

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE FILOSOFIA, LETRAS E CIÊNCIAS HUMANAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIA POLÍTICA

ROMEUBONK MESQUITA

**Grupos de interesse e distorções dos incentivos à agropecuária brasileira: uma
análise *cross-commodity* (1995-2019)**

São Paulo

2023

ROMEU BONK MESQUITA

**Grupos de interesse e distorções dos incentivos à agropecuária brasileira: uma
análise *cross-commodity* (1995-2019)**

Versão original

Tese apresentada à Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas da Universidade de São Paulo para obtenção do título de Doutor em Ciências pelo Programa de Pós-graduação em Ciência Política.

Orientador: Prof. Dr. Amâncio Jorge Silva
Nunes de Oliveira

São Paulo

2023

Autorizo a reprodução e divulgação total ou parcial deste trabalho, por qualquer meio convencional ou eletrônico, para fins de estudo e pesquisa, desde que citada a fonte.

Catalogação na Publicação
Serviço de Biblioteca e Documentação
Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas da Universidade de São Paulo

M578g	<p>Mesquita, Romeu Bonk Grupos de interesse e distorções dos incentivos à agropecuária brasileira: uma análise cross-commodity (1995-2019) / Romeu Bonk Mesquita; orientador Amâncio Jorge Silva Nunes de Oliveira - São Paulo, 2023. 150 f.</p> <p>Tese (Doutorado)- Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas da Universidade de São Paulo. Departamento de Ciência Política.</p> <p>1. Grupos de interesse. 2. Subsídio agrícola. 3. Política agrícola. 4. Economia política. I. de Oliveira, Amâncio Jorge Silva Nunes, orient. II. Título.</p>
-------	---

Tese de autoria de Romeu Bonk Mesquita, sob o título “**Grupos de interesse e distorções dos incentivos à agropecuária brasileira: uma análise *cross-commodity* (1995-2019)**”, apresentada à Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Doutor em Ciências pelo Programa de Pós-graduação em Ciência Política, aprovada em _____ de _____ de _____ pela comissão julgadora constituída pelos doutores:

Prof. Dr. Amâncio Jorge Silva Nunes de Oliveira

Departamento de Ciência Política

Universidade de São Paulo

(Orientador)

Prof. Dr. _____

Instituição: _____

Prof. Dr. _____

Instituição: _____

Prof. Dr. _____

Instituição: _____

Agradecimentos

Agradeço, em primeiro lugar, a Deus, por me dar forças e por iluminar o meu caminho. Em seguida, agradeço à minha família: aos meus pais, Márcio e Eliana, que me deram todas as oportunidades e todo o suporte necessário para a realização deste doutorado; ao meu irmão Vitor, que acompanhou de perto as minhas dúvidas sobre o trabalho e ajudou imensamente com comentários e sugestões; à Sayonara, que esteve presente ao meu lado em todos os momentos; e ao meu avô José Bonk, que tanto me ensinou através do exemplo. Agradeço também a todos os outros familiares que fizeram parte desta jornada: Maria Vitória, James, Fábio, André, Almir, Zana, Tatiana.

Ao meu orientador de doutorado, professor Amâncio, e à minha orientadora de mestrado, professora Janina, agradeço pela generosidade em dividir seus conhecimentos, guiar-me com paciência, e abrir tantas portas para mim desde que cheguei à USP. Agradeço também a todos os colegas, professores e funcionários do Departamento de Ciência Política, do Instituto de Relações Internacionais, e do CAENI, que contribuíram muito para a minha formação, em especial à minha colega Gabriela Ferreira, por sua disposição em ajudar.

A todos meus amigos de São Carlos, São Paulo e Franca, cujas amizades foram fundamentais durante este período: Victor, Bruno, Francisco, Raphael, José Ernesto, Eduardo, Débora, José Haroldo, Rubens. Agradeço especialmente aos meus amigos Bruno Mastrantonio, Bruna Prudêncio, Pedro Borato e Leonardo Batissaco, que dividiram tanto do seu tempo e das suas experiências acadêmicas comigo, e ao meu amigo Lucas Castro, pelas conversas filosóficas intermináveis.

Por fim, agradeço à CAPES e ao CNPq pelo apoio financeiro, e a todos aqueles que contribuíram direta ou indiretamente para a realização deste trabalho.

Resumo

MESQUITA, Romeu Bonk. **Grupos de interesse e distorções dos incentivos à agropecuária brasileira: uma análise *cross-commodity* (1995-2019)**. 2023. 150 f. Tese (Doutorado em Ciência Política) – Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2023.

Este trabalho tem como objetivo avaliar a importância relativa do lobby de grupos de interesse como fator explicativo dos padrões de subsídios observados para 11 commodities agropecuárias entre 1995 e 2019 no Brasil. A investigação foi conduzida a partir da construção de uma base de dados em painel própria, e da realização de um conjunto de regressões sobre duas medidas distintas de subsídios, o *Producer Nominal Protection Coefficient*, e o *Nominal Rate of Assistance*, ambas publicados pela OCDE. Foi testada a hipótese de Olson/Becker, que se baseia na teoria da ação coletiva de Mancur Olson. As variáveis de controle dos modelos buscaram representar as principais hipóteses alternativas encontradas na literatura de economia política, e incluíram objetivos macroeconômicos do governo e indicadores de comércio. Os resultados demonstraram que a ação coletiva foi um preditor consistente dos níveis de subsídios quando medidos como PNPC, mas apenas sugestivo quando medidos como NRA. A criação da base de dados também propiciou a elaboração de uma série de estatísticas descritivas, que permitiram delinear um panorama da evolução da produção agropecuária brasileira nas últimas décadas.

Palavras-chave: Grupos de interesse. Subsídio agrícola. Política agrícola. Economia política.

Abstract

MESQUITA, Romeu Bonk. **Interest groups and distortions to agricultural incentives in Brazil**: a cross-commodity analysis (1995-2019). 2023. 150 p. Dissertation (PhD) – Faculty of Philosophy, Languages and Human Sciences, University of São Paulo, São Paulo, 2023.

This paper aims to assess the relative importance of interest group lobbying as an explanatory factor for the pattern of subsidies observed for 11 agricultural commodities between 1995 and 2019 in Brazil. This was investigated by constructing a panel database and running a set of regressions on two distinct measures of subsidies, the Producer Nominal Protection Coefficient, and the Nominal Rate of Assistance, both published by the OECD. We tested the Olson/Becker hypothesis, which is based on Mancur Olson's theory of collective action. The models' control variables sought to represent the main alternative hypotheses found in the political economy literature, and included government macroeconomic objectives and trade indicators. The results demonstrated that collective action was a consistent predictor of subsidy levels when measured as PNPC, but only suggestive when measured as NRA. The creation of the database also provided a series of descriptive statistics, which allowed for a broader investigation of the evolution of Brazilian agricultural production in recent decades.

Keywords: Interest groups. Agricultural subsidy. Agricultural policy. Political economy.

Lista de figuras

Figura 1 – Modelo de regulação de Stigler-Peltzman	37
Figura 2 – Participação da cesta de commodities selecionadas na produção, exportações e importações agropecuárias brasileiras.	47
Figura 3 – Séries temporais de PNPC por commodity (1995-2019)	76
Figura 4 – Média de PNPC por commodity (1995-2019)	77
Figura 5 – <i>Box plots</i> de PNPC por commodity (1995-2019)	78
Figura 6 – Séries temporais de NRA por commodity (1995-2019)	79
Figura 7 – Média de NRA por commodity (1995-2019)	80
Figura 8 – <i>Box plots</i> de NRA por commodity (1995-2019)	81
Figura 9 – Média de PNPC por ramo (1995-2019)	82
Figura 10 – Média de NRA por ramo (1995-2019)	83
Figura 11 – Número de produtores por commodity (1995-2019)	86
Figura 12 – Concentração geográfica da produção por commodity (1994-2019) . . .	89
Figura 13 – Valor médio da produção por fazenda por commodity (1995-2019) . . .	91
Figura 14 – População rural (1995-2019)	93

Lista de quadros

Quadro 1 – Variáveis e efeitos típicos da literatura de distorções à agricultura . . .	19
Quadro 2 – Resumo das variáveis da base de dados	49
Quadro 3 – Lista de produtos incluídos no Acordo sobre Agricultura (GATT/OMC)	134

Lista de tabelas

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis da base de dados	52
Tabela 2 – Número de observações omissas por variável	54
Tabela 3 – Matriz de correlação	55
Tabela 4 – Testes de estacionariedade	57
Tabela 5 – Testes de dependência transversal	59
Tabela 6 – Matriz de correlação após a estacionarização das séries	61
Tabela 8 – Matriz de correlação entre painéis - PNPC	84
Tabela 9 – Matriz de correlação entre painéis - NRA	84

Sumário

1	Introdução	12
2	Revisão da literatura	16
2.1	<i>Economia política das distorções dos incentivos à agricultura</i>	16
2.2	<i>Distorções dos incentivos à agricultura no contexto macroeconômico brasileiro: breve histórico</i>	24
2.3	<i>Lobby e agricultura no Brasil</i>	31
3	Quadro teórico	35
3.1	<i>A hipótese Olson/Becker</i>	35
3.2	<i>Ação Coletiva e Lobby</i>	38
4	Metodologia	46
4.1	<i>Características gerais da base de dados</i>	46
4.2	<i>Considerações iniciais sobre dados em painel</i>	50
4.3	<i>Variabilidade da amostra</i>	51
4.4	<i>Valores omissos</i>	53
4.5	<i>Multicolinearidade das variáveis explicativas</i>	54
4.6	<i>Técnicas pré-estimação: estacionariedade das séries</i>	56
4.7	<i>Dependência transversal</i>	58
4.8	<i>Especificação dos modelos</i>	62
4.8.1	Heterogeneidade das unidades	62
4.8.2	Modelagem dinâmica e autocorrelação dos resíduos	65
4.8.3	Formalização dos modelos e hipóteses	67
5	Descrição das variáveis	71
5.1	<i>Variáveis dependentes</i>	71
5.1.1	Producer Nominal Protection Coefficient (PNPC)	73
5.1.2	Nominal Rate of Assistance (NRA)	74
5.1.3	Estatísticas descritivas de PNPC e NRA	75
5.1.4	Matriz de correlação entre painéis	83
5.2	<i>Descrição das variáveis explicativas de interesse e de controle</i>	85

5.2.1	Variáveis de interesse - Ação coletiva	85
5.3	<i>Variáveis de controle</i>	93
5.3.1	Objetivos macroeconômicos do governo	93
5.3.2	Indicadores de comércio	99
5.3.3	Dummies	101
6	Resultados	103
7	Considerações finais	116
	Referências	119
	Apêndice A – Notas metodológicas	130
	Apêndice B – Mapas de concentração geográfica da produção	140

1 Introdução

O objetivo deste trabalho é comparar os níveis de subsídios para diferentes commodities agropecuárias no período de 1995 a 2019, no Brasil, e buscar explicações de por que algumas commodities recebem mais subsídios do que outras. Ao fazê-lo, o trabalho explora as relações entre Estado, instituições, economia e grupos de interesse.

A formulação do problema, o quadro teórico e os métodos adotados pelo trabalho pertencem a uma linha de estudos conhecida como economia política das distorções dos incentivos à agricultura. Nela, subsídios são compreendidos como “desvios politicamente ótimos de uma situação de livre-mercado” (OLIVEIRA, 2011, p. 535). Especificamente, o trabalho tem como interesse testar uma das hipóteses encontradas neste literatura, que é a hipótese do lobby, conhecida também como a hipótese de Olson/Becker, que está baseada nas contribuições cumulativas de Stigler (1971), Peltzman (1974), Olson (1971) e Becker (1983). De acordo com este referencial teórico, os grupos de interesse com maior capacidade de se organizar politicamente são favorecidos na distribuição de subsídios, e esta capacidade de organização, por sua vez, é dada por elementos endógenos aos grupos.

Para dimensionar os níveis de subsídios alocados em diferentes commodities, o trabalho se utiliza de duas métricas, o *Producer Nominal Protection Coefficient* (PNPC) e o *Nominal Rate of Assistance* (NRA), ambas publicadas pela Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) na base de dados *Producer and Consumer Support Estimates* (OECD, 2021).

Nas últimas décadas, quando observado de forma agregada para toda a agropecuária, o padrão de subsídios do Brasil passou por uma evolução semelhante àquela observada em outros países em desenvolvimento. Anteriormente às reformas econômicas dos anos 1990, uma combinação de elementos das políticas macroeconômica, comercial e agrícola ocasionavam a transferência de renda do setor agrícola em direção ao setor industrial. Após as reformas, no entanto, os mecanismos de transferência de renda foram sendo paulatinamente abandonados, e a partir dos anos 2000 os mercados agrícolas brasileiros se tonaram, em média, quase perfeitamente integrados aos mercados internacionais. Porém, quando analisado de forma desagregada por setores da agricultura, é possível observar que há discrepâncias entre os padrões de subsídios para diferentes produtos. Embora a

maioria dos setores venha tendendo à integração com os mercados internacionais, alguns deles contam com distorções sistemáticas dos seus preços e rendas.

O interesse em realizar esta investigação surgiu porque essa variabilidade foi muito pouco explorada pela literatura, tendo sido associada ao lobby dos grupos de interesse em períodos passados (HELFAND, 2000), e mais recentemente, vagamente associada a períodos de alta importadora (LOPES *et al.*, 2007). Este trabalho busca agregar à literatura de economia política agrícola através de uma análise sistemática dos padrões de subsídio para 11 commodities entre 1995 e 2019, e testar o poder explicativo do lobby dos grupos de interesse como condicionante destes padrões, controlando pelos efeitos de outras variáveis comumente encontradas na literatura. Assim, busca-se contribuir não só com a literatura de economia política, estritamente falando, mas também com a área dos estudos de lobby, em geral, e com os estudos de lobby da agropecuária, em particular.

A metodologia empregada pelo trabalho para testar a hipótese do lobby é estatística inferencial. Foram realizadas regressões com seis especificações distintas sobre as duas medidas de suporte mencionadas acima, o PNPC e o NRA, utilizando uma base de dados de construção própria, de corte transversal e longitudinal (painel). As diferentes especificações das regressões buscaram refletir diferentes técnicas encontradas na literatura de séries temporais de corte transversal (*cross-sectional time series*).

Uma das dificuldades da realização de pesquisas de recorte *cross-commodity* é a inexistência de grandes bases de dados que contenham variáveis econométricas desagregadas por commodities e dispostas de forma consistente por longos períodos de tempo. Para contornar esse problema, parte do esforço empírico do trabalho foi focado na construção de uma base de dados que contivesse as principais variáveis mencionadas pela literatura, permitindo a realização de um teste de hipótese estatístico mais robusto. A base foi construída através da incorporação e manipulação de dados de diversas fontes, contando inclusive com o uso de microdados complexos como RAIS, Censo Agropecuário, entre outros, e abrange 21 variáveis durante um período de 25 anos (1994-2019).

As variáveis da base podem ser divididas em três grandes conjuntos, que representam as principais hipóteses de por que alguns setores recebem mais subsídios que outros: a ação coletiva, que representa o lobby dos grupos de interesse (que são as variáveis de interesse do trabalho); os objetivos macroeconômicos do governo, que representam a performance econômica agregada; e as características dos mercados, que representam as vantagens comparativas; além da adição de algumas *dummies* para controle.

A construção desta base de dados possibilitou não somente a execução das regressões em painel, testando o efeito das variáveis de interesse frente às hipóteses alternativas, mas também o uso de estatísticas descritivas para delinear uma análise da evolução do panorama geral das características da produção agropecuária brasileira nas últimas décadas.

Os resultados das análises das estatísticas descritivas apontam, entre outros, para a diminuição do nível geral de subsídios à agropecuária, diminuição geral do número de produtores das commodities selecionadas, aumento geral da produtividade média, e deslocamentos da concentração geográfica da produção no território nacional.

Já os testes estatísticos inferenciais apontam que há efeito do lobby dos grupos de interesse sobre os níveis diferenciais de subsídios entre commodities. Porém, o poder preditivo da teoria da ação coletiva depende da medida utilizada para calcular os subsídios, pois as variáveis utilizadas como *proxies* de lobby apresentaram performance melhor para PNPC do que para NRA.

A estrutura da tese se dá da seguinte maneira. O Capítulo 2 apresenta uma revisão de literatura com três enfoques distintos, porém relacionados: a literatura internacional de economia política das distorções dos incentivos à agricultura, a contextualização do caso brasileiro pelo viés da economia política, e uma breve apresentação da literatura brasileira sobre lobby e agropecuária. Ao fim deste capítulo pontua-se como o presente estudo pretende contribuir para as literaturas mobilizadas.

O Capítulo 3 expõe o quadro teórico adotado pelo trabalho. A exposição se divide em duas partes. Na primeira, apresentam-se os elementos que compõem a hipótese Olson/Becker, que estiliza o jogo de barganha entre grupos de interesse e decisores públicos na concessão de benefícios econômicos. Na segunda parte, expõe-se a teoria da ação coletiva, de Mancur Olson, que é utilizada como fundamento da relação entre características endógenas aos grupos de interesse e eficiência relativa do lobby.

O Capítulo 4 descreve os aspectos metodológicos do trabalho. Nele estão apresentadas as características da base de dados utilizada, as especificidades do tratamento de dados em painel, as estatísticas descritivas das variáveis, as técnicas estatísticas empregadas, e a formalização dos modelos utilizados.

O Capítulo 5 apresenta uma descrição pormenorizada das variáveis inseridas nos modelos de regressão. As variáveis dependentes e as variáveis explicativas de interesse (as variáveis *proxies* do lobby) recebem uma análise mais detida e descritiva, para que seja possível compreender sua evolução ao longo do período. Em seguida, as variáveis de

controle são descritas de forma mais simplificada, seguidas da justificativa teórica da sua inserção e dos seus efeitos esperados sobre as variáveis dependentes.

O Capítulo 6 apresenta os resultados das regressões, seguidos de uma discussão sobre a eficiência dos modelos adotados e dos efeitos encontrados para cada uma das variáveis, contrastando-os com o que era esperado pelas literaturas mobilizadas.

O Capítulo 7 apresenta as considerações finais do trabalho e os principais apontamentos sugeridos para estudos futuros.

Visando uma melhor fluidez do texto, algumas informações foram alocadas em apêndices. O APÊNDICE A detalha os métodos e fontes utilizados na construção de cada uma das variáveis incluídas nos modelos. O APÊNDICE B contém os mapas elaborados para a variável de concentração geográfica da produção.

2 Revisão da literatura

Para melhor delinear a relação entre agricultura¹, lobby e economia, o trabalho dividiu a revisão da literatura em três etapas. Primeiramente, são apresentados os principais pontos da literatura de economia política das distorções dos incentivos à agricultura, na qual esta tese se insere em termos das hipóteses e métodos empregados. Em seguida, apresenta-se um histórico da evolução das distorções dos incentivos à agricultura no caso brasileiro face às transformações políticas e macroeconômicas experimentadas pelo país nas últimas décadas. Por fim, resume-se brevemente as principais linhas de investigação dedicadas ao lobby e agricultura no Brasil, e como esta tese pretende agregar ao estudo desta relação a partir da economia política.

2.1 Economia política das distorções dos incentivos à agricultura

A economia política das distorções dos incentivos à agricultura² (*political economy of distortions to agricultural incentives*) surgiu como linha de pesquisa no fim década de 1970, e se ocupou em um primeiro momento em explicar as diferenças observadas entre as políticas agrícolas de países desenvolvidos, que tipicamente subsidiam seus setores agrícolas, e países em desenvolvimento, que tipicamente taxam estes setores através de diversos mecanismos de política comercial e macroeconômica. A associação de maiores níveis de subsídio à agricultura com maiores níveis de desenvolvimento econômico ficou conhecida como o “paradoxo do desenvolvimento” (DE GORTER; SWINNEN, 2002).

O paradoxo do desenvolvimento foi extensivamente discutido pela literatura. Ao explorarem os padrões de política agrícola nos países em desenvolvimento, autores como Brown (1978), Bautista e Valdés (1993), Krueger, Schiff e Valdés (1988), Lindert (1991), Olson (1986, 1990) e Timmer (1991), observaram que as políticas de industrialização por substituição de importações, amplamente implementadas por países em desenvolvimento

¹ Conceitualmente, “agricultura”, “agropecuária” e “agronegócio” possuem significados distintos (para definições, consultar Bacha, 2018). Porém, é muito frequente que estas palavras sejam utilizadas de forma intercambiável. Por exemplo, a expressão “política agrícola” inclui também políticas voltadas à pecuária. Na literatura internacional, o termo mais frequentemente utilizado é “*agriculture*”, que traduzimos de forma ampla como “agricultura”, mas sem implicar a diferenciação entre atividade agrícola e pecuária. Assim, este trabalho usa o termo “agronegócio” na sua definição mais estrita, mas utiliza os termos “agricultura” e “agropecuária” como sinônimos, exceto quando notado.

² Para uma revisão extensa da evolução da literatura, conferir De Gorter e Swinnen (2002), Summer, Alston e Glauber (2010), e Swinnen (2010).

entre 1940 e 1990, ocasionavam a transferência de renda do setor agrícola em direção ao setor industrial através de mecanismos como restrições às importações de maquinário e insumos, restrições às exportações de matérias primas, controle de preços de matérias primas para contenção da inflação, apreciação artificial do câmbio, entre outros. Essas políticas se refletiam em preços agrícolas domésticos mais baixos que os do mercado internacional, monopólios sobre culturas de exportação, grande apropriação do governo sobre a renda gerada pelas exportações de commodities agrícolas, taxas de câmbio diferenciais e desfavoráveis à agricultura, e salários reais muito mais altos nos setores modernos e urbanos da economia.

Já os mercados agrícolas de países desenvolvidos eram submetidos a diversos mecanismos de proteção comercial, como barreiras tarifárias e não tarifárias, subsídios à produção, comércio e exportação. Estas políticas se traduziam em preços domésticos mais altos do que no mercado internacional, penalizando seus consumidores e contribuintes. De Gorter e Swinnen (2002) afirmam que a proteção aos mercados agrícolas foi tradicionalmente justificada nestes países com os objetivos políticos de soberania, auto suficiência, segurança alimentar, metas de emprego e de renda rural, estabilidade de oferta, e equilíbrio da balança comercial.

Porém, durante a transição das décadas de 1980 e 1990, no contexto do fim da guerra fria e da terceira onda de democratização (HUNTINGTON, 1991), o modelo de desenvolvimento por substituição de importações foi sendo gradualmente abandonado por países em desenvolvimento e muitos destes passaram por processos unilaterais de abertura comercial (BOUZAS, 2006; JANK; SILBER, 2007). Simultaneamente, o regime de comércio do bloco ocidental, até então restrito aos países membros da OCDE, foi expandido e passou a incorporar cada vez mais membros, especialmente através do Acordo Geral de Tarifas e Comércio (GATT) e, mais tarde, da Organização Mundial do Comércio (OMC), consolidando um regime multilateral de comércio que avançou significativamente em direção à liberalização. No que tange à agricultura especificamente, a abertura comercial propiciada pela Rodada Uruguai, realizada no âmbito do GATT em 1994, foi particularmente relevante devido ao amplo escopo de reduções nos subsídios e barreiras tarifárias implementadas pelos países desenvolvidos nos seus mercados agrícolas (GUYOMARD *et al.*, 1993; MILNER, 1999; PAARLBERG, 1997; PATTERSON, 1997), incentivando países em desenvolvimento a explorarem estes mercados.

Os acordos comerciais multilaterais e as aberturas comerciais unilaterais tiveram efeitos significativos na redução dos níveis agregados de distorções dos incentivos à agricultura ao longo dos anos 2000, aproximando a agricultura de um livre-mercado global (ANDERSON, 2009). A distinção clara entre países desenvolvidos e países em desenvolvimento até então observada deu lugar a uma figura mais ambígua. Hoje, de forma geral, países em desenvolvimento deixaram de onerar seus setores agrícolas, aproximando-os do mercado internacional, e passaram inclusive a subsidiar levemente algumas culturas, enquanto países desenvolvidos, apesar de terem reduzido os níveis de subsídio na forma de suporte de preços, passaram a compensar estes setores com transferências diretas de renda (ANDERSON, 2010; ANDERSON; RAUSSER; SWINNEN, 2013; MARTIN, 2019). Mais recentemente ainda, identificou-se um aumento global dos níveis de suporte à agricultura devido às inseguranças causadas pela pandemia de COVID-19 (OECD, 2022), sinalizando a volatilidade destes arranjos políticos.

Assim, convergência dos mercados agrícolas a nível global ainda é imperfeita, e a literatura sobre distorções dos incentivos agrícolas continua observando e explorando padrões de proteção agrícola a partir de uma extensa variedade de debates, como o impacto que a abertura econômica provoca nos setores agrícolas (ANDERSON, 2008; SCHULZ, 2020), o efeito das barreiras comerciais dos países desenvolvidos na agricultura de países exportadores de commodities (ANDERSON; VALEZUELA, 2021; SWINNEN; OLPER; VANDEVELDE, 2021), a transmissão de preços e integração de mercados (CROSER; LLOYD; ANDERSON, 2010; BROOKS; MELYUKHINA, 2005), a relação entre distorções, agricultura e desenvolvimento econômico (ANDERSON; CORONG; VALENZUELA, 2021; MARTIN, 2019; MCCALLA; NASH, 2007; OMEJE; ARENE; OKPUKPARA, 2019). A variabilidade do tema ainda a ser abordada e explicada pela literatura foi bem resumida por Anderson, Rausser e Swinnen:

[...] existem grandes diferenças nas políticas públicas de distorção dos mercados agrícola e de alimentos entre países, entre subsetores agrícolas dentro de cada país, entre as escolhas de instrumentos políticos, e ao longo do tempo dentro de cada país. (ANDERSON; RAUSSER; SWINNEN, 2013, p. 445)³

Mas o que explica os diferentes níveis de subsídios observados? Ao longo das quase seis décadas de evolução da literatura “[u]ma variedade desconcertante de teorias, modelos

³ Tradução nossa.

e estudos empíricos [...]”⁴ (BINSWANGER; DEININGER, 1997, p. 1959) foram propostos e realizados para responder a esta pergunta. A literatura das distorções dos incentivos à agricultura teve em seu início, e possivelmente ainda tem, como principal recorte de análise a comparação entre níveis de subsídio para diferentes países (chamados de estudos de recorte *cross-country*).⁵ Estudos empíricos, via de regra, buscaram testar a correlação estatística de diversas variáveis políticas, institucionais e econômicas com os padrões de distorções à agricultura observados. São exemplos de estudos empíricos de recorte comparativo entre países: Lindert (1991), Fulgitini (1992), Fulgitini e Shogren (1992), Bautista e Valdés (1993), Beghin e Kherallah (1994), Binswanger e Deininger (1997), Olper (1998, 2001, 2007), Thies e Poche (2007), Park e Jansen (2007), Furtan, Jensen e Souer (2008), Weingberg (2010), Bates e Block (2011), Anderson, Rausser e Swinnen (2013), Pierskalla (2015), Malang e Holzinger (2020), Schulz (2020).

O Quadro 1 resume as principais variáveis geralmente incluídas nos modelos destes estudos, seguida do seu efeito tipicamente encontrado sobre maiores níveis de subsídios à agricultura.

Quadro 1 – Variáveis e efeitos típicos da literatura de distorções à agricultura

Variável	Efeito
PIB/capita	+
Número de agricultores	-
Concentração geográfica da produção rural	+
% de população rural	+
% da força de trabalho na agricultura	-
Participação da agricultura no PIB	-
Participação da agricultura no comércio	-
Produtividade média / renda média dos agricultores	-
Produtividade relativa / vantagem comparativas da agricultura	-
Coefficiente de importação	+
Termos de troca de commodities agrícolas	-
Concentração fundiária	+
Elasticidade da oferta e demanda de commodities agrícolas	-
Qualidade da democracia	+
Sistemas representativos mais proporcionais	-
Ideologia do partido no governo (+ esquerda)	-

Fonte: Elaboração própria

⁴ Tradução nossa.

⁵ Tipicamente, em estudos *cross-country* testa-se a correlação estatística das variáveis de interesse sobre uma medida de distorção de preços agrícolas agregada por país ou região. Não é o caso da presente tese, que desagrega os níveis de suporte por commodities, mas se considerou relevante iniciar a revisão da literatura por este recorte porque se trata do recorte preponderante na literatura, de onde originaram-se as principais teorias e hipóteses aqui adotadas.

Pode-se agregar as principais hipóteses trabalhadas pela literatura em três grandes conjuntos: a) a ação coletiva, para a qual a obtenção de subsídios é resultado da eficiência relativa dos grupos de interesse em influenciar o processo político; b) a performance macroeconômica ou objetivos do governo, que considera o custo relativo da proteção, os interesses de Estado e seus objetivos de política econômica (arrecadação, desemprego, inflação) e os interesses dos agentes do Estado, que buscam maximizar sua utilidade equilibrando subsídios a grupos de interesse ao menor custo econômico possível; c) e as vantagens comparativas, que buscam explicar padrões de subsídios como um viés anticomércio (*anti-trade bias*), ou um desvio da alocação eficiente dos fatores de produção na especialização internacional do trabalho, para compensar os perdedores domésticos da abertura comercial.

Dentre estas, destaca-se para o presente trabalho a hipótese da ação coletiva, ou do lobby, focada na influência dos grupos de interesse, segundo a qual subsídios são concedidos em função da capacidade dos grupos de interesse em influenciar o processo decisório. Esta hipótese remonta à própria formulação da teoria da ação coletiva⁶ (OLSON, 1971). Olson explorou a aplicação da teoria da ação coletiva para padrões de política agrícola em diversas oportunidades (OLSON, 1964, 1971, 1985, 1986, 1990), buscando explicar através dela o paradoxo do desenvolvimento não só em perspectiva comparada, mas também em perspectiva histórica, a partir da observação de que a maior parte dos países tendem a transitar da taxaço para o subsídio da agricultura conformem se desenvolvem economicamente. Crítico das teorias econômicas desenvolvimentistas que embasavam as políticas de industrialização dirigida pelo Estado, Olson entendia que essas teorias possuíam uma compreensão incorreta da economia política da proteção: ao contrário do que elas supunham, os governos das nações desenvolvidas não protegeram suas indústrias com o intuito de desenvolvê-las, para em seguida passar a proteger sua agricultura (proteção como um fato exógeno aos grupos), mas essa transição teria sido resultado da inversão da eficiência relativa do lobby dos setores industriais e agrícolas (proteção como um fato endógeno aos grupos) conforme as economias desses países se transformaram.

A teoria da ação coletiva prevê uma relação entre menor número de indivíduos num grupo e maior eficiência da ação coletiva devido à diminuição dos custos relativos de organização. No caso do desenvolvimento europeu, ainda no século XIX, segundo Olson, a indústria nascente obteve políticas favoráveis de proteção comercial por se tratar de um

⁶ A teoria da ação coletiva está descrita em maiores detalhes no Capítulo 3.

pequeno grupo, concentrado num ambiente urbano que permitia a comunicação rápida e pouco custosa, enquanto os produtores rurais eram um grupo numeroso, desconcentrado e desprovido de meios eficientes de comunicação. Ao longo do Século XIX, conforme a participação destes setores na economia se inverte, os agricultores se tornam o grupo pequeno, concentrado, e que mais recentemente, devido ao avanço das tecnologias do setor de telecomunicações, supera a barreira da distância física como limite à comunicação. A estabilidade institucional na forma do regime democrático também teria permitido a organização dos grupos de interesse rurais no longo prazo, que passaram a ter maior eficiência no lobby. Simultaneamente, a tendência ao crescimento do número de indústrias, bem como sua descentralização e menor heterogeneidade, dificultou sua capacidade de organização, de forma que a explicação para a adoção de políticas de proteção à agricultura nestes países seria a maior eficiência relativa do lobby dos agricultores frente aos industriais.

Dentro do escopo da economia política contemporânea, e em conjunção com as contribuições teóricas de Stigler (1971), Peltzman (1976) e Becker (1983), esta hipótese é chamada na literatura como a hipótese de Olson/Becker (DE GORTER; SWINNEN, 2002): quanto menor ou mais concentrado um grupo de interesse, menores serão seus custos de organização, maior será a eficiência relativa na ação coletiva e, por consequência, maiores serão os níveis de suporte aos seus mercados. Os estudos empíricos que testam esta hipótese costumam utilizar número de produtores, medidas de concentração ou heterogeneidade do mercado agrícola, porcentagem de população rural, PIB per capita e participação da agricultura no PIB e nas exportações, como variáveis *proxies* para a eficiência do lobby. Alguns estudos também testaram a correlação destes indicadores em recortes *cross-sector*, isto é, comparando padrões de subsídios a diferentes setores da economia, em diferentes níveis de agregação. Testes deste tipo foram feitos, por exemplo, por Magee, Brock e Young (1989), Marzagão (2008), Oliveira (2011), Betz e Pond (2019).

Outros estudos, como é o caso desta tese, buscaram explorar os padrões de subsídios entre produtos agrícolas (*cross-commodity*): por que algumas commodities recebem mais subsídios que outras? Estudos deste tipo tipicamente empregam também metodologia estatística, comparando o nível médio de alguma medida de distorção para diferentes commodities num dado período. As hipóteses levantadas e variáveis utilizadas são similares aos estudos *cross-country*. A hipótese do lobby também foi relativamente bem sucedida neste recorte, embora compita com hipóteses alternativas, especialmente a hipótese das

vantagens comparativas, ou do viés anticomércio. A seguir destacam-se alguns estudos que buscaram explorar os padrões de subsídio entre subsetores da agricultura.

Anderson (1978) analisou os níveis de assistência para diferentes ramos agropecuários australianos entre 1967 e 1976, e sugeriu que havia correlação entre maiores níveis de assistência e menor número de produtores, maior concentração da produção em menos produtores, e maior intensividade do trabalho. Este estudo, apesar de ser um dos mais antigos a abordar a questão num recorte *cross-commodity*, não empregou teste de hipótese estatístico. Haynes (1985) analisou os níveis de assistência para 23 commodities agropecuárias australianas entre 1970 e 1980, e embora não descarte a hipótese levantada por Anderson da influência política dos grupos de interesse como fator explicativo, encontrou que os diferentes níveis de subsídios estavam principalmente correlacionados com a orientação do mercado de cada commodity.

Mergos (1987) analisou os níveis de assistência para diferentes commodities num conjunto de países para os anos de 1972 e 1978, e concluiu que os níveis de distorções relativas (diferença nos subsídios aplicadas a diferentes commodities) se explicavam pela importância da commodity da dieta no país, pela renda relativa dos produtores daquela commodity, e pela importância da commodity no comércio exterior. O estudo também encontrou que trigo, arroz e milho eram as commodities mais comumente subsidiadas ao redor do mundo.

Gardner (1987) analisou os níveis de assistência para 17 commodities agropecuárias americanas entre 1912-1980, utilizando o número de produtores e a concentração geográfica da produção como *proxies* para o lobby. Os resultados foram estatisticamente significativos para ambas variáveis, com sinal negativo para número de produtores e positivo para concentração da produção, conforme esperado pela teoria da ação coletiva. Já Gawande e Heokman (2006) realizaram uma análise estrutural dos níveis de proteção a commodities agrícolas para os EUA, com dados do ano de 1997, e encontraram correlação de maiores níveis de proteção com maiores doações de campanha.

Helfand (2000) analisou os níveis de assistência de quatro commodities agrícolas para o caso brasileiro, entre 1969 e 1989, testando os efeitos de número de produtores, concentração geográfica da produção e produção média por fazenda como *proxies* de lobby. O teste foi realizado sobre duas medidas diferentes de proteção/distorção de preços: *nominal protection coefficient* (NPC) e *producer subsidy equivalents* (PSE). Os resultados apontaram efeito estatisticamente significativo para concentração geográfica da produção

sobre NPC, de acordo com o esperado pela teoria da ação coletiva, porém não houve efeito significativo para as outras variáveis. Ademais, uma vez que o mesmo efeito não foi observado para os níveis de PSE, Helfand concluiu que a composição das medidas está relacionada a diferentes políticas de suporte, e por isso poderão ser explicadas por diferentes fatores. Neste caso, maiores níveis de PSE não variavam significativamente entre commodities, mas sim entre o tamanho médio das propriedades produtoras.

Ortiz (2000) testou o efeito de diversos conjuntos de variáveis sobre os níveis de suporte de preço para cinco commodities no Chile, entre 1960-1988, utilizando variáveis que buscaram representar os fatores endógenos da proteção (competição entre grupos de interesse de produtores e consumidores por transferências de renda), e fatores exógenos como choques e crises. Este estudo concluiu que políticas de preço mínimo e investimentos em pesquisa agropecuária foram utilizadas como medidas compensatórias aos produtores rurais pelas intervenções nos preços exercidas pelo Estado, e que o principal preditor das políticas de preços era o peso relativo da influência política dos produtores *vis-à-vis* consumidores urbanos.

Jonson (2007) analisou os níveis de suporte para quinze commodities agropecuárias no âmbito da Política Agrícola Comum da União Europeia, entre 1986 e 2003, testando os efeitos do número de produtores, heterogeneidade do tamanho das propriedades, e concentração geográfica da produção como *proxies* de lobby. Em conformidade com o esperado pela teoria da ação coletiva, o número de produtores estava negativamente correlacionado com maiores níveis de assistência, enquanto a heterogeneidade e a concentração geográfica da produção estavam positivamente correlacionadas com maiores níveis de assistência.

Anderson, Rausser e Swinnen (2013) argumentaram que a diferença observada entre níveis de proteção para diferentes commodities, em diferentes países, é mais consistentemente explicada pelo viés anticomércio (*anti-trade bias*), como é chamada a tendência de governos de proteger suas indústrias que competem com importações: governos intervêm para compensar os setores perdedores da abertura econômica, o que explicaria por que algumas commodities são protegidas em quase todos os países do mundo (laticínios, arroz e açúcar, principalmente).

Kvartiuk e Herzfeld (2021) analisaram os padrões de alocação de recursos regionais e federais russos para a agricultura entre 2007 e 2015, testando para a eficiência do lobby de diferentes regiões administrativas em obter mais subsídios. Os efeitos mais significativos encontrados foram que regiões que obtiveram mais subsídios em agricultura tinham menor

área dedicada à agricultura, maior participação da agricultura no PIB, maior número de trabalhadores, e em que o partido governante possuía menor margem de votos.

2.2 *Distorções dos incentivos à agricultura no contexto macroeconômico brasileiro: breve histórico*

À luz da literatura de distorções dos incentivos à agricultura, mobilizada na seção anterior, e da economia política, a história recente da política agrícola no Brasil pode ser relacionada a três grandes fases da economia brasileira: o período auge das políticas de industrialização por substituição de importações, o período de declínio deste modelo, marcado pela crise do setor externo e ajuste macroeconômico, e finalmente o período de estabilização após as reformas econômicas. As interações entre Estado, grupos de interesse, economia e regime político, que constituem os principais elementos de análise da economia política, passaram por importantes transformações durante a transição destes períodos. Embora conte com as suas particularidades, a transição da política agrícola brasileira neste período se assemelha, de forma geral, àquela experimentada pela maior parte dos países em desenvolvimento (ANDERSON, 2010; LOPES *et al.*, 2007).

Dentro dos marcos destas transições políticas e macroeconômicas, é possível distinguir três fases (BACHA, 2018; HELFAND, 1999; JANK; NASSAR; TACHINARDI, 2005; LOPES; LOPES; BARCELOS, 2007; REZENDE, 2003; SCHWANTES; BACHA, 2017). A primeira, entre os anos 70 e 80, se deu durante o auge do modelo de desenvolvimento dirigido pelo Estado, cujas políticas macroeconômicas eram principalmente voltadas à industrialização pela substituição de importações e à modernização da economia.

O processo de industrialização por substituição de importações caracterizava-se pela ideia de “construção nacional”, ou seja, alcançar o desenvolvimento e a autonomia com base na industrialização, de forma a superar as restrições externas e a tendência à especialização na exportação de produtos primários. Nesse processo, a indústria vai-se diversificando e diminuem as necessidades de importação em relação ao abastecimento doméstico. (GREMAUD; VASCONCELLOS; TONETO JR., 2012, p. 356)

Neste contexto o Estado assume o papel de “catalisar” o desenvolvimento e a industrialização através de ampla participação e intervenção na atividade econômica. Segundo Gremaud, Vasconcellos e Toneto Jr. (2012), o Estado assumia quatro funções principais. A primeira seria a adequação do arcabouço institucional à indústria, da qual

se destaca a criação da legislação trabalhista (voltada à modernização das relações de trabalho e à criação de um mercado de trabalho urbano), e dos mecanismos de captação de crédito e transferência de capital da atividade agrícola para a industrial. A segunda função do Estado seria promover a infraestrutura básica necessária para a industrialização do país, especialmente nos setores de transporte e energia. Em terceiro lugar, o Estado seria responsável pela garantia do fornecimento de insumos básicos para a industrialização, o que num primeiro momento foi feito através da criação de indústrias estatais de base, como a Companhia Siderúrgica Nacional, a Companhia Vale do Rio Doce, a Companhia Nacional Álcalis, a Petrobrás, e empresas de teor estratégico, como a Embraer, e num segundo momento, especialmente após 1974, através da centralização do investimento produtivo nas empresas públicas (“Estado-empresário”). Por último, cabia ao Estado e ao sistema financeiro público a captação e distribuição de crédito a juros subsidiados, feito especialmente por meio do Banco do Brasil e do BNDES.

Além disso, o Estado exercia controle sobre os principais preços da economia, como câmbio, salários, juros e tarifas, que eram utilizados como mecanismos indiretos de transferência de renda. Entre as políticas intervencionistas adotadas no período estavam o acesso restrito à compra de moeda estrangeira através de licenças de importação, taxas múltiplas de câmbio, restrições às importações (por meio de tarifas, regulamentações, cotas e proibições), impostos sobre exportações (confisco cambial), reservas de mercado (Lei do Similar Nacional), crédito subsidiado e isenções fiscais a setores industriais nascentes ou estratégicos. Assim, pode-se dizer que experiência brasileira de industrialização por substituição de importações foi uma industrialização fechada que buscou criar estímulos para a realocação dos investimentos nos setores industriais, substituidores de importações, com foco no mercado doméstico.

Com relação à agricultura, os índices de distorções de preços agrícolas mostram que neste período os preços domésticos eram fortemente desvalorizados. Os cálculos variam a depender da medida e da metodologia utilizadas, mas o panorama geral aponta para um padrão sólido de desvalorização dos preços domésticos, isto é, de apropriação de renda da produção agrícola por outros setores da economia. A exceção frequentemente observada pelos estudos da época é o trigo, principal commodity de importação do mercado brasileiro. As políticas responsáveis por estas desvalorizações não diferem daquelas já mencionadas, embora a relevância de cada uma destas medidas tenha mudado ao longo da evolução do período: restrições às importações de maquinário e insumos, restrições às exportações

de matérias primas, controle de preços de matérias primas para contenção da inflação, apreciação artificial do câmbio, entre outros. Alguns exemplos de estudos que calcularam as distorções dos preços agrícolas brasileiros neste período:

- Kruger, Schiff e Valdes (1988) calcularam o NRA médio para commodities de exportação em -40% e para o trigo em +3% para 1975-1979, e -33% para commodities de exportação e -21% para o trigo para 1980-1984.
- Lindert (1991) estimou NPC médio das commodities de exportação em 0,43 para o ano de 1980.
- Fulgitini (1992) estimou o NRA médio agregado total (incluindo commodities de exportação e importação) em -8,3% para o período 1969-1983.
- Helfand (2000) estimou que o NPC das principais commodities de exportação variou de 0,62 a 0,87, e de 1,11 a 1,25 para o trigo, para o período 1969-1989.
- Lopes *et al.* (2007) estimaram o NRA das commodities de exportação em cerca de -30% para 1970-1989.

Apesar da estrutura de distorções negativas dos preços domésticos, a partir dos anos 1970 a política agrícola brasileira caracterizou-se pela modernização produtiva e pela expansão da fronteira agrícola mediante forte participação estatal. Estes investimentos foram adotados como forma de compensar o setor agrícola pelas perdas ocasionadas pelas restrições impostas pela estrutura macroeconômica das substituições de importações, especialmente as políticas cambial e comercial (LOPES *et al.*, 2007). No entanto, estes investimentos foram concentrados em grandes produtores de commodities de exportação, fazendo com que as distorções negativas afetassem desproporcionalmente os pequenos e médios produtores (Leite, 2001).

A modernização do setor foi em grande parte induzida pela criação do Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR), implantado em 1965. Os elementos cruciais da modernização da agricultura foram a expansão do crédito subsidiado, a implementação de diversas modalidades de políticas de preços mínimos e compras governamentais, a expansão da malha viária, e o investimento em pesquisa, com destaque para a fundação da Embrapa em 1973 (LEITE, 2001; BACHA, 2018). Esta modernização do agronegócio exportador brasileiro, porém, também é vista como uma modernização conservadora, pois concentrou os investimentos em produtos exportáveis, em grandes produtores e na região Centro-Sul. Neste sentido, esta modernização servia ao modelo de substituição de importações ao

gerar divisas através da diversificação das exportações para além dos tradicionais produtos tropicais, passando a incluir na pauta de exportações produtos como soja, laranja, celulose e carnes, além satisfazer as demandas domésticas por esses produtos, uma vez que o Brasil era um importador líquido de alimentos.

O modelo de substituição de importações começa a entrar em decadência na segunda metade da década de 1980. Segundo Gremaud, Vasconcellos e Toneto Jr. (2012), diversos fatores concorreram para este desfecho, mas especialmente o alto nível de endividamento externo, que era a principal fonte de investimento, uma vez que as altas taxas de juros empregadas para controle de inflação estimulavam a tomada de crédito no exterior. Além disso, contribuíram também os ganhos pouco significativos de produtividade da indústria, pois a estrutura de proteção desestimulava o aumento de competitividade e eficiência (comportamento *rent seeking*), e o número reduzido de empresas com ganhos de escala, devido à demanda estar restrita ao mercado doméstico, gerando a cartelização dos mercados.

A chamada crise da dívida foi caracterizada pelo déficit da balança comercial e das transações correntes frente à escassez de crédito externo, tornando o governo incapaz de financiar as políticas expansionistas adotadas nos anos 60 e 70, o que viria a ocasionar a grave recessão dos anos 80. Estas seriam algumas das causas do esgotamento derradeiro do modelo de desenvolvimento dirigido e, entre outras razões, do próprio regime militar. O Estado, que era o principal financiador do investimento, ficou dividido entre captação de recursos por meio de fundos de poupança compulsória, títulos públicos e cadernetas de poupança, e a distribuição de crédito através agências de financiamento, incentivos fiscais, subsídios, e empresas estatais.

A crise da dívida teve como consequência uma espiral hiperinflacionária, forçando uma drástica política de reajuste fiscal e redução dos gastos públicos, incluindo uma reforma do sistema de crédito rural (REZENDE, 2003). Entre 1986 a 1991 os investimentos em agricultura foram reduzidos de 4,2% a 1,7% do PIB (LOPES *et al.*, 2007). A dívida rural passou a ser indexada à inflação, tornando positivos juros que eram até então altamente negativos. Num primeiro momento o governo adotou uma postura ainda mais intervencionista nos mercados agrícolas, na tentativa de gerar divisas, conter a inflação e manter os preços de alimentos baixos, por exemplo, através do congelamento de preços. Porém, o déficit fiscal somou-se também à crise política, que viria a culminar no fim do regime militar e na abertura econômica, quando os mecanismos intervencionistas começam a ser gradualmente abandonados.

As reformas econômicas adotadas a partir de 1990 no Brasil foram amplas e significativas: abertura comercial unilateral, reduzindo significativamente a estrutura de proteção tarifária e não-tarifária – embora ainda garantindo proteção a alguns setores; controle da inflação e estabilidade monetária a partir de 1994 com o Plano Real; extinção gradual das barreiras e impostos às exportações; privatizações de diversas empresas estatais.

A segunda fase do agronegócio se dá, então, neste período de transição, de 1990 a 1999, entre o início das reformas macroeconômicas e a implementação do regime de câmbio flutuante, quando a agricultura enfrentou um choque de eficiência e de competitividade devido ao ajuste fiscal e à desregulamentação dos mercados. Este período é marcado tanto pelo fim das políticas macroeconômicas que discriminavam a agricultura, especialmente a tarifária, quanto pela redução dos mecanismos de compensação ao setor como crédito subsidiado e suporte de preços via compras governamentais.

Por um lado, a crise da dívida levou ao declínio do modelo de financiamento estatal da agricultura, ampliando a participação de mecanismos privados, como as *trading companies* e as cooperativas, além do fim da maior parte dos mecanismos de controle de preços praticados pelo governo. Por outro lado, a reforma da estrutura tarifária fez com que diversas commodities passassem a competir com o mercado internacional. Além disso, neste momento o endividamento rural atingiu seu ápice, pois as dívidas acumuladas antes do Plano Real ainda eram reajustadas com as altíssimas taxas de inflação do período anterior. A renegociação da dívida rural em 1995 foi um importante marco na retomada do investimento no setor.

A implementação do Plano Real trouxe duas consequências particularmente significativas para os mercados agropecuários: a estabilidade monetária e a apreciação cambial. O fim da espiral hiperinflacionária possibilitou a retomada do volume de crédito disponível para a agricultura, especialmente a partir da criação de novos mecanismos de crédito como a cédula de produto rural (CPR). A política cambial adotada inicialmente pelo Plano Real, o sistema de flutuação em bandas, no entanto, apreciou fortemente a moeda nacional, prejudicando as exportações e estimulando as importações. Para os produtores mais capitalizados, essa mesma apreciação do Real, apesar de dificultar as exportações, propiciou investimentos em capital e mecanização através da importação de maquinários, incentivando ganhos de produtividade, mas afetou desproporcionalmente os produtores menos capitalizados. Assim, nesta fase, houve queda da rentabilidade e ajuste de custos no setor, e os produtores sobreviventes foram forçados a aumentar a eficiência para se adequa-

rem ao contexto macroeconômico adverso e à súbita entrada da concorrência internacional no mercado doméstico, que prejudicou particularmente os produtores das commodities até então mais isoladas dos mercados internacionais, como algodão, leite, milho, arroz e trigo. Este ajuste de custos, entretanto, dará lugar a partir de 1999 a um grande salto de produtividade.

Com relação às distorções de preços agrícolas, este período marca a transição entre uma estrutura de distorções negativas de preços a uma convergência com os mercados internacionais, e à proteção de algumas commodities. Lopes *et al.* (2007) calcularam o NRA médio em -18,0% para commodities de exportação e -17,2 para commodities de importação para o período 1990-94. Já no período 1995-99 os níveis de NRA médio são 0,4 e 8,3 para commodities de exportação e importação, respectivamente. Os índices de assistência à preços agrícolas da OCDE (2021) começam a ser publicados a partir do ano de 1995. Neste ano, o PNPC agregado (média para todas as commodities) foi de 0,83, subindo para 1,06 no ano 2000 (o Capítulo 5 apresenta a evolução dos índices de suporte da OCDE forma detalhada).

Por fim, a terceira fase, que vai de 1999 aos dias de hoje, tem início com o fim do regime de câmbio fixo, que foi abandonado durante a estagnação econômica que marcou os anos de 1998 e 1999. A adoção do regime cambial de flutuação suja trouxe o Real para preços de mercado e, na prática, encerrou o longo histórico de apreciação cambial, que era um dos mecanismos mais relevantes na distorção de preços e rendas da agricultura. A desvalorização cambial, somada à suspensão da maioria das barreiras à exportação, ao fim dos mecanismos de controle de preços, e ao choque de produtividade experimentado durante os anos de ajuste, fez com que a agropecuária brasileira se tornasse altamente competitiva nos mercados agrícolas globais.

Portanto, esta fase está caracterizada principalmente pela expansão da oferta e pela explosão da competitividade do agronegócio brasileiro. Simultaneamente, a partir de 1999 tem início o superciclo dos preços das commodities gerado pelo crescimento econômico asiático em geral, e chinês em particular (ERTEN; OCAMPO, 2013), criando forte demanda sobre a produção e exportações agropecuárias. O aumento da produção agropecuária neste período foi baseado principalmente em ganhos de produtividade, e em menor medida em expansão de área. Houve expressivo e sustentado aumento da produtividade média nas propriedades rurais brasileiras, que pôde ser identificado em fazendas de todos os portes, embora com distribuição fundiária irregular, e grande diversificação da pauta produtiva e

de exportação (BACHA; CARVALHO, 2014, 2018; RADA; HELFAND; MAGALHÃES, 2018). Portanto, essa fase está marcada pela coincidência entre ganhos de eficiência, câmbio desvalorizado e forte demanda externa.

As características, distribuição, e implicações sociais e econômicas da expansão da produção agropecuária nas últimas duas décadas foram analisadas extensivamente pela literatura através de uma enorme diversidade de perspectivas. Estas análises podem ser encontradas, por exemplo, em Bacha (2018), Buainain *et al.* (2014), Buainain, Lanna e Navarro (2019), Helfand e Rezende (2003). Alguns dados a seguir servem apenas como ilustração desta transformação. Cálculos feitos com base em dados do IBGE (Pesquisa Agrícola Municipal) e IPEADData mostram aumento da produtividade⁷ entre 1994 e 2019 da seguinte ordem: 11% para cana de açúcar, 233% para algodão, 154% para arroz, 32% para café, 144% para milho, 47% para soja, 71% para trigo, 173% para leite. Com base em dados do COMEX STAT, a participação da agropecuária⁸ nas exportações brasileiras passou de 29% em 1994 a 37% em 2019, enquanto a participação da agropecuária nas importações brasileiras caiu de 13% a 5%. No mesmo período, a participação das exportações brasileiras nas exportações globais de açúcar passou de 13% a 26%, de 0% a 20% para o milho, de 5% a 24% para carne, de 10% a 24% para o frango, e de 18% a 47% para soja. No entanto, segundo dados do CEPEA-USP, a participação do agronegócio no PIB brasileiro caiu de 34,8% em 1996 para 20,9% em 2019, devido principalmente à queda da agroindústria.

A estrutura de distorções de preços agrícolas nesta última fase seguiu a mesma tendência do período anterior: abandono dos mecanismos de apropriação de renda do setor, especialmente devido às reformas comercial e cambial, e integração com os mercados internacionais, embora em ritmo irregular e distinto para diferentes commodities. Assim como no período anterior, e seguindo o padrão observado em outros países em desenvolvimento, a estrutura de distorções preços passa a contar com subsídios a culturas específicas em momentos específicos. A análise mais detalhada desta estrutura de distorções a partir de 1995 será feita no Capítulo 5, utilizando as medidas de distorções da OCDE.

Os mecanismos de subsídio à agricultura no Brasil também evoluíram neste período. A estabilidade monetária possibilitou retomada dos investimentos por parte do Estado. De acordo com dados do Banco Central do Brasil (Recor e Sicor), o total empenhado no sistema de crédito rural aumentou de cerca de 42 bilhões de reais, em 1995, para cerca de

⁷ Em toneladas por hectare – e litros por vaca para leite.

⁸ Com base na definição dos produtos do Acordo de Marrakesh.

178 bilhões, em 2019, em valores deflacionados para 2019 (BRASIL, vários anos a, b). Isto representou um aumento real da ordem de mais de quatro vezes. Outra característica é que neste período a distribuição do crédito se tornou menos concentrada nas culturas de exportação da região Centro-Sul, quando comparado aos períodos anteriores, especialmente a partir da criação de programas voltados especificamente à agricultura familiar, como o Programa de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF) (BACHA, 2018).

Os principais mecanismos de suporte à agricultura atualmente são o crédito rural subsidiado (nas quatro modalidades disponíveis: custeio, investimento, industrialização e comercialização), as políticas de garantias de preços mínimos, e o seguro rural. Porém, é a expansão dos mecanismos de financiamento privados que mais distinguem o período atual dos anteriores. Exemplos destes mecanismos são a já citada Cédula de Produto Rural (CPR), o Certificado de Depósito Agropecuário (CDA), o Warrant Agropecuário (WA), o Certificado de Direitos Creditórios do Agronegócio (CDCA), a Letra de Crédito do Agronegócio (LCA), e o Certificado de Recebíveis do Agronegócio (CRA). A regulamentação desta diversidade de instrumentos de crédito privado foi crucial para o aumento do volume de investimentos no setor. Bacha (2018) estimou que a somatória dos valores tomados por meio de CPR, CDCA, LCA e CRA equivaleu a 2,12 vezes o valor do crédito rural oficial em 2010. Porém, uma vez que se tratam de instrumentos privados, são praticados a preços de mercado, não constituindo instrumentos de subsídio à agropecuária, papel este restrito aos instrumentos oficiais. Isto leva à conclusão de que, apesar da importância dos investimentos públicos para incentivar a atividade agropecuária, a maior parte do crescimento observado nos últimos anos foi financiado pelo setor privado.

2.3 Lobby e agricultura no Brasil

A dinâmica das relações entre instituições, economia e grupos de interesse é estudada pela economia política e, naturalmente, pela ciência política. Quando aplicados ao caso do agronegócio brasileiro, estudos destas áreas abordam as transformações políticas, institucionais e econômicas do país mencionadas na seção 2.2. A atuação de grupos de interesse da agropecuária está, portanto, relacionada, por um lado, à dinamização do setor e, por outro, às transformações dos canais institucionais que servem ao exercício do lobby. Nesta evolução, diferentes organizações e instituições de interesse, assim como os

organismos públicos, buscaram se adaptar ao processo de internacionalização da economia e ao regime democrático, estabelecendo novas formas de diálogo entre os diferentes elos dos setores produtivos e as instâncias de governo. A redemocratização ocasionou uma descentralização dos processos decisórios, o que propiciou o surgimento de uma estrutura de representação de interesses mais diversificada e incentivou a criação de um grande número de entidades de representação de interesses, tanto de corte geográfico, quanto setorial. Assim, diversificaram-se os espaços de decisão das políticas públicas relativas ao suporte econômico e à política comercial dos grupos agrícolas, assim como estes processos decisórios tornaram-se mais transparentes, possibilitando pesquisadores abordá-los de maneira mais sistemática.

Assim, a literatura sobre lobby e agricultura no Brasil abrange múltiplos recortes, temas e metodologias. A maior parte adota metodologia qualitativa, especialmente o estudo de caso, com enfoque nos grupos de interesse e suas estruturas organizacionais, percepções e atuações sobre o processo decisório. Por exemplo, Cunha (2013) analisou o lobby agrícola no caso da reforma do código florestal; Lima (2013) analisou a atuação da Confederação Nacional da Agricultura (CNA) nas negociações da Área de Livre-Comércio das Américas (ALCA); Iglécias (2007) analisou o papel das associações de produtores de algodão e de açúcar nas denúncias contra os Estados Unidos e a União Europeia no âmbito da OMC; Consentino (2011) analisou o lobby internacional do setor sucroalcooleiro; Geraldello (2019, 2021) analisou o conflito de interesses de diferentes grupos da cadeia do setor citrícola, bem como os mecanismos institucionais adotados por este setor para influenciar a política comercial; Mancini (2008) conduziu uma extensa avaliação da atuação de diversas associações de interesse do agronegócio no contexto da Rodada Uruguai e da Rodada Doha; Nassar e Zylbersztajn (2004) tipificaram as estratégias de diferentes associações de interesse do agronegócio à luz da teoria da ação coletiva.

Outros estudos centralizaram a análise em aspectos institucionais. Por exemplo, Helfand (1999) observou como a mudança de regime alterou a importância relativa dos organismos de governo no processo decisório de política agrícola, que eram mais concentradas no Ministério da Fazenda, Banco do Brasil, e Ministério das Relações Exteriores durante o regime militar, e após a democratização passaram a ser mais distribuídas entre o Ministério da Agricultura e o Congresso Nacional. Este estudo destacou também como estas instituições se transformaram para atender às dinâmicas do novo regime, assim como o próprio padrão de comportamento dos grupos de interesse também mudou; Takagi (2004)

analisou o papel das câmaras setoriais, no âmbito no Ministério da Agricultura, como espaço de conflitos de interesses e de canalização de demandas dos setores e subsetores das cadeias agropecuárias, e Vilela e Araújo (2006) analisaram o papel das câmaras setoriais na formulação de políticas públicas; Machado (2009) analisou a dinâmica entre internacionalização do agronegócio brasileiro e mudanças institucionais no Ministério da Agricultura, que passou a ser a principal interface das demandas dos grupos de interesse do setor; Schwantes e Bacha (2017) analisaram como o arcabouço institucional evoluiu para atender as demandas da agricultura patronal e da agricultura familiar de forma separada.

Por fim, estudos que empregam metodologia quantitativa frequentemente abordam a questão do lobby através de análises de comportamento legislativo, especialmente com foco na relação entre doações de campanha e padrões de votação. Pode-se citar como exemplo Cruz (2015), que analisou o padrão de votação da bancada ruralista, e Cesário (2015), que fez uma análise de redes de influência no Congresso Nacional, incluindo o comportamento dos grupos de interesse da agricultura.

Porém, poucos estudos se dedicaram a explorar de forma mais sistemática a relação entre lobby e distorções dos incentivos à agricultura brasileira, menos ainda empregando um teste de hipótese estatístico em recorte *cross-commodity*, dentro do formato tipicamente encontrado na literatura de economia política exposta na seção 2.1. Até onde foi possível encontrar, o único estudo deste tipo foi feito por Helfand (2000). Lopes *et al.* (2007) e Lopes, Lopes e Barcelos (2007), apesar de apresentarem uma extensa análise descritiva da evolução dos padrões de distorções de preços para diferentes commodities, não testaram a correlação dos níveis de subsídios com outras variáveis, apenas sugerindo que o maior nível de subsídios estaria associado a commodities de importação (hipótese das vantagens comparativas, ou viés anticomércio).

Neste sentido, esta tese pretende contribuir tanto para a literatura de economia política, na linha dos estudos destacados no início desta revisão bibliográfica, quanto para a literatura de lobby e agropecuária, com um teste estatístico para a correlação entre lobby e distorções de incentivos, a partir da hipótese da ação coletiva, em recorte *cross-commodity*. Acredita-se que o trabalho contribui com as literaturas mobilizadas pelos seguintes motivos:

- Utiliza índices de distorção da base da OCDE como variáveis dependentes, que ainda não foram utilizados em testes estatísticos deste tipo para o caso brasileiro, e que permitem a comparação entre commodities diferentes.
- Inclui uma série de variáveis de controle para refletir tanto quanto possível a maioria das hipóteses alternativas levantadas até o presente pela literatura.
- Utiliza múltiplas especificações na modelagem dos dados em painel, de acordo com as mais recentes discussões da literatura de séries temporais de corte transversal.
- Dispõe de uma amostra relativamente grande para os padrões de estudos *cross-commodity*, especialmente para países em desenvolvimento, que foi possibilitado pela construção de uma base de dados própria.
- Atualiza a discussão sobre diferencial de subsídios para commodities no caso brasileiro para o regime democrático, e expande a análise para um período mais longo.
- Traz a discussão sobre lobby e agricultura no Brasil para um recorte mais generalizável e quantitativo, ao mesmo tempo em que explora a variabilidade interna ao setor, fornecendo insumos para que futuros estudos de caso aprimorem as discussões e resultados aqui apresentados.

3 Quadro teórico

O objetivo principal desta tese é testar a correlação entre lobby e níveis de distorção de preços observados ao longo do tempo para diferentes commodities agropecuárias. Este tema se insere tipicamente na literatura de economia política agrícola, e também estabelece diálogos com as linhas de economia política da proteção e da regulação, que tradicionalmente exploram explicações para os padrões de concessão de benefícios a grupos de interesse.

O quadro teórico adotado pelo trabalho segue uma destas linhas teóricas, que se baseia nas contribuições cumulativas de Olson (1971), Stigler (1971), Peltzman (1976) e Becker (1983). Segundo De Gorter e Swinnen (2002), dentro da literatura de economia política agrícola comparada, esta linha é chamada de “a hipótese Olson/Becker”, e postula que os padrões de benefícios a grupos de interesse são melhor descritos como função da eficiência relativa dos grupos em se organizar para a ação coletiva e disputarem a influência política para adquirir subsídios dos decisores públicos.

Assim, a primeira parte deste capítulo será dedicada a resumir, de forma esquemática, os elementos e conceitos que constituem a estilização da barganha entre grupos de interesse e decisores públicos pela concessão de subsídios. Em seguida, a segunda parte deste capítulo demonstra de forma mais detalhada os argumentos da teoria da ação coletiva, destacando a relação proposta por esta teoria entre características endógenas aos grupos de interesse e probabilidade de sucesso da ação coletiva.

3.1 A hipótese Olson/Becker

As principais premissas da hipótese Olson/Becker, que sustentam as escolhas das variáveis adotadas pelo trabalho na parte empírica, são as seguintes:

- a) Grupos de interesse são agentes racionais que agem estrategicamente para maximizar sua renda através da influência, ou lobby, sobre o processo decisório político. Este comportamento é chamado na literatura de *rent seeking*. Para fins de simplificação, considera-se somente os resultados do processo político (*political outcomes*). Os aspectos qualitativos e institucionais do exercício da influência política (os vários mecanismos pelos quais o lobby produz efeito sobre as políticas públicas) são ignora-

dos, e a existência de políticas favoráveis a um grupo de interesse são tomadas como indicador de sucesso da influência do grupo.

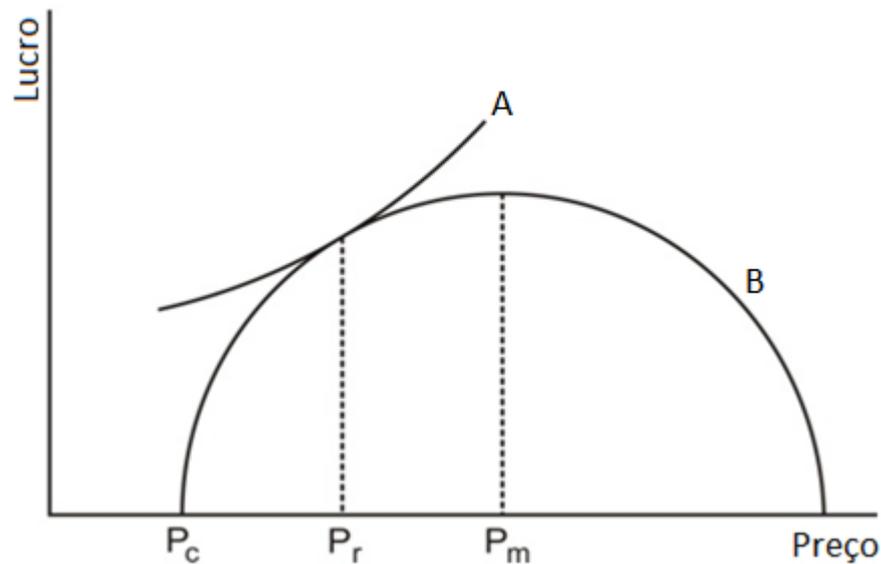
- b) Toda atividade política que aumenta a renda de um grupo é considerada um subsídio àquele grupo, e toda atividade política que diminui a renda de um grupo é considerada um imposto¹ sobre aquele grupo, inclusive subsídios e impostos implícitos, como a inflação e as barreiras regulatórias. Ambos são casos de distorções de preços pois deslocam os preços da situação de livre-mercado.
- c) A relação entre subsídios e impostos é dada por extensão da identidade entre receitas e gastos: o volume de recursos disponíveis para serem distribuídos pelo governo como subsídios a grupos de interesse é limitado dentro de um orçamento constituído pelas receitas do governo – os impostos. Portanto, a concessão de subsídios para alguns grupos só pode ser custeada através da taxaço de outros, de forma que todo subsídio implica num imposto e constitui, efetivamente, uma transferência de renda entre os grupos taxados e os grupos subsidiados.
- d) A concessão de subsídios gera peso morto pois distorce a alocação eficiente dos recursos. Assim, o custeio da concessão de subsídios é distribuído aos grupos taxados não somente através de impostos diretos, mas também através da piora da performance econômica agregada.
- e) Impostos e subsídios são resultados de regulamentações, que só podem ser determinadas pelo Estado. Os decisores públicos (*policy makers*), ou reguladores, que ocupam o Estado, são os ofertantes neste mercado monopolizado da regulamentação, e os grupos de interesse são os demandantes. A regulamentação é negociada entre os demandantes e ofertantes numa barganha. O regulador “vende” a regulamentação favorável ao grupo de interesse em troca de votos e contribuições, e transfere os custos dos subsídios ao restante da sociedade – consumidores ou pagadores de impostos. Ao transferir os custos, os decisores públicos são punidos com perda de votos dos grupos taxados.
- f) O decisor público é estilizado como um agente passivo (no sentido de que somente vende a regulamentação mediante a demanda dos grupos de interesse) e racional, cujo objetivo é maximizar sua utilidade – votos mais contribuições. O resultado

¹ A palavra utilizada na literatura em língua inglesa é *tax* ou *taxation*. Este trabalho utiliza a palavra “taxação” para designar uma perda de renda causada pela presença de uma política quando comparada à situação onde aquela política não existisse.

da barganha entre grupos de interesse e decisores públicos é dado pelo equilíbrio que maximiza a utilidade do decisor público: maximiza as contribuições recebidas pelo grupo subsidiado e minimiza os votos perdidos do grupo taxado. Este jogo foi descrito pelo modelo regulatório de Stigler-Peltzman. A Figura 1 representa este modelo graficamente.

Figura 1 – Modelo de regulação de Stigler-Peltzman

Stigler-Peltzman Regulation



Fonte: Adaptado de Weingberg, 2010.

O diagrama representa nos eixos Y e X os interesses que o regulador deve balancear, isto é, respectivamente o lucro econômico de um grupo de interesse (produtores) e o preço pago pelos consumidores, que pode ser alterado via regulamentação. A utilidade do regulador se dá no sentido noroeste, e a curva A representa a curva de indiferença do regulador. A curva B representa a função de lucro econômico do produtor.

O ponto P_c representa o preço numa indústria perfeitamente competitiva, onde os lucros econômicos dos produtores são iguais a zero, a alocação dos recursos é ótima e o consumidor não custeia benefícios concedidos ao grupo de interesse. O preço preferido pelo produtor é dado pelo ponto P_m , que é o preço num monopólio perfeito, onde os lucros econômicos são máximos. O regulador pode vender a regulamentação para o grupo de interesse em troca de contribuições e deslocar os preços para a direita de P_c , mas ao fazê-lo enfrentará a oposição dos grupos taxados na forma de perda de votos. A solução de equilíbrio, que maximiza a utilidade do regulador, é o ponto onde a curva de indiferença do

regulador tangencia a função de lucro econômico do produtor, dado pelo ponto P_r . Neste ponto, a utilidade do regulador é máxima porque as contribuições recebidas do grupo de interesse são maiores do que a perda dos votos dos consumidores, em termos de utilidade.

- g) A identidade entre impostos e subsídios implica que a somatória da influência dos grupos de interesse deve ser igual a zero, de forma que o aumento de influência de um grupo, e a conseqüente concessão de subsídios para este grupo, deve significar a perda de influência (e de subsídios) de outro grupo. Portanto, grupos de interesse estão em disputa pela influência sobre os decisores públicos.
- h) Os grupos de interesse mais eficientes em exercer pressão sobre decisores públicos relativamente aos grupos concorrentes aumentarão seus subsídios ou diminuirão seus impostos. A eficiência do lobby de um grupo é endógena ao grupo e é uma função dos custos de organização.
- i) O lobby é um bem coletivo para um grupo de interesse que deve ser custeado pelos seus membros. O custeio do bem coletivo é mais provável quanto menor e mais heterogêneo for o grupo de interesse. Uma vez que grupos menores tenderão a ser mais eficientes em vencer os custos de organização, grupos grandes e homogêneos tenderão a pagar os custos dos subsídios a grupos pequenos. Este resultado pode ser resumido na máxima “benefícios concentrados a custos difusos”.

Os dois últimos pontos são derivados diretamente da teoria da ação coletiva de Mancur Olson, que constitui a referência teórica adotada pelo trabalho para compreender e operacionalizar o lobby como variável. Por isso, esta teoria será exposta mais detalhadamente.

3.2 Ação Coletiva e Lobby

A teoria da ação coletiva tem origem no livro “*The logic of collective action: public goods and the theory of groups*”, de Mancur Olson, originalmente publicado em 1965, e oferece um modelo econômico para o comportamento cooperativo – a ação coletiva – num jogo não cooperativo de n jogadores. Seu ponto central é demonstrar que os incentivos ao comportamento cooperativo, isto é, o comportamento organizado de um grupo com o objetivo de adquirir um bem coletivo para os indivíduos do grupo, são resultados de duas características endógenas aos próprios grupos: o número de membros e a heterogeneidade

(ou concentração) do grupo. A teoria prevê que a chance de sucesso da ação coletiva de um grupo de interesse deve ser maior quanto menor e mais heterogêneo for o grupo, pois quanto maior e mais homogêneo um grupo, menores são os incentivos dos seus membros para contribuir para o custeio de um bem coletivo, porque a contribuição individual de cada membro é insignificante e imperceptível.

Olson parte do conceito de bem coletivo como qualquer evento, condição ou situação que tenha por consequência o aumento da utilidade (ou bem estar) de um grupo de indivíduos. O lobby a favor de uma tarifa sobre a importação de calçados, por exemplo, é um bem coletivo para o grupo dos produtores de calçados do país que impõe a tarifa, pois tem como consequência o aumento dos preços de calçados no mercado doméstico mediante a restrição da concorrência externa. O lobby a favor da revogação desta mesma tarifa, por outro lado, é um bem coletivo para o grupo dos consumidores de calçados daquele país, pois tem como consequência a diminuição de preços de calçados no mercado doméstico.

Partindo desta formulação de bem coletivo, pode-se definir um grupo de interesse como o conjunto de indivíduos beneficiários de um mesmo bem coletivo – no exemplo anterior, produtores de calçados e consumidores de calçados constituem dois grupos de interesse. No mesmo sentido, as organizações são compreendidas do ponto de vista daquilo que Olson entende como sua função fundamental, que é o fornecimento de um bem coletivo a seus membros.

Alcançar qualquer objetivo comum ou satisfazer qualquer interesse comum significa que um bem público ou coletivo foi providenciado para este grupo. [...] Daí deriva que a provisão de bens públicos ou comuns é geralmente a função fundamental das organizações. (OLSON, 1971, p. 15).²

Uma vez que a provisão de um bem coletivo requer a alteração do *status quo* (no exemplo anterior, a imposição ou revogação da tarifa), ela não é um evento nem espontâneo nem aleatório, mas resultado de uma agência, que precisa ser custeada. Os custos da provisão de um bem coletivo são os custos de organização, que envolvem os custos de “comunicação entre os membros, os custos de barganha entre os membros, e os custos de criar, contratar pessoal e manter uma organização” (OLSON, 1971, p. 47), além dos custos de levantar e estudar informação e executar ações de interesse. Quanto maior o número de membros de um grupo maiores serão estes custos.

² Esta e todas as outras citações diretas retiradas de Olson (1971) são traduções nossas.

Uma característica dos bens coletivos é que eles não podem ser fornecidos seletivamente somente a alguns indivíduos do grupo, mas não a outros. São bens que devem estar “à disposição de todos, se estiverem à disposição de qualquer um” (OLSON, 1971, p. 14). Assim, a premissa central da teoria da ação coletiva é de que “apesar de que todos os membros do grupo tenham interesse comum em obter esse bem coletivo, eles não têm interesse comum em pagar os custos do fornecimento de tal bem” (OLSON, 1971, p. 21).

Considere-se um grupo de interesse grande, composto por muitos indivíduos. Cada indivíduo deste grupo possui uma relação de utilidade particular com o bem coletivo comum aos indivíduos do grupo. Isto é, os membros de um grupo atribuem valores diferentes ao mesmo bem coletivo, e por isso estarão dispostos a pagar os custos da obtenção deste bem coletivo em medidas diferentes. Por exemplo, por mais que cada consumidor de calçados queira pagar menos pelos calçados que compra, alguns tenderão a atribuir mais importância a isso do que outros, de forma que os primeiros estarão mais dispostos, por exemplo, a pagar uma mensalidade para custear uma organização que faz lobby em favor da revogação da tarifa, e os segundos não, pois precisam investir este dinheiro em outras coisas que consideram mais importantes. Além disso, como se trata de um grupo grande, composto por muitos indivíduos, cada indivíduo sabe que a sua contribuição, individualmente, é pequena demais para fazer diferença significativa no tamanho da organização. Não obstante, o consumidor que não aderir ao custeio do lobby sabe que, caso este seja bem sucedido, ele também pagará mais barato pelos calçados, mesmo não tendo pagado os custos da organização – este indivíduo é chamado por Olson de *carona* (*free rider*). Por isso, a decisão econômica ótima de curto prazo, em grupos grandes, do ponto de vista de cada indivíduo, é não aderir aos custos de organização e pegar carona naqueles que aderem.

Assim, a teoria da ação coletiva prevê que os indivíduos de um grupo de interesse grande possuirão incentivos de curto prazo para agir contra o interesse do grupo. Em grupos grandes e homogêneos – homogêneos no sentido de que cada indivíduo do grupo não tem o poder de alterar, individualmente, o resultado da ação do grupo – existe uma espécie de “dilema do prisioneiro” em larga escala, onde a ação coletiva fica inviabilizada pelo desinteresse de cada indivíduo em pagar os custos da ação do grupo, visto que seu pagamento individual é insignificante frente ao custo total, e que é possível desfrutar dos ganhos advindos da ação coletiva do grupo tendo participado ou não no pagamento dos seus custos.

Olson desenvolve este argumento em analogia ao comportamento das empresas numa estrutura de mercado perfeitamente competitivo, onde “cada empresa é tão pequena que pode ignorar os efeitos de sua produção sobre o preço” (OLSON, 1971, p. 9). Seus produtos são, por definição, commodities – os preços são determinados pelos agregados de oferta e demanda, e nenhuma delas pode vender a preços acima do mercado, sob a pena de perder vendas para a concorrência.

Hipoteticamente, todas as empresas do mercado poderiam maximizar seus lucros caso todas elas aderissem simultaneamente a um aumento generalizado dos preços dos seus produtos. Mas, caso uma das empresas decida não aderir ao aumento, ela aumentará suas vendas, pois estará vendendo abaixo do preço de mercado uma vez que, num mercado perfeitamente competitivo, a fatia do mercado desta única empresa é insignificante, e sua não aderência não impactará o aumento dos preços. Ao mesmo tempo, as empresas que aumentarem seus preços perderão consumidores para aquela que mantiver os preços baixos. Desta forma, a decisão ótima para cada empresa é não aumentar os preços e colher os frutos do aumento de preços realizado pelas outras empresas. Naturalmente, neste caso não haverá aumento de preços, pois os incentivos de curto prazo para cada empresa são dados no sentido de agirem contra a ação coletiva, inviabilizando o fornecimento do bem coletivo.

O membro individual de uma típica organização grande está numa posição análoga àquela da empresa num mercado perfeitamente competitivo, ou do contribuinte no Estado: seus próprios esforços não terão nenhum efeito perceptível na situação da sua organização, e ele pode desfrutar de qualquer melhoria trazida pelos esforços dos outros, tenha ele trabalhado ou não para apoiar sua organização. (OLSON, 1971, p.16)

A razão pela qual o fornecimento de um bem coletivo é inviabilizado em grupos grandes, portanto, é que a fração do custeio que cabe a cada indivíduo do grupo é ínfima, de modo que a decisão individual econômica ótima tende a ser não contribuir para o custeio do bem, pois, do ponto de vista de um único indivíduo, sua não contribuição não afetará o fornecimento do bem. No entanto, isto se torna cada vez menos verdade quanto menos indivíduos compuserem o grupo.

À medida em que um grupo seja composto de cada vez menos indivíduos, a fração da contribuição de cada indivíduo para o custeio do bem coletivo se tornará proporcionalmente maior. Segundo Olson, este fato cria incentivos de tipo social e econômico para o aumento da probabilidade do fornecimento do bem coletivo.

Os incentivos de tipo social são relacionados ao *status* do indivíduo dentro do próprio grupo. Em grupos grandes, os membros do grupo vivem numa situação análoga ao anonimato. Uma vez que a parcela do custeio pela qual cada membro é responsável é igualmente ínfima à de todos os outros membros, é impossível delimitar sua parcela de responsabilidade pelo fornecimento do bem coletivo. É igualmente impossível atrelar frações do custeio diretamente à identidade de um indivíduo específico. Ou seja, cada membro do grupo tem incentivos para não contribuir para o custeio do bem coletivo porque é impossível saber quem são os membros adimplentes e inadimplentes – o comportamento cooperativo não pode ser socialmente premiado, e o comportamento antiooperativo não pode ser punido. Porém, quanto menor o grupo, mais distante da situação de anonimato os membros se encontrarão. Quanto maior é a fração do custeio correspondente a cada membro, mais fácil se torna identificar o comportamento de um único indivíduo, de modo que os indivíduos tenderão a contribuir ou para serem premiados pelo seu comportamento cooperativo, ou para evitarem a punição pelo comportamento antiooperativo.

Já os incentivos de tipo econômico ocorrem em dois sentidos. No primeiro, quanto menor o número de membros de um grupo, mais clara fica a razão entre o valor da contribuição e o valor obtido pelo bem coletivo correspondente a cada membro. Isto é, o indivíduo membro de um grupo pequeno consegue calcular a relação entre custo e benefício da sua contribuição, pois tanto o valor da sua contribuição quanto o valor que receberá através do fornecimento do bem coletivo não são ínfimamente pequenos, mas perceptíveis, tornando a contribuição mais provável. O segundo incentivo de tipo econômico ocorre porque quando um grupo é composto por poucos indivíduos, já que cada um desses indivíduos deve contribuir com uma parcela maior do custeio, a inadimplência de cada um deles tende a afetar significativamente o fornecimento do bem. De modo que, diferentemente do indivíduo pertencente a um grupo grande, cuja contribuição é percebida como irrelevante para o fornecimento do bem coletivo, o indivíduo pertencente a um grupo pequeno sabe que sua não contribuição possivelmente impedirá o fornecimento do bem coletivo.

Assim, segundo a teoria, os incentivos para que os membros de um grupo de interesse custeiem o fornecimento de um bem coletivo aumentam, em primeiro lugar, de forma inversamente proporcional ao número de indivíduos pertencentes ao grupo. Mas, segundo Olson, o número de membros de um grupo não é o único fator que condicionará a probabilidade do custeio de um bem coletivo, mas também a heterogeneidade, ou

concentração, entre os membros do grupo, isto é, o quão desiguais são as fatias do custo e dos benefícios correspondentes a cada membro do grupo.

Se um grupo será capaz de prover a si mesmo um bem coletivo sem coerção ou incentivos externos, portanto, depende em alto grau no número de indivíduos do grupo, uma vez que quanto maior o grupo, menor a probabilidade que a contribuição de qualquer indivíduo seja perceptível. No entanto, não é estritamente correto dizer que depende somente do número de indivíduos no grupo. [...] Um grupo cujos membros possuem graus de interesse desiguais em um bem coletivo, e que deseja um bem coletivo que é (em algum nível de seu oferecimento) extremamente valioso em relação ao seu custo, estará mais apto a providenciar ao grupo este bem coletivo em comparação a outro grupo com o mesmo número de membros (OLSON, 1971, p. 45)

Quanto mais desigual for o interesse entre os membros do grupo pelo fornecimento do bem coletivo, maior deverá ser o incentivo para que o membro com maior interesse custeie o fornecimento deste bem. Colocando em analogia a uma estrutura de mercado, quanto mais concentrada a distribuição da participação no mercado entre os membros, maior o incentivo para que haja o fornecimento unilateral do bem coletivo por parte do maior membro.

Se há uma quantidade de um bem coletivo que pode ser obtido a um custo tão suficientemente baixo com relação a seu benefício que um único membro do grupo ganharia ao providenciar este bem por conta própria, presume-se então que este bem será providenciado. O ganho total seria tão grande em relação ao custo total, que o ganho de algum único indivíduo excederia o custo total (OLSON, 1971, p. 22).

A demonstração matemática de Olson é longa, mas podemos resumidamente chegar em seu resultado final, reproduzido abaixo na inequação 1, que descreve o que foi exposto no parágrafo anterior. Na inequação 1, F_i é a fração que um indivíduo i recebe sobre o total do ganho do grupo advindo do fornecimento do bem coletivo, C é o custo total da ação coletiva que resulta no fornecimento deste bem, e V_g o total de valor adicionado para o grupo pelo fornecimento do bem coletivo.

$$F_i > C/V_g \quad (1)$$

O indivíduo i teria incentivos suficientes para fornecer unilateralmente o bem coletivo quando a fração que ele recebe do bem coletivo supere a relação entre o custo do fornecimento e o valor obtido pelo bem coletivo.

Uma ilustração simples desta situação seria um mercado dominado em grande medida por uma única empresa. Suponha-se que, voltando ao exemplo da indústria de

calçados, uma única empresa responde por 80% da produção de calçados no país, enquanto os outros 20% estejam distribuídos entre inúmeros pequenos produtores. Caso haja a oportunidade da imposição de uma tarifa sobre a importação de calçados, que precisa ser alcançada mediante lobby, e caso essa tarifa traga à maior empresa do mercado um aumento da sua margem de lucro que resulte em valores superiores ao custo da atividade do lobby, espera-se então que esta empresa grande arque com a totalidade dos custos do lobby, mesmo que todos os outros membros desfrutem do resultado sem contribuir. O mesmo raciocínio pode ser aplicado em oligopólios, onde poucas empresas custearão a ação coletiva. Diz-se destes casos que os membros maiores pagam os custos dos caronas. Isso leva à conclusão contra-intuitiva de que, em grupos pequenos, existe a tendência da exploração dos grandes pelos pequenos.

Esta não é uma exposição exaustiva da teoria da ação coletiva, pois tratou apenas da diferença proposta por Olson entre o comportamento esperado dos membros de grupos grandes/pequenos e homogêneos/heterogêneos³. Porém, estes elementos são suficientes para o contexto deste trabalho, pois dão fundamento à maneira tipicamente adotada pela literatura de economia política para operacionalizar variáveis *proxies* de lobby. Como exposto no Capítulo 2, o número de produtores e a concentração da produção foram extensivamente utilizados pela literatura como variáveis explicativas dos padrões de proteção/distorções de preços de mercados agrícolas, sob a suposição de que estão correlacionadas com a probabilidade de sucesso da ação coletiva. Uma das maiores vantagens do uso desta formulação é que ela viabiliza um estudo generalizável e quantitativo do lobby ao relacionar a probabilidade de sucesso da ação coletiva a variáveis quantificáveis e contínuas, permitindo a comparação entre grupos cujas formas de organização, estratégias de atuação e objetivos

³ Em sua argumentação, Olson vai mais além e desenvolve uma tipologia dos grupos de interesse e das estratégias de solução do problema da ação coletiva, seja através da coerção ou dos incentivos seletivos, elementos estes não explorados por esta tese, mas que foram explorados por outros estudos, como Nassar e Zylbersztajn (2004). Além disso, inúmeras contribuições foram feitas à teoria ao longo das décadas, mas optou-se por restringir o uso da teoria ao seus elementos mais fundamentais, conforme encontrado na literatura. É importante frisar também que a teoria da ação coletiva assume algumas premissas. A mais explícita delas é que as unidades individuais, sejam indivíduos, empresas, associações, etc., apresentam comportamento racional, “no sentido de que seus objetivos, sejam estes egoístas ou altruístas, devem ser perseguidos por maneiras que sejam eficientes e efetivas para alcançar estes objetivos” (OLSON, 1971, p. 65). Olson coloca essa condição para restringir a teoria ao comportamento econômico, desconsiderando ações que ele considera irracionais, e que seriam melhor explicadas pela psicologia social, como a lealdade incondicional a ideologias ou “a insistência em causas perdidas” (OLSON, 1971, p. 161). Além disso, a teoria assume implicitamente que: a) os indivíduos possuem liberdade e direito de associação e participação política; b) os indivíduos não podem ser obrigados a se associarem a grupos com objetivos políticos. Por isso, em princípio, a teoria da ação coletiva apenas explica o comportamento de grupos de interesse em ambientes institucionais de tipo democrático.

podem ser muito distintos entre si e ao longo do tempo. Além disso, o uso desta teoria é particularmente justificado para o comportamento de grupos de interesse da agropecuária, pois a estrutura de mercado típica dos mercados agrícolas é perfeitamente competitiva, composta por muitos produtores de commodities, isto é, produtos cujos preços são definidos por agregados de oferta e demanda, o que corresponde à premissa adotada por Olson para prever a probabilidade do comportamento cooperativo.

4 Metodologia

Para testar a correlação entre lobby e distorções dos incentivos a setores específicos da agropecuária brasileira, foi realizado um conjunto de regressões¹ sobre duas medidas distintas de distorção de incentivos. O objetivo é testar a correlação entre as variáveis adotadas como *proxy* de lobby, escolhidas com base na literatura de economia política exposta no Capítulo 2 e no quadro teórico exposto no Capítulo 3, controlando pelas variáveis que, alternativamente, sabe-se através da literatura que também possuem efeito sobre os níveis de distorções à agricultura, além de algumas variáveis ainda não utilizadas pela literatura. As estatísticas foram feitas no software STATA utilizando a série de comandos *xt*, que são códigos dedicados a análises de dados em painel.

4.1 Características gerais da base de dados

As análises foram realizadas a partir da construção de uma base de dados em painel própria², com dados anuais de variáveis econométricas relacionadas a uma cesta de 11 produtos agropecuários do Brasil, observadas entre os anos de 1995 e 2019. Somam-se a estas variáveis específicas por commodities algumas variáveis macroeconômicas para controle. Pretende-se assim explorar quais variáveis estão mais sistematicamente relacionadas aos padrões de suporte/proteção comercial entre commodities agropecuárias no Brasil. A escolha de cada uma destas variáveis buscou refletir os diversos fatores levantados pela literatura como relevantes para condicionar a preferência de decisores ao conceder proteção/suporte de mercado a alguns grupos em detrimento de outros.

Foram utilizadas duas medidas de proteção/suporte como variáveis dependentes: *Producer Nominal Protection Coefficient* (PNPC) e *Nominal Rate of Assistance* (NRA), ambos obtidos na base de dados *Producer and Consumer Support Estimates* da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). As commodities incluídas na cesta são: açúcar, algodão, arroz, café, milho, soja, trigo, leite, carne, porco e frango.

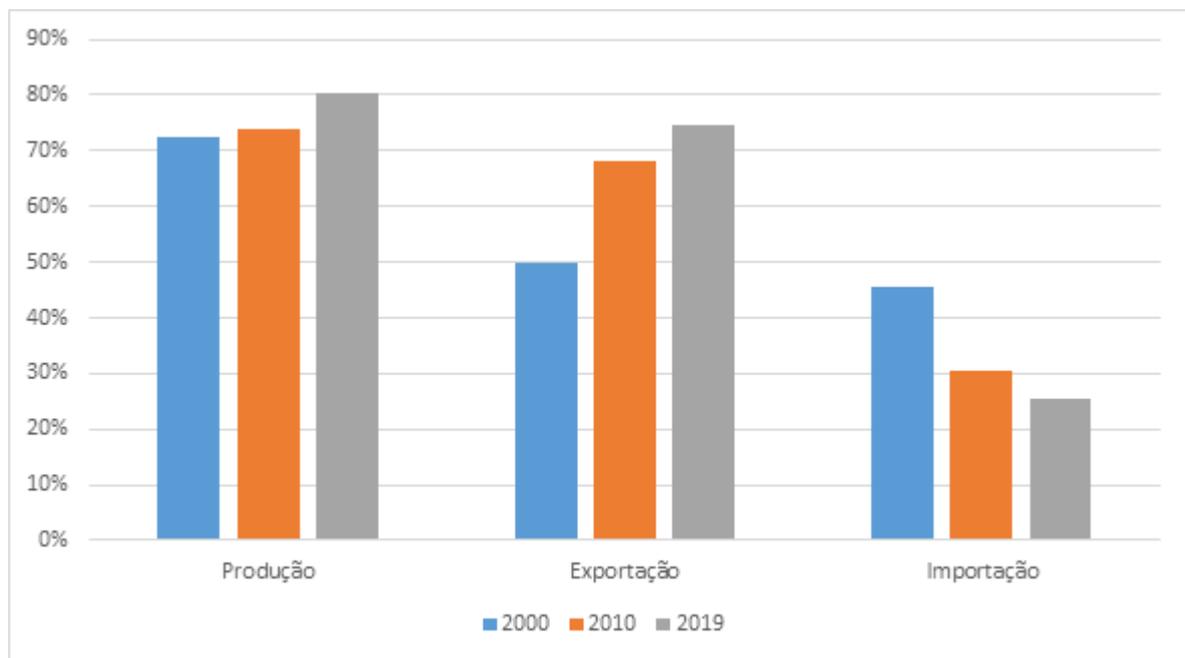
¹ Os aspectos metodológicos do trabalho foram realizados com o acompanhamento da IPSA-USP *Summer School in Concepts, Methods and Techniques in Political Science, Public Policy and International Relations* (cursos *Essentials of Time Series Analysis for Time Series Cross-Section Analyses* e *Fundamentals of Time Series Cross-Section Analyses*), e estão parcialmente referenciados em aulas, slides, discussões e laboratórios trabalhados nestes cursos.

² Para fontes e metodologia da construção das variáveis, conferir APÊNDICE A.

A escolha destas commodities, bem como do período abordado, foi determinada pela disponibilidade dos dados das variáveis PNPC e NRA na base da OCDE.

Para dimensionar se esta cesta de commodities é representativa do setor agropecuário brasileiro como um todo, foi estimada a participação dos produtos componentes da cesta no valor da produção, exportações e importações agropecuárias brasileiras, conforme exposto na Figura 2.

Figura 2 – Participação da cesta de commodities selecionadas na produção, exportações e importações agropecuárias brasileiras.



Fonte: Elaboração própria com dados do COMEX STAT e IPEADData.

Conforme pode ser visto na Figura 2, em termos do valor total da produção agropecuária, a cesta é bastante representativa no período abordado, variando de 72% a 80% entre 2000 e 2019. Em relação ao valor das exportações agropecuárias, a representatividade da cesta aumentou ao longo do mesmo período, variando de 50% a 75%. Já para o valor das importações agropecuárias, a representatividade da cesta diminuiu no período, variando de 46% a 25%. A razão da menor representatividade da cesta com relação às importações agropecuárias é que a cesta é composta majoritariamente de matérias primas, cujo volume de importação pelo Brasil vem caindo ao longo dos anos, enquanto o valor total das importações inclui as importações de produtos processados, como alimentos e bebidas, com peso maior nas importações. Em geral, é possível afirmar que a cesta de commodities utilizada representa satisfatoriamente as principais commodities agropecuárias brasileiras, especialmente em relação à produção e às exportações.

Com relação às variáveis que compõem a base, algumas foram obtidas diretamente de outras bases, enquanto outras foram construídas ou calculadas a partir de dados primários. As variáveis explicativas da base se dividem em dois tipos: variáveis específicas por commodity e variáveis gerais. As específicas se tratam de variáveis cujos valores variam ano a ano por commodity, e as gerais se referem a variáveis cujos valores são os mesmos para todas as commodities num mesmo ano, pois se tratam de variáveis macroeconômicas. Todas as variáveis são de tipo contínua.

Nem todas as variáveis da base foram incluídas nos modelos de regressão, uma vez que a construção da base foi preliminar à formalização dos modelos. Primeiramente, focou-se em construir a base seguindo uma sequência de pesquisa na literatura para levantar as principais variáveis, pesquisa empírica em bases de dados para determinar a disponibilidade destas variáveis para as commodities brasileiras no período, e procedimentos de construção das variáveis no caso de indisponibilidade imediata. Somente após a construção da base é que foram formalizados os modelos, a partir da aplicação de técnicas de pré-estimação e da seleção das variáveis por critérios interpretativos e estatísticos. A seleção das variáveis para os modelos está exposta na seção 4.8.3.

O Quadro 2 apresenta de forma esquemática as variáveis da base de dados. O Quadro 2 também contém a unidade de medida de cada variável, seu ID (nome utilizado nos comandos do STATA), o nível de especificidade (geral ou específica por commodity), e uma descrição sintética. A justificativa teórica de cada variável será feita no Capítulo 5, e a descrição detalhada da composição, método de construção e fontes de cada variável pode ser consultada no APÊNDICE A.

Quadro 2 – Resumo das variáveis da base de dados

Variável	Unidade	ID	Nível	Descrição
PNPC (Var. Dep.)	razão	pnpc	Específica	Coefficiente de proteção ao produtor
NRA (Var. Dep.)	%	nra	Específica	Taxa nominal de assistência ao produtor
Nro. Produtores	milhares	nroprod	Específica	Número de produtores da commodity
Conc. Produção	índice HH	concpred	Específica	Concentração geográfica da produção da commodity
Prod. Média	dez mil R\$	prodmed	Específica	Valor médio da produção por produtor da commodity
Agr. Familiar	fração	agrifam	Específica	Participação da agricultura familiar no valor da produção da commodity
Câmbio	índice	cambio	Geral	Índice da taxa de câmbio do Real frente ao Dólar americano
Bal. Comercial	razão	balcom	Geral	Razão entre o valor total das exportações sobre as importações
%Agro. Export.	%	exportagro	Geral	Participação da agropecuária nas exportações
Inflação	%	inflação	Geral	Índice de inflação, acumulado do ano
Dívida/PIB	fração	dividapib	Geral	Relação entre dívida do setor público e PIB
Cresc. PIB	%	crescimentopib	Geral	Taxa anual de crescimento do PIB
Nro. Trab.	milhares	nrotrab	Específica	Número de trabalhadores da commodity
Salário Méd. Trab.	sal. mínimo	rentrab	Específica	Média da remuneração dos trabalhadores da commodity, em salários mínimos
Conc. Trabalho	índice HH	conctrab	Específica	Concentração geográfica dos trabalhadores da commodity
Coef. Export.	fração	coefexport	Específica	Coefficiente de exportação da commodity
Coef. Import	fração	coefimport	Específica	Coefficiente de importação da commodity
Saldo Com.	R\$	salcom	Específica	Saldo comercial da commodity
Term. Troca	índice	termtroca	Geral	Índice dos termos de troca das exportações brasileiras
Preço Int.	¢/ton	preoint	Específica	Preço internacional médio da commodity em mercados de referência
PIB/Capita	mil R\$	pibcapita	Geral	PIB per capita brasileiro
Créd. Rural	índice	credrural	Geral	Índice do valor real destinado pelo governo às linhas de financiamento rural
Pop. Rural	%	poprural	Geral	Porcentagem da população brasileira vivendo em zonas rurais

Fonte: Elaboração própria.

4.2 Considerações iniciais sobre dados em painel

Dados em painel têm como característica valores dispostos tanto por corte transversal entre unidades, também chamadas de grupos ou painéis (por exemplo, países), como por corte longitudinal ao longo de intervalos de tempo (por exemplo, meses ou anos). A estrutura de uma base de dados em painel, portanto, é uma matriz com um número de observações $N = n \times T$, onde n é o número de unidades e T é o número de intervalos de tempo. A literatura em língua inglesa usualmente emprega, além do termo *panel*, a expressão *cross-sectional time series* (CSTS). Bases do tipo CSTS são extremamente recorrentes nas ciências sociais e econômicas, pois é comum que os dados de interesse destas áreas sejam produzidos e publicados em intervalos regulares (semanas, meses, anos) para unidades de interesse como países, agregados familiares, empresas, indivíduos, etc. Segundo Beck e Katz (2011), a estrutura de dados CSTS é possivelmente a mais comum nas áreas de política comparada e economia política.

Uma das principais razões pelas quais se adotam dados CSTS é aumentar o tamanho da amostra e o número de graus de liberdade, tornando as estimativas mais robustas. Muitos dados frequentemente são escassos ao longo do tempo para uma mesma unidade, de modo que análises restritas a uma única unidade podem produzir amostras com N insuficiente. Outra razão é que algumas variáveis de interesse podem apresentar pouca variabilidade dentro de uma mesma unidade ao longo do tempo (por exemplo, as instituições de um país), mas variabilidade significativa entre unidades. Uma terceira razão para a adoção de dados em painel é o interesse teórico de que o teste de hipótese não esteja restrito a contextos específicos, isto é, que as hipóteses sejam generalizáveis no espaço e no tempo (PHILIPS, [s.d.]). Nesta linha, de acordo com Baltagi (2005, p. 6), os dados em painel “são mais capazes de identificar e medir efeitos que simplesmente não são detectáveis em dados puros de seção transversal ou de séries temporais puras”³.

Com relação à sua estrutura, o painel do presente estudo apresenta duas características: é longo ($n < T$), uma vez que a dimensão temporal ($T = 26$) é maior do que a quantidade de commodities consideradas ($n = 11$), e não é perfeitamente equilibrado, isto é, não está disponível a mesma quantidade de informações para todas as commodities no período observado. Isso é reflexo, em alguns casos, de limitações específicas na construção de cada uma das variáveis, mas também devido ao fato de terem sido incluídos na base,

³ Tradução nossa.

sempre que possível, valores para o ano de 1994 (t_{-1}), embora 1995 seja o primeiro ano disponível para as variáveis dependentes (t_0), visando possibilitar a inclusão de valores defasados e primeiras diferenças no modelo sem a perda de observações (mais sobre esta questão nas seções 4.6 e 4.8.2). Apesar disso, o STATA caracteriza o painel como fortemente balanceado (*strongly balanced*), isto é, com relativamente poucas observações omissas. Segundo Wooldridge (2002), o tratamento estatístico neste caso deverá ser similar ao painel perfeitamente equilibrado, porém é possível que haja maior dificuldade de encontrar um modelo que se ajuste adequadamente aos dados.

4.3 Variabilidade da amostra

De acordo com Philips ([s.d.]), a análise da variabilidade dos dados CSTS deve considerar não somente a variação geral entre todas as observações (*overall variation*), mas também a variação de corte transversal, ou inter-grupo (*between-unit variation*), e de corte longitudinal, ou intra-grupo (*within-unit variation*). A Tabela 1 apresenta um resumo descritivo das variáveis da base considerando estas três dimensões, e inclui média (*mean*), desvio padrão (σ), valores mínimos (*Min*) e máximos (*Max*), número de observações (N), número de painéis ou unidades (n) e número de intervalos de tempo (T). Os valores gerais (*overall*) foram abreviados como Ov., os valores inter-grupo (*between*) foram abreviados como Bet., os valores intra-grupo (*within*) foram abreviados como Wit.

Considere-se x_{it} o valor que a variável x assume para cada grupo i e cada tempo t . Os valores *overall* são calculados considerando todas observações da base ($N = n \times T$). O desvio padrão neste caso é em relação à média global (\bar{x}) de todos os valores de x_{it} para todos i e t , assim como os valores mínimos e máximos refletem o menor e maior valor de x para qualquer i em qualquer t .

Os valores inter-grupo (*between*) buscam refletir a variação entre as unidades i . Neste caso, primeiro calcula-se a média dos valores de x para cada grupo i (\bar{x}_i), e em seguida o desvio padrão é calculado em torno da média destas médias. Já os valores mínimos e máximos são respectivamente a menor e maior média \bar{x}_i observadas para qualquer um dos grupos i .

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis da base de dados

Variables	N	T	Ov. max.	Bet. max.	Wit. max.	Wit. max.	Mean	Ov. min.	Bet. min.	Bet. min.	Wit. min.	n	Ov. σ	Bet. σ	Wit. σ
<i>PNPC</i>	275	25	1.8	1.3	1.7	1.1	.35	.89	.51	11	.15	.095	.13		
<i>NRA</i>	275	25	47	20	34	4	-177	-22	-151	11	20	11	17		
<i>nroprod</i>	231	21	2872	2793	1353	842	3	28	401	11	949	1048	129		
<i>concpod</i>	283	26	.55	.43	.42	.24	.09	.097	.063	11	.12	.12	.049		
<i>prodmed</i>	231	21	526	116	431	21	.74	1	-92	11	56	34	45		
<i>agrifam</i>	275	25	.64	.53	.4	.25	0	.038	.048	11	.15	.14	.066		
<i>cambio</i>	286	26	110	83	110	83	58	83	58	11	15	0	15		
<i>balcom</i>	286	26	1.6	1.2	1.6	1.2	.87	1.2	.87	11	.21	0	.21		
<i>exportagro</i>	286	26	.4	.32	.4	.32	.23	.32	.23	11	.045	0	.045		
<i>inflação</i>	286	26	916	42	916	42	1.6	42	1.6	11	175	0	175		
<i>dividapib</i>	286	26	.6	.42	.6	.42	.28	.42	.28	11	.09	5.8e-17	.09		
<i>crecimentopib</i>	286	26	7.5	2.5	7.5	2.5	-3.5	2.5	-3.6	11	2.6	0	2.6		
<i>nrotrab</i>	286	26	528	378	219	69	.27	.65	-135	11	114	113	37		
<i>rentrab</i>	286	26	3.7	2.4	3.5	1.9	1.2	1.5	.98	11	.43	.28	.34		
<i>conctrab</i>	260	26	.94	.8	.63	.28	.08	.094	.16	10	.22	.22	.057		
<i>coefexport</i>	286	26	.76	.61	.66	.23	0	.02	-.087	11	.22	.2	.1		
<i>coefimport</i>	286	26	.81	.63	.37	.091	0	0	-.052	11	.19	.19	.057		
<i>saldocom</i>	286	26	3.4e+10	1.2e+10	2.4e+10	2.9e+09	-2.3e+09	-1.4e+09	-8.2e+09	11	5.1e+09	3.9e+09	3.5e+09		
<i>termtroca</i>	286	26	127	103	127	103	91	103	91	11	9.6	1.5e-14	9.6		
<i>preçoint</i>	286	26	54	36	32	13	1.3	1.9	-2.8	11	13	12	4.5		
<i>pibcapita</i>	286	26	21	18	21	18	15	18	15	11	2.2	0	2.2		
<i>credrural</i>	286	26	1.2	.68	1.2	.68	.2	.68	.2	11	.3	0	.3		
<i>poprural</i>	286	26	.23	.17	.23	.17	.14	.17	.14	11	.025	0	.025		

Fonte: Elaboração própria.

Os valores intra-grupo (*within*), por fim, buscam refletir a variação interna às unidades ao longo do tempo T . O desvio padrão neste caso é a média dos desvios padrões calculados individualmente para cada i . Os valores máximos e mínimos se referem aos maiores e menores valores que resultam da diferença entre o valor das observações menos a média do grupo a que pertencem, mais a média global ($x_{it} - \bar{x}_i + \bar{\bar{x}}$).

Fundamentalmente, estas informações permitem avaliar se a variação destas variáveis é maior entre grupos ou ao longo do tempo. Com relação às variáveis dependentes, por exemplo, pode-se observar que o desvio padrão tanto de PNPC quanto NRA é maior intra-grupo do que inter-grupo. Em outras palavras, há maior variação dos seus valores ao longo do tempo do que entre commodities. A variável Concentração da Produção (*concpred*), por outro lado, apresenta desvio padrão inter-grupo maior do que intra-grupo, sugerindo que os níveis de concentração da produção variam menos para cada commodity ao longo do tempo do que quando comparadas diferentes commodities.

É possível observar que $Bet.\sigma = 0$ para as variáveis *cambio*, *balcom*, *exportagro*, *inflação*, *dividapib*, *crescimentopib*, *termtroca*, *pibcapita*, *credrural* e *poprural*, uma vez que seus valores são os mesmos para todos i em cada t . Também pode-se observar que as variáveis *nroprod* e *prodmed* possuem $T = 21$, o que é devido a valores omissos de alguns anos para algumas commodities, e que a maioria das variáveis possui $T = 26$, pois possuem valores para o ano de 1994 (t_{-1}). Outra observação é que a variável *concpred* possui $n = 10$. Isto é consequência desta variável não possuir dados para a commodity Açúcar. A ausência desta série foi causada por problemas de execução na extração dos microdados RAIS.

4.4 Valores omissos

Com relação aos valores omissos, a Tabela 2 apresenta um resumo dos valores omissos por variável, obtidas a partir do comando *misstable sum* do STATA. Para diferenciar entre valores omissos decorrentes de quebra de informação no decorrer do período e valores omissos decorrentes da indisponibilidade de valores para o ano de 1994 (t_{-1}), a tabela foi dividida em duas colunas.

É importante observar que, como dito anteriormente, as variáveis dependentes PNPC e NRA possuem o primeiro valor das séries em 1995 (t_0). Antecipando então que $t_0 = 1995$, a construção da base de dados buscou incluir dados de 1994 (t_{-1}) sempre que

Tabela 2 – Número de observações omissas por variável

Variável	Número de observações omissas	
	<i>ano</i> \geq 1994	<i>ano</i> \geq 1995
<i>pnp</i>	11	0
<i>nra</i>	11	0
<i>nroprod</i>	55	44
<i>concp</i>	3	0
<i>prodmed</i>	55	44
<i>agrifam</i>	11	0
<i>conctrab</i>	26	25

Fonte: Elaboração própria.

possível para as variáveis explicativas, possibilitando o *lag* destas variáveis e mitigando as perdas resultantes do uso da primeira diferença. Em razão disso, as variáveis dependentes e as variáveis independentes para as quais não foi possível obter o valor de 1994 apresentam valores omissos nesta linha.

Considerando, no entanto, somente os valores a partir de 1995 (coluna “*ano* \geq 1995” da Tabela 2), é possível visualizar que apenas as variáveis Número de Produtores (*nroprod*), Produção Média (*prodmed*) e Concentração do Trabalho (*conctrab*) possuem valores omissos. Uma vez que o uso dos valores de t_{-1} é condicionado à modelagem do efeito específico de cada variável, apenas as três variáveis mencionadas possuem de fato falhas na continuidade das séries. As razões que levaram à falta de informação destas variáveis estão expostas na seção 4.8.3 e no APÊNDICE A. A inclusão destas variáveis no modelo ocasiona, no entanto, a perda de observações disponíveis.

4.5 Multicolinearidade das variáveis explicativas

Multicolinearidade refere-se ao grau de correlação entre as variáveis independentes de um modelo (KELLSTEDT; WHITTEN, 2018). Quanto maior a correlação entre as variáveis independentes, menor a precisão dos seus estimadores regressivos sobre a variável dependente, uma vez que a variação de uma variável explicativa não pode ser isolada da outra (elas não são, de fato, independentes). A Tabela 3 apresenta a matriz de correlações entre todos os pares de variáveis, incluindo as dependentes, obtida com o comando *pwcorr* do STATA. Os valores se referem ao coeficiente de correlação de Pearson e vão de 0 (perfeitamente independentes / ortogonais) a -1 ou 1 (perfeitamente correlacionadas / paralelas).

Tabela 3 – Matriz de correlação

	pnpc	nrop	concp	prodmed	agrifam	cambio	balcom	expor	inflação	dividapib	crescime	rentrab	conctrab	coefexpor	coefimpo	salcom	termtroca	preçoint	pibcapita	cred rural	poprural		
pnpc	1,00																						
nra	0,84	1,00																					
nroprod	-0,04	-0,03	1,00																				
concp	0,10	0,08	-0,72	1,00																			
prodmed	0,05	0,03	-0,28	0,29	1,00																		
agrifam	0,08	0,11	0,47	-0,36	-0,42	1,00																	
cambio	0,00	-0,04	0,06	-0,03	-0,09	-0,05	1,00																
balcom	0,13	0,10	0,00	0,02	0,07	0,12	-0,55	1,00															
expntagro	-0,12	-0,06	0,12	0,09	0,18	-0,07	0,00	-0,11	1,00														
inflação	-0,01	-0,09	-0,08	-0,02	-0,08	-0,06	0,13	0,15	-0,13	1,00													
dividapib	0,04	0,08	-0,06	0,02	0,09	0,04	-0,80	0,57	-0,14	-0,27	1,00												
crescimentopib	0,16	0,07	-0,01	-0,06	-0,09	0,08	0,29	0,14	-0,62	0,22	-0,11	1,00											
nrotrab	-0,37	-0,43	-0,05	0,07	-0,08	-0,31	0,00	0,05	-0,05	-0,02	0,01	0,06	1,00										
rentrab	0,07	-0,05	-0,07	-0,07	0,03	-0,28	0,14	-0,16	-0,26	0,28	-0,14	0,06	-0,16	1,00									
conctrab	0,43	0,48	-0,37	0,50	-0,06	-0,05	0,04	-0,07	-0,09	0,06	-0,03	0,03	-0,08	0,18	1,00								
coefexport	-0,35	-0,32	-0,25	0,17	0,07	-0,31	-0,12	0,14	0,22	-0,12	0,09	-0,08	0,57	-0,29	-0,05	1,00							
coefimport	0,12	0,20	-0,31	0,40	-0,10	0,00	0,07	-0,08	-0,06	0,04	-0,06	0,01	-0,27	0,02	-0,07	-0,32	1,00						
salcom	-0,19	-0,15	0,00	-0,18	0,09	-0,28	-0,02	0,03	0,32	-0,10	-0,01	-0,10	0,25	-0,17	-0,19	0,68	-0,35	1,00					
termtroca	0,00	-0,01	0,13	0,04	0,08	-0,03	0,57	-0,39	0,52	-0,20	-0,50	0,06	-0,01	-0,20	-0,06	0,14	-0,03	0,29	1,00				
preçoint	-0,09	-0,05	0,30	-0,14	0,07	0,04	0,12	-0,06	0,08	0,03	-0,14	0,02	0,09	-0,25	-0,14	0,06	-0,33	0,05	0,14	1,00			
pibcapita	0,02	0,03	0,18	0,09	0,17	0,03	0,00	0,03	0,75	-0,28	-0,11	-0,20	0,01	-0,43	-0,13	0,31	-0,11	0,40	0,73	0,09	1,00		
cred rural	0,00	0,03	0,16	0,09	0,20	0,03	-0,19	0,22	0,79	-0,10	0,01	-0,27	-0,01	-0,39	-0,13	0,31	-0,12	0,38	0,54	0,07	0,94	1,00	
poprural	-0,03	-0,08	-0,12	-0,09	-0,20	-0,05	0,48	-0,28	-0,59	0,48	-0,45	0,33	-0,01	0,44	0,13	-0,31	0,13	-0,33	-0,36	0,00	-0,80	-0,80	1,00

Legendas:

0,5 <= corr < 0,7 0,7 <= corr < 0,8 0,8 <= corr < 0,9 corr >= 0,9

Fonte: Elaboração própria

A Tabela 3 demonstra que a grande maioria dos pares de variáveis possuem baixos coeficientes de correlação. As duas variáveis dependentes PNPC e NRA estão fortemente, porém não perfeitamente, correlacionadas (0,84). Este fato não representa um problema estatístico uma vez que os modelos para cada variável são rodados separadamente.

As correlações destacadas em amarelo, laranja e vermelho necessitam, a princípio, de atenção. Porém, algumas destas correlações podem ser espúrias caso as séries não sejam estacionárias.

4.6 Técnicas pré-estimação: estacionariedade das séries

Uma questão fundamental quando lidando com dados dispostos no tempo é a estacionariedade (*stationarity*) das séries. Uma série é considerada estacionária quando suas propriedades estatísticas são independentes do tempo, ou não possuem tendências em função do tempo (BECK; KATZ, 2011). É dito de uma série não-estacionária que ela possui uma raiz unitária (*unit root*). Segundo Asteriou e Hall (2016), séries estacionárias apresentam valores que flutuam ao redor de uma média constante no longo prazo, possuem variância finita independente do tempo, e possuem um correlograma que diminui conforme aumenta a distância dos valores adjacentes (*lag length*). Ainda segundo os mesmos autores, isto ocorre quando as três seguintes condições são satisfeitas:

- a) $E(Y_t) = \text{constante}$ para todos os t
- b) $Var(Y_t) = \text{constante}$ para todos os t
- c) $Cov(Y_t, Y_{t+k}) = \text{constante}$ para todos os t e todos os $k \neq 0$

A verificação da estacionariedade das séries é fundamental, pois a inclusão de séries não-estacionárias no modelo pode resultar em correlações espúrias. Autores como Beck e Katz (2011) salientam que parte considerável das variáveis de interesse das ciências sociais e econômicas apresentem tendências em função do tempo, e por isso recomendam como primeiro passo que as séries não-estacionárias sejam “estacionarizadas” antes de serem incluídas no modelo.

A estacionariedade das séries pode ser verificada com um teste de raiz unitária. O software STATA oferece diversas opções de testes de raiz unitária em dados de painel através do comando *xtunitroot*. Dentre os tipos de testes disponíveis, foi utilizado o teste Harris-Tzavalis (HT) para todas as variáveis contínuas. A escolha deste teste foi baseada

em Baltagi (2005), devido a: a) ser um teste recomendado para bases perfeitamente ou fortemente balanceadas; b) assumir que T é fixo, e que, portanto, não há razão teórica para assumir que a série observada possa ser extrapolada, o que foi assumido no caso deste estudo. Foram impostas restrições nos testes para evitar grandes sequências de valores omissos nas variáveis *nroprod* e *prodmed*.

O teste HT assume que todos os painéis possuem o mesmo parâmetro autorregressivo ρ (ρ), e que os painéis são independentes. A hipótese nula do teste HT é que as séries possuem raiz unitária, podendo ser rejeitada com intervalo de confiança de 95% quando $\rho < 0.05$. A hipótese alternativa é que $\rho < 1$. Na Tabela 4 estão apresentados os resultados dos testes HT para cada uma das séries. As variáveis destacadas em amarelo não podem ser consideradas estacionárias a um nível de confiança de 95%

Tabela 4 – Testes de estacionariedade

Teste de estacionariedade (Harris-Tzavalis)

	Number of observations	Number of time periods	p-value
PNPC	275	25	1.05e-22
NRA	275	25	3.64e-15
Nro. Produtores	154	14	.9985057
Conc. Produção	275	25	.0055813
Prod. Média	154	14	1
Agr. Familiar	275	25	.9711254
Câmbio	286	26	.0035813
Bal. Comercial	286	26	.0014126
%Agro. Export.	286	26	.1858178
Inflação	286	26	9.0e-138
Dívida/PIB	286	26	.4224451
Cresc. PIB	286	26	2.76e-61
Nro. Trab.	286	26	.9989472
Salário Méd. Trab.	286	26	9.90e-19
Conc. Trabalho	260	26	4.03e-19
Coef. Export.	286	26	7.76e-06
Coef. Import	286	26	1.94e-07
Saldo Com.	286	26	.9423767
Term. Troca	286	26	.0017913
Preço Int.	286	26	3.22e-06
PIB/Capita	286	26	.9716735
Créd. Rural	286	26	.9902364
Pop. Rural	286	26	.2290199

H0: Panels contain unit roots

A “estacionarização” das variáveis não-estacionárias destacadas foi feita da seguinte forma: primeiramente testou-se a estacionariedade da série com o teste HT desconsiderando um efeito de tendência utilizando o comando `xtunitroot ht [var], trend`. Em caso de estacionarização, foi criada uma nova variável $X_{detrend}$, onde

$$X_{detrend} = X - \beta t$$

e onde β é o coeficiente da regressão da variável tempo (*ano*) sobre a variável X . Este método apresenta a vantagem de descontar o efeito da tendência no tempo sem diminuir o número de observações da série e mantendo-a em nível. Este procedimento foi bem sucedido para as variáveis *exportagro* e *credrural*, que foram substituídas por *detrendexportagro* e *detrendcredrural*, respectivamente. No entanto, nas séries em que o teste HT com a opção *trend* não resultou na sua estacionarização, foi testada a primeira diferença da variável (também chamada de variação), que é definida como ΔX , onde

$$\Delta X = X_t - X_{t-1}$$

Todas as variáveis restantes se tornaram estacionárias quanto utilizada a primeira diferença. Estas variáveis passam a ser identificadas pelo STATA com o prefixo “D.” atrelado ao ID. A desvantagem deste método é que, além da perda do valor em nível, ao se utilizar a primeira diferença perde-se uma observação. No entanto, para a finalidade da regressão, esta perda é mitigada quando a série possui o valor para o ano de 1994, já que o primeiro valor das séries das variáveis dependentes é de 1995.

É possível observar na Tabela 6 (página 61) como a estacionarização das séries afetou a matriz de correlações. Foram eliminadas todas as correlações fortes da matriz anterior, restando algumas poucas correlações moderadas. Por outro lado, a correlação entre *D.pibcapita* e *crecimentopib* se tornou quase perfeitamente linear. Este é o único caso, portanto, de variáveis que não devem ser incluídas simultaneamente no modelo devido a multicolinearidade.

4.7 Dependência transversal

Outra informação relevante a ser levantada é o grau de correlação entre painéis, ou dependência transversal (*cross-sectional dependence* - CD). O comando *pwcorr*, utilizado

para construir as matrizes de correlação, considera todos os valores de x_{it} , enquanto o comando *xtcdf* performa um teste para a correlação média inter-grupo dos painéis baseado em Pesaran (2020). A Tabela 5 apresenta os resultados do teste, feito somente para as variáveis que possuem valores específicos por commodity. A hipótese nula é que os painéis são perfeitamente independentes. Portanto, p-valores próximo de zero indicam correlação de qualquer grau entre quaisquer painéis.

Tabela 5 – Testes de dependência transversal

Variable	CD-test	p-value	average joint T	mean ρ	mean abs(ρ)
pnpc	2.942	0.003	25.00	0.08	0.15
nra	2.148	0.032	25.00	0.06	0.27
nroprod	14.42	0.000	18.20	0.42	0.92
concprod	-.053	0.958	25.51	0.00	0.39
prodmed	21.383	0.000	18.20	0.67	0.68
agrifam	5.754	0.000	25.00	0.16	0.60
nrotrab	10.221	0.000	26.00	0.27	0.46
rentrab	20.614	0.000	26.00	0.55	0.61
conctrab	12.769	0.000	26.00	0.31	0.39
coefexport	21.692	0.000	26.00	0.57	0.57
coefimport	9.309	0.000	26.00	0.25	0.29
saldocom	19.455	0.000	26.00	0.51	0.58
preçoint	16.417	0.000	26.00	0.43	0.45

Notes: Under the null hypothesis of cross-section independence, $CD \sim N(0,1)$

P-values close to zero indicate data are correlated across panel groups.

Fonte: Elaboração própria

O teste de dependência transversal (Tabela 5) revela que nenhuma das variáveis, exceto Concentração da Produção (*concprod*), varia de forma independente para todas as commodities. Dizer que os painéis não são perfeitamente independentes, no entanto, não produz grandes *insights* analíticos, pois se tratando de commodities agrícolas não seria razoável supor que as características destes segmentos sejam completamente independentes. Mais significativo é avaliar o grau de dependência entre os painéis a partir do valor de CD-test, onde valores mais distantes de 0 indicam maior correlação entre painéis. Assim, podemos observar que as três variáveis com maior nível de correlação entre painéis são Coeficiente de Exportação (*coefexport*), Produção Média (*prodmed*) e Salário Médio do Trabalhador (*rentrab*), enquanto as três variáveis com menor nível de correlação entre os painéis, com a exceção de *concprod* e das duas variáveis dependentes (NRA e PNPC),

ção Agricultura Familiar (*agrifam*), Coeficiente de Importação (*coefimport*) e Número de Trabalhadores (*nrotrab*).

Tabela 6 – Matriz de correlação após a estacionarização das séries

	pnpc	nra	D.nr opro d	conc prod	ed	D.pr odm rifam	cam bio	balc om	de tr exp orta gro	infla ção	D.di vida pib	cre s cime ntop ib	D.nr otra b	rent rab	conc trab	coef exp ort	D.sal doco m	term troc a	preç oint	D.pi bcap ita	de tr endc redr ural	D.po prur al	
pnpc	1,00																						
nra	0,84	1,00																					
D.nrprod	-0,31	-0,21	1,00																				
concprod	0,10	0,08	0,18	1,00																			
D.prodmed	0,10	0,05	0,12	0,23	1,00																		
D.agrifam	0,01	-0,01	-0,18	-0,19	0,03	1,00																	
cambio	0,00	-0,04	0,07	-0,03	-0,07	-0,12	1,00																
balcom	0,13	0,10	-0,02	0,02	0,05	0,03	0,55	1,00															
detrendexportagro	-0,18	-0,13	0,09	0,02	-0,03	-0,14	0,33	-0,44	1,00														
inflação	-0,01	-0,09	-0,11	-0,02	-0,04	0,17	0,13	0,15	0,20	1,00													
D.dividapib	-0,16	-0,07	-0,04	0,04	0,01	0,06	-0,16	-0,25	0,42	-0,05	1,00												
crescimentopib	0,16	0,07	-0,05	-0,06	-0,01	0,06	0,29	0,14	-0,55	0,22	-0,63	1,00											
D.nrotrab	0,06	0,09	-0,14	-0,09	0,03	0,10	-0,13	0,11	-0,10	0,11	-0,05	0,05	1,00										
rentrab	0,07	-0,05	-0,46	-0,07	0,06	-0,14	0,14	-0,16	0,13	0,28	0,12	0,06	0,08	1,00									
conctrab	0,43	0,48	-0,52	0,50	-0,04	-0,09	0,04	-0,07	0,02	0,06	0,03	0,03	-0,02	0,18	1,00								
coefexport	-0,35	-0,32	0,38	0,17	-0,04	-0,10	-0,12	0,14	-0,04	-0,12	-0,05	-0,08	-0,23	-0,29	-0,05	1,00							
coefimport	0,12	0,20	0,16	0,40	-0,07	-0,04	0,07	-0,08	0,05	0,04	0,05	0,01	0,02	0,02	-0,07	-0,32	1,00						
D.saldocom	-0,05	-0,05	0,03	-0,07	0,10	-0,04	0,07	0,07	-0,12	-0,07	-0,16	0,19	0,03	0,02	-0,07	0,13	-0,07	1,00					
termtroca	0,00	-0,01	0,25	0,04	0,06	-0,40	0,57	-0,39	0,21	-0,20	-0,20	0,06	-0,28	-0,20	-0,06	0,14	-0,03	0,09	1,00				
preçoint	-0,09	-0,05	0,31	-0,14	0,11	0,09	0,12	-0,06	0,08	0,03	-0,05	0,02	0,06	-0,25	-0,14	0,06	-0,33	0,00	0,14	1,00			
D.pibcapita	0,17	0,08	-0,01	-0,04	0,00	-0,01	0,27	0,13	-0,63	-0,07	-0,64	0,98	0,01	-0,05	0,00	-0,02	-0,02	0,21	0,22	0,02	1,00		
detrendcred rural	0,03	0,01	0,14	0,01	-0,05	-0,24	0,20	0,02	0,31	0,62	-0,35	0,14	-0,12	0,07	-0,01	0,02	-0,02	0,01	0,21	0,09	0,06	1,00	
D.poprural	0,04	0,02	0,06	0,02	0,05	-0,09	-0,17	0,38	-0,17	-0,09	-0,32	0,19	0,02	-0,13	-0,05	0,11	-0,05	-0,03	-0,01	0,01	0,19	0,32	1,00

Legendas: 0,5 <= corr < 0,7 0,7 <= corr < 0,8 0,8 <= corr < 0,9 corr >= 0,9 Variáveis estacionarizadas

4.8 Especificação dos modelos

Os modelos foram especificados considerando uma variedade de técnicas encontrada na literatura de dados CSTS: efeitos aleatórios, efeitos fixos do tempo, variável dependente defasada e erros-padrão corrigidos por painéis (PCSE). Estas técnicas foram escolhidas para contemplar duas questões metodológicas relevantes para regressões em painel: a heterogeneidade das unidades e a modelagem dinâmica. Esta seção apresenta uma breve revisão destas questões, para em seguida formalizar os modelos adotados.

4.8.1 Heterogeneidade das unidades

A literatura de CSTS apresenta um longo debate sobre a especificação da heterogeneidade das unidades em modelos estatísticos de dados em painel, com destaque para três tipos de modelagem: constante comum, efeitos fixos e efeitos aleatórios (ARENELLO, 2003; BALTAGI, 2005; CLARK; LINZER, 2015; KROPKO; KUBINEC, 2020; MARQUES, 2000; WOOLRIDGE, 2010).

Considere-se primeiramente o modelo da constante comum, ou linear simples, chamado em inglês de *pooled OLS* (*ordinary least squares*, ou MQO, mínimos quadrados ordinários), representado a seguir:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} \dots + \beta_k x_{kit} + e_{it} \quad (2)$$

onde o subscrito i denota as diferentes unidades/painéis (commodities) e o subscrito t denota os diferentes intervalos de tempo (anos). α refere-se ao parâmetro de intercepto (constante) e β_k ao coeficiente angular (efeito) correspondente à k -ésima variável explicativa. O erro associado a cada unidade e intervalo de tempo é expresso pelo termo e_{it} , que se assume como uma variável aleatória independente e identicamente distribuída (*iid*). O termo y_{it} refere-se à variável dependente, enquanto x_{kit} relaciona-se ao valor da k -ésima variável para a i -ésima commodity no t -ésimo ano. Note-se que α e β não possuem subscritos i ou t , indicando que seus valores serão os mesmos para todas as commodities em todos os anos. Posto de outra forma, assume-se que para qualquer i e t :

$$\alpha_{it} = \alpha, \beta_{kit} = \beta_k \quad (3)$$

Neste caso, o termo de erro e_{it} está captando toda a diferença entre as unidades e os intervalos de tempo. O modelo *pooled*, desta forma, considera como se a base de dados estivesse empilhada e não houvesse efeito do tempo e das commodities entre si, ou seja, assume que os dados são homogêneos transversal e longitudinalmente. As variáveis explicativas seriam suficientes para explicar toda a variabilidade da variável dependente. Este modelo também é apropriado caso se assuma que os efeitos das unidades não estão associados com β , isto é, que as variáveis explicativas afetam todas as unidades i em igual medida. Estes pressupostos são bastante restritivos e podem ser relaxados pelo uso de dois modelos diferentes, mais frequentemente utilizados na modelagem de dados em painel, pois permitem a variação de α : efeitos fixos ou efeitos aleatórios.

O modelo de efeitos fixos (*fixed effects*) assume que as unidades são heterogêneas ao introduzir a constante específica por unidade α_i . A formalização do modelo de efeitos fixos é expressa por:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} \dots + \beta_k x_{kit} + e_{it} \quad (4)$$

Na equação 4, α_i representa os interceptos a serem estimados, um para cada unidade i , e supõe que todas as diferenças de comportamento não observáveis entre as unidades deverão ser captadas pelo intercepto. No mesmo sentido, o intercepto nesse caso capturaria todos os efeitos decorrentes de características omissas que são intrínsecas a cada unidade, mas que não variam no tempo (são fixos por unidade). Este modelo também é conhecido como LSDV (*least squares dummy variable*), ou modelo de variáveis *dummy* individuais, pois operacionalmente se baseia em adicionar na especificação um multiplicador de α_i que é uma matriz de variáveis *dummy* z_i para cada unidade, onde $z_{i[j]} = 1$ se a observação j está contida na unidade i , e $z_{i[j]} = 0$ no caso contrário, permitindo que α_i seja estimado independentemente para cada unidade. Seria, de fato, o equivalente a adicionar uma variável *dummy* para cada unidade i num modelo *pooled*.

Também pode-se entender o modelo de efeitos fixos como um processo de remoção das médias (*de-meaning*), pois ele pode ser reescrito da seguinte forma:

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = \beta_1(x_{1it} - \bar{x}_{1i}) + \beta_2(x_{2it} - \bar{x}_{2i}) \dots + \beta_k(x_{kit} - \bar{x}_{ki}) + (e_{it} - \bar{e}_i) \quad (5)$$

Efetivamente, o que a equação 5 faz é modelar a variância ao redor da média interna às unidades i . Por isso, este modelo também pode ser entendido como um modelo

que busca explicar a variação intra-grupo (*within-unit*), ou seja, mantendo as unidades constantes e estimando o efeito das variáveis explicativas dentro de cada unidade. Uma desvantagem deste modelo é a perda de graus de liberdade, uma vez que a variabilidade estará restrita ao eixo T . Além disso, este modelo não permite a inclusão de variáveis que não variem dentro de um mesmo grupo no tempo (*within-unit time-invariant*) pois elas estarão perfeitamente correlacionadas com α_i .

O modelo de efeitos fixos também pode ser ajustado para controlar pelos efeitos fixos do tempo (*time-fixed effects*), ao invés das unidades. Neste caso, a equação seria reescrita como:

$$y_{it} = \alpha_t + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} \dots + \beta_k x_{kit} + e_{it} \quad (6)$$

No modelo de efeitos fixos do tempo, o intercepto α_t estaria capturando todos os efeitos comuns a todas as unidades i em cada tempo t , como choques e tendências, ao criar uma variável *dummy* para cada valor de t . Controlar pelos efeitos fixos do tempo é interessante quando se deseja ajustar o modelo para vários efeitos não observados ou desconhecidos no curto prazo. No entanto, este modelo não permite estimar o efeito de nenhuma outra variável que seja função do tempo ou cujos valores sejam comuns a todas as unidades num mesmo tempo (*between-unit invariant*), como é o caso das variáveis macroeconômicas deste estudo, pois elas estarão em relação de perfeita multicolinearidade com α_t .

Por fim, o modelo de efeitos aleatórios (*random effects*) faz uma espécie de meio termo entre os modelos *pooled* e efeitos fixos ao modelar o coeficiente α_i como um parâmetro aleatório, conforme descrito na equação abaixo:

$$\alpha_i = \alpha + v_i \quad (7)$$

onde v_i é um termo de erro aleatório com média zero. O modelo de efeitos aleatórios é expresso pela equação:

$$y_{it} = (\alpha + v_i) + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} \dots + \beta_k x_{kit} + e_{it} \quad (8)$$

ou mais comumente:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} \dots + \beta_k x_{kit} + u_{it} \quad (9)$$

onde:

$$u_{it} = v_i + e_{it} \quad (10)$$

Nota-se que nesta abordagem o termo de erro u_{it} é formado por v_i (elemento de corte transversal) e e_{it} (elemento da série temporal e do corte transversal). Como existe, neste caso, correlação entre os erros do mesmo indivíduo em intervalos de tempo diferentes, o método de mínimos quadrados ordinários (MQO) não é o mais apropriado para estimar os coeficientes do modelo de efeitos aleatórios. Desse modo, o método que oferece os melhores estimadores é o de mínimos quadrados generalizados (MQG) (*generalized least squares* ou GLS em inglês).

A diferença entre o modelo de efeitos fixos e o de efeitos aleatórios pode ser resumida em que o modelo de efeitos fixos supõe que as unidades diferem em seu intercepto, enquanto o modelo de efeitos aleatórios supõe que as unidades diferem em seu termo de erro (ARANELLO, 2003). Assim, no modelo de efeitos aleatórios a heterogeneidade entre as unidades é vista não como determinística, mas como perturbação. Esta especificação é preferível, por exemplo, quando se assume que os indivíduos da amostra são aleatórios e representativos da população, de forma que a heterogeneidade entre unidades ocorre por acaso.

Além disso, o modelo de efeitos aleatórios apresenta algumas vantagens com relação ao modelo de efeitos fixos: permite a inclusão de variáveis com o mesmo valor para todas as observações de um grupo, como *dummies*, e possui menos parâmetros a serem calculados. Porém, este modelo assume que não exista correlação entre as variáveis explicativas e efeitos não observados específicos das unidades. No caso de variáveis explicativas omissas, seus efeitos serão captados pelo termo de erro v_i e enviesarão os coeficientes β .

4.8.2 Modelagem dinâmica e autocorrelação dos resíduos

Outro debate bastante amplo na literatura de CSTS é como modelar as relações temporais entre as variáveis (BECK; KATZ, 1996, 2011; DE BOEF; KEELE, 2008; MARQUES, 2000; MIZON, 1995; PESARAN, 2015; WILKINS, 2017; WILLIAMS; WHITTEN, 2012). Em modelos estáticos (não-dinâmicos), a variação nas variáveis independentes é transmitida instantaneamente, ou contemporaneamente, às variáveis dependentes. Já em modelos dinâmicos a relação entre as variáveis está condicionada pelo tempo. Modelos

dinâmicos são muito utilizados por cientistas políticos e economistas, especialmente aqueles que trabalham com séries temporais, pois permitem levar em conta o fato de que os efeitos de alguns eventos são assimétricos, irregulares ou defasados no tempo. Além disso, muitos fenômenos políticos e econômicos apresentam natureza autorregressiva, isto é, seus valores contemporâneos não são independentes dos valores anteriores. Há três formas mais comuns de adicionar dinâmica aos modelos estáticos: defasagens finitas distribuídas, autorregressão de primeira ordem e variável dependente defasada.

O primeiro e mais simples modelo dinâmico envolve a temporalização das variáveis independentes e é chamado de modelo das defasagens finitas distribuídas (*finite distributed lag*, FDL), que pode ser expresso em sua forma básica como:

$$y_t = \alpha + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} \dots \beta_p x_{t-p} + e_t \quad (11)$$

onde β_p é o coeficiente da variável x defasada em p períodos. Esta equação busca modelar o fato de que uma mudança de valor de x pode impactar y de forma irregular ao longo do tempo. Pode-se pensar, por exemplo, em choques exógenos como uma crise ou uma quebra de safra, cujos efeitos são agudos num primeiro momento, mas diminuem ao longo do tempo.

Uma segunda forma de modelo dinâmico é quando se assume que os resíduos possuem um processo de autorregressão de primeira ordem – AR(1). A autocorrelação dos erros é um fato comum em séries temporais e se define pela violação do pressuposto que o termo de erro seja aleatório, isto é, que tenha valores independentes e identicamente distribuídos (*iid*). Resíduos serialmente correlacionados representam um problema para a modelagem pois distorcem os erros-padrão das variáveis independentes e, conseqüentemente, reduzem a eficiência dos estimadores β (DRUKKER, 2003).

Segundo Ariens, Adolf e Ceulemans (2023), pesquisadores geralmente procedem com uma de três formas de lidar com a autocorrelação dos resíduos: ignorar, corrigir com modelos AR(1) ou corrigir com modelos de variável dependente defasada. Uma técnica de estimação bastante difundida na literatura é a estimação por painel com erros-padrão corrigidos (*panel corrected standard errors* - PCSE), proposta por Beck e Katz (1995, 1996). Esta técnica ajusta os resíduos estimados pelo método OLS para se tornarem independentes através da transformada de Prais-Winsten e admitindo um processo AR(1).

Por fim, o modelo da variável dependente defasada (*lagged dependent variable*, ou LDV) envolve o uso da própria variável dependente como regressor, e na sua forma mais simples pode ser expresso como:

$$y_t = \phi y_{t-1} + \alpha + \beta_k x_{kt} + e_t \quad (12)$$

onde y_{t-1} é a variável dependente defasada em 1 período e ϕ é o coeficiente autorregressivo.

O uso da especificação LDV busca modelar a dinâmica de ajustamento dos fenômenos de natureza autorregressiva: tipicamente, variáveis econômicas não são estocásticas, pois o comportamento dos agentes é ajustado por expectativas construídas sobre comportamentos passados. O modelo LDV também é frequentemente utilizado como solução para o problema da autocorrelação dos resíduos.

4.8.3 Formalização dos modelos e hipóteses

A especificação de uma modelagem estatística deve refletir, em primeiro lugar, a pergunta de pesquisa e o modelo teórico levantados pelo pesquisador (KROPKO; KUBINEC, 2020). Uma vez que a pergunta central a ser explorada era “por que algumas commodities apresentam maiores níveis de suporte que outras?”, a variação entre unidades (*between-unit*) é o objeto de maior interesse. Com isso em mente, as especificações escolhidas buscaram explorar a variedade de técnicas expostas anteriormente: efeitos aleatórios, efeitos fixos do tempo, variável dependente defasada e PCSE. Com relação ao modelo de efeitos fixos, não foi incluída uma especificação de efeitos específicos por unidade, uma vez que esta especificação explica somente a variação inter-unidade. Alternativamente, foi incluído o modelo de efeitos fixos do tempo. A formalização das seis especificações adotadas são, respectivamente:

1. Efeitos aleatórios: $y_{it} = (\alpha + v_i) + \beta_k X_{kit} + e_{it}$
2. Efeitos aleatórios com LDV: $y_{it} = \phi y_{it-1} + (\alpha + v_i) + \beta_k X_{kit} + e_{it}$
3. Efeitos fixos do tempo: $y_{it} = \alpha_t + \beta_k x_{kit} + e_{it}$
4. *pooled* OLS: $y_{it} = \alpha + \beta_k x_{kit} + e_{it}$
5. *pooled* OLS com LDV: $y_{it} = \phi y_{it-1} + \alpha + \beta_k x_{kit} + e_{it}$
6. PCSE: $y_{it} = \alpha + \beta_k x_{kit} + e_{it}$ (AR1)

A equação genérica a ser estimada é:

$$\text{Suporte}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{Ação Coletiva}_{it} + \beta_2 \text{Objetivos de governo}_{it} + \beta_3 \text{Comércio}_{it} + e_{it} \quad (13)$$

onde para “Suporte” foram utilizadas duas medidas diferentes (*Producer Nominal Protection Coefficient* e *Nominal Rate of Assistance*), em regressões independentes, e os regressores “Ação coletiva”, “Objetivos de governo” e “Comércio” são conjuntos de variáveis expostos no Quadro 7.

A hipótese principal é que os níveis relativos de subsídios entre commodities (variação inter-unidade) podem ser explicados por fatores endógenos aos grupos de interesse, especificamente a capacidade de influência sobre os processos decisórios (hipótese de Olson/Becker).

Foram incluídos nos modelos três conjuntos de variáveis explicativas: a ação coletiva, que é o conjunto de variáveis de interesse, representando a ação coletiva e o lobby das organizações; os objetivos macroeconômicos do governo, que representam a performance econômica agregada; os indicadores de comércio, que representam as vantagens comparativas. Estes três conjuntos de variáveis resumem as principais hipóteses levantadas pela literatura de economia política para explicar a preferência da distribuição de subsídios. Foram também incluídas duas variáveis *dummy* para controle: “ano eleitoral” e “ideologia do governo”.

Resta agora realizar, a partir da lista inicial de variáveis da base de dados, uma seleção de variáveis para efetivamente integrarem o modelo e comporem cada conjunto, considerando questões teórico-interpretativas e estatísticas. Lembrando que, conforme exposto no início deste capítulo, esta seleção foi feita porque a base de dados foi construída anteriormente às decisões de cunho metodológico, com o intuito de dispor do máximo de informação possível antes de formalizar os modelos.

Conforme pode ser visto na matriz de correlações após a estacionarização das variáveis não-estacionárias (Tabela 6, página 61), as variáveis *d.pibcapita* e *crescimentopib* estavam quase perfeitamente correlacionadas. Como *d.pibcapita* possui maior correlação com as variáveis dependentes, *crescimentopib* foi excluída. Já a variável *conctrab* foi excluída pois não possuía dados para a commodity Açúcar (conforme explicado nos comentários da Tabela 1), de modo que caso inserida no modelo, a regressão passaria a ser feita para apenas 10 commodities. As variáveis *saldocom*, *coefexport* e *coefimport* foram criadas com o intuito de representarem a mesma dimensão: a orientação do mercado

de cada commodity. Porém, a variável *saldocom* foi calculada em moeda, enquanto as outras são frações. Optou-se por excluir *saldocom* pois os níveis preços das commodities, que afetarão o saldo do comércio em moeda, não são comparáveis, enquanto as frações normalizam os níveis. A variável *termotroca* foi incluída na base de dados para representar a importância relativa das exportações agropecuárias. Porém essa informação é capturada de forma mais precisa por *exportagro*, então *termotroca* foi excluída. Por fim, *balcom* foi inserida na base de dados seguindo Helfand (2000), que a utilizou como *proxy* para a demanda por divisas. Supõe-se que esta *proxy* tenha sido utilizada pois, no período abordado por este autor, havia múltiplas taxas de câmbio, com valores artificiais, e o Brasil frequentemente tinha déficits comerciais, que pressionavam a demanda por divisas. Mas, como a base dispõe de uma variável que mede a taxa de câmbio real (*cambio*), e como o Brasil possui superávit comercial praticamente durante todo o período, optou-se por utilizar *cambio* no lugar de *balcom*, que foi excluída.

O Quadro 7 apresenta, na coluna da direita, as variáveis efetivamente inseridas no modelo, com seu ID entre parênteses, e na coluna da esquerda o efeito esperado sobre a variável dependente:

Quadro 7: Lista de variáveis incluídas no modelo e seus efeitos esperados sobre as variáveis dependentes

Efeito esperado na VD	Variável explicativa
	AÇÃO COLETIVA
(-)	Número de produtores (D.nroprod)
(+)	Concentração geográfica da produção (concprod)
(+)	Produção média por fazenda (D.prodmed)
(-)	População rural (D.poprural)
	VARIÁVEIS DE OBJETIVO DO GOVERNO
	<i>Social</i>
(+)	Agricultura familiar (D.agrifam)
(+)	Número de trabalhadores (D.nrotrab)
(-)	Remuneração média do trabalhador (rentrab)
	<i>Fiscal</i>
(-)	Relação Dívida/PIB (D.dividapib)

(-)	% da agropecuária nas exportações (detrendexportagro)
(+)	Variação do crédito rural (detrendcredrural)
(+)	PIB/capita (D.pibcapita)
	<i>Câmbio</i>
(+ / -)	Índice real do câmbio (cambio)
	Inflação
(-)	Índice de Inflação (inflação)
	VARIÁVEIS DE MERCADO
(-)	Coeficiente de exportação (coefexport)
(+)	Coeficiente de importação (coefimport)
(+ / -)	Preço internacional (preçoint)
	VARIÁVEIS DUMMIES
(+)	Ano eleitoral (anoeleitoral)
(+)	Ideologia do governo (govesq)

Fonte: Elaboração própria.

5 Descrição das variáveis

Este capítulo descreve as variáveis inseridas no modelo em termos da sua relevância teórica, as hipóteses que representam, e seus efeitos esperados sobre as variáveis dependentes. O capítulo se inicia com uma descrição detalhada das variáveis dependentes. Tanto as variáveis dependentes quanto as variáveis de interesse a serem testadas (que representam a ação coletiva dos grupos de interesse) receberão também uma análise descritiva mais atenta com base nos dados da amostra. O restante das variáveis, que são as variáveis de controle inseridas no modelo para isolar os efeitos das variáveis de interesse, não receberão uma análise descritiva exaustiva, mas apenas uma descrição breve e uma justificativa teórica para sua inserção no modelo, assim como os efeitos esperados sobre as variáveis dependentes. As fontes e metodologias de construção de cada uma das variáveis pode ser consultada no APÊNDICE A.

5.1 Variáveis dependentes

Na literatura de economia política, as preferências políticas para um setor ou indústria são tipicamente entendidas como “desvios politicamente ótimos de uma situação de livre-mercado” (OLIVEIRA, 2011, p. 535) – politicamente ótimos, mas não economicamente ótimos, pois são resultado da acomodação das curvas de utilidade dos decisores, que visam maximizar seu apoio político, e dos grupos subsidiados, que visam maximizar seu lucro econômico, ao custo pago pelos grupos taxados mais a perda econômica causada pela distorção da alocação dos recursos (BECKER, 1983; PELTZMAN, 1976; STIGLER, 1971).

O pressuposto teórico por trás da maioria das medidas de suporte é que numa situação de livre-mercado perfeitamente competitivo os preços domésticos e internacionais devem convergir. Assim, qualquer política de subsídio ou taxação implementada por um governo tem efeito análogo ao deslocamento artificial do preço de equilíbrio, afetando as quantidades demandadas e ofertadas. São vários os instrumentos políticos que podem causar estes deslocamentos de preço, como restrições sobre as importações ou exportações, subsídios à exportação, políticas de crédito diferencial, políticas de preços mínimos e outras políticas de transferência de renda. A implementação destes instrumentos também implica,

por consequência, transferências entre produtores, consumidores e governo, cujo sentido depende do tipo de política imposta.

Assim, o “efeito” das preferências políticas pode ser medido através da relação entre preços ou rendas observados *versus* preços ou rendas esperados em situação hipotética de livre-mercado, onde estas preferências seriam “neutras”. Medidas de suporte à agricultura são então, de forma geral, ou baseadas na comparação entre preços domésticos e internacionais, ou no cálculo da porcentagem de renda da agricultura advinda de programas de suporte, e a divergência persistente ou significativa entre estes preços ou rendas é indicativa de distorções - positivas ou negativas - derivadas de políticas em vigor.

Duas medidas de suporte à produção agrícola são encontradas na base *Producer and Consumer Support Estimates* da OCDE (OECD, 2021), que fornece uma das mais completas séries de indicadores econômicos para o setor agropecuário disponíveis: o coeficiente nominal de proteção ao produtor (*Producer Nominal Protection Coefficient* - PNPC) e a taxa nominal de assistência (*Nominal Rate of Assistance* - NRA). Para padronização com a literatura internacional, serão utilizadas as siglas em inglês. A série histórica destes indicadores para o caso brasileiro está disponível a partir de 1995 para 11 commodities: açúcar, algodão, arroz, café, milho, soja, trigo, leite, carne, porco e frango. Ambas as medidas foram utilizadas por este estudo como indicadores de suporte às commodities.

O PNPC é uma medida de distorção de preços derivada da comparação entre preços domésticos e preços internacionais, e o NRA é uma medida de transferência de renda derivada da comparação entre transferências recebidas e valor da produção. Ambos refletem, de formas distintas, os efeitos que as políticas em vigor têm sobre os preços e rendas do setor agropecuário¹. A seguir é apresentada uma exposição mais detalhada da composição de cada uma das variáveis dependentes, seguida de uma análise descritiva destas variáveis para as 11 commodities, entre 1995 e 2019, no caso brasileiro.

¹ Para uma descrição detalhada da metodologia de cálculo, conferir o codebook da base de dados para o Brasil em: <https://stats.oecd.org/wbos/fileview2.aspx?IDFile=55367aee-4f7f-4f5a-8d4e-1c7ac7718232>. Acesso em 19/12/2022.

5.1.1 Producer Nominal Protection Coefficient (PNPC)

O PNPC é uma medida de suporte ao produtor doméstico que estima transferências de renda através de suporte de preços e pagamentos baseados em produção. O PNPC é um número dado pela razão de preços domésticos, mais pagamentos baseados em produção, sobre preços-referência internacionais². Para a commodity c ,

$$PNPC_c = \frac{\text{Preço doméstico de } c + \text{unidades de pagamento baseado em produção de } c}{\text{preço de fronteira de } c}$$

O preço doméstico é calculado como uma média dos preços de porteira efetivamente recebidos pelo produtor no mercado interno. Os pagamentos baseados em produção (*payments based on output*) incluem: a) transferência implícita derivada da diferença entre a taxa de juros de linhas de crédito de comercialização oferecida aos produtores e a taxa SELIC (juros preferenciais ou subsidiados); b) a diferença realizada entre os preços mínimos determinados pelo governo através de programas de preços mínimos, e os preços de mercado; c) pagamentos realizados pelo governo para estoque. Já o preço de fronteira é um preço internacional de referência, que é tomado como *proxy* do preço hipotético de livre-mercado (OECD, 2021).

O valor base de PNPC é 1, que indica ausência de distorções no preço doméstico relativo ao preço hipotético de livre-mercado; quando menor que 1, indica a distorção negativa do preço recebido pelo produtor doméstico frente ao preço de livre-mercado, isto é, indica a existência de uma ou mais políticas de apropriação da renda do produtor através da desvalorização de preços domésticos; quando maior que 1, indica uma distorção positiva sobre o preço recebido pelo produtor doméstico relativo ao preço de livre-mercado, isto é, indica a existência de uma ou mais políticas de suporte ou proteção do produtor através da valorização de preços domésticos.

É necessário destacar que a metodologia adotada pela OCDE considera valores negativos do diferencial de preços de mercado (*market price differential*), isto é, a diferença entre preços domésticos e preços internacionais, iguais a zero na ausência de barreiras à exportação. Na prática, isso significa que os valores de PNPC da base só podem ser

² Ambos os preços são calculados da porteira para dentro (*at farmgate*), isto é, excluindo os preços adicionados por intermediários, como o frete.

menores que 1 na presença de políticas de barreiras à exportação (como impostos, cotas ou restrições).

Este indicador reflete, portanto, a relação entre preços domésticos, influenciados por políticas locais de crédito e preços mínimos, entre outras políticas, e preços-referência internacionais, isentos dos efeitos destas políticas e, hipoteticamente, determinados somente pelo mercado. Assim, valores de PNPC diferentes de 1 capturam o efeito das preferências políticas relativas à produção de uma commodity (subsídio ou taxaço), e valores iguais a 1 significam preferência política por “neutralidade” ou não-intervenção nos mercados.

A maneira mais típica de ler o valor do PNPC é interpretá-lo como a fração ou porcentagem que os preços domésticos representam dos preços internacionais. Um PNPC com valor de 1,15 pode ser lido como um preço doméstico igual a 115% do preço referência (ou 15 pontos percentuais maior), enquanto um PNPC com valor de 0,9 pode ser lido como um preço doméstico igual a 90% do preço referência (ou 10 pontos percentuais menor).

5.1.2 Nominal Rate of Assistance (NRA)

O NRA não possui este nome na base de dados da OCDE, mas é chamado de *Single Commodity Transfers* (SCT). Utilizamos a nomenclatura de NRA pois encontramos ser equivalente à nomenclatura mais comumente utilizada na literatura (ANDERSON *et al.*, 2021; LOPES *et al.*, 2007). A definição de SCT na base OCDE é:

O valor monetário anual em transferências brutas de consumidores e contribuintes aos produtores agrícolas, medidos da porteira para dentro, derivadas de políticas diretamente ligadas à produção de uma única commodity, tal que o produtor deve produzir a commodity designada para receber o pagamento. [...] (OECD, 2021, p. 16)³

Ou seja, o NRA é a somatória de todos os valores transferidos da sociedade (consumidores e contribuintes) para um produtor agrícola mediante políticas condicionadas à produção de uma commodity específica. Nestes valores estão inclusos a) os pagamentos baseados em produção (*payments based on output*), já mencionados na descrição do PNPC; b) os pagamentos baseados em insumos variáveis (*payments based on variable input*), calculados como as transferências implícitas nos créditos de custeio, seguro rural, investimento e renegociação da dívida praticados a taxas diferentes da SELIC.

³ Tradução nossa.

Quando expresso em porcentagem (%NRA) “é o [NRA] da commodity expresso como participação das receitas brutas das fazendas para a produção daquela commodity específica (incluindo o suporte no denominador).”⁴ (OECD, 2021, p. 16), isto é, expressa o quanto as transferências de renda representaram na renda total do produtor daquela commodity, incluindo as próprias transferências. Em resumo, para a commodity c ,

$$\%NRA_c = \frac{\text{transferências baseadas na produção de } c}{(\text{valor da produção de } c + \text{transferências baseadas na produção de } c)}$$

O valor base do NRA expresso como porcentagem é 0%, que indica ausência de transferência implícita de renda da sociedade para a produção daquela commodity. Por padrão e para finalidade comparativa, este trabalho se refere ao NRA sempre como expresso em porcentagem. Valores positivos indicam que a renda do produtor é positivamente afetada pelas políticas de transferência, isto é, indicam suporte, pois há transferência de renda da sociedade em direção ao produtor; valores negativos indicam que a renda do produtor é apropriada por políticas de transferência, isto é, indicam ônus ou taxaço, pois há transferência de renda do produtor em direção à sociedade.

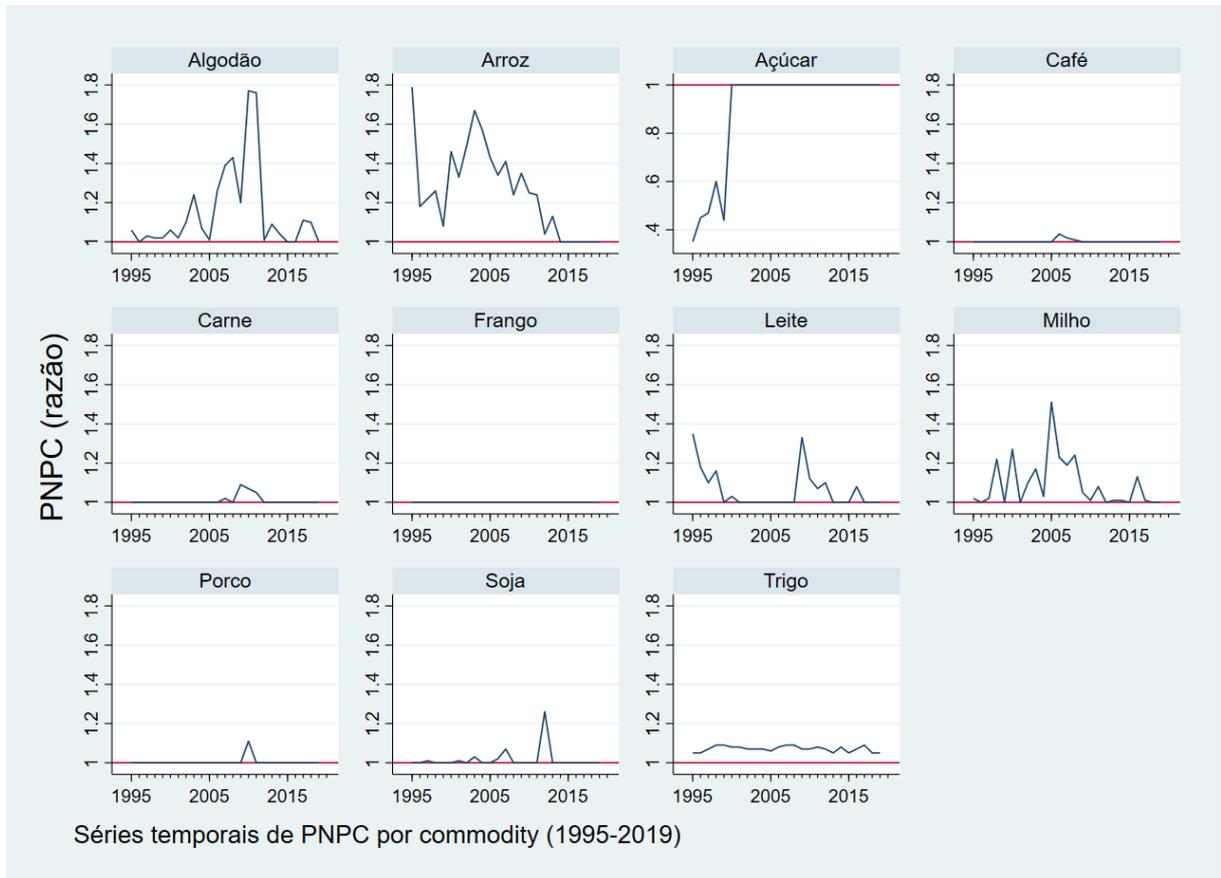
5.1.3 Estatísticas descritivas de PNPC e NRA

As Figuras 3 e 6 apresentam as séries temporais de PNPC e NRA para as 11 commodities selecionadas, entre 1995 e 2019. Iniciando a análise pelo PNPC (Figura 3), a primeira tendência a ser observada é que, com a exceção do açúcar, nenhuma outra commodity agropecuária apresentou valores de PNPC inferiores ao valor base (menores que 1). Isto se explica porque no início das séries já haviam sido suspensas todas as barreiras à exportação, exceto para o açúcar. No caso do açúcar, os preços domésticos eram fortemente desvalorizados até o ano de 1999, mas em 2000 o preço doméstico efetivamente recebido por produtores entra em relação de paridade com os preços internacionais. Isso é consequência da suspensão de barreiras de exportação vigentes até então.

Esta tendência corrobora o que a literatura já descreveu anteriormente: a transição gradual e desigual entre commodities, a partir da abertura econômica dos anos 1990, de políticas agrícolas fortemente intervencionistas e discriminatórias, para a integração

⁴ Tradução nossa.

Figura 3 – Séries temporais de PNPC por commodity (1995-2019)



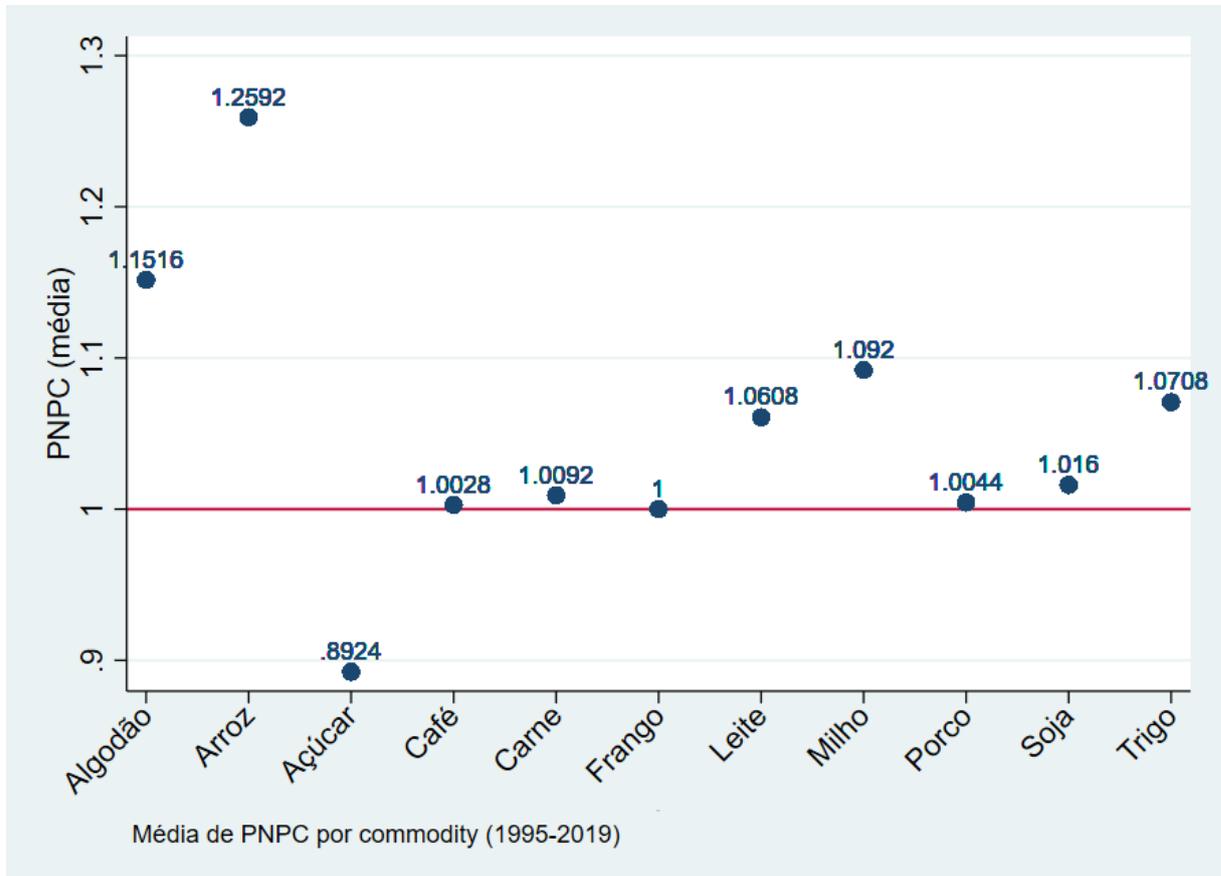
Fonte: Elaboração própria com dados da OECD (2021).

com os mercados internacionais e adoção de proteção seletiva de commodities específicas. Nota-se também que houve uma tendência de maiores níveis de suporte para arroz, leite e milho no início da série, quando essas commodities passaram pelos duros ajustes de custos resultantes das reformas econômicas da década de 1990.

A paridade de preços domésticos com preços internacionais é particularmente constante para açúcar (a partir de 2000), café, carne, frango, porco e soja. Por outro lado, produtores de algodão, arroz, leite, milho e trigo foram contemplados, em momentos distintos, com preços ora ligeiramente, ora consideravelmente superiores aos preços de referência, atingido picos de preços domésticos 77% maiores que o preço referência para o algodão em 2010, 79% para o arroz em 1995 (valor máximo observado entre todas as séries), 35% para o leite em 1995, e 51% para o milho em 2005. Outro fato interessante é que a série temporal do PNPC para o trigo, apesar de não contar com picos superiores a 9%, apresenta um comportamento único entre as séries pela pouca variabilidade e ausência de períodos em que o PNPC tendeu ao valor base. Destaca-se também que o leite é a única commodity pecuária a contar com uma série de valores de PNPC significativamente

superior a 1. Nota-se, assim, que as commodities mais subsidiadas para o caso brasileiro coincidem com aquelas tipicamente mais subsidiadas a nível global.

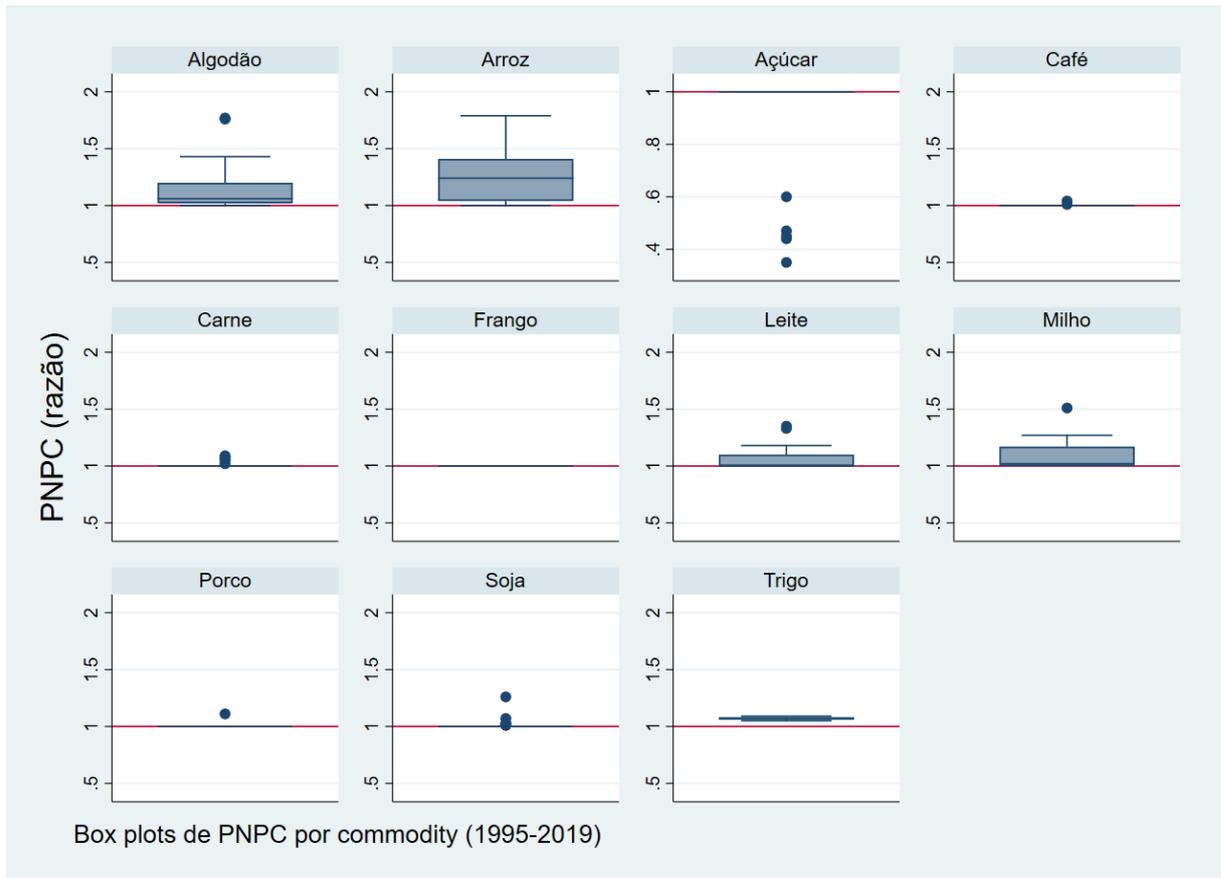
Figura 4 – Média de PNPC por commodity (1995-2019)



Fonte: Elaboração própria com dados da OECD (2021).

Quando considerados os valores médios para todo o período (Figura 4) nota-se que o açúcar apresenta a menor média, devido aos valores *outliers* baixos no início da série, embora a partir de 2000 os valores tendam a 1. Arroz e algodão foram as duas commodities que apresentaram maiores níveis de PNPC. Na média para o período, o preço doméstico do arroz foi cerca de 25% superior ao preço referência, e o do algodão, 15%. Já leite, milho e trigo apresentaram, na média para o período, níveis de distorção positiva de preços domésticos entre 6% a 9%. A Figura 5 apresenta os *box plots* dos valores de PNPC para cada commodity.

No entanto, quando se analisa a tendência geral do PNPC das commodities no tempo percebe-se que, apesar das flutuações, há uma convergência de todas as séries em direção a valores mais próximos de 1. Esta tendência ocorre especialmente de forma mais clara a partir de 2012, quando se observa tendência de queda nos níveis de suporte para algodão, arroz, leite, milho e trigo.

Figura 5 – *Box plots* de PNPC por commodity (1995-2019)

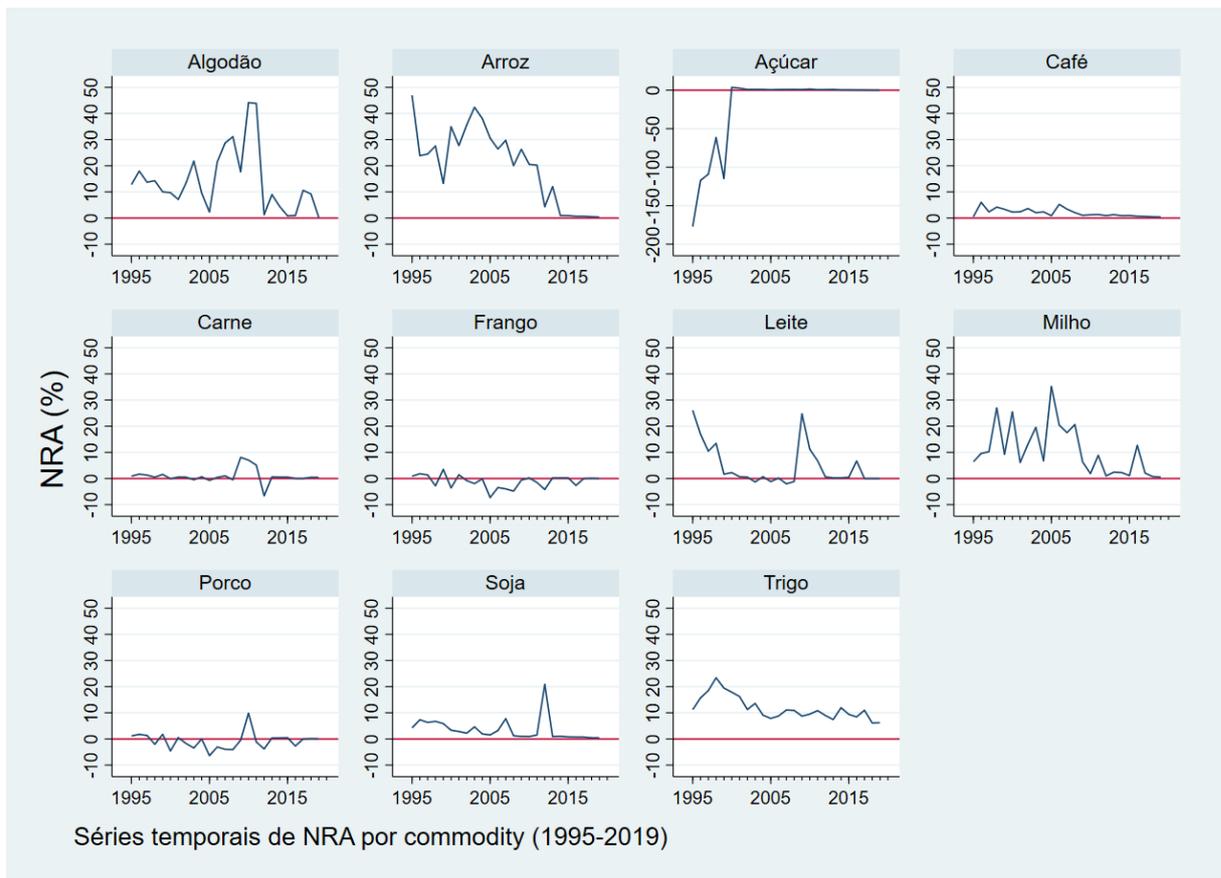
Fonte: Elaboração própria com dados da OECD (2021).

Partindo para a análise das séries temporais de NRA (Figura 6), pode-se se observar uma figura geral muito parecida pela sugerida pelas séries do PNPC. Isto já era esperado uma vez que as políticas de suporte de preços compõem ambos indicadores. Mas há algumas diferenças. A primeira é que o NRA assume valores abaixo do valor base (menores que 0%) não somente para o açúcar, mas também para as quatro commodities pecuárias (carne, porco, frango e leite)⁵. No caso do açúcar, os valores do começo da série são *outliers* e atingiram o valor mais baixo em 1995, com -177%, razão pela qual o açúcar apresenta o menor valor médio entre todas as commodities. Estes valores *outliers* são decorrentes da apropriação de renda do produtor ocasionada pelo grande diferencial entre preços

⁵ Como mencionado, esta diferença reside nas escolhas metodológicas da construção dos dados. No caso do PNPC, que é um indicador baseado numa relação entre preços domésticos e internacionais, os pesquisadores da OCDE optaram por interpretar que a ausência de barreiras à exportação garante, teoricamente, a paridade de preços domésticos com preços internacionais, pois permite a arbitragem, caso no qual valores menores que 1 são automaticamente equiparados a 1. Já o NRA é baseado na relação entre as transferências recebidas e a renda do produtor, não incluindo uma comparação com o setor externo. Assim, fica claro que o PNPC é uma medida que destaca como as políticas locais influenciam a relação entre mercados domésticos e setor externo, e o NRA destaca como as políticas locais afetam as transferências de renda a nível doméstico, entre produtores e sociedade (contribuintes e consumidores).

domésticos e internacionais, que era imposto pelos mecanismos de restrição às exportações, suspensos a partir de 2000. Porém, a tendência a partir de 2000 é de estabilidade próximo ao valor base, o que indica não somente que as barreiras à exportação foram extintas, mas também que a renda do produtor nacional de fato convergiu com o mercado internacional.

Figura 6 – Séries temporais de NRA por commodity (1995-2019)



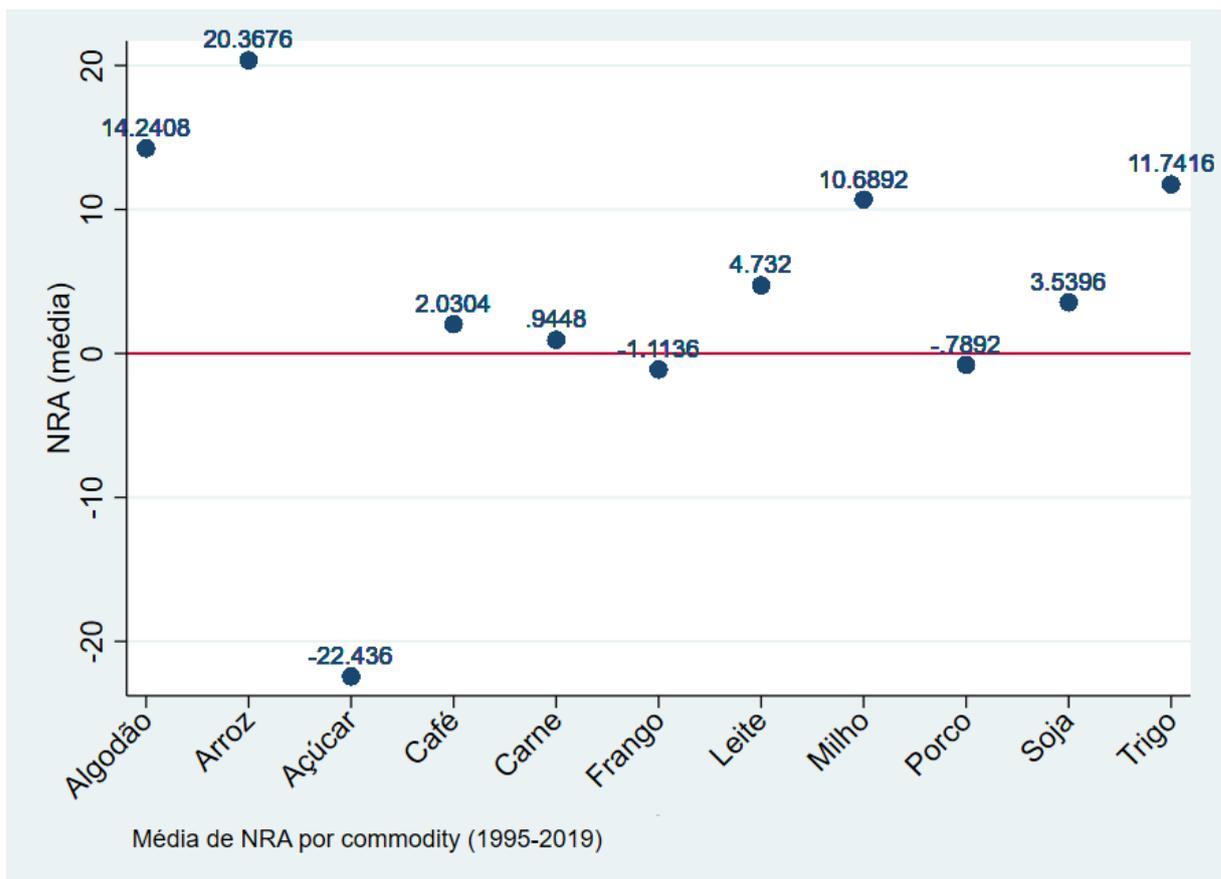
Fonte: Elaboração própria com dados da OECD (2021).

No âmbito das commodities pecuárias, a figura geral para frango e porco é de transferência sistemática da renda de produtores em direção aos consumidores, embora a níveis pequenos, visto que os valores médios de NRA (Figura 7) para estas commodities são negativos (-1,1% e -0,7%, respectivamente), tendo atingido picos negativos de -6,4% em 2005 para porco e -7,3% para frango no mesmo ano. A carne se destaca por ser a commodity pecuária com a menor variabilidade, tendo a série quase constantemente próxima do valor base, exceto entre os anos 2009 e 2013, quando oscilou entre 7% e -6,6%, retornando em seguida a valores próximos de 0. Por fim, o leite se destaca, assim como no caso do PNPC, por ser a única commodity pecuária a contar com períodos de suporte significativo, e apresenta uma média de 4,7% para o período. Entretanto, percebe-se que o

padrão de suporte ao leite é esporádico, constituído de picos (26% em 1995 e 24,7% em 2009), seguidos de queda e períodos de estabilidade próximos ao valor base.

No caso do NRA das commodities agrícolas (açúcar, algodão, arroz, café, milho, soja e trigo), em primeiro lugar nota-se a ausência de valores inferiores ao valor base (menores que 0%) – com a exceção já mencionada do açúcar antes de 2000. É possível separar as commodities agrícolas em dois conjuntos. O primeiro, constituído por café, soja e açúcar (excetuando-se os valores anteriores a 2000), apresenta níveis de NRA constantemente próximos do valor base, com médias próximas de 0%, e poucos picos ocasionais, sendo o maior deles de 21% para a soja em 2012. Já o segundo conjunto é constituído por algodão, arroz, milho e trigo, cujos valores de NRA foram sistematicamente superiores ao valor base.

Figura 7 – Média de NRA por commodity (1995-2019)

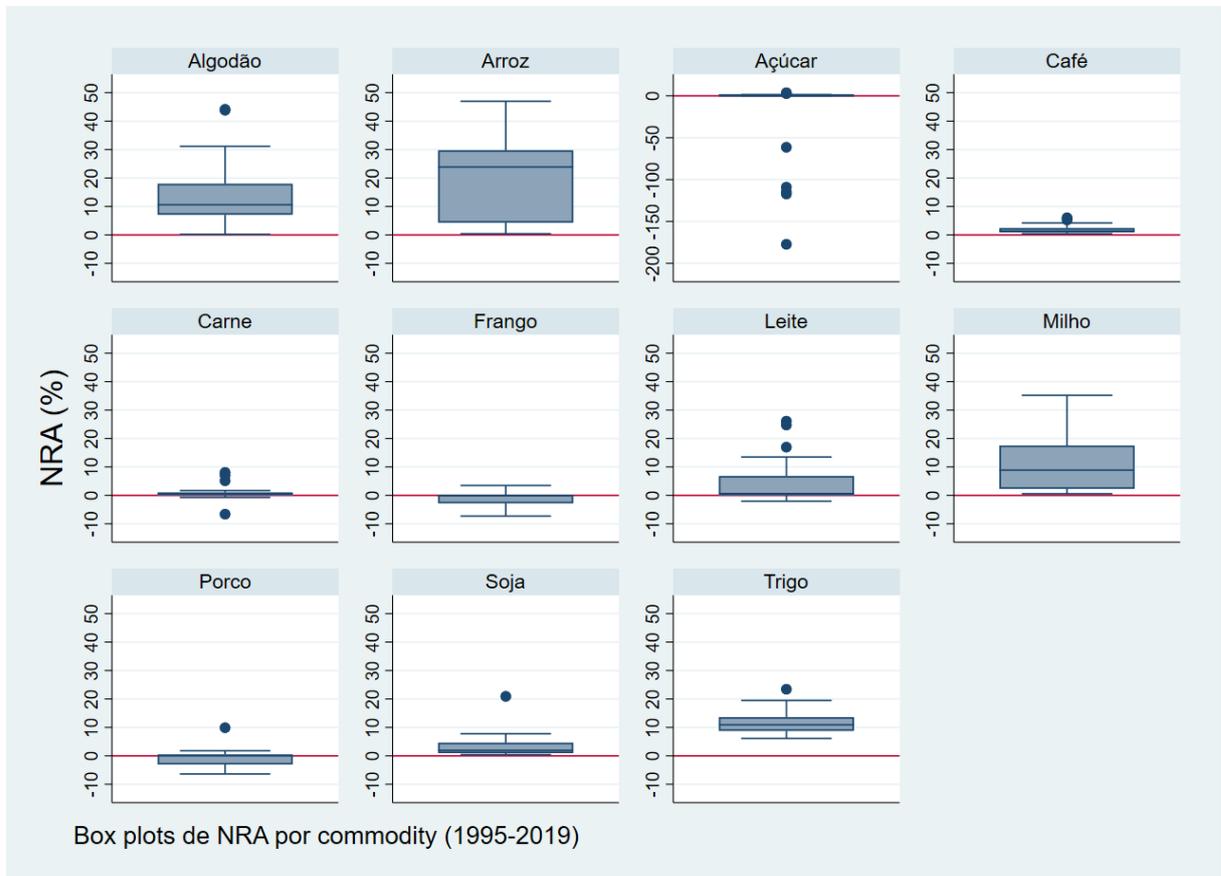


Fonte: Elaboração própria com dados da OECD (2021).

O arroz apresentou a maior média de NRA entre todas as commodities (20,3%) e também valor máximo entre todas as séries (47%, em 1995). Já o algodão apresenta a segunda maior média de NRA (14,2%) e teve seu maior valor registrado em 44,2% no ano de 2010. O milho tem uma média um pouco menor (10,6%) e uma série marcada

por mais variabilidade. As séries de NRA para algodão, arroz e milho são semelhantes entre si não somente no que diz respeito a níveis maiores de suporte ao longo do período (comparativamente a café, soja e açúcar), mas também à queda acentuada no fim do período, quando as três tendem ao valor base. Em contraste, o trigo apresenta um comportamento particular devido à ausência de grandes picos, com suporte relativamente baixo, com média de 11%, porém mais constante e sem períodos de aproximação ao valor base. A Figura 8 apresenta os *box plots* dos valores de NRA para cada commodity.

Figura 8 – *Box plots* de NRA por commodity (1995-2019)

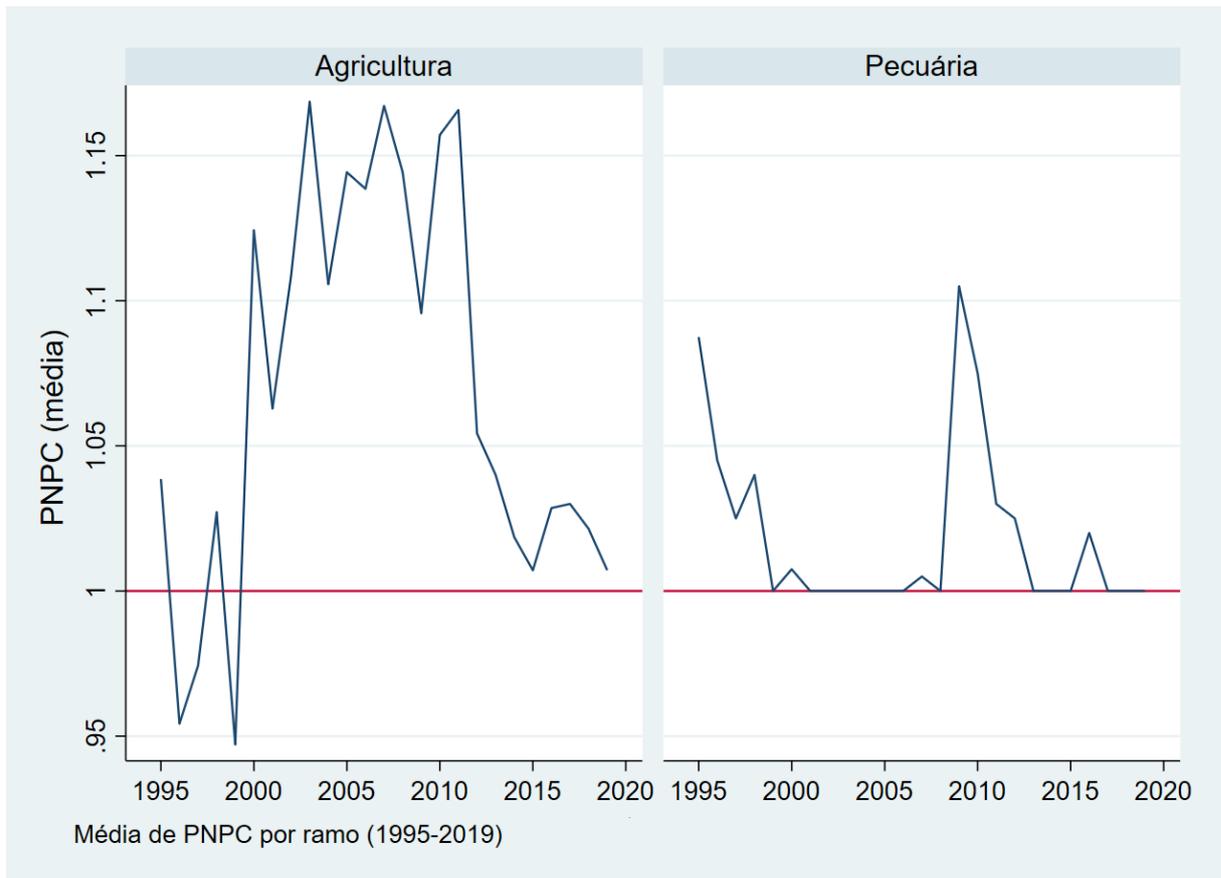


Fonte: Elaboração própria com dados da OECD (2021).

Observando as médias de PNPC por agregado setorial (Figura 9), é notável que os níveis de suporte são sistematicamente maiores para as commodities agrícolas ao longo do período. A média de PNPC para o agregado das commodities agrícolas (açúcar, algodão, arroz, café, milho e trigo) esteve acima de 1,1 entre 2000 e 2012, algumas vezes atingindo valores acima de 1,15, lembrando que os valores *outliers* do açúcar explicam as médias mais baixas do início da série. Assim, as commodities agrícolas, em média, contaram com preços domésticos entre 10% a 15% superiores aos preços de referência entre 2000 e 2012, quando passaram a apresentar tendência de queda nos níveis de suporte de preços. Já no

caso da média de PNPC para o agregado das commodities pecuárias (leite, carne, porco e frango), nota-se que a linha de evolução da série é muito similar à linha do leite, pois a variabilidade das outras commodities é baixa. Neste sentido, é possível observar que as commodities pecuárias constituem dois grupos com evoluções distintas: o leite, com nível de suporte de preços mais elevado, e as carnes (bovina, porcina e aviária), com níveis de suporte de preço quase inexistentes.

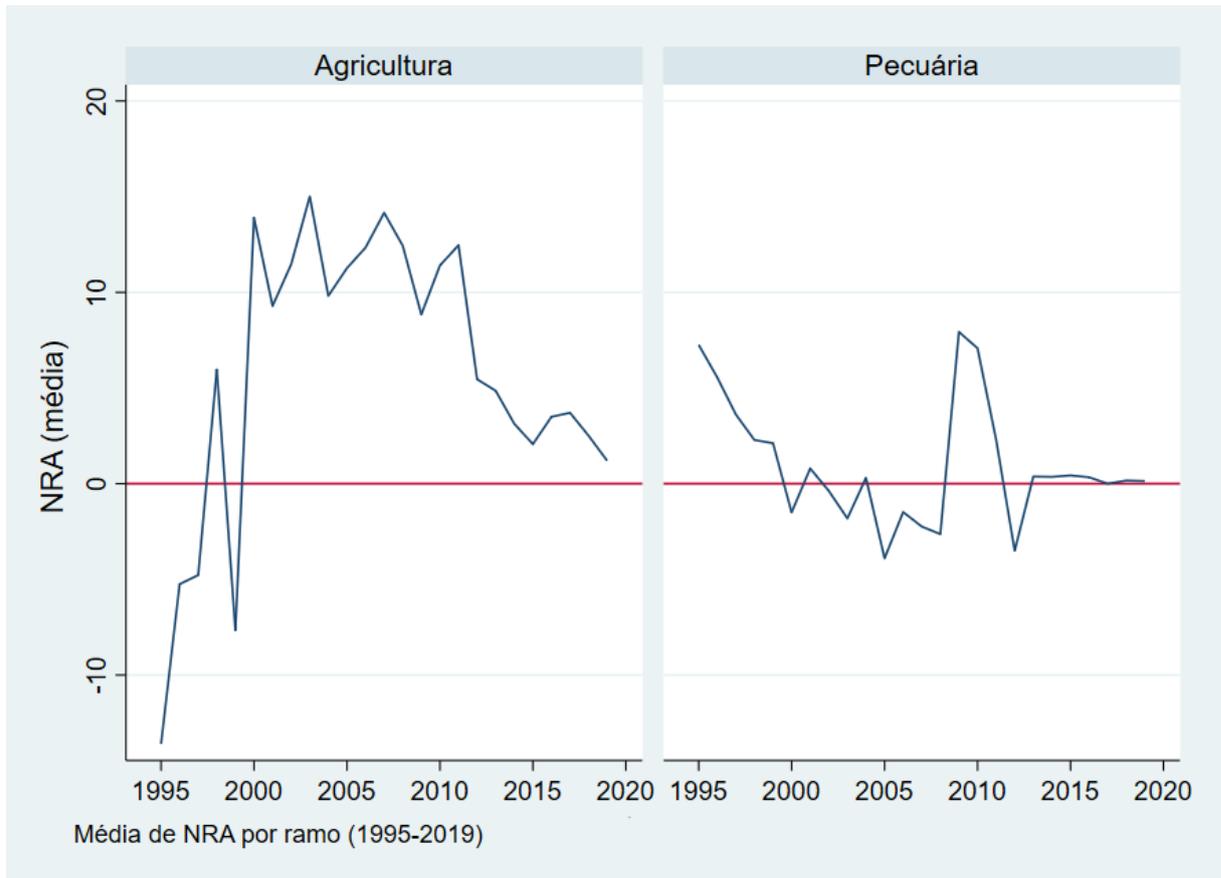
Figura 9 – Média de PNPC por ramo (1995-2019)



Fonte: Elaboração própria com dados da OECD (2021).

Com relação à média de NRA para os agregados setoriais (Figura 10), nota-se um padrão semelhante. A média para o agregado agrícola oscilou entre 10 a 14% entre 2000 a 2012, quando passou a cair, sendo que os valores *outliers* do açúcar novamente explicam os valores mais baixos do início da série. Já o agregado das commodities pecuárias apresenta valores médios de NRA frequentemente inferiores ao valor base, com exceção dos anos em que o suporte recebido pelo leite ocasionou aumento da média do agregado, evidenciando que os níveis de suporte de renda para commodities pecuárias também se comporta de forma distinta para leite e carnes (bovina, pecuária e aviária).

Figura 10 – Média de NRA por ramo (1995-2019)



Fonte: Elaboração própria com dados da OECD (2021).

5.1.4 Matriz de correlação entre painéis

Uma informação relevante a ser investigada é o grau de correlação dos valores das variáveis dependentes PNPC e NRA entre os painéis do estudo, isto é, entre as 11 commodities selecionadas, o que está apresentado nas Tabelas 8 e 9. Um alto grau de correlação entre os valores das variáveis dependentes para os painéis tornaria mais fracas as hipóteses que buscam explicar sua variação a partir das características individuais dos painéis. Por outro lado, estas hipóteses se tornam mais justificadas caso haja baixo grau de correlação entre os valores das variáveis dependentes para os painéis.

No caso do PNPC, observa-se uma matriz com pares de correlação em geral baixos, com apenas três correlações acima de 0,5 e valor máximo observado de 0,66. Já no caso do NRA, observa-se uma matriz de correlação com valores um pouco maiores, apresentando onze pares de correlação acima de 0,5 e valor máximo de 0,76. Uma investigação mais detalhada das razões que explicam a correlação de cada par de commodities exigiria a

decomposição individual de cada valor de PNPC e NRA, esforço que foge ao escopo deste trabalho. No entanto, é possível destacar algumas tendências gerais.

Tabela 8 – Matriz de correlação entre painéis - PNPC

Matriz de correlação entre painéis - PNPC											
	Algodão	Arroz	Açúcar	Café	Carne	Frango	Leite	Milho	Porco	Soja	Trigo
Algodão	1,00										
Arroz	0,15	1,00									
Açúcar	0,28	-0,15	1,00								
Café	0,25	0,13	0,16	1,00							
Carne	0,66	0,07	0,19	-0,05	1,00						
Frango	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	1,00					
Leite	0,02	0,29	-0,52	-0,20	0,48	0,00	1,00				
Milho	0,07	0,38	0,20	0,33	-0,11	0,00	-0,18	1,00			
Porco	0,59	-0,01	0,10	-0,07	0,53	0,00	0,12	-0,14	1,00		
Soja	-0,06	-0,11	0,13	0,10	-0,07	0,00	0,02	-0,08	-0,06	1,00	
Trigo	0,30	0,03	0,09	0,31	0,09	0,00	-0,22	0,26	-0,01	0,08	1,00

Fonte: Elaboração própria com dados da OECD (2021).

Tabela 9 – Matriz de correlação entre painéis - NRA

Matriz de correlações entre painéis - NRA											
	Algodão	Arroz	Açúcar	Café	Carne	Frango	Leite	Milho	Porco	Soja	Trigo
Algodão	1,00										
Arroz	0,34	1,00									
Açúcar	0,03	-0,29	1,00								
Café	0,25	0,40	-0,27	1,00							
Carne	0,58	0,17	-0,05	0,01	1,00						
Frango	-0,07	-0,16	-0,47	0,03	0,35	1,00					
Leite	0,20	0,31	-0,62	0,05	0,53	0,30	1,00				
Milho	0,13	0,54	0,01	0,41	-0,14	-0,69	-0,10	1,00			
Porco	0,27	-0,16	-0,29	-0,08	0,56	0,76	0,37	-0,65	1,00		
Soja	-0,10	0,06	-0,26	0,26	-0,54	-0,17	0,04	0,03	-0,21	1,00	
Trigo	0,07	0,33	-0,50	0,53	-0,01	0,22	0,21	0,36	0,03	0,28	1,00

Fonte: Elaboração própria com dados da OECD (2021).

A relativa independência dos valores se explica, provavelmente, pelo uso das políticas de preço mínimo (PPM) e crédito de comercialização como principais mecanismos de suporte à agropecuária no período, uma vez que estes são determinados individualmente commodity a commodity. A provável razão pela qual os valores de NRA são em geral mais correlacionados que os valores de PNPC é que o NRA conta em sua composição não somente com as transferências advindas de políticas de garantia de preços, mas também com pagamentos baseados em insumos variáveis (*payments based on input*), que incluem linhas de crédito que não são exclusivas para commodities individuais ou possuem condições

similares para mais de uma commodity, como crédito de custeio, seguro rural e programas para agricultura familiar. Por fim, cada par de correlação pode ser afetado por dinâmicas de mercado específicas a cada par ou conjunto de commodities, como relações de insumo ou de bens substitutos, que influenciam também os valores dos próprios indicadores.

5.2 Descrição das variáveis explicativas de interesse e de controle

As variáveis explicativas inseridas no modelo foram selecionadas para controlar tanto quanto possível pelos efeitos já conhecidos ou supostos pela literatura, e podem ser divididas em três grandes conjuntos: 1) variáveis de “Ação Coletiva”, que é o conjunto de interesse que este estudo busca testar, e representam o lado da demanda por subsídios, isto é, a capacidade relativa de lobby dos grupos de interesse; 2) variáveis de “Objetivo do governo”, que representam o lado da oferta do por subsídios, e abrangem as hipóteses relativas aos incentivos e custos políticos e econômicos do governo e reguladores, bem como os efeitos que o contexto macroeconômico pode ter sobre os níveis de subsídios; 3) variáveis de “Indicadores de comércio”, que abrangem a hipótese do viés anticomércio e controlam por preços internacionais.

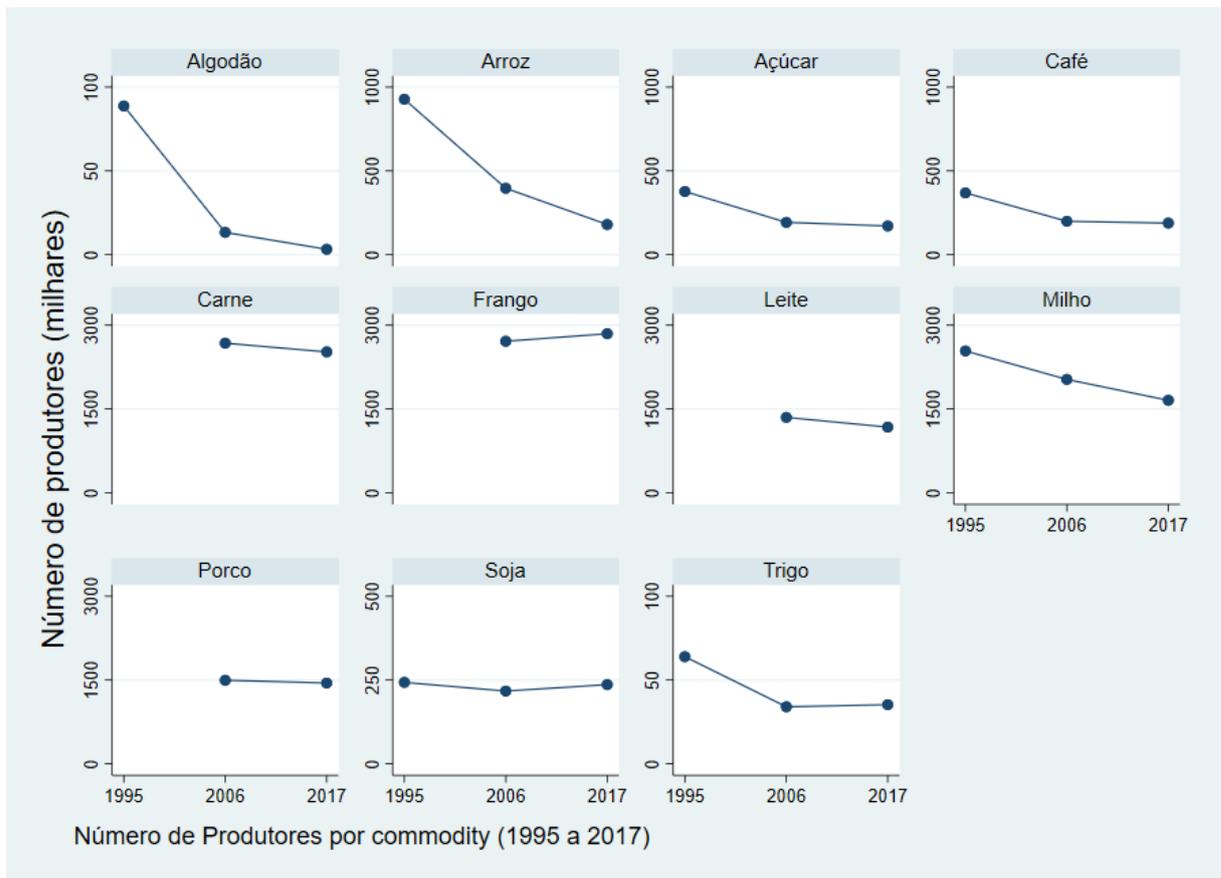
5.2.1 Variáveis de interesse - Ação coletiva

O primeiro conjunto de variáveis explicativas representa o lado da demanda no mercado da regulamentação, ou o lobby de grupos de interesse, através da hipótese Olson/Becker. Nesta hipótese, o lobby pela obtenção de distorções positivas (mais subsídios), ou a diminuição das distorções negativas (menos impostos) é o bem coletivo ofertado pelos grupos de produtores das commodities a seus membros. A variação (positiva/negativa) dos índices de suporte é tomada como efeito (sucesso/fracasso) do lobby. Uma vez que os grupos de interesse estão em disputa por um orçamento limitado, a probabilidade do sucesso da ação coletiva depende do custo relativo de organização da ação coletiva, que deve ser menor quanto menor e mais heterogêneo for o grupo em comparação aos demais. Em acordo com as variáveis tipicamente utilizadas pela literatura para representar a hipótese Olson/Becker, o conjunto “Ação Coletiva” inclui quatro variáveis: “Número de

produtores” (*nroprod*), “Concentração geográfica da produção” (*concpred*), “Produção média por fazenda” (*prodmed*) e “População rural” (*poprural*).

nroprod: A variável “Número de produtores” reflete o número de unidades produtivas (fazendas) de cada commodity. A Figura 11 mostra os dados de número de produtores da amostra, em milhares, por commodity (observe-se que a escala do eixo *y* é individualizada para cada gráfico).

Figura 11 – Número de produtores por commodity (1995-2019)



Fonte: Elaboração própria.

O número de unidades produzindo uma commodity é um dado levantado pelo IBGE apenas durante os censos agropecuários (1995, 2006 e 2017). Por isso, os valores para os outros anos (inclusive 2018 e 2019) foram estimados por interpolação linear. Note-se também que as variáveis pecuárias (carne, frango, porco e leite) não possuem dados anteriores a 2006, pois o censo agropecuário de 1995 não levantou esta informação de forma desagregada por tipo de criação. A ausência destes dados faz com que esta variável tenha o maior número de valores omissos de toda a base. Além disso, como descrito na seção 4.6, trata-se de uma variável não-estacionária, que deve ser inserida no modelo como primeira diferença, o que leva à perda de uma linha. Por conta disso sua inserção no modelo

de regressão ocasiona a perda de 44 observações, de uma amostra de 275. Ainda assim, decidiu-se por mantê-la no modelo devido à sua relevância teórica, já que o tamanho do grupo de interesse é um componente crucial da teoria da ação coletiva.

Com relação à evolução das séries, pode-se notar uma clara tendência geral de queda no número de produtores entre 1995 e 2017 para a maioria das commodities. Os casos mais claros são o algodão, que registrou uma queda de cerca de 90 mil para cerca de 3 mil produtores (queda de 96%), e o arroz, cuja queda foi de cerca de 900 mil para cerca de 80 mil produtores (queda de 80%). Açúcar, café, carne, leite, milho e trigo também apresentaram queda no número de produtores, porém menos acentuadas, enquanto porco e soja apresentaram estabilidade. A única commodity a registrar um aumento no número de estabelecimentos produtores foi o frango, que passou de cerca de 2,7 milhões em 2006 para 2,9 milhões em 2017.

Segundo a hipótese da ação coletiva, grupos maiores estão sujeitos a maiores custos de organização devido a: a) diluição da relação entre investimento e retorno da contribuição de cada indivíduo para a obtenção do bem coletivo; b) maiores custos operacionais de organização como comunicação, barganha, pessoal, infra estrutura, etc. A teoria da ação coletiva é particularmente adequada aos mercados agrícolas por serem mercados tipicamente próximos de perfeitamente competitivos, já que são constituídos de muitos produtores que, individualmente, são incapazes de determinar os preços, isto é, são tomadores de preço (seus produtos são, por definição, commodities). Além da estrutura de mercado perfeitamente competitiva, a natureza da produção agrícola, que é geograficamente dispersa e fora de zonas urbanas, corrobora, em princípio, a hipótese da comunicação custosa. Assim, espera-se que “Número de produtores” possua efeito negativo sobre as variáveis dependentes.

A variável “Número de produtores” também pode ser vista do ponto de vista da hipótese das indústrias decadentes (*declining industries*) (HILLMAN, 1982). Esta hipótese supõe que as preferências políticas tendem a privilegiar a alocação de subsídios em atividades econômicas em decadência, seja por considerações sociais (como evitar o declínio de renda e desemprego de um setor) ou por interesse próprio dos reguladores em maximizar seu apoio político mediante a barganha dos subsídios para setores que apresentam maior demanda e, portanto, dispostos a pagar mais pelo suporte. Em qualquer caso, também se espera que o efeito da variável “Número de produtores” seja negativo.

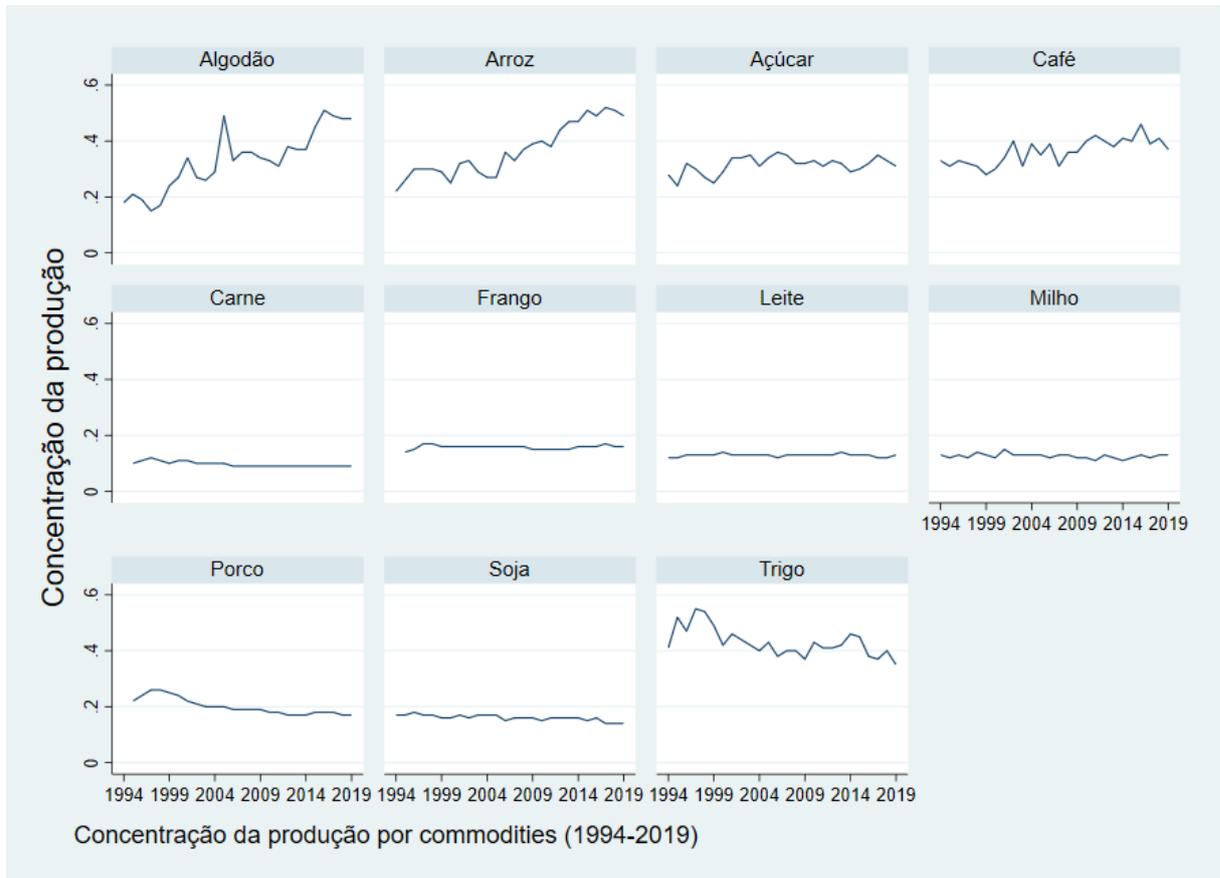
concprod: a variável “Concentração geográfica da produção” busca refletir a heterogeneidade interna dos grupos de produtores, e foi calculada como um índice Herfindahl-Hirschman (HHI) da participação dos estados na produção de cada commodity. A teoria da ação coletiva supõe que a concentração de um grupo deve aumentar a probabilidade do oferecimento de bens coletivos, pois os membros com maior participação no mercado possuem incentivos para custear a organização de todo o grupo, uma vez que recebem como retorno um valor maior do que os custos, ou seja, toleram custear os caronas. Além disso, segundo Olson (1985), a proximidade geográfica reduziria drasticamente os custos fixos da comunicação, especialmente tratando-se do ambiente rural, no qual as grandes distâncias são barreiras para a disseminação de informação e organização da ação coletiva. Portanto, espera-se que “Concentração geográfica da produção” tenha efeito positivo sobre as variáveis dependentes.

A Figura 12 apresenta a evolução dos valores do índice HHI calculados para as 11 commodities, entre 1994 e 2019. A participação de cada estado no valor da produção de cada commodity para os anos de 1995 e 2019 pode ser conferida no APÊNDICE B, que apresenta os mapas da distribuição geográfica da produção.

Comparando os resultados da Figura 12 e dos mapas de distribuição geográfica da produção no APÊNDICE B, algumas tendências podem ser observadas. A primeira é o considerável aumento da concentração geográfica da produção de algodão e arroz, resultado da já observada queda muito expressiva no número de produtores que afetou estas commodities. No caso do algodão, este aumento da concentração foi acompanhado de um deslocamento geográfico da produção, que em 1995 estava concentrada principalmente no Paraná (38%) e em São Paulo e (21%), mas em 2019 passou a se concentrar no Mato Grosso (65%) e na Bahia (24%). Já no caso do arroz, apesar do aumento da concentração da produção, não foi observado um deslocamento geográfico da produção semelhante ao do algodão, mas uma concentração ainda maior no principal estado produtor, o Rio Grande do Sul, que passou de representar 48% da produção em 1995 para 69% em 2019.

Assim como no caso do arroz, a cana de açúcar e o café também apresentaram aumento da concentração da produção em seus principais estados produtores, respectivamente São Paulo e Minas Gerais, embora em níveis menores. O trigo, por sua vez, se destaca pela série histórica de elevada e constante concentração na região Sul do país. O índice, no entanto, apresenta tendência de queda porque o Rio Grande do Sul, segundo

Figura 12 – Concentração geográfica da produção por commodity (1994-2019)



Fonte: Elaboração própria.

maior produtor atrás do Paraná, passou a ter maior relevância na sua produção, evoluindo de 20% em 1995 para 37% em 2019.

A segunda tendência, que pode ser observada principalmente através dos mapas de distribuição do APÊNDICE B, é o crescimento da importância da região centro-oeste na produção de algumas commodities, especialmente o estado do Mato Grosso. Alguns exemplos podem ser destacados, como o já citado deslocamento da produção de algodão do Paraná para o Mato Grosso. Os estados nordestinos de Alagoas e Pernambuco representavam a segunda mais importante região produtora de cana de açúcar, atrás de São Paulo, em 1995, mas em 2019 este lugar passou a ser ocupado por Goiás (12%), Minas Gerais (10%) e Mato Grosso do Sul (8%). Na distribuição da produção de carne bovina, pode-se observar uma tendência de deslocamento do centro-sul para o centro-oeste e norte, sendo que o Mato Grosso, que representava apenas 7% da produção em 1995, passou a ser o maior produtor em 2019 com 18% da produção. Tendências similares podem ser observadas para o milho, cujo maior produtor em 1995 era o Paraná (22%), posto que foi

ocupado em 2019 pelo Mato Grosso (25%), e para a soja, cujo maior produtor em 1995 era o Rio Grande do Sul (24%), posto ocupado em 2019 também pelo Mato Grosso (26%).

A última tendência a ser destacada é que, apesar destes e outros deslocamentos que podem ser observados na distribuição geográfica da produção das commodities selecionadas, os níveis de concentração são relativamente constantes para carne, frango, leite, milho, porco e soja.

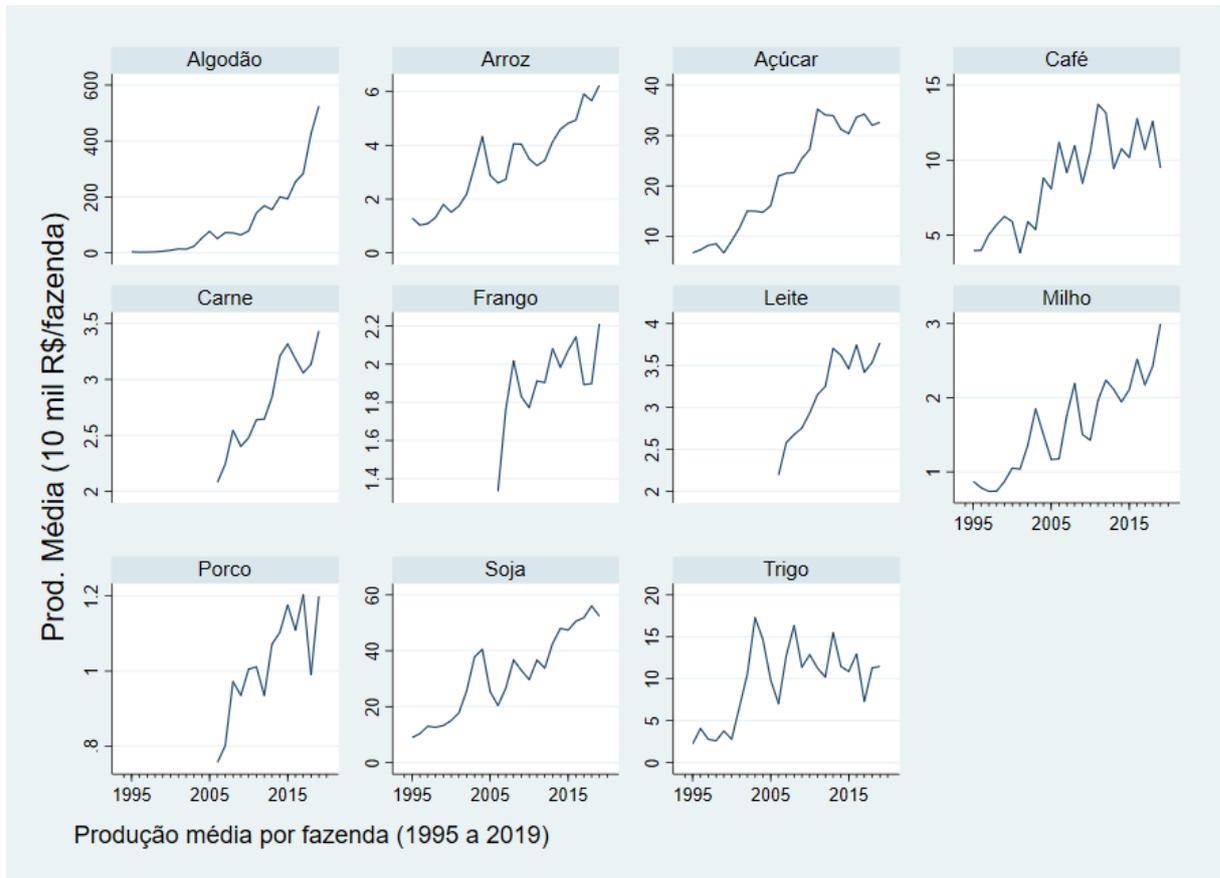
prodmed: a variável “Valor médio da produção” foi calculada como o valor nacional da produção da commodity dividido pelo número de produtores da commodity no mesmo ano. Esta medida busca refletir a dimensão econômica da heterogeneidade interna dos grupos de produtores, na qual maiores valores de produção média por fazenda devem representar grupos mais heterogêneos e concentrados.

A Figura 13 apresenta valores da produção média por fazenda por commodity para os anos de 1995 a 2019 (note-se que a escala do eixo *y* é individualizada para cada gráfico). Note-se também que, uma vez que o número de produtores não está disponível para leite, carne, porco e frango nos anos anteriores a 2006, só foi possível calcular o valor médio da produção destas commodities a partir de 2006. Os valores foram deflacionados com base em 2019 utilizando o deflator implícito do PIB brasileiro.

A tendência mais clara a ser observada é que todas as commodities passaram por aumentos nos valores reais da produção média por fazenda no período. Pelo menos três explicações podem ser sugeridas para esta tendência: a já observada redução do número de produtores, o aumento da produtividade da agropecuária brasileira amplamente relatado pela literatura, e a variação dos preços das commodities nos mercados internacionais. No entanto, se observarmos a tabela de correlação de variáveis (Tabela 3, página 55), veremos que Produção Média e Preços Internacionais apresentam um coeficiente de correlação de apenas 0,07, sugerindo então que as duas primeiras explicações são mais pertinentes: de forma geral as commodities passaram a ser produzidas por menos produtores mais produtivos.

Analisando a evolução no período por commodities, pode-se observar que o algodão é a que experimentou o maior salto de valor de produção médio por fazenda, indo de uma produção anual de cerca de 40 mil reais por fazenda em 1995 para cerca de 5 milhões de reais por fazenda em 2019, um aumento de cerca de 125 vezes. Como já observado anteriormente, o número de produtores de algodão despencou na ordem de 96% no período, sugerindo um salto de produtividade imenso. Outras duas commodities que apresentaram

Figura 13 – Valor médio da produção por fazenda por commodity (1995-2019)



Fonte: Elaboração própria.

um aumento expressivo da produção média por fazenda foram o açúcar, que passou de cerca de 50 mil reais por fazenda em 1995 para cerca de 350 mil reais por fazenda em 2019 (aumento de 7 vezes), e a soja, que foi de cerca de 100 mil reais por fazenda em 1995 para cerca de 500 mil reais por fazenda em 2019 (aumento de 5 vezes). Todas as outras commodities também apresentaram ganhos de produção média ao longo do período, embora em proporções menores.

Contudo, apesar do ganho experimentado por todas as commodities ao longo do período, é notável que a média de valor produzido por fazenda varia enormemente de nível quando comparadas as commodities entre si. As commodities pecuárias se destacam por apresentarem baixo valor médio anual de produção por unidade produtiva, variando entre menos de 10 mil reais a quase 40 mil reais por fazenda. Entre as commodities agrícolas, o arroz e o milho apresentam os menores níveis de produção média por fazenda, variando na ordem de 18 mil reais a 60 mil reais para o arroz, e na ordem de menos de 10 mil reais a 30 mil reais para o milho. Com a exceção já mencionada do algodão, as commodities cana de

açúcar, café, soja e trigo apresentam valores maiores de produção média por fazenda, que no final do período abordado variou entre cerca de 100 mil reais a cerca de 500 mil reais.

Por um lado, grupos mais heterogêneos devem apresentar maior produção média por unidade, visto que o valor da produção deve estar mais concentrado em menos indivíduos. Por outro lado, esta variável também pode ser entendida como uma *proxy* para a dimensão dos recursos econômicos que o grupo dispõe para custear a organização da ação coletiva, isto é, seu poder econômico médio. Assim, para ambos os casos se espera que “Valor médio da produção” apresente efeito positivo sobre as variáveis dependentes.

poprural: a variável “População Rural” é a porcentagem da população brasileira vivendo em zonas rurais, e foi inserida no modelo para controlar pela transformação demográfica de longo prazo que marca a transição de uma economia rural a uma economia moderna. A urbanização da população é um preditores mais eficazes de proteção à agricultura entre países, pois está fortemente associado com o desenvolvimento econômico. Se nos anos 1970 e 1980 o desenvolvimento e a modernização econômica eram associados a economias mais industrializadas, a partir dos anos 1990 e especialmente 2000 o desenvolvimento econômico passou a estar associado com economias mais baseadas em serviços, mas ambos estão associados com menores índices de população rural.

A Figura 14 apresenta a evolução da população rural brasileira. A tendência geral é de queda significativa ao longo do período. Em 1995, a população rural representava cerca de 23% da população brasileira, enquanto em 2019 passou a representar menos de 14%. Apenas a título de comparação, segundo dados do Banco Mundial (WORLD BANK, 2021), em 2019 a população rural dos EUA era de 18%, da França era 19%, da Holanda, 8%, e da Austrália, 14%, enquanto da Nigéria era 48%, África do Sul, 33%, Índia, 66%, e México, 20%. Assim, pode-se afirmar que a população rural brasileira em 2019 apresenta níveis mais similares aos dos países desenvolvidos exportadores de commodities, do que dos países em desenvolvimento exportadores de commodities.

Na perspectiva da ação coletiva, a diminuição do número de produtores rurais tenderia a diminuir os custos de sua organização relativamente ao custo da organização dos crescentes setores urbanos (industriais ou de serviço). Assim, a inserção da variável “População rural” busca testar o possível efeito de aumento geral dos subsídios à agricultura resultantes da melhor organização do setor agrícola como um todo. Portanto, o efeito esperado de “População rural” sobre as variáveis dependentes é negativo.

Figura 14 – População rural (1995-2019)



Fonte: Elaboração própria.

5.3 Variáveis de controle

5.3.1 Objetivos macroeconômicos do governo

O segundo conjunto de variáveis representa o lado da oferta no mercado da proteção, isto é, o regulador, seus interesses e constrangimentos. O conjunto está composto por quatro grandes objetivos: social, fiscal, câmbio e inflação.

As variáveis do objetivo “Social” buscam controlar pelos efeitos dos incentivos socioeconômicos que podem levar os reguladores a concederem suporte a grupos de interesse. Estes incentivos podem ser entendidos de algumas formas diferentes: compensar os fatores de produção escassos pelas perdas geradas pela internacionalização da economia (viés anticomércio); ou, proteger as camadas mais vulneráveis da sociedade – o que foi chamado por Hillman (1982) de preferência altruística; ou ainda, como maximização da utilidade do regulador, pois a desestruturação de cadeias produtivas pode acarretar custos políticos altos no curto prazo, e/ou a venda de subsídios a essas cadeias pode gerar ganhos políticos.

Decisores são particularmente sensíveis ao tema do desemprego, pois seus impactos são sentidos direta e imediatamente pelo eleitorado, sendo um dos indicadores mais relevantes para avaliar a performance da gestão. Assim, espera-se que setores que experimentem ou possam experimentar perda de renda recebam subsídios de decisores que, por sua vez, otimizam seu ganho político fornecendo proteção a estes setores. Outros dois fatores relevantes a considerar neste mesmo sentido são a pobreza rural e a insegurança alimentar. O conjunto “Social” possui três variáveis: “Agricultura familiar” (*agrifam*), “Número de trabalhadores” (*nrotrab*), e “Renda média do trabalhador” (*rentrab*).

agrifam: a variável “Agricultura familiar” é calculada como a porcentagem do valor da produção anual da commodity produzida por propriedades que se encaixam na categoria de agricultura familiar. A visão predominante na literatura internacional é que a agricultura familiar tende a ser mais protegida do que a agricultura patronal (ANDERSON, 1978; HAYNES, 1985; TIMMER, 1991) – com algumas exceções, como Binswanger e Deininger (1997), que argumentaram que a agricultura familiar deve apresentar custos maiores de organização devido à assimetria de informações e à menor disponibilidade de recursos que afeta este grupo – porém, as explicações para este padrão divergem. Uma delas seria relacionada à intensidade dos fatores: a agricultura familiar, que tem o trabalho como fator intensivo, tenderia a ser mais protegida pelos reguladores pois, no curto prazo dos ciclos eleitorais, a perda da remuneração do fator trabalho resultaria em maior perda de votos, com a alta dos índices de desemprego. Uma vez que o Brasil é um país abundante em trabalho, esta hipótese pode ser vista como uma extensão do viés anticomércio. Outra possível explicação seria de cunho social, na qual a agricultura familiar, que é menos intensiva em tecnologia, teria sua renda protegida pelos reguladores para reduzir a pobreza rural e garantir empregos, segurança alimentar e estabilização dos preços dos alimentos.

No Brasil a agricultura familiar recebe tratamento especial, especialmente após ser reconhecida oficialmente no Censo Agropecuário de 1995 e com a Lei 11.326/2006. A criação do Ministério do Desenvolvimento Agrário em 1999 ocasionou uma situação que alguns chamam de “duas agriculturas”: dois ministérios conduzindo duas políticas agrícolas, uma direcionada à agricultura patronal e outra à familiar (BUAINAIN, 2014; SCHAWANTES; BACHA, 2017). Uma das principais ferramentas de apoio à agricultura familiar é o PRONAF, cujo objetivo é fornecer crédito de custeio, investimento e comércio através de linhas ainda mais subsidiadas que as convencionais, além de iniciativas de compras públicas e preços mínimos. Dado este entendimento privilegiado que a legislação

e a política agrícola brasileiras possuem sobre a agricultura familiar, espera-se que o efeito da variável “Agricultura familiar” seja positivo sobre as variáveis dependentes.

nrotrab: a variável “Número de trabalhadores” representa o número de trabalhadores ligados diretamente à produção de cada commodity, conforme registrados na base RAIS. Considera-se apenas proprietários e trabalhadores diretamente vinculados às culturas e criações, “da porteira para dentro”, dentro das definições do Código Brasileiro de Ocupações (CBO), excluindo-se as profissões registradas em outros pontos da cadeia produtiva. O primeiro raciocínio a ser aplicado ao número de produtores de uma commodity é similar ao da agricultura familiar: commodities que apresentem maior número de trabalhadores representam um custo político maior para os decisores públicos, devido ao número potencialmente maior de desempregados caso estes retirem ou deixem de conceder vantagens a suas cadeias. Uma segunda hipótese a ser considerada é o lobby do trabalho mediante a sindicalização. Ao contrário do que ocorre com “Número de produtores”, um maior número de trabalhadores deve representar maior capacidade de ação coletiva, uma vez que os sindicatos já superaram os custos da organização através da coerção (associação obrigatória) (OLSON, 1971). Assim, do ponto de vista da ação coletiva do trabalho, um maior número de trabalhadores deve representar uma maior força política e maiores capacidades de barganha em proteger suas cadeias. Em ambas as hipóteses, o efeito esperado de “Número de trabalhadores” sobre as variáveis dependentes é positivo.

rentrab: a variável “Renda média do trabalhador” foi calculada como o salário anual médio dos trabalhadores de cada commodity (conforme registrado na base RAIS), em salários mínimos, e busca servir de *proxy* para a vulnerabilidade socioeconômica dos trabalhadores. No mesmo sentido de “Número de produtores” e “Agricultura familiar”, esperara-se que decisores, pelas razões já mencionadas, tenham a tendência de optar por implementar, manter ou mitigar a retirada de mecanismos de subsídios de preços para culturas em que produtores de baixa renda são mais prevalentes. Oliveira (2011) também utilizou uma medida de remuneração média como *proxy* de qualificação do trabalho. Neste caso, o viés anticomércio também pode servir como hipótese: uma vez que o Brasil é um país abundante em trabalho de baixa qualificação, decisores tenderiam a proteger este fator como forma de evitar a pobreza e o desemprego ocasionados pela perda de renda dos setores mais vulneráveis. Em ambos os casos, espera-se que o efeito de “Renda média do trabalhador” sobre as variáveis dependentes seja negativo.

O segundo objetivo do governo a ter seus efeitos controlados é o equilíbrio fiscal. Uma vez que o orçamento para a concessão de subsídios é limitado, estas variáveis buscam captar, primeiro, os efeitos do custo relativo do subsídio, isto é, do ponto de vista do regulador, a relação entre o ganho de apoio dos grupos de interesse e a perda de apoio dos grupos taxados, mais a piora da performance econômica. Em segundo lugar, representam a capacidade do Estado de financiar os subsídios e, por fim, o interesse do Estado em arrecadar sobre a atividade agropecuária. Quatro variáveis são utilizadas para abordar essas relações de diferentes perspectivas: “Participação da agropecuária nas exportações” (*exportagro*), “Relação dívida/PIB” (*dividapib*), “Evolução do crédito rural” (*credrural*) e “PIB per capita” (*pibcapita*). Uma vez que estas variáveis são indicadores macroeconômicos, elas não variam por commodity, então sua inserção no modelo visa controlar por efeitos sobre níveis gerais de subsídios.

exportagro: a variável “Porcentagem da agropecuária nas exportações” foi calculada como a participação das exportações agropecuárias (na definição do Acordo de Marrakesh) nas exportações brasileiras, e serve como *proxy* do custo relativo da proteção ao setor agropecuário, e da importância deste setor para a arrecadação do governo. Helfand (2000) encontrou correlação negativa e significativa entre a participação da agricultura nas exportações e os níveis de subsídios agrícolas, no caso brasileiro, entre 1964-1989. Uma menor participação de um setor nas exportações deve refletir o menor dinamismo deste setor em relação aos outros setores domésticos e à economia internacional⁶, e, portanto, sua renda se tornaria menos significativa para financiar os outros setores e o próprio Estado. Neste caso, o custo relativo da proteção deste setor se torna menor – favorecendo os incentivos ao subsídio. No entanto, no período aqui abordado (1995-2019), ao contrário do período abordado por Helfand (2000), observa-se um lento, porém constante aumento da participação da agropecuária nas exportações brasileiras. Espera-se, então, que o governo torne a ver a agropecuária como fonte significativa de arrecadação e transferência de renda, e reaja ao aumento relativo do custo de sua proteção, diminuindo seus subsídios. Assim, o efeito esperado de “Porcentagem da agropecuária nas exportações” sobre as variáveis dependentes é negativo.

⁶ Embora, no caso brasileiro, o aumento da participação nas exportações agropecuárias não esteve necessariamente associado a um aumento da participação do agronegócio no PIB. Uma análise mais extensa neste sentido foi feita em Mesquita, Merlo e Gremaud (2021).

pibcapita: a variável “PIB/capita” é, em conjunto com urbanização da população, outro dos principais preditores de níveis de subsídios agrícolas apontados pela literatura em estudos *cross-country*, dado que é a principal medida de desenvolvimento econômico. Nesta relação está implícito também que um país, ao se desenvolver, inverte sua relação com a agricultura, deixando de taxá-la para protegê-la. Por isso, esta variável foi incluída no modelo, em Reais constantes, para controlar pelo possível efeito de diminuição geral aos subsídios agrícolas ao longo dos 25 anos abordados devido à tendência de desenvolvimento econômico. O efeito esperado de “PIB/capita” nas variáveis dependentes é positivo.

dividapib: a variável “Relação dívida/PIB” busca representar a capacidade do Estado em manter ou estender subsídios, ou seja, serve como *proxy* do tamanho do orçamento disponível e do balanço fiscal do Estado. A medida utilizada foi a dívida pública como porcentagem do PIB. Tomando como pressuposto a adoção de políticas econômicas cíclicas, a redução da relação dívida/PIB deve ter o efeito de incentivar decisores a aumentar os gastos públicos, nos quais se incluem benefícios concentrados, como subsídios. Por outro lado, o aumento da relação dívida/PIB cria a necessidade de corte de gastos e aumento de arrecadação, período no qual pode se supor uma queda geral nos subsídios a grupos de interesse. Uma vez que a concessão de subsídios também está associada com a alocação ineficiente de recursos, sua retirada deve também servir para o incentivar o aumento da performance econômica (e da arrecadação) em momentos de crise. Assim, o efeito esperado de “Relação dívida/PIB” sobre as variáveis dependentes é negativo.

credrural: a variável “Evolução do crédito rural” tenta controlar pelo nível geral de subsídios concedidos à agropecuária. A variável foi calculada com base no volume de crédito dedicado a atividades rurais, conforme informado pelo Banco Central, e está em forma de número índice. Embora a variável “Relação dívida/PIB” seja uma *proxy* para a capacidade geral do Estado em manter ou fornecer subsídios, ela não reflete a alocação específica destes recursos no setor agrícola. A variável “Evolução do crédito rural” busca refletir a preferência dos decisores por fornecer ou subtrair subsídios destinados especificamente ao setor primário e controlar por esta variação. O efeito esperado de “Evolução do crédito rural” sobre as variáveis dependentes é positivo.

cambio: o próximo objetivo do governo a ter seus efeitos controlados é o câmbio. A variável “Câmbio” é o índice da taxa real de câmbio do Real frente a uma cesta de moedas, publicado pelo Banco Mundial (WORLD BANK, 2021). A inclusão do câmbio no modelo busca controlar pelos efeitos da oscilação da taxa de câmbio sobre as rendas e

preços agropecuários domésticos. Distintas hipóteses podem ser lançadas para a relação entre câmbio e subsídios: a) a depreciação da moeda nacional estimula as exportações, diminuindo a oferta interna no curto prazo e aumentando as rendas e preços domésticos; b) a depreciação da moeda nacional causa aumento dos preços dos insumos produtivos, aumentando os preços domésticos; c) a depreciação da moeda nacional cria estímulos para a substituição de importações, levando ao aumento de proteção dos setores produtivos nacionais. A terceira hipótese foi adotada por Helfand (2000) para o caso brasileiro devido às crises do balanço de pagamentos típicas do período abordado por esse autor. No entanto, acredita-se que as duas primeiras hipóteses mencionadas acima sejam os mecanismos mais prováveis da relação entre câmbio e preços domésticos para o período atual. Em qualquer caso, o efeito esperado de "Câmbio" sobre as variáveis dependentes é negativo.

inflação: o último objetivo macroeconômico considerado é a inflação, cuja variável "Inflação" representa a inflação anual acumulada no mês de dezembro, em porcentagem. A literatura observou que uma das razões pelas quais países em desenvolvimento costumam impor mecanismos de transferência de renda do setor agrícola para consumidores é para garantir preços de alimentos mais baixos num ambiente de crescente urbanização, baixa renda média e instabilidade monetária, que é a chamada hipótese do viés urbano (*urban bias*). Esta relação era particularmente relevante para o Brasil durante o período da industrialização dirigida e da crise do ajuste externo, e Helfand (2000) encontrou correlação negativa e significativa entre inflação e subsídios para o período 1969-1989. O Brasil tem desfrutado de relativa estabilidade monetária desde a implementação do Plano Real. Mas, mesmo assim, o custo político da inflação é muito alto, pois seus efeitos sobre o poder de compra dos consumidores, e sobre a popularidade do governo, são diretos e imediatos. Isto é especialmente verdade em países de renda média ou baixa, como o Brasil, onde aumento de preços dos alimentos afeta desproporcionalmente as classes mais baixas, que além de vulneráveis, representam mais votos. Assim, uma vez que a concessão de subsídios ocasiona transferências de renda dos consumidores e contribuintes para os produtores agrícolas, espera-se que a alta inflacionária desincentive sua manutenção. Portanto, o efeito esperado de "Inflação" sobre as variáveis dependentes é negativo.

5.3.2 Indicadores de comércio

As variáveis deste conjunto buscam contemplar as hipóteses da literatura que enfatizam a relação entre vantagens comparativas e níveis de subsídios, além de controlar pela variação nos preços internacionais das commodities. O embasamento teórico sobre comércio exterior implícito neste conjunto é o modelo dos fatores específicos (*factor-specific*), que Magee, Brock e Young (1989) chamaram de modelo Ricardo-Viner-Cairnes. Este é um modelo de comércio exterior alternativo ao modelo Heckscher-Ohlin (H-O), na medida em que assume que os fatores de produção são específicos por segmentos de indústria ou cadeia produtiva (*industry-specific*). Isto é, rejeita-se a ideia de que a agropecuária compartilha um fator intensivo comum (terra), como no modelo H-O, e assume-se que cada commodity possui fatores de produção específicos (como diferentes requerimentos de área e clima, diferentes níveis de mecanização, maquinário específico, especialização de mão de obra, diferentes intensividades de trabalho, técnicas produtivas distintas, etc.), que não são substituíveis no curto prazo.

Este modelo assume que a orientação exportadora ou importadora de cada segmento deve refletir sua vantagem comparativa no mercado internacional em situação de livre-comércio. Setores exportadores são exportadores porque possuem vantagens comparativas e aumentam sua renda quando expostos ao comércio internacional. Setores importadores são importadores porque não conseguem competir nos mercados internacionais, ou não conseguem suprir a demanda doméstica, e perdem renda quando expostos ao mercado internacional. A hipótese do viés anticomércio (*anti-trade bias*), uma das mais destacadas na literatura de distorções aos incentivos da agricultura, é assim chamada pois se baseia na observação da tendência dos governos em compensarem os setores importadores com subsídios e taxarem os setores exportadores, simultaneamente capitalizando apoio político dos setores menos eficientes e capturando renda dos setores mais eficientes. As variáveis “Coeficiente de exportação” (*coefexport*) e “Coeficiente de importação” (*coefimport*) foram incluídas com base neste entendimento.

coefexport e *coefimport*: as variáveis “Coeficiente de exportação” e “Coeficiente de importação” refletem a orientação do mercado de cada commodity e, por consequência, suas vantagens comparativas. “Coeficiente de exportação” foi calculado como a quantidade exportada sobre a quantidade produzida. “Coeficiente de importação” foi calculado como o

consumo aparente, isto é, a quantidade importada sobre a quantidade produzida menos a quantidade exportada. Assume-se que, no longo prazo, dada a abertura comercial, deveria haver especialização produtiva entre países de acordo com as vantagens comparativas dos fatores de produção. Porém, no curto prazo, decisores tendem a adotar políticas contrárias às vantagens comparativas, devido às razões já mencionadas. Assim, espera-se que o efeito de “Coeficiente de exportação” sobre as variáveis dependentes seja negativo, e o de “Coeficiente de importação” seja positivo.

Uma questão que poderia ser colocada é a presença simultânea dos coeficientes de importação e exportação no modelo. A matriz de correlações (Tabela 6, página 61) indica que estas variáveis não apresentam problema de colinearidade (o coeficiente de Pearson entre elas é de -0,32). Assim, optou-se pela inclusão de ambas no modelo devido a duas razões. Primeiro, não existe uma restrição teórica que assuma que o fluxo de comércio de uma commodity não possa ser simultaneamente de exportação e importação ao longo de um ano. Esta informação poderia ser capturada pelo saldo comercial, porém, o mero saldo comercial traz o problema de não colocar o comércio em proporção à produção doméstica, o que poderia superestimar a importância das exportações ou importações de algumas commodities cuja produção atende significativamente o mercado interno.⁷ Um teste de correlação realizado mostrou que o saldo comercial das commodities está 67% correlacionado com o coeficiente de exportação e -35% correlacionado com o coeficiente de importação, corroborando a diferença de informação que as variáveis contêm. Segundo, nenhum dos dois coeficientes por si só traduz de forma completa a orientação dos mercados das commodities: um baixo coeficiente de exportação não significa necessariamente alto coeficiente de importação, e vice versa. Isso é corroborado pela própria baixa correlação entre ambos. Por isso, do ponto de vista teórico, estas variáveis respondem a perguntas diferentes: se os decisores tendem a taxar as commodities exportadoras, ou se tendem a proteger as commodities importadoras.

⁷ Se calculado em moeda, o saldo comercial se tornaria uma medida inapropriada para a comparação entre commodities devido aos diferentes níveis de preços, oscilações do câmbio e inflação, conforme discutido no APÊNDICE A. Se calculado como razão entre exportações e importações, o saldo comercial de uma commodity pode distorcer a informação sobre orientação do mercado. Por exemplo, em 2019 a quantidade de milho exportada foi 29 vezes maior que a quantidade importada, enquanto a quantidade de carne exportada foi 49 vezes maior que a quantidade importada, o que faria supor que a carne está mais orientada para o setor externo do que o milho. Isso, no entanto, não é verdade, pois neste mesmo ano as exportações de milho representaram 42% da produção, enquanto as exportações de carne representaram apenas 19% da produção, de forma que, apesar da razão comercial consideravelmente superior, a carne está menos orientada ao mercado externo do que o milho. Ademais, em valores, as exportações de milho foram apenas 1,11 vezes maiores que as da carne, o que exemplifica por que o saldo comercial em moeda também não constitui uma boa medida para comparação.

preçoint: a variável “Preço internacional” foi calculada como o preço médio anual de cada commodity no mercado internacional, em dólares constantes por tonelada. Esta variável busca captar o efeito de políticas que isolem os preços domésticos dos preços internacionais, conforme feito por Helfand (2000), ou que protejam a renda dos produtores domésticos das oscilações dos preços internacionais. Commodities fortemente integradas aos mercados internacionais devem experimentar uma relação direta entre a variação de preços internacionais e preços domésticos. No caso de ausência de efeito estatístico, deve-se concluir que há ausência de políticas que isolem significativamente os preços domésticos dos internacionais, pois a variação dos preços internacionais é perfeitamente transmitida para os preços domésticos. Na presença de efeito positivo, um aumento dos preços internacionais estaria causando aumento proporcionalmente maior nos preços e rendas domésticas, o que sugeriria, por exemplo, tendência de desvio do comércio doméstico para o internacional com a ausência de políticas que garantam estabilidade da oferta doméstica no curto prazo, como preço mínimo ou estoque; e no caso de efeito negativo, uma queda dos preços internacionais não estaria sendo transmitido para o preço doméstico, sugerindo a presença de políticas que protegem os produtores domésticos das oscilações de preços.

5.3.3 Dummies

Por fim, foram incluídas duas variáveis *dummy* para controlar por efeitos adicionais sugeridos pela literatura.

anoeleitoral: A variável *dummy* “Ano eleitoral” controla pelo ciclo eleitoral federal. Decisores públicos em busca de recursos para a reeleição possuem incentivos para satisfazer seus apoiadores através da concessão de privilégios econômicos. Assumiremos que os agentes antecipam as eleições, e que o aumento de subsídios deve ser contemporâneo ao ano eleitoral, uma vez que a alocação dos recursos orçamentários é decidida no ano anterior. Assim, espera-se que o efeito de “Ano eleitoral” sobre as variáveis dependentes seja positivo.

govesq: a variável “Ideologia do governo” reflete a ideologia do governo de situação no Executivo Federal, e foi configurada como uma *dummy* onde 1 equivale a governo de esquerda. Efetivamente, esta variável controla pelos anos em que o Partido dos Trabalhadores esteve a cargo do Executivo Federal. Ao contrário da maioria das outras variáveis

incluídas no modelo, o efeito da ideologia do governo sobre subsídios à agricultura não foi extensamente debatido pela literatura. Olper (2006) encontrou que governos de esquerda tendem a proteger a agricultura em sociedades mais desiguais. A hipótese sugerida por esse autor é que governos de esquerda tendem a adotar políticas mais distributivas em países mais desiguais. Pode-se sugerir aqui uma possível explicação alternativa, de que governos de esquerda tendem à uma condução heterodoxa da política econômica, menos atenta ao superávit primário, e mais propensa a gastos públicos em geral, incluindo subsídios. Em ambos os casos, espera-se que “Ideologia do governo” tenha efeito positivo sobre as variáveis dependentes.

6 Resultados

Regressão 1 - Variável dependente: PNPC

VARIÁVEIS	Especificação					
	(1) RE GLS	(2) RE LDV	(3) TIME-FE	(4) pooled OLS	(5) OLS LDV	(6) PCSE AR(1)
L.pnpc		0.538*** (0.051)			0.538*** (0.051)	
D.nroprod	-0.002** (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.002** (0.001)
concpod	0.207** (0.084)	0.085 (0.069)	0.448*** (0.091)	0.207** (0.084)	0.085 (0.069)	0.103 (0.142)
D.prodmed	0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
D.agrifam	1.913** (0.829)	1.081 (0.673)	5.599*** (0.954)	1.913** (0.829)	1.081 (0.673)	1.212* (0.719)
D.nrotrab	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.000)
rentrab	0.039 (0.029)	0.025 (0.024)	0.264*** (0.023)	0.039 (0.029)	0.025 (0.024)	0.023 (0.033)
coefexport	-0.257*** (0.052)	-0.123*** (0.044)	-0.181*** (0.057)	-0.257*** (0.052)	-0.123*** (0.044)	-0.214*** (0.061)
coefimport	-0.022 (0.066)	-0.022 (0.053)	0.042 (0.073)	-0.022 (0.066)	-0.022 (0.053)	0.058 (0.080)
preçoint	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.004*** (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)
cambio	-0.002* (0.001)	-0.000 (0.001)		-0.002* (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)
detrendexportagro	-0.224 (0.711)	-0.945 (0.577)		-0.224 (0.711)	-0.945 (0.577)	-0.995* (0.515)
inflação	-0.004 (0.004)	-0.003 (0.004)		-0.004 (0.004)	-0.003 (0.004)	-0.005 (0.003)
D.dividapib	-0.461 (0.368)	-0.083 (0.299)		-0.461 (0.368)	-0.083 (0.299)	-0.214 (0.240)
D.pibcapita	0.024 (0.037)	-0.015 (0.030)		0.024 (0.037)	-0.015 (0.030)	-0.011 (0.024)
detrendcredrural	-0.201 (0.164)	-0.066 (0.133)		-0.201 (0.164)	-0.066 (0.133)	-0.087 (0.128)
D.poprural	-1.225 (1.741)	-0.043 (1.408)		-1.225 (1.741)	-0.043 (1.408)	0.259 (1.223)
ano eleit oral	0.019 (0.024)	0.014 (0.020)		0.019 (0.024)	0.014 (0.020)	0.001 (0.016)
govesq	0.109*** (0.029)	0.041* (0.024)		0.109*** (0.029)	0.041* (0.024)	0.064*** (0.024)
Observações	220	220	220	220	220	220
R ²			0.984	0.351	0.581	0.352
Prob. >chi2	0	0	0	0	0	0
Overall R ²	0.351	0.581				
Between R ²	0.745	0.975				
Within R ²	0.157	0.393				

Constantes e dummies anuais suprimidas

Erros-padrão entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Regressão 2 - Variável dependente: NRA

VARIÁVEIS	Especificação					
	(1) RE GLS	(2) RE LDV	(3) TIME-FE	(4) pooled OLS	(5) OLS LDV	(6) PCSE AR(1)
L.nra		0.626*** (0.035)			0.626*** (0.035)	
D.nroprod	-0.180* (0.101)	-0.016 (0.064)	-0.181* (0.103)	-0.180* (0.101)	-0.016 (0.064)	-0.166*** (0.064)
concpod	12.223 (10.431)	7.251 (6.532)	8.086 (10.233)	12.223 (10.431)	7.251 (6.532)	6.007 (9.750)
D.prodmed	0.041 (0.086)	-0.038 (0.054)	0.067 (0.088)	0.041 (0.086)	-0.038 (0.054)	0.010 (0.069)
D.agrifam	115.554 (102.576)	69.497 (64.222)	98.433 (107.116)	115.554 (102.576)	69.497 (64.222)	72.050 (52.901)
D.nrotrab	0.006 (0.101)	0.064 (0.063)	-0.021 (0.106)	0.006 (0.101)	0.064 (0.063)	0.061* (0.035)
rentrab	0.967 (3.617)	1.045 (2.263)	-2.128 (2.599)	0.967 (3.617)	1.045 (2.263)	-1.033 (2.166)
coefexport	-24.019*** (6.413)	-8.666** (4.104)	-26.419*** (6.394)	-24.019*** (6.413)	-8.666** (4.104)	-24.353*** (5.162)
coefimport	12.342 (8.133)	-0.151 (5.137)	11.521 (8.221)	12.342 (8.133)	-0.151 (5.137)	16.507*** (5.692)
preçoint	0.122 (0.107)	0.005 (0.067)	0.062 (0.097)	0.122 (0.107)	0.005 (0.067)	0.145** (0.071)
cambio	-0.213 (0.130)	0.087 (0.083)		-0.213 (0.130)	0.087 (0.083)	-0.050 (0.082)
detrendexportagro	-44.213 (87.897)	-112.388** (55.120)		-44.213 (87.897)	-112.388** (55.120)	-105.593** (47.997)
inflação	-0.488 (0.542)	-0.135 (0.340)		-0.488 (0.542)	-0.135 (0.340)	-0.656** (0.328)
D.dividapib	-30.943 (45.526)	3.751 (28.547)		-30.943 (45.526)	3.751 (28.547)	-9.462 (22.417)
D.pibcapita	1.016 (4.619)	-3.318 (2.900)		1.016 (4.619)	-3.318 (2.900)	-2.230 (2.180)
detrendedrural	-6.401 (20.296)	3.373 (12.708)		-6.401 (20.296)	3.373 (12.708)	0.390 (12.461)
D.poprural	-170.353 (215.376)	26.812 (135.193)		-170.353 (215.376)	26.812 (135.193)	9.222 (111.650)
anoeleitoral	2.310 (3.014)	0.971 (1.887)		2.310 (3.014)	0.971 (1.887)	0.667 (1.458)
govesq	8.041** (3.606)	0.277 (2.298)		8.041** (3.606)	0.277 (2.298)	3.832 (2.345)
Observações	220	220	220	220	220	220
R ²			0.338	0.244	0.706	0.170
Prob. >chi2	3.16e-07	0	1.85e-06	3.62e-06	0	0
Overall R ²	0.244	0.706				
Between R ²	0.602	0.987				
Within R ²	0.0789	0.585				
Constantes e dummies anuais suprimidas			Erros-padrão entre parênteses			
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1						

Os resultados para a variável dependente PNPC estão expostos na “Regressão 1”, e os resultados para a variável dependente NRA estão expostos na “Regressão 2”. Ambos os modelos foram estimados com as seis diferentes especificações descritas na seção 4.8.3, e a numeração de cada especificação (1 a 6) segue a mesma ordem exposta naquela seção. As especificações 1 e 2 controlam por efeitos aleatórios das unidades, respectivamente sem e com a adição da variável dependente defasada (LDV). A especificação 3 utiliza o modelo de efeitos fixos do tempo, controlando por todos os efeitos contemporâneos que afetam simultaneamente as commodities, e por isso não inclui as variáveis cujos valores são comuns a todas as commodities num mesmo t , já que seus efeitos estão implícitos no tempo. As especificações 4 e 5 são as estimativas por tratamento *pooled*, isto é, não controlam por efeitos das unidades, respectivamente sem e com a adição da variável dependente defasada. Por fim, a especificação 6 é o método de estimação por painel com erros padrão corrigidos, admitindo um processo AR(1), com base em Beck e Katz (1995). Observe-se que algumas variáveis da tabela iniciam com o prefixo “D.”, indicando que foram incluídas como primeira diferença para corrigir a não estacionariedade da série, e outras com o prefixo “detrend”, indicando que foram incluídas com correção por tendência.

Podemos iniciar a análise comparando a eficiência dos modelos. A performance dos modelos variou bastante, tendo a especificação 6 da Regressão 2 obtido o menor R^2 (0,17), enquanto a especificação 3 da Regressão 1 obteve o maior R^2 (0,98). Em geral, observa-se que os modelos performaram melhor para explicar a variação de PNPC (Regressão 1) do que de NRA (Regressão 2). Ainda assim, as performances foram satisfatórias, particularmente para a explicar a variação entre commodities (*between R²*) dos modelos de efeitos aleatórios (especificações 1 e 2), que era o objetivo do teste.

Uma observação que chama a atenção é que a inserção da variável dependente defasada (especificações 2 e 5) aumentou consideravelmente a eficiência dos modelos quando comparadas a seus equivalentes sem LDV (especificações 1 e 4), já que em todas as inclusões a LDV foi estatisticamente significativa a 1%, consequentemente aumentando o R^2 dos modelos. Quando observados os R^2 das especificações com controle de efeitos aleatórios por unidade (especificações 1 e 2), nota-se que a inserção da LDV causou aumento proporcionalmente maior da explicação da variação intra-unidade (*within R²*) do que da variação inter-unidade (*between R²*). O coeficiente da LDV foi de 0,53 para PNPC e 0,62 para NRA, ou seja, o valor do ano anterior explicou respectivamente 53% e 62% do valor contemporâneo das variáveis dependentes, um comportamento bastante

autorregressivo. A consequência é que nas especificações com LDV (2 e 5), todas as outras variáveis explicativas perdem significância estatística, exceto *coefexport*.

A interpretação teórica deste comportamento vai variar fortemente de acordo com os pressupostos assumidos e como eles se traduzem na especificação do modelo (para uma discussão mais completa, conferir Marques, 2000). No caso deste teste, dependerá, por exemplo, de como se assume que se dá a relação entre valores contemporâneos e valores passados de subsídios. Por exemplo, decisores possuem fortes incentivos ou constrangimentos para manter os subsídios a níveis próximos do ano anterior, isto é, há um *path dependence* de curto prazo no processo decisório? Ou há outras razões para supor que os valores contemporâneos estão relacionados aos valores passados? Se sim, as especificações com LDV seriam mais representativas deste processo. Caso contrário, a inserção da LDV omite o efeito das outras variáveis que influem no processo através de uma correlação autorregressiva espúria. Portanto, embora estatisticamente mais eficientes, a interpretação teórica dos modelos com LDV é um pouco mais complexa. Este trabalho não assumiu restrições teóricas específicas neste sentido, de modo que a utilização de múltiplas especificações buscou justamente representar uma variedade de possibilidades interpretativas. Porém, fica claro que o aperfeiçoamento deste teste, assim como de testes similares para outras commodities, setores ou países, poderia ganhar em termos de robustez caso os detalhes destes mecanismos pudessem ser assumidos de forma mais restrita.

De qualquer forma, as especificações com controles de efeitos aleatórios por unidade (1 e 2) demonstraram grande eficiência para a explicação da variação inter-unidade (*between R²*) nas duas regressões, mesmo sem a inserção da LDV, o que as tornam particularmente interessantes para o objetivo central do teste, que era explicar por que os níveis de subsídios entre commodities diferem entre si. Considerando o modelo de efeitos aleatórios sem adição de LDV (especificação 1), é possível afirmar que esta especificação explicou 74% da variação de PNPC entre commodities, e 60% da variação de NRA entre commodities, tornando-a provavelmente a especificação mais significativa para o teste, devido ao alto *R²* inter-unidade e à maior facilidade de interpretação teórica com base neste *R²*.

Por sua vez, o modelo efeitos fixos do tempo (especificação 3) obteve excelente performance na Regressão 1 ($R^2 = 0,98$), mas não tão significativa na Regressão 2 ($R^2 = 0,33$). A interpretação que se pode fazer desta especificação é que os níveis de PNPC foram altamente dependentes de eventos exógenos contemporâneos desconhecidos, capturados pelas *dummies* dos anos (que foram omitidas das tabelas). Em outras palavras, o ano foi o

melhor preditor do nível de PNPC, e o isolamento dos seus efeitos melhorou a performance das variáveis específicas por commodities. Porém, o mesmo não pode ser dito para NRA. Mas, de forma geral, esta especificação é expressiva para o objetivo central do teste porque inclui como variáveis explicativas somente as variáveis específicas por commodities, sendo que todos os efeitos relativos ao tempo e que não podem ser distinguidos individualmente por commodity foram capturados pelas variáveis *dummies* para os anos. Por fim, o modelo PSCE apresentou relativamente baixa performance, especialmente na Regressão 2, mas devido ao comportamento autorregressivo da variável dependente, supõe-se que seus estimadores são os mais precisos. Mas, novamente, isso dependerá dos pressupostos teóricos adotados.

Com relação à performance das variáveis independentes, o objetivo principal era testar a importância relativa do lobby como fator explicativo para a distribuição de subsídios entre commodities ao longo do tempo, controlando pelo efeito de variáveis e hipóteses alternativas já conhecidas pela literatura, assim como variáveis adicionais que nós supusemos relevantes. Estes controles incluíram efeitos individuais por commodity e também sobre o nível geral de subsídios. É importante salientar que a discussão dos resultados ora apresentada não visa fornecer respostas definitivas, mas apenas ventilar algumas interpretações possíveis das relações entre subsídios agrícolas e as variáveis incluídas no modelo, à luz da extensa quantidade de teorias e hipóteses encontradas na área da economia política.

As variáveis utilizadas para capturar os efeitos do lobby foram *nroprod*, *concpod*, *prodmed* e *poprural*, refletindo os custos relativos de organização previstos pela teoria da ação coletiva e formulados pela hipótese Olson/Becker. Tanto para a Regressão 1 quanto para a Regressão 2, *nroprod* e *concpod* obtiveram, respectivamente, as duas melhores performances do conjunto. Em todas as especificações para as duas variáveis dependentes os efeitos de *nroprod* foram negativos e os efeitos de *concpod* foram positivos, conforme esperado. Já *poprural* obteve o sinal esperado em 4 das 5 especificações em que foi incluída para PNPC, mas em apenas 2 das 5 especificações para NRA. Em nenhuma das especificações o efeito de *poprural* foi estatisticamente significativo. A variável *prodmed*, por sua vez, teve a pior performance do conjunto, apresentando efeitos ambíguos para ambas variáveis dependentes, embora em nenhuma das especificações seu efeito tenha sido estatisticamente significativo.

Na Regressão 1 (variável dependente PNPC), a variável *nroprod* foi estatisticamente significativa a 5% em 4 das 6 especificações. Já a variável *concpod* foi estatisticamente significativa a 5% para as especificações 1 e 4, e significativa a 1% para a especificação 3. Já na Regressão 2 (variável dependente NRA), a variável *nroprod* foi estatisticamente significativa a 10% para 3 das 6 especificações, e a 1% na especificação 6. Por sua vez, a variável *concpod* não foi estatisticamente significativa em nenhuma das especificações da Regressão 2.

Pode-se observar um padrão para o efeito de *nroprod* e *concpod* em ambas as Regressões 1 e 2: seus efeitos deixaram de ser estatisticamente significativos quando a variável dependente defasada foi inserida no modelo. Isto acontece tanto quando comparadas as especificações de efeitos aleatórios (1 e 2), quanto as especificações sem controle por efeitos das unidades (4 e 5). A interpretação mais direta seria que os valores dos subsídios são principalmente determinados pelos seus valores anteriores. Do ponto de vista teórico isso sugeriria que o *path dependence* é o melhor preditor dos subsídios agrícolas, enquanto os outros fatores são pouco relevantes. Esta não foi uma hipótese ainda explorada pela literatura. Mas, como já mencionado, a validade desta interpretação dependerá de como se modela o processo decisório. Todas essas variações com relação às performances dos modelos levam à conclusão de que os resultados de testes estatísticos para variáveis desta natureza variam enormemente a depender das especificações adotadas, que por sua vez devem refletir pressupostos teóricos bastante específicos.

Quais interpretações podem ser feitas a partir destes resultados com relação à pergunta de pesquisa proposta pelo trabalho? Talvez a primeira seja que os resultados indicam que a hipótese do lobby ou da ação coletiva, enquanto representada pelo número de produtores e concentração da produção, tem poder explicativo dados alguns pressupostos, mas não outros. Em segundo lugar, observa-se que as duas medidas de suporte à agricultura (as duas variáveis dependentes) são explicadas por fatores distintos. Esta conclusão é semelhante à que chegou Helfand (2000) quando utilizou as medidas PNPC e PSE, sendo que naquele caso também obteve modelos mais bem sucedidos em explicar o PNPC.

Feitas estas observações, podemos agora tentar interpretar os resultados obtidos com as variáveis de ação coletiva mais detalhadamente. O número de produtores se destacou como fator explicativo do conjunto da ação coletiva, sendo bem sucedido em quase todas as especificações para ambas as variáveis dependentes. Por um lado, o menor número de produtores foi mais robustamente associado a maiores níveis de PNPC do que de NRA,

pois apresentou significância estatística a 5% em 4 das 6 especificações. Mas, por outro lado, para a variável dependente NRA, o número de produtores apresentou significância estatística a 1% na especificação 6, embora esta especificação tenha apresentado baixo R^2 . Apesar destas irregularidades, o número de produtores foi consistente como fator explicativo para ambas variáveis dependentes, indicando com certa segurança que, controlando por outros efeitos, commodities com menor número de produtores estiveram associadas a maiores níveis de subsídios, especialmente quando medidos na forma de diferenciais de preços domésticos frente aos preços internacionais.

Conforme descrito na seção 5.1.3, sabe-se que houve uma tendência de queda geral do número de produtores no período para todas as commodities, mas que afetou particularmente o algodão e o arroz. Estas culturas contaram com subsídios significativos não somente durante os primeiros anos do período, quando a queda no número de produtores foi mais expressiva, mas também em vários anos ao longo do período. Neste mesmo sentido, embora em intensidade menor, o milho também passou por queda no número de produtores, mas recebeu subsídios significativos de forma sistemática ao longo do período. Por fim, o trigo não experimentou grandes variações nos níveis de subsídio, mas estes foram constantes ao longo do período, além de ter experimentado queda no número de produtores, de forma que a relação entre menor número de produtores e maiores subsídios também parece pertinente para esta commodity. Assim, este resultado daria suporte à hipótese Olson/Becker, de acordo com os pressupostos da teoria da ação coletiva: conforme o número de produtores destas commodities foi reduzido relativamente às outras commodities, os custos relativos de organização também foram reduzidos, tornando seus lobbies mais eficientes.

É importante notar que a correlação negativa entre número de produtores e subsídios também poderia ser vista como evidência da hipótese das indústrias decadentes, que seria a tendência do governo em compensar os setores em decadência econômica pela perda de renda. No entanto, esta hipótese enfrenta dois problemas: na nossa amostra, os subsídios não tiveram como efeito a reversão nem a estabilização da queda no número de produtores de algodão, arroz ou milho. Além disso, os produtores sobreviventes, por conta do ajuste de custos, se tornaram mais produtivos, isto é, o resultado final é que as commodities registraram aumento de renda média ao invés de queda. Além disso, a hipótese das indústrias decadentes se refere à evolução de uma indústria no tempo, ou seja, à variação intra-unidade, e, conforme já foi apresentado, a especificação com controle por efeitos

de unidade é bem mais consistente para explicar a variação inter-unidade, dando mais fôlego à hipótese da ação coletiva (custo relativo de organização) do que à das indústrias decadentes (queda no número de produtores ao longo do tempo).

Com relação à performance da variável de concentração geográfica da produção, seu efeito esteve associado a maiores níveis de PNPC, mas não de NRA. Na Regressão 1, o efeito de *concprod* foi estatisticamente significativo a 5% nas especificações 1 e 4, e significativo a 1% na especificação 3. Em todos os casos o efeito de *concprod* foi positivo, de acordo com o esperado pela teoria da ação coletiva. Assim, controlando por outras variáveis, commodities cuja produção foi mais concentrada geograficamente estiveram associadas a mais subsídios, o que levaria a supor, a partir da hipótese Olson/Becker, a explicação de que os custos relativos de organização de produtores mais concentrados tendem a ser menores. Na Regressão 1 este efeito é significativo mesmo na presença da variável que controla pelo número de produtores, isto é, é relevante para confirmar de forma simultânea os dois mecanismos previstos pela teoria da ação coletiva: tamanho do grupo e heterogeneidade. Porém, isto só foi verificado para subsídios enquanto medidos como diferenciais de preços (PNPC), e não como transferência de renda (NRA).

Contrastando este resultado com os dados da amostra, conforme descrito na seção 5.1.3, o trigo é a commodity com o maior índice médio de concentração geográfica, sendo bastante concentrada no sul do país ao longo de todo o período, devido às suas exigências climáticas, e também é a commodity que recebeu suporte de forma mais constante, embora não muito alta. Já a produção de algodão não era concentrada geograficamente no início do período, mas a queda drástica no número de produtores fez com que a produção restante se concentrasse principalmente no Mato Grosso, e em menor medida na Bahia, cujos poucos produtores restantes se tornaram hiperprodutivos, mas também receberam elevados níveis de subsídios ao longo do período. Dadas as devidas proporções, um processo similar pode ser observado na produção de arroz, que teve queda no número de produtores, aumento da concentração geográfica no Rio Grande do Sul, e regularidade no recebimento de subsídios.

Assim, visto pela ótica da ação coletiva, seria de se supor que estes grupos, devido à sua concentração geográfica, enfrentaram custos de organização menores relativamente aos outros grupos. Aqui caberiam duas explicações para esta correlação. A primeira seria que grupos mais concentrados tendem a possuir indivíduos mais interessados em custear a ação coletiva, uma vez que a relação entre investimento e retorno do bem coletivo é maior para estes indivíduos. A segunda é que os custos operacionais da organização são

menores quando os indivíduos se encontram geograficamente mais próximos, o que seria um custo particularmente relevante em ambientes rurais. Por um lado, é difícil avaliar o quanto a tese do custo de comunicação em zonas rurais ainda é pertinente numa era em que as telecomunicações tornaram as distâncias praticamente irrelevantes. Por outro, a estrutura de representação de interesses do agronegócio tende a corresponder ao modelo federativo: associações de produtores a níveis estaduais, e federações ou confederações a níveis nacionais. Neste sentido, é razoável supor que a concentração em poucos estados facilitaria a unificação das estratégias de ação coletiva num número menor e mais coeso de associações. A validade desta afirmação, no entanto, dependeria de ser contrastada com estudos que abordassem, de forma qualitativa e comparativa, os mecanismos específicos de estratégias adotados pelos produtores destas commodities de forma horizontal (num mesmo nível federativo) e vertical (relação dos níveis locais e nacionais).

Por fim, as últimas duas variáveis do conjunto de ação coletiva, *prodmed* e *poprural* tiveram efeitos ambíguos com relação ao esperado pela teoria, embora em nenhum dos casos tenham sido estatisticamente significativos. Assim, é possível afirmar que os níveis de subsídios não estiveram associados ao valor médio da produção por fazenda, e nem que os níveis gerais de subsídios à agropecuária aumentaram de forma associada à diminuição da população rural.

Com relação às variáveis de controle, iniciaremos comentando a performance dos objetivos de governo, nas variáveis dos objetivos sociais, que eram compostos por *agrifam*, *nrotrab* e *rentrab*. Destas, *agrifam* se destacou como fator explicativo para PNPC, pois teve efeito significativo em 4 das 6 especificações. O efeito de *agrifam* foi positivo, conforme o esperado, indicando a tendência de commodities com maior participação de agricultura familiar estarem relacionadas a maiores níveis de subsídio na forma de diferencial de preços. Por sua vez, a variável *rentrab* foi altamente significativa na especificação 3 da Regressão 1, porém com efeito positivo, ao contrário do previsto. Este efeito a princípio está em desacordo com o efeito de *agrifam*, uma vez que se supõe que a renda média do trabalhador da agricultura deveria ser menor. Esperava-se que, enquanto medida de fragilidade social, haveria a tendência do salário médio do trabalhador estar negativamente correlacionado com subsídios. No entanto, em quase todas as especificações seu efeito foi positivo. Pode-se supor então três possíveis explicações: primeiro, uma causalidade reversa, isto é, em culturas onde há maiores subsídios há maior remuneração do trabalho por conta da presença dos subsídios; segundo, os efeitos de *agrifam* e *rentrab* não estão em

contradição porque *rentrab* foi calculada com base nos dados de trabalhadores registrados na base RAIS, enquanto agricultores familiares em geral não são registrados, pois não são empregados; ou terceiro, caso o salário médio do trabalhador seja visto como *proxy* de qualificação do trabalho, haveria um viés protetivo ao fator de produção relativamente escasso, que é o trabalho mais qualificado, o que seria na verdade interpretado como uma extensão do viés anticomércio. Por fim, *nrotrab* teve efeito positivo, conforme esperado, mas significativo apenas a 10% na especificação 6 da Regressão 2, sugerindo que a transferência de renda na agropecuária poderia ser, em alguma medida, explicada pela maior quantidade de trabalhadores empregados na produção da commodity, mas a evidência nesse sentido é fraca.

As variáveis dos objetivos macroeconômicos do governo em geral tiveram efeitos preditivos irregulares sobre os níveis de subsídios ao setor agrícola. Lembrando que estas variáveis não variam por commodities, mas apenas no tempo, e portando seus efeitos esperados seriam sobre os níveis gerais de subsídios ao setor agrícola. Para a variável dependente PNPC, *cambio* e *detrendexportagro* tiveram efeitos negativos e significativos apenas a 10%. Porém, para NRA, *detrendexportagro* teve efeito negativo e significativo em 3 especificações, e *inflação* teve efeito negativo e significativo na especificação 6, ambos conforme o esperado. No caso da inflação, a relação prevista era que os níveis de subsídio deveriam diminuir em momentos de alta inflacionária para reduzir o volume de transferências de renda dos consumidores em direção aos produtores.

Já a relação prevista para *detrendexportagro* seria que conforme as exportações da agropecuária aumentam (diminuem), o custo relativo da proteção a este setor aumenta (diminui). Esta relação pode ser formulada pelo menos de duas formas distintas: a) existem menos incentivos para o governo distribuir renda aos produtores agrícolas quando estes se tornam o setor relativamente mais dinâmico da economia, ou porque os subsídios se tornam relativamente pequenos frente à renda gerada pelo setor, ou porque os valores dos subsídios se tornam relativamente caros para serem apropriados de outros setores menos dinâmicos; ou b) existem incentivos para o governo arrecadar mais sobre a atividade agrícola conforme esta se torna relativamente mais dinâmica. Até a abertura comercial, a segunda opção parecia mais pertinente, pois o Brasil se encaixava nitidamente no grupo de países em desenvolvimento que transferiam renda da agropecuária para o setor industrial. Porém, como este tipo de prática de apropriação de renda do setor agrícola se tornou praticamente inexistente desde a suspensão dos mecanismos de controle de

preços e barreiras à exportação, parece mais razoável supor que a diminuição no nível de subsídios está relacionada à uma postura menos intervencionista do governo, já que a renda gerada pelo setor se torna cada vez mais integrada aos mercados internacionais e menos dependente de transferências internas.

Partindo para a análise dos indicadores de mercado, não resta dúvida que a orientação do mercado é fator preditivo mais consistente para os níveis de subsídios. O coeficiente de exportação foi significativo a 1% em todas as especificações para PNPC e em 4 das especificações para NRA, sendo que nas 2 restantes foi significativo a 5%. Em todas as especificações *coefexport* apresentou sinal negativo, conforme esperado. Já *coefimport* não apresentou a mesma consistência, tendo em alguns casos apresentado sinal negativo, ao contrário do esperado, embora sem efeito estatístico. Entretanto, na única especificação em que *coefimport* foi significativo (especificação 6 da Regressão 2), o sinal obtido foi no sentido esperado, que era positivo.

Para verificar qual seria o efeito se essas duas variáveis não fossem inseridas simultaneamente no modelo, as mesmas 12 regressões foram rodadas (não exibidas aqui) alternando entre a inclusão de *coefexport* e *coefimport*. Em metade delas, na ausência de *coefexport*, o efeito de *coefimport* se tornou significativo e positivo. Porém, a ausência de *coefexport* também causou grandes alterações nos desvios padrão e no sinal das outras variáveis, e redução dos R^2 , indicando que de fato o efeito de *coefexport* é bastante relevante e sua ausência gera um problema de variável omissa. O mesmo não foi observado nos casos em que *coefimport* foi omitida, pois embora nesses casos tenha havido redução dos R^2 , o efeito de *coefexport* manteve-se significativo e negativo em 11 das 12 regressões, e as alterações nos parâmetros das outras variáveis explicativas não foram tão grandes. Conclui-se então que o efeito de *coefexport* é tão grande que, na sua ausência, a pequena fração do seu efeito capturado por *coefimport* (conforme mostrado na Tabela 6, a correlação entre estas variáveis é de -32%) é suficiente para tornar seu efeito significativo. Além disso, a inclusão das duas variáveis leva os R^2 a níveis maiores do que na ausência de qualquer uma das duas, implicando que a inclusão de ambas é mais apropriada.

Em face destes resultados, a interpretação que se pode fazer sobre a relação entre orientação do mercado e subsídios agrícolas é que a orientação exportadora é um preditor mais consistente para menores níveis de subsídios do que a orientação importadora é para maiores níveis de subsídios. A explicação aqui vai em sentido parecido com aquela oferecida para a participação da agricultura nas exportações (*detrendexportagro*). Conforme

o mercado externo se torna mais relevante para a renda dos produtores de uma commodity, eles passam a receber menos renda advinda de transferências internas. Mas, como as distorções muito raramente atingem níveis negativos, ou seja, não há apropriação de renda do setor agrícola, isso corrobora a interpretação de que a postura do governo brasileiro tem sido consistente no sentido de não intervir e não sobretaxar esses mercados exportadores, como era a prática antes da abertura comercial. Posto de outra forma, commodities mais exportadas são relativamente menos subsidiadas, mas não taxadas, pois seus preços convergem com os preços internacionais.

Por outro lado, a performance ambígua de *coefimport* pode significar que a maior penetração das importações para algumas commodities e períodos talvez não esteja necessariamente acompanhada de maiores subsídios, ao contrário do que a literatura anteriormente apresentou. Isto significaria que os subsídios não têm sido usados principalmente como mecanismos de compensação aos produtores que concorrem com as importações, mas que as garantias de preço e renda dos produtores estariam mais associadas a dinâmicas econômicas e políticas domésticas. A concomitância entre ausência de apropriação de renda das indústrias exportadoras e baixa correlação entre maiores subsídios e penetração das importações pode ser entendida como evidência contrária a uma preferência anticomércio. Nesta hipótese, o padrão de distorções dos incentivos seria, tipicamente, a apropriação da renda das indústrias exportadoras e a proteção das indústrias importadoras. Mas, o que se observa, a partir dos resultados obtidos neste teste, é uma postura não intervencionista sobre a inserção da economia nos fluxos de comércio internacionais de acordo com as vantagens comparativas, enquanto que o padrão de distribuição de subsídios está estatisticamente mais relacionado a fatores domésticos.

A última variável do conjunto de indicadores de mercado é *preçoint*, que buscava controlar pela oscilação dos preços de mercado das commodities. Esta variável não foi um preditor consistente dos níveis de subsídios pois seu efeito foi estatisticamente significativo em apenas 2 regressões (especificação 3 da Regressão 1 e especificação 6 da Regressão 2). Considerando os casos em que *preçoint* foi estatisticamente significativo, o efeito foi positivo, o que é contrário à intuição de que o governo protegeria a renda dos produtores em caso de baixa nos preços. O efeito positivo significa que a transmissão de uma alta nos preços internacionais ocasionaria altas proporcionalmente maiores nos preços domésticos. Este poderia ser um efeito de curto prazo, pois na medida em que os mercados externos

passam a pagar mais, e em moeda estrangeira, a oferta para o mercado doméstico diminui relativo à demanda, aumentando os preços.

Por fim, resta comentar o efeito das variáveis *dummies anoeleitoral* e *govesq*. Não houve efeito de ano eleitoral sobre os subsídios, ou seja, não se verificou uma influência do ciclo eleitoral sobre o padrão de distribuição de subsídios agrícolas. Já *govesq* apresentou efeito significativo e positivo em todas as especificações da Regressão 1, e em 2 das 6 especificações da Regressão 2. Esse efeito era esperado, mas poderia ser explicado de duas formas distintas: ou porque governos de esquerda tendem a distribuir renda em sociedades mais desiguais (OLPER, 2006), ou, alternativamente, porque governos de esquerda tendem a aumentar investimentos e gastos públicos.

7 Considerações finais

Este trabalho teve como objetivo principal testar a importância relativa do lobby como fator explicativo para as diferenças observadas nos níveis de subsídios entre 11 commodities agropecuárias, no Brasil, entre 1995 e 2019. O principal método adotado foi a execução de seis conjuntos de regressões sobre duas medidas de distorções de preços e rendas da agropecuária, o PNPC e o NRA, observando diferentes técnicas encontradas na literatura de séries temporais de cortes transversais. Para isso, foi construída uma base de dados em painel própria, utilizando dados de diversas fontes.

Baseado na teoria da ação coletiva e na hipótese de Olson/Becker, o trabalho utilizou número de produtores, concentração geográfica da produção, produção média por fazenda e população rural como variáveis *proxies* da capacidade relativa dos lobbies dos grupos de interesse. As variáveis de controle incluídas nos modelos buscaram representar uma variedade de hipóteses alternativas encontradas na literatura de economia política, divididas em outros dois conjuntos: os objetivos macroeconômicos do governo, e os indicadores de comércio, além de *dummies* para controles adicionais.

Os resultados sugerem evidência favorável à teoria da ação coletiva. Os níveis de subsídio apresentaram correlação estatisticamente significativa com menor número de produtores e maior concentração geográfica da produção na maioria das especificações quando a variável dependente foi o PNPC. Porém, estas variáveis obtiveram performance apenas sugestiva quando a variável dependente foi o NRA. O desempenho dos preditores também variou entre as especificações adotadas.

Comparando com as hipóteses alternativas, embora as variáveis de ação coletiva tenham apresentado performance relativamente consistente, os resultados apontaram que o melhor preditor do nível de subsídios das commodities neste período foi o coeficiente de exportação. Esta variável apresentou resultados significativos em todas as especificações para ambas as variáveis dependentes. Os resultados obtidos pelas outras variáveis de controle também possibilitaram aprofundar o debate sobre as diversas hipóteses encontradas na literatura de economia política, e refletir sobre a sua pertinência para explicar as preferências de política agrícola no caso brasileiro.

Além disso, as estatísticas descritivas feitas ao longo do trabalho permitiram delinear um panorama geral da distribuição dos subsídios agrícolas brasileiros nas últimas décadas

e identificar alguns padrões. Entre os mais importantes, foi observado que algodão, arroz, milho, trigo e leite receberam suporte de maneira sistemática ao longo do período, embora em graus variados, enquanto que açúcar, café, soja, carne, porco e frango não contaram com suporte de preços ou rendas de forma sistemática, mas apenas pontual. Apesar da variabilidade observada entre commodities, os níveis de subsídios para todas elas registraram tendência de queda ao fim do período, especialmente a partir de 2012.

Estes resultados permitem concluir, em primeiro lugar, que o lobby de grupos de interesse é uma hipótese pertinente para explicar a variabilidade de subsídios entre commodities no caso brasileiro. Porém, a diferença observada nos resultados para as duas variáveis dependentes indica a relevância que a escolha da medida adotada para a mensuração dos níveis de subsídios terá sobre os resultados. Espera-se, então, que estes resultados sirvam como estímulo para que futuros estudos investiguem se há variabilidade entre as estratégias de lobby adotadas pelos diferentes grupos de interesse da agropecuária, levando em conta diferentes métricas ou métodos de mensuração de subsídios ou vantagens econômicas. Outra sugestão para futuros estudos é verificar os mecanismos institucionais e organizacionais específicos através dos quais o menor número de produtores e a maior concentração geográfica aumentam a eficiência da ação coletiva destes grupos, dentro das características particulares do desenho institucional brasileiro. Por exemplo, seria interessante investigar se a correlação entre concentração geográfica da produção e subsídios pode ser compreendida em termos da relação da comunicação a nível horizontal (dentro de uma entidade da federação) e vertical (entre unidades da federação) das organizações de representação de interesses, ou como as novas tecnologias de comunicação vem afetando a capacidade de organização política no meio rural.

Em segundo lugar, concluiu-se que houve continuidade do padrão de baixa intervenção estatal em mercados agropecuários anteriormente já reconhecida pela literatura. Especificamente, a apropriação de rendas não foi verificada para nenhuma commodity da agricultura (com a exceção do açúcar antes de 2000). Porém, a apropriação de renda foi verificada para três das quatro commodities pecuárias (carne, porco e frango), embora em níveis baixos. Já com relação às distorções positivas, apesar da variabilidade de suporte entre commodities, todas as commodities apresentaram tendência de queda nos níveis de suporte ao fim do período, confirmando que a preferência política preponderante tem sido a de integração com os mercados internacionais.

Neste sentido, um achado interessante foi que o coeficiente de exportação desempenhou melhor como preditor de subsídios do que a penetração das importações, sugerindo que a tendência a subsidiar uma commodity diminui conforme o mercado internacional aumenta sua importância relativa na geração de renda dos produtores, e não tanto conforme a commodity passe por períodos de alta importadora. A correlação negativa encontrada entre participação da agropecuária nas exportações e subsídios corrobora a tese de que a preferência de política agrícola preponderante no Brasil tem sido a de retirar os subsídios conforme o dinamismo econômico do setor aumenta, porém sem chegar à imposição de mecanismos de apropriação de renda que caracterizaram os períodos anteriores às reformas econômicas.

Por fim, as diferenças de performance entre as especificações adotadas revela que as escolhas metodológicas para a modelagem estatística deste tipo de fenômeno não são triviais, e precisam ser cautelosamente definidas. No que tange ao uso de dados em painel, especificamente, recomenda-se que futuros estudos quantitativos aprimorem as restrições teóricas e relações temporais assumidas pelos modelos, e que estudos qualitativos explorem as relações de *path dependence* que podem envolver o processo decisório da distribuição de subsídios agrícolas.

Referências

- ANDERSON, K.. **Five decades of distortions to agricultural incentives**. Washington: World Bank, 2009. (Agricultural Distortions Working Paper 76). Disponível em: <https://openknowledge.worldbank.org/entities/publication/006ee8b5-e0c1-5e16-9bed-f42523e6f8c>. Acesso em: 04 jun. 2023.
- ANDERSON, K.. Krueger, Schiff, and Valdés revisited: agricultural price and trade policy reform in developing countries since 1960. **Applied Economic Perspectives and Policy**, [S.L.], v. 32, n. 2, p. 195-231, jun. 2010. Wiley. <http://dx.doi.org/10.1093/aep/1093/ppq005>.
- ANDERSON, K.; CORONG, E.; VALENZUELA, E.. **Impacts of agricultural domestic supports on developing economies**. [S.L.]: University of Waikato, 2021. Report commissioned by New Zealand's Ministry for Primary Industries. Agreement No. 22667. Disponível em: https://www.waikato.ac.nz/_data/assets/pdf_file/0010/775468/Anderson-et-al.-MPI-final-report.pdf. Acesso em: 04 jun. 2023.
- ANDERSON, K.; RAUSSER, G.; SWINNEN, J.. Political Economy of Public Policies: insights from distortions to agricultural and food markets. **Journal Of Economic Literature**, [S.L.], v. 51, n. 2, p. 423-477, 1 jun. 2013. American Economic Association. <http://dx.doi.org/10.1257/jel.51.2.423>.
- ANDERSON, K.; VALDÉS, A. (ed.). **Distortions to agricultural incentives in Latin America**. Washington: World Bank, 2008.
- ANDERSON, K.; VALENZUELA, E.. What impact are subsidies and trade barriers abroad having on Australasian and Brazilian agriculture? **Australian Journal Of Agricultural And Resource Economics**, [S.L.], v. 65, n. 2, p. 265-290, 7 jan. 2021. Wiley. <http://dx.doi.org/10.1111/1467-8489.12413>.
- ARELLANO, M.. **Panel data econometrics**. Oxford: Oxford University Press, 2003.
- ARIENS, S.; ADOLF, J. K.; CEULEMANS, E.. One Does Not Simply Correct for Serial Dependence. **Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal**, [S.L.], p. 1-15, 28 fev. 2023. Informa UK Limited. <http://dx.doi.org/10.1080/10705511.2023.2173203>.
- ASTERIOU, D.; HALL, S. G.. **Applied Econometrics**. 3. ed. New York: Palgrave, 2016.
- BACHA, C. J. C.. **Economia e política agrícola no Brasil**. Campinas, Sp: Alínea, 2018.
- BACHA, C. J. C.; CARVALHO, L. V.. **What explains the intensification and diversification of Brazil's agricultural production and exports from 1990 to 2012?** Manchester: The University Of Manchester, 2014. (IRIBA Working Paper: 02). Disponível em: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2470995. Acesso em: 04 jun. 2023.
- BACHA, C.; CARVALHO, L.. The Evolution of Brazilian Production and Exportation of Agro-based Products from 1990 thru 2013. In: 30TH International Conference of

Agricultural Economists, 30., 2018, Vancouver. **Proceedings of the 30th International Conference of Agricultural Economists**. Vancouver: International Association Of Agricultural Economists, 2018. p. 1-29. Disponível em: <https://econpapers.repec.org/paper/agsiaae18/277740.htm>. Acesso em: 04 jun. 2023.

BALTAGI, B. H.. **Econometric Analysis of Panel Data**. 3. ed. West Sussex: John Wiley & Sons, Ltd., 2005.

BATES, R. H.; BLOCK, S.. Political Institutions and Agricultural Trade Interventions in Africa. **American Journal Of Agricultural Economics**, [S.L.], v. 93, n. 2, p. 317-323, 01 jan. 2011. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/41240287>. Acesso em: 04 jun. 2023.

BAUTISTA, R. M.; VALDÉS, A. (ed.). **The bias against agriculture**. San Francisco, California: Ics Press, 1993.

BECK, N.; KATZ, J. N.. Modeling Dynamics in Time-Series–Cross-Section Political Economy Data. **Annual Review Of Political Science**, [S.L.], v. 14, n. 1, p. 331-352, 15 jun. 2011. Annual Reviews. <http://dx.doi.org/10.1146/annurev-polisci-071510-103222>.

BECK, N.; KATZ, J. N.. Nuisance vs. Substance: specifying and estimating time-series-cross-section models. **Political Analysis**, [S.L.], v. 6, p. 1-36, 1996. Cambridge University Press (CUP). <http://dx.doi.org/10.1093/pan/6.1.1>.

BECK, N.; KATZ, J. N.. What To Do (and not to do) with Time-Series Cross-Section Data. **American Political Science Review**, [S.L.], v. 89, n. 3, p. 634-647, set. 1995. Cambridge University Press (CUP). <http://dx.doi.org/10.2307/2082979>.

BECKER, G. S.. A Theory of Competition Among Pressure Groups for Political Influence. **The Quarterly Journal Of Economics**, [S.L.], v. 98, n. 3, p. 371, ago. 1983. Oxford University Press (OUP). <http://dx.doi.org/10.2307/1886017>.

BEGHIN, J. C.; KHERALLAH, M.. Political Institutions and International Patterns of Agricultural Protection. **The Review Of Economics And Statistics**, [S.L.], v. 76, n. 3, p. 482, ago. 1994. JSTOR. <http://dx.doi.org/10.2307/2109973>.

BETZ, T.; POND, A.. The Absence of Consumer Interests in Trade Policy. **The Journal Of Politics**, [S.L.], v. 81, n. 2, p. 585-600, abr. 2019. University of Chicago Press. <http://dx.doi.org/10.1086/701493>.

BINSWANGER, H. P.; DEININGER, K.. Explaining Agricultural and Agrarian Policies in Developing Countries. **Journal Of Economic Literature**, [S.L.], v. 4, n. 35, p. 1958-2005, dez. 1997. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/2729884>. Acesso em: 04 jun. 2023.

BOUZAS, R. (ed.). **Domestic determinants of national trade strategies: a comparative analysis of Mercosur countries, Mexico and Chile**. [S.L.]: Chaire Mercosur de Sciences Po, 2006. (Working Group on EU-Mercosur negotiations).

BRASIL. Banco Central Do Brasil. **Anuário Estatístico do Crédito Rural**. Brasília,

Vários Anos a. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/creditorural>. Acesso em: 19 fev. 2022.

BRASIL. Banco Central Do Brasil. **Matriz de Dados do Crédito Rural**. Brasília, Vários Anos b. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/creditorural>. Acesso em: 19 fev. 2022.

BRASIL. MAPA - Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Valor bruto da produção agropecuária**. Brasília, 2022. Disponível em: <https://view.officeapps.live.com/op/view.aspx?src=https%3A%2F%2Fwww.gov.br%2Fagricultura%2Fpt-br%2Fassuntos%2Fnoticias%2Fvalor-bruto-da-producao-agropecuaria-de-2022-e-estimado-em-r-1-2-trilhao%2F202201VBPBRASIL.xlsx&wdOrigin=BROWSELINK>. Acesso em: 19 fev. 2022.

BRASIL. MAPA - Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Acompanhamento da Produção Sucrealcooleira**. Brasília, Vários Anos c. Disponível em: <https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/sustentabilidade/agroenergia/acompanhamento-da-producao-sucrealcooleira>. Acesso em: 19 fev. 2022.

BRASIL. Ministério do Trabalho. **Microdados RAIS e CAGED**. Brasília, 2021. Disponível em: <http://pdet.mte.gov.br/microdados-rais-e-caged>. Acesso em: 25 nov. 2021.

BROOKS, J.; MELYUKHINA, O.. Estimating the Pass-Through of Agricultural Policy Reforms: an application to brazilian commodity markets. **OECD Food, Agriculture And Fisheries Papers**, [S.L.], v. 2, n. 1, p. 1-21, 1 nov. 2005. Organisation for Economic Co-Operation and Development (OECD). <http://dx.doi.org/10.1787/827275354437>.

BROWN, G. T.. Agricultural pricing policies in developing countries. In: SHULTZ, T. W. (ed.). **Distortions of agricultural incentives**. Indiana: Indiana University Press, 1978. p. 84-113.

BUAINAIN, A. M. et al (ed.). **O mundo rural no Brasil do século 21: a formação de um novo padrão agrário e agrícola**. Brasília: Embrapa, 2014.

BUAINAIN, A. M.; LANNA, R.; NAVARRO, Z. (ed.). **Agricultural development in Brazil: the rise of global agro-food power**. Oxon: Routledge, 2019.

CESÁRIO, P. S.. Redes de influência no Congresso Nacional: como se articulam os principais grupos de interesse. **Revista de Sociologia e Política**, [S.L.], v. 24, n. 59, p. 109-127, set. 2016. FapUNIFESP (SciELO). <http://dx.doi.org/10.1590/1678-987316245906>.

CLARK, T. S.; LINZER, D. A.. Should I Use Fixed or Random Effects? **Political Science Research And Methods**, [S.L.], v. 3, n. 2, p. 399-408, 21 nov. 2014. Cambridge University Press (CUP). <http://dx.doi.org/10.1017/psrm.2014.32>.

CONSENTINO, L.. **Interesses organizados na cena internacional: o lobby do etanol**. 2011. 117 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Ciência Política, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2011.

CROSER, J. L.; LLOYD, P. J.; ANDERSON, K.. How Do Agricultural Policy Res-

trictions on Global Trade and Welfare Differ Across Commodities? **American Journal Of Agricultural Economics**, [S.L.], v. 92, n. 3, p. 698-712, abr. 2010. Wiley. <<http://dx.doi.org/10.1093/ajae/aaq025>>.

CRUZ, R.G.. **A quem respondem os ruralistas?:** base eleitoral e proposições legislativas dos deputados federais da 54a legislatura. 2015. 85 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Ciência Política, Universidade de Brasília, Brasília, 2015.

CUNHA, P. R.. **O código florestal e os processos de formulação do mecanismo de compensação de reserva legal (1996-2012):** ambiente político e política ambiental. 2023. 255 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Ciência Ambiental, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2013.

DE BOEF, S.; KEELE, Luke. Taking Time Seriously. **American Journal Of Political Science**, [S.L.], v. 52, n. 1, p. 184-200, 18 jan. 2008. Wiley. <<http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-5907.2007.00307.x>>.

DE GORTER, H.; SWINNEN, J.. Political economy of agricultural policy. In: GARDNER, B.; RAUSSER, G. (ed.). **Handbook of agricultural economics**. [S.L.]: Elsevier, 2002. Cap. 36. p. 1893-1943. Disponível em: <[https://doi.org/10.1016/S1574-0072\(02\)10023-5](https://doi.org/10.1016/S1574-0072(02)10023-5)>. Acesso em: 04 jun. 2023.

DEL GROSSI, M. E.. **Algoritmo para delimitação da agricultura familiar no Censo agropecuário 2017, visando a inclusão de variável no banco de dados do Censo, disponível para ampla consulta.** FAO/MAPA: Brasília, 2019. Disponível em: <[https://sidra.ibge.gov.br/Content/Documentos/CA/Metodologia%20Agricultura%20familiar%20\(IBGE\)%20DelGrossi%20final%205jun2019.pdf](https://sidra.ibge.gov.br/Content/Documentos/CA/Metodologia%20Agricultura%20familiar%20(IBGE)%20DelGrossi%20final%205jun2019.pdf)>. Acesso em 13 dez. 2022.

DRUKKER, D. M.. Testing for Serial Correlation in Linear Panel-data Models. **The Stata Journal: Promoting communications on statistics and Stata**, [S.L.], v. 3, n. 2, p. 168-177, jun. 2003. SAGE Publications. <<http://dx.doi.org/10.1177/1536867x0300300206>>.

ESTADOS UNIDOS. USDA – United States Department of Agriculture. **PSD Data Sets – Dairy: banco de dados.** Foreign Agricultural Service. 2021. Disponível em: <<https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/downloads>>. Acesso em: 27 out. 2021.

ERTEN, B.; OCAMPO, J. A.. Super Cycles of Commodity Prices Since the Mid-Nineteenth Century. **World Development**, [S.L.], v. 44, p. 14-30, abr. 2013. Elsevier BV. <<http://dx.doi.org/10.1016/j.worlddev.2012.11.013>>.

FREITAS, R. E.. A agropecuária na balança comercial brasileira. **Revista de Política Agrícola**, [S.L.], v. 23, n. 2, p. 77-90, abr./mai./jun. 2014. Disponível em: <<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/912/818>>. Acesso em: 20 jun. 2023.

FULGINITI, L. E.. **The political market for agricultural protection.** Ames, Iowa: Iowa State University, 1992. (GATT Resea). Disponível em: <<https://www.card.iastate.edu/products/publications/pdf/92gatt5.pdf>>. Acesso em: 04 jun. 2023.

FULGINITI, L. E.; SHOGREN, J. F.. Agricultural Protection in Developing Countries. **American Journal Of Agricultural Economics**, [S.L.], v. 74, n. 3, p. 795-801, ago. 1992. Wiley. <<http://dx.doi.org/10.2307/1242598>>.

FURTAN, W. H.; JENSEN, M. S.; SAUER, J.. Rent Seeking and the Common Agricultural Policy: do member countries free ride on lobbying?. In: 107TH EAAE Seminar “Modeling of agricultural and rural development policies”, 107., 2008, Sevilla, Spain. **Proceedings of the 107th EAAE Seminar**. Sevilla, Spain: European Association Of Agricultural Economists (Eaae), 2008. p. 1-32. Disponível em: <<https://ageconsearch.umn.edu/record/6600/>>. Acesso em: 04 jun. 2023.

GERALDELLO, C. S.. **Agronegócio, comércio internacional e representação de interesses no Brasil: o caso das grandes indústrias citrícolas paulistas**. 2021. 225 f. Tese (Doutorado) - Curso de Ciência Política, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2021.

GERALDELLO, C. S.. A câmara setorial da citricultura do mapa e os grupos de interesse citrícola: campo de conciliação ou de conflitos?. In: IX Seminário Discente da Pós-Graduação em Ciência Política da USP, 9., 2019, São Paulo. **Anais do IX Seminário Discente da Pós-Graduação em Ciência Política da USP**. São Paulo: Universidade de São Paulo, 2019. p. 1-24.

GREMAUD, A. P.; VASCONCELLOS, M. A. S.; TONETO JÚNIOR, D.. **Economia Brasileira Contemporânea**. 7. ed. São Paulo: Atlas, 2012.

GUYOMARD, H. et al. Agriculture in the Uruguay Round: ambitions and realities. **Journal Of Agricultural Economics**, [S.L.], v. 44, n. 2, p. 245-263, maio 1993. Wiley. <<http://dx.doi.org/10.1111/j.1477-9552.1993.tb00269.x>>.

HAYNES, J. E.. Rural Assistance Levels: the influence of policies and world price changes. **Australian Journal Of Agricultural Economics**, [S.L.], v. 29, n. 1, p. 32-48, abr. 1985. Wiley. <<http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-8489.1985.tb00439.x>>.

HELFAND, S. M.. Interest groups and economic policy: explaining the pattern of protection in the brazilian agricultural sector. **Contemporary Economic Policy**, [S.L.], v. 18, n. 4, p. 462-476, out. 2000. Wiley. <<http://dx.doi.org/10.1111/j.1465-7287.2000.tb00042.x>>.

HELFAND, S. M.. The Political Economy of Agricultural Policy in Brazil: decision making and influence from 1964 to 1992. **Latin American Research Review**, [S.L.], v. 34, n. 2, p. 3-41, 1999. Cambridge University Press (CUP). <<http://dx.doi.org/10.1017/s0023879100038565>>.

HELFAND, S. M.; REZENDE, G. C. (org.). **Região e espaço no desenvolvimento agrícola brasileiro**. Rio de Janeiro: Ipea, 2003.

HILLMAN, A. L.. Declining Industries and Political-Support Protectionist Motives. **The American Economic Review**, [S.L.], v. 72, n. 5, p. 1180-1187, dez. 1982. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/1812033>>. Acesso em: 05 jun. 2023.

HUNTINGTON, S. P.. Democracy's Third Wave. **Journal Of Democracy**, [S.L.], v. 2, n. 2, p. 12-34, 1991. Project MUSE. <http://dx.doi.org/10.1353/jod.1991.0016>.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo agropecuário 1995-1996**. Número 1 - Brasil. Rio de Janeiro, 1998. Disponível em <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-1995-1996>. Acesso em 14 dez. 2022.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo agropecuário 2006**. Brasil, grandes regiões e unidades da federação. Segunda apuração. Rio de Janeiro, 2016. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2006/segunda-apuracao>. Acesso em 14 dez. 2022.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo agropecuário 2017**. Resultados definitivos. Rio de Janeiro, 2019. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2017/resultados-definitivos>. Acesso em 14 dez. 2022.

IGLÉCIAS, W.. O empresariado do agronegócio no Brasil: ação coletiva e formas de atuação política - as batalhas do açúcar e do algodão na OMC. **Revista de Sociologia e Política**, [S.L.], n. 28, p. 75-97, jun. 2007. FapUNIFESP (SciELO). <http://dx.doi.org/10.1590/s0104-44782007000100006>.

IMF – INTERNATIONAL MONETARY FUND. **World Economic Outlook Database: base de dados**. Primary Commodity Prices. 2021. Disponível em: <https://www.imf.org/en/Publications/WEO/weo-database/2021/October.Acessoem09nov.2021>.

JANK, M. S.; NASSAR, A. M.; TACHINARDI, M. H.. Agronegócio e comércio exterior brasileiro. **Revista USP**, [S.L.], n. 64, p. 14-27, 1 fev. 2005. Universidade de São Paulo, Agência USP de Gestão da Informação Acadêmica (AGUIA). <http://dx.doi.org/10.11606/issn.2316-9036.v0i64p14-27>.

JANK, M. S.; SILBER, S. D. (org.). **Políticas comerciais comparadas: desempenho e modelos organizacionais**. São Paulo: Singular, 2007.

KELLSTEDT, P.M.; WHITTEN, G. D.. **The Fundamentals of Political Science Research**. 3. ed. Cambridge: Cambridge University Press, 2018.

KROPKO, J.; KUBINEC, R.. Interpretation and identification of within-unit and cross-sectional variation in panel data models. **Plos One**, [S.L.], v. 15, n. 4, p. 1-22, 21 abr. 2020. Public Library of Science (PLoS). <http://dx.doi.org/10.1371/journal.pone.0231349>.

KRUEGER, A. O.; SCHIFF, M.; VALDÉS, A.. Agricultural Incentives in Developing Countries: measuring the effect of sectoral and economywide policies. **The World Bank Economic Review**, [S.L.], v. 2, n. 3, p. 255-271, 1988. Oxford University Press (OUP). <http://dx.doi.org/10.1093/wber/2.3.255>.

KVARTIUK, V.; HERZFELD, T.. Redistributive Politics in Russia: the political economy of agricultural subsidies. **Comparative Economic Studies**, [S.L.], v. 63, n. 1, p. 1-30,

14 ago. 2020. Springer Science and Business Media LLC. <http://dx.doi.org/10.1057/s41294-020-00131-2>.

LEITE, S. (org.). **Políticas públicas e agricultura no Brasil**. 2. ed. Porto Alegre: Editora da UFRGS, 2001.

LIMA, M. M. O.. **Grupos de Interesse e Legislativo: a atuação do empresariado na política comercial brasileira**. 2011. 71 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Ciência Política, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2011.

LINDERT, P. H.. Historical patterns of agricultural policy. In: TIMMER, C. P. (ed.). **Agriculture and the State**. Ithaca: Cornell University, 1991. p. 29-83.

LOPES, I.V.; LOPES, M. R.; BARCELOS, F. C.. Das políticas de substituição das importações à agricultura moderna do Brasil. **Revista de Política Agrícola**, [S.L.], v. 16, n. 4, p. 52-85, out. 2007. Disponível em: <https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/486/436>. Acesso em: 04 jun. 2023.

LOPES, I. V.. **Quem produz o que e onde na agricultura brasileira**. Brasília: FGV/CNA, 2004.

LOPES, M. D. R. et al. **Distortions to Agricultural Incentives In Brazil**. Washington: World Bank, 2007. (Agricultural Distortions Working Paper 12). Disponível em: <https://documents1.worldbank.org/curated/en/375051468150887499/pdf/559770NWP0BR0v10Brazil112071rev0508.pdf>. Acesso em: 04 jun. 2023.

MACHADO, A. P. C.. **A formulação da política comercial externa agrícola: condicionantes internacionais e domésticos da transformação institucional do ministério da agricultura, pecuária e abastecimento**. 2009. 115 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Relações Internacionais, Universidade de Brasília, Brasília, 2009.

MAGEE, S. P.; BROCK, W. A.; YOUNG, L.. **Black hole tariffs and endogenous policy theory: political economy in general equilibrium**. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.

MALANG, T.; HOLZINGER, K.. The political economy of differentiated integration: the case of common agricultural policy. **The Review Of International Organizations**, [S.L.], v. 15, n. 3, p. 741-766, 28 maio 2020. Springer Science and Business Media LLC. <http://dx.doi.org/10.1007/s11558-020-09384-z>.

MANCINI, C.. **O agronegócio e as negociações comerciais internacionais: uma análise da ação coletiva do setor privado**. 2008. 192 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Ciência Política, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2008.

MARQUES, L. D.. **Modelos Dinâmicos com Dados em Painel: revisão de literatura**. Porto: Centro de Estudos Macroeconómicos e Previsão da Faculdade de Economia do Porto, 2000.

MARTIN, W.. Economic growth, convergence, and agricultural economics. **Agricul-**

tural Economics, [S.L.], v. 50, n. 1, p. 7-27, nov. 2019. Wiley. <<http://dx.doi.org/10.1111/agec.12528>>.

MARZAGÃO, T. V.. Lobby e protecionismo no Brasil contemporâneo. **Revista Brasileira de Economia**, [S.L.], v. 62, n. 3, p. 263-278, set. 2008. FapUNIFESP (SciELO). <<http://dx.doi.org/10.1590/s0034-71402008000300002>>.

MCALLA, A. F.; NASH, J.. **Reforming Agricultural Trade for Developing Countries**. Washington: World Bank, 2007. Vol. 2.

MERGOS, G.. Relative distortions of agricultural incentives: a cross country analysis for wheat, rice and maize. **Agricultural Administration And Extension**, [S.L.], v. 24, n. 4, p. 195-211, jan. 1987. Elsevier BV. <[http://dx.doi.org/10.1016/0269-7475\(87\)90092-4](http://dx.doi.org/10.1016/0269-7475(87)90092-4)>.

MESQUITA, R. B.; MERLO, E. M.; GREMAUD, A. P.. Panorama do comércio exterior brasileiro: evolução dos principais parceiros e produtos (1997-2020). **Cadernos PROLAM/USP**, [S.L.], v. 20, n. 39, p. 414-440, 1 jul. 2021. Universidade de Sao Paulo, Agencia USP de Gestao da Informacao Academica (AGUIA). <<http://dx.doi.org/10.11606/issn.1676-6288.prolam.2021.178485>>.

MILNER, H. V.. The political economy of international trade. **Annual Review Of Political Science**, [S.L.], v. 2, n. 1, p. 91-114, jun. 1999. Annual Reviews. <<http://dx.doi.org/10.1146/annurev.polisci.2.1.91>>.

MIZON, G. E.. A simple message for autocorrelation correctors: don't. **Journal Of Econometrics**, [S.L.], v. 69, n. 1, p. 267-288, set. 1995. Elsevier BV. <[http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01671-1](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(94)01671-1)>.

NASSAR, A. M.; ZYLBERSZTAJN, D.. Associações de interesse no agronegócio brasileiro: análise de estratégias coletivas. **Revista de Administração: RAUSP**, São Paulo, v. 39, n. 2, p. 141-152, abr. 2004.

OECD. **Agricultural Policy Monitoring and Evaluation 2022**: reforming agricultural policies for climate change mitigation. Paris: OECD Publishing, 2022.

OECD. **Producer and Consumer Support Estimates: banco de dados**. 2021. OECD Agriculture statistics. Disponível em: <<https://stats.oecd.org/Index.aspx?QueryId=114544>>. Acesso em: 15 jun. 2023.

OLIVEIRA, G. A. S.. As Políticas de Proteção Tarifária e Estímulo Industrial Face à Inserção Internacional Brasileira: uma análise de economia política com dados em painel. **Economia**, [S.L.], v. 12, n. 3, p. 517-551, set. 2011. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/revista/vol12/vol12n3p517_551.pdf>. Acesso em: 04 jun. 2023.

OLPER, A.. Determinants of Agricultural Protection: the role of democracy and institutional setting alessandro olper. **Journal Of Agricultural Economics**, [S.L.], v. 52, n. 2, p. 75-92, maio 2001. Wiley. <<http://dx.doi.org/10.1111/j.1477-9552.2001.tb00926.x>>.

OLPER, A.. Land inequality, government ideology and agricultural protection. **Food**

Policy, [S.L.], v. 32, n. 1, p. 67-83, fev. 2007. Elsevier BV. [⟨http://dx.doi.org/10.1016/j.oodpol.2006.03.009⟩](http://dx.doi.org/10.1016/j.oodpol.2006.03.009).

OLPER, A.. Political economy determinants of agricultural protection levels in EU member states: an empirical investigation. **European Review Of Agricultural Economics**, [S.L.], v. 25, n. 4, p. 463-487, 1 jan. 1998. Oxford University Press (OUP). [⟨http://dx.doi.org/10.1093/erae/25.4.463⟩](http://dx.doi.org/10.1093/erae/25.4.463).

OLSON, M.. **The logic of collective action: public goods and the theory of groups**. Cambridge: Harvard University Press, 1971.

OLSON, M.. Agricultural exploitation and subsidization: there is an explanation. **Choices**, [S.L.], v. 5, n. 4, p. 8-11, out. 1990. AgEcon. [⟨http://dx.doi.org/10.22004/AG.ECON.131307⟩](http://dx.doi.org/10.22004/AG.ECON.131307).

OLSON, M.. Agriculture and the Depressed Areas. **Journal of Farm Economics**, [S.L.], v. 46, n. 5, p. 984, dez. 1964. Oxford University Press (OUP). [⟨http://dx.doi.org/10.2307/1236668⟩](http://dx.doi.org/10.2307/1236668).

OLSON, M.. Space, Agriculture, and Organization. **American Journal of Agricultural Economics**, [S.L.], v. 67, n. 5, p. 928-937, dez. 1985. Wiley. [⟨http://dx.doi.org/10.2307/1241349⟩](http://dx.doi.org/10.2307/1241349).

OLSON, M.. The exploitation and subsidization of agriculture in developing and developed countries. In: Nineteenth International Conference of Agricultural Economists, 19., 1985, Málaga, Spain. **Proceedings of the Nineteenth International Conference Of Agricultural Economists**. Oxford: Gower, 1986. p. 49-59.

OMEJE, E. E.. Impact of agricultural protection on agricultural growth in Nigeria: political economy perspective (1980-2016). **Review Of Agricultural and Applied Economics**, [S.L.], v. 22, n. 1, p. 41-50, 2019. Slovak University of Agriculture in Nitra. [⟨http://dx.doi.org/10.15414/raae.2019.22.01.41-50⟩](http://dx.doi.org/10.15414/raae.2019.22.01.41-50).

PAARLBERG, R.. Agricultural Policy Reform and the Uruguay Round: synergistic linkage in a two-level game?. **International Organization**, [S.L.], v. 51, n. 3, p. 413-444, 1997. Cambridge University Press (CUP). [⟨http://dx.doi.org/10.1162/002081897550410⟩](http://dx.doi.org/10.1162/002081897550410).

PARK, J. H.; JENSEN, N.. Electoral Competition and Agricultural Support in OECD Countries. **American Journal Of Political Science**, [S.L.], v. 51, n. 2, p. 314-329, abr. 2007. Wiley. [⟨http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-5907.2007.00253.x⟩](http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-5907.2007.00253.x).

PATTERSON, L. A.. Agricultural policy reform in the European Community: a three-level game analysis. **International Organization**, [S.L.], v. 51, n. 1, p. 135-165, 1997. Cambridge University Press (CUP). [⟨http://dx.doi.org/10.1162/002081897550320⟩](http://dx.doi.org/10.1162/002081897550320).

PELTZMAN, S.. Toward a More General Theory of Regulation. **The Journal Of Law And Economics**, [S.L.], v. 19, n. 2, p. 211-240, ago. 1976. University of Chicago Press. [⟨http://dx.doi.org/10.1086/466865⟩](http://dx.doi.org/10.1086/466865).

PESARAN, M. H.. **Time series and panel data econometrics**. Oxford: Oxford University Press, 2015.

PESARAN, M. H.. General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels. **Empirical Economics**, [S.L.], v. 60, n. 1, p. 13-50, 20 maio 2020. Springer Science and Business Media LLC. <<http://dx.doi.org/10.1007/s00181-020-01875-7>>.

PHILIPS, A. Q.. Why pool? In: PHILIPS, A. Q.. **Pooled Data Analysis for the Social Sciences**. [S.L.]: mimeo, [s.d.]. p. 25-62.

RADA, N.; HELFAND, S.; MAGALHÃES, M.. Agricultural productivity growth in Brazil: large and small farms excel. **Food Policy**, [S.L.], v. 84, p. 176-185, abr. 2019. Elsevier BV. <<http://dx.doi.org/10.1016/j.foodpol.2018.03.014>>.

REZENDE, G. C.. **Estado, Macroeconomia e Agricultura no Brasil**. Porto Alegre: Editora da UFRGS: Ipea, 2003.

SCHULZ, N.. The politics of export restrictions: a panel data analysis of african commodity processing industries. **World Development**, [S.L.], v. 130, p. 104904, jun. 2020. Elsevier BV. <<http://dx.doi.org/10.1016/j.worlddev.2020.104904>>.

SCHWANTES, F.; BACHA, C. J. C.. Análise da formulação da política de garantia de preços mínimos no Brasil pela ótica da economia política. **Nova Economia**, [S.L.], v. 29, n. 1, p. 161-192, abr. 2019. FapUNIFESP (SciELO). <<http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/3926>>.

STIGLER, G. J.. The Theory of Economic Regulation. **The Bell Journal Of Economics And Management Science**, [S.L.], v. 2, n. 1, p. 3, 1971. JSTOR. <<http://dx.doi.org/10.2307/3003160>>.

SUMNER, D. A.; ALSTON, J. M.; GLAUBER, J. W.. Evolution of the Economics of Agricultural Policy. **American Journal Of Agricultural Economics**, [S.L.], v. 92, n. 2, p. 403-423, abr. 2010. Wiley. <<http://dx.doi.org/10.1093/ajae/aaq015>>.

SWINNEN, J. F.M.. The Political Economy of Agricultural and Food Policies: recent contributions, new insights, and areas for further research. **Applied Economic Perspectives And Policy**, [S.L.], v. 32, n. 1, p. 33-58, mar. 2010. Wiley. <<http://dx.doi.org/10.1093/aep/aaa012>>.

SWINNEN, J.; OLPER, A.; VANDEVELDE, S.. From unfair prices to unfair trading practices: political economy, value chains and 21st century agri-food policy. **Agricultural Economics**, [S.L.], v. 52, n. 5, p. 771-788, 10 jul. 2021. Wiley. <<http://dx.doi.org/10.1111/agec.12653>>.

TAKAGI, M.. **Câmaras setoriais agroindustriais, representação de interesses e políticas públicas**. São Paulo: Annablume : Fapesp, 2004.

THIES, C. G.; PORCHE, S.. The Political Economy of Agricultural Protection. **The Journal Of Politics**, [S.L.], v. 69, n. 1, p. 116-127, fev. 2007. University of Chicago Press.

<http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-2508.2007.00498.x>.

TIMMER, C. P. (ed.). **Agriculture and the State**. Ithaca: Cornell University, 1991.

UNCTAD – UNITED NATIONS CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT. **Data center: banco de dados**. 2022. Disponível em: <https://unctadstat.unctad.org/EN/Index.html>. Acesso em 14 dez. 2022.

VILELA, Duarte; ARAÚJO, P. M. M. (org.). **Contribuições das câmaras setoriais e temáticas à formulação de políticas públicas e privadas para o agronegócio**. Brasília: MAPA/SE/CGAC, 2006.

WEINBERG, J. J.. **Explaining Agriculture Protectionism: a consumer-based approach to trade policy formation**. 2010. 96 f. Tese (Doutorado) - Curso de Ciência Política, University Of North Carolina, Chapel Hill, 2010.

WILKINS, A. S.. To Lag or Not to Lag?: re-evaluating the use of lagged dependent variables in regression analysis. **Political Science Research And Methods**, [S.L.], v. 6, n. 2, p. 393-411, 3 maio 2017. Cambridge University Press (CUP). <http://dx.doi.org/10.1017/psrm.2017.4>.

WILLIAMS, L. K.; WHITTEN, G. D.. But Wait, There's More! Maximizing Substantive Inferences from TSCS Models. **The Journal Of Politics**, [S.L.], v. 74, n. 3, p. 685-693, jul. 2012. University of Chicago Press. <http://dx.doi.org/10.1017/s0022381612000473>.

WORLD BANK. **World Bank Data: banco de dados**. 2021. Disponível em: <https://data.worldbank.org/>. Acesso em 09/11/2021.

WOOLDRIDGE, J. M.. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. Cambridge: The MIT Press, 2002.

Apêndice A – Notas metodológicas

Visando transparência e reprodutibilidade do estudo, a seguir constam as fontes, métodos de construção e outras informações sobre as variáveis utilizadas nos modelos.

Número de produtores (nroprod)

Fonte: IBGE¹ - Censos Agropecuários 1995-1996, 2006 e 2017 (IBGE 1998, 2012, 2019).

Descrição: A variável “número de produtores” foi estimada a partir de dados do IBGE, considerando “um produtor” como uma “unidade produtiva”, chamado pelo IBGE de “estabelecimento agropecuário”, cuja definição é

[...] toda unidade de produção/exploração dedicada, total ou parcialmente, a atividades agropecuárias, florestais ou aquícolas, independentemente de seu tamanho, de sua forma jurídica (se pertence a um produtor, a vários produtores, a uma empresa, a um conjunto de empresas etc.), ou de sua localização (área urbana ou rural), tendo como objetivo a produção, seja para venda (comercialização da produção), seja para subsistência (sustento do produtor ou de sua família) (IBGE, 2019, p. 14).

A partir dos números de produtores dos anos 1995, 2006 e 2017, os valores dos anos restantes foram obtidos por interpolação linear (progressão aritmética). Os valores para 1996 a 2005 foram obtidos por interpolação linear entre 1995 e 2006, e os valores para 2007 a 2016 foram obtidos por interpolação linear entre 2006 e 2017. Já os valores de 2018 e 2019 foram obtidos pela extrapolação linear da mesma linha de tendência entre 2006 e 2017. Esta escolha para lidar com a ausência de dados entre os anos dos recenseamentos foi tomada seguindo o mesmo método utilizado por Helfand (2000).

Observações: A) O Censo de 1995 não conteve a informação do número de estabelecimentos para a pecuária por tipo de criação. Portanto para leite, carne, porco e frango só foi possível estimar o número de produtores a partir de 2006; B) Para o algodão, foi considerado somente algodão herbáceo. C) Para o café, em 1995 os dados não diferenciavam entre produtores de arábica e outras variedades, enquanto os dados de 2006 e 2017 passaram a ter a diferenciação entre arábica e cenephora. Para estes anos foram

¹ Todos os dados produzidos pelo IBGE foram acessados diretamente pela plataforma SIDRA ou indiretamente pelo IPEADData.

somados os números de produtores das duas variedades. D) Para o açúcar: corresponde ao número de produtores de cana de açúcar.

Concentração geográfica da produção (concpred)

Fonte: IBGE.

Descrição: Seguindo Helfand (2000), a variável “concentração geográfica da produção” foi construída como um índice Herfindahl-Hirschman (HHI) de cada commodity c em cada ano t , baseado na participação de cada estado i no valor da produção nacional (Pe_{it}). O valor do índice de concentração é igual à soma dos quadrados das participações dos estados, conforme descrito na equação:

$$HHI_{ct} = \sum_{i=1}^N Pe_{it}^2$$

Valores de HHI variam de 0 a 1, sendo que a tendência a 1 indica monopólio (maior concentração), e a tendência a 0 indica concorrência perfeita (menor concentração).

Diferentes dados e fontes tiveram que ser utilizados para estimar a participação das produções estaduais na produção nacional. Os dados e fontes utilizados foram:

a) para carne bovina, carne suína e frango:

1995: valor das cabeças vendidas (fonte: Censo Agropecuário IBGE 1995); 1996: interpolação linear entre os valores do índice de 1995 e 1997; 1997-2019: peso das carcaças abatidas (fonte: Pesquisa Trimestral do Abate de Animais, IBGE). Observação: dados não disponíveis para carne suína e frango para o Estado do Amapá.

b) para o leite:

1994-2019: valor da produção (fonte: Pesquisa da Pecuária Municipal, IBGE)

c) para açúcar, algodão, arroz, café, milho, soja, trigo:

1994-2019: Valor da produção (fonte: Pesquisa da Produção Agrícola Municipal, IBGE). Observações: para o café, foi considerado “Café em grãos (total)”, que é a soma das produções das variedades arábica e robusta; para o açúcar, foi considerado o valor da produção de cana de açúcar.

Produção média por fazenda (prodmed)

Fonte: IBGE; MAPA.

Descrição: A variável “produção média por fazenda” foi obtida dividindo o valor da produção nacional, em reais correntes, pelo número de estabelecimentos (*nroprod*). Para as commodities agrícolas e leite, foram utilizados os mesmos valores de produção obtidos para a construção da variável “concentração geográfica da produção” (*concprod*). Para carne, porco e frango, foi utilizado o valor bruto da produção publicado pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (BRASIL, 2022). Em seguida, os valores em reais correntes foram deflacionados pelo deflator implícito do PIB brasileiro publicado pelo Banco Mundial (WORLD BANK, 2021).

Observações: A) Uma vez que não há dados para o número de estabelecimentos da pecuária por tipo de criação (leite, carne, porco e frango) no Censo de 1995, só foi possível estimar o valor médio da produção por fazenda para estas commodities a partir de 2006. B) Para o café, até 2012 a série histórica não diferenciava as variedades de cultura, mas a partir de 2012 passa a diferenciar a produção de arábica e cenephora. A partir deste ano, foi utilizado o valor da produção total (somando as duas culturas), sobre a soma dos produtores de ambas as variedades.

População Rural (poprural)

Fonte: IBGE.

Descrição: A variável “população rural” se refere à porcentagem da população brasileira residente em áreas rurais. A PNAD contínua fornece estimativas anuais da população rural a partir de 2001. Para o ano 2000, foram utilizados dados do Censo Demográfico 2000. Para anos anteriores a 2000, foi feita uma interpolação linear entre os dados dos Censos 1991 e 2000.

Participação da agricultura familiar na produção (agrifam)

Fonte: Lopes, 2004; IBGE.

Descrição: Os censos agropecuários de 2006 e 2017 possuem informação sobre o valor da produção agropecuária desagregável a nível de agricultura familiar e não-familiar (patronal²). No entanto, esta categoria não estava inclusa no Censo de 1995. Para este ano, foram utilizadas as informações de Lopes (2004), que estimou a participação da agricultura familiar a partir da adequação dos estabelecimentos recenseados aos parâmetros para enquadramento no financiamento do PRONAF.

Assim, a variável “agricultura familiar” seria idealmente calculada como o valor da produção em estabelecimentos classificados como agricultura familiar sobre o total da produção nacional, para cada commodity. Esta participação foi obtida para os anos de 1995, 2006 e 2017, enquanto os outros anos foram obtidos por interpolação e extrapolação linear (seguindo o mesmo procedimento utilizado para o número de produtores).

É necessário observar que a disponibilidade dos dados variou conforme as commodities e os anos, sendo necessário algumas adaptações para alguns casos, conforme descrito abaixo.

Para todos os produtos agrícolas e leite foi feita a porcentagem correspondente à agricultura familiar do valor da produção de cada commodity, conforme dados de Lopes (2004) e Censos de 2006 e 2017, exceto para o ano de 1995, em que Lopes (2004) trabalhou com o nível agregado de “grãos”, sendo impossível desagregá-lo. O valor para a categoria “grãos” foi então o mesmo utilizado para as culturas do arroz, milho, soja e trigo no ano de 1995. Para cana de açúcar, não foi registrado o valor da produção por agricultura familiar em 2006, portanto foi feita uma interpolação linear entre 1995 e 2017.

Dados utilizados para estimar a participação da agricultura familiar na criação animal:

- a) Carne bovina: 1995 - número de cabeças vendidas (LOPES, 2004); 2006 - valor da produção de animais de grande porte; 2017 - valor das vendas de animais.
- b) Porco: 1995 - número de suínos vendidos (Lopes 2004); 2006 e 2017 - valor das vendas de animais.

² A Lei n. 11.326, de 24 de julho de 2006, introduziu na legislação brasileira a figura da agricultura familiar, fornecendo um conjunto de parâmetros para caracterizá-la, o que possibilitou a incorporação desta categoria no questionário a partir do Censo agropecuário de 2006. O Decreto 9.064, de 31 de maio de 2017, que dispõe sobre a Unidade Familiar de Produção Agrária, institui o Cadastro Nacional da Agricultura Familiar e regulamenta a Lei n. 11.326 (IBGE, 2019). Para definições e detalhes metodológicos, incluindo a evolução do critério de agricultura familiar entre os Censos de 2006 e 2017, conferir Del Grossi (2019).

- c) Frango: 1995 - número de aves vendidas (Lopes 2004), 2006 - valor da produção de aves; 2017 - valor das vendas de animais.

Câmbio (cambiol)

Fonte: Banco Mundial (WORLD BANK, 2021).

Descrição: Índice de taxa de câmbio real, média anual (*real effective exchange rate index*); 2010 = 100.

Participação da agropecuária nas exportações (exportagro) e importações

Fonte: COMEX STAT.

Descrição: Valor em dólares correntes das exportações (importações) de produtos agropecuários sobre o valor em dólares correntes das exportações (importações) totais, por ano, extraídos da base COMEX STAT, exceto para 1994, 1995 e 1996, em que os valores foram obtidos em Freitas (2014).

Quadro 3 – Lista de produtos incluídos no Acordo sobre Agricultura (GATT/OMC)

(i)	Capítulos 1 a 24, exceto Capítulo 3, mais		
(ii)	Subposição NCM	2905.43	(mannitol)
	Subposição NCM	2905.44	(sorbitol)
	Posição NCM	33.01	(óleos essenciais)
	Posição NCM	35.01 a 35.05	(substâncias albuminoidais, amidos modificados, colas)
	Subposição NCM	3809.10	(agentes finalizantes)
	Subposição NCM	3823.60	(sorbitol n.e.p.)
	Posição NCM	41.01 a 41.03	(couro cru e peles)
	Posição NCM	43.01	(peles cruas)
	Posição NCM	50.01 a 50.03	(seda crua e desperdícios da seda)
	Posição NCM	51.01 a 51.03	(lã e pelo animal)
	Posição NCM	52.01 a 52.03	(algodão cru, desperdícios de algodão ou algodão cardado)
	Posição NCM	53.01	(linho cru)
	Posição NCM	53.02	(cânhamo)

Fonte: Adaptado do Acordo de Marrakesh (1994)

Os produtos incluídos na definição de “agropecuária” seguiram os produtos incluídos no Acordo de Marrakesh (1994), do GATT/OMC. O Acordo de Marrakesh define

os capítulos, posições e subposições do Sistema Harmonizado que integram o Acordo sobre Agricultura da Rodada Uruguai, que se refletem nos mesmos capítulos, posições e subposições da Norma Comum do Mercosul (NCM), já que esta é baseada no Sistema Harmonizado. O Quadro 3 delimita os produtos incluídos, de acordo com a NCM.

Inflação (inflação)

Fonte: Banco Central do Brasil / IBGE.

Descrição: Índice Nacional de Pressão ao Consumidor Amplo, acumulado do ano.

Crédito Rural (credrural)

Fonte: Banco Central do Brasil (BRASIL, vários anos a,b) e Bacha (2018).

Descrição: Índice (2019 = 1) do valor anual total empreendido em todas as modalidades de crédito rural, de 1994 a 2019, de acordo com dados do Banco Central (BRASIL, vários anos) (“Crédito Rural - Evolução dos Recursos Financeiros - Valores Nominais e Constantes”) e Bacha (2018), e deflacionados pelo deflator implícito do PIB brasileiro obtido no Banco Mundial.

PIB/Capita (pibcapita)

Fonte: Banco Mundial (WORLD BANK, 2021).

Descrição: PIB per capita brasileiro em moeda local constante (*local currency unit* – LCU)

Relação dívida/PIB (dividapib)

Fonte: Banco Central do Brasil

Descrição: De 1994 a 2000: Dívida líquida do setor público (%PIB valorizado) - Total - Setor público consolidado com Petrobras e Eletrobras. Valores de dezembro. De 2001 a 2019: Dívida líquida do setor público (%PIB) - Total - Setor público consolidado. Valores de dezembro.

Coefficiente de exportação (coefexport) e coeficiente de importação (coefimport)

Fonte: COMEX STAT; IBGE; USDA.

Descrição: O coeficiente de exportação é uma medida da proporção da produção exportada, isto é, indica quão “voltada para fora” é a produção de uma commodity. Já o coeficiente de importação é uma medida da relação entre importação e consumo aparente, isto é, indica quão “dependente de fora” é o consumo de uma commodity.

O coeficiente de exportação da commodity c é dado pela fórmula:

$$\text{coefexport}_c = \frac{\text{exportações}_c}{\text{produção}_c}$$

O coeficiente de importação da commodity c é dado pela fórmula:

$$\text{coefimport}_c = \frac{\text{importações}_c}{\text{produção}_c - \text{exportações}_c + \text{importações}_c}$$

Todos os valores das exportações e importações entre 1997-2019 foram obtidos no portal COMEX STAT com códigos a oito dígitos da NCM para uma cesta de produtos indicados abaixo. Para os anos de 1994 a 1996, os dados estavam registrados na NBM, assim foi utilizada uma cesta equivalente com códigos a dez dígitos da NBM³. Os coeficientes foram calculados com base no peso das exportações, importações e produção. Optou-se por utilizar o peso para evitar as oscilações de preços, distorções geradas pela variação e não-equivalência entre preços domésticos e internacionais, as oscilações de taxa de câmbio e os efeitos da inflação. No mesmo sentido, por ter sido utilizada medida em peso, as cestas são compostas somente por matérias primas ou produtos com processos mínimos de beneficiamento. Abaixo constam as cestas de produtos consideradas nas exportações e importações para cada uma das commodities.

- a) açúcar – NBM: Todos os itens da posição 1701. NCM - Todos os itens da posição 1701.
- b) algodão – NBM: 5203000000; 3005900100; 5201000000. NCM: 52010010; 52010020; 52030000; 52029100; 52010090.

³ É necessário salientar dois problemas metodológicos envolvendo as séries históricas de importações e exportações: 1) as classificações dos produtos frequentemente não são constantes ao longo do tempo: novos códigos são criados para melhor contemplar diferenças entre tipos de produtos, enquanto outros deixam de ser utilizados na prática, embora ainda constem na lista; 2) nem todos os produtos encontram equivalência direta na transição da NBM para a NCM. Portanto, as cestas foram compostas de modo a minimizar os efeitos destas inconstâncias.

- c) arroz – NBM: 1006100100; 1904100100; 1006409900; 1006209900; 1006200100; 100630-9900; 1006300100; 1006109900; 1006400100. NCM: Todos os itens da posição 1006.
- d) café – NBM: Todos os itens da posição 0901. NCM: Todos os itens da posição 0901.
- e) milho – NBM: Todos os itens da posição 1005. NCM: Todos os itens da posição 1005.
- f) soja – NBM: 1201000000. NCM: 12019000; 12010090.
- g) trigo – NBM: 1104300100; 1001100000; 1001900100; 1001900200; 1104290100. NCM: Todos os itens da posição 1001.
- h) carne⁴ – NBM: Todos os itens das posições 0201 e 0202. NCM: Todos os itens das posições 0201 e 0202.
- i) frango – NBM: 0207390100; 0207410100; 0207100100; 0207210000. NCM: Todos os itens das subposições 020711; 020712; 020713; 020714.
- j) porco – NBM: Todos os itens da posição 0203. NCM: Todos os itens da posição 0203.
- k) leite⁵ – NBM: 0402100100; 0402100200; 0402290103; 0402210103; 0402290102; 04022-10102; 0402290101; 0402210101; 0402109900; 0402290199; 0402210199. NCM: 04022-110; 04021010; 04021090; 04022120; 04022910; 04022920.

Já os valores de produção em peso foram obtidos no portal do IPEADData, que compila dados produzidos pelas pesquisas do IBGE (PPM, PAM e LSPA), exceto para o leite, cujos dados foram obtidos no portal do United States Department of Agriculture (ESTADOS UNIDOS, 2021), e o açúcar, cujos dados de produção foram obtidos no portal de “Acompanhamento da Produção Sucroalcooleira” do MAPA⁶ (BRASIL, vários anos c).

⁴ Para o abate de animais, a produção estava disposta em peso da carcaça, que por definição significa o animal sangrado e eviscerado, desprovido de partes como cabeça, patas e rabo. Por isso, estas partes não foram consideradas nas exportações e importações onde possível.

⁵ As estatísticas nacionais registram a produção de leite na forma líquida (em litros), porém o comércio internacional deste produto é praticamente inexistente, pois se comercializa na forma de leite em pó. Por isso, foram utilizadas as estimativas do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (ESTADOS UNIDOS, 2021) da produção anual de leite em pó no Brasil (não foram encontradas fontes nacionais), somando-se as produções de leite em pó desnatado (nonfat dry milk / skimmed milk powder) e integral (whole milk powder).

⁶ Duas observações sobre a produção de açúcar: 1) A produção de açúcar está registrada por anos-safra, e não anos civis. Porém, o MAPA possui uma tabela de comparação entre a produção de anos-safra com anos civis, sendo possível observar que a produção de um ano-safra e a produção do primeiro ano civil do mesmo ano-safra variam em no máximo 5% para mais ou menos. Esta tabela porém, compreende somente os anos de 2001 a 2015. Mesmo assim, devido à regularidade da grande representatividade do primeiro ano do ano-safra, este foi utilizado como referência para o ano civil para toda a série. Por exemplo, se para o ano-safra 2002-2003 foram registradas 10 mil toneladas, e para o ano safra 2003-2004 15 mil toneladas, considerou-se como produção do ano civil 2002 10 mil toneladas, e do ano civil 2003, 15 mil toneladas. 2) Até o ano safra 2013-2014, o MAPA fornecia uma tabela de fechamento do ano safra com os últimos valores registrados e somados de todas as regiões produtoras. A partir do ano safra 2014-2015, essa tabela de fechamento geral não foi mais publicada, variando o fechamento de acordo com o ano safra de cada região, o que significa que após o término da safra da região Centro-Sul

Manteve-se a melhor equivalência possível entre as especificações dos produtos considerados nas estatísticas de produção e os códigos da NBM e da NCM que compuseram as cestas de exportações e importações.

Preço Internacional (preçoint)

Fontes: IMF, 2021.

Descrição: Preços-referência internacionais para cada commodity obtidos no World Economic Outlook Database (IMF, 2021). Preços originalmente obtidos como média do ano em dólares correntes por tonelada ou centavos de dólar por libra-peso, segundo local de referência. Para o preço do café foi levado em consideração a média entre os preços das variedades arábica e robusta. Todos os preços foram padronizados em dólares por tonelada, e deflacionados para base 2019 com o índice de deflator implícito do PIB dos Estados Unidos, obtido no World Bank Data (WORLD BANK, 2021).

Número de trabalhadores (nrotrab) e salário médio do trabalhador (rentrab)

Fonte: RAIS/CAGED (BRASIL, 2021).

Descrição: Para a construção das variáveis de emprego, foram utilizados os microdados da base RAIS/CAGED do Ministério do Trabalho (BRASIL, 2021), a nível de vínculos trabalhistas individuais. Para identificar trabalhadores vinculados à produção de commodities específicas, foi utilizado o Código Brasileiro de Ocupações (CBO). O CBO, no entanto, passou por uma atualização em 2002, de modo que foi necessário trabalhar com dois conjuntos de códigos, aqueles consolidados antes da atualização, que seguem a lista CBO94, e após a atualização, que seguem a lista CBO2002.

Os códigos selecionados refletem somente atividades diretamente vinculadas à produção das commodities, incluindo funcionários e proprietários, portanto diretamente classificados como “Trabalhadores agropecuários, florestais e da pesca”, seguindo a definição dos grandes grupos de atividades da CBO. Não foram incluídas outras atividades da cadeia

(em março), o restante das planilhas registram apenas a produção do Norte-Nordeste. Por isso, a partir do ano safra 2014-2015 foi utilizada a tabela com o último valor que registrasse a somatória das regiões produtoras (geralmente o fechamento de 1 de abril).

produtiva das commodities, como indústrias de transformação e serviços. Os códigos utilizados para commodity foram os seguintes:

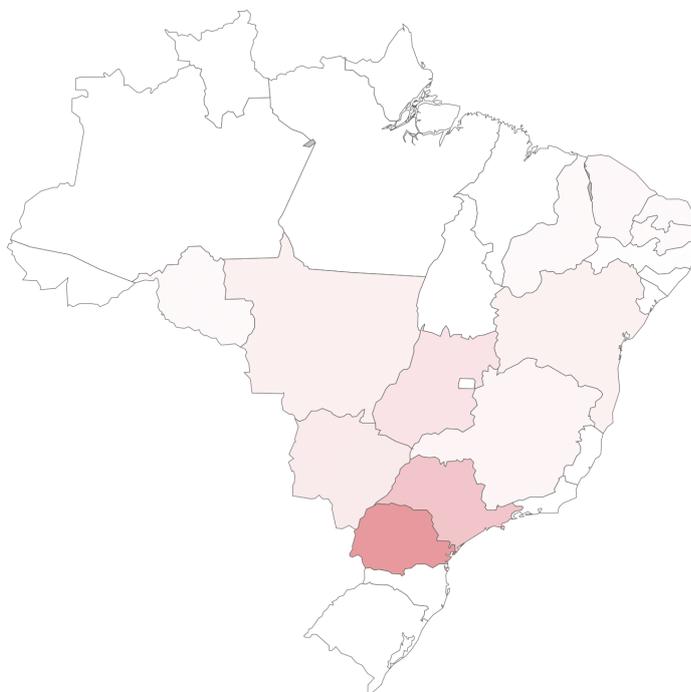
- a) açúcar⁷ – CBO94: 63150. CBO2002: 612110 e 622110.
- b) algodão – CBO94: 63220. CBO2002: 612205, 62220
- c) arroz – CBO94: 63130. CBO2002: 612105, 622105
- d) café – CBO94: 63625, 63620. CBO2002: 612605, 622610
- e) milho – CBO94: 63140. CBO2002: 612125, 622115
- f) soja – CBO94: 63720. CBO2002: 612740, 622730
- g) trigo – CBO94: 63120. CBO2002: 622120, 612115
- h) carne - CBO94: 61240, 64290, 60130, 61130, 62130, 60040, 64190. CBO2002: 613110, 623110, 623015, 613005
- i) frango - CBO94: 64390, 64320. CBO2002: 613305, 623305
- j) porco - CBO94: 64220. CBO2002: 613215, 623215
- k) leite - CBO94: 64130, 61250. CBO2002: 613115, 623115

A partir destes dados foram criadas as variáveis de número de trabalhadores (*nroprod*), que corresponde à somatória do número de registros dos códigos de uma commodity no mesmo ano, e salário médio do trabalhador (*rentrab*), que corresponde à média dos salários dos trabalhadores registrados sob os códigos de cada commodity, em salários mínimos.

⁷ Devido a problemas na execução da rotina de programação para a criação da base de dados com os dados RAIS/CAGED, os valores para cana de açúcar tiveram que ser estimados da seguinte maneira: foram considerados somente os dados de São Paulo, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Pernambuco e Alagoas, que somados concentraram de 71 a 78% da produção em todos os anos, para os anos 1994, 1999, 2004, 2009, 2014, 2019, e os anos restantes foram estimados por interpolação linear.

Apêndice B – Mapas de concentração geográfica da produção

Share por Estado



Algodão

1995

Estado	Share
Parana	0,38
Sao Paulo	0,21
Goias	0,10
Mato Grosso do Sul	0,07
Mato Grosso	0,05
Bahia	0,05
Minas Gerais	0,03
Ceara	0,02
Piaui	0,02
Paraiba	0,02
Rondonia	0,01
Rio Grande do Norte	0,01
Pernambuco	0,00
Alagoas	0,00
Para	0,00
Sergipe	0,00
Tocantins	0,00
Acre	0,00
Maranhao	0,00
Amapa	0,00
Amazonas	0,00
Distrito Federal	0,00
Espirito Santo	0,00
Rio de Janeiro	0,00
Rio Grande do Sul	0,00
Roraima	0,00
Santa Catarina	0,00
Total	1,00

Share por Estado

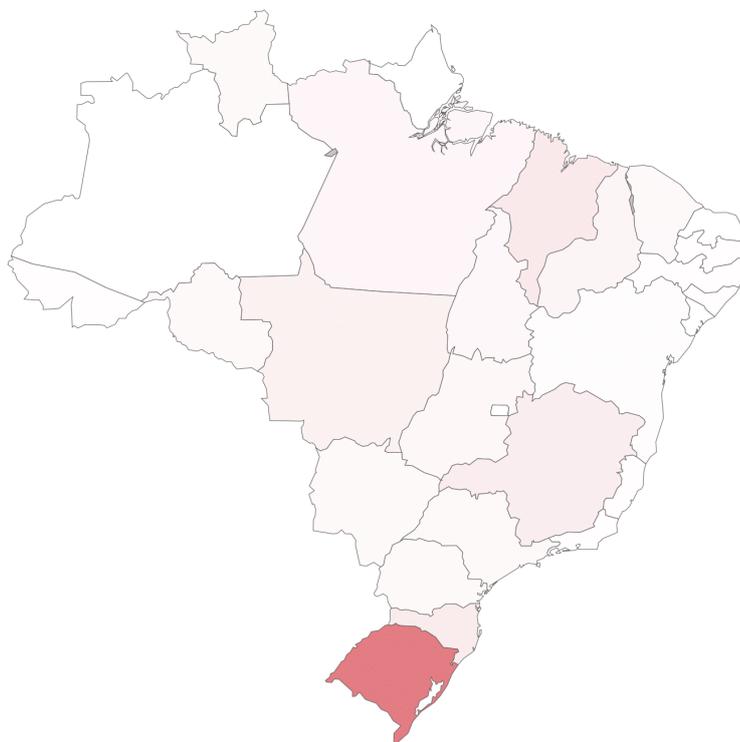


Algodão

2019

Estado	Share
Mato Grosso	0,65
Bahia	0,24
Goias	0,03
Minas Gerais	0,02
Mato Grosso do Sul	0,02
Maranhao	0,02
Sao Paulo	0,01
Piaui	0,00
Tocantins	0,00
Ceara	0,00
Rio Grande do Norte	0,00
Paraiba	0,00
Parana	0,00
Pernambuco	0,00
Sergipe	0,00
Alagoas	0,00
Acre	0,00
Amapa	0,00
Amazonas	0,00
Distrito Federal	0,00
Espirito Santo	0,00
Para	0,00
Rio de Janeiro	0,00
Rio Grande do Sul	0,00
Rondonia	0,00
Roraima	0,00
Santa Catarina	0,00
Total	1,00

Share por Estado



Arroz

1995

Estado	Share
Rio Grande do Sul	0,48
Maranhao	0,08
Santa Catarina	0,07
Minas Gerais	0,06
Mato Grosso	0,05
Piaui	0,03
Para	0,03
Goias	0,03
Tocantins	0,03
Sao Paulo	0,02
Ceara	0,02
Rondonia	0,02
Mato Grosso do Sul	0,02
Parana	0,02
Roraima	0,02
Bahia	0,01
Acre	0,01
Espirito Santo	0,01
Rio de Janeiro	0,00
Alagoas	0,00
Paraiba	0,00
Pernambuco	0,00
Sergipe	0,00
Amazonas	0,00
Rio Grande do Norte	0,00
Amapa	0,00
Distrito Federal	0,00
Total	1,00

Share por Estado

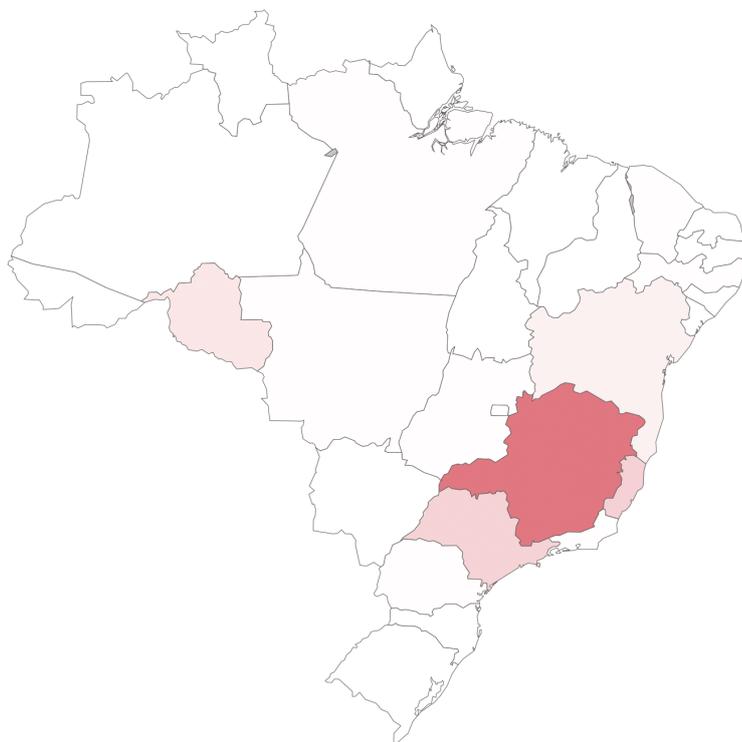


Arroz

2019

Estado	Share
Rio Grande do Sul	0,69
Santa Catarina	0,10
Tocantins	0,07
Mato Grosso	0,05
Goias	0,02
Maranhao	0,01
Parana	0,01
Rondonia	0,01
Roraima	0,01
Para	0,01
Piaui	0,01
Sao Paulo	0,01
Mato Grosso do Sul	0,01
Sergipe	0,00
Alagoas	0,00
Ceara	0,00
Minas Gerais	0,00
Rio Grande do Norte	0,00
Pernambuco	0,00
Acre	0,00
Paraiba	0,00
Amazonas	0,00
Amapa	0,00
Rio de Janeiro	0,00
Espirito Santo	0,00
Bahia	0,00
Distrito Federal	0,00
Total	1,00

Share por Estado



Café

1995

Estado	Share
Minas Gerais	0,50
Espirito Santo	0,17
Sao Paulo	0,16
Rondonia	0,09
Bahia	0,05
Mato Grosso	0,01
Parana	0,01
Rio de Janeiro	0,01
Para	0,01
Goias	0,00
Ceara	0,00
Pernambuco	0,00
Distrito Federal	0,00
Acre	0,00
Mato Grosso do Sul	0,00
Amazonas	0,00
Santa Catarina	0,00
Paraiba	0,00
Maranhao	0,00
Alagoas	0,00
Piaui	0,00
Tocantins	0,00
Amapa	0,00
Rio Grande do Norte	0,00
Rio Grande do Sul	0,00
Roraima	0,00
Sergipe	0,00
Total	1,00

Share por Estado



Café

2019

Estado	Share
Minas Gerais	0,56
Espirito Santo	0,21
Sao Paulo	0,11
Bahia	0,05
Rondonia	0,03
Parana	0,02
Goias	0,01
Rio de Janeiro	0,01
Mato Grosso	0,00
Acre	0,00
Distrito Federal	0,00
Ceara	0,00
Mato Grosso do Sul	0,00
Amazonas	0,00
Pernambuco	0,00
Para	0,00
Paraiba	0,00
Alagoas	0,00
Amapa	0,00
Maranhao	0,00
Piaui	0,00
Rio Grande do Norte	0,00
Rio Grande do Sul	0,00
Roraima	0,00
Santa Catarina	0,00
Sergipe	0,00
Tocantins	0,00
Total	1,00

Share por Estado

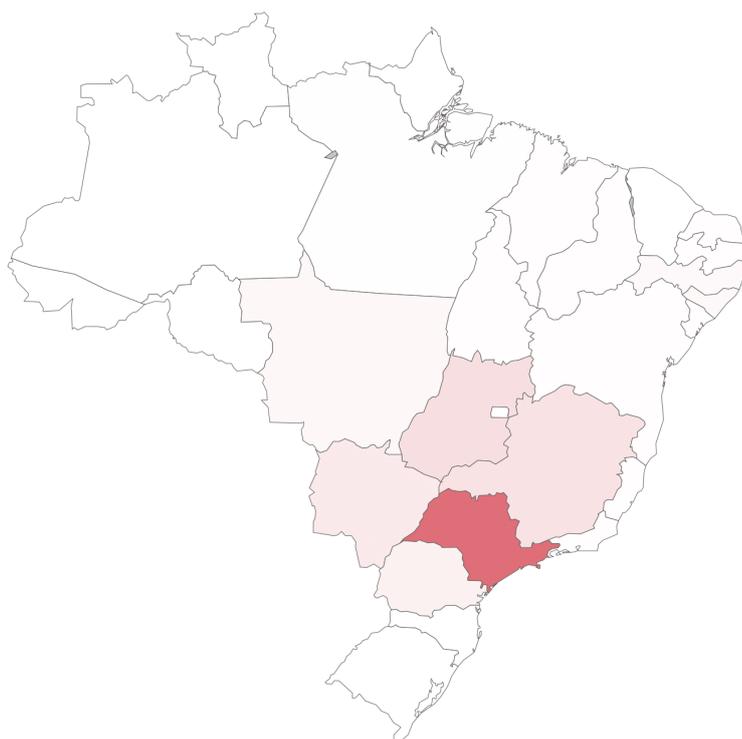


Cana de

1995

Estado	Share
Sao Paulo	0,46
Alagoas	0,10
Pernambuco	0,08
Parana	0,06
Minas Gerais	0,06
Paraiba	0,04
Bahia	0,04
Mato Grosso	0,03
Goiias	0,03
Rio de Janeiro	0,02
Mato Grosso do Sul	0,01
Ceara	0,01
Rio Grande do Norte	0,01
Maranhao	0,01
Espirito Santo	0,01
Rio Grande do Sul	0,01
Sergipe	0,01
Piaui	0,01
Para	0,00
Santa Catarina	0,00
Amazonas	0,00
Tocantins	0,00
Rondonia	0,00
Acre	0,00
Distrito Federal	0,00
Amapa	0,00
Roraima	0,00
Total	1,00

Share por Estado

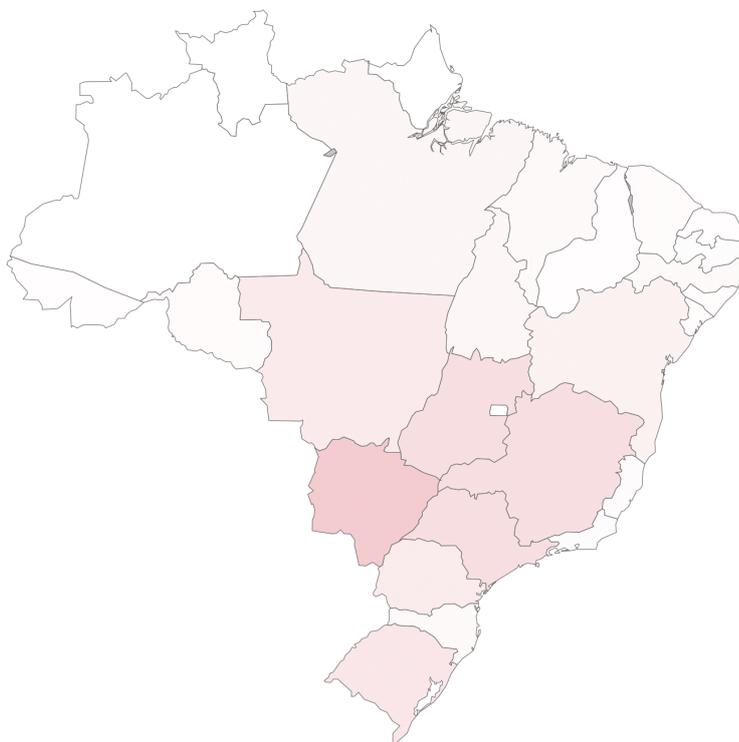


Cana de

2019

Estado	Share
Sao Paulo	0,53
Goiias	0,12
Minas Gerais	0,10
Mato Grosso do Sul	0,08
Parana	0,05
Mato Grosso	0,03
Alagoas	0,02
Pernambuco	0,02
Paraiba	0,01
Rio Grande do Norte	0,01
Bahia	0,01
Maranhao	0,00
Tocantins	0,00
Rio de Janeiro	0,00
Sergipe	0,00
Espirito Santo	0,00
Piaui	0,00
Para	0,00
Rio Grande do Sul	0,00
Ceara	0,00
Amazonas	0,00
Santa Catarina	0,00
Rondonia	0,00
Amapa	0,00
Acre	0,00
Distrito Federal	0,00
Roraima	0,00
Total	1,00

Share por Estado

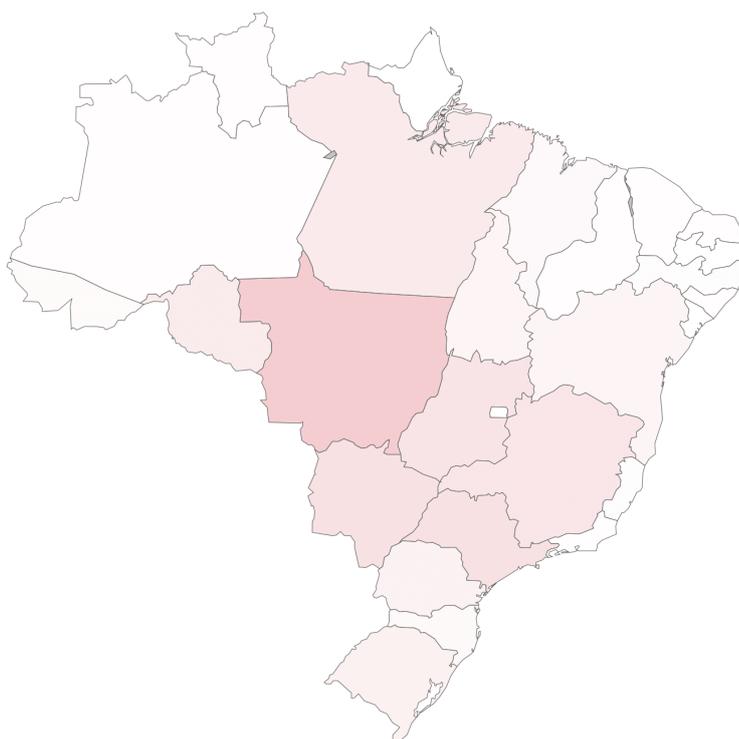


Carne

1995

Estado	Share
Mato Grosso do Sul	0,18
Goias	0,12
Sao Paulo	0,11
Minas Gerais	0,11
Rio Grande do Sul	0,09
Mato Grosso	0,07
Parana	0,07
Bahia	0,05
Para	0,03
Tocantins	0,03
Maranhao	0,02
Pernambuco	0,02
Santa Catarina	0,02
Rondonia	0,01
Ceara	0,01
Espirito Santo	0,01
Rio de Janeiro	0,01
Paraiba	0,01
Alagoas	0,01
Sergipe	0,01
Rio Grande do Norte	0,01
Piaui	0,01
Acre	0,00
Amazonas	0,00
Roraima	0,00
Distrito Federal	0,00
Amapa	0,00
Total	1,00

Share por Estado



Carne

2019

Estado	Share
Mato Grosso	0,18
Mato Grosso do Sul	0,11
Sao Paulo	0,11
Goias	0,10
Minas Gerais	0,09
Para	0,07
Rondonia	0,07
Rio Grande do Sul	0,05
Parana	0,04
Bahia	0,04
Tocantins	0,03
Maranhao	0,02
Santa Catarina	0,01
Acre	0,01
Espirito Santo	0,01
Pernambuco	0,01
Amazonas	0,01
Rio de Janeiro	0,01
Ceara	0,00
Alagoas	0,00
Piaui	0,00
Roraima	0,00
Rio Grande do Norte	0,00
Paraiba	0,00
Sergipe	0,00
Amapa	0,00
Distrito Federal	0,00
Total	0,99

Share por Estado

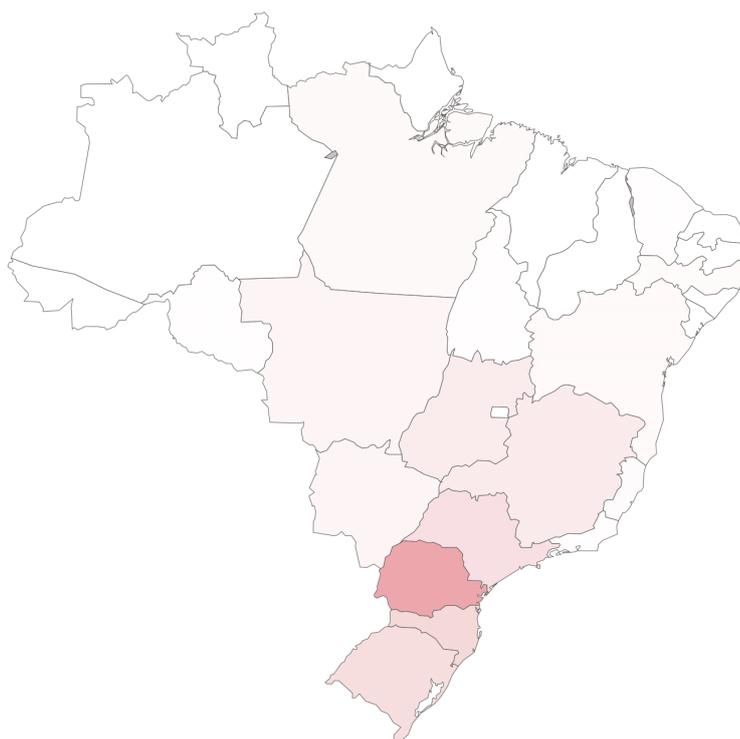


Frango

1995

Estado	Share
Sao Paulo	0,19
Rio Grande do Sul	0,19
Santa Catarina	0,17
Parana	0,16
Minas Gerais	0,07
Pernambuco	0,05
Ceara	0,03
Rio de Janeiro	0,02
Para	0,02
Mato Grosso do Sul	0,02
Bahia	0,01
Goias	0,01
Piaui	0,01
Espirito Santo	0,01
Paraiba	0,01
Maranhao	0,01
Sergipe	0,01
Rio Grande do Norte	0,00
Mato Grosso	0,00
Distrito Federal	0,00
Alagoas	0,00
Tocantins	0,00
Amazonas	0,00
Rondonia	0,00
Roraima	0,00
Acre	0,00
Amapa	0,00
Total	1,00

Share por Estado

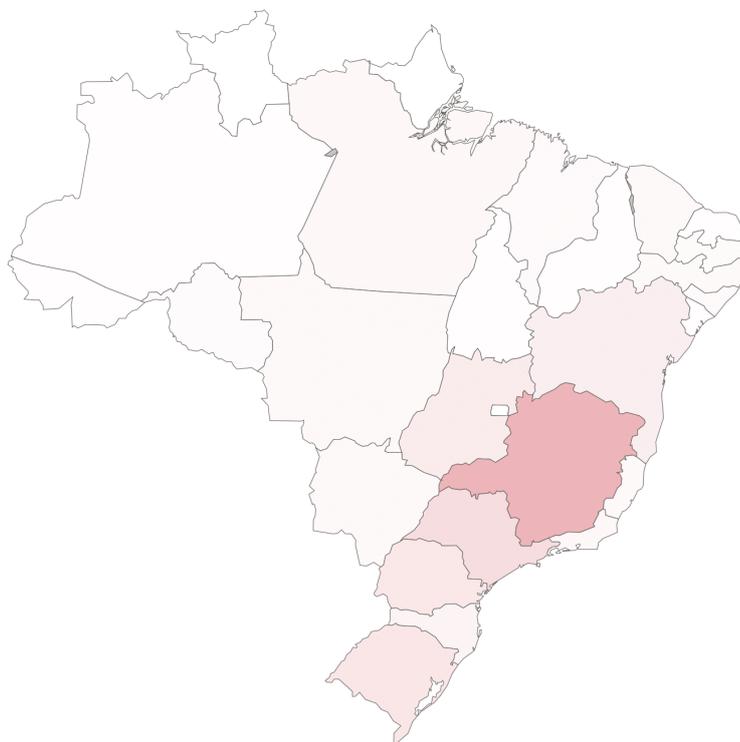


Frango

2019

Estado	Share
Parana	0,32
Santa Catarina	0,14
Rio Grande do Sul	0,12
Sao Paulo	0,12
Minas Gerais	0,07
Goias	0,07
Mato Grosso	0,04
Mato Grosso do Sul	0,03
Bahia	0,02
Para	0,01
Pernambuco	0,01
Espirito Santo	0,01
Rio de Janeiro	0,01
Ceara	0,00
Rondonia	0,00
Tocantins	0,00
Piaui	0,00
Maranhao	0,00
Sergipe	0,00
Acre	0,00
Alagoas	0,00
Amapa	0,00
Amazonas	0,00
Distrito Federal	0,00
Paraiba	0,00
Rio Grande do Norte	0,00
Roraima	0,00
Total	0,99

Share por Estado

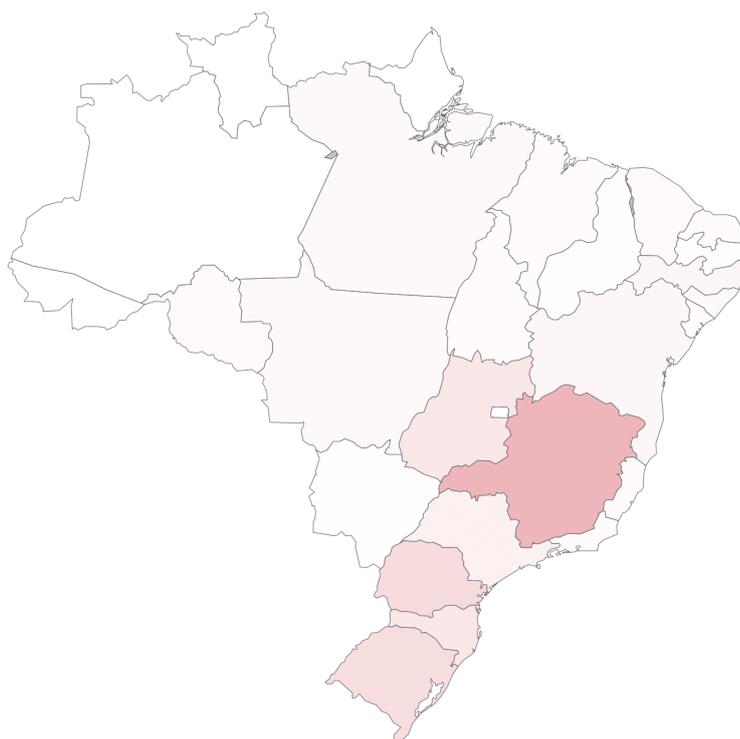


Leite

1995

Estado	Share
Minas Gerais	0,28
Sao Paulo	0,13
Rio Grande do Sul	0,09
Parana	0,09
Goias	0,07
Bahia	0,06
Santa Catarina	0,04
Para	0,03
Rio de Janeiro	0,03
Mato Grosso	0,02
Ceara	0,02
Mato Grosso do Sul	0,02
Espirito Santo	0,02
Pernambuco	0,02
Maranhao	0,01
Alagoas	0,01
Paraiba	0,01
Rondonia	0,01
Rio Grande do Norte	0,01
Piaui	0,01
Amazonas	0,01
Tocantins	0,01
Sergipe	0,00
Acre	0,00
Roraima	0,00
Distrito Federal	0,00
Amapa	0,00
Total	1,00

Share por Estado

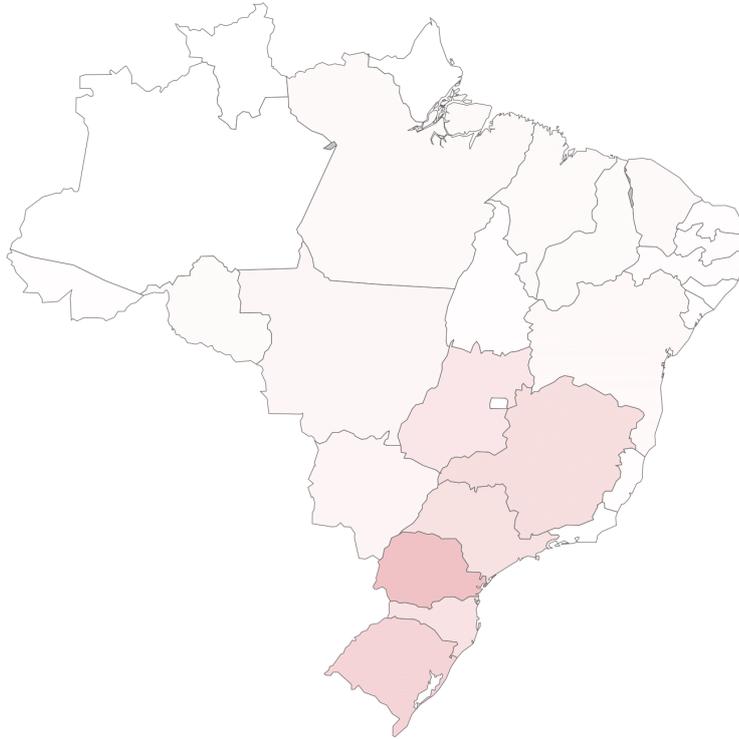


Leite

2019

Estado	Share
Minas Gerais	0,27
Parana	0,13
Rio Grande do Sul	0,12
Goias	0,09
Santa Catarina	0,09
Sao Paulo	0,05
Pernambuco	0,03
Bahia	0,03
Rondonia	0,02
Ceara	0,02
Alagoas	0,02
Mato Grosso	0,02
Para	0,02
Rio de Janeiro	0,01
Rio Grande do Norte	0,01
Espirito Santo	0,01
Tocantins	0,01
Sergipe	0,01
Maranhao	0,01
Mato Grosso do Sul	0,01
Paraiba	0,01
Piaui	0,00
Amazonas	0,00
Acre	0,00
Distrito Federal	0,00
Roraima	0,00
Amapa	0,00
Total	1,00

Share por Estado

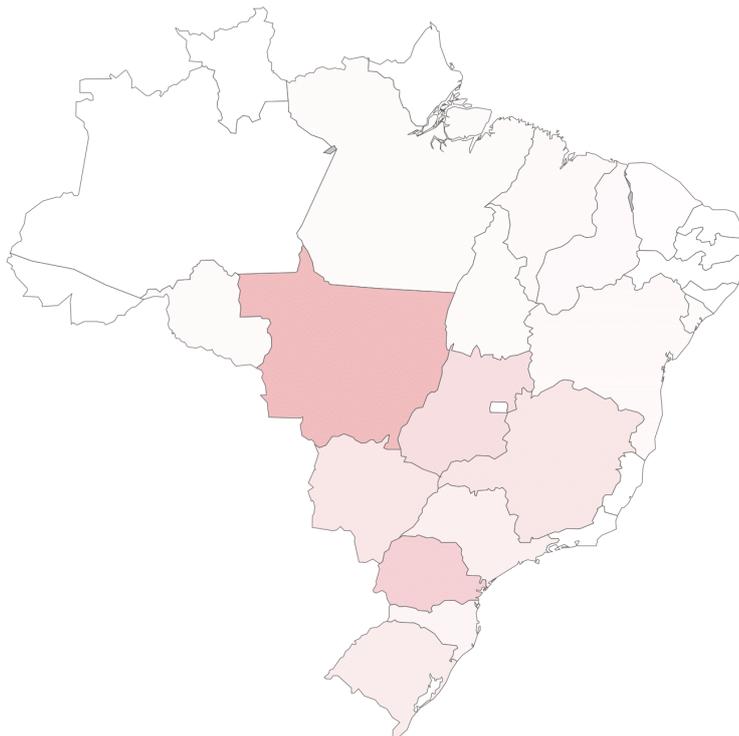


Milho

1995

Estado	Share
Parana	0,22
Rio Grande do Sul	0,16
Minas Gerais	0,12
Sao Paulo	0,11
Santa Catarina	0,10
Goias	0,09
Mato Grosso do Sul	0,03
Mato Grosso	0,03
Bahia	0,02
Ceara	0,02
Para	0,02
Maranhao	0,01
Piaui	0,01
Rondonia	0,01
Pernambuco	0,01
Paraiba	0,01
Espirito Santo	0,01
Tocantins	0,00
Rio Grande do Norte	0,00
Sergipe	0,00
Distrito Federal	0,00
Acre	0,00
Alagoas	0,00
Rio de Janeiro	0,00
Amazonas	0,00
Roraima	0,00
Amapa	0,00
Total	1,00

Share por Estado

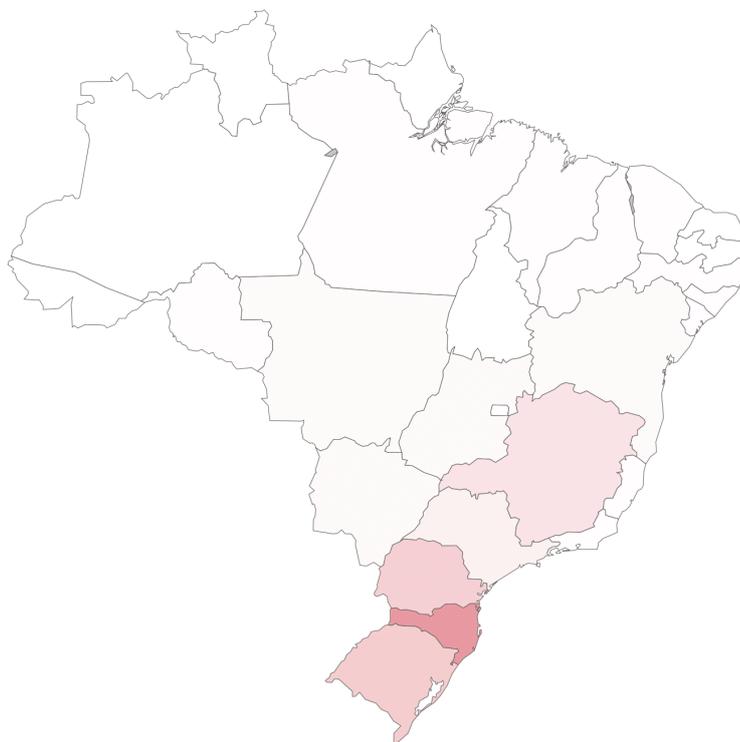


Milho

2019

Estado	Share
Mato Grosso	0,25
Parana	0,17
Goias	0,12
Minas Gerais	0,09
Mato Grosso do Sul	0,09
Rio Grande do Sul	0,07
Sao Paulo	0,06
Santa Catarina	0,03
Bahia	0,02
Piaui	0,02
Maranhao	0,02
Sergipe	0,01
Rondonia	0,01
Tocantins	0,01
Para	0,01
Ceara	0,01
Distrito Federal	0,00
Acre	0,00
Roraima	0,00
Alagoas	0,00
Paraiba	0,00
Espirito Santo	0,00
Rio Grande do Norte	0,00
Pernambuco	0,00
Rio de Janeiro	0,00
Amazonas	0,00
Amapa	0,00
Total	1,00

Share por Estado

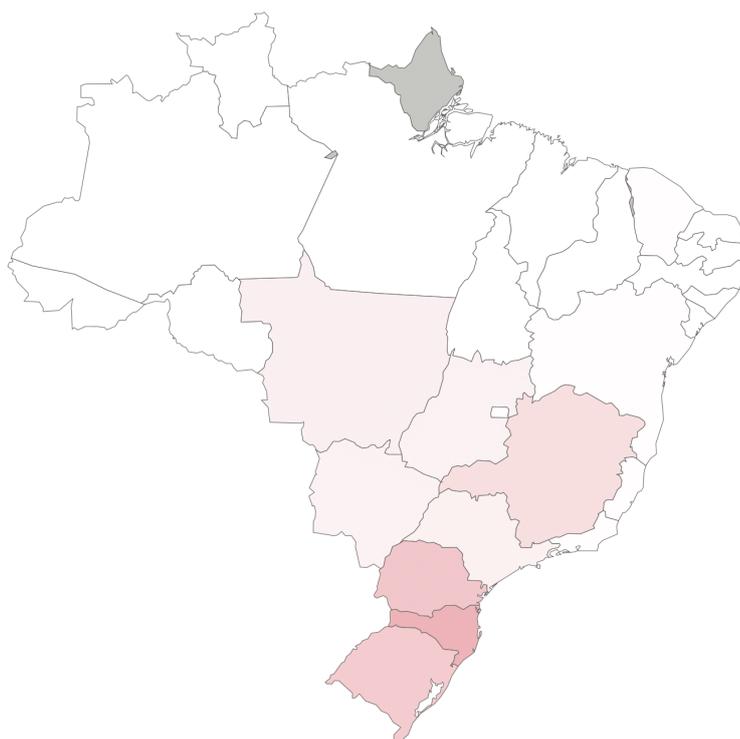


Porco

1995

Estado	Share
Santa Catarina	0,37
Rio Grande do Sul	0,19
Parana	0,17
Minas Gerais	0,10
Sao Paulo	0,05
Goias	0,02
Mato Grosso do Sul	0,01
Bahia	0,01
Mato Grosso	0,01
Espirito Santo	0,01
Ceara	0,01
Rio de Janeiro	0,01
Maranhao	0,01
Pernambuco	0,01
Para	0,01
Distrito Federal	0,00
Alagoas	0,00
Piaui	0,00
Rondonia	0,00
Sergipe	0,00
Paraiba	0,00
Tocantins	0,00
Rio Grande do Norte	0,00
Amazonas	0,00
Roraima	0,00
Acre	0,00
Amapa	0,00
Total	1,00

Share por Estado



Porco

2019

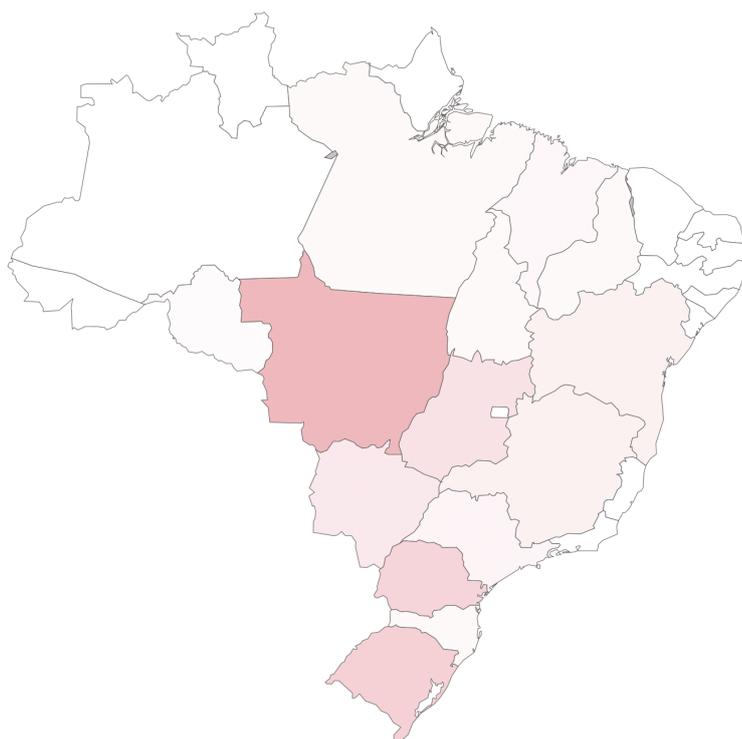
Estado	Share
Santa Catarina	0,27
Parana	0,20
Rio Grande do Sul	0,18
Minas Gerais	0,12
Mato Grosso	0,06
Sao Paulo	0,05
Mato Grosso do Sul	0,04
Goias	0,04
Espirito Santo	0,01
Bahia	0,00
Ceara	0,00
Rio de Janeiro	0,00
Distrito Federal	0,00
Pernambuco	0,00
Acre	0,00
Rio Grande do Norte	0,00
Maranhao	0,00
Piaui	0,00
Alagoas	0,00
Amazonas	0,00
Rondonia	0,00
Para	0,00
Paraiba	0,00
Roraima	0,00
Sergipe	0,00
Tocantins	0,00
Total	1,00

Share por Estado

Soja
1995

Estado	Share
Rio Grande do Sul	0,24
Parana	0,24
Mato Grosso	0,19
Mato Grosso do Sul	0,08
Goias	0,07
Minas Gerais	0,05
Bahia	0,05
Sao Paulo	0,05
Santa Catarina	0,02
Maranhao	0,01
Distrito Federal	0,00
Tocantins	0,00
Piaui	0,00
Rondonia	0,00
Pernambuco	0,00
Acre	0,00
Alagoas	0,00
Amapa	0,00
Amazonas	0,00
Ceara	0,00
Espirito Santo	0,00
Para	0,00
Paraiba	0,00
Rio de Janeiro	0,00
Rio Grande do Norte	0,00
Roraima	0,00
Sergipe	0,00
Total	1,00

Share por Estado

Soja
2019

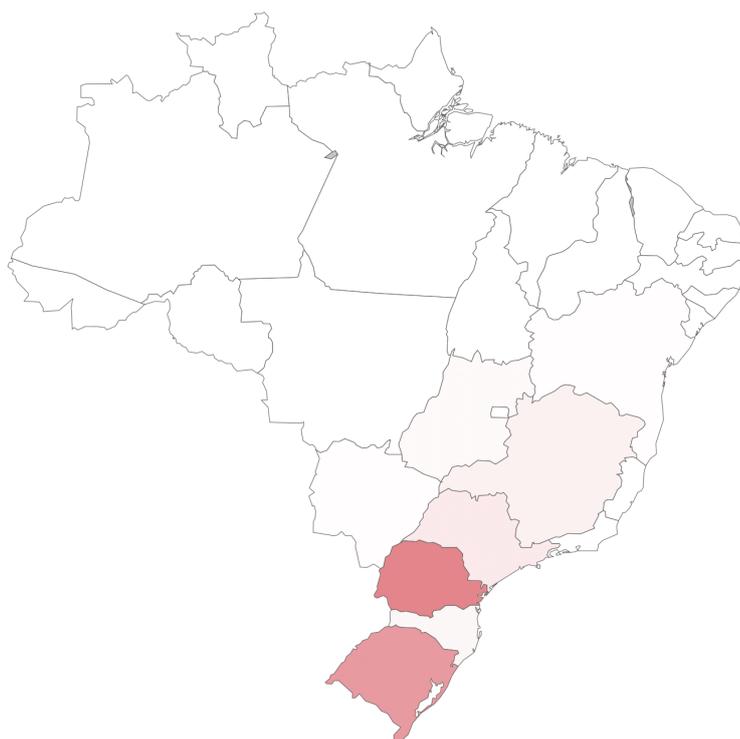
Estado	Share
Mato Grosso	0,26
Rio Grande do Sul	0,16
Parana	0,15
Goias	0,10
Mato Grosso do Sul	0,08
Minas Gerais	0,05
Bahia	0,05
Sao Paulo	0,03
Maranhao	0,02
Tocantins	0,02
Santa Catarina	0,02
Piaui	0,02
Para	0,02
Rondonia	0,01
Distrito Federal	0,00
Roraima	0,00
Amapa	0,00
Alagoas	0,00
Amazonas	0,00
Acre	0,00
Ceara	0,00
Espirito Santo	0,00
Paraiba	0,00
Pernambuco	0,00
Rio de Janeiro	0,00
Rio Grande do Norte	0,00
Sergipe	0,00
Total	1,00

Share por Estado

Trigo1995

Estado	Share
Parana	0,69
Rio Grande do Sul	0,20
Sao Paulo	0,05
Santa Catarina	0,04
Mato Grosso do Sul	0,01
Minas Gerais	0,01
Distrito Federal	0,00
Goias	0,00
Acre	0,00
Alagoas	0,00
Amapa	0,00
Amazonas	0,00
Bahia	0,00
Ceara	0,00
Espirito Santo	0,00
Maranhao	0,00
Mato Grosso	0,00
Para	0,00
Paraiba	0,00
Pernambuco	0,00
Piaui	0,00
Rio de Janeiro	0,00
Rio Grande do Norte	0,00
Rondonia	0,00
Roraima	0,00
Sergipe	0,00
Tocantins	0,00
Total	1,00

Share por Estado

Trigo2019

Estado	Share
Parana	0,45
Rio Grande do Sul	0,37
Sao Paulo	0,08
Minas Gerais	0,05
Santa Catarina	0,03
Goias	0,01
Mato Grosso do Sul	0,01
Bahia	0,00
Distrito Federal	0,00
Acre	0,00
Alagoas	0,00
Amapa	0,00
Amazonas	0,00
Ceara	0,00
Espirito Santo	0,00
Maranhao	0,00
Mato Grosso	0,00
Para	0,00
Paraiba	0,00
Pernambuco	0,00
Piaui	0,00
Rio de Janeiro	0,00
Rio Grande do Norte	0,00
Rondonia	0,00
Roraima	0,00
Sergipe	0,00
Tocantins	0,00
Total	1,00