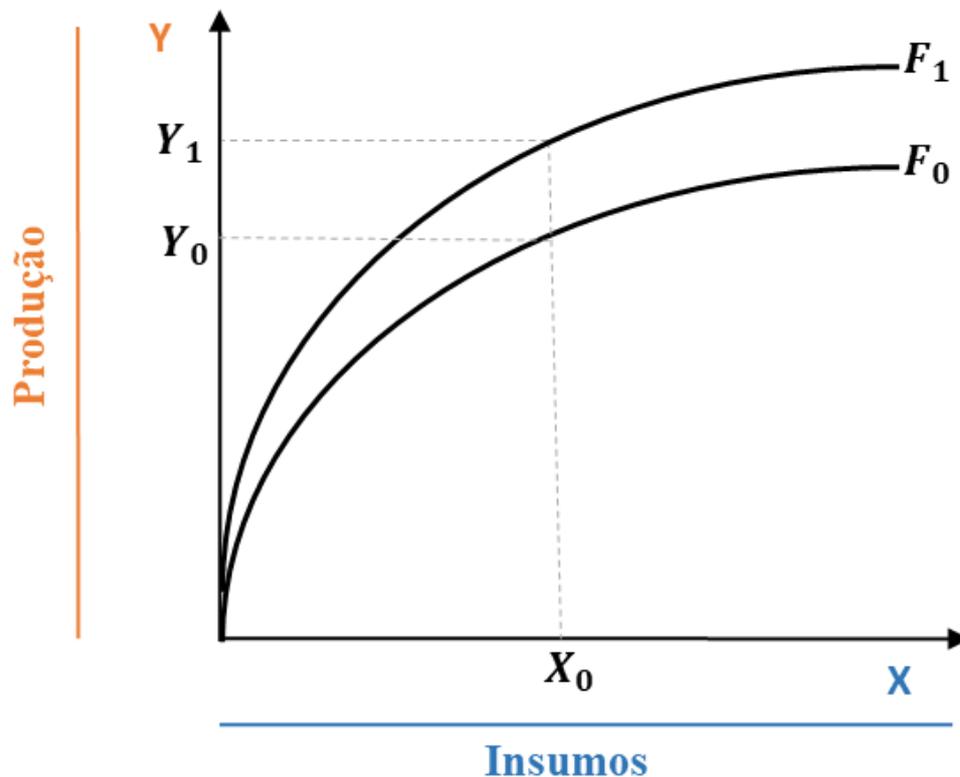


Figura 1: Mudança tecnológica entre dois períodos de tempo.

Fonte: Elaboração própria com base em (KUMBHAKAR; LOVELL, 2003).

Os estudos sobre produtividade e seus condicionantes têm literatura extensa e métodos variados de quantificação. Em teoria, a PTF mede a tecnologia não-cristalizada, ou seja, aquela que não está totalmente incorporada nos fatores de produção. Caso contrário, a variação da quantidade de insumos esgotaria a variação do produto, pois os insumos estariam corrigidos pela tecnologia nele cristalizada (ALVES, 2009; OECD, 2001). Quanto aos métodos de quantificação, destacam-se o de números-índices, a análise de componente e a análise residual.

Entre os métodos de números-índices mais comuns, destaca-se o índice de Törnqvist e, em menor grau, os índices de Fisher e de Malmquist. A PTF, fornecida dessa forma, consiste no quociente entre um índice de produto total e um índice dos insumos totais. Considerando uma dimensão temporal, o aumento no índice da PTF que não é explicado pela taxa de variação no índice de insumos, é interpretado como ganhos de produtividade destes e define, dentre outros fatores, o avanço tecnológico⁶ (GASQUES; CONCEIÇÃO, 1997).

À luz de uma análise *bottom-up*, ou de componentes, além da mudança tecnológica, a PTF também pode ser decomposta em outros fatores, os quais representam as demais fontes de

⁶ Para uma definição analítica completa do índice da PTF a partir de uma identidade geral da renda, consultar o trabalho de Gasques e Conceição (1997).

crescimento da produtividade, como eficiência, efeito de escala e efeito do *mixe* de produtos. (COELLI et al., 2005). Tais relações, que podem ser medidas e interpretadas de forma separadas, são comuns à abordagem de fronteira estocástica, a qual parte de um arcabouço teórico para delinear a estrutura produtiva utilizando funções de produção⁷. Tais modelos podem ser estimados de forma paramétrica ou não paramétrica, sendo muito comum o uso da análise envoltória de dados (DEA, do inglês *Data Envelopment Analysis*) nessas aplicações.

Outra forma de quantificar os ganhos de produtividade decorrente do avanço tecnológico, é por meio da abordagem residual, conforme proposto por Robert Solow (SOLOW, 1956). O artigo de Solow parte de um arcabouço teórico para explicar o crescimento econômico desagregado nas contribuições dos fatores capital e do trabalho. A parcela do crescimento do produto não explicada por esses fatores ficou conhecida como “resíduo de Solow” e define a mudança tecnológica no modelo. Robert Solow foi um dos primeiros pesquisadores a delinear explicitamente o uso teórico de funções de produção para modelar e medir o crescimento econômico e a produtividade⁸ (PAUL, 1999).

As principais referências que mensuram a produtividade da agricultura brasileira estão relacionadas às abordagens de números-índices e da decomposição da PTF por meio das análises de fronteira estocástica. É usual que mesmo nas análises de fronteira estocástica seja empregado números-índices para agregação de insumos e produtos da decomposição. No geral, os diferentes métodos de análises levam a magnitudes de resultados da PTF também distintos. Isso decorre não só do método empregado, mas também do período analisado, do recorte regional, da fonte de dados e das variáveis escolhidas para compor o conjunto de insumos e produtos da agricultura.

Contudo, há uma conclusão comum que suscita de todos os estudos de produtividade relacionados à agricultura brasileira, cujos resultados são acompanhados desde o início dos anos de 1970. A PTF deste setor cresce de forma consistente até os dias atuais, resultado que sobressai mesmo em análises comparadas com outros países. Ressalta-se, no entanto, que até o início dos anos de 1990, os estudos mostram que a intensidade no uso dos insumos foi muito importante para o aumento da produtividade geral do setor. A partir de então, os aspectos do

⁷ Embora o cálculo da PTF utilizando números-índices não necessite de um arcabouço teórico, a teoria econômica mostra que muitas fórmulas de números-índices não apenas aproximam, mas representam exatamente funções de produção particulares. O índice de Laspeyres, por exemplo, é exato para uma função de produção linear, que especifica, *a priori*, que todos os fatores são substitutos perfeitos no processo de produção. O índice de Tornqvist, por sua vez, é exato para a função de produção translog homogênea proposta por Christensen, Jorgenson e Lau (CHRISTENSEN, 1975; GASQUES; CONCEIÇÃO, 2000).

aumento da produtividade no uso dos insumos passam a se destacar, com o avanço tecnológico desempenhado um papel fundamental nesse processo.

Nesse sentido, cabe destacar o papel dos investimentos em pesquisas feitos por instituições públicas, como a Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa), pelas universidades, pelos institutos de pesquisas locais, bem como pelo setor privado, como força motriz para determinar o crescimento da agricultura. Aliado a esses fatores, soma-se o avanço das políticas setoriais, a abertura econômica e a estabilização monetária, principalmente a partir dos anos de 1990. A Embrapa, criada em 1973, é, particularmente, o maior exemplo de sistema de inovação institucional induzida, gerando inovações e técnicas de produção que viabilizaram, em grande medida, o desempenho virtuoso verificado na agricultura brasileira (IVAN; SOUSA, 2008; VIEIRA FILHO; FISHLOW, 2017).

Na primeira década dos anos 2000, o crescimento da PTF reportou resultados significativamente altos. Os estudos que utilizam informações até o Censo Agropecuário de 2006, corroboram com esses resultados. Para as duas décadas seguintes, comparações entre os Censos Agropecuários só foram possíveis a partir de 2017, ano do último recenseamento do setor, de modo que referências com atualizações para anos mais recentes são menos numerosas.

As referências disponíveis, utilizando dados do Censo Agropecuário ou não, mostram que a produtividade continuou a crescer, mas, dependendo do recorte temporal, as taxas de crescimento foram menores do que as reportadas em períodos anteriores. Entre os vários motivos que podem explicar essas diferenças, é sempre muito destacada a influência de adversidades climáticas sobre a variabilidade da PTF, como ressaltado nos trabalhos de Gasques *et al.* (2020) e Gasques *et al.* (2023).

Os principais trabalhos e seus resultados para a produtividade da agricultura brasileira são sumarizados a seguir. Uma lista completa dos estudos e principais resultados para PTF pode ser consultada no Quadro 1 ao final desta subseção. Considerando a abordagem de números-índices, particularmente o índice Törnqvist, destacam-se os trabalhos de Ávila e Evensom (1995), Gasques e Conceição (1997; 2000), Gasques, Bastos e Bacchi (2008) e Gasque *et al.* (2014, 2016, 2020; 2023), que são detalhados a seguir.

O trabalho de Ávila e Evensom (1995) calcula o índice de PTF controlando as contribuições de programas de pesquisa e extensão sobre o aumento da produtividade. Os autores constroem um índice de PTF para cada microrregião com base nos anos censitários agrícolas de 1970, 1975, 1980 e 1985. As taxas de crescimento da PTF para o período variaram de 1,31% a 3,80% para os recortes regionais analisados, sem, contudo, ser reportada uma média

para o Brasil⁹. A maior taxa foi para a região Centro Oeste e a menor para a região Norte. Os índices da PTF foram então regredidos em um grupo de variáveis de programas de pesquisa e extensão da Embrapa e do setor industrial. Seus resultados mostraram que todos os programas de pesquisas analisados contribuíram para o crescimento da PTF durante o período.

O trabalho de Gasques e Conceição (1997) calcula a PTF e seu crescimento para a agricultura brasileira no período de 1976 a 1994. A taxa de crescimento anual da produtividade para o período mostrou-se elevada e igual a 3,88%. No último período da análise, entre os anos 1986 e 1994, esse crescimento foi igual a 3,11%. Em um trabalho posterior, utilizando dados dos Censos Agropecuários¹⁰, Gasques e Conceição (2000) encontraram uma taxa de crescimento anual da produtividade de 2,33% para o período de 1970 a 1995, com arrefecimento para 2,27% entre os anos de 1985 a 1995.

Durante todo esse período, de 1970 até 1995, o crescimento da produtividade da agricultura brasileira esteve mais associado ao aumento da intensidade do uso dos insumos produtivos do que aos ganhos de produtividade destes, como sumarizado nos trabalhos de Gasques e Conceição (2000) e Gasques *et al.* (2010). Segundo os autores, esse foi, de fato, um período quando houve acentuado crescimento do produto agropecuário a partir de novas ocupações de terras e da introdução crescente de capital tecnológico na agricultura brasileira.

Ao longo da década de 1990 até o ano de 1999, a produtividade continuou a crescer a uma taxa anual média de 2,65%, conforme calculado no trabalho de Gasques, Bastos e Bacchi (2008). Nos primeiros anos após a virada do século, de 2000 até 2005, essa taxa foi ainda maior, igual a 3,87%. A partir dos anos 2000, as fontes de crescimento da agricultura estiveram mais associadas aos ganhos produtivos dos insumos utilizados. Alguns dos fatores que explicariam esse desempenho estariam relacionados à diversificação e ao aumento do valor dos produtos da agropecuária brasileira, bem como à expansão do volume de crédito nacional voltados para este setor (GASQUES; BASTOS; BACCHI, 2008; ALVES; CONTINI; GASQUES, 2008).

A partir dos anos 2000, o crescimento da produtividade da agricultura brasileira reportou as maiores taxas em relação às três décadas anteriores, como aponta o trabalho de Gasques *et al.* (2014). Até o ano de 2012, a produtividade cresceu a uma taxa anual média de 4,06%, sendo que no subperíodo de 2000 a 2009 essa taxa foi ainda maior, de 4,22%. Nesse período, de 2000

⁹ As taxas anuais médias de crescimento da PTF foram calculadas segundo grandes regiões (Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste) e por setores (agrícola, pecuário e geral).

¹⁰ A PTF do trabalho de Gasques e Conceição (1997) foi calculada utilizando índices de produto e de insumos construídos a partir das informações da Pesquisa Agrícola Municipal (PAM) do IBGE, da Pesquisa Pecuária Municipal (PAM/IBGE), da Pesquisa por Amostra de Domicílio (PNAD/IBGE), da Fundação Getúlio Vargas (FGV) e da Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores (ANFAVEA).

a 2012, enquanto o produto da agropecuária crescia, em média, a 4,71% ao ano, os insumos cresciam 0,62%. Para os autores, isso mostra como a agricultura brasileira tem crescido, particularmente, com base nos ganhos de produtividade e, conseqüentemente, com menos pressão sobre o uso de recursos escassos, como a terra.

Duas atualizações mais recentes sobre a trajetória de crescimento da produtividade da agricultura brasileira são apresentadas nos trabalhos de Gasques *et al.* (2020) e Gasque *et al.* (2023). Em Gasques *et al.* (2020), os autores mostram que entre os anos dos Censos Agropecuários de 2006 a 2017, a produtividade cresceu, em média, a 2,21% ao ano. Embora seja uma taxa menor do que obtida em períodos anteriores, o resultado dos autores mostra que, ainda assim, houve baixo crescimento da utilização de insumos produtivos no referido período, sustentando um crescimento baseado nos ganhos de produtividade destes, assim como foi ao longo da primeira década dos anos 2000.

O trabalho de Gasque *et al.* (2023) faz uma atualização da série da produtividade a partir de 1975 até o ano de 2021. Ao longo desse período, a média brasileira do crescimento da PTF se manteve em 3,31% ao ano. Tal resultado foi superior à média mundial, que foi de 1,12%, e maior do que as médias dos principais produtores mundiais de alimentos, tais como Estados Unidos (1,48%), Argentina (2,0%) e Austrália (1,56%). Considerando um período mais recente, de 2010 até 2021, o crescimento da produtividade foi de 2,32%, com os insumos crescendo a uma taxa anual média de 0,34% e do produto a uma taxa de 2,67%.

Considerando os estudos sobre produtividade e seus condicionantes medidos a partir de um arcabouço teórico de funções de produção e técnicas econométricas de estimação, a literatura também é ampla. As duas metodologias empregadas correspondem a análise de fronteira estocástica e, em menor participação, o uso da análise residual, conforme proposto por Robert Solow em sua teoria sobre a contabilidade do crescimento. Os principais estudos que tratam particularmente da agricultura brasileira são detalhados a seguir.

Iniciando com os trabalhos que utilizaram a abordagem de fronteira estocástica, Rada, Buccola e Fuglie (2009) analisaram o crescimento da produtividade e a taxa de mudança técnica da agricultura brasileira no período de 1985 a 1995/96. Para tanto, os autores utilizaram dados em nível de microrregião obtidos nos Censos Agropecuários de 1985 e 1995/96. A partir da agregação de produtos e insumos por meio de um índice de Fisher, os autores obtêm um crescimento médio anual da PTF de 0,35% e uma mudança técnica de 0,36% ao ano no período analisado.

Utilizando dados dos Censos Agropecuários e do Anuário Estatístico Rural Brasileiro para os anos de 1975, 1985, 1995/96 e 2006, Bragagnolo, Spolador e Barros (2010) analisaram

o crescimento da PTF e seus componentes em nível estadual. Os autores estimam um crescimento anual médio da PTF de 3,1% e um avanço tecnológico de 4,3% ao ano no período analisado. Para o subperíodo de 1985 a 2005, foram estimadas as maiores taxas de avanço tecnológico e crescimento da PTF, respectivamente, iguais a 7,4% e 4,5%. Os autores ressaltam alguns aspectos importantes para esses resultados, como abertura econômica, estabilização monetária, ambientes de câmbio e juros relevantes para a época.

No trabalho de Rada e Buccola (2012), a análise de fronteira estocástica é implementada em nível de microrregião geográfica utilizando os Censos Agropecuários de 1985, 1995 e 2006. Os autores encontram uma taxa anual média de crescimento da PTF igual a 2,62% e um progresso técnico de 4,54% para o período analisado. Nesse trabalho, especificamente, os autores buscam explicar a importância da ciência e da tecnologia (P&D) na viabilização do avanço tecnológico e no aumento da eficiência no período analisado, bem como a importância do crédito rural e dos investimentos em infraestrutura nesse processo. Resultados semelhantes dessa aplicação são encontrados também em Rada e Valdes (2012).

Em uma análise destacando o potencial produtivo dos biomas brasileiros, com ênfase no cerrado, Rada (2013) avalia o crescimento do PTF e seus componentes, bem como os efeitos da infraestrutura rodoviária nos ganhos de produtividade. Os autores utilizam dados em nível de microrregião geográfica dos Censos Agropecuários de 1985, 1996 e 2006. A taxa anual média de crescimento da PTF para o período analisado foi de 2,73%, considerando todos os biomas, enquanto as taxas de progresso técnico para os biomas variaram de 4,33% a 7,1% ao ano no período analisado.

Integrando na análise o papel que o tamanho dos estabelecimentos agropecuários pode ter no crescimento da PTF, Helfand, Magalhães e Rada (2015) realizam um estudo utilizando dados municipais dos Censos Agropecuários de 1985, 1996 e 2006. Os autores encontram uma taxa anual média de crescimento da PTF igual a 1,74% e um progresso técnico de 5,0% para o período analisado. A análise por tamanho de estabelecimentos mostrou que a PTF cresceu mais rapidamente nos extremos das menores e maiores classes de tamanho, com taxas anuais médias de crescimento de 2,62% e 2,30% respectivamente. Para o progresso técnico, essas taxas foram, respectivamente, de 7,05% e 4,95%.

Rada, Helfand e Magalhães (2018) estendem a análise de Helfand, Magalhães e Rada (2015) para avaliar separadamente a PTF e seus condicionantes para cada classe de tamanho, também para o período de 1985 a 2006, incluindo o papel da assistência técnica, da educação e do acesso ao crédito no aumento da produtividade agrícola dos estabelecimentos agropecuários. Os autores encontram uma taxa anual média de crescimento da PTF para o Brasil de 1,82% e

um progresso técnico de 3,27% para o período analisado. Em seus resultados, a análise por tamanho de estabelecimentos também mostrou que a PTF cresceu mais rapidamente nos extremos das menores e maiores classes de tamanho, assim como verificado no trabalho anterior.

Em uma atualização com dados do Censo Agropecuário de 2017, Bragagnolo, Spolador e Barros (2021) estimam a evolução e decomposição da PTF para os anos de 1995, 2006 e 2017. Nesse trabalho, são usados dados em nível municipal, porém para um recorte regional específico, considerando apenas os municípios dos estados que compunham 80% do PIB agrícola brasileiro de 2020, que são Minas Gerais, São Paulo, Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás. Para o período completo, os autores estimaram um crescimento médio anual da PTF de 3,03% com uma taxa de progresso técnico igual a 4,15%. Em uma análise por subperíodos, de 1995 a 2006 e de 2006 a 2017, os resultados mostraram taxas anuais médias de crescimento da PTF e de progresso técnico mais elevadas para o último subperíodo, sendo respectivamente a 3,73% e 4,93%.

Dos estudos que se basearam na estimação da PTF como resíduo da função de produção, o trabalho de Brigatte e Teixeira (2011) utiliza a análise residual para caracterizar o crescimento da PTF da agricultura brasileira no período de 1974 a 2005. Os resultados obtidos, foram utilizados para estimar os efeitos da infraestrutura de transporte, da energia elétrica, da pesquisa, da irrigação, da armazenagem, do crédito e da educação na evolução da PTF utilizando análises de cointegração. No intervalo da análise, a taxa anual média de crescimento da PTF foi de 0,47%. Quanto aos determinantes do crescimento da PTF, os autores encontraram que, com exceção dos investimentos em infraestrutura e irrigação, todos as demais variáveis investigadas tiveram relações positivas de longo prazo com o crescimento da PTF do setor.

Mais recentemente, Santos e Spolador (2018) avaliam, também pela abordagem residual, a evolução da produtividade setorial brasileira para o período de 1981 a 2013, comparando o desempenho da agricultura, dos serviços e da indústria. Especificamente para o setor agropecuário, os autores estimaram uma taxa média de crescimento da PTF de 2,1% ao ano para o período analisado. Os autores utilizam os resultados da PTF setorial para avaliar o seu papel nas mudanças estruturais ocorridas na economia brasileira utilizando um modelo de equilíbrio geral. Os resultados sugerem que a PTF da agricultura foi relevante para a dinâmica de liberação de trabalho para os demais setores da economia, bem como para uma diminuição da participação da indústria no valor adicionado total da economia brasileira.

Considerando análises comparativas internacionais da PTF agrícola, com o Brasil incluído, também são encontrados trabalhos relevantes. Em referências mais recentes, Ludena

(2010) examina o crescimento da PTF de países da América Latina e Caribe no período de 1961 a 2007, utilizando o índice de Malmquist em uma abordagem não paramétrica de análise envoltória de dados (DEA). Seus resultados mostraram que o Brasil reportou um crescimento anual médio da PTF de 1,8% no período analisado. Resultado próximo ao de Avila e Evenson (2010), que para o período de 1961 a 2001, obteve um crescimento anual médio da produtividade agrícola de 1,86%. Ambos um pouco inferior ao crescimento anual médio de 2,6% estimado por Headey, Alauddin e Rao (2010), que utilizam a análise de fronteira estocástica para um grupo de 88 países, sendo esse resultado estimado para o período de 1986 a 2001.

Por fim, Ferreira et al. (2016) analisam a evolução da PTF e de seus componentes para a agricultura de 19 países da América Latina no período de 1961 a 2010, utilizando a abordagem de fronteira estocástica. Para o período completo, os autores estimaram uma taxa anual média de crescimento da PTF e de avanço tecnológico de 0,08% para o Brasil. Essas taxas alcançam níveis de 0,63% ao ano considerando subperíodos definidos a partir dos anos 2000.

Quadro 1: Síntese na revisão de literatura sobre os estudos de Produtividade Total dos Fatores (PTF) da agricultura brasileira.

Estudos	Recorte geográfico	Recorte temporal	Método/modelo	Especificação teórica da função de produção	Fonte de dados	Taxa anual média da PTF - Brasil	Taxa anual média da Mudança Técnica
Ávila e Evensom (1995)	Microrregiões	1970 a 1985	Índice de Törnqvist	-	Censos Agropecuários de 1970, 1975, 1980 e 1985	1970 a 1985 = 1,31% a 3,80%	-
Gasques e Conceição (1997)	Brasil	1976 a 1994	Índice de Törnqvist	-	Produção Agrícola Municipal (PAM-IBGE), Produção Pecuária Municipal (PPM-IBGE), Fundação Getúlio Vargas (FGV), Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores (ANFAVEA)	1976 a 1994 = 3,88% 1976 a 1985 = 4,5% 1986 a 1994 = 3,11%	-
Gasques e Conceição (2000)	Brasil e estados	1970 a 1995	Índice de Törnqvist	-	Censos Agropecuários 1970, 1975, 1980, 1985 e 1995/1996, FGV e Barros (1999)	1970 a 1995 = 2,33% 1970 a 1980 = 2,00% 1985 a 1995 = 2,27%	-
Gasques, Bastos e Bacchi (2008)	Brasil	1975 a 2005	Índice de Törnqvist	-	PAM, PPM, FGV, PNAD, ANFAVEA, Anda e	1975 a 2005 = 2,51% 1980 a 1989 = 1,86% 1990 a 1999 = 2,65% 2000 a 2005 = 3,87%	-
Rada, Buccola e Fuglie (2009)	Microrregiões	1985 a 1996	Fronteira de Produção Estocástica (SFA do inglês Stochastic	Translog	Censos Agropecuários de 1985 e 1995/96, Organização das Nações Unidas para Alimentação e	1985 a 1995 = 0,35%	1985 a 1995/96 = 0,36%

Estudos	Recorte geográfico	Recorte temporal	Método/modelo	Especificação teórica da função de produção	Fonte de dados	Taxa anual média da PTF - Brasil	Taxa anual média da Mudança Técnica
			Frontier Production)		Agricultura (FAO) e Banco Mundial.		
Gasques <i>et al.</i> (2010)	Brasil e estados selecionados (BA, MG, SP, PR, RS, MT, GO)	1970 a 2006	Índice de Törnqvist	-	Censos Agropecuários de 1970, 1975, 1980, 1985, 1995/96 e 2006, Anuário Estatístico do Brasil (IBGE), Anda, Associação Brasileira dos Produtores de Calcário Agrícola (ABRACAL), Associação Nacional dos Defensivos Agrícolas (ANDEF), Barros (1999), Agência Nacional de Petróleo (ANP)	1970 a 2006 = 2,27% 1995 a 2006 = 2,12%	-
Bragagnolo, Spolador e Barros (2010)	Brasil e estados	1975 a 2006	SFA	Translog	Censos Agropecuários de 1975, 1985, 1995/96 e 2006, Anuário Estatístico Rural Brasileiro do IBGE.	1975 a 2006 = 3,1% 1985 a 2006 = 4,5%	1975 a 2006 = 4,3% 1985 a 2006 = 7,4%
Ludena (2010)	Países América Latina e Caribe	1961 a 2007	Índice de Malmquist	-	FAOSTAT, OECD	1961 a 2007 = 1,8%	-
Avila e Evenson, (2010)	Países em desenvolvimento	1961 a 2001	Residual	-	FAOSTAT	1961 a 2001 = 1,86% 1961 a 1980 = 0,49% 1981 a 2001 = 2,05%	-
Headey, Alauddin e Rao (2010)	Países OECD, Ásia, África e América Latina	1970 a 2001	SFA	Cobb-Douglas	FAOSTAT	1970 a 1985 = -0,3% 1986 a 2001 = 2,6%	-

Estudos	Recorte geográfico	Recorte temporal	Método/modelo	Especificação teórica da função de produção	Fonte de dados	Taxa anual média da PTF - Brasil	Taxa anual média da Mudança Técnica
Avila, Romano e Garagorry (2010)	Países América Latina e Caribe	1970 a 2001	Índice de Törnqvist - para Brasil	-	Censos Agropecuários de 1970, 1975, 1985 e 1995/96	1970 a 1995 = 3,54%	-
Brigatte e Teixeira (2011)	Brasil	1974 a 2005	Resíduo	Cobb-Douglas	Ipea Data, FGV, IBGE e Anfavea	-	1974 a 2005 = 0,47%
Gasques <i>et al.</i> (2012)	Brasil	1975 a 2011	Índice de Törnqvist	-	PAM, PPM, FGV, PNAD, ANFAVEA, Anda, Censos Agropecuários.	1975 a 2011 = 3,56% 1975 a 1979 = 1,46% 1980 a 1989 = 1,16% 1990 a 1999 = 2,64% 2000 a 2009 = 5,72% 2000 a 2011 = 5,69%	-
Rada e Buccola (2012)	Microrregiões	1985 a 2006	SFA	Cobb-Douglas	Censos Agropecuários de 1975, 1985, 1995/96 e 2006	1985 a 2006 = 2,62%	1985 a 2006 = 4,54%
Rada e Valdes (2012)	Microrregiões	1985 a 2006	SFA	Cobb-Douglas	Censos Agropecuários de 1975, 1985, 1995/96 e 2006	1985 a 2006 = 2,55%	1985 a 2006 = 4,4%
Avila, Cassales e Cardoso (2013)	Microrregiões	1975 a 2006	Índice de Törnqvist	-	Censos Agropecuários 1975, 1985, 1995/96 e 2006, FGV, Instituto de Economia Agrícola (IEA/ SP)	1975 a 2006 = 2,16%	-
Rada (2013)	Microrregiões	1986 a 2006	SFA	Cobb-Douglas	Censos Agropecuários de 1985, 1995/96 e 2006	1985 a 2006 = 2,73%	1985 a 2006 = entre 4,33 a 7,1% (resultados estão por biomas)
Gasques <i>et al.</i> (2014)	Brasil e estados selecionados (BA, MG, SP, PR, RS, MT, GO)	2000 a 2012	Índice de Törnqvist	-	PAM, PPM, FGV, PNAD, ANFAVEA, Anda, Sindicato Nacional da Indústria de Produtos para Defesa	2000 a 2012 = 4,06% 1975 a 2012 = 3,52% 1980 a 1989 = 2,17% 1990 a 1999 = 3,13% 2000 a 2009 = 4,22%	-

Estudos	Recorte geográfico	Recorte temporal	Método/modelo	Especificação teórica da função de produção	Fonte de dados	Taxa anual média da PTF - Brasil	Taxa anual média da Mudança Técnica
					Vegetal (Sindiveg), Potafos.		
Helfand, Magalhães e Rada (2015)	Áreas mínimas comparáveis (AMCs)	1987 a 2006	SFA	Translog	Censos Agropecuários de 1985, 1995/96 e 2006 e FGV	1985 a 2006 = 1,74%	1985 a 2006 = 5,0%
Gasques <i>et al.</i> (2016)	Brasil	1975 a 2014	Índice de Törnqvist	-	PAM, PPM, FGV, PNAD, ANFAVEA, Anda, Censos Agropecuários, Sindiveg, Potafos.	1975 a 2014 = 3,53% 1975 a 1979 = 3,18% 1980 a 1989 = 2,28% 1990 a 1999 = 2,98% 2000 a 2009 = 3,96% 2000 a 2014 = 4,03%	-
Ferreira <i>et al.</i> (2016)	Países América Latina e Caribe	1961 a 2010	SFA	Translog	Penn World Table, World Development Indicators, World Bank	1961 a 2010 = 0,09% 1971 a 1980 = 0,50% 1981 a 1990 = 0,57% 1991 a 2000 = 0,60% 2001 a 2010 = 0,63%	1961 a 2010 = 0,09% 1971 a 1980 = 0,54% 1981 a 1990 = 0,58% 1991 a 2000 = 0,60% 2001 a 2010 = 0,63%
Rada, Helfand e Magalhães (2018)	Áreas mínimas comparáveis (AMCs)	1988 a 2006	SFA	Translog	Censos Agropecuários de 1985, 1995/96 e 2006 e FGV	1985 a 2006 = 1,82%	1985 a 2006 = 3,27%
Santos e Spolador (2018)	Brasil	1981 a 2013	Resíduo	Cobb-Douglas	Ipea Data, PNAD, Ministério de Minas e Energia (MME)	-	1981 a 2013 = 2,1%
Gasques <i>et al.</i> (2020)	Brasil e estados	1970 a 2017	Índice de Törnqvist	-	Censos Agropecuários 1970, 1975, 1980, 1985 e 1995/1996, 20006 e 2017, FGV, Barros (1999), Anda.	1970 a 2017 = 2,03% 2006 a 2017 = 2,21%	-
Bragagnolo, Spolador e Barros (2021)	Municipal em estados selecionados (MG, SP, PR,	1995 a 2017	SFA	Translog	Censos Agropecuários de 1995/96, 2006 e 2017, PAM e FGV	1995 a 2017 = 3,03% 1995 a 2006 = 2,33% 2006 a 2017 = 3,73 %	1995 a 2017 = 4,15% 1995 a 2006 = 3,36 % 2006 a 2017 = 4,93%

Estudos	Recorte geográfico	Recorte temporal	Método/modelo	Especificação teórica da função de produção	Fonte de dados	Taxa anual média da PTF - Brasil	Taxa anual média da Mudança Técnica
	SC, RS, MS, MT, GO)						
Gasque <i>et al.</i> (2023)	Brasil	1975 a 2021	Índice de Törnqvist	-	PAM, PPM, FGV, PNAD, ANFAVEA, Anda, Sindiveg, Potafos, IEA/SP.	1975 a 2021 = 3,31% 1975 a 1979 = 2,93% 1980 a 1989 = 1,09% 1990 a 1999 = 2,66% 2000 a 2009 = 3,80% 2000 a 2021 = 3,11% 2010 a 2019 = 2,32%	-

Fonte: Elaboração própria com base nos estudos revisados.

2.2. Influência do clima na medida de produtividade agrícola

Como visto até aqui, os estudos sobre evolução da produtividade agrícola estiveram concentrados em avaliar, além da trajetória do uso dos insumos, os aspectos relacionados à mudança tecnológica e demais componentes da PTF, particularmente a eficiência no uso dos fatores de produção. Análises adicionais, como o impacto de variáveis de infraestrutura, pesquisa, crédito, assistência técnica, entre outros fatores sobre a trajetória de crescimento da produtividade, foram realizadas utilizando estimativas de segundo estágio.

Ademais, variáveis climáticas, bem como outras variáveis ambientais, como a qualidade do solo, também foram utilizadas como controle dentro das estimativas de PTF, como nos trabalhos de Headey, Alauddin e Rao (2010) e de Rada, Helfand e Magalhães (2018). Neste último trabalho, os autores controlam as estimativas da PTF para secas, chuvas extremas e outros choques ambientais no processo de produção agrícola. No entanto, essas influências ainda não foram plenamente exploradas dentro de uma perspectiva agregada de como o clima, dado por mudanças nos padrões de temperatura e precipitação, são transmitidos ao crescimento da produtividade agrícola.

Essa é uma contribuição recente nos estudos sobre produtividade agrícola, restrita à literatura internacional, e pode ser dividida em três vertentes. A primeira está relacionada aos estudos que investigam as relações causais entre variações climáticas e medidas de produtividade, geralmente expressas pela PTF. A segunda corresponde aos trabalhos que investigam como as variáveis climáticas influenciam o nível de eficiência técnica das unidades produtivas. A terceira compreende os estudos que incorporam os efeitos do clima diretamente na contabilidade da PTF, adicionando-o como um componente dentro da análise *bottom-up*.

Nos estudos da primeira vertente, são utilizadas variáveis de clima, tais como variações de temperatura média e precipitação anual, ou por estações de crescimento, intensidade¹¹ de precipitação e evaporação, como regressores da PTF. Algumas análises são feitas com base em correlações por regressão multivariada, como o trabalho de Liang *et al.* (2017). Nesse trabalho, em particular, os autores verificaram que variações da temperatura média diária e da precipitação cumulativa diária explicaram cerca de 70% das variações da PTF agrícola no período de 1981 a 2010 nos EUA.

A relação entre clima e produtividade também é objeto dos estudos de Letta e Tol (2019) e Zhong, Hu e Jiang (2019), utilizando dados em painel. Letta e Tol (2019) utilizam um painel

¹¹ A medida de intensidade é estabelecida como a razão entre o nível mensal máximo da variável de clima e pelo seu nível anual.

de efeitos fixos abrangendo 60 países no período de 1960 a 2006 para investigar como a PTF é afetada por variações anuais de temperatura e precipitação. Nesse caso específico, os autores consideram a construção de uma PTF geral, não apenas para a agricultura. Seus resultados mostraram efeitos adversos e significativos na PTF para variações positivas na temperatura, especialmente em países pobres e/ou quentes.

Já Zhong, Hu e Jiang (2019) calculam a PTF agrícola de províncias chinesas no período de 1993 a 2012 utilizando DEA e, em seguida, estimam os efeitos da temperatura média nas estações de crescimento, da precipitação anual acumulada, da intensidade da precipitação e da evaporação sobre a PTF calculada. Seus resultados mostraram que o excesso de precipitação, as temperaturas médias altas nas estações de crescimento e o aumento da intensidade da evaporação tiveram efeitos negativos e significativos sobre a PTF no período analisado.

Na segunda vertente, os impactos das variações do clima sobre a eficiência técnica são auferidos considerando medidas de dispersão e desvio (histórico) das variáveis de clima, como a variância da temperatura e da precipitação, além da precipitação acumulada e dos níveis extremos de temperatura, estes últimos contabilizados durante um período de tempo relevante para as análises. Os trabalhos utilizam a estimação paramétrica da eficiência com base nos modelos de fronteira estocástica e dados em painel.

Nessa perspectiva de análise, o estudo de Angelova e Käbel (2019) calculou a mudança marginal no produto agregado da agricultura associada a um aumento nos determinantes da ineficiência, dados pelas variâncias da temperatura e da precipitação. A análise abrangeu 21 estados membros da União Europeia no período de 2004 a 2016. A especificação da tecnologia de produção envolveu uma combinação linear de produto e um único insumo agregado. Os resultados do estudo mostraram que a variância da temperatura teve efeitos significativos e positivos sobre a ineficiência da produção agrícola dos estados analisados. Não foram encontradas evidências significativas para a variância da precipitação.

Os efeitos sobre a produção e a eficiência técnica de desvios históricos da precipitação e da temperatura, de graus-dias de temperaturas extremas e da precipitação acumulada nos períodos de semeadura, vegetativo e generativo, são investigados no trabalho Bakucs, Fertő e Víg (2020). Os autores realizam essa avaliação utilizando dados de produtores húngaros de cereais, oleaginosas e proteaginosas no período de 2002 a 2013. São estimados cinco modelos de produtividade incluindo as variáveis de clima na função de produção, exceto as especificadas em forma de desvio, que são utilizadas para explicar o termo de eficiência técnica. Uma especificação do tipo *translog* foi utilizada para representar a tecnologia de produção. Os resultados indicaram que temperaturas mais altas foram benéficas durante os períodos de

semeadura e vegetativo, enquanto a precipitação foi benéfica na fase vegetativa. Os resultados também sugeriram uma associação negativa entre os efeitos climáticos e a produção agrícola durante o período da análise.

No trabalho de Chen, Dennis e Feathestone (2021), precipitação acumulada e graus dias de aquecimento e resfriamento são utilizados para avaliar seus efeitos sobre a eficiência técnica de 540 produtores de trigo do Kansas, no período de 2007 a 2017. A produção de trigo é especificada por uma função Cobb-Douglas. As variáveis de clima são especificadas para o outono, a primavera e o verão, que são as estações mais importantes para a tricultura no estado. Os resultados do estudo mostraram efeitos não lineares da precipitação, enquanto as temperaturas extremas estiveram associadas a um nível mais baixo de eficiência técnica dos produtores de trigo no período analisado.

Na terceira vertente de estudos, a decomposição da PTF considera além dos efeitos tradicionais (escala, eficiência, tecnologia e *mixes* de produtos), o componente climático, aqui denominado de “efeito clima”. Notoriamente, esses estudos também têm como base a abordagem de fronteira estocástica, mas são estimados não apenas de forma paramétrica. As especificações das variáveis de clima assemelham-se à vertente anterior, onde são consideradas medidas de dispersão e desvio (histórico), acúmulo periódico e graus dias extremos (acima ou abaixo de determinado nível). O efeito clima calcula o efeito conjunto das variáveis de clima utilizadas nos estudos dessa vertente e busca capturar a variabilidade climática, seja na forma de anomalia ou não.

É importante ressaltar que nas análises de fronteira estocástica, as contribuições da mudança técnica para o crescimento da PTF são dadas pelo comportamento da tendência temporal. Nos estudos, que estão sumarizados nos próximos parágrafos, não é investigado o viés de mudança técnica que pode decorrer das interações das variáveis climáticas com os demais regressores do modelo, incluindo a tendência. Esse aspecto, ainda não analisado e explorado na presente tese, pode adicionar novos *insights* sobre os resultados originados do efeito do clima não só sobre a trajetória geral da produtividade, mas também sobre o avanço tecnológico.

Cabe iniciar comentando os trabalhos que incluem o Brasil em uma análise comparada entre países, particularmente os elaborados por Lachaud, Bravo-Ureta e Ludena (2015; 2017), Lachaud e Bravo-Ureta (2020) e Lachaud, Bravo-Ureta e Ludena (2021). O que há de comum nesses trabalhos é que eles avaliam e comparam, sob diferentes perspectivas, o efeito clima na PTF, em especial sob países da América Latina e do Caribe (ALC). O primeiro estudo, de Lachaud, Bravo-Ureta e Ludena (2015), publicado como *working paper* resultante de um

projeto sobre o “Crescimento da Produtividade Agrícola na América Latina e no Caribe” do Banco Interamericano de Desenvolvimento (IDB, do inglês *Inter-American Development Bank*), deu início às publicações periódicas que se seguiram.

Os períodos analisados desses estudos foram de 1961 a 2012, e de 1961 a 2014 nas duas publicações mais recentes. Os modelos, especificados por Cobb-Douglas, foram estimados via parâmetros aleatórios¹². As principais diferenças entre os estudos residem nos objetivos específicos, como explorar ineficiência não observada, fazer análises de convergência entre os países da ALC, ou ainda estabelecer projeções de longo prazo a partir de cenários de mudanças climáticas globais. As variáveis de clima também foram diversas, não fugindo, no entanto, das especificações já comentadas¹³.

O trabalho de Lachaud, Bravo-Ureta e Ludena (2015) analisou, além de 26 países da ALC, outros 84 países da Ásia, da África Subsaariana, do Norte da África, do Oriente Médio e da Europa. Os modelos foram estimados para cada região separadamente. O efeito clima, enquanto componente da PTF, foi dado por um índice calculado como o exponencial do somatório das variáveis de clima estimadas. Ele mede o impacto conjunto da temperatura média anual máxima, da frequência de precipitação, bem como da intensidade e anomalias da temperatura e da precipitação. Tal efeito é não negativo por construção, de modo que valores inferiores a 1 indicam impacto negativo na produtividade, valores superiores a 1 implicam efeitos positivos e valores iguais a 1 não revelam impacto.

Em relação ao Brasil, os resultados foram de que o efeito clima teve impacto positivo sobre a produção (um aumento de 4,21% no período 2001 a 2012, em relação a 1961 a 2000) e, sobre a produtividade, houve um efeito médio de declínio nos países da ALC. O taxa anual média de crescimento da PTF da agricultura brasileira, contabilizado o efeito clima, foi igual a 1,15% no período completo da análise, de 1961 a 2012.

No trabalho de Lachaud, Bravo-Ureta e Ludena (2017), resultados semelhantes são obtidos em uma análise concentrada apenas nos países da ALC. O índice do efeito climático foi

¹² Segundo os autores, a especificação Cobb-Douglas permite derivar índices de PTF consistentes com propriedades axiomáticas relacionadas aos números-índice. Sobre parâmetros aleatórios, consultar página 287 de Greene (2005b) para uma leitura sobre modelos com coeficientes que variam entre firmas, mas não ao longo do tempo.

¹³ No trabalho de Lachaud, Bravo-Ureta e Ludena (2015) foram utilizados médias anuais de temperatura e da precipitação mensal, desvios padrão intra- anuais de temperatura e precipitação, número de dias no ano com chuvas e faixa de temperatura diurna (diferença entre as temperaturas máximas e mínimas diárias). No trabalho de Lachaud, Bravo-Ureta e Ludena (2017) foram utilizados média anual de temperatura máxima, precipitação média mensal anual, desvio (histórico) de temperatura máxima, desvio padrão mensal de temperatura máxima, desvio (histórico) de precipitação, desvio padrão mensal de precipitação e número mensal de dias chuvosos. No trabalho de Lachaud e Bravo-Ureta (2020) e de Lachaud, Bravo-Ureta e Ludena (2020) foram utilizados temperatura e precipitação média mensal, e desvios (históricos) anual da temperatura média e da precipitação.

obtido excluindo da sua composição os níveis médios das variáveis de precipitação e temperatura, por não expressarem variabilidade. Sendo assim, ele captura a variabilidade decorrente do aumento de anomalias da precipitação e da temperatura, tanto do ponto de vista histórico, quanto intra-anual. Em relação ao Brasil, os resultados foram de que o efeito clima teve impacto negativo sobre a produção, causando uma redução de 15,07% no período 2001 a 2012, em comparação com o período de 1961 a 2000. Além disso, o efeito clima resultou uma taxa anual média de redução de 0,02% da PTF, a qual registrou uma taxa anual média de crescimento de 1,54%, enquanto sem o efeito clima, essa taxa foi de 2,06%. Por fim, no modelo controlado pelas variáveis de clima, o progresso técnico para a agricultura brasileira foi igual a 1,61% ao ano no período completo.

Atualizando a série em dois anos, de 1961 a 2014, Lachaud e Bravo-Ureta (2021) mostraram que, embora o efeito combinado das variáveis de clima sobre a trajetória da PTF dos países da ALC tenha sido de redução, a taxa anual média PTF para o Brasil, considerando o efeito clima, foi maior do que a dos estudos anteriores e igual a 2,01%. Por fim, em Lachaud, Bravo-Ureta e Ludena (2021), utilizando o mesmo conjunto de variáveis climáticas do estudo anterior e o mesmo período de análise, encontraram um efeito clima de declínio sobre a PTF dos países da ALC. Para o Brasil, os autores estimaram uma taxa anual média de crescimento da PTF, com efeito clima, de 1,97% e de progresso técnico de 2,07%.

Os demais trabalhos restringem-se a análises mais desagregadas relacionadas aos EUA. Para estes estudos, detalhados a seguir, o efeito clima resultou em declínio na medida da PTF. No trabalho de Njuki, Bravo-Ureta e O'Donnell (2018), foram utilizados dados médios de temperatura, precipitação acumulada e desvios intra-anuais de temperatura e precipitação, estes últimos contabilizados para estações de crescimento¹⁴, para capturar o efeito adverso decorrente da variabilidade desses eventos. Os dados foram usados para decompor o efeito clima na PTF dos estados dos EUA no período de 1960 a 2004 utilizando uma *translog* como especificação da função de produção. Seus resultados apontaram que o efeito clima contribuiu para um declínio médio de 0,012% do crescimento anual da PTF, porém com substancial heterogeneidade entre estados.

Já o estudo de Chambers e Pieralli (2020) utilizam graus dias de temperatura entre 8°C a 30°C e polegadas de precipitação acumulada, ambos durante estações de crescimento para medir o efeito do clima sobre a PTF agrícola dos EUA. O período de análise foi 1960 a 2004 as estimações foram obtidas utilizando técnicas de programação matemática. Os resultados do

¹⁴ Estado fenológico (de crescimento e desenvolvimento) das culturas mais importantes dos EUA incluindo os meses da primavera (março a maio) e do verão (junho a agosto).

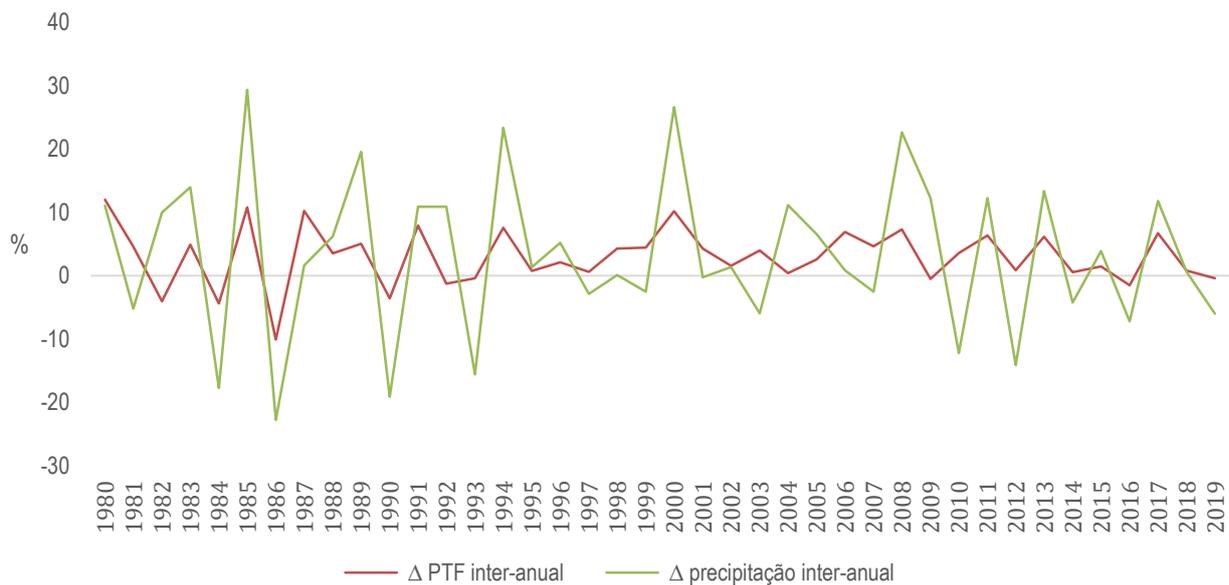
estudo mostraram um efeito clima, dado pelo aumento da exposição aos intervalos extremos da temperatura e o excesso de precipitação durante as estações relevantes, significativo e negativo sobre o crescimento da PTF, embora distintamente entre as regiões dos EUA. Resultado semelhante foi encontrado no trabalho de Njuki, Bravo-Ureta e O'Donnell (2018).

Para um período mais recente, de 1996 a 2012, Njuki, Bravo-Ureta e Cabrera (2020), fazem essa análise para uma amostra de 53 produtores de leite do estado de Wisconsin, nos EUA. As variáveis climáticas incluem precipitação acumulada na estação de crescimento e desvios padrão das temperaturas máximas e mínimas durante os meses mais quentes (junho a agosto) e frios (dezembro a fevereiro), respectivamente. Os autores testaram três modelos distintos com estimadores de efeitos aleatórios. Dois desses modelos reportaram uma redução PTF do setor de lácteos decorrente do efeito clima, dado pelo aumento das temperaturas extremas (máxima ou mínima) e o excesso de chuvas durante as estações relevantes. Além disso, o estudo também incorporou uma tendência climática de longo prazo para identificar até que ponto estratégias adaptativas dos produtores compensaram os impactos negativos das mudanças das condições climáticas contemporâneas. Os resultados mostraram que, apesar dos esforços de adaptação, essa variável resultou em um declínio médio anual de 0,31% na TFP do setor.

Todos os estudos supracitados nessa subseção mostram que os efeitos do clima não foram desprezíveis, com impactos relevantes e significativos sobre o comportamento da PTF. Embora resultados para a agricultura brasileira tenham sido obtidos de forma comparada em alguns desses trabalhos, não há, na literatura nacional, um estudo com ênfase nessa abordagem. A presente tese pretende contribuir com a redução dessa lacuna. Como motivação adicional, nos Gráficos 1 e 2 estão plotadas, respectivamente, as variações inter-anuais da precipitação média e temperatura média, com as variações inter-anuais da PTF no período de 1980 a 2019. Como as variações da temperatura são mais tênues, optou-se por plotar suas variações em um eixo secundário para melhor visualização.

Embora a produtividade agrícola do Brasil tenha crescido de forma constante ao longo das décadas, pode-se observar que esse crescimento foi bastante variável. Mesmo que tais instabilidades não possam ser atribuídas a fatores ou eventos de forma isolada, observa-se que, quando a dimensão climática é adicionada, parece haver poucas dúvidas sobre a existência de uma correlação entre a variabilidade na PTF e a variável de clima.

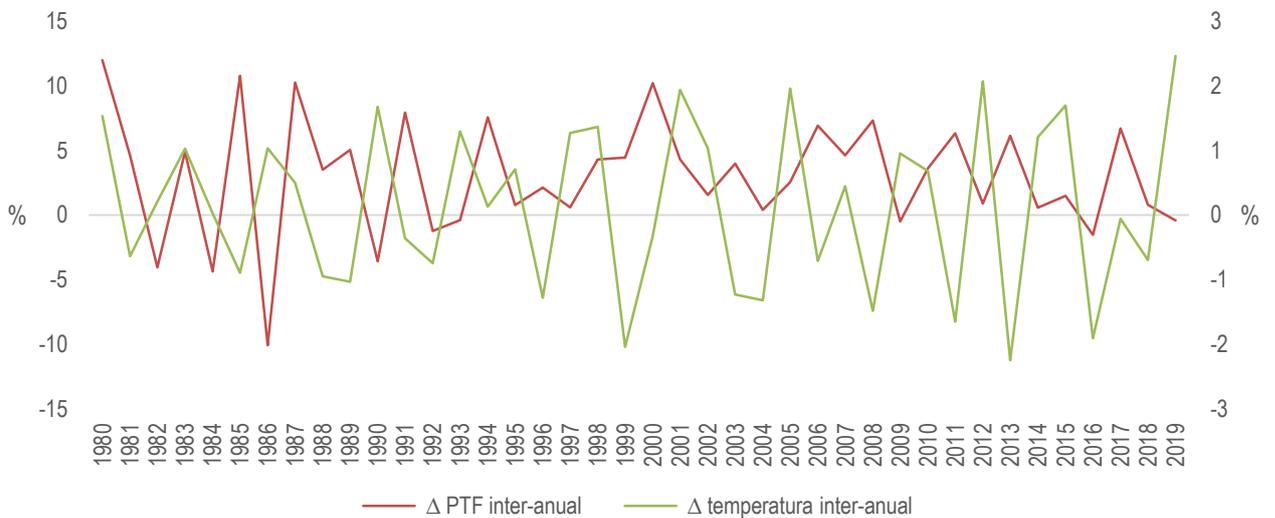
Gráfico 1: Variação (%) inter-anual da Produtividade Total do Fatores (PTF) e da precipitação média no Brasil no período de 1980-2019.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados de Gasque *et al.* (2023) e do Climate Research Unit (CRU, 2021).

No geral, é possível verificar uma relação positiva entre as variações da PTF e da precipitação média inter-anual para o período analisado. No que diz respeito à temperatura, tal relação foi menos perceptível, observando, no geral, uma relação negativa entre variações na temperatura média e a PTF. No Gráfico 2, os períodos de maiores variações positivas da temperatura média inter-anual coincidem com os períodos de estiagem severa já relatados em muitos estudos como os de Gutiérrez *et al.* (2014), Marengo, Cunha e Alves (2016), Marengo, Torres; Alves (2017) e Nys, Engle e Magalhães (2017) e, nesses casos, fica mais evidente sua correlação negativa com a PTF. Evidências indicam, entre outros fatores, que esses períodos foram importantes para os resultados da PTF, como apontado por Gasques *et al.* (2023).

Gráfico 2: Variação (%) inter-anual da Produtividade Total do Fatores (PTF) e da temperatura média (eixo secundário) no Brasil no período de 1980-2019.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados de Gasque *et al.* (2023) e do Climate Research Unit (CRU, 2021).

No momento em que a variabilidade do clima na produção agrícola tem ganhado mais atenção, com um número crescente de estudos focando nas relações que se estabelecem entre clima, produtividade, sistemas produtivos, sistema alimentar, adaptação, entre outros aspectos, a ampliação dessas discussões pode ser crucial para políticas prospectivas, com fins de projetar respostas adequadas para a melhor compreensão do desempenho da agricultura perante as adversidades do clima.

CAPÍTULO III

3. MENSURAÇÃO TEÓRICA DO PROGRESSO TÉCNICO

O presente capítulo é apresentado em duas subseções. A primeira trata da abordagem teórica sobre funções de produção e sua ligação com a medida do progresso técnico. A segunda discorre sobre a escolha da forma funcional mais adequada para especificar a função de produção para o caso analisado na presente tese.

3.1. Função de produção e progresso técnico

Segundo Chambers (1988), a função de produção é um conceito cuja origem pode ser atribuída a todas as escolas dos primeiros marginalistas e aos economistas neoclássicos. Ela é uma representação técnica que indica quanto se pode obter de um ou mais produtos a partir de determinada quantidade de insumos e da tecnologia disponível, a qual corresponde ao método ou sistema capaz de transformar insumos em produto.

Considerando um produto Y originado de um vetor de N insumos, $X = (x_1, x_2, \dots, x_n)$, sua forma matemática pode ser expressa como:

$$Y = f(X). \quad (1)$$

Qualquer combinação de insumos X , corresponde a um único nível de produto Y . Assim, a função de produção representa o produto máximo para um determinado vetor arbitrário de insumos, excluindo a possibilidade de ineficiência técnica nessa representação. O suporte dessa construção teórica é dado por suas propriedades já bem conhecidas¹⁵. Importante enfatizar, no

¹⁵ Propriedades de $f(X)$ segundo Chambers (1988):

- (1) Se $X' \geq X$, então $f(X') \geq f(X)$ – monotonicidade;
- (2) Se $X' > X$, então $f(X') > f(X)$ – monotonicidade estrita;
- (3) $V(Y) = \{X: f(X) \geq Y\}$ é um conjunto convexo (quase-concavidade).
- (4) $f(\theta x_1 + (1 - \theta)x_2) \geq \theta f(x_1) + (1 - \theta)f(x_2)$, para todo $0 \leq \theta \leq 1$ (concavidade)
- (5) $f(0_n) = 0$, onde 0_n é um vetor nulo (essencialmente fraca);
- (6) $f(x_1, \dots, x_{i-1}, 0, x_{i+1}, \dots, x_N) = 0$ para todo x_i (essencialidade estrita);
- (7) O conjunto $V(Y)$ é fechado e não vazio para todo $Y > 0$;
- (8) $f(X)$ é finito, não negativo, real e valor único para todo não negativo e finito X ;
- (9) $f(X)$ é contínua em toda parte, e;
- (10) $f(X)$ é duas vezes diferenciável.

As propriedades (1) e (2) implicam que unidades adicionais de qualquer insumo nunca podem diminuir o nível de produto. No caso de uma função de produção diferenciável, isso quer dizer que todas as produtividades marginais são positivas. A propriedade (3) implica que o conjunto de requisitos de insumos (combinação de todos os insumos capazes de produzir o nível de produto Y) é convexo, o que equivale a supor que a lei da taxa marginal técnica de substituição decrescente é válida. A propriedade (4) implica que qualquer combinação linear dos vetores x_n , por exemplo, x_1 e x_2 , produzirá uma quantidade maior de Y do que a mesma combinação linear de $f(x_1)$ e $f(x_2)$. Se a função de produção é continuamente diferenciável, a concavidade implica que todos os produtos marginais são não-crescentes, que postula a lei dos rendimentos marginais decrescentes. A propriedade (5) implica que a produção de um produto Y estritamente positivo é impossível sem o comprometimento de insumos. A propriedade

entanto, que essas propriedades não precisam ser universalmente mantidas, mas representam um catálogo completo de suposições convenientes de serem empregadas em vários pontos de sua representação.

Assumindo que nem sempre é possível garantir que uma função de produção seja bem-comportada e satisfaça todas condições de regularidade, algumas propriedades podem ser relaxadas sob certas condições. Para isso, é necessário que se encontre uma forma funcional adequada que, mesmo sob condições de restrição, ofereça uma “região econômica” na qual a função seja bem-comportada e, portanto, capaz de fornecer uma boa aproximação local que atenda aos requisitos de regularidade, aspectos que serão discutidos mais adiante.

Historicamente, o uso de funções de produção pode ter como objetivo a contemplação de diferentes aspectos da tecnologia. Como apontado por Fuss, Mcfadden e Mundlak (1978), pode-se citar estudos sobre os aspectos distributivos relacionados às parcelas de renda dos fatores de produção, questão de substitutibilidade dos fatores produtivos, questões estruturais relacionadas à separabilidade, eficiência, homoteticidade e ao progresso técnico, entre outros elementos.

O interesse da presente tese reside no aporte teórico relacionado às modificações da estrutura tecnológica ao longo do tempo, ou o progresso técnico. Para tanto, é preciso desenvolver uma ligação teórica entre a função de produção e a medida produtividade, definida de forma residual. A forma mais tradicional de desenvolver essa relação, devido a sua tratabilidade analítica, é representando a mudança técnica como um deslocamento da função de produção ao longo do tempo, como visto graficamente no início do Capítulo II.

Partindo da pressuposição de que existe uma relação estável entre o produto, os insumos e o tempo, essa relação pode ser apresentada algebricamente, introduzindo na equação (1) a dimensão temporal t . Considere também um vetor $Z = (z_1, z_2, \dots, z_j)$ que representa as demais variáveis *shifts* passíveis de deslocar a função de produção. Por essa representação, suponha que o vetor X contenha os fatores de produção tradicionais, como terra, capital e trabalho, e o vetor Z contenha as variáveis de clima. Assim, a equação (1) pode ser reescrita como:

$$Y = f(X, Z, t). \quad (2)$$

A mudança técnica, ou o deslocamento da função de produção, é medida pela forma como a produção muda à medida que o tempo passa com o conjunto de insumos mantido

(6) implica que todos os insumos são essenciais para o processo de produção, ou seja, a produção requer a utilização de quantidades positivas de todos os insumos. A propriedade (7) é a suposição de viabilidade, em que sempre é possível produzir qualquer unidade positiva de produto Y . A propriedade (8) é autoexplicativa, enquanto as propriedades (9) e (10) são feitas para descartar saltos descontínuos da função de produção.

constante. Assumindo que (2) é diferenciável, essa mudança pode ser expressa pela derivada total da equação (2) em relação ao tempo t :

$$\frac{dY}{dt} = \sum_{n=1}^N \frac{\partial Y}{\partial X_n} \left(\frac{dX_n}{dt} \right) + \sum_{j=1}^J \frac{\partial Y}{\partial Z_j} \left(\frac{dZ_j}{dt} \right) + \frac{\partial Y}{\partial t}. \quad (3)$$

Dividindo ambos os lados por Y para colocar a expressão em termos proporcionais, chega-se a:

$$\frac{d \ln Y}{dt} = \sum_{n=1}^N \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln X_n} \left(\frac{d \ln X_n}{dt} \right) + \sum_{j=1}^J \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln Z_j} \left(\frac{d \ln Z_j}{dt} \right) + \frac{\partial \ln Y}{\partial t}. \quad (4)$$

Separar o crescimento do produto das contribuições identificadas pelos argumentos da função de produção, envolve resolver, algebricamente, a mudança do produto que não é “explicitada” por estes argumentos ou:

$$\frac{\partial \ln Y}{\partial t} = \frac{d \ln Y}{dt} - \left[\sum_{n=1}^N \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln X_n} \left(\frac{d \ln X_n}{dt} \right) + \sum_{j=1}^J \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln Z_j} \left(\frac{d \ln Z_j}{dt} \right) \right]. \quad (5)$$

em que $\partial \ln Y / \partial t$ representa a elasticidade do produto, ou a mudança percentual, com respeito a uma mudança em t ($\varepsilon_{Y,t}$); $\partial \ln Y / \partial \ln X_n$ é a elasticidade do produto com respeito às mudanças nas quantidades dos “ n ” insumos (ε_{Y,X_n}) e $\partial \ln Y / \partial \ln Z_j$ é a elasticidade do produto em relação às mudanças nas demais variáveis *shifts* incluídas como argumento da função (ε_{Y,Z_j}). Assim, a equação (5) pode ser reescrita como:

$$\varepsilon_{Y,t} = \frac{d \ln Y}{dt} - \left[\sum_{n=1}^N \varepsilon_{Y,X_n} \left(\frac{d \ln X_n}{dt} \right) + \sum_{j=1}^J \varepsilon_{Y,Z_j} \left(\frac{d \ln Z_j}{dt} \right) \right]. \quad (6)$$

A equação (6) representa o crescimento da produção decorrente da mudança técnica, na medida em que leva em conta a mudança no produto entre períodos de tempo que não são diretamente atribuíveis a mudanças no uso de insumos. Interpretar esse resultado como mudança técnica pressupõe, implicitamente, que todos os determinantes produtivos estão incluídos na função. Quaisquer outros *drivers* de crescimento da produção não capturados explicitamente pela função são considerados “inexplicáveis”, o que levou $\varepsilon_{Y,t}$ ser chamado de medida da nossa ignorância (ABRAMOVITZ, 1956).

Uma questão importante a ser abordada é como os componentes da equação (6) podem ser calculados. Em particular, embora os termos individuais $d\ln Y/dt$, $d\ln Z_j/dt$ e $d\ln X_n/dt$ possam ser medidos a partir dos dados como aumentos percentuais observados na produção e nos insumos entre períodos de tempo, as elasticidades do produto, ε_{Y,X_n} e ε_{Y,Z_j} não são diretamente observáveis e precisam ser computadas por meio de estimativas paramétricas da função de produção implementada pela forma funcional escolhida.

3.3. Formas Funcionais

Há uma ampla variedade de formas funcionais disponíveis para especificar funções de produção. Para a escolha da forma mais adequada, Fuss, Mcfadden e Mundlak (1978) e Coelli et al. (2005) elencam um conjunto de critérios que devem ser observados:

- i. Parcimônia nos parâmetros: com as hipóteses mantidas, a forma funcional não deve conter mais parâmetros do que o necessário para a consistência. Excesso de parâmetros exacerba problemas como de multicolinearidade ou de perda significativa de graus de liberdade;
- ii. Facilidade de interpretação: formas funcionais complexas podem levar a implicações implausíveis. O mais adequado é utilizar formas funcionais em que os parâmetros tenham uma boa interpretação econômica intrínseca e intuitiva;
- iii. Facilidade computacional: optar por sistemas lineares nos parâmetros proporciona uma importante vantagem de custo computacional além de ter uma teoria estatística mais desenvolvida;
- iv. Robustez interpolativa ou consistência teórica: dentro do intervalo de dados observados a forma funcional escolhida deve ser bem-comportada, apresentando consistência com hipóteses mantidas como produtos marginais positivos ou convexidade. Se essas propriedades são passíveis de serem verificadas numericamente, então o formulário deve admitir procedimentos computacionais convenientes para este fim;
- v. Robustez extrapolativa: a forma funcional deve ser compatível com hipóteses mantidas fora do intervalo de dados observados. Tal critério é particularmente importante para a aplicação de previsão.

O atendimento a esses critérios depende, em grande parte, do propósito da análise particular, embora o grupo mais importante de critérios que deve ser observado diz respeito à consistência da tecnologia de produção em relação às propriedades teóricas estabelecidas.

Algumas formas funcionais mais comuns estão listadas no Quadro 2¹⁶, observando que γ , β_i e β_{ij} são parâmetros desconhecidos a serem estimados.

Quadro 2: Formas funcionais comuns na especificação da função de produção.

Linear	$y = \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_i x_n$
Cobb-Douglas	$y = \beta_0 \prod_{n=1}^N x_n^{\beta_i}$
Elasticidade Constante de Substituição (CES)	$y = \beta_0 \left(\sum_{n=1}^N \beta_i x_n^\gamma \right)^{1/\gamma}$
Quadrática	$y = \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_i x_n + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^N \beta_{ij} x_n x_m$
Translog	$y = \exp \left(\beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_i \ln x_n + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^N \beta_{ij} \ln x_n \ln x_m \right)$

Fonte: Adaptado de Coelli et al. (2005), capítulo 8.

Uma função de produção linear é a representação teórica de uma função de produção onde os insumos são considerados substitutos perfeitos. Para exemplificar, suponha uma restrição didática considerando um processo produtivo com apenas dois insumos, capital (K) e trabalho (L). A partir da representação algébrica da função linear, o produto (Y) será dado por: $Y = aK + bL$. Por essa representação, as isoquantas originadas serão linhas retas decrescentes, implicando na elasticidade de substituição de trabalho por capital infinita que é, por conseguinte, perfeita. Assim, a função de produção linear admite a possibilidade de perfeita mobilização entre os insumos do processo produtivo (SOARES, 2012).

A função de produção Cobb-Douglas tem origem na teoria desenvolvida por Clark, Wicksteed *et al.* (apud COBB; DOUGLAS, 1928) que afirmava que a produção, o trabalho e o capital eram relacionados de tal modo que se o trabalho e o capital fossem multiplicados por um fator m , o produto seria aumentado em m vezes. Isso corresponde a homogeneidade de primeiro grau do trabalho e do capital, e ficou amplamente conhecida por sua primeira estimativa empírica no trabalho seminal de Charles Cobb e Paul Douglas (COBB; DOUGLAS, 1928).

Os autores usaram dados do setor manufatureiro dos EUA referentes ao período de 1899 a 1922 para estudar a elasticidade da oferta de trabalho e de capital, e como suas variações afetavam a distribuição de renda. Considerando dois insumos, a Cobb-Douglas pode ser

¹⁶ Outras formas funcionais populares na literatura econômica, principalmente no âmbito da análise dual e de funções custos e lucros, podem ser consultadas no trabalho de Griffin, Montgomery e Rister (1987).

apresentada como $Y = B(K)^\alpha(L)^\beta$, em que Y , L e K representam produto, trabalho e capital, respectivamente. B é o parâmetro que mede a elasticidade do produto em relação aos insumos. A elasticidade de substituição entre os insumos é constante e unitária e o grau de homogeneidade da função, ou retorno à escala, irá depender do resultado de λ , dado por $\lambda = \alpha + \beta$. Assim, o retorno à escala pode ser crescente ($\lambda > 1$), decrescente ($\lambda < 1$), ou constante ($\lambda = 1$), a depender do resultado.

Tanto a função linear, quanto a função Cobb-Douglas, oferecem parâmetros suficientes para fornecer uma aproximação diferencial perfeita para uma função $f(\cdot)$ arbitrária e de suas duas primeiras derivadas em um ponto específico. No entanto, elas apresentam formas funcionais consideradas muito restritas, especialmente no que diz respeito às análises de elasticidades de substituição entre os insumos. Tais restrições levaram ao desenvolvimento de formas funcionais alternativas (GRIFFIN; MONTGOMERY; RISTER, 1987).

A função de produção com elasticidade de substituição constante (CES, do inglês *constant elasticity of substitution*), desenvolvida por Arrow et al. (1961), surge como uma alternativa para as restrições impostas pelas duas formas funcionais anteriores. A função CES é uma extensão da função Cobb-Douglas e possui elasticidade de substituição constante entre os insumos, mas não necessariamente igual a um, independentemente do nível de produção ou das proporções de insumos utilizados. Considerando o par de insumos K e L , a função CES pode ser algebricamente representada como $Y = \gamma[\delta K^{-\rho} + (1 - \delta)L^{-\rho}]^{-1/\rho}$, cuja elasticidade de substituição é dada por $\sigma = 1/1 + \rho$. Diferentes valores para a elasticidade de substituição podem ser obtidos a partir do valor que o parâmetro ρ assumir, tornando possível a representação de tecnologias com diferentes substitutibilidades entre os insumos, embora constante ao longo de toda função (JEHLE; RENY, 2011).

Embora importante para os trabalhos teóricos e aplicados da literatura econômica, a função CES ainda pode ser considerada uma forma funcional restrita, especialmente no que diz respeito às características de suas elasticidades de substituição constante. Além disso, generalizações para o caso de três ou mais insumos impõem restrições às possibilidades de substituição. Esses fatos intensificaram o interesse de teóricos em desenvolver formas funcionais mais flexíveis, avanço atribuído à teoria da dualidade.¹⁷

¹⁷ De forma sucinta, a dualidade significa que seguindo algumas regras (otimização), pode-se passar de uma função de produção para funções duais (ou funções comportamentais, ou seja, oferta de produtos e demanda de fatores) e retornar à função original. Assim, conhecendo a função de produção, é possível passar para as funções comportamentais e vice-versa. Na dualidade, a tecnologia é resumida por funções de lucro, custo ou receita, chamadas de funções duplas. Para que essas funções descrevam um sistema de produção consistente, elas precisam manter algumas propriedades que podem ser testadas empiricamente. As restrições menos triviais são a

Flexibilidade, nesse sentido, significa a capacidade de a forma algébrica aproximar um comportamento arbitrário, mas teoricamente consistente, por meio de uma escolha apropriada de parâmetros. Segundo Boisvert (1982), os esforços para superar as limitações impostas por formas funcionais restritivas estão relacionados à necessidade de analisar a substitutibilidade entre insumos produtivos e justificam-se por duas razões principais. A primeira delas se deve ao desejo de entender os processos de mudança técnica tendenciosa e induzida por inovações em países desenvolvidos e menos desenvolvidos, tipo de análise que requer modelos analíticos caracterizados por elasticidades de substituição variáveis e capazes de incluir fatores de produção de forma mais desagregada.

A segunda razão corresponde à rápida mudança nos preços relativos entre capital reprodutível, mão de obra e insumos de recursos naturais verificados desde os anos de 1970, o que tem importantes influências sobre as mudanças na proporção do uso dos insumos dentro do processo produtivo, especialmente ao longo do tempo. Para desenvolver medidas de política de alocação de recursos é preciso entender as intensidades de insumos que podem surgir de variações de preços relativos, bem como as possibilidades físicas de substituição de recursos naturais não renováveis cuja oferta é extremamente inelástica mesmo a preços muito altos (BOISVERT, 1982).

As formas funcionais flexíveis mais utilizadas na literatura são a Transcendental Logarítmica ou *translog*, desenvolvida por Christensen, Jorgenson e Lau (1971) e a função Quadrática desenvolvida mais tarde por Lau (1974) citado por Fuss e Mcfadden (1978). Outra forma funcional flexível muito utilizada na literatura empírica é a Leontief Generalizada (LG), que foi desenvolvida por Diewert (1971), ideal para representações de função custo, não de função de produção.

As formas funcionais do tipo quadrática¹⁸ e a *translog* têm sido amplamente utilizadas após os anos de 1970, em grande parte em conexão com a abordagem dual, e suas formas algébricas podem ser visualizadas no Quadro 2. A principal vantagem do uso dessas formas funcionais reside no fato de que elas fornecem produtividades marginais como função da

monotonicidade e a convexidade (ou concavidade, conforme o caso), as quais impõe sinais às primeiras derivadas das funções duais, enquanto a convexidade impõe condições às segundas derivadas das funções duais, ou mais ao ponto sobre o sinal da matriz hessiana. Se essas condições não forem atendidas, o sistema é inconsistente. Além dessas propriedades de regularidade, a forma dual é usada para testar várias hipóteses sobre a estrutura de produção, como separabilidade, homoteticidade e a forma de mudança técnica (MUNDLAK, 1999).

¹⁸ A forma funcional quadrática é muito utilizada nas funções custos e lucro, por ser autodual e seu hessiano ser uma matriz constante. Assim, tanto preços, lucros e custos, são normalizados de forma a manter a propriedade implícita de homogeneidade linear, sem alterar a flexibilidade da forma. Várias outras propriedades teóricas e estruturais também podem ser testadas e/ou mantidas com facilidade devido ao fato de os elementos da matriz hessiana serem constantes (SHUMWAY; GOTCRET, 1991).

combinação dos insumos para os quais os coeficientes são calculados. No caso da *translog*, o fato de ser expressa de forma logarítmica representa uma vantagem adicional em relação à forma quadrática, por facilitar o cálculo das elasticidades dos fatores em relação ao produto (FIGUEIREDO, 2022; MUNDLAK, 1999).

Segundo Boisvert (1982), a formulação algébrica da função *translog* pode ser vista de duas principais formas: como uma função de produção exata e como uma aproximação em série de Taylor de segunda ordem para uma tecnologia produtiva geral, porém conhecida. Essa segunda forma também vale para as funções do tipo quadrática e para a Leontief Generalizada. Cada interpretação pode ser mais apropriada para algumas aplicações do que para outras, portanto, vale a pena discutir cada uma delas.

Como uma função de produção exata, sua forma algébrica reduz para uma função do tipo Cobb-Douglas no caso de todos $\beta_{ij} = 0$. Assim, um uso imediato oferecido pela função de produção *translog* é um teste direto da hipótese de adequação da função Cobb-Douglas em relação a *translog*. Como uma aproximação em série de Taylor de segunda ordem, a *translog* não impõe restrições ao valor da função ou a suas primeiras e segundas derivadas no ponto de aproximação¹⁹. Tecnicamente, essa interpretação é conhecida na literatura como flexibilidade local, ou flexibilidade de Diewert (TZOUVELEKAS, 2000).

Especificamente nas análises sobre produtividade e mudança técnica na agricultura, as especificações de formas funcionais mais comuns são a Cobb-Douglas e a *translog*, como pôde ser verificado no Capítulo II do presente estudo. Em relação à função do tipo Cobb-Douglas é importante enfatizar que, como o produto marginal dos insumos são utilizados para separar o crescimento da produtividade do crescimento dos fatores de produção, a mudança tecnológica postulada por essa formulação é dita autônoma, ou neutra, ao longo do tempo. Assim, o deslocamento da função de produção não pode ser atribuído a nenhum insumo em particular. No sentido Hicksiano, essa mudança técnica é denominada como *Hicks-neutra* e conceitualmente corresponde àquela cuja passagem do tempo não interfere na taxa marginal de substituição técnica entre os insumos (PETERSON; HAYAMI, 1973; TZOUVELEKAS, 2000).

¹⁹ Para aplicar a aproximação de segunda ordem, é necessário selecionar um ponto específico em torno do qual a aproximação é expandida. Assim, a elasticidade de produção e o logaritmo da segunda derivada para uma função de produção qualquer, são aproximadas para este ponto. Os parâmetros assim estimados, por sua vez, podem ser usados para examinar se essa função de produção não especificada é ou não bem-comportada neste ponto específico, ou para testar a homogeneidade da função, entre outros. Para mais detalhes algébricos, consultar Boisvert (1982).

Já na formulação *translog*, dada a sua flexibilidade, é possível investigar os aspectos relacionados à mudança tecnológica tendenciosa, na qual as mudanças observadas na produtividade podem decorrer da intensidade do uso de diversos insumos. O componente tendencioso se traduz em um efeito de expansão de escala capaz de afetar a eficiência no uso de vários insumos. No sentido Hicksiano, essa mudança é denominada como não neutra e corresponde àquela cuja passagem do tempo interfere na taxa marginal de substituição técnica entre os insumos, geralmente descrita como economia de trabalho (uso de capital) ou economia de capital (uso de trabalho) (PETERSON; HAYAMI, 1973; TZOUVELEKAS, 2000).

Dadas as condições de regularidade teórica, bem como pelo seu pleno uso nas análises de função de produção e a possibilidade de investigar mudanças tendenciosas sobre a trajetória da produtividade, optou-se, na presente tese, pelo uso da *translog* como forma funcional para especificar a função de produção da agricultura brasileira. Expandindo a especificação da *translog* apresentada no Quadro 2 para uma análise temporal, e considerando os vetores de insumos tradicionais X e climático Z essa função pode ser expressa como:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n \ln X_{nit} + \sum_{j=1}^J \beta_j Z_{jit} + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^N \beta_{nm} \ln X_{nit} \ln X_{mit} + \\ & \frac{1}{2} \sum_{j=1}^J \beta_j (Z_{jit})^2 + \sum_{n=1}^N \sum_{j=1}^J \beta_{nj} \ln X_{nit} Z_{jit} + \gamma_1 t + \frac{1}{2} \gamma_2 t^2 + \sum_{n=1}^N \alpha_n \ln X_{nit} t + \\ & \sum_{j=1}^J \alpha_j Z_{jit} t \end{aligned} \quad (7)$$

em que $i = 1, 2, \dots, N$ são as unidades *cross-section*; $t = 1, 2, \dots, T$ são as unidades de tempo; $n, m = 1, 2, \dots, N$ são os insumos aplicados; $j = 1, 2, \dots, J$ corresponde ao conjunto de variáveis de clima; $\ln Y_{it}$ é o logaritmo do produto na i -ésima unidade observacional no período t ; $\ln X_{jit}$ é o logaritmo do j -ésimo insumo aplicado na i -ésima unidade observacional no período t ; Z_{jit} é a variável de clima na i -ésima unidade observacional no período t . Por conveniência, optou-se por não especificá-lo em logaritmo natural. A tendência temporal t funciona como uma *proxy* da mudança técnica. Finalmente, β , γ e α são os parâmetros a serem estimados.

Para atender às condições de regularidade, é necessário que algumas restrições sejam satisfeitas na equação (7). Tais restrições não serão impostas, mas testadas empiricamente. A primeira delas trata da restrição de identificação de simetria, dada pelo Teorema de Young. Ela requer que $\beta_{nm} = \beta_{mn}$ e $\beta_{nj} = \beta_{jn}$ para todo n, m e j . A segunda restrição, trata da monotonicidade nos insumos e requer que produtos marginais dos insumos sejam positivos, isto é, $PM_{nit} = \partial \ln Y_{it} / \partial \ln X_{nit} > 0$. No contexto da função de produção *translog*, o produto

marginal do insumo n é obtido multiplicando o produto marginal logarítmico pelo produto médio do insumo n . A condição de monotonicidade para a equação (7) valerá se a seguinte equação for positiva:

$$PM_{nit} = \frac{\partial \ln Y_{it}}{\partial \ln X_{nit}} = \frac{Y_{it}}{X_{nit}} * \frac{\partial \ln Y_{it}}{\partial \ln X_{nit}} = \frac{Y_{it}}{X_{nit}} * (\beta_n + \sum_{m=1}^N \beta_{nm} \ln X_{mit} + \sum_{j=1}^J \beta_{nj} Z_{jit} + \alpha_n t) > 0 \quad (8)$$

Desde que Y e X_j sejam números positivos, a monotonicidade vai depender do sinal do termo entre parênteses. A terceira restrição implica que os produtos marginais além de positivos, também devem ser decrescentes nos insumos, conhecida como a lei da produtividade marginal decrescente, atendendo a propriedade de que a função de produção seja côncava em X_j . Para tanto, deve valer a seguinte equação:

$$(\beta_n + \sum_{m=1}^N \beta_{nm} \ln X_{mit} + \sum_{j=1}^J \beta_{nj} Z_{jit} + \alpha_n t)(\beta_n - 1 + \sum_{m=1}^N \beta_{nm} \ln X_{mit} + \sum_{j=1}^J \beta_{nj} Z_{jit} + \alpha_n t) < 0 \quad (9)$$

Assim, observa-se na equação (9), que a satisfação da propriedade de concavidade em X_n também depende da natureza dos termos entre parênteses. A quarta restrição diz respeito à satisfação da propriedade de convexidade das isoquantas, que exige que a matriz hessiano orlado das derivadas parciais de primeira e segunda ordem seja negativa semidefinida, isto é $d^2Y \leq 0$ ou $(-1)^n |\overline{H}_n| > 0$. Para assegurar que a matriz hessiana da função translog seja negativa semidefinida, é necessário então que seus elementos diagonais $\partial^2 \ln Y_{it} / \partial \ln X_{nit}^2$ sejam não-positivos.

A natureza flexível da função *translog* não impõe restrições, a priori, aos valores das elasticidades da produção, retorno de escala, elasticidade de substituição e mudança técnica. As estimativas de economias de escala podem ser obtidas somando as elasticidades do produto em relação a cada insumo:

$$RTS(X_{nit}, t) = \sum_{n=1}^N \eta_{nit} = \sum_{n=1}^N \frac{\partial \ln Y_{it}}{\partial \ln X_{nit}} = \sum_{n=1}^N (\beta_n + \sum_{m=1}^N \beta_{nm} \ln X_{mit} + \sum_{j=1}^J \beta_{nj} Z_{jit} + \alpha_n t) \quad (10)$$

Onde η_{nit} são as elasticidades da produção e medem a capacidade de resposta do produto a uma mudança de um por cento (1%) no uso do j -ésimo insumo, correspondendo ao produto marginal logaritmo da função *translog*. Por fim, a mudança técnica, definida como a elasticidade do produto com respeito ao tempo, é definida na função *translog* como:

$$\frac{d \ln Y_{it}}{dt} |_{dx_n=0} = \gamma_1 + \gamma_2 t + \sum_{n=1}^N \alpha_n \ln X_{nit} + \sum_{j=1}^J \alpha_j Z_{jit} \quad (11)$$

Tal medida de mudança técnica é, geralmente, não negativa além de específica no tempo e no espaço e varia de acordo com o uso de insumos. Como visto, de acordo com seu efeito sobre a utilização relativa de insumos, a taxa de mudança técnica pode ser decomposta em efeitos devido a mudança técnica pura (ou autônoma) e mudança técnica tendenciosa.

Na equação (11), o componente puro da mudança tecnológica é dado pelos dois primeiros termos da expressão, de modo que para que a mudança técnica seja *hicks-neutra*, α_n e α_j devem ser iguais a zero para todo n e j . Já o componente tendencioso da mudança tecnológica corresponde aos dois últimos termos da equação, de modo que para que a mudança técnica seja não-neutra, α_n deve ser diferente de zero para pelo menos um par de insumos n e α_j deve ser diferente de zero para pelo menos um dos componentes climáticos j (TZOUVELEKAS, 2000).

CAPÍTULO IV

4. MÉTODOS E PROCEDIMENTOS

A metodologia é apresentada em três subseções. A primeira trata da inclusão de variáveis climáticas nos modelos econômicos. A segunda trata do referencial empírico relacionado à escolha do melhor modelo para estimação da *translog* apresentada na equação (7). A terceira corresponde à fonte e ao tratamento dos dados utilizada na análise, incluindo uma subseção especial referente à construção da variável de clima.

4.1. Inclusão de variáveis climáticas nos modelos econômicos

A principal contribuição da presente tese trata da inclusão da dimensão climática na medida de progresso técnico. Como visto, as variáveis climáticas podem ser temperatura, precipitação, eventos extremos, velocidade dos ventos, umidade do ar, ondas de calor, entre outras variáveis que caracterizam as condições da atmosfera e dos oceanos. Tais variáveis são aleatórias e funcionam como um experimento natural. Sendo assim, é possível verificar estatisticamente o efeito causal de uma variável climática sobre um determinado resultado econômico (AUFFHAMMER et al., 2013; HSIANG, 2016).

Formalmente, como sugerido por Hsiang (2016), o vetor de variáveis climáticas no espaço i e em cada momento no tempo t pode ser expresso como:

$$v_{it} = [temperatura_{it}, precipitação_{it}, umidade_{it}, \dots] \quad (12)$$

Para um intervalo de tempo $\tau = [t, t)$ no espaço i , existe uma distribuição de probabilidade conjunta $\psi(Z_{i\tau})$ da qual imagina-se que v_{it} é desenhado:

$$v_{it} \sim \psi(Z_{i\tau}) \quad \forall t \in \tau \quad (13)$$

$Z_{i\tau}$ é um vetor de K parâmetros relevantes indexados por i que caracteriza a distribuição dos possíveis estados realizados de v_{it} . Lembrando que os possíveis estados realizados de v_{it} partem de medições reais, não de estimativas. Assim, pode-se dizer que para cada período τ existe uma distribuição empírica $\psi(Z_{i\tau})$ que caracteriza a distribuição dos estados realmente realizados de $v_{it \in \tau}$. Embora $Z_{i\tau}$ e $Z_{i\tau}$ sejam vetores de mesmo comprimento, o primeiro caracteriza uma distribuição esperada de v_{it} , enquanto o segundo caracteriza a distribuição

realizada de v_{it} . Essas definições esclarecem, segundo Hsiang (2016), como os conceitos de clima e tempo diferem entre si, respectivamente²⁰.

Duas questões importantes emergem nesse contexto. A primeira diz respeito a como resumir as informações sobre a distribuição conjunta de $\psi(Z_{i\tau})$ para um determinado vetor de variáveis climáticas v_{it} , o que envolve a escolha adequada sobre a utilização de valores médios, variâncias, covariância, valores críticos, etc. Outra questão diz respeito ao intervalo de tempo τ empregado na análise. Isso varia de acordo com a captura desejada: se o interesse está em uma distribuição para v_{it} de forma mais estrita - dentro da perspectiva de uma análise de tempo - ou de forma mais ampla, incluindo uma descrição estatística mais completa dentro de uma perspectiva de clima mais abrangente (HSIANG, 2016).

Para pensar no problema empírico de identificação do efeito de variáveis climáticas sobre o resultado de uma determinada atividade, a formalização de Hsiang (2016) será adaptada ao interesse da presente tese, considerando o clima numa perspectiva mais restrita de tempo, ou seja, considerando um vetor v_{it} com distribuição $Z_{i\tau}$. Considere o tempo já indexado em t , com $t \in \tau$, um vetor de variáveis não-climáticas X que afetam o produto Y . O efeito médio de tratamento β sobre o produto Y decorrente de uma mudança no clima ΔZ_{it} pode ser expresso como:

$$\varphi = E[Y_{it}|Z_{it} + \Delta Z_{it}, X_{it}] - E[Y_{it}|Z_{it}, X_{it}] \quad (14)$$

Como φ nunca pode ser observado diretamente, pois a única população i não pode ser exposta a ambos contrafactuais Z_{it} e $Z_{it} + \Delta Z_{it}$, sua inferência exige uma boa aproximação para a equação (14). Segundo Dell, Jones e Olken (2014), há duas formas principais que aproximam o efeito médio do tratamento proposto pela equação (14), quais sejam, as análises *cross-sectional*, ou transversal, e as análises em painel.

Os *trade-offs* conceituais para essas análises, de acordo com Hsiang (2016), giram em torno da razoabilidade de supor que populações distintas são unidades comparáveis depois de condicionadas as características observáveis, bem como se os eventos climáticos observados para afetar uma população são suficientes para capturar efeitos relevantes desejados.

Nas análises *cross-sectional*, diferentes populações no mesmo período t são comparadas entre si após condicionamento em observáveis X_{it} . A suposição central necessária para essa

²⁰ Um exemplo que ajuda a esclarecer como as definições de clima e tempo diferem é considerando que $c_{i\tau}$ pode conter a velocidade máxima de rajada de vento realizada durante um intervalo de 24 horas, enquanto $C_{i\tau}$ contém o máximo da verdadeira distribuição teórica de rajadas de vento para aquele dia. Ou ainda $c_{i\tau}$ pode conter o número de dias realizados com temperaturas médias abaixo de zero ou acima de 30°C em um ano, enquanto $C_{i\tau}$ pode conter o número esperado de dias nessas categorias (HSIANG, 2016).

abordagem é a de homogeneidade da unidade. Sob esta suposição, se diferentes populações têm o mesmo clima, então os resultados condicionais esperados são os mesmos. Isso permite que todas as diferenças nos resultados condicionais observados sejam atribuídas às diferenças nas variáveis de clima Z_{it} . Em uma estrutura linear, essa estimativa geralmente é implementada por meio de uma equação de regressão da seguinte forma:

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + \delta Z_i + \epsilon_i \quad (15)$$

em que i denota a unidade *cross-section*, α é uma constante, β são os efeitos de observáveis, ϵ_i é o erro idiossincrático e δ captura os efeitos de variáveis climáticas Z_i . Essa implementação ganhou destaque no trabalho seminal de Mendelsohn, Nordhaus e Shaw (1994) que regrediram os preços das terras agrícolas de condados dos Estados Unidos com base nas temperaturas da estação de crescimento e nas características observáveis das propriedades agrícolas.

Dada a existência de exogeneidade das variáveis de clima, a causalidade reversa não necessariamente será uma preocupação na equação (15). No entanto, o viés de variável omitida, como, por exemplo, a correlação entre variáveis climáticas e outras características que podem influenciar o produto na estimação do modelo *cross-sectional*, é, sem dúvida, uma grande preocupação desse tipo de modelo (DELL; JONES; OLKEN, 2014).

A análise em painel, por sua vez, é uma alternativa para contornar os problemas das análises que utilizam dados *cross-sectional*. Assim, em vez de assumir que diferentes populações i e j são comparáveis em um corte transversal, examina-se a população i em períodos separados e indexados por t quando diferentes condições ambientais são realizadas em i . Algebricamente, o modelo de dados em painel é representado por:

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \delta Z_{it} + u_{it} \quad (16)$$

O componente de erro u_{it} da equação (16) assume a seguinte forma:

$$u_{it} = \mu_i + \epsilon_{it} \quad (17)$$

em que μ_i são componentes específicos das unidades *cross-sections* e ϵ_{it} são erros idiossincráticos. O μ_i pode denotar, por exemplo, a capacidade individual em uma equação de rendimentos, ou a qualidade do solo em uma função de produção agrícola. Esse tipo de modelo tem fortes propriedades de identificação e pode ser relevante no caso em que temperatura, precipitação, tempestades de vento e outros eventos climáticos variam plausivelmente ao longo do tempo (DELL; JONES; OLKEN, 2014; HSIANG, 2016).

Essa abordagem ganhou destaque na análise econômica quando usada por Deschênes e Greenstone (2007), que analisaram como os lucros agrícolas de condados dos Estados Unidos

respondiam a flutuações aleatórias no clima. O principal benefício dessa abordagem é que ela considera diferenças não observáveis entre as unidades, o que elimina uma fonte potencial de viés de variáveis omitidas, importante limitação nos modelos transversais. No entanto, como apontado por Hsiang (2016), essa abordagem ainda pode permanecer vulnerável ao viés de variável omitida se houver fatores variantes no tempo que influenciam o resultado e estão correlacionados com Z_{it} e X_{it} após o condicionamento das tendências μ_i .

No que se refere à especificação da variável climática, alguns aspectos devem ser ressaltados. Dell, Jones e Olken (2014) sintetizam as três principais abordagens utilizadas na literatura para especificação das variáveis climáticas:

- I. A primeira abordagem utiliza a medida de variáveis climáticas em nível, por exemplo, graus Celsius de temperatura ou milímetros de precipitação. Nas configurações de painel, esse tipo de identificação se torna desvios de níveis em relação à média.
- II. A segunda abordagem considera as frequências em que as realizações meteorológicas de variáveis climáticas caem em diferentes intervalos. Essa abordagem é baseada em medidas que integram a exposição cumulativa em faixas específicas, como, por exemplo, o intervalo de dias que a temperatura esteve acima de 32°, o intervalo de horas que a velocidade do vento foi maior que 100km, o número de dias que choveu acima de 200mm, etc.
- III. A terceira abordagem é baseada em transformações lineares ou não lineares estabelecidas a partir de medidas climáticas fundamentais, como temperatura, precipitação e umidade. Na literatura, essas transformações são conhecidas como medidas de “anomalias” climáticas e são capturadas pela diferença de nível em relação à média dividida pelo desvio padrão, ambos dentro de uma determinada área espacial. As medidas de anomalias podem ser entendidas como abordagens para reduzir a dimensionalidade de Z de uma maneira que descreva eficientemente os padrões que importam do ponto de vista econômico ou social.

Como apontado por Hsiang (2016), na maioria dos casos que envolvem transformações de variáveis climáticas, abordagens alternativas para calculá-las não podem ser vistas como objetivamente erradas. No entanto, o autor chama a atenção para o cuidado especial que se deve ter ao aplicar determinados tipos de transformações que faz com que a interpretação padrão do coeficiente resultante seja inconsistente com os fenômenos físicos.

No âmbito da inclusão de variáveis climáticas nos modelos econômicos, também é importante ressaltar a questão dos erros incorridos pelos pesquisadores ao utilizar tais variáveis. Auffhammer et al. (2013) apontaram cinco armadilhas mais comuns que os pesquisadores empíricos devem estar cientes antes de usar qualquer conjunto de dados climáticos em configurações econométricas, são eles: i) escolha do conjunto de dados meteorológicos; ii) média diária dos dados ao longo de determinada área; iii) correlação entre variáveis meteorológicas; iv) correlação espacial; v) cobertura climática endógena.

A armadilha (i) tem a ver com o fato de que, embora a maioria dos conjuntos de dados climáticos concorde em relação ao valor médio da variável meteorológica no espaço, não há consenso sobre o tempo e magnitude dos seus desvios dessas médias, e essa é a principal fonte de identificação da variação em estudos que utilizam dados em painel. Este é um problema mais sério para áreas com um pequeno número de estações meteorológicas, porque os dados devem ser interpolados de estações que são mais afastadas e, portanto, podem sofrer choques idiossincráticos²¹.

A armadilha (ii) decorre do fato de que calcular a média de dados de estações meteorológicas não ausentes em um determinado espaço, sem levar em conta que dados das estações meteorológicas às vezes estão ausentes, ou seja, não apenas as estações meteorológicas aparecem e desaparecem, elas também são frequentemente desligadas ou os valores simplesmente não são registrados. Uma série temporal com base nessa medida provavelmente incluirá variação do surgimento e extinção de estações. Quando os efeitos fixos de localização removem os resultados climáticos médios no local interpolado e os efeitos fixos temporais são incluídos, a variação meteorológica restante é bastante diminuída e a variação devida às estações que entram e saem da amostra pode potencialmente representar uma parcela significativa de a variação geral, introduzindo erros de medida.

A armadilha (iii) está relacionada ao problema de variável omitida e decorre do uso de uma variável meteorológica isoladamente. Por exemplo, quando se usa apenas informações sobre precipitação, é importante saber em qual medida esta variável e a variável de temperatura estão correlacionadas, pois o coeficiente de precipitação pode medir o efeito combinado das duas variáveis.

A armadilha (iv) decorre do fato de que variáveis climatológicas geralmente exibem uma correlação espacial significativa devido ao processo de geração de dados subjacente, bem como aos métodos de interpolação empregados. Isso pode levar à multicolinearidade

²¹ Quanto à questão espacial os choques podem ser considerados choques comuns quando influenciam todas as regiões de maneira uniforme, ou choques idiossincráticos ao impactarem apenas uma região

significativa, que por sua vez pode levar a erros-padrão inflacionados para os coeficientes relacionados às variáveis climáticas incluídas.

Por fim, a armadilha (v) está relacionada ao fato de que as estações meteorológicas usadas para construir os dados da grade podem surgir e desaparecer devido a uma intervenção (ou evento) exógeno, o que gera uma variação artificial nos dados bem como pontos de interrupção nas séries construídas. Isso também introduz a erros de medição e pode resultar em um viés nos estimadores quando aplicados ao período pós intervenção.

4.2. Referencial empírico: estimação com dados em painel

Como visto, modelos de dados em painel têm sido amplamente utilizados e recomendados para avaliar os efeitos do clima sobre os resultados agrícolas, tanto nas análises de produtividade parcial, como nas análises de PTF. A principal diferença entre as análises diz respeito aos estimadores de dados em painel, que se concentram em modelar o efeito específico μ_i da equação (17). Para tanto, a literatura econométrica enfatiza os estimadores (modelos) de efeitos fixos e efeitos aleatórios.

No modelo de efeitos fixos, os μ_i da equação (17) podem ser correlacionados com os regressores da equação (16). Assim, no modelo de efeitos fixos é permitido que os regressores sejam endógenos desde que sejam correlacionados apenas com o componente do erro invariante no tempo e específico da unidade μ_i , porém não com o termo idiosincrático ϵ_{it} (CAMERON; TRIVEDI, 2009).

Embora o interesse resida em estimar os parâmetros β e δ , é preciso controlar o componente específico de unidade μ_i do erro. No modelo de efeitos fixos isso é executado pelo estimador *within*, o qual remove os efeitos específicos μ_i por meio de uma transformação de diferenciação de médias. O *within* estimador opera via Mínimos Quadrados Ordinário (MQO) nos dados com diferença média. Como a diferença média de uma variável que não varia no tempo é igual a zero, o μ_i é eliminado na subtração do modelo correspondente com o modelo das médias individuais, o que leva a estimativas consistentes de β e de δ mesmo que ele esteja correlacionado com os regressores do modelo.

Como apontado por Cameron e Trivedi (2009), esse resultado é uma grande vantagem dos dados em painel. Como o estimador *within* fornece uma estimativa consistente no modelo de efeitos fixos, ele geralmente é chamado de estimador de efeitos fixos, porém ele não é o único. Um estimador alternativo de μ_i é o de primeira diferença que também fornece estimativas consistentes para β e δ . Ademais, uma extensão importante dos modelos de efeitos individuais, como o modelo de efeitos fixos, é o modelo de efeitos bidirecionais o qual permite que o efeito

específico esteja relacionado tanto ao tempo quanto a unidade. Com base na equação (17), essa relação pode ser expressa como:

$$Y_{it} = \alpha + \gamma_t + \beta X_{it} + \delta Z_{it} + u_{it} \quad (18)$$

em que γ_t denota um efeito específico de tempo. No modelo de efeitos aleatórios, os μ_i da equação (17) são puramente randômicos, uma suposição forte implicando que não há correlação do componente específico com os regressores. Nesse caso a estimativa é por Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) executada pelo *between* estimador. Este, por sua vez, usa apenas a variação entre ou transversal nos dados. Por esse motivo, os coeficientes de quaisquer regressores individuais invariantes não podem ser identificados (CAMERON; TRIVEDI, 2009).

Se houver bons controles, pode-se assumir que qualquer sobra de heterogeneidade negligenciada induz apenas correlação serial no termo de erro composto, mas não causa correlação entre os erros compostos e os regressores. No entanto, dado a forte suposição de exogeneidade, o estimador de efeitos aleatórios é menos utilizado em relação aos demais estimadores de dados em painel, pois além de tendencioso na presença de endogeneidade, ele também ignora informações importantes de como as variáveis mudam ao longo do tempo (WOOLDRIDGE, 2002).

Para tentar contornar essa situação, levando em conta as heterogeneidades das unidades observacionais no que diz respeito à qualidade dos insumos, à tecnologia e ao próprio clima, um modelo analítico que tem ganhado espaço especificamente na abordagem de fronteira estocástica é o de parâmetros aleatórios, ou modelo de coeficientes aleatórios com dados em painel. Neste modelo, o vetor de coeficientes da regressão é tratado como aleatório para levar em consideração a heterogeneidade individual, de modo que cada unidade *cross-section* tem coeficientes individuais de intercepto e de inclinação (CAMERON; TRIVEDI, 2005; SWAMY, 1970).

Segundo Lachaud, Bravo-Ureta e Ludena (2017), uma das vantagens dessa abordagem é que ela permite identificar separadamente a ineficiência variante no tempo da heterogeneidade não observada invariante no tempo específica da unidade observacional, como qualidade da terra e condições ambientais que não são capturadas explicitamente nos dados e potencialmente afetam o processo de produção. O modelo de parâmetros aleatórios não se restringe à

abordagem de fronteira estocástica, e pode ser estimado sobre a premissa de ausência de (in)eficiência²².

Como a análise de fronteira estocástica não é escopo analítico da presente tese, os detalhes dessa abordagem não serão aprofundados. Considera-se também o fato de que nos modelos tradicionais de análise de produtividade utilizando fronteira estocástica, os estimadores de efeitos fixos (e de efeitos aleatórios) empregados forçam qualquer heterogeneidade de unidade invariante no tempo no mesmo termo que está sendo capturado a eficiência (ou a ineficiência). Ademais, como apontado por Greene (2005), a estimativa de parâmetros de tecnologia nesses modelos é de interesse secundário, o que não é o caso da presente tese.

No âmbito dos estimadores tradicionais de modelos em painel, Blanc e Schlenker (2017) ressaltam que a preferência na literatura tem sido estimar os impactos do clima na agricultura usando estimadores de efeitos fixos, particularmente os efeitos fixos de grupo. Lembrando que os estimadores de efeitos fixos podem incluir efeitos específicos de tempo, de grupo ou de ambos. Os efeitos fixos de grupo absorvem qualquer ruído que possa ser causado por fatores não observados que são constantes ao longo do tempo, como a qualidade do solo. O efeito fixo de tempo contabiliza as variações de tempo não observáveis, como a mudança tecnológica.

Segundo Blanc e Schlenker (2017), a utilidade desses modelos é justamente pela capacidade de neutralizar o efeito de heterogeneidades individuais específicas garantindo, em certa medida, que os efeitos das variáveis climáticas não sejam mais correlacionados com diferenças que poderiam causar uma correlação espúria. Assim, considerando a análise central da presente tese e a complexidade inerente à inclusão de variáveis de clima nos modelos econômicos, o modelo de dados em painel com efeitos fixos foi escolhido como o mais adequado para estimar a equação (7), que adaptada aos estimadores de efeitos fixos pode reescrita na forma da equação (19) descrita abaixo:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \alpha + \sum_{n=1}^N \beta_n \ln X_{nit} + \sum_{j=1}^J \beta_j Z_{jit} + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^N \beta_{nm} \ln X_{nit} \ln X_{mit} + \\ & \frac{1}{2} \sum_{j=1}^J \beta_j (Z_{jit})^2 + \sum_{n=1}^N \sum_{j=1}^J \beta_{nj} \ln X_{nit} Z_{jit} + \gamma_1 t + \frac{1}{2} \gamma_2 t^2 + \sum_{n=1}^N \alpha_n \ln X_{nit} t + \\ & \sum_{j=1}^J \alpha_j Z_{jit} t + u_{it}. \end{aligned} \tag{19}$$

²² Não foi possível obter estimativas de parâmetros aleatórios para o modelo proposto na presente tese, mesmo sob a especificação de uma Cobb-Douglas, devido ao fato de se tratar de um painel curto com relativamente poucos graus de liberdade.

Observe que a inclusão dos coeficientes de tendência $\gamma_1 t$ e $\frac{1}{2}\gamma_2 t^2$ contabiliza o efeito fixo de tempo, estimando, assim, um modelo de efeitos fixos bidirecionais.

4.3. Fonte e Tratamento de Dados

Para a estimação da equação (19) foram obtidas informações referentes ao produto e aos fatores produtivos utilizados na produção agropecuária por meio dos Censos Agropecuários de 1995/96, 2006 e 2017, publicados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e disponibilizados da plataforma do Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA), exceto para o ano de 1995/96, o qual foi obtido por intermédio de tabulação especial junto ao IBGE.

Os dados referentes aos dois últimos Censos Agropecuários foram coletados em nível de microrregião, que ao todo somam 558 dessas unidades territoriais no Brasil. Já os dados referentes ao Censo Agropecuário de 1995/96, foram obtidos em nível municipal e posteriormente agregados em nível microrregional.

A base inicial, composta por 1.674 observações, passou por uma análise de detecção de casos de *missings value*. A proporção dos dados faltantes dentro da amostra foi igual a 15,3% das observações totais. Por ano do censo, tais proporções foram respectivamente iguais a 0%, 8,8% e 37% em 1995, 2006 e 2017²³. Optou-se por trabalhar com a base completa, excluindo as observações faltantes, de modo que a amostra final compreendeu 1.418 observações. As variáveis utilizadas estão detalhadas na Tabela 1.

Tabela 1: Descrição das variáveis do Censo Agropecuário (IBGE) e respectivas unidades de medida, utilizadas para construção do produto e dos fatores produtivos empregados na implementação empírica da função de produção.

Produto e fatores produtivos	Variáveis	Unidade de medida
Produto	Valor da produção total	Valor da produção Mil R\$
Terra	Lavouras permanentes, lavouras temporárias, pastagem natural, pastagem plantada	Área em hectares
Trabalho	Homens e mulheres maiores que 14 anos	Número de pessoas

²³ Segundo Lin e Tsai (2020), quando o conjunto de dados contém uma quantidade muito pequena de *missing values*, com taxa de perda inferior a 10% e 15%, por exemplo, os dados ausentes podem ser removidos sem grandes problemas ao resultado final da análise, embora haja exceções, como quando os valores perdidos contêm informações importantes que não podem ser ignoradas. No entanto, quando a taxa de perda excede 15%, deve-se considerar cuidadosamente o tratamento desses dados perdidos. Nesses casos, ao contrário da estratégia de exclusão de casos ausentes, a imputação de valor ausente (MVI, do inglês *missing value imputation*) é o método de solução mais comumente utilizado para lidar com o problema de conjunto de dados incompleto (LIN; TSAI, 2020). No presente estudo foram realizados testes do modelo empírico com a base imputada via regressão sequencial ou encadeadas, conhecido na literatura como Multivariate Imputation via Chained Equations (MICE). Essa técnica implementa uma imputação única multivariada na qual uma regressão sequencial preenche os dados variável por variável, sempre combinando o modelo de imputação com a forma de distribuição de cada uma das variáveis que estão sendo imputadas. No entanto, devido aos ajustes de má qualidade optou-se por trabalhar com a análise de casos completos, ou seja, excluindo da base os *missings values*.

Produto e fatores produtivos	Variáveis		Unidade de medida
Capital	Pecuário	Bovinos, caprinos, suínos, aves (galinhas, frangos, frangas e pintos)	Efetivo da produção
	Maquinário	Tratores maiores e menores que 100 cavalos, plantadeiras, colheitadeiras, caminhões, utilitários	Número de itens
Insumos	Adubos e corretivos, agrotóxicos e alimentação animal		Valor da despesa - Mil R\$

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Censo Agropecuário.

A variável de *Produto* foi definida semelhante ao do trabalho de Helfand, Magalhães e Rada (2015) e Rada, Helfand e Magalhães (2018). Nesses trabalhos, em vez de empregar um índice de quantidade de produto típico da estimativa da produtividade agrícola, optou-se por utilizar o deflator implícito construído com base no índice de produto de Gasques et al. (2020). Maiores discussões sobre a construção do deflator implícito encontram-se no Apêndice A desse estudo.

O fator produtivo *Terra* é dado pela soma, em hectares, das áreas de lavouras temporárias, permanentes, pastagens natural e plantada. Para esse procedimento foi necessário adequar cada uma dessas categorias de acordo com o Censo Agropecuário de 1995/96, que fornece informações mais agregadas a respeito da utilização das terras agrícolas.

No caso de lavouras temporárias, o Censo Agropecuário de 1995/96 contabiliza área plantada com forrageiras para corte (destinadas ao corte e uso na alimentação de animais) e área com cultivo de flores (inclusive hidroponia e plasticultura), viveiros de mudas, estufa de plantas e casas de vegetação. Já no Censo Agropecuário de 2017, a área de lavoura temporária já consta a área destinada a forrageiras para corte (IBGE, 2006, 2017a).

Para pastagens plantadas, o Censo Agropecuário de 1995/96 contabiliza pastagens plantadas degradadas por manejo inadequado ou por falta de conservação (pouco produtivas) e pastagens plantadas em boas condições (incluindo aquelas em processo de recuperação). Já para pastagem natural o Censo Agropecuário de 1995/96 incorpora as áreas florestais utilizadas para lavouras e pastejo de animais (IBGE, 2006, 2017a). Assim, uma comparação entre os Censos Agropecuários 1995/96, 2006 e 2017 deve observar essas considerações, de modo que a configuração homogênea para a construção das variáveis sobre a utilização das terras nos três Censos Agropecuários é fornecida pelo Quadro 3.

Quadro 3: Adequação das áreas de utilização das terras dos Censos Agropecuários de 2006 e 2017 de acordo com as configurações do Censo Agropecuário de 1995/95.

Utilização das terras	Anos dos Censos Agropecuários		
	1995/96	2006	2017
Lavoura temporária	lavoura temporária + área de lavoura temporária em descanso	lavoura temporária + área plantada com forrageira para corte + área com cultivo de flores	lavoura temporária + área com cultivo de flores
Lavoura permanente	-	-	-
Pastagem natural	-	pastagem natural + área de floresta utilizada para lavoura e pasto	pastagem natural + área de floresta utilizada para lavoura e pasto
Pastagem plantada	pastagem plantada (artificial)	pastagem plantada + pastagem plantada degradada + pastagem plantada em boas condições	pastagem plantada + pastagem plantada degradada + pastagem plantada em boas condições

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Censo Agropecuário.

O fator produtivo *Trabalho* corresponde à soma do pessoal ocupado considerando homens e mulheres maiores que 14 anos. O fator produtivo *Capital* foi construído agregando dois componentes: valor das máquinas e efetivo de animais, ou seja, um componente relacionado ao capital maquinário e outro ao capital pecuário. O valor dos itens de capital (tratores menor e maior que 100 cavalos de potência, plantadeiras, colheitadeiras, caminhões e utilitários) para os três anos do Censo Agropecuário foram fornecidos pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA)²⁴, (IEA, 2021).

O capital maquinário foi construído seguindo Rada, Helfand e Magalhães (2018), no qual é criado um índice de maquinário equivalente a tratores com mais de 100 cavalos de potência. Assim, multiplicou-se o valor das máquinas e dos meios de transportes por suas respectivas quantidades em cada ano do Censo Agropecuário e, em seguida, foi dividido o valor total do capital maquinário pelo preço médio do trator com mais de 100 cavalos de potência.

O capital pecuário consiste no efetivo de bovinos, caprinos, suínos e aves (galinhas, frangos, frangas e pintos) agregados em bovinos equivalentes utilizando pesos de 0,1 para caprinos, 0,2 para suínos e 0,01 para aves. A partir desses dois índices, foi construído o estoque de capital ponderado pela participação de cada um dos seus dois componentes.

Os coeficientes de ponderação foram obtidos por meio de uma regressão do valor da produção sobre o índice de maquinário e o índice de bovino equivalente, somente para o ano de 1995, ano inicial da análise. Para maior flexibilidade da variável de capital, os coeficientes

²⁴ Os preços das máquinas agrícolas correspondem as planilhas eletrônicas referentes aos preços médios mensais pagos pela agricultura no estado de São Paulo. Agradecimento especial ao Paulo do grupo GTA/IEA pelas instruções para obtenção das planilhas eletrônicas.

de ponderação foram obtidos em nível regional, seguindo os trabalhos de Lázari e Magalhães (2019) e Rada, Helfand e Magalhães (2018). Os resultados das estimativas regionais e dos coeficientes de ponderação podem ser consultados no Apêndice B deste estudo.

O fator produtivo *Insumos*, foi considerado a partir do valor das despesas dos estabelecimentos agropecuários com adubos e corretivos, agrotóxicos e alimentação animal, também deflacionadas pelo deflator implícito utilizado para deflacionar a variável de *Produto*. Juntas, essas despesas corresponderam, em média, a 52% das despesas totais dos estabelecimentos agropecuários nos anos analisados. A Tabela 2 mostra a estatística descritiva dessas variáveis.

Tabela 2: Estatística descritiva das variáveis utilizadas no modelo.

Variáveis	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Produto	1.418	633.240,3	854.624,4	121,6	11.600.000,0
Terra	1.418	440.949,6	557.897,4	17,0	4.706.848,0
Trabalho	1.418	27.865,6	22.677,5	17,0	151.452,0
Capital	1.418	78.357,3	129.567,6	20,9	1.316.989,0
Insumos	1.418	148.685,3	313.628,1	0	4.274.859,0

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

4.3.1. Construção da variável climática

As variáveis climáticas, que correspondem às informações sobre precipitação média (mm) e temperatura média (°C), são da plataforma *Climate Research Unit* (CRU, 2021), extraídas e gentilmente compartilhadas por Helson Gomes de Souza²⁵. A plataforma CRU foi construída com base no trabalho de Camarillo-Naranjo *et al.* (2019) e possui dados climáticos mensais do período correspondente a janeiro de 1901 até dezembro de 2021, cuja resolução espacial é de meio grau em latitude e longitude abrangendo todos os municípios brasileiros.

Para a construção da variável climática, alguns aspectos foram levados em consideração. O primeiro deles, diz respeito ao nível de desagregação dos dados disponíveis o que limita as formas de especificação da variável climática. O segundo aspecto, diz respeito às considerações no âmbito dos eventos climáticos apontados como de maior impacto na atividade agropecuária brasileira, que são os fenômenos relacionados ao excesso ou escassez de pluviosidade. Nesse sentido, destaca-se especialmente os eventos relacionados à escassez hídrica que, historicamente, se associam a perdas massivas nas culturas de verão, as quais têm um peso significativo para a produção agrícola brasileira.

O terceiro aspecto considera as especificações mais comuns utilizadas nos estudos econômicos sobre impacto de variáveis de clima sobre medidas agregadas de produtividade agrícola. Nesse sentido, será dada ênfase ao impacto das anomalias de clima sobre as medidas de produtividade. Do ponto de vista econométrico, como ressaltado por Blanc e Schlenker, (2017), é importante enfatizar que a maioria das anomalias climáticas ao longo do mundo não são previsíveis, com algumas exceções muito específicas, como o El Niño, a La Niña e os movimentos das chuvas de monções. Embora estes sejam fenômenos conhecidos, com as mudanças climáticas, suas manifestações tendem a ser afetadas, com o aumento das incertezas sobre suas durações, intensidades e frequências (MAPA, 2022).

Assim, os desvios do clima das tendências “normais” são geralmente aleatórios e imprevisíveis. Isso significa que as decisões de plantio não são baseadas em desvios climáticos esperados, mas em choques climáticos aleatórios que são desconhecidos no momento do plantio garantindo, em certa medida, a exogeneidade dessa variável (BLANC; SCHLENKER, 2017; DELL; JONES; OLKEN, 2014).

Para especificar a variável de clima com ênfase em fenômenos de escassez hídrica, foi elaborado um indicador de seca proposto por Yu e Babcock (2010). Esse indicador resume o

²⁵ Doutor em Economia pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB), e responsável pela extração dos dados climáticos plataforma *Climate Research Unit* (CRU).

grau de secura, dado por anomalias de precipitação abaixo do normal, e grau de calor, dado por anomalias de temperatura acima do normal. O indicador de seca captura a presença simultânea de condições excepcionalmente quentes e excepcionalmente secas medida pelo grau em que temperatura e precipitação se afastam do normal histórico (YU; BABCOCK, 2010).

É importante ressaltar que construir uma medida de escassez hídrica, ou de secura, baseada apenas em anomalias de precipitação sujeitaria a incorrer na terceira armadilha que diz sobre o viés de variável omitida nas configurações de variáveis climáticas nos modelos econométricos. Como relatado na seção 4.1, baseado no trabalho de Auffhammer *et al.* (2013), é desejável controlar empiricamente o conjunto de indicadores climáticos que possam apresentar alta correlação, como é o caso da precipitação com a temperatura. Ademais, evidências empíricas sugerem que o clima seco e quente é mais prejudicial para as culturas do que apenas as condições de seca, no sentido mais restrito de escassez hídrica. (AUFFHAMMER; RAMANATHAN; VINCENT, 2012; BIRTHAL *et al.*, 2015).

Matematicamente, o índice de seca pode ser expresso como:

$$IS = [-\min(0, DTP_{it}^{sd}) * \max(0, DMT_{it}^{sd})] \quad (20)$$

em que IS é o indicador de seca, i e t denotam microrregião e ano, respectivamente. $DTP_{i,t}^{sd} = [(TP_{it} - TP_i^{normal})/sd(TP_i)]$, é o desvio padrão da precipitação total de sua média histórica normal. $DMT_{i,t}^{sd} = [(MT_{it} - MT_i^{normal})/sd(MT_i)]$, é o desvio padrão da temperatura média de sua média histórica normal. A especificação baseada no produto dos desvios padronizados dará maior ênfase aos maiores desvios tanto na precipitação quanto na temperatura. Quanto maior a temperatura e menor a precipitação, maior será o valor do IS (BIRTHAL *et al.*, 2015; YU; BABCOCK, 2010).

O IS foi calculado para os períodos de referência dos Censos Agropecuários²⁶ e não para o ano corrente, de modo a obter um cálculo mais ajustado para o período de coleta do recenseamento. A estatística descritiva dos desvios padrão históricos da precipitação e da temperatura, bem como do índice de seca (IS) estão reportadas na Tabela 3. Para o cálculo da média histórica, foi adotada a recomendação do Relatório do Painel Intergovernamental de Mudanças Climáticas (IPCC do inglês *Intergovernmental Panel on Climate Change*) que define o período de 30 anos para a descrição estatística em termos de média e variabilidade relevantes de variáveis de clima em um contexto mais restrito (IPCC, 2014).

²⁶ O período de referência do censo agropecuário de 1995 é de 01 de agosto de 1995 à 31 de julho de 1996. O período de referência do censo agropecuário de 2006 é de 01 de janeiro de 2006 à 31 de dezembro de 2006. O período de referência do censo agropecuário de 2017 é de 01 de outubro de 2016 à 30 de setembro de 2017.

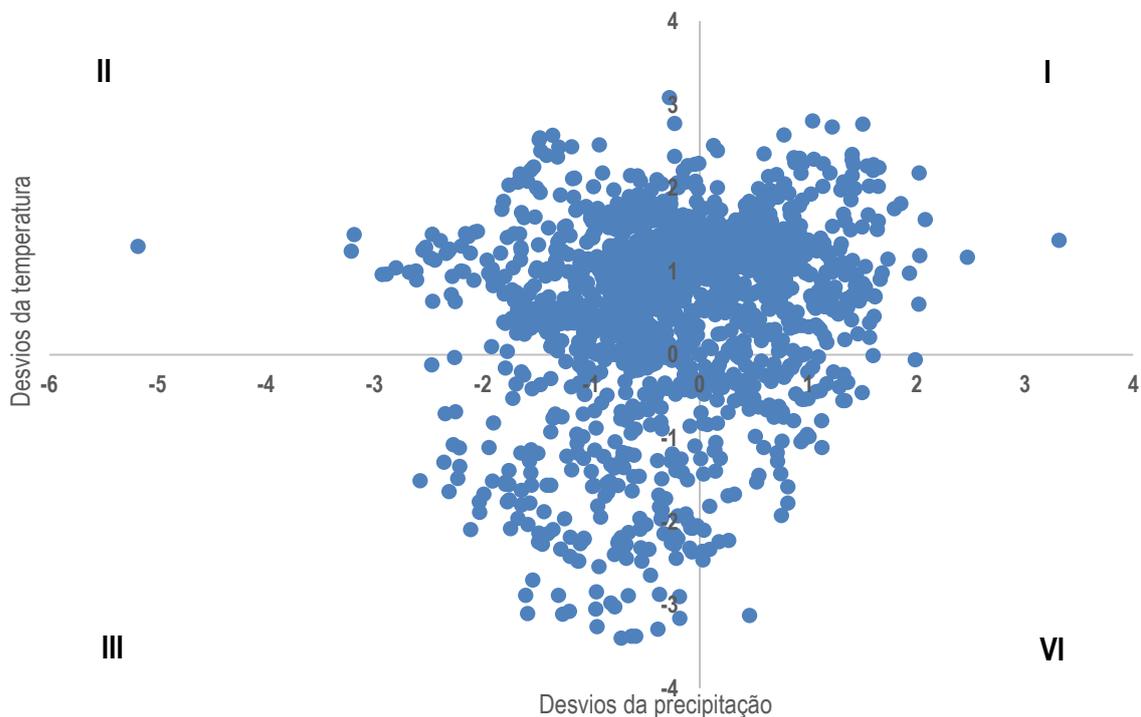
Tabela 3: Estatística descritiva das variáveis de clima.

Variável	Observações	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
Desvios precipitação (mm)	1.418	-0,2348	0,8929	-5,1813	3,3151
Desvios temperatura (°C)	1.418	0,6162	1,0127	-3,4009	2,8040
Índice de Seca (IS)	1.418	0,3278	0,6392	0,0000	6,7276

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

O Gráfico 3 mostra as distribuições dos desvios padronizados da precipitação e da temperatura média mensal de seus respectivos valores médios históricos para o ano de referência de cada Censo Agropecuário. Observe que há uma quantidade relevante de informações concentrados no quadrante II, expressando uma relação negativa entre os desvios da precipitação e da temperatura. A construção do *IS* dará ênfase às informações contidas no referido quadrante, denotando os eventos de clima seco e quente.

Gráfico 3: Relação entre desvios da temperatura média mensal (eixo vertical) e da precipitação mensal (eixo horizontal) para os anos de referência dos Censos Agropecuários de 1995, 2006 e 2017.



Fonte: Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

A Figura 2 mostra o histograma do *IS* construído. O índice variou, aproximadamente, de 0 a 7 considerando. O valor igual a zero significa que a precipitação no período foi maior ou igual à precipitação normal e a temperatura mensal foi menor ou igual à temperatura normal. Valores anormalmente baixos de *IS* podem ser considerados representativos do clima normal.

Observa-se que o *IS* é enviesado para o seu limite inferior, indicando que a maioria dos eventos de seca nos períodos analisados foi de intensidade baixa ou moderada.

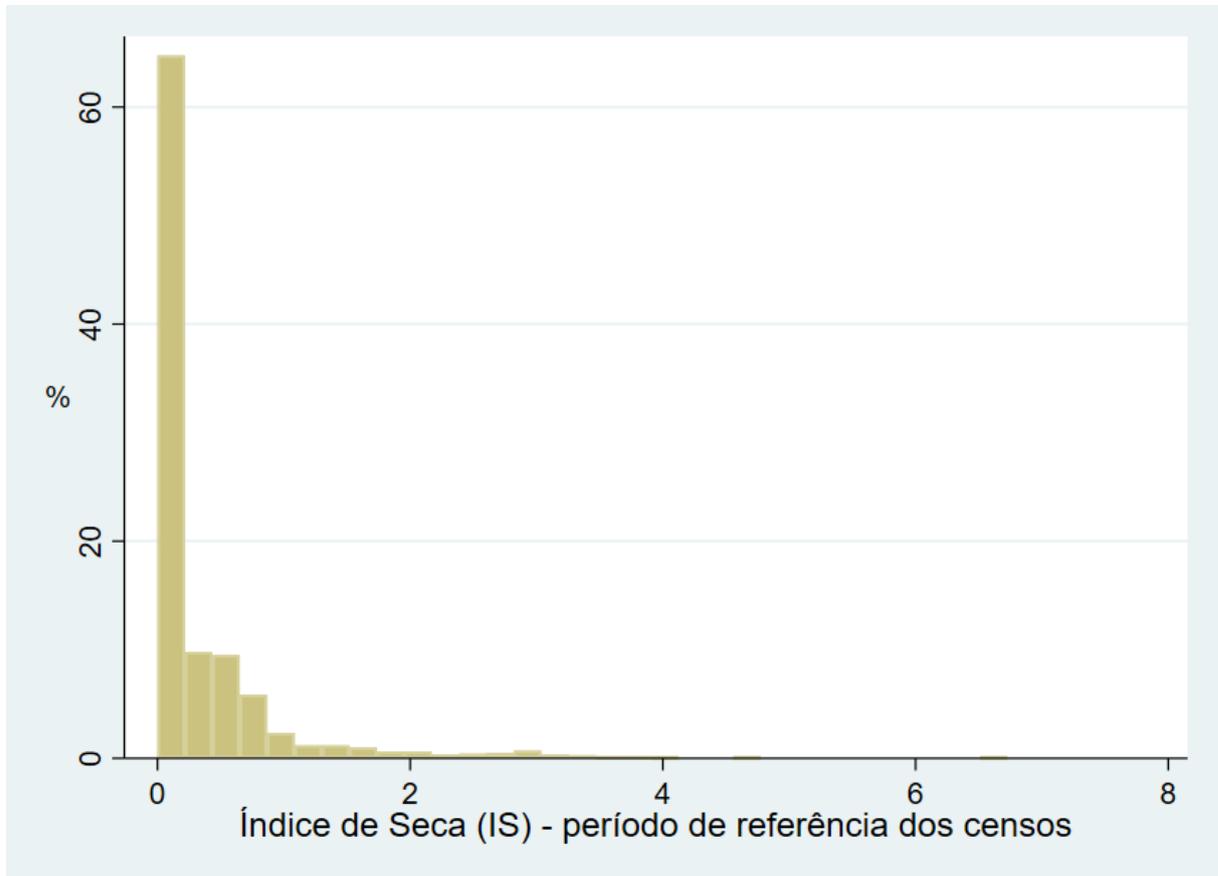


Figura 2: Distribuição de frequência do Índice de Seca (*IS*) para o período de referência dos Censos Agropecuários de 1995, 2006 e 2017.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

CAPÍTULO V

5. DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A discussão dos resultados está dividida em duas subseções. A primeira subseção trata da análise estrutural da agricultura brasileira, com ênfase no período de análise da presente tese. A segunda subseção apresenta os resultados da metodologia empregada, discutindo a medida de progresso técnico da agricultura brasileira obtida na estimação do modelo econométrico fazendo uma análise comparativa entre os resultados antes e após a inclusão do componente climático.

5.1. Análise estrutural da agricultura brasileira

A partir do confronto dos principais dados dos Censos Agropecuários a partir de 1985 pode-se obter uma aproximação das mudanças que vêm ocorrendo na agricultura brasileira ao longo das últimas décadas. A presente subseção descreve essas mudanças, enquanto a tabela que confronta os dados encontra-se na Tabela A3 do Apêndice C.

O primeiro ponto a observar é a diminuição do número de estabelecimentos agropecuários, que foi mais acentuado entre os Censos Agropecuários de 1985 e 1995. Até 1985, como apontado no trabalho de Gasques *et al.* (2010), o número de estabelecimentos agropecuários crescia de forma acentuada no Brasil, a uma taxa anual média de 2,2% a partir de 1960 e 1,1% a partir de 1970. A partir de 1995 houve uma certa estabilização do número de estabelecimentos agropecuários, apontando tendência de queda quando confrontado com os resultados de 2017.

Não obstante, observou-se também uma redução da área média dos estabelecimentos agropecuários, algo em curso desde os anos de 1960 (GASQUES *et al.*, 2010). De acordo com Gasques *et al.* (2010), a redução da área média observada reflete, entre outros aspectos, o aumento da produtividade da terra e dos fatores de produção em geral, processo que se instaura especialmente a partir dos anos de 1970 como resultados dos investimentos em pesquisa e da formulação de políticas públicas para o setor agropecuário.

As áreas destinadas a lavouras aumentaram sistematicamente a partir de 1995, com destaque para o avanço das lavouras temporárias, especialmente devido ao cultivo de trigo, milho e soja. As produções de arroz e feijão também foram marcadas por ganhos expressivos e sucessivos de produtividade parcial ao longo das últimas décadas.

Das lavouras permanentes, destacou-se o aumento da produção em detrimento da redução da área colhida de importantes culturas como o café, laranja e banana ao contrário do verificado para cacau e mandioca. Cultivos como manga, mamão, maracujá, tangerina, uva também reportaram aumento expressivo em termos de produção desde 1995. No entanto, entre os dois últimos Censos Agropecuários, verificou-se uma redução de rendimento parcial de alguma dessas culturas permanentes, decorrente do avanço da área colhida maior do que a produção. Em termos de ocupação, as áreas de lavoura envolveram, em média, cerca 16,5% da área dos estabelecimentos agropecuários. Nesses termos, o peso de ocupação foi maior para as áreas de pastagens que, embora vêm caindo ao longo das últimas décadas, corresponderam a 45,4% da área dos estabelecimentos agropecuários no censo de 2017.

Na Figura 3, é possível observar como a área das lavouras avançou ao longo das microrregiões brasileiras no período de 1995 a 2017. Destaca-se a evolução nas faixas das regiões do Centro-Oeste, particularmente no Matopiba, bem como no estado do Amapá. Entre os dois últimos Censos Agropecuários, em praticamente todo o território houve redução na área de lavouras, com exceção das regiões de expansão de fronteira agrícola e tradicionais regiões do setor agropecuário à Sudeste e Sul do país.

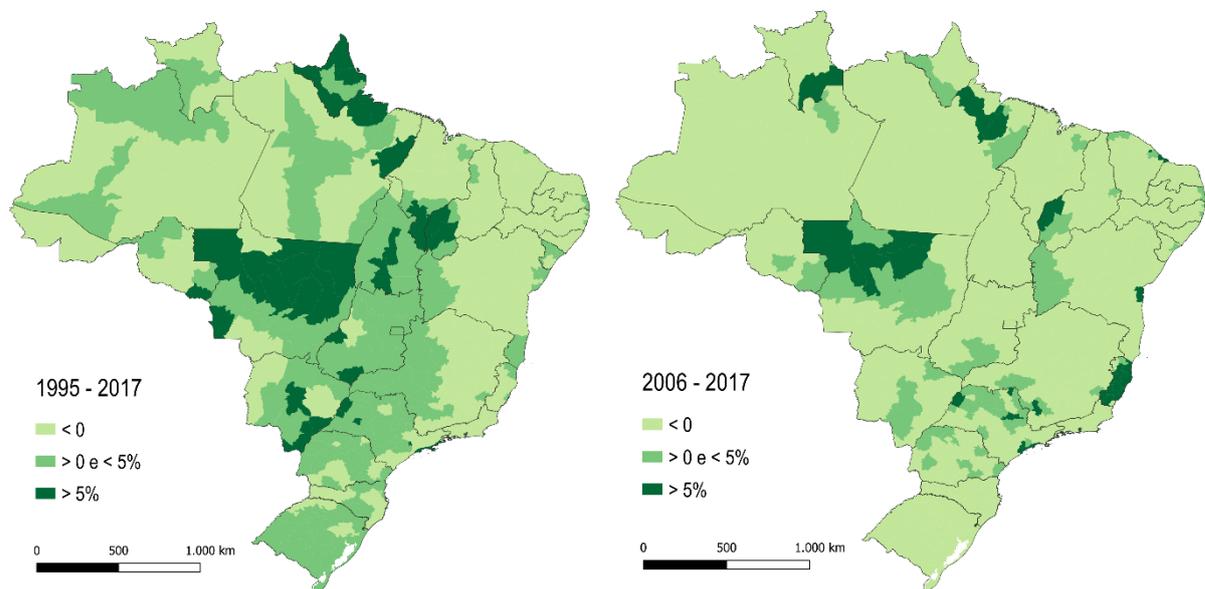


Figura 3: Taxa (%) anual média de crescimento da área de lavouras (temporárias e permanentes) nas microrregiões brasileiras para os períodos de 1995 a 2017 e 2006 a 2017.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados dos Censos Agropecuários do IBGE (1995, 2006 e 2017).
Sistema de Referência: SIRGAS 2000, Coordenadas UTM.

Em 1985, a área de pastagem natural superava a área de pastagem plantada, cenário que se altera nas estatísticas do Censo Agropecuário de 1995/96. Há uma clara tendência de conversão para pastagens plantadas, associado também a um movimento de substituição de área

de pastagens por culturas agrícolas. Não obstante, a produção pecuária seguiu crescendo a uma taxa média de 0,6% ao ano desde 1995 e se tornando mais intensiva do ponto de vista da ocupação do rebanho em termos de área de pastagem.

O avanço das áreas de pastagens se deu especialmente na região Norte do país no período de 1995 a 2017, como pode ser observado na Figura 4. O mesmo pode ser verificado para algumas faixas da região Nordeste. Esse crescimento se intensificou entre os dois últimos Censos Agropecuários, especialmente nas regiões Centro-Oeste e Sudeste do país. De acordo com o Imazon (2015), o crescimento das áreas de pastagens na região Norte do país está relacionado com a lucratividade, o baixo preço da terra e a produtividade da produção pecuária na região que chega a ser, em determinadas localidades, significativamente maior do que na região Centro-Sul do país.

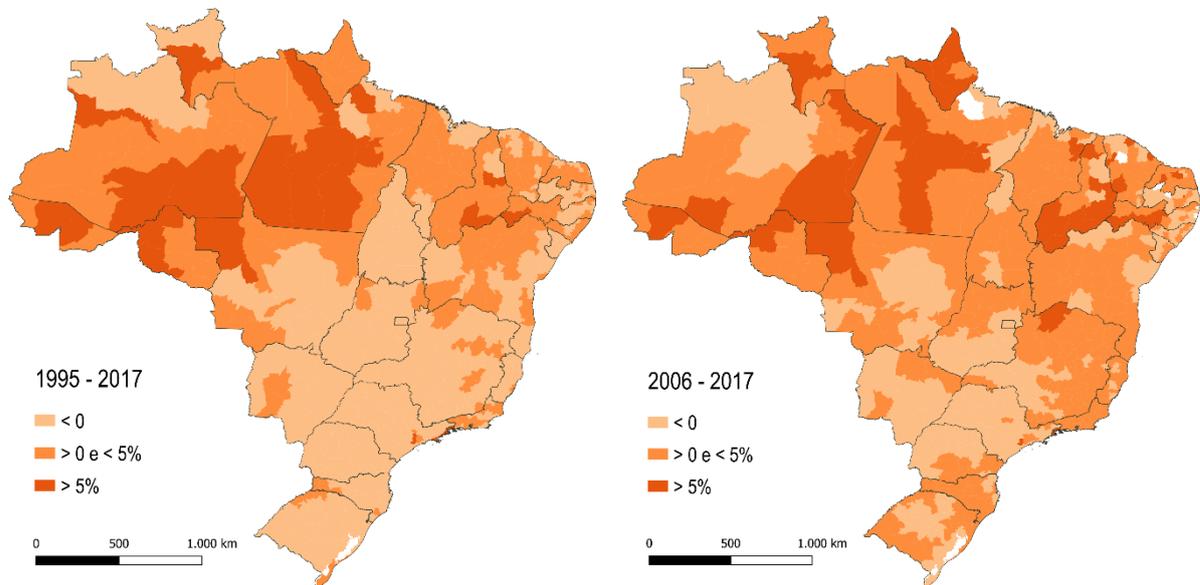


Figura 4: Taxa (%) anual média de crescimento da área de pastagem (natural e plantada) nas microrregiões brasileiras para os períodos de 1995 a 2017 e 2006 a 2017.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados dos Censos Agropecuários do IBGE (1995, 2006 e 2017).
Sistema de Referência: SIRGAS 2000, Coordenadas UTM.

Em termos de ocupação de pastagem, a pecuária leiteira concorre com a pecuária de corte, especialmente nas regiões sudeste e sul do país, regiões que historicamente concentram a maior parcela da produção leiteira do Brasil, atingindo 70% desta em 2017 (IBGE, 2017a). Embora, no geral, a pecuária de corte predomine sobre a pecuária leiteira, vale ressaltar os ganhos produtivos obtidos por essa última atividade ao longo das últimas décadas. A produção de leite de vaca cresceu de forma vertiginosa desde 1985, atingindo uma taxa média anual de 3,5% entre os dois últimos Censos Agropecuários. A redução do número de vacas ordenhadas

ao longo dos períodos analisados também consolida os ganhos do rendimento produtivo dessa atividade.

Ao lado da produção de leite de vaca, destaca-se também a produção de leite de cabra, importante produção animal para região nordeste do país. Com crescimento instável ao longo dos períodos analisados e forte queda entre os dois últimos Censos Agropecuários, inclusive do rebanho ordenhado de caprinos, a produtividade média dessa atividade ainda persiste, crescendo a uma taxa anual média de 5,7% desde 1995, decaindo para 1,3% entre os Censos Agropecuários de 2006 e 2017.

Diante de tamanha diversificação produtiva, destaca-se ainda a posição mundial do Brasil como maior produtor de cana de açúcar, soja, café, bem como líder em tamanho do rebanho bovino (FAO, 2021). A ocupação de terras utilizadas para realizar toda a produção do setor abrangeu cerca de 65% da área total dos estabelecimentos agropecuários em 2017. As áreas de matas vêm em segundo lugar, com ocupação do território superior às áreas de lavouras e igual a 32,8% no referido ano. A área de cobertura florestal natural cresceu de forma consistente ao longo dos períodos analisados, mas inferior a 1% ao ano desde 1995.

Quando analisados os três últimos Censos Agropecuários, é possível verificar um ponto de inflexão relativo a perda de cobertura de floresta natural. Esse movimento pode estar associado a criação do Plano de Prevenção e Controle do Desmatamento na Amazônia Legal (PPCDAM), em 2004. Segundo Barreto e Araújo (2012), essa iniciativa foi essencial para traçar uma nova trajetória da conversão de florestas no Brasil a partir de meados dos anos 2000, especialmente nas áreas de expansão da atividade agropecuária na Amazônia Legal.

Outro fator que sustenta o crescimento das áreas de matas como um todo é o avanço das florestas plantadas, utilizadas para a produção de madeiras e seus derivados, para a proteção ambiental ou, ainda, para fins biológicos. Destacam-se, nesse sentido, a produção de eucalipto, pinheiro e acácia negra, que juntas representam a maior parte do efetivo da silvicultura no Brasil. Desde 1985, a área destinada florestas plantadas cresceu a uma taxa anual média de 8,8%. Entre os dois últimos Censos Agropecuários esse percentual foi igual a 5,6%.

No âmbito dos fatores de produção da produção agropecuária, alguns elementos retratam importantes mudanças no rural brasileiro ao longo dos últimos anos. O número de pessoas ocupadas nos estabelecimentos agropecuários, por exemplo, cai de forma consistente a partir de 1985. No trabalho de Gasques *et al.* (2010) é possível verificar que esse processo tornou-se efetivamente uma tendência a partir dos anos de 1980.

Aliada à queda no número de estabelecimentos agropecuários, a redução do número de pessoas ocupadas revela uma diminuição média do número de pessoas ocupadas nas

propriedades rurais do Brasil ao longo de todo período analisado e igual a 1% ao ano a partir de 1995. De acordo com Gasques *et al.* (2010) e Delgrossi e Balsadi (2020), esse comportamento é decorrente de diversos fatores relacionados a mudanças nas configurações produtivas e demográficas brasileira marcadas por inovações tecnológicas dos sistemas de produção e mudanças na política trabalhista, entre outros.

Embora, no geral, a média de pessoas ocupadas na agricultura brasileira tenha caído nos últimos anos, na Figura 5 observa-se que esse esvaziamento foi puxado pelas regiões Nordeste, Sudeste e Sul do país, onde historicamente se concentra a maior parte da população rural brasileira. Contrapondo a esse quadro, de 1995 a 2017 observa-se um aumento do pessoal ocupado na agricultura nas regiões Norte e Centro-Oeste do país. Esse perfil se mantém entre os dois últimos Censos Agropecuários, chamando a atenção para a ampliação das áreas de crescimento do pessoal ocupado nessas mesmas regiões, bem como no Tocantins, todas elas caracterizadas como recente fronteira de expansão das atividades agropecuárias.

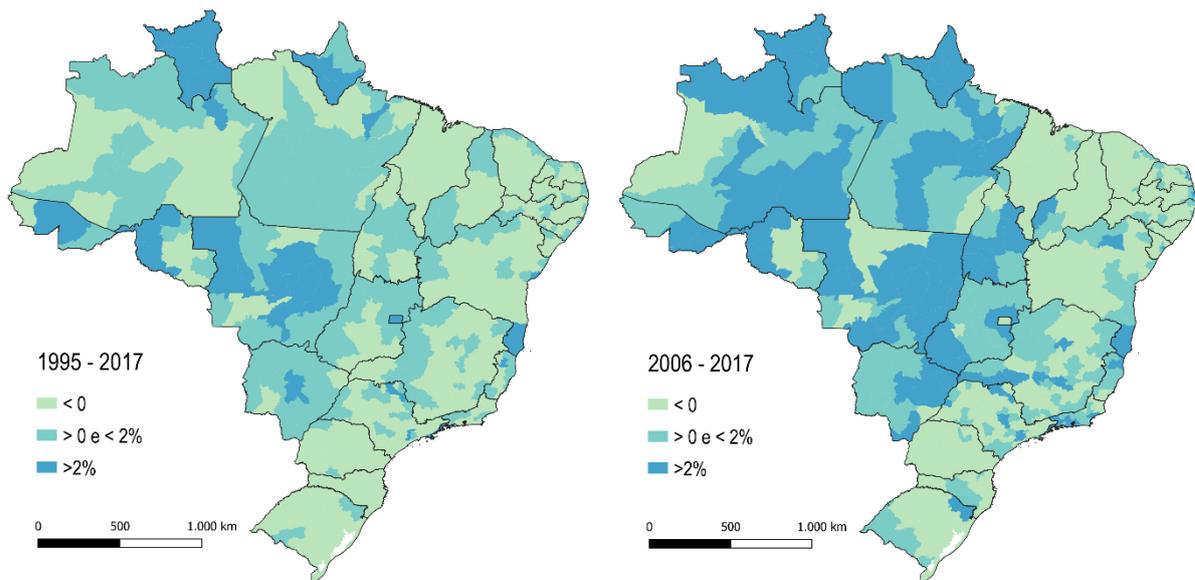


Figura 5: Taxa (%) anual média de crescimento do pessoal ocupado na agricultura nas microrregiões brasileiras para os períodos de 1995 a 2017 e 2006 a 2017.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados dos Censos Agropecuários do IBGE (1995, 2006 e 2017). Sistema de Referência: SIRGAS 2000, Coordenadas UTM.

Para o número de tratores, que representa um importante indicador de intensidade tecnológica, os dados mostram um crescimento significativo desse item nos estabelecimentos agropecuários, especialmente entre os dois últimos Censos Agropecuários, período em que esse crescimento atingiu uma taxa anual média de 3,7%. O salto verificado também ocorre para outros itens veiculares e pode estar relacionado, dentre outros motivos, ao aumento da oferta desses bens e às mudanças estruturais no crédito para seu financiamento, este último a partir do

final dos anos 2000, liderado especialmente pelo Programa de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF) através do programa Mais Alimentos (BELIK, 2015; BORBA, 2020; SILVA; BARICELO; VIAN, 2020).

A evolução das despesas também é um reflexo da intensificação tecnológica da agricultura brasileira, como apontado por Alves, Contini e Gasques (2008). Seu desempenho demandou, dentre outras coisas, a utilização de quantidades consideráveis de insumos modernos, como fertilizantes, agrotóxicos, sementes melhoradas, além do aumento da tecnificação por meio do uso de máquinas agrícolas automotrizes, que demandam maior uso de insumos energéticos. As despesas com esses insumos cresceram de forma acentuada no Brasil nas últimas décadas, juntamente com as despesas relacionadas ao pagamento de salários e arrendamentos. O pagamento de salários foi a despesa com menor taxa de crescimento e igual a 2,2% ao ano a partir de 1995. Para este período, despesas com aquisição de defensivos agrícolas foi a que mais cresceu, a uma taxa igual a 6,6%.

Pela Figura 6 é possível observar como ocorreu a evolução das despesas totais por hectare de atividade agropecuária ao longo das regiões brasileiras. No período de 1995 a 2017 houve um crescimento mais intenso das despesas médias por hectare nas regiões centrais do país. Esse crescimento foi menor na região Nordeste, com exceção de faixas específicas do Matopiba, como o oeste baiano, sul do Piauí e regiões de fronteira com o Norte no estado do Maranhão. Entre os dois últimos Censos Agropecuários, no geral, as despesas médias por hectares cresceram anualmente acima de 5%.

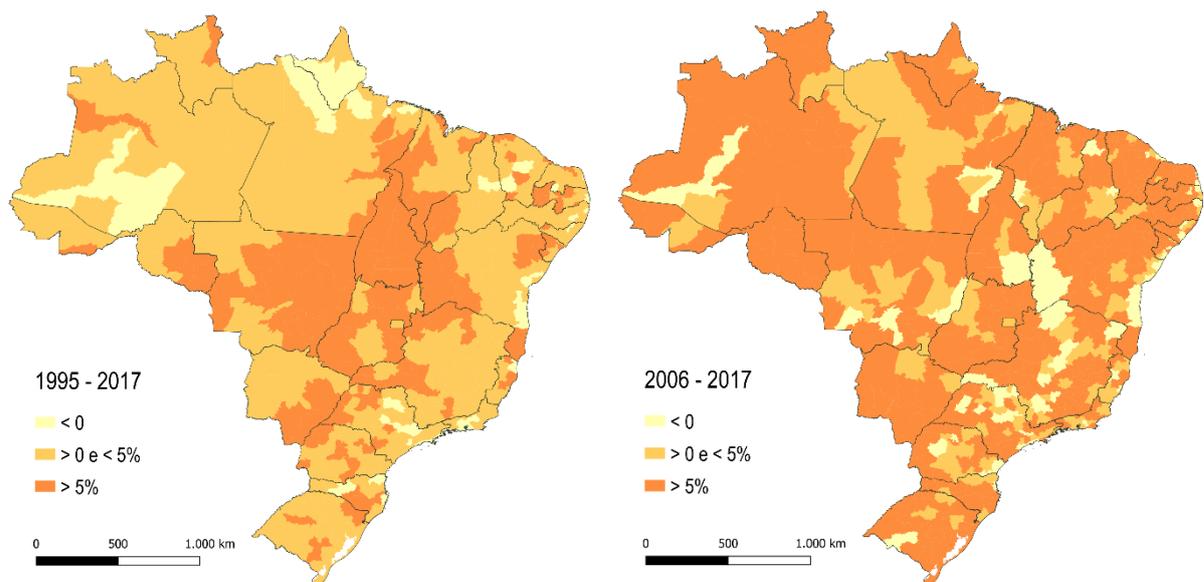


Figura 6: Taxa (%) anual média de crescimento das despesas totais¹ por hectare da agropecuária (áreas de lavouras + áreas de pastagens) nas microrregiões brasileiras para os períodos de 1995 a 2017 e 2006 a 2017.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados dos Censos Agropecuários do IBGE (1995, 2006 e 2017). Nota: (1) Despesas deflacionadas pelo IGP-DI em reais do ano de 2017.

Sistema de Referência: SIRGAS 2000, Coordenadas UTM.

Os dados apresentados mostram que o crescimento da agricultura brasileira ao longo das últimas décadas esteve pautado nos ganhos produtivos das principais atividades do setor, bem como na expansão do uso de insumos produtivos, sobretudo terra, insumos tecnológicos e capital. No âmbito da ocupação, embora em trajetória descendente, houve uma clara evolução heterogênea ao longo do território nos últimos 30 anos, especialmente em direção as mais recentes regiões de fronteira agropecuária.

Em relação à produção pecuária, os incrementos da produção estão relacionados, dentre outros aspectos, aos avanços ocorridos em diversas áreas, tais como nutrição e melhoramento genético, manejo animal, qualidade de forrageiras e pastagens, bem como inovações em gestão. Já na atividade agrícola a expansão produtividade relaciona-se ao progresso da biotecnologia, do uso de insumos estratégicos, da fertilização e adubação, da adoção de máquinas e equipamentos agrícolas, bem como de inovações de processos (EUCLIDES FILHO, 2008; MARTHA; ALVES; CONTINI, 2012; VIEIRA FILHO, 2016).

5.2. Resultado das estimativas do modelo econométrico

Antes de iniciar a discussão dos resultados do modelo econométrico, foram realizados testes de adequação da equação (19), abaixo recuperada:

$$\ln Y_{it} = \alpha + \sum_{n=1}^N \beta_n \ln X_{nit} + \sum_{j=1}^J \beta_j Z_{jit} + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^N \beta_{nm} \ln X_{nit} \ln X_{mit} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^J \beta_j (Z_{jit})^2 + \sum_{n=1}^N \sum_{j=1}^J \beta_{nj} \ln X_{nit} Z_{jit} + \gamma_1 t + \frac{1}{2} \gamma_2 t^2 + \sum_{n=1}^N \alpha_n \ln X_{nit} t + \sum_{j=1}^J \alpha_j Z_{jit} t + u_{it}$$

em que Y corresponde ao produto, o vetor X corresponde aos fatores de produção terra, trabalho, capital e outros insumos e Z corresponde ao índice de seca (IS).

O teste utilizado foi o de razão de verossimilhança (LR, do inglês *Likelihood Ratio Test*), no qual a hipótese nula, H_0 , é de que especificações mais restritas da equação (19) são mais adequadas para a análise proposta. Conforme Greene (2012), após a estimação dos modelos restritos e irrestrito, verificam-se seus respectivos valores de log-verossimilhança (LL) e, a partir da estatística da verossimilhança (LR), aplica-se o seguinte teste: $LR = -2[\ln LL(H_0) - \ln LL(H_1)]$. A hipótese nula é rejeitada se o valor calculado exceder o valor crítico apropriado das tabelas qui-quadrado (χ^2).

Os testes foram procedidos em dois blocos. No primeiro bloco, não foi incluída a variável de clima (IS), com o objetivo de testar se a especificação de uma *translog* completa sem clima era mais adequada do que uma especificação Cobb-Douglas, ou uma especificação da *translog* sem interação da tendência com os demais argumentos da função, identificada como “*translog* progresso técnico neutro”. No segundo bloco, a equação (19) é testada em relação à especificação restrita de uma *translog* completa sem a variável de clima (IS).

Os resultados para o teste de funcionalidade estão reportados na Tabela 4. Esses resultados mostram que, na ausência da variável de clima, a especificação de uma função *translog* completa se adequa mais à análise proposta comparada às especificações do tipo Cobb-Douglas, ou de uma função *translog* hicks-neutra. A equação (19) também se mostrou adequada em relação à especificação de uma *translog* completa sem a variável de clima.

Tabela 4: Teste de Razão de Verossimilhança (LR teste) para escolha da forma funcional.

Modelos		Hipóteses nula (H_0)		
		Cobb-Douglas	<i>Translog</i> Progresso técnico neutro sem clima	<i>Translog</i> completa sem clima
H_1	<i>Translog</i> completa sem clima	352,74*** LR χ^2	68,69*** LR χ^2	-
	<i>Translog</i> completa com clima	-	-	42,52*** LR χ^2

Fonte: Resultados da pesquisa. Nível de significância: * $p < 0,05$; ** $p < 0,1$; *** $p < 0,01$.

Os resultados dos testes de especificação são importantes, pois reafirmam a relevância de considerar uma mudança tecnológica tendenciosa, na qual as mudanças observadas na produtividade decorrem da passagem do tempo influenciando a intensidade no uso dos diversos insumos produtivos, o que é muito coerente com a trajetória de crescimento da agricultura brasileira.

Na Tabela 5 são apresentadas as estimativas da equação (19) e da *translog* sem a variável Índice de Seca, IS. O teste F para a significância conjunta do modelo foi significativo ao nível de 1%, embora, de forma isolada, poucos coeficientes foram estatisticamente significativos. Isso pode ser justificado pelo fato de a amostra estudada ser relativamente pequena e insuficiente para atenuar problemas associados à forte colinearidade entre os termos da *translog*, o que leva ao aumento dos erros-padrão dos coeficientes estimados.

Alguns aspectos importantes da Tabela 5 valem ser destacados, mesmo sob a advertência de interpretar diretamente os coeficientes de formas funcionais flexíveis. No geral, os sinais reportados estão dentro do esperado. Em relação aos resultados das interações dos insumos com a tendência, nos modelos com e sem clima, o sinal negativo do coeficiente *t_trabalho*, em particular, reflete a economia do trabalho, enquanto o produto se expande com o aumento da terra, dos insumos e do capital. Isso corrobora com a hipótese de que o avanço da produção da agricultura brasileira vem se baseando na economia de insumos escassos, especialmente a terra. Já o coeficiente positivo da interação da tendência com o clima “*t_IndiceSeca*” denota que, na média, a agricultura se tornou menos vulnerável aos eventos de clima seco e quente ao longo do período analisado.

Tabela 5: Resultados da estimação do modelo econométrico.

Produto	<i>Translog</i> sem IS (modelo 1)	<i>Translog</i> com IS (modelo 2)
trabalho	1,002 (0,724)	1,042 (0,720)
terra	-2,277*** (0,651)	-1,958** (0,655)
insumos	0,0891 (0,228)	0,136 (0,229)
capital	0,368 (0,539)	0,265 (0,539)
t	-0,00228 (0,0168)	-0,000694 (0,0168)
trabalho2	-0,112 (0,0891)	-0,103 (0,0890)

Produto	<i>Translog</i> sem IS (modelo 1)	<i>Translog</i> com IS (modelo 2)
terra2	0,208* (0,0851)	0,124 (0,0866)
insumos2	0,0119 (0,0139)	0,00580 (0,0142)
capital2	-0,0873 (0,0597)	-0,0850 (0,0601)
t2	-0,00199*** (0,000345)	-0,00251*** (0,000372)
trabalho_terra	-0,00381 (0,0568)	0,0271 (0,0573)
trabalho_insumos	-0,0742** (0,0230)	-0,0939*** (0,0234)
trabalho_capital	0,134* (0,0540)	0,102 (0,0540)
terra_insumos	0,0615** (0,0228)	0,0702** (0,0227)
terra_capital	-0,0519 (0,0607)	-0,0262 (0,0619)
insumos_capital	-0,0104 (0,0203)	0,000551 (0,0204)
t_trabalho	-0,00580** (0,00204)	-0,00582** (0,00204)
t_terra	0,000618 (0,00192)	0,00129 (0,00194)
t_insumos	0,00456*** (0,00110)	0,00505*** (0,00115)
t_capital	0,00395* (0,00165)	0,00285 (0,00167)
IndiceSeca		-0,0499 (0,360)
IndiceSeca2		0,0267 (0,0217)
trabalho_IndiceSeca		0,0448 (0,0320)
terra_IndiceSeca		-0,0603 (0,0369)
insumos_IndiceSeca		0,0101 (0,0178)
capital_IndiceSeca		0,00691

Produto	<i>Translog</i> sem IS (modelo 1)	<i>Translog</i> com IS (modelo 2)
		(0,0268)
t_IndiceSeca		0,00883**
		(0,00269)
Constante	13,66***	12,16***
	(3,544)	(3,529)
Observações	1417	1417
Estatística F	68,36***	52,69***

Fonte: Resultados da pesquisa .Nota: Erros padrão entre parêntese. Nível de significância: *p<0,05
** p<0,01 *** p<0,001.

Sobre os termos quadráticos, chama a atenção o coeficiente da tendência ter alta significância e sinal negativo. No geral, isso significa que a trajetória do produto foi não linear no período analisado. O fato de se tratar de um painel não balanceado, devido a perdas de observações no último ano da análise, também pode estar influenciando nesse resultado.

Já relação aos termos cruzados, seus sinais indicam relação de complementariedade entre o capital e os fatores trabalho e terra, devido ao sinal negativo dos termos cruzados. Para os demais fatores de produção, a relação expressa pelo sinal dos termos cruzados é um indicativo de que estes sejam substitutos entre si.

Considerando os coeficientes estimados para o Índice de Seca, observa-se que houve uma relação negativa deste com produto, bem como com a terra, no âmbito dos fatores de produção. Isso é um indicativo de que o impacto do clima seco e quente foi negativo sobre a produção e sobre a quantidade de terra empregada na agricultura brasileira. Todavia, a relação do Índice de Seca com os demais fatores de produção foi positiva, indicando uma relação de complementariedade do capital, do trabalho e dos insumos relativos aos eventos de adversidade do clima.

Os resultados dos efeitos do Índice de Seca sobre o produto podem ser descritos com mais detalhes a partir da análise das elasticidades. Os testes de significância das elasticidades foram realizados utilizando o método delta de estimativas pontuais de combinação linear de parâmetros²⁷. É importante ressaltar que, para as elasticidades referentes à variável de clima, os resultados não foram estatisticamente significantes, embora tenham sido consistentes com a direção e magnitude esperada do efeito. Já as elasticidades dos fatores de produção, exceto para a variável de capital, todas foram estatisticamente significantes ao nível de 1%.

²⁷ O método delta de estima de estimativas pontuais de combinação linear de parâmetros calcula estimativas pontuais, erros padrão, estatísticas de teste, níveis de significância e intervalos de confiança para (possivelmente) combinações lineares (e não lineares) de estimativas de parâmetros após qualquer comando de estimativa Stata. A hipótese nula do teste Wald é de que a combinação linear é igual a 0 (STATA, 2023).

Antes de apresentarmos o resultado dessa análise para os fatores de produção, enfatizaremos essa discussão em torno da análise da variável de clima, cujos resultados podem ser visualizados na Tabela 6. O efeito do Índice de Seca sobre o produto, *ceteris paribus*, foi negativo em todos os períodos analisados, tanto na média brasileira como para todas as grandes regiões: Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul. O efeito do clima seco e quente no produto ao longo do território brasileiro foi maior nas regiões Centro-Oeste e Norte. Isso pode ser justificado pela elevada participação dessas regiões, relativo às demais regiões brasileiras, no produto total da agropecuária, o que faz com que a perda seja proporcional a participação produtiva dessas regiões.

Tabela 6: Elasticidade do produto com relação ao Índice de Seca ($\epsilon_{\text{índice de seca}}$) segundo Brasil e Grandes Regiões no período completo (1995-2017) e nos anos dos Censos Agropecuários.

Unidade Territorial	$\epsilon_{\text{índice de seca}}$ 1995-2017	$\epsilon_{\text{índice de seca}}$ 1995	$\epsilon_{\text{índice de seca}}$ 2006	$\epsilon_{\text{índice de seca}}$ 2017
Brasil	-0,070	-0,159	-0,051	-0,044
Norte	-0,095	-0,167	-0,079	-0,021
Nordeste	-0,051	-0,129	-0,031	-0,071
Sudeste	-0,071	-0,170	-0,055	-0,043
Sul	-0,049	-0,138	-0,034	-0,063
Centro-Oeste	-0,136	-0,194	-0,106	-0,113

Fonte: Resultados da pesquisa.

Como pode ser observado na Figura 7, os resultados da Tabela 6 são coerentes com a distribuição dos desvios históricos da precipitação anual (mm) e da temperatura média anual (°C) nos períodos de referência dos Censos Agropecuários. Importante ressaltar que os anos dos Censos Agropecuários coincidem com anos de El-Niño de intensidade forte à moderada. Isso implica, no geral, a ocorrência simultânea de precipitação mais baixa do que o normal e temperaturas mais altas do que o normal nas regiões Norte e Nordeste do país, enquanto as regiões Sul e Sudeste são afetadas com o aumento das temperaturas médias e da precipitação, em particular na região Sul (CPTEC/INPE, 2023; OLIVEIRA, 2001).

Nos dois primeiros anos da análise, o clima mais quente atingiu boa parte dos estados das regiões Centro-Oeste e Norte, com características de um clima mais seco do que a média normal na região Norte, especialmente devido aos desvios da precipitação no ano de 1995.

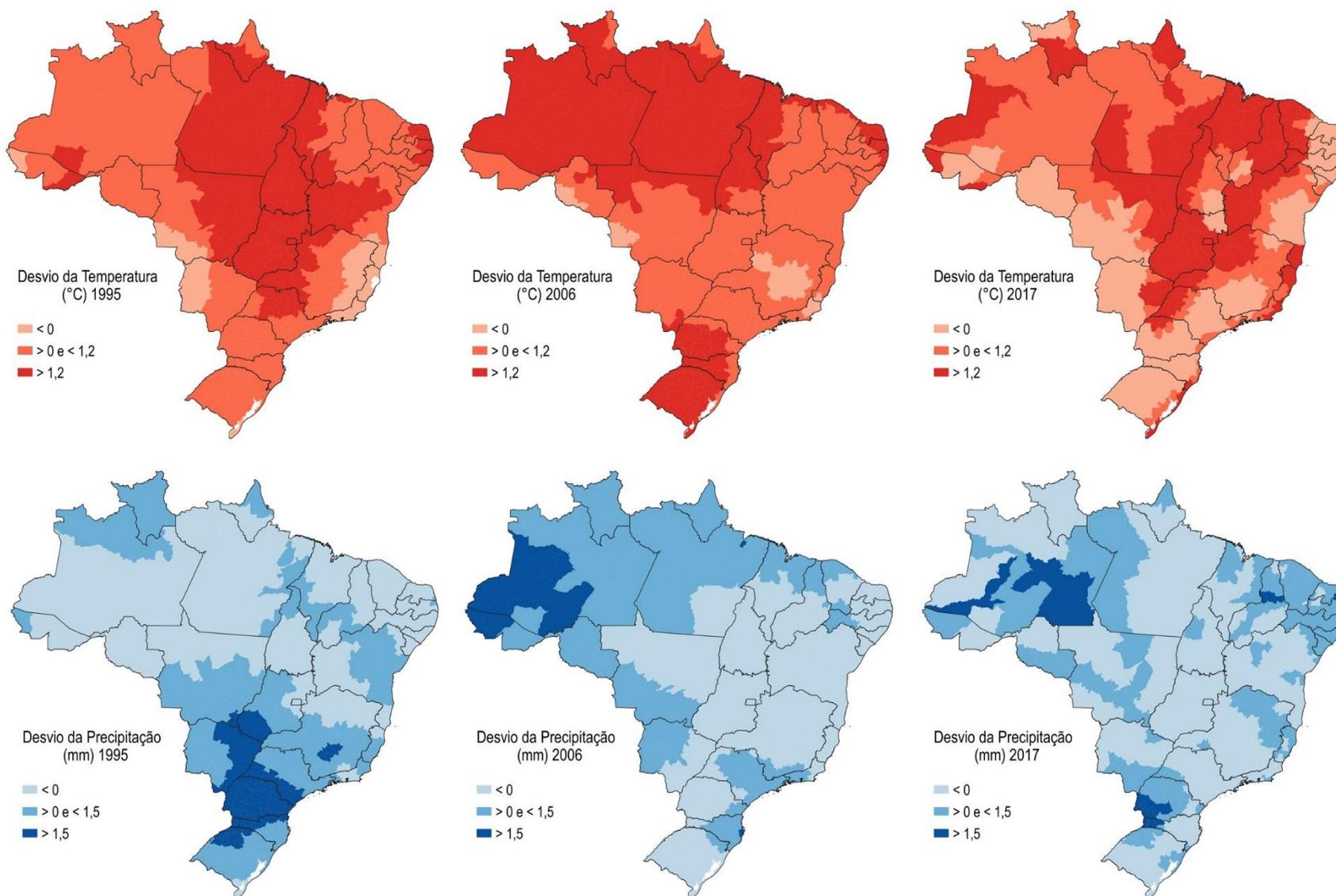


Figura 7: Desvios históricos da precipitação (mm) anual e da temperatura média anual (°C) nas microrregiões brasileiras nos períodos de referência dos Censos Agropecuários 1995, 2006 e 2017.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Climate Research Unit (CRU, 2021). Sistema de Referência: SIRGAS 2000, Coordenadas UTM.

No ano de 2006, a região Norte manteve desvios na direção de eventos de clima mais quente e úmido. Na região Nordeste, nesse período, as anomalias de temperatura foram maiores no centro-oeste baiano e na parte litorânea da região, enquanto o clima mais seco se destacou no ano de 2006. Na região Sul, destacaram-se os eventos de clima seco e quente no ano de 2006. No período de referência do último Censo Agropecuário, 2017, por sua vez, as anomalias de clima seco e quente se concentraram em parte das regiões do Centro-Oeste, do Matopiba e do nordeste de Minas Gerais.

As estimativas de perdas de safras, especialmente no período dos dois últimos Censos Agropecuários são críticas. Alguns estudos relatam as perdas significativas em culturas importantes, como o trigo na região Sul, e grãos no Centro-Oeste e regiões do Matopiba entre os anos de 2005 e 2006. A região Sudeste também sofreu efeitos da estiagem nesse período. Os dados mostram quebras produtivas entre 10% a 27% na produção dos principais cultivos, como o trigo, milho, soja e café, bem como perdas na produtividade parcial de até 43% (FERNANDES et al., 2021; MAPA, 2022).

Já nos anos de 2016 e 2017, houve registros de queda de 10,3% na produção de grãos, sendo que nas regiões Centro-Oeste, Sudeste e Nordeste, tais efeitos se deram em decorrência do déficit hídrico, enquanto o excesso de chuvas na região Sul prejudicou significativamente a produção do arroz e de soja nas principais localidades produtoras. Na região Sudeste, o calor intenso provocou desequilíbrios na produção das lavouras permanentes do estado, especialmente a produção de laranja no estado de São Paulo. Por estes mesmos motivos, a produção de cana-de açúcar foi acometida no estado do Goiás e em algumas regiões no Nordeste, com perdas calculadas em até R\$300 milhões (GASQUES et al., 2016; MAPA, 2022).

Esses aspectos são muito relevantes, pois tratam-se de regiões não só de avanço da fronteira agropecuária, mas também de localidades que, historicamente, respondem por mais de 1/3 do valor da produção brasileira de lavouras e da pecuária. Note, todavia, que o efeito do Índice de Seca sobre o produto vai diminuindo ao longo do período analisado, com níveis mais altos no início do período em relação ao ano final da análise. Isso pode ser um indicativo de que a agricultura tem se tornado mais resistente para lidar com as adversidades do clima comparado ao início dos anos de 1990.

Em relação às elasticidades dos fatores de produção, seus resultados estão reportados na Tabela 7. Essas elasticidades foram calculadas a partir das médias, já que seus resultados são diferentes para cada local e período. Todas as elasticidades parciais foram positivas, indicando que a monotonicidade se mantém na média dos dados. No que diz respeito ao retorno à escala

(RE), a soma das elasticidades estimadas dos fatores de produção é próxima da unidade, indicando retornos constantes à escala.

Para fins de comparação, os resultados são apresentados para os modelos estimados sem e com a variável de clima, modelos 1 e 2, respectivamente. Observa-se que, em média, os fatores produtivos relacionados à terra e ao trabalho crescem mais ao produto, como resultado de suas mudanças percentuais, o que está de acordo com a trajetória de crescimento da agricultura brasileira e com resultados mais recentes obtidos nos trabalhos de Gasque *et al.* (2020) e Gasques *et al.* (2023). A direção da análise é semelhante nos dois modelos estimados, embora, em termos de magnitude, as elasticidades obtidas para o modelo 1 foram relativamente mais elevadas do que as reportadas no modelo 2.

Em uma análise por regiões, observa-se como o trabalho reportou maior contribuição para a expansão do produto especialmente nas regiões Norte e Centro-Oeste, enquanto a terra e os insumos tiveram maior efeito na expansão do produto nas regiões Sudeste e Sul do país, bem como no Centro-Oeste. Os resultados obtidos para a elasticidade dos insumos também são consistentes com a intensificação da atividade agropecuária refletida no crescimento da aquisição dos principais tipos de insumos utilizados pelo setor, como visto na Figura 6.

A variável de capital reportou as menores elasticidades entre os fatores de produção, sendo negativa em alguns estados das regiões Norte, Centro-Oeste e Sul do país. Tal resultado pode ser decorrente da agregação feita para a construção dessa variável, a qual não refletiu a real contribuição das tecnologias de capital sobre o produto do setor. Esse resultado ficou mais evidente na análise da elasticidade dos insumos. De qualquer forma, admite-se que deve haver uma correlação não desprezível do uso de insumos intensivos em tecnologia com o maquinário agrícola e o rebanho bovino, de modo que o fator “insumo” tenha refletido, na média, a importância que não ficou manifesta pela construção da variável de capital.

Tabela 7: Elasticidades com relação à terra (ϵ_{terra}), ao trabalho ($\epsilon_{trabalho}$), ao capital ($\epsilon_{capital}$), aos insumos (ϵ_{insumo}) e retornos a escala (RE) para Brasil, Grandes Regiões e Unidades da Federação no período de 1995 a 2017 para os modelos 1 e 2.

Unidade Territorial	Modelo 1 - <i>Translog</i> sem IS					Modelo 2 - <i>Translog</i> – com IS				
	ϵ_{terra}	$\epsilon_{trabalho}$	$\epsilon_{capital}$	ϵ_{insumo}	RE	ϵ_{terra}	$\epsilon_{trabalho}$	$\epsilon_{capital}$	ϵ_{insumo}	RE
Brasil	0,39	0,38	0,08	0,18	1,0	0,32	0,36	0,11	0,20	1,0
<i>Norte</i>	0,31	0,65	-0,04	0,17	1,1	0,23	0,62	-0,02	0,21	1,0
Rondônia	0,42	0,69	-0,14	0,19	1,2	0,35	0,61	-0,10	0,24	1,1
Acre	0,12	0,74	-0,01	0,12	1,0	0,08	0,71	-0,01	0,17	0,9
Amazonas	0,00	0,60	0,16	0,07	0,8	0,00	0,59	0,13	0,09	0,8
Roraima	0,28	0,67	-0,08	0,24	1,1	0,18	0,65	-0,04	0,29	1,1

Unidade Territorial	Modelo 1 - <i>Translog</i> sem IS					Modelo 2 - <i>Translog</i> – com IS				
	ϵ_{terra}	$\epsilon_{trabalho}$	$\epsilon_{capital}$	ϵ_{insumo}	RE	ϵ_{terra}	$\epsilon_{trabalho}$	$\epsilon_{capital}$	ϵ_{insumo}	RE
Pará	0,34	0,64	-0,02	0,15	1,1	0,26	0,61	0,00	0,18	1,0
Amapá	-0,06	0,64	0,11	0,18	0,9	-0,18	0,72	0,11	0,22	0,9
Tocantins	0,62	0,67	-0,20	0,27	1,3	0,43	0,64	-0,13	0,33	1,3
<i>Nordeste</i>	0,25	0,44	0,15	0,12	0,9	0,21	0,42	0,14	0,13	0,9
Maranhão	0,28	0,52	0,12	0,11	1,0	0,20	0,52	0,12	0,13	1,0
Piauí	0,29	0,48	0,13	0,11	1,0	0,23	0,48	0,13	0,13	1,0
Ceará	0,17	0,43	0,19	0,09	0,9	0,15	0,42	0,17	0,10	0,8
Rio G. do Norte	0,15	0,47	0,12	0,14	0,9	0,11	0,46	0,13	0,16	0,9
Paraíba	0,12	0,46	0,17	0,11	0,9	0,09	0,45	0,16	0,13	0,8
Pernambuco	0,25	0,35	0,19	0,10	0,9	0,24	0,32	0,18	0,10	0,8
Alagoas	0,22	0,37	0,18	0,12	0,9	0,20	0,34	0,17	0,13	0,8
Sergipe	0,13	0,44	0,15	0,13	0,9	0,13	0,40	0,14	0,15	0,8
Bahia	0,46	0,42	0,10	0,14	1,1	0,39	0,40	0,11	0,15	1,0
<i>Sudeste</i>	0,42	0,21	0,17	0,21	1,0	0,34	0,21	0,20	0,21	1,0
Minas Gerais	0,51	0,20	0,17	0,20	1,1	0,40	0,21	0,20	0,21	1,0
Espírito Santo	0,38	0,18	0,23	0,18	1,0	0,32	0,18	0,25	0,17	0,9
Rio de Janeiro	0,19	0,31	0,19	0,20	0,9	0,13	0,32	0,20	0,21	0,9
São Paulo	0,40	0,20	0,14	0,22	1,0	0,34	0,18	0,18	0,23	0,9
<i>Sul</i>	0,41	0,39	0,02	0,17	1,0	0,39	0,31	0,05	0,19	0,9
Paraná	0,41	0,39	0,02	0,18	1,0	0,39	0,30	0,06	0,19	0,9
Santa Catarina	0,26	0,39	0,06	0,14	0,9	0,28	0,30	0,08	0,15	0,8
Rio G. do Sul	0,49	0,40	-0,01	0,18	1,1	0,46	0,31	0,03	0,20	1,0
<i>Centro-Oeste</i>	0,75	0,44	-0,13	0,31	1,4	0,54	0,43	-0,04	0,35	1,3
Mato G. do Sul	0,83	0,50	-0,20	0,33	1,5	0,63	0,45	-0,10	0,38	1,4
Mato Grosso	0,76	0,43	-0,14	0,32	1,4	0,55	0,42	-0,04	0,37	1,3
Goiás	0,71	0,41	-0,08	0,27	1,3	0,48	0,43	0,00	0,31	1,2
Distrito Federal	0,44	0,22	0,11	0,20	1,0	0,36	0,19	0,15	0,21	0,9

Fonte: Resultados da pesquisa.

A Tabela 8 mostra as elasticidades para todo período comparada aos anos de 1995, 2006, 2017 nos dois modelos estimados. Observa-se que, embora importante, a elasticidade do trabalho em relação ao produto vem caindo ao longo do tempo, enquanto as elasticidades da terra e dos insumos têm aumentado. Resultado similar ao encontrado por Bragagnolo, Spolador e Barros (2021) em um estudo para estados selecionados. O trabalho de Gasque *et al.* (2023) também mostra que, embora a produtividade da mão-de-obra tenha sido excepcional para o crescimento do produto, sua contribuição vem caindo ao longo das duas últimas décadas, assim como os autores encontraram para o insumos terra. Segundo Gasque *et al.* (2020), essa é uma

característica também da agricultura dos Estados Unidos, baseada o crescimento capital (fertilizantes, insumos intensivos) do que com mais mão de obra e terra.

Tabela 8: Elasticidades médias com relação à terra (ϵ_{terra}), ao trabalho ($\epsilon_{trabalho}$), ao capital ($\epsilon_{capital}$), aos insumos (ϵ_{insumo}) e retorno à escala (RE) para 1995, 2006, 2017 e para todo período (1995-2017).

Período	Translog – Sem IS					Translog – Com IS				
	ϵ_{terra}	$\epsilon_{trabalho}$	$\epsilon_{capital}$	ϵ_{insumo}	RE	ϵ_{terra}	$\epsilon_{trabalho}$	$\epsilon_{capital}$	ϵ_{insumo}	RE
1995-2017	0,39	0,38	0,08	0,18	1,0	0,32	0,36	0,11	0,20	1,0
1995	0,33	0,47	0,06	0,13	1,0	0,26	0,45	0,09	0,14	0,9
2006	0,40	0,37	0,09	0,19	1,0	0,32	0,35	0,11	0,20	1,0
2017	0,46	0,26	0,11	0,25	1,1	0,40	0,21	0,14	0,27	1,0

Fonte: Resultados da pesquisa.

5.2.1. Resultados da estimação do progresso técnico

A Tabela 9 apresenta as estatísticas relativas à taxa anual média de crescimento do produto, a taxa anual média de progresso técnico sem e com a variável de clima (calculada a partir da equação 6), a diferença entre essas duas medidas, bem como a contribuição do clima no progresso técnico, dado pelo coeficiente “ $t_IndiceSeca$ ”, resultante da estimação do parâmetro $\alpha_j Z_{jit}$ da equação (19).

A tabela 9 também apresenta as derivadas parciais dos fatores de produção terra, trabalho e insumos em relação à variável de clima. As derivadas parciais, dadas por $\frac{\partial^2 \ln Y}{\partial \ln X \partial IndiceSeca}$, ajudam no entendimento da direção e magnitude da mudança no padrão de uso dos fatores de produção em relação aos eventos de seca. Essa relação não pode ser interpretada como elasticidade cruzada, ou mesmo como taxa marginal de substituição, visto que o Índice de Seca não se configura como um insumo, sendo equivocado estabelecer a mesma relação que se aplica à substituição entre fatores de produção.

Tabela 9: Taxa (%) anual média de crescimento Produto¹, taxa (%) anual média do Progresso Técnico² sem e com a variável de clima, contribuição do clima no Progresso Técnico, derivadas parciais³ dos fatores de produção terra, trabalho e insumos em relação ao Índice de Seca.

Unidade Territorial	Crescimento anual médio do Produto (%) 1995-2017	Progresso Técnico (PT) anual médio (%) 1995-2017			$\frac{\partial^2 \ln Y}{\partial \ln terra \partial IS}$	$\frac{\partial^2 \ln Y}{\partial \ln trabalho \partial IS}$	$\frac{\partial^2 \ln Y}{\partial \ln insumos \partial IS}$
		Sem Clima (1)	Com Clima (2)	Contribuição clima para o PT			
Brasil	3,2	1,70	1,80	0,003	-0,020	0,015	3,2
<i>Norte</i>	3,3	1,87	1,97	0,004	-0,029	0,022	3,1
Rondônia	6,6	2,36	2,12	0,002	-0,014	0,010	6,6
Acre	4,0	1,71	1,70	0,003	-0,021	0,016	4,0
Amazonas	0,4	0,79	0,68	0,002	-0,012	0,009	0,4
Roraima	4,3	1,58	1,48	0,003	-0,022	0,016	4,3
Pará	4,7	2,00	2,14	0,004	-0,029	0,021	4,7
Amapá	0,3	0,98	1,81	0,009	-0,061	0,046	0,3
Tocantins	6,4	2,54	2,99	0,009	-0,059	0,044	6,4
<i>Nordeste</i>	2,1	1,17	1,21	0,003	-0,018	0,014	0,4
Maranhão	3,5	1,20	1,46	0,005	-0,033	0,025	3,5
Piauí	5,0	1,33	1,48	0,003	-0,022	0,016	5,0
Ceará	1,0	1,10	1,09	0,002	-0,012	0,009	1,0
Rio Grande do Norte	1,7	1,43	1,55	0,003	-0,019	0,014	1,7
Paraíba	0,0	1,08	1,24	0,004	-0,025	0,019	0,0
Pernambuco	-0,2	1,24	1,34	0,003	-0,022	0,016	-0,2
Alagoas	-0,9	0,96	0,88	0,002	-0,012	0,009	-0,9
Sergipe	1,8	0,81	0,58	0,001	-0,009	0,007	1,8

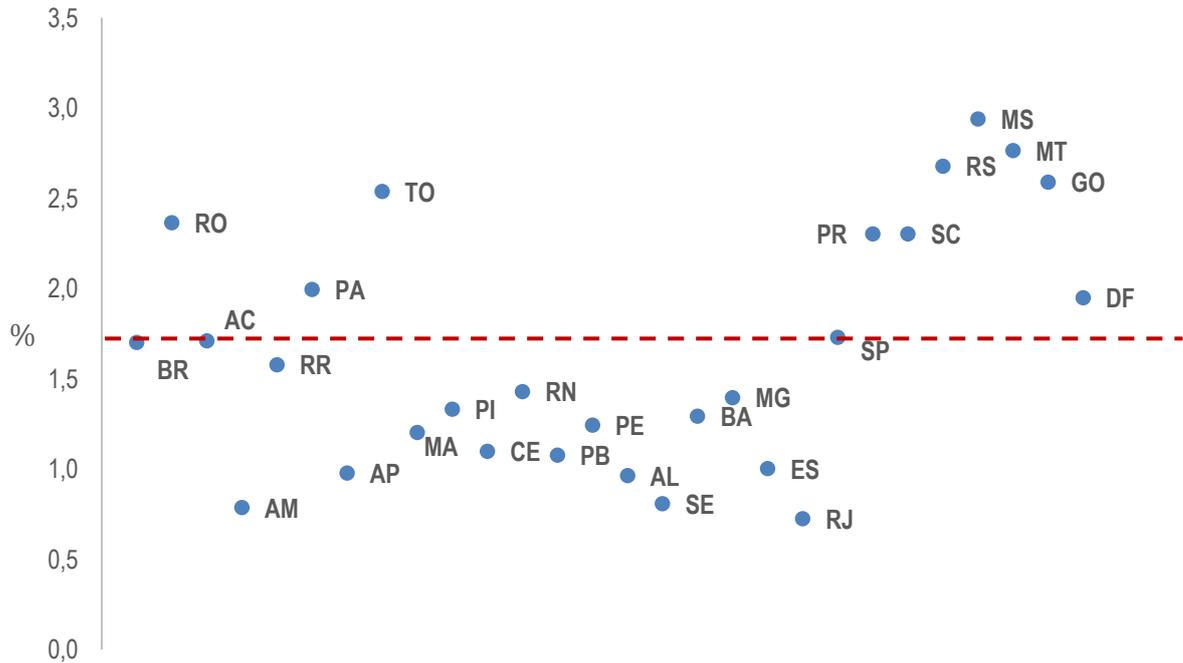
Unidade Territorial	Crescimento anual médio do Produto (%) 1995-2017	Progresso Técnico (PT) anual médio (%) 1995-2017			$\frac{\partial^2 \ln Y}{\partial \ln terra \partial IS}$	$\frac{\partial^2 \ln Y}{\partial \ln trabalho \partial IS}$	$\frac{\partial^2 \ln Y}{\partial \ln isumos \partial IS}$
		Sem Clima (1)	Com Clima (2)	Contribuição clima para o PT			
Bahia	3,4	1,29	1,22	0,002	-0,016	0,012	3,4
<i>Sudeste</i>	2,3	1,41	1,56	0,002	-0,015	0,011	0,8
Minas Gerais	3,0	1,40	1,60	0,003	-0,018	0,013	3,0
Espírito Santo	1,7	1,00	1,12	0,002	-0,014	0,010	1,7
Rio de Janeiro	-0,1	0,73	0,69	0,001	-0,008	0,006	-0,1
São Paulo	1,9	1,73	1,87	0,002	-0,014	0,011	1,9
<i>Sul</i>	2,4	2,44	2,25	0,001	-0,004	0,003	0,3
Paraná	2,7	2,30	2,05	0,000	0,000	0,000	2,7
Santa Catarina	0,9	2,30	2,22	0,002	-0,011	0,009	0,9
Rio Grande do Sul	2,8	2,68	2,51	0,000	-0,003	0,002	2,8
<i>Centro-Oeste</i>	6,2	2,73	3,36	0,008	-0,055	0,041	5,9
Mato Grosso do Sul	4,4	2,94	3,02	0,003	-0,022	0,016	4,4
Mato Grosso	8,6	2,76	3,26	0,007	-0,045	0,033	8,6
Goiás	5,3	2,59	3,76	0,013	-0,092	0,068	5,3
Distrito Federal	2,1	1,95	2,59	0,008	-0,056	0,041	2,1

Fonte: Resultados da pesquisa. Nota: (1) Baseada na amostra total do estudo (antes da exclusão dos *missings values*). Nota: (2) Não foi possível obter estatísticas de significância por nível territorial. Na média brasileira a taxa de avanço tecnológico foi significativa ao nível de 1% pelo método delta de estimativas pontuais de combinação de parâmetros. (3) Derivadas parciais da terra e do trabalho podem ser aceitas ao nível de 10% de significância pelos mesmos testes.

Inicialmente, observa-se que o crescimento da produção agrícola no período de 1995 a 2017 foi vigoroso, com em média igual a 3,2% ao ano, e com taxas superiores a 5% em alguns estados das regiões Norte e Centro-Oeste. As regiões Sul e Sudeste também tiveram um desempenho significativo, porém um pouco abaixo da média brasileira, ao longo dos últimos anos. E, embora na média a região Nordeste tenha apresentado, em média, um menor crescimento do produto em comparação as demais regiões, destaca-se o desempenho dos estados do Matopiba, especialmente o Piauí, que manteve crescimento superior a 4% em todos subperíodos analisados. A taxa do desempenho médio da agricultura brasileira se assemelha aos resultados de Gasques *et al.* (2020; 2023). Diferenças podem surgir em decorrência da agregação do produto ter sido feito a partir da amostra de microrregiões, bem como devido à utilização do mesmo deflator utilizado para correção do valor da produção.

Em relação ao progresso técnico, inicia-se a análise apresentando a medida obtida sem a variável de clima para fins de comparação com outros resultados da literatura. A taxa anual média de progresso técnico para agricultura brasileira foi igual a 1,7%. Em média, as taxas mais elevadas foram reportadas nas regiões Centro-Oeste e Sul, com valores iguais a 2,73% e 2,44% ao ano, respectivamente, desempenho superior à média brasileira. Para demais regiões, destacam-se, em ordem crescente, o Norte (1,87%), o Sudeste (1,41%) e o Nordeste (1,17%). O Gráfico 4, mostra a distribuição da taxa de progresso técnico entre os estados brasileiros. Alguns estados da região Norte, como Roraima e Tocantins, e todos os estados do Centro-Oeste tiveram desempenho acima da média brasileira, sendo o Mato Grosso do Sul o que reportou a taxa mais elevada de progresso técnico no período, igual a 2,9%.

Gráfico 4: Distribuição da taxa (%) anual média do progresso técnico sem a variável de clima no Brasil e estados no período de 1995 a 2017.



Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

O resultado médio da taxa de progresso técnico brasileira é próximo, porém abaixo do encontrado na literatura sobre o tema. Considerando o período da análise, há poucos trabalhos com os quais se pode comparar exatamente a medida de progresso técnico. O estudo de Bragagnolo, Spolador e Barros (2021) encontrou uma taxa anual média de progresso técnico para o período de 4,15%. No entanto, esse estudo utiliza estados selecionados, especificamente os de melhor desempenho produtivo, o que pode superestimar o cálculo obtido pelos autores. Para subperíodos próximos, Santos e Spolador (2018) estimam um progresso técnico de 2,1% ao ano para o período de 1981 a 2013, enquanto Lachaud, Bravo-Ureta e Ludena (2017) encontra uma taxa de progresso técnico de 1,61% ao ano para o período de 2001 a 2012 e de 2,07% de 1961 a 2014 (contabilizados os efeitos do clima).

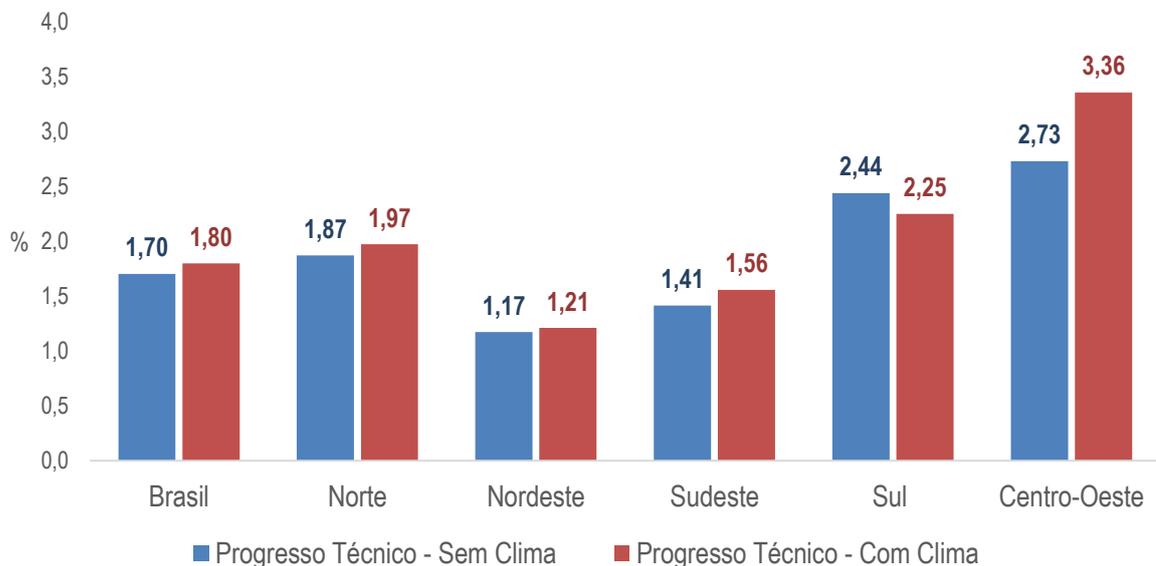
Comparando estudos mais recentes, especificamente sobre crescimento da PTF calculado com base nos trabalhos de Gasques *et al.* (2020; 2023), os resultados aqui apresentados não se distinguem muito da média de crescimento da PTF igual 3,7% no período de 1995 a 2017²⁸, e de 2,21% no subperíodo de 2006 a 2017. De toda forma, os resultados estimados para o progresso técnico na presente tese indicam que o caminho da abordagem adotada está coerente e pode ser comparável. Os dados, no geral, mostram trajetórias de expansão do produto que correspondem a fatos já estilizados para a agricultura brasileira ao

²⁸ Calculado com base na série de Gasques *et al.* (2023).

longo das últimas décadas, bem como as trajetórias assumidas para os fatores terra, trabalho e pelos insumos.

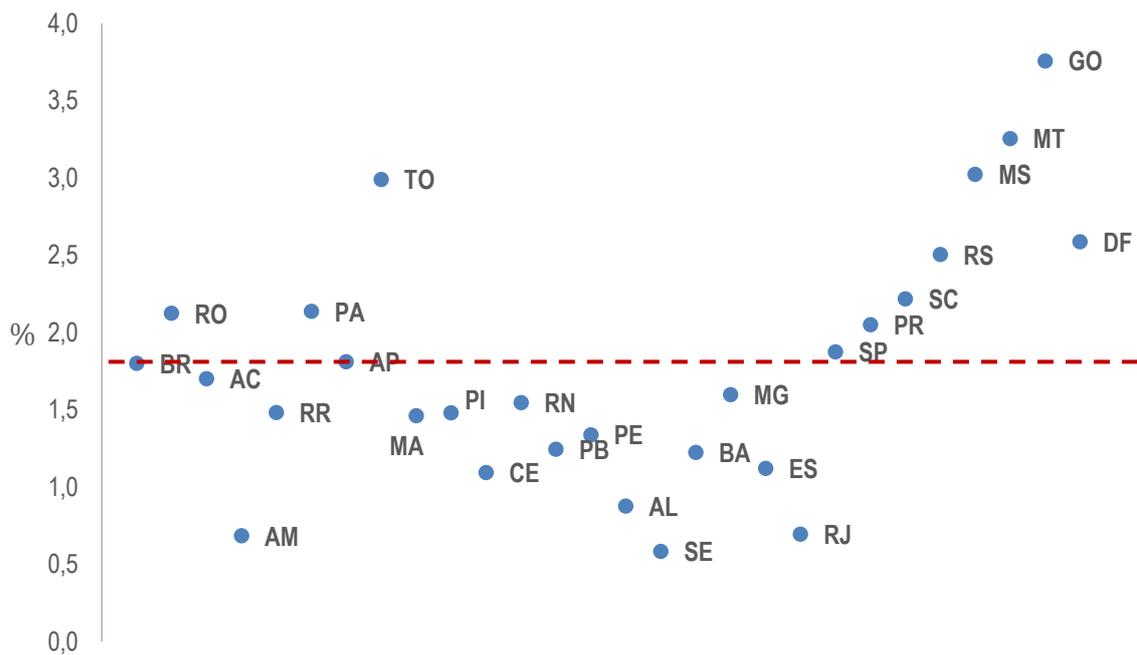
Em relação aos resultados obtidos para o progresso técnico com a variável de clima, dada pelo Índice de Seca, observa-se que a taxa anual média de crescimento do progresso técnico foi ligeiramente maior do que a calculada sem a variável de clima, e igual a 1,8% para o Brasil. O Gráfico 5 ilustra as diferenças da taxa de progresso técnico com e sem a variável de clima para o Brasil e as grandes regiões. Para todas as grandes regiões, exceto para a região Sul, a taxa anual média de progresso técnico com a variável de clima também foi maior em comparação à taxa calculada sem considerar o clima.

Gráfico 5: Taxa (%) anual média do progresso técnico com e sem a variável de clima no Brasil e por grandes regiões no período de 1995 a 2017.



Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

O Gráfico 6, mostra a distribuição da taxa de progresso técnico com clima entre os estados brasileiros. Observa-se que não há mudanças significativas nessa distribuição em torno da média brasileira. Os estados da região Norte, como Roraima e Tocantins, e todos os estados do Centro-Oeste, bem como da região Sul mantiveram seu desempenho, em termos de avanço tecnológico, acima da média, sendo agora o estado de Goiás o que reportou a taxa mais elevada de progresso técnico no período, igual a 3,8%.



Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Alguns aspectos devem ser destacados para explicar a diferença nesses resultados. Inicialmente é importante recapitular que o coeficiente de interação da tendência com a variável de clima foi positivo, de modo que a contribuição do clima para o progresso técnico também é positiva, embora pequena. Isso quer dizer que, para um dado Índice de Seca, no ano de 1995 ele causaria um impacto maior sobre o produto do que no ano de 2017. Isso é coerente com a trajetória da elasticidade do Índice de Seca em relação ao produto, a qual foi diminuindo ao longo do período analisado. De um modo geral, como já enfatizado, isso significa que o produto da agricultura brasileira, na média dos dados, tornou-se menos vulnerável à adversidade de clima.

Tudo mais constante, se ponderamos o resultado da contribuição do clima no progresso técnico pela magnitude da elasticidade do produto em relação ao Índice de Seca, e se ambos foram grandes, tanto maior será o valor adicionado ao resíduo. Assim, para um dado nível de fatores de produção, a medida do progresso técnico será maior nas localidades onde essas características prevalecerem. No limite, isso significa que essas localidades foram melhores em reduzir as perdas originadas das adversidades climáticas, guardadas as proporcionalidades do uso dos fatores de produção.

Um aspecto que ajuda a compreender melhor esse resultado é analisando como e em qual magnitude a adversidade do clima afetou o uso dos fatores de produção. Para isso, são apresentadas nas três últimas colunas da Tabela 9, as derivadas de segunda ordem dos fatores de produção relevantes, aqueles cujas elasticidades foram estatisticamente significantes.

Observa-se que nas regiões onde a contribuição do clima para o progresso técnico foi maior, houve uma redução menor da quantidade de terra em resposta ao Índice de Seca, bem como um maior emprego dos insumos e do trabalho.

A mudança no trabalho em relação ao Índice de Seca, embora mais difícil de compreender à primeira vista, pode estar relacionada aos ganhos de produtividade desse fator de produção. Como relatado no trabalho de Gasques *et al.* (2023), elementos como a qualificação da mão de obra, o uso de equipamentos modernos, o avanço das ferramentas de informática no setor, são relevantes e contribuem para o uso mais produtivo do trabalho na agricultura. Além disso, a mudança demográfica na ocupação da agricultura, como apontado no estudo de DelGrossi e Balsadi (2020), também reflete o direcionamento da força de trabalho rumo a regiões com sistemas de produção mais modernos, evocando uma maior especialização do trabalhador nessas localidades.

As regiões onde a contribuição do clima sobre o progresso técnico foi maior foram o Centro-Oeste e Norte, especialmente devido ao desempenho dos estados do Mato Grosso, Goiás, Tocantins e Amapá. Esses estados também reportaram as maiores taxas de crescimento do produto no período analisado, acima de 4%. Nessas localidades, quando comparadas às demais regiões, a mudança no uso dos fatores trabalho e insumos apresentou o maior efeito em relação ao Índice de Seca, enquanto o fator terra reportou a menor redução.

No outro extremo, tem-se a região Sul, com o estado do Paraná apresentando a menor contribuição do clima no progresso técnico comparado aos estados brasileiros. Como visto, ao longo dos últimos anos, os estados dessa região foram acometidos por uma série de adversidades de clima que culminaram dentre outras coisas, na proliferação de pragas, na queda na produtividade parcial das principais culturas, nos atrasos de plantio e de colheita. Tendo em vista o desempenho significativo do progresso técnico e do crescimento do produto dessa região, a mudança no uso dos insumos em resposta ao Índice de Seca foi marginalmente menor quando comparada às demais regiões. A contração da terra também foi significativamente maior em resposta à condição adversa do clima seco e quente.

O Nordeste, bem como em todos os seus estados, reportou taxa de crescimento do progresso técnico abaixo da média brasileira. Contudo, Maranhão, Piauí, Paraíba e Pernambuco estiveram entre os dez estados com maior contribuição do clima no progresso técnico, sendo que os dois primeiros reportaram taxa de crescimento do produto acima de 3,5%. Esses estados apresentaram as maiores contribuições dos insumos sobre o Índice de Seca e menor retração da quantidade de terra utilizada na atividade produtiva em resposta à adversidade de clima, em relação aos demais estados da região.

O desempenho da região Sudeste, pode ser considerado intermediário, sendo os estados de Minas Gerais e de São Paulo os que apresentaram, em média, as maiores taxas de crescimento do produto e do progresso técnico, iguais a 2,5% e 1,74% respectivamente. A contribuição do clima no progresso técnico foi maior em Minas Gerais, ainda que situando abaixo da média brasileira, assim como a mudança nos fatores de produção em resposta ao Índice de Seca.

No geral, os estados que tiveram um progresso técnico menor, em relação à mesma medida sem a dimensão climática, foram aqueles cuja contribuição do clima também foi menor, assim como as contribuições produtivas dos fatores de produção em resposta ao Índice de Seca, como nos estados da região Sul, alguns estados do Norte, como Rondônia e Amazonas, estados do Nordeste, como a Bahia e o Ceará. Nos estados do Centro-Oeste e alguns estados da região Norte, ao contrário, a contribuição do clima foi maior, assim como as contribuições produtivas dos fatores de produção em resposta ao Índice de Seca. Importante ressaltar que nessas regiões é alta a adaptabilidade dos cultivos ao clima tropical, de modo que produtividade é menos suscetível à adversidade climática na forma de um tempo seco e quente.

Retomando a literatura que trata especificamente do efeito clima como componente nas análises de produtividade e fronteira estocástica vista no Capítulo II, vale ressaltar que nenhum desses estudos analisa o viés da mudança técnica originado das relações que se estabelecem entre clima e fatores produtivos no decorrer da evolução da agricultura. A implementação empírica por meio de especificações do tipo Cobb-Douglas, principal abordagem dessa literatura, também pode limitar a análise no sentido explorado na presente tese. Embora seja possível obter, a partir da interação da tendência com os fatores de produção, a mudança na taxa marginal de substituição com o tempo em uma especificação Cobb-Douglas, não é possível explorar como as mudanças no avanço tecnológico podem ser atribuídas a algum argumento da função de forma em particular. Por isso a importância de investigar o tema a partir de abordagens empíricas com uso de funções mais flexíveis.

Nos estudos de Lachaud, Bravo-Ureta e Ludena (2015; 2017; 2021) e Lachaud; Bravo-Ureta (2020), onde é possível comparar resultados para o Brasil, as análises indicam um efeito clima, no sentido de uma clima adversos, negativo sobre a produtividade. No entanto, tais resultados são baseados em análises muito agregadas. Os resultados aqui encontrados não descartam a possibilidade de o efeito de anomalias do clima ser adverso sobre a produtividade, como foi observado especialmente considerando os resultados para a região Sul do país. No entanto, há de considerar que esse efeito não se dá de forma homogênea ao longo do território, devido, provavelmente, ao crescimento do produto relativo a intensidade do uso dos fatores de

produção, bem como da capacidade de esses fatores responderem adequadamente à adversidade climática.

Com efeito, em termos de política pública de minimização de impactos de eventos climáticos sobre o setor agropecuário, há de se considerar, para fins de melhor planejamento, uma maior diligência não só para as regiões que historicamente demandam atenção especial no que diz respeito aos efeitos das adversidades do clima, como o Semiárido na região Nordeste do país. É preciso também levar em consideração os potenciais de perdas em regiões de alto rendimento produtivo e importantes para o resultado da agropecuária nacional. Cabe destacar, como apontado por Santos e Martins (2016), que mesmo nos zoneamentos agroclimáticos e agrícola de risco climático, não é considerado a ocorrência de riscos toleráveis, como secas e geadas, o que torna os produtores mais vulneráveis aos eventos extremos.

Como apontado por Njuki, Bravo-Ureta e O'Donnell (2019), a capacidade de responder de forma adequada às adversidades climáticas tem impacto significativos na agricultura futura, e os resultados da presente tese corroboram com essa afirmação. Ademais, deve-se considerar a importante inter-relação existente entre as adversidades climáticas e as perspectivas de mudanças climáticas globais, sob o argumento central de que as mudanças climáticas têm aumentado a intensidade e frequência das flutuações climáticas de curto prazo aqui analisadas.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

A presente tese teve como objetivo incorporar os efeitos do clima sobre a medida de progresso técnico da agricultura brasileira. Estudar a influência do clima sobre os resultados da agricultura brasileira é de particular importância, devido, dentre outros motivos, ao papel central que o país desempenha na produção de alimentos em nível mundial, à sua relevância para a economia nacional e para os mercados internacionais de commodities agrícolas, bem como à sua dimensão continental, que impõe uma grande diversidade de regimes climáticos, resultando em variações substanciais nas condições agroclimáticas ao longo do território.

Por definição, a mudança tecnológica é entendida como o crescimento da produção subtraído do crescimento dos insumos produtivos. Na presente tese, ela foi medida pelo resíduo da função de produção. Já a dimensão do clima foi aqui analisada dentro de uma perspectiva de variações de curto prazo e foi medida como uma anomalia na forma de um Índice de Seca. Tal índice, na forma como foi medido, deu ênfase aos maiores desvios tanto na precipitação quanto na temperatura, capturando um dos principais fenômenos apontados como de maior impacto na atividade agropecuária, que são os eventos de clima seco e quente.

Com base nas informações dos últimos três Censos Agropecuários, o período de análise correspondeu aos anos de 1995, 2006 e 2017. A função de produção foi especificada por uma *translog* e estimada utilizando painel de efeitos fixos. A especificação da *translog* permitiu investigar tendências na mudança técnica decorrentes das interações das variáveis climáticas com os demais regressores do modelo, fornecendo novos *insights* sobre a trajetória do avanço tecnológico na agricultura brasileira.

Na discussão dos resultados, foi feita, inicialmente, uma caracterização das principais mudanças estruturais ocorridas na agricultura brasileira ao longo das últimas três décadas, contando a partir do Censo Agropecuário de 2017. A caracterização deu ênfase aos fatores de produção utilizados na especificação da função *translog*, analisando a trajetória do produto em termos de lavouras e da pecuária, bem como a evolução do pessoal ocupado, das despesas e da intensidade tecnológica medida em termos de itens de capital. No geral, a análise descritiva mostrou a intensificação da atividade agropecuária em direção à recente fronteira do setor, especialmente nas regiões Centro-Oeste e Norte. Isso indica um movimento de expansão para essas regiões, provavelmente em busca de novas áreas para a produção agrícola e pecuária. Essa tendência pode estar relacionada a fatores como disponibilidade de terras, acesso a recursos naturais, políticas de incentivo e oportunidades de mercado.

Em seguida, seguiu-se para a discussão dos resultados do modelo econométrico. Foram estimados dois modelos, um sem e outro com a variável clima. O teste F para a significância

conjunta dos modelos estimados foi significativo ao nível de 1%, embora isoladamente foram poucos os coeficientes estatisticamente significativos. Do ponto de vista técnico, isso pode decorrer da amostra ser relativamente pequena comparada à forte colinearidade entre os termos da *translog*, o que tende a inflar os erros-padrão dos coeficientes estimados. O modelo sem a variável de clima reportou um progresso técnico e elasticidades dos fatores de produção compatíveis com a trajetória de expansão da agricultura brasileira, sendo a taxa anual média de progresso técnico estimada em 1,7%. Esse resultado é importante, pois a inclusão da dimensão do clima deveria partir de um modelo adequadamente ajustado à evolução que vem ocorrendo neste setor.

A estimação do modelo com o Índice de Seca mostrou resultados importantes. O primeiro deles diz respeito ao fato de que a interação da variável de clima com a tendência indicou que o produto da agricultura brasileira, na média dos dados, se tornou menos vulnerável às adversidades de clima no decorrer do período analisado. As elasticidades estimadas do Índice de Seca em relação ao produto, embora não significativas por provável decorrência das mesmas questões técnicas relatadas anteriormente, mostraram que o nível de produto se relaciona negativamente com o Índice de Seca. Além disso, observou-se que esse efeito diminuiu ao longo do período analisado, corroborando a suposta redução de sua vulnerabilidade.

Em relação aos resultados para o avanço tecnológico com a variável de clima, foi obtida uma taxa anual média de progresso técnico maior do que a reportada para o modelo sem clima e igual a 1,8%. Esse resultado ocorreu devido ao fato de que o efeito do clima adicionou um valor positivo ao resíduo. No entanto, esse resultado se revelou heterogêneo entre os estados brasileiros. No geral, para todas as grandes regiões, exceto para a região Sul, a taxa anual média de progresso técnico com a variável de clima foi maior em comparação à taxa calculada sem considerar o clima. No limite, isso significa que essas localidades foram melhores em reduzir as perdas originadas das adversidades climáticas, guardadas as proporcionalidades do uso dos fatores de produção.

Para compreender melhor o resultado, foram utilizadas as derivadas de segunda ordem dos fatores de produção em relação à variável de clima, para se ter uma ideia da direção e magnitude do efeito do Índice de Seca sobre os fatores de produção. Observou-se que nas regiões onde a contribuição do clima sobre o progresso técnico foi maior, houve uma redução menor da quantidade de terra em resposta ao Índice de Seca, bem como um maior emprego dos insumos e do trabalho. Isso se deu sobretudo nas regiões Centro-Oeste e em alguns estados da região Norte, como Tocantins e Amapá. No outro extremo, a região Sul mostrou a menor mudança no uso dos insumos em resposta ao Índice de Seca, e foi onde a contração da terra foi

significativamente maior em resposta à condição adversa do clima seco e quente. Isso é um indício importante de a tecnologia e o uso dos fatores de produção tem evoluído no sentido de tornar agricultura brasileira mais resistente em resposta às adversidades do clima. Em termos de política pública, recomenda-se que, além das diligências para as regiões que historicamente demandam atenção especial no que diz respeito aos efeitos das adversidades do clima, também é preciso levar em consideração os potenciais de perdas em regiões de alto rendimento produtivo e importantes para o resultado da agropecuária nacional.

Por fim, levantam-se algumas limitações da presente tese. Uma questão importante de ordem empírica, diz respeito às baixas significâncias estatísticas dos coeficientes estimados e à não-significância das elasticidades para o Índice de Seca. Nesse sentido, é preciso levar em consideração o tamanho relativamente pequeno da amostra estudada. Isso também impossibilitou a aplicação dos métodos mais tradicionalmente utilizados nas análises do efeito das adversidades do clima sobre a produtividade, em termos de uma análise *bottom-up*.

Outra questão importante diz respeito a construção da variável de capital. Para futuras publicações pretende-se melhorar a construção dessa variável, buscando uma melhor forma de agregação, de preferência junto aos demais insumos (fertilizantes, adubos, medicamentos).

Por fim, pretende-se também ampliar a presente análise para, pelo menos, mais um ano do Censo Agropecuário, o de 1985, para tentar contornar o problema da baixa significância dos coeficientes devido ao tamanho da amostra, bem como para tentar aplicar as metodologias mais tradicionais nesse tipo de análise, visando a comparação empírica dos resultados.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABRAMOVITZ, M. Resource and Output Trends in the United States Since 1870. In: ABRAMOVITZ, M. (Ed.). **Resource and Output Trends in the United States Since 1870**. [s.l.] NBER, 1956. p. 1–23.
- ADAMS, R. M. Global Climate Change and Agriculture: An Economic Perspective. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 71, n. 5, p. 1272–1279, dez. 1989.
- ALVES, E. R. DE A. Inovação tecnológica. In: SANTOS, M. L. DOS; VIEIRA, W. DA C.; LÍRIO, V. S. (Eds.). **Microeconomia Aplicada**. Viçosa, MG: Suprema, 2009. p. 317–347.
- ALVES, E. R. DE A.; CONTINI, E.; GASQUES, J. G. Evolução da produção e produtividade da agricultura brasileira. In: ALBUQUERQUE, A. C. S.; SILVA, A. G. DA (Eds.). **Agricultura Tropical: quatro décadas de inovações tecnológicas, institucionais e políticas**. Brasília, DF: Embrapa Informação Tecnológica, 2008. p. 1337.
- ANGELOVA, D.; KÄBEL, J. Weather Volatility and Production Efficiency. **Sustainability**, v. 11, n. 24, p. 6970, 6 dez. 2019.
- ARAÚJO, P. H. C. **Eventos Climáticos extremos: Os efeitos dos fenômenos El Niño e La Niña sobre a produtividade agrícola das regiões Nordeste e Sul do Brasil**. 2012. 45 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada). Departamento de Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa, 2012.
- ARROW, K. J. et al. Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency. **The Review of Economics and Statistics**, v. 43, n. 3, p. 225, ago. 1961.
- AUFFHAMMER, M. et al. Using weather data and climate model output in economic analyses of climate change. **Review of Environmental Economics and Policy**, v. 7, n. 2, p. 181–198, 29 jul. 2013.
- AUFFHAMMER, M.; RAMANATHAN, V.; VINCENT, J. R. Climate change, the monsoon, and rice yield in India. **Climatic Change**, v. 111, n. 2, p. 411–424, 2 mar. 2012.
- AVILA, A. F. D.; CASSALES, F. L. G.; CARDOSO, C. C. Produção e produtividade da agricultura brasileira: taxas de crescimento, comparações regionais e seus determinantes. In: ALVES, E. R. DE A.; GOMES, E. G. (Eds.). **Contribuição da Embrapa para o desenvolvimento da agricultura no Brasil**. Brasília: [s.n.], 2013. p. 59-85.
- ÁVILA, A. F. D.; EVENSOM, R. Total factor productivity growth in the Brazilian agriculture and the role of agricultural research. In: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural 33., 1995, Curitiba. **Anais[...]** Brasília, DF: SOBER, 1995.
- AVILA, A. F. D.; EVENSON, R. E. Total Factor Productivity Growth in Agriculture: The Role of Technological Capital. In: In: PINGALI, P. L.; EVENSON, R. E. (Eds.) **Handbook of Agricultural Economics**. [s.l.] Elsevier, 2010. p. 3769–3822.

AVILA, A. F. D.; ROMANO, L.; GARAGORRY, F. Agricultural Productivity in Latin America and the Caribbean and Sources of Growth. In: PINGALI, P. L.; EVENSON, R. E. (Eds.). **Handbook of Agricultural Economics**. [s.l.] Elsevier, 2010. p. 3713–3768.

AYOADE, J. O. **Introdução à climatologia para os trópicos**. 4. ed. Rio de Janeiro, RJ: Bertrand Brasil S. A., 1996.

BAKUCS, Z.; FERTŐ, I.; VÍGH, E. Crop Productivity and Climatic Conditions: Evidence from Hungary. **Agriculture**, v. 10, n. 9, p. 421, 22 set. 2020.

BARRETO, P.; ARAÚJO, E. **O Brasil atingirá sua meta de redução do desmatamento?** Belém, PA. Imazon, 2012.

BARROS, A. L. M. DE. **Capital, Produtividade e Crescimento da Agricultura: O Brasil de 1970 a 1995**. 1999. 149 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada). Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ/USP), 1999.

BELIK, W. **O financiamento da agropecuária brasileira no período recente**. Brasília: Ipea, 2015.

BIRTHAL, P. S.; NEGI, D.; KHAN, M. T.; AGARWAL, S. Is Indian agriculture becoming resilient to droughts? Evidence from rice production systems. **Food Policy**, v. 56, p. 1–12, out. 2015.

BLANC, E.; SCHLENKER, W. The use of panel models in assessments of climate impacts on agriculture. **Review of Environmental Economics and Policy**, v. 11, n. 2, p. 258–279, 1 jul. 2017.

BOISVERT, R. N. **The Translog Production Function: Its Properties, Its Several Interpretations and Estimation Problems**. Department of Agricultural Economics. Cornell University Agricultural Experiment Station. New York, USA, 1982.

BORBA, T. DA S. **Índice de formação bruta de capital fixo para a agropecuária Catarinense 2006-2018**. 2020. 61 f. Trabalho de Conclusão de Curso (Bacharel em Ciências Econômicas). Departamento de Economia e Relações Internacionais. Universidade Federal de Santa Catarina, Santa Catarina, 2020.

BRAGAGNOLO, C.; SPOLADOR, H. F. S.; BARROS, G. S. DE C. Regional Brazilian Agriculture TFP Analysis: A Stochastic Frontier Analysis Approach. **Revista EconomiA**, v. 11, n. 4, p. 217–242, 2010.

BRAGAGNOLO, C.; SPOLADOR, H. F. S.; BARROS, G. S. DE C. PTF agrícola Atualização segundo o Censo de 2017. **Revista de Política Agrícola**, v. 30, n. 3, 2021.

BRASIL. **Quarta Comunicação Nacional do Brasil à Convenção Quadro das Nações Unidas sobre Mudança do Clima**. Ministério da Ciência, Tecnologia e Inovações, MCTI. Secretaria de Pesquisa e Formação Científica. Brasília, 2021.

BRIGATTE, H.; TEIXEIRA, E. C. Determinantes de longo prazo do produto e da Produtividade Total dos Fatores da agropecuária brasileira no período 1974-2005. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 49, n. 4, p. 815–836, dez. 2011.

CAMARILLO-NARANJO, J. M.; ÁLVAREZ-FRANCOSO, J. I.; LIMONES-RODRÍGUEZ, N.; PITA-LÓPEZ, M. F.; AGUILAR-ALBA, M. The global climate monitor system: from climate data-handling to knowledge dissemination. **International Journal of Digital Earth**, v. 12, n. 4, p. 394–414, 3 abr. 2019.

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

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics Using Stata: Revised Edition**. 2. ed. [s.l.] Stata Press, 2009.

CHAMBERS, R. G. **Applied production analysis**. New York, USA.: Cambridge University Press, 1988.

CHAMBERS, R. G.; PIERALLI, S. The Sources of Measured US Agricultural Productivity Growth: Weather, Technological Change, and Adaptation. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 102, n. 4, p. 1198–1226, 5 ago. 2020.

CHBAGRO. **Tratos culturais**. 2021. Disponível em: <<https://blog.chbagro.com.br/tag/tratos-culturais>>. Acesso em: maio 2023.

CHEN, B.; DENNIS, E. J.; FEATHESTONE, A. M. Weather Impacts the Agricultural Production Efficiency of Wheat: The Importance of Precipitation Shocks. **Journal of Agricultural and Resource Economics Preprint**, v. 12, n. 4, p. 394-414, 2021.

CHRISTENSEN, L.; JORGENSON, D. W.; LAU, L. J. Conjugate duality and the transcendental logarithmic production function. **Econometrica**, v. 39, p. 255–256, 1971.

CHRISTENSEN, L. R. Concepts and Measurement of Agricultural Productivity. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 57, n. 5, p. 910–915, dez. 1975.

COBB, C. W.; DOUGLAS, P. H. A Theory of Production. **The American Economic Review**, v. 18, n. 1, p. 139- 165., 1928.

COELLI, T. J.; RAO, D. S. P.; O'DONNELL, C. B.; GEORGE E. **An introduction to efficiency and productivity analysis**. 2. ed. [s.l.] Springer Science & Business Media, 2005.

CONAB. COMPANHIA NACIONAL DE BASTECIMENTO. **Acompanhamento da Safra Brasileira de Grãos**. Primeiro Levantamento. Brasília: CONAB, out. 2020.

CPTEC/INPE. CENTRO DE PREVISÃO DE TEMPO E ESTUDOS CLIMÁTICOS. **El Niño**. 2023. Disponível em: <<http://enos.cptec.inpe.br/elniño/pt>>. Acesso em: 20 abril de 2023.

CPTEC/INPE. CENTRO DE PREVISÃO DE TEMPO E ESTUDOS CLIMÁTICOS. **Condições atuais dos Enos: caracterização do El Niño**. 2023. Disponível em: <<http://enos.cptec.inpe.br/#>>. Acesso em: 20 abril de 2023.

CRU. **Climate Research Unit**. University of East Anglia, 2021.

CUNHA, G. R. **Esperando La Niña**. Embrapa Trigo: Passo Fundo, RS 1998.

DA SILVA, D. F.; LIMA, M. J. DA S.; SOUZA NETO, P. F. DE; GOMES, H. B.; SILVA, F. D. DOS S.; ALMEIDA, H. R. R. DE C.; COSTA, R. L.; PEREIRA, M. P. S. Caracterização de eventos extremos e de suas causas climáticas com base no Índice Padronizado de Precipitação Para o Leste do Nordeste. **Revista Brasileira de Geografia Física**, v. 13, n. 2, p. 449, 7 abr. 2020.

DELGROSSI, M. E.; BALSADI, O. V. Mercado de Trabalho e agricultura no Brasil Contemporâneo. In: VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. (Eds.). **Uma jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos do Censo Agropecuário**. Brasília: IPEA, 2020. p. 410.

DELL, M.; JONES, B. F.; OLKEN, B. A. What do we learn from the weather? The new climate-economy literature. **Journal of Economic Literature**, v. 52, n. 3, p. 740-798, 2014.

DESCHÊNES, O.; GREENSTONE, M. The Economic Impacts of Climate Change: Evidence from Agricultural Output and Random Fluctuations in Weather. **American Economic Review**, v. 97, n. 1, p. 354–385, 1 fev. 2007.

DIEWERT, W. E. An Application of the Shephard Duality Theorem: A Generalized Leontief Production Function. **Journal of Political Economy**, v. 79, n. 3, p. 481–507, maio 1971.

EUCLIDES FILHO, K. Bovinos de corte. In: ALBUQUERQUE, A. C. S.; SILVA, A. G. (Eds.). **Agricultura tropical: quatro décadas de inovações tecnológicas, institucionais e políticas**. 8. ed. Brasília, DF.: Embrapa Informação Tecnológica, 2008. p. 907–944.

FAO. FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED. **Crops and livestock products**. Disponível em: <<https://www.fao.org/faostat/en/#data/QCL>>. Acesso em: 20 junho 2023.

FÉLIX, A. DA S.; NASCIMENTO, J. W. B. DO; MELO, D. F. DE; FURTADO, D. A.; SANTOS, A. M. DOS. Análise Exploratória dos Impactos das Mudanças Climáticas na Produção Vegetal no Brasil. **Revista em Agronegócio e Meio Ambiente**, v. 13, n. 1, p. 397–407, 2020.

FERNANDES, V. R.; CUNHA, A. P. M. A.; PINEDA, L. A. C.; LEAL, K. R. D.; COSTA, L. C.O.; BRODEL, E.; FRANÇA, D. DE A.; ALVALÁ, R. C. DOS S.; SELUCHI, M. E.; MARENGO, J. A. Secas e os impactos na região Sul do Brasil. **Revista Brasileira de Climatologia**, v. 28, 27 maio 2021.

FERREIRA, C. B.; ARAUJO, J. A.; TABOSA, F. J. S.; LIMA, J. R. F. DE. Produtividade Agrícola nos Países da América Latina. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 54, n. 3, p. 437–458, set. 2016.

FIGUEIREDO, A. M. R. Resposta da produção agrícola aos preços no Centro-Oeste brasileiro: uma análise de econometria espacial para o período 1975-1995/1996. 2002, 184 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada). Departamento de Economia Rural. Universidade Federal de Viçosa, 2022.

FUGLIE, K. O.; BALL, V. E.; WANG, S. L. **Productivity Growth in Agriculture: An International Perspective**. [s.l.] CABI, 2012.

FUSS, M. A.; MCFADDEN, D. Applications of profit Functions. In: **Production economics: a dual approach to theory and applications**. New York, NY: North-Holland Publishing Company, 1978.

FUSS, M. A.; MCFADDEN, D.; MUNDLAK, Y. A survey of functional forms in the economic analysis of production. In: **Production economics: a dual approach to theory and applications**. New York, NY: North-Holland Publishing Company, 1978.

GASQUE, J. G.; BASTO, E. T.; BACCHI, M.; VIEIRA FILHO, J. E. R.; VALDES, C. Produtividade da agricultura brasileira. In: VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. (Eds.). **Agropecuária brasileira: evolução, resiliência e oportunidades**. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Ipea, 2023. p. 300.

GASQUE, J. G.; BASTO, E. T.; BACCHI, M.; VALDES, C. Produtividade Total dos Fatores e Transformações da Agricultura Brasileira: análise dos dados dos Censos Agropecuários. In: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 48., 2010. **Anais [...]**. Campo Grande, MS, 2010

GASQUE, J. G.; BASTO, E. T.; BACCHI, M.; VALDES, C. Produtividade da agricultura brasileira e os efeitos de algumas políticas. **Revista de Política Agrícola**, v. 21, n. 3, p. 83–92, 2012.

GASQUE, J. G.; BASTO, E. T.; BACCHI, M.; VALDES, C. Produtividade da agricultura: resultados para o Brasil e estados selecionados. **Revista de Política Agrícola**, v. 23, n. 3, p. 87–98, 2014.

GASQUE, J. G.; BASTO, E. T.; BACCHI, M.; RODRIGUES, L.; VALDES, C. Produtividade da agricultura brasileira: a hipótese da desaceleração. In: VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. (Eds.). **Agricultura, transformação produtiva e sustentabilidade**. Brasília: IPEA, 2016. p. 391.

GASQUE, J. G.; BASTO, E. T.; BACCHI, M.; VALDES, C. Crescimento e produtividade da agricultura brasileira: uma análise do censo agropecuário. In: VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. (Eds.). **Uma jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos do Censo Agropecuário**. Brasília: Ipea, 2020. p. 410.

GASQUES, J. G.; BASTOS, E. T.; BACCHI, M. R. P. Produtividade e fontes de crescimento da agricultura brasileira. In: NEGRI, J. A. DE; KUBOTA, L. C. (Eds.). **Políticas de Incentivo à Inovação Tecnológica no Brasil**. Brasília, DF: Ipea, 2008. p. 612.

GASQUES, J. G.; CONCEIÇÃO, J. C. P. R. DA. Crescimento e Produtividade da Agricultura Brasileira. **Texto para Discussão** (502). Brasília, DF: Ipea 1997.

GASQUES, J. G.; CONCEIÇÃO, J. C. P. R. DA. Transformações estruturais da agricultura e produtividade total dos fatores. **Texto para Discussão** (768). Brasília, DF: Ipea 2000.

GREENE, W. Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model. **Journal of Econometrics**, v. 126, n. 2, p. 269–303, jun. 2005.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 7. ed. New York, NY: Pearson, 2012.

GRIFFIN, R. C.; MONTGOMERY, J. M.; RISTER, M. E. Selecting Functional Form in Production Function Analysis. **Western Journal of Agricultural Economics**, v. 12, n. 2, p. 216–227, 1987.

HEADEY, D.; ALAUDDIN, M.; RAO, D. S. P. Explaining agricultural productivity growth: an international perspective. **Agricultural Economics**, v. 41, n. 1, p. 1–14, jan. 2010.

HELFAND, S. M.; MAGALHÃES, M. M.; RADA, N. E. Brazil's Agricultural Total Factor Productivity Growth by Farm Size. **Working Paper** (609). Inter-American Development Bank (IDB), Washington, DC, 2015.

HSIANG, S. Climate Econometrics. **Annual Review of Resource Economics**, v. 8, n. 1, p. 43–75, 5 out. 2016.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Resultados Preliminares do Censo Agropecuário de 2006**. Rio de Janeiro, IBGE, 2006.

IBGE. Instituto Brasileiro de Economia e Estatística. **Resultados Preliminares do Censo Agropecuário de 2017**. Rio de Janeiro, IBGE, 2017a.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo agropecuário 2017**. 2017b. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2017>>. Acesso em: junho 2021.

IEA. Instituto de Economia Agrícola. **Preços médios mensais pagos pela agricultura**. Séries Históricas. São Paulo, IEA, 2021.

IMAZON. Instituto do Homem e Meio Ambiente da Amazônia. **Pecuária na Amazônia: Tendências e Implicações para a Conservação Ambiental**. Imazon, [s.l.] 2015

INMET. Instituto Nacional de Meteorologia. **Normais Climatológicas no Brasil: 1991 -2020**. Disponível em: <<https://clima.inmet.gov.br/>>. Acesso em: maio 2023.

IPCC. Climate Change 2014: Synthesis Report. In: TEAM, C. W.; PACHAURI, R. K.; MEYER, L. A. (Eds.). **Contribution of Working Groups I, II and III to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change**. Geneva, Switzerland. IPCC, 2014.

IVAN, S. C.; SOUSA, S. F. DE. Agricultura tropical no Brasil. In: ALBUQUERQUE, A. C. S.; SILVA, A. G. DA (Eds.). **Agricultura tropical: quatro décadas de inovações tecnológicas, institucionais e políticas**. Brasília, DF.: Embrapa Informação Tecnológica, 2008. p. 1337.

JEHLE, G. A.; RENY, P. J. **Advanced Microeconomic Theory**. 3a ed. England: Pearson, 2011.

KUMBHAKAR, S. C.; LOVELL, C. A. K. **Stochastic Frontier Analysis**. [s.l.] Cambridge University Press, 2003.

LACHAUD, M. A.; BRAVO-URETA, B. E.; LUDENA, C. E. Agricultural productivity growth in Latin America and the Caribbean and other world regions An analysis of climatic effects, convergence and catch-up. **Working Paper** (607). Inter-American Development Bank (IDB), Washington, DC, 2015.

LACHAUD, M. A.; BRAVO-URETA, B. E.; LUDENA, C. E. Agricultural productivity in Latin America and the Caribbean in the presence of unobserved heterogeneity and climatic effects. **Climatic Change**, v. 143, n. 3–4, p. 445–460, 7 ago. 2017.

LACHAUD, M. A.; BRAVO-URETA, B. E. Agricultural productivity growth in Latin America and the Caribbean: an analysis of climatic effects, catch-up and convergence*. **Australian Journal of Agricultural and Resource Economics**, v. 65, n. 1, p. 143–170, 23 jan. 2020.

LACHAUD, M. A.; BRAVO-URETA, B. E.; LUDENA, C. E. Economic effects of climate change on agricultural production and productivity in Latin America and the Caribbean (LAC). **Agricultural Economics**, v. 53, n. 2, p. 321–332, mar. 2021a.

LACHAUD, M. A.; BRAVO-URETA, B. E.; LUDENA, C. E. Economic effects of climate change on agricultural production and productivity in Latin America and the Caribbean (LAC). **Agricultural Economics**, v. 53, n. 2, p. 321–332, 9 mar. 2021b.

LÁZARI, N. C.; MAGALHÃES, M. M. Crescimento da PTF segundo tamanho de estabelecimentos rurais na região Sudeste, de 1985 a 2006. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 57, p. 198–214, 2019.

LETTA, M.; TOL, R. S. J. Weather, Climate and Total Factor Productivity. **Environmental and Resource Economics**, v. 73, n. 1, p. 283–305, 22 maio 2019.

LIANG, X-Z.; WU, Y.; CHAMBERS, R. G.; SCHMOLDES, D. L.; GAO, W.; LIU, C.; SUN, C.; KENNEDY, J. Determining climate effects on US total agricultural productivity. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, v. 114, n. 12, p. E2285–E2292, 21 mar. 2017.

LIN, W.-C.; TSAI, C.-F. Missing value imputation: a review and analysis of the literature (2006–2017). **Artificial Intelligence Review**, v. 53, n. 2, p. 1487–1509, 5 fev. 2020.

LUDENA, CA. E. Agricultural Productivity Growth, Efficiency Change and Technical Progress in Latin America and the Caribbean. **Working Paper** (186). Inter-American Development Bank (IDB), Washington, DC, 2010.

MACHADO, G. C.; BACHA, C. J. C.; JOHNSTON, F. L. Revisão sistemática dos trabalhos que calculam a PTF da agropecuária brasileira. **Revista de Política Agrícola**, v. 29, n. 1, p. 82, 2020.

MAPA. MINISTÉRIO DA AGRICULTURA PECUÁRIA E ABASTECIMENTO. **Histórico de perdas na agricultura brasileira: 2000-2021**. Secretaria de Política Agrícola, Mapa: Brasília, DF, 2022.

MARENGO, J. A. Mudanças climáticas, condições meteorológicas extremas e eventos climáticos no Brasil. In: **Mudanças Climáticas e Eventos Extremos no Brasil**. [s.l.] Fundação Brasileira para Desenvolvimento Sustentável. FBDS, 2012. p. 5–19.

MARENGO, J. A.; CUNHA, A. P.; ALVES, L. M. **A seca de 2012-15 no semiárido do Nordeste do Brasil no contexto histórico**. [s.l.: s.n.]. 2016.

MARQUES, S. A. Pesquisa científica em economia agrícola. **Informações Econômicas**, v. 28, n. 10, p. 39–46, 1998.

MARTHA, G. B.; ALVES, E.; CONTINI, E. Land-saving approaches and beef production growth in Brazil. **Agricultural Systems**, v. 110, p. 173–177, jul. 2012.

MCTI. Ministério da Ciência, Tecnologia e Inovações. **Quarta Comunicação Nacional do Brasil à Convenção Quadro das Nações Unidas sobre Mudança do Clima**. Secretaria de Pesquisa e Formação Científica. MCTI: Brasília, 2021.

MENDELSON, R.; NORDHAUS, W. D.; SHAW, D. The impact of global warming on agriculture: a Ricardian analysis. **American Economic Review**, v. 84, n. 4, p. 753–771, 1994.

MUNDLAK, Y. Production and Supply (Revised). **Working Paper** (9906). The Center for Agricultural Economic Research, [s.n.] [s.l.] 1999.

NJUKI, E.; BRAVO-URETA, B. E.; CABRERA, V. E. Climatic effects and total factor productivity: econometric evidence for Wisconsin dairy farms. **European Review of Agricultural Economics**, v. 47, n. 3, p. 1276–1301, 15 jun. 2020.

NJUKI, E.; BRAVO-URETA, B. E.; O'DONNELL, C. J. A new look at the decomposition of agricultural productivity growth incorporating weather effects. **PLOS ONE**, v. 13, n. 2, p. e0192432, 21 fev. 2018.

NJUKI, E.; BRAVO-URETA, B. E.; O'DONNELL, C. J. Decomposing agricultural productivity growth using a random-parameters stochastic production frontier. **Empirical Economics**, v. 57, n. 3, p. 839–860, 30 set. 2019.

OECD. ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Measuring Productivity**. OECD Manual. [s.l.] OECD, 2001.

OECD. ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Agricultural Total Factor Productivity and the Environment: A Guide to Emerging Best Practices in Measurement**. [s.l.] OECD publishing, 2022.

OLIVEIRA, G. S. DE. **O El Niño e Você - o fenômeno climático**. São José dos Campos, SP.: Editora Transtec, 2001.

PARDEY, P. G.; ALSTON, J. M.; RUTTAN, V. W. The Economics of Innovation and Technical Change in Agriculture. In: HALL, B. H.; ROSENBERG, N. (Eds.). **Handbook of the Economics of Innovation**. [s.l.] Elsevier, 2010. p. 939–984.

PAUL, C. J. M. Traditional Productivity Growth Measurement. In: **Cost Structure and the Measurement of Economic Performance**. Boston, MA: Springer US, 1999. p. 25–55.

PETERSON, W.; HAYAMI, Y. Technical change in agriculture. **Working Paper (P73-20)**. Department of Agricultural and Applied Economics. [s.n.] Minnesota, 1973.

RADA, N. Assessing Brazil's Cerrado agricultural miracle. **Food Policy**, v. 38, p. 146–155, fev. 2013.

RADA, N. E.; BUCCOLA, S. T. Agricultural policy and productivity: evidence from Brazilian censuses. **Agricultural Economics**, v. 43, n. 4, p. 355–367, 1 jul. 2012.

RADA, N. E.; BUCCOLA, S. T.; FUGLIE, K. O. **Brazil's Rising Agricultural Productivity and World Competitiveness**. [s.l.: s.n.]. 2009.

RADA, N.; HELFAND, S.; MAGALHÃES, M. Agricultural productivity growth in Brazil: Large and small farms excel. **Food Policy**, v. 84, p. 176–185, abr. 2018.

RADA, N.; VALDES, C. Policy, Technology, and Efficiency of Brazilian Agriculture. **SSRN Electronic Journal**, 25 jul. 2012.

RICCE, W. DA S. et al. Estimativas de perdas na agricultura por chuvas excessivas no Alto Vale do Rio Itajaí em 2015. **Agropecuária Catarinense**, p. 42–45, 2016.

SANTOS, W. G. DOS; MARTINS, J. I. F. O Zoneamento Agrícola de Risco Climático e sua contribuição à agricultura brasileira. **Revista de Política Agrícola**, v. 25, n. 3, p. 73–94, 2016.

SANTOS, P. F. A.; SPOLADOR, H. F. S. Produtividade Setorial e Mudança Estrutural no Brasil – Uma Análise para o Período 1981 a 2013. **Revista Brasileira de Economia**, v. 72, n. 2, 2018.

SHUMWAY, C. R.; GOTCRET, P. E. Numeraire choice in normalized quadratic functional forms. **Applied Economics**, v. 23, n. 10, p. 1597–1602, 1 out. 1991.

SILVA, R. P.; BARICELO, L. G.; VIAN, C. E. DE F. Evolução, composição e distribuição do estoque de tratores e máquinas agrícolas no Brasil. In: VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. (Eds.). **Uma jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos do Censo Agropecuário**. Brasília: IPEA, 2020. p. 410.

SOARES, T. C. **Existe substitutibilidade entre os insumos naturais e não naturais? Evidências a partir da função CES**. 2012, 65 f. Dissertação (Mestrado em Economia). Departamento de Economia. Universidade Federal de Viçosa, 2012.

SOLOW, R. M. A Contribution to the Theory of Economic Growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, p. 65, fev. 1956.

STATA. Estimation and postestimation commands. In: **Stata User's Guide**. [s.l.] Stata Press, 2023. p. 139–299.

SWAMY, P. A. V. B. Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model. **Econometrica**, v. 38, n. 2, p. 311–323, 1970.

TZOUVELEKAS, E. Approximation Properties and Estimation of the Translog Production Function with Panel Data. **Agricultural Economics Review**, v. 01, n. 1, p. 33–48, 2000.

VIEIRA FILHO, J. E. R. Fronteira Agropecuária Brasileira: Redistribuição Produtiva, Efeito Poupa-Terra e Desafios Estruturais Logístico. In: DE CARVALHO, Y. et al. (Eds.). **Agricultura, transformação produtiva e sustentabilidade**. Brasília, DF.: Ipea., 2016. p. 89–107.

VIEIRA FILHO, J. E. R.; FISHLOW, A. **Agricultura e indústria no Brasil: inovação e competitividade**. Brasília: IPEA, 2017.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introductory Econometrics: A Modern Approach**. 2. ed. [s.l.] South-Western College Pub, 2002.

YU, T.; BABCOCK, B. A. Are U.S. Corn and Soybeans Becoming More Drought Tolerant? **American Journal of Agricultural Economics**, v. 92, n. 5, p. 1310–1323, 21 out. 2010.

ZHONG, Z.; HU, Y.; JIANG, L. Impact of Climate Change on Agricultural Total Factor Productivity Based on Spatial Panel Data Model: Evidence from China. **Sustainability**, v. 11, n. 6, p. 1516, 13 mar. 2019.

APÊNDICES

APÊNDICE A

*Construção do Deflator Implícito*²⁹

O deflator implícito elaborado com base no índice de produto de Gasques *et al.* (2010, 2020) foi implementado inicialmente no trabalho de Helfand, Magalhães e Rada (2015). O deflator implícito visa, sobretudo, fazer com que as mudanças nos preços reflitam as mudanças ocorridas no nível de produto do setor agropecuário. A Tabela A1 detalha os passos desse cálculo.

Em posse dos valores constantes da produção agropecuária e do valor do índice de produto de Gasques *et al.* (2010, 2020), ambos para os três anos dos Censos Agropecuários é possível obter duas medidas: uma relativa a mudança (*change-up*) no índice de produto com base no ano de 2017 e outra relativa a mudança nos preços baseada no valor da produção a preços constantes de 2017, deflacionado pelo IGP-DI.

Tabela A 1: Construção do deflator implícito para o Valor da Produção¹ da agricultura brasileira com base do Índice de Produto de Gasques *et al.* (2010, 2020).

Variáveis	1995	2006	2017
Valor da Produção (Bilhões R\$ correntes)	47,8	164,0	462,4
Valor da Produção (Bilhões R\$ constantes ² 2017)	262,6	314,9	462,4
Índice de Produto (GASQUES <i>et al.</i> , 2010, 2020)	244	343	489
Mudança do Índice de Produto com base em 2017	2,00	1,43	1
Valor da Produção com base na mudança do Índice de Produto	230,71	324,31	462,4
Índice Implícito baseado na diferença com o valor corrente	4,83	1,98	1
Valor da Produção deflacionado pelo Índice Implícito	230,7	324,31	462,4
Mudança nos preços com base no Valor da Produção a preços constantes de 2017	1,76	1,47	1
Mudança nos preços com base no Valor da Produção deflacionados pelo Índice Implícito	2,00	1,43	1
Efeitos inflacionários específicos do setor (%)	24,33	-4,26	-

Fonte: Elaboração própria. Nota: (1) Valor da Produção obtido dos Censos Agropecuários de 1995/96, 2006 e 2017. (2) Deflacionados pelo IGP-DI.

²⁹ Agradecimento especial ao Professor Marcelo Marques de Magalhães (UNESP/ Campus Tupã) que gentilmente se dispôs a explicar a construção do deflator.

Observe que esta última medida não reflete, de fato, a mudança ocorrida no nível de produto. Assim, toma-se o valor da produção do ano base (2017) e corrige-o em relação ao *change-up* ocorrido no nível de produto para os demais anos. Do resultado obtido é possível recuperar o índice implícito por meio do cálculo da variação ocorrida entre o valor da produção corrigido pela mudança do índice de produto e o valor corrente da produção.

Multiplicando os valores correntes pelo índice implícito, ou deflator implícito, o *change-up* do valor da produção é exatamente igual ao *change-up* do índice de produto. Desse modo, o valor da produção agropecuária deflacionado pelo deflator implícito reflete a mudança ocorrida no nível de produto, dispensando a necessidade de elaboração de um índice de quantidade para a produção agrícola, medida tradicionalmente utilizada nos trabalhos sobre produtividade agrícola.

Quando não corrigido dessa maneira, o valor da produção deflacionado pelo IGP-DI não expurga os efeitos inflacionários específicos do setor agropecuário e esta diferença de preços fica em torno de 24,33% no ano de 1995 e -4,26% no ano de 2006. Mesmo que não seja objetivo utilizar o valor da produção da agricultura como uma medida de “índice de quantidade”, a correção pelo deflator implícito será desejável, pois não mede um efeito meramente monetário mais geral, mas sim os efeitos específicos das mudanças ocorridas nos preços do setor.

APÊNDICE B

Coefficientes de ponderação da variável de capital

Como mencionado, a variável de capital do presente estudo foi composta pelo índice de maquinário e pelo efetivo de animais, dado em termos de bovino equivalente. Os coeficientes de ponderação foram derivados da regressão do valor da produção sobre estes dois componentes, seguindo os trabalhos de Helfand, Magalhães e Rada (2015) e Lázari e Magalhães (2019). Conforme estes autores, o peso de cada componente é encontrado pela razão entre cada coeficiente e a soma total destes.

Os resultados das regressões regionais e dos coeficientes estimados estão reportados na Tabela A2. Como na região Norte foi reportado peso negativo para o índice de bovinos equivalentes, os pesos dos componentes desta região foram substituídos pelos pesos encontrados na regressão geral para o Brasil.

Tabela A 2: Regressões do valor da produção sobre os componentes da variável de capital e respectivos pesos calculados, 1995.

Região	Valor da produção (1995)	Coefficiente	Erro Padrão	Peso dos Componentes
Norte	Índice de maquinário	0,33*	0,18	0,499
	Bovinos equivalentes	-0,33*	0,18	0,501
Nordeste	Índice de maquinário	0,53***	0,06	0,479
	Bovinos equivalentes	0,29***	0,06	0,352
Centro-Oeste	Índice de maquinário	0,90***	0,05	0,909
	Bovinos equivalentes	0,08	0,04	0,091
Sudeste	Índice de maquinário	0,89***	0,04	0,962
	Bovinos equivalentes	0,03	0,03	0,038
Sul	Índice de maquinário	0,60***	0,07	0,679
	Bovinos equivalentes	0,28***	0,07	0,320
Brasil	Índice de maquinário	0,67***	0,03	0,781
	Bovinos equivalentes	0,19***	0,03	0,219
	_constante	2,01E+08***	0,02	-

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa. Nota: (***) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; (*) significativo a 10%.

APÊNDICE C

Tabela A 3: Confronto dos principais dados dos Censos Agropecuários de 1985, 1995/96, 2006 e 2017.

Variável	1985	1995	2006	2017	Taxa (%) anual média de crescimento					
					1985-2017	1995-2017	2006-2017	1985-2006	1985-1995	1995-2006
Estabelecimentos agropecuários (milhões)	5,8	4,9	5,2	5,1	-0,4	0,2	-0,2	-0,5	-1,8	0,6
Área total (milhões ha)	374,9	353,6	333,7	351,3	-0,2	0,0	0,5	-0,6	-0,6	-0,5
Área média dos estabelecimentos	64,6	72,8	64,5	69,3	0,2	-0,2	0,7	0,0	1,2	-1,1
Utilização das terras (milhões de ha)										
<i>Área de lavouras</i>	62,8	50,1	56,3	63,4	0,0	1,1	1,1	-0,5	-2,2	1,1
% da área de lavouras em relação a área total	16,8	14,2	16,9	18,0	0,2	1,1	0,6	0,0	-1,7	1,6
Lavouras temporárias	42,2	34,3	44,6	55,6	0,9	2,2	2,0	0,3	-2,1	2,4
Lavouras permanentes	9,9	7,5	11,7	7,8	-0,8	0,1	-3,7	0,8	-2,7	4,1
<i>Área de pastagens</i>	179,2	177,7	160,0	159,5	-0,4	-0,5	0,0	-0,5	-0,1	-0,9
% da área de pastagem em relação a área total	47,8	50,3	48,0	45,4	-0,2	-0,5	-0,5	0,0	0,5	-0,4
Pastagem natural	105,1	78,0	57,6	47,3	-2,5	-2,2	-1,8	-2,8	-2,9	-2,7
Pastagem plantada	74,1	99,7	102,4	112,2	1,3	0,5	0,8	1,6	3,0	0,2
<i>Área de matas</i>	113,5	110,7	98,5	115,2	0,0	0,2	1,4	-0,7	-0,3	-1,1
% da área de matas em relação a área total	30,3	31,3	29,5	32,8	0,3	0,2	1,0	-0,1	0,3	-0,5
Naturais (reservas ou não)	21,1	88,9	87,0	92,7	4,7	0,2	0,6	7,0	15,4	-0,2
Plantadas	0,6	5,4	4,7	8,7	8,8	2,2	5,6	10,4	24,8	-1,2
Pessoal ocupado (milhões de pessoas)	23,4	17,9	16,6	15,1	-1,4	-0,8	-0,8	-1,6	-2,6	-0,7
Média de pessoal ocupado por estabelecimento	4,0	3,7	3,2	3,0	-0,9	-1,0	-0,7	-1,1	-0,9	-1,3
Total de tratores	0,7	0,8	0,8	1,2	1,9	2,0	3,7	1,0	1,9	0,2
Média de área de lavoura (ha) por trator	94,4	62,7	68,6	51,5	-1,9	-0,9	-2,6	-1,5	-4,0	0,8
Efetivo de animais (milhões de cabeças)										
Total de bovinos	128,0	153,1	176,1	172,7	0,9	0,6	-0,2	1,5	1,8	1,3
Relação da área de pastagem por total de bovino	1,4	1,2	0,9	0,9	-1,3	-1,0	0,1	-2,0	-1,9	-2,2
Total de suínos	30,5	27,8	31,2	39,3	0,8	1,6	2,1	0,1	-0,9	1,0
Total de galinhas, galos, frangos, frangas e pintos	436,8	718,5	1.143,5	1.362,3	3,6	3,0	1,6	4,7	5,1	4,3

Variável	1985	1995	2006	2017	Taxa (%) anual média de crescimento					
					1985-2017	1995-2017	2006-2017	1985-2006	1985-1995	1995-2006
Produção animal										
Produção leite de vaca (bilhões de litros)	12,8	17,9	20,6	30,2	2,7	2,4	3,5	2,3	3,4	1,3
Vacas ordenhadas (milhões de cabeça)	13,4	13,7	12,7	11,5	-0,5	-0,8	-0,9	-0,2	0,2	-0,7
Rendimento médio (l/vaca)	959,8	1.306,7	1.618,1	2.620,7	3,2	3,2	4,5	2,5	3,1	2,0
Produção de leite de cabra (milhões litros)	35,8	21,9	35,7	26,1	-1,0	0,8	-2,8	0,0	-4,8	4,6
Cabras ordenhadas (mil cabeças)	294	280	155	98	-3,4	-4,7	-4,0	-3,0	-0,5	-5,3
Rendimento médio (l/cabra)	121,8	78,2	231,2	265,8	2,5	5,7	1,3	3,1	-4,3	10,4
Produção de ovos de galinha (milhões dz)	1,4	1,9	2,8	4,7	3,9	4,2	4,8	3,4	3,2	3,6
Produção de lã (mil ton)	23,9	13,7	10,2	7,1	-3,7	-2,9	-3,2	-4,0	-5,4	-2,7
Produção vegetal										
<i>Café</i>										
Produção (milhões ton)	2,4	1,9	2,4	2,0	-0,6	0,4	-1,6	0,0	-2,6	2,4
Área colhida (milhões ha)	2,6	1,8	1,7	1,6	-1,5	-0,5	-0,4	-2,1	-3,7	-0,6
Rendimento médio (ton/ha)	926,2	1.033,6	1.435,0	1.255,5	1,0	0,9	-1,2	2,1	1,1	3,0
<i>Cacau</i>										
Produção (milhões ton)	0,4	0,2	0,2	0,2	-3,0	-1,9	-2,0	-3,5	-5,4	-1,8
Área colhida (milhões ha)	0,7	0,7	0,5	0,5	-1,0	-1,4	-0,2	-1,4	-0,2	-2,5
Rendimento médio (ton/ha)	0,6	0,4	0,4	0,3	-2,0	-0,5	-1,8	-2,2	-5,3	0,7
<i>Laranja</i>										
Produção (milhões ton)	11,8	15,6	12,2	15,7	0,9	0,0	2,3	0,1	2,8	-2,2
Área colhida (milhões ha)	0,6	0,9	0,6	0,5	-0,6	-2,7	-1,3	-0,3	4,1	-4,1
Rendimento médio (ton/ha)	18,7	16,5	20,4	30,2	1,5	2,8	3,6	0,4	-1,3	1,9
<i>Manga</i>										
Produção (milhões ton)	0,3	0,4	0,4	0,6	1,9	1,5	3,1	1,3	2,8	0,0
<i>Tangerina</i>										
Produção (milhões ton)	0,4	0,4	0,4	0,4	0,0	0,3	1,9	-0,9	-0,6	-1,2
<i>Mamão</i>										
Produção (milhões ton)	0,2	0,4	0,5	0,6	3,2	1,6	2,2	3,7	6,7	0,9
<i>Maracujá</i>										

Variável	1985	1995	2006	2017	Taxa (%) anual média de crescimento					
					1985-2017	1995-2017	2006-2017	1985-2006	1985-1995	1995-2006
Produção (milhões ton)	0,1	0,2	0,2	0,3	3,7	1,0	1,2	5,1	10,1	0,7
<i>Uva</i>										
Produção (milhões ton)	0,7	0,7	0,8	1,2	1,5	2,7	3,1	0,6	-1,1	2,2
Área colhida (milhões ha)	0,1	0,1	0,1	0,1	0,4	0,7	0,3	0,4	-0,4	1,1
Rendimento médio (ton/ha)	12,4	11,6	13,1	17,7	1,1	1,9	2,8	0,2	-0,7	1,1
<i>Mandioca</i>										
Produção (milhões ton)	12,4	9,1	11,9	6,6	-2,0	-1,5	-5,3	-0,2	-3,1	2,5
Área colhida (milhões ha)	1,5	1,2	1,7	0,7	-2,3	-2,3	-7,3	0,5	-2,2	3,0
Rendimento médio (ton/ha)	8,1	7,4	7,0	8,9	0,3	0,8	2,2	-0,7	-0,9	-0,5
<i>Banana</i>										
Produção (milhões ton)	3,6	3,0	4,2	4,0	0,4	1,4	-0,3	0,7	-1,8	3,1
Área colhida (milhões ha)	0,4	0,4	0,3	0,3	-0,5	-1,2	1,9	-1,8	0,9	-4,2
Rendimento médio (ton/ha)	9,5	7,2	16,1	12,6	0,9	2,6	-2,2	2,6	-2,7	7,6
<i>Arroz em casa</i>										
Produção (milhões ton)	9,0	8,0	9,7	11,1	0,7	1,5	1,2	0,4	-1,1	1,7
Área colhida (milhões ha)	5,2	3,0	2,4	1,7	-3,4	-2,5	-3,1	-3,6	-5,4	-1,9
Rendimento médio (ton/ha)	1,7	2,7	4,0	6,4	4,2	4,0	4,4	4,1	4,6	3,6
<i>Feijão em grão</i>										
Produção (milhões ton)	2,2	2,1	3,1	2,1	-0,1	0,2	-3,3	1,5	-0,8	3,7
Área colhida (milhões ha)	5,9	4,1	4,2	2,0	-3,3	-3,2	-6,6	-1,6	-3,7	0,3
Rendimento médio (ton/ha)	0,4	0,5	0,7	1,1	3,3	3,5	3,5	3,2	3,0	3,4
<i>Milho em grão</i>										
Produção (milhões ton)	17,8	25,5	41,4	88,1	5,1	5,8	7,1	4,1	3,7	4,5
Área colhida (milhões ha)	12,0	10,4	11,6	15,8	0,8	1,9	2,8	-0,2	-1,4	1,0
Rendimento médio (ton/ha)	1,5	2,4	3,6	5,6	4,2	3,8	4,1	4,3	5,2	3,5
<i>Trigo em grão</i>										
Produção (milhões ton)	3,8	1,4	2,2	4,7	0,6	5,5	7,0	-2,5	-9,3	4,1
Área colhida (milhões ha)	2,5	0,8	1,3	1,8	-1,1	3,5	3,0	-3,1	-10,4	4,0
Rendimento médio (ton/ha)	1,5	1,7	1,7	2,6	1,7	2,0	3,9	0,6	1,1	0,1

Variável	1985	1995	2006	2017	Taxa (%) anual média de crescimento					
					1985-2017	1995-2017	2006-2017	1985-2006	1985-1995	1995-2006
<i>Soja em grão</i>										
Produção (ton)	16,7	21,6	46,2	103,2	5,8	7,4	7,6	5,0	2,6	7,2
Produção (milhões ton)	9,4	9,2	17,9	30,7	3,8	5,6	5,0	3,1	-0,2	6,2
Rendimento médio (ton/ha)	1,8	2,3	2,6	3,4	2,0	1,7	2,4	1,8	2,8	0,9
<i>Cana de açúcar</i>										
Produção (milhões ton)	229,9	259,8	407,5	638,7	3,2	4,2	4,2	2,8	1,2	4,2
Área colhida (milhões ha)	3,8	4,2	5,7	9,1	2,8	3,6	4,4	1,9	1,0	2,8
Rendimento médio (ton/ha)	60,5	62,1	71,7	70,0	0,5	0,5	-0,2	0,8	0,3	1,3
<i>Algodão herbáceo em caroço</i>										
Produção (milhões ton)	2,2	0,8	2,5	3,7	1,7	7,2	3,8	0,6	-9,4	10,7
Área colhida (milhões ha)	2,0	0,6	0,9	0,9	-2,5	1,8	0,6	-4,1	-11,4	3,1
Rendimento médio (ton/ha)	1,1	1,3	2,9	4,1	4,3	5,2	3,2	4,9	2,3	7,3
Despesas totais (Mil R\$)	105,5	147,7	214,1	327,5	3,6	3,7	3,9	3,4	3,4	3,4
Despesas com salários (em dinheiro ou produtos)	19,5	29,9	42,0	48,2	2,9	2,2	1,3	3,7	4,4	3,1
Despesas com arrendamentos	6,0	6,3	6,5	21,9	4,1	5,8	11,7	0,4	0,5	0,2
Despesas com adubos e corretivos	12,6	16,0	42,6	43,6	3,9	4,7	0,2	5,9	2,4	9,3
Despesas com sementes e mudas	4,5	5,5	4,8	18,1	4,5	5,5	12,9	0,3	2,2	-1,4
Despesas com agrotóxicos	4,8	7,9	25,7	32,5	6,1	6,6	2,1	8,3	5,0	11,3
Despesas com alimentação animal	10,8	24,3	14,8	34,5	3,7	1,6	8,0	1,5	8,4	-4,4
Despesa com combustível	7,6	8,8	12,4	23,7	3,6	4,6	6,1	2,3	1,4	3,2
Despesa com energia elétrica	0,8	3,7	12,0	10,0	8,0	4,6	-1,6	13,5	15,9	11,3

Fonte: Elaborado com base nos dados dos Censos Agropecuários de 1985, 1995/96, 2006 e 2017 do IBGE. Notas: (1) Corresponde a soma das áreas de matas ou florestas naturais, plantadas, destinada a preservação permanente ou reserva legal e áreas cultivadas com espécies florestais também usada para lavouras e pastoreio animal. Este último item corresponde as áreas produtivas não utilizadas nos Censos Agropecuários de 1985 e 1995/96. (2) Preços constantes de 2017 deflacionados pelo IGP-DI.