
Título: Determinantes das exportações agropecuárias no Brasil: Uma análise em integração variante no tempo

Autores:

Paula Priscilia Moreira de Freitas Silva. Universidade Federal do Ceará (UFC). E-mail: paulaprisclia@hotmail.com

Elano Ferreira Arruda. Universidade Federal do Ceará (UFC). E-mail: elano@ufc.br

Antonio Clécio de Brito. Universidade Federal do Ceará (UFC). E-mail: cleciobritoufc@gmail.com

Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, pré-prova, p. 1-20

DOI: 10.54766/rberu.v18i1.1010

Recebido: Setembro de 2023. Aceito: Junho de 2024.

e-ISSN: 2447-7990

<https://revistaaber.org.br/rberu>

Versão pré-prova

© 2024 Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos

Versão pré-prova

Determinantes das Exportações Agropecuárias no Brasil: Uma Análise em Cointegração Variante no Tempo

Paula Priscilia Moreira de Freitas Silva, Elano Ferreira Arruda e
Antônio Clécio de Brito

Resumo

Este estudo examina os impactos da taxa de câmbio real, da renda externa e do índice de preços das commodities agrícolas nas exportações da agropecuária brasileira entre janeiro de 2000 e dezembro de 2022, a partir da modelagem de cointegração variante no tempo proposta por Bierens e Martins (2010). A contribuição potencial do estudo reside na estimação de elasticidades não lineares das exportações desse setor no Brasil. Os resultados indicam que as elasticidades das exportações da agropecuária brasileira apresentaram os sinais esperados na maioria dos períodos da amostra, mesmo na perspectiva variante no tempo, e que, em média, incrementos de 10% na taxa de câmbio real, na renda externa e no índice de preços de commodities majoram as exportações da agropecuária brasileira em 11.4%, 8.6% e 4.5%, respectivamente. As principais variações nas elasticidades foram observadas em decorrência do boom das commodities, da crise do subprime e da pandemia da COVID-19.

Palavras-chave: Agropecuária, Preço de Commodities, Cointegração Variante no Tempo.

Abstract

This work examines the impacts of the real exchange rate, foreign income and the agricultural commodity price index on Brazilian agricultural exports between

January 2000 and December 2022 using the time-varying cointegration model proposed by Bierens e Martins (2010). The study's potential contribution lies in estimating the non-linear elasticities of this sector's exports in Brazil. The results indicate that the elasticities of Brazilian agricultural exports showed the expected signs in most of the sample periods, even from a time-varying perspective, and that, on average, increases of 10% in the real exchange rate, foreign income and the commodity price index increase Brazilian agricultural exports by 11.4%, 8.6% and 4.5%, respectively. The main fluctuations in elasticities were observed as a result of the commodities boom, the subprime crisis and the COVID-19 pandemic.

Keywords: Agriculture. Commodity Prices. Time-varying cointegration.

1 Introdução

A exportação de produtos agrícolas no Brasil tem início em 1532, quando o país passa a exportar açúcar, fazendo dele o principal produto a ser comercializado. Em seguida, no século 19, o café passa a ser o item mais exportado pelo país, chegando a ocupar 65% das exportações do país em 1880. Com o objetivo de industrializar o país, o governo passa a adotar uma política de valorização cambial em 1950, que favorecia a importação de máquinas e equipamentos, porém prejudicava a exportação de produtos agrícolas, que tiveram uma queda no período. No entanto, em 1990, após ajustes macroeconômicos para conter o processo inflacionário com a criação do Plano Real em 1994 e em 1999 com a adoção do câmbio flutuante, as exportações tiveram novamente uma alavancagem Contini et al. (2012).

O crescimento da agropecuária brasileira¹, atrelado ao aumento do volume exportado de commodities agrícolas, tem desempenhado um papel importante no balanço de pagamentos do país. Barros e Adami (2013) confirmam que desde o ano 2000, a agropecuária brasileira avança em participação nas cadeias globais de comércio de alimentos.

¹O setor agropecuário inclui as práticas ligadas ao cultivo da terra (agricultura) e à criação de animais (pecuária), englobando, assim, não apenas o cultivo de gêneros alimentícios para o suprimento humano, mas também a alimentação de animais e o fornecimento de insumos para a indústria, tais como aqueles destinados às produções de energia, celulose, tecidos e borracha. Em relação ao tipo de empresas, a agropecuária abrange, sobretudo, aquelas intensivas em escalas, que competem a partir dos custos e comercializam produtos padronizados, as commodities. Dessa forma, os principais elementos de competitividade setorial são a disponibilidade de recursos naturais e a tecnologia, que está sendo, progressivamente, empregada nas propriedades rurais (Batista et al., 2020)

Em menos de 30 anos, o Brasil saiu da condição de importador de alimentos para ser considerado um dos "celeiros" globais. É considerado o primeiro país a alcançar os níveis de produtividade e exportação dos tradicionais "Big Five"² (The Economist, 2010).

Além disso, nota-se que a agropecuária é um setor estratégico do país e que, mesmo em momentos de crise, como em 2015, quando a economia brasileira teve uma queda de 3.55%, a participação da agropecuária no PIB avançou para 23% na participação do PIB Silva e Arruda (2019).

Segundo Maraschin e Massuquetti (2015), a pauta exportadora brasileira passou por mudanças em sua composição desde 2000, quando era composta por 19.6% de produtos primários e por 20.9% de produtos intensivos em recursos naturais, totalizando 40.5%. Tendo uma outra composição em 2014, quando o grupo de produtos primários e de recursos naturais passou a representar 64.4%, totalizando US\$ 225.1 bilhões, sendo que os produtos primários representavam 45.2% desse valor, revelando a importância dessas commodities na pauta exportadora do país.

Autores como Pautasso (2010), Sonaglio et al. (2010), Souza e Veríssimo (2013) e Munhoz e Veríssimo (2013) destacam que o crescimento das exportações brasileiras de bens intensivos em recursos naturais ocorreu em razão do aumento na demanda internacional por commodities, ocasionado principalmente pelo aumento da demanda de mercados como a China, que se tornou o maior parceiro comercial do Brasil em 2009. Nesse mesmo ano, 70% das exportações brasileiras para o país asiático eram formadas por três produtos básicos: minério de ferro (31.4%), soja (31.4%) e petróleo (6.6%), representando cerca de 25 bilhões de dólares.

A agropecuária tem destaque notório na economia brasileira por ser um dos setores que detém maior dinamismo no país, tendo em vista que, além de atender à demanda interna por alimentos e insumos industriais, o segmento é um dos encarregados de equilibrar as contas externas em razão da expressiva participação que possui no total exportado Batista et al., (2020).

Portanto, a análise das exportações líquidas de uma economia e seus principais determinantes constitui importante aspecto a ser levado em consideração na elaboração de políticas públicas, como por exemplo a desregulamentação dos mercados, a ampliação da abertura comercial e a melhoria do ambiente de negócios. Nesse sentido, incentivar

²Os cinco maiores exportadores de grãos que são Estados Unidos, Canadá, Austrália, Argentina e União Europeia.

o aumento das exportações é uma das formas de estimular o crescimento econômico, contribuindo para a geração de emprego e renda.

A literatura especializada tem tratado como principais determinantes das exportações agropecuárias variáveis como taxa de câmbio real e renda externa (Barros et al. (2002), Scalco, Carvalho e Campos (2012), Bittencourt e Campos (2014), Oliveira et al. (2015), Silva, Ferreira e Turra (2016)). Além disso, a maior parte dos estudos faz uso de métodos tradicionais, como Vetores de Correção de Erros (VECM), que abordam esses determinantes sob uma perspectiva de cointegração linear ou invariante no tempo nos moldes de Engle e Granger (1987) e Johansen (1988). Entretanto, em se tratando de economias emergentes e produtos com cotação no mercado internacional, uma variável de preço de commodities agrícolas se torna um indicador extremamente relevante para esses estudos, por exemplo, Fernandez (2020) e Arruda, Castelo Branco e Brito (2022).

Além disso, cabe ressaltar que economias emergentes como o Brasil estão sujeitas a diversos tipos de choques internos, externos e setoriais que promovem mudança de conjuntura, fazendo com que a análise dos determinantes das exportações da agropecuária brasileira sob uma ótica linear seja vista com desconfiança. Nesse sentido, Bierens e Martins (2010) advertem que, em modelagens econômicas em países emergentes sujeitos a constantes mudanças de conjuntura, a hipótese de que essas relações são lineares ou invariantes no tempo pode ser problemática do ponto de vista da análise econômica.

Os vários eventos ocorridos nas economias doméstica e externa nas últimas décadas oferecem uma boa oportunidade para estudos sobre elasticidades do comércio da agropecuária brasileira sob uma perspectiva variante no tempo. A mudança no regime cambial em 1999, o “overshooting” cambial das eleições presidenciais brasileiras em 2002, os distúrbios econômicos internos (crise fiscal, impeachment da presidente Dilma Rousseff) e externos (crise subprime) e a forte recessão brasileira entre 2015 e 2017, assim como os efeitos recentes causados pelo impacto da pandemia do COVID-19, que alteraram o cenário mundial, influenciando a demanda e a oferta de bens e consequentemente as transações comerciais entre os países, são exemplos de choques que tornam robusta a suposição de que as relações investigadas nesse estudo devem ser consideradas numa perspectiva dinâmica.

Portanto, o presente estudo se propõe a estimar elasticidades não lineares ou dinâmicas das exportações da agropecuária brasileira em relação à taxa de câmbio real, à demanda

externa e ao índice de preço das commodities agrícolas; ou seja, essa análise além de incluir os preços das commodities agrícolas, faz uso da técnica de cointegração variante no tempo proposta por Bierens e Martins (2010) como uma alternativa para a modelagem de relações de longo prazo, possibilitando que esses impactos sejam variáveis no tempo, exercício ainda não realizado em estudos aplicados nessa área.

Destarte, a hipótese a ser testada no trabalho é a de que as elasticidades dos regressores propostos apresentem, na média, influência positiva nas exportações agropecuárias brasileiras, apesar das variações associadas a conjunturas distintas da economia doméstica e do setor externo.

Para tal, far-se-á uso de informações mensais entre janeiro de 2000 a dezembro de 2022 das variáveis exportações agropecuárias do Brasil, taxa de câmbio efetiva real, índice de preços das commodities agrícolas e importações mundiais como proxy da demanda externa e da técnica de cointegração variante no tempo de Bierens e Martins (2010).

Além desta introdução, este trabalho possui mais quatro seções. Na segunda seção é realizada uma revisão de literatura. Na seção seguinte é exposto o banco de dados e a estratégia econométrica empregada. A seção quatro apresenta a análise e discussão dos resultados. Por fim, são expostas as considerações finais do estudo.

2 Revisão de Literatura

2.1 Agropecuária Brasileira: Histórico Recente do Setor

Até meados de 1960, a agricultura brasileira era caracterizada por baixa produtividade, devido à falta de tecnologia adaptada à produção tropical. Com o intuito de garantir segurança alimentar à população (crescentemente urbana) e reduzir os preços dos alimentos, o país inicia um processo de transformação, instituindo políticas para aumentar a produção e a produtividade agrícola, incluindo investimentos públicos em pesquisa e desenvolvimento (P&D), extensão rural e crédito rural subsidiado (EMBRAPA, 2018).

Essas transformações foram possibilitadas em grande parte por uma estratégia bem definida de modernização agrícola. O eixo central desta estratégia foi a expansão do crédito rural subsidiado destinado à aquisição de insumos modernos, aliada a um processo intenso de substituição de importações tanto na área mecânica quanto na área química de insumos agrícolas Conceição e Conceição (2014).

Houve também nesse mesmo período a criação de instituições de ensino, pesquisa e extensão rural e os instrumentos de política econômica com o objetivo de incrementar a produtividade. Registro especial deve ser feito à criação da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa) em 1973. Com o desenvolvimento da ciência e tecnologia, a agricultura brasileira obteve bastante impulso entre as décadas de 1960 e 1980 [Conceição e Conceição \(2014\)](#).

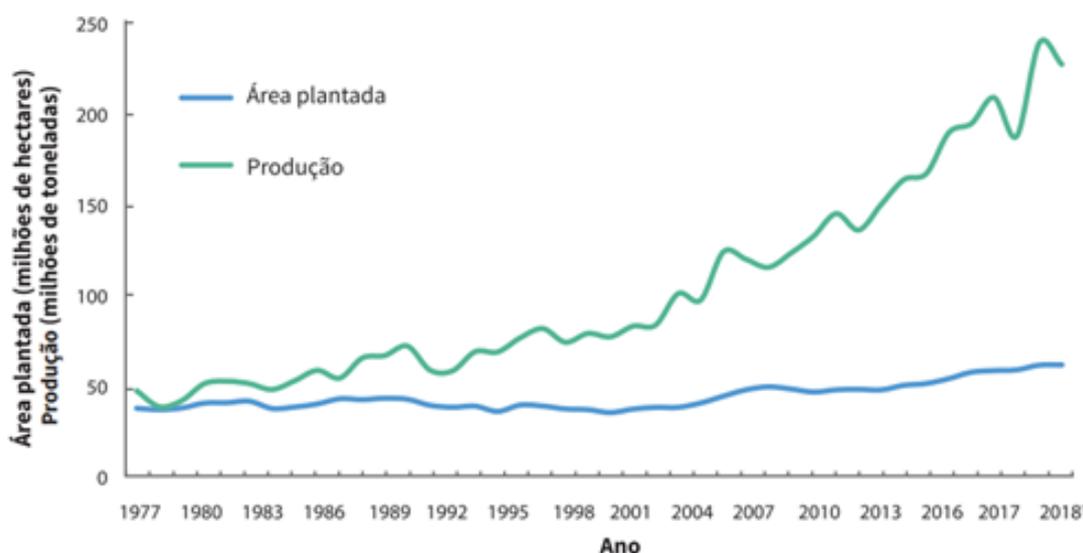
Como apontam [Jank, Nassar e Tachinardi \(2005\)](#), o período de 1970-80 foi marcado também pela primeira expansão da fronteira agrícola, com produtores migrando do Rio Grande do Sul para o Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás e oeste da Bahia. O foco da agropecuária esteve, portanto, na oferta de exportação e de mercado interno e na tecnologia (investimentos em pesquisa). O crédito rural alavancou a produção, que substituiu as importações. Assim, o choque de produção foi utilizado tanto para o mercado externo quanto para o interno, com forte intervenção governamental.

Na década de 1990, a agropecuária passa por um processo de modernização, aumentando assim sua produção e produtividade, beneficiado pela abertura comercial da economia brasileira, além da implementação de um conjunto de medidas econômicas provenientes do Plano Real, que levaram o país a ter estabilidade monetária e, conseqüentemente, ganhar mais participação no mercado internacional.

À medida que esse processo foi se consolidando, o Brasil foi se transformando num importante ator na agropecuária global. Entre 1977 e 2017, a produção de grãos, que era de 47 milhões de toneladas, cresceu mais de cinco vezes, atingindo 237 milhões de toneladas [\(EMBRAPA,2018\)](#).

Desde então, a participação da agropecuária na pauta exportadora do Brasil tem tido um significativo crescimento nos últimos anos. Em 2000, a participação desses produtos totalizava 40.5% dos itens exportados pelo país; já em 2014, essa participação passava a ser de 64.4%. O total arrecadado pelas exportações brasileiras nesse mesmo ano foi de US\$ 225.1 bilhões, sendo que os produtos desse setor representavam 45.2% desse valor, evidenciando a importância das commodities na pauta exportadora do país [Maraschin e Massuquetti \(2015\)](#). Em relação a 2019, houve mudanças significativas entre os produtos mais exportados pelo país. Observa-se que a soja passa a ocupar a primeira posição entre os produtos mais exportados e outros produtos como milho e açúcar passam a ter aumento significativo também. No total, em 2019, os produtos da agropecuária obtiveram uma

Figura 1: Área e produção de grãos de 1977 a 2018.



Fonte: Embrapa (2018).

receita de US\$ 43 bilhões.

Conforme Conceição e Conceição (2014), os fatores que explicam o desempenho positivo desse setor são a queda nos estoques de grãos que vem ocorrendo desde o final da década de 1990 e o incremento da demanda de países em desenvolvimento. O crescimento da China como destino dos produtos brasileiros e a redução da participação dos Estados Unidos como destino das exportações agropecuárias também merecem destaque. A forte retomada do crescimento da economia chinesa, cujos reflexos foram importantes para o conjunto dos países emergentes, aqueceu o comércio internacional e a produtividade de bens agropecuários Barros (2014).

Na mesma linha, De Negri e Alvarenga (2011), Sonaglio et al. (2010) e Avila (2012) destacam que o aumento da participação do Brasil nas exportações mundiais se dá principalmente pelo aumento do comércio de commodities, principalmente para países como China e Índia, tendo como destaque o crescimento econômico chinês, que ocasionou uma alteração na organização produtiva mundial.

Um dos complexos produtivos que vêm se destacando é o da soja, composto pela soja em grão e seus derivados, como o óleo de soja e o farelo. Em 2015, o complexo da soja respondeu por 13% das exportações totais do Brasil, com destaque para as exportações da soja em grãos. A safra 2014–2015 atingiu o volume de 207.6 milhões de toneladas, das quais a soja em grão foi responsável por 96.2 milhões de toneladas. Tais resultados fazem

Tabela 1: 10 principais produtos exportados pelo Brasil (2000 - 2019)

Descrição	Valor (US\$ bilhões) 2000	% No Total	Descrição	Valor (US\$ bilhões) 2019	% No Total
Outros veículos aéreos	\$ 3,44	6,25%	Soja em grãos	\$ 26,00	11,60%
Minérios de ferro	\$ 3,04	5,53%	Óleos brutos de petróleo	\$ 24,10	24,10%
Soja em grãos	\$ 2,18	3,97%	Minério de ferro	\$ 22,60	10,10%
Automóveis	\$ 1,76	3,21%	Celulose	\$ 7,40	3,30%
Resíduos da extração do óleo de soja	\$ 1,65	2,99%	Milho	\$ 7,20	3,20%
Café, mesmo torrado ou descafeinado	\$ 1,56	2,83%	Carne Bovina	\$ 6,60	2,90%
Pastas químicas de madeira	\$ 1,53	2,79%	Carne de aves	\$ 6,40	2,80%
Calçados de couro com sola de borracha	\$ 1,33	2,43%	Farelo de soja	\$ 6,20	2,70%
Acessórios de automóveis	\$ 1,20	2,19%	Óleos combustíveis	\$ 5,80	2,60%
Açúcar de cana ou beterraba	\$ 1,19	2,18%	Açúcares e melaços	\$ 5,10	2,30%

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do MDIC.

dessa commodity um dos principais produtos de exportação do setor agrícola brasileiro [Souza e Bittencourt \(2019\)](#).

Porém, alguns estudiosos mostram preocupação no fato de que os principais produtos exportados pelo país sejam intensivos em recursos naturais e argumentam que a análise da composição do saldo comercial e da estrutura das exportações brasileiras mostra sinais de doença holandesa³ e de reespecialização da estrutura produtiva causadas pela apreciação cambial e pela valorização dos preços das commodities no mercado internacional no período recente.

[Bresser-Pereira e Marconi \(2008\)](#) argumentam que a economia brasileira tende a ser afetada pela doença holandesa, uma vez que o país possui vantagens comparativas na produção de diversas commodities. Verificou-se o aumento mais expressivo das exportações de commodities que das vendas externas de manufaturados no período 2002-2007, sendo a evolução do saldo das commodities positiva no período, enquanto o saldo dos manufaturados sofreu retração. Segundo os autores, a redução da participação dos manufaturados no valor agregado total dos bens comercializáveis denota que não houve desindustrialização em relação ao produto interno bruto (PIB), mas em relação às commodities.

³Doença holandesa é a denominação do processo que vitimou a indústria holandesa depois da descoberta e exploração das jazidas de gás natural na década de 1960. O aumento da exportação de gás provocou a apreciação da moeda local, reduzindo a competitividade da indústria no mercado internacional.

[Sampaio e Pereira](#) ([2009](#)) argumentam que, principalmente após 2002, os produtos básicos apresentaram uma tendência de crescimento do quantum exportado superior ao crescimento das classes de manufaturados e semimanufaturados, paralelamente à valorização da moeda doméstica. Os autores defendem que a conjuntura internacional favorável à exportação de commodities tende a influenciar a ocorrência da doença holandesa no Brasil mais do que à mudança na estrutura produtiva do país no período 2001-2007.

[Oreiro e Feijó](#) ([2010](#)) indicaram um processo de desindustrialização na economia brasileira, uma vez que a forte apreciação da taxa de câmbio real efetiva no período 2004-2008 foi acompanhada pela perda de dinamismo da indústria em relação ao resto da economia brasileira, em que a taxa de crescimento do valor adicionado da indústria de transformação ficou sistematicamente abaixo da taxa de crescimento do PIB no período. Logo, pode-se concluir que o aumento do déficit comercial da indústria e a perda de importância da indústria no PIB simultaneamente são indicativos claros de ocorrência de doença holandesa no Brasil.

Em paralelo aos argumentos que defendem a existência de doença holandesa no Brasil, [Veríssimo e Xavier](#) ([2013](#)), existem trabalhos que observam a não ocorrência desse fenômeno. Nesta linha, diversos autores enfatizam que estaria em curso um processo de reestruturação da estrutura produtiva brasileira, em que a apreciação cambial teria beneficiado a modernização da indústria nacional, por exemplo, [Ribeiro, Vasconcelos e Silva](#) ([2021](#)) e [Castelo Branco](#) ([2024](#))

[Nakahodo e Jank](#) ([2006](#)) contestam a premissa de que o crescimento das exportações de commodities estaria ocasionando uma maior apreciação do real e provocando a "comoditização" da pauta de exportações e a desindustrialização do país. De acordo com os autores, no período 1996-2005, as exportações de commodities cresceram um pouco mais (8.5% a.a.) que as dos produtos diferenciados (5.6% a.a.), porém, entre os últimos, destacam-se alguns setores de alta e média-alta tecnologia, como aviões, equipamentos de telecomunicações e veículos automotores (crescimento de 12% a.a.). A partir do Índice de Preços das Commodities Brasileiras (IPCB), obtém-se que os preços dos produtos em que o Brasil apresenta maior vantagem comparativa tiveram altas menos expressivas – exceto minério de ferro e petróleo. Além disso, o aumento do quantum exportado teve impacto significativo no crescimento do valor das exportações de commodities. Logo, a

ideia de que haveria um processo de desindustrialização em curso é refutada pela recuperação do emprego industrial no período recente e pelos superávits comerciais crescentes dos produtos diferenciados.

Nassif (2008) encontra evidências que indicam retração da produtividade e baixas taxas de investimento na indústria brasileira após 1999. Porém, para o autor, este fato não qualifica a existência de desindustrialização no Brasil, pois a indústria de transformação conseguiu manter um nível de participação média anual no PIB de 22% entre 1990 e 2000. A análise da estrutura interna da indústria revela que os setores industriais com tecnologias intensivas em escala e baseadas em ciência mantiveram, em 2004, praticamente a mesma participação no valor adicionado total que detinham em 1996, diminuindo a participação do grupo com tecnologias intensivas em trabalho em igual período. Por fim, a análise das exportações por setores segundo o grau de sofisticação tecnológica (produtos primários e manufaturados baseados em baixa, média e alta tecnologia) descarta a hipótese de que o Brasil teria retrocedido a um padrão de especialização "Ricardiano rico em recursos", pois as alterações nas participações das exportações de produtos primários e manufaturados no total exportado foram pouco expressivas: aumento de 2% para os primários e queda de 3% para os manufaturados.

Portanto, pode-se concluir que, apesar das diversas linhas teóricas que tentam explicar o aumento da participação de produtos primários nas exportações do país serem divergentes entre si, é inquestionável que a agropecuária tem uma importante participação na economia brasileira e assume protagonismo nas exportações do país.

2.2 Literatura Empírica

A literatura que investiga os determinantes do comércio exterior brasileiro é vasta e mais focada em estudos sobre o saldo comercial agregado e para alguns setores. No entanto, apesar da importância da agropecuária na economia brasileira, existem poucos estudos focados em analisar os impactos da taxa de câmbio real, preços de commodities e demanda externa nesse setor, sobretudo numa perspectiva dinâmica ou não linear, lacuna que esse trabalho pretende preencher.

Barros et al. (2002) estimam funções de oferta e demanda de exportações de produtos agropecuários para o Brasil entre janeiro de 1992 e dezembro de 2000 com o objetivo de avaliar os principais determinantes do desempenho exportador deste setor. Os modelos

foram ajustados por Mínimos Quadrados Ordinários e incluíram o mecanismo de correção do erro (MCE) para as variáveis cointegradas. Em relação aos resultados obtidos, os autores destacam que a taxa de câmbio é um fator determinante das exportações do agronegócio brasileiro, sendo as exportações de soja (e seus derivados) e açúcar as mais sensíveis às variações nesta variável.

Dentro da mesma linha, [Carvalho e Negri \(2000\)](#) estimam equações para importações e exportações para o quantum de produtos agropecuários para o comércio brasileiro entre 1977 e 1998 a partir de técnicas de cointegração de [Johansen \(1988\)](#) e estimações por meio do modelo uniequacional Autoregressivo de Defasagens Distribuídas (ADL) e do mecanismo de correção de erros (MCE) obtido para as análises de curto e de longo prazo. Os resultados mostram que as importações desses produtos são altamente dependentes da taxa de câmbio real e da taxa de utilização da capacidade doméstica instalada; enquanto as exportações são influenciadas principalmente pelo nível de atividade mundial e também em menor grau pela taxa de câmbio real.

[Schwantes, Freitas e Zanchi \(2010\)](#) examinam o comportamento de curto e de longo prazo da balança comercial da agropecuária e agroindústria brasileira no período compreendido entre o primeiro trimestre de 1990 e o quarto trimestre de 2007 em função de seus determinantes mais relevantes, considerando a renda doméstica, a renda externa, taxa de câmbio efetiva real, termos de troca e acesso a novos mercados. O tratamento econométrico empregado consistiu por base na análise de cointegração proposta por [Johansen \(1988\)](#) e da modelagem de correção de erros (MCE) para avaliar as melhores estimativas obtidas de longo prazo. Os autores concluem que a taxa de câmbio é a principal determinante na competitividade do setor agropecuário e agroindustrial brasileiro no período analisado. Além desta variável, o efeito das variações no nível de atividade externa corrobora a teoria econômica apresentada no sentido de impactar positivamente o saldo comercial da agropecuária e agroindústria brasileira.

[Scalco, Carvalho e Campos \(2012\)](#) analisam os efeitos de curto e longo prazo das desvalorizações cambiais sobre o saldo da balança comercial agropecuária do Brasil. Para isso, fazem uso de dados mensais entre julho de 1994 a dezembro de 1997 e de modelos VECM. Os resultados encontrados destacam o impacto positivo e estatisticamente significativo das desvalorizações reais na taxa de câmbio sobre o saldo comercial da agropecuária brasileira.

Já [Bittencourt e Campos \(2014\)](#), além de avaliar a interdependência da taxa de câmbio e da renda mundial, verificam o impacto do investimento direto estrangeiro (IDE) sobre as exportações agropecuárias utilizando o modelo VAR padrão e concluíram que o IDE no setor não obteve participação relevante e a variável câmbio, por meio de seus efeitos sobre a renda mundial, apresentou influência indireta sobre as exportações agrícolas, tendo a renda externa o maior impacto nas exportações agropecuárias.

Através das técnicas usuais de cointegração de [Johansen \(1988\)](#) e estimações de modelos VAR e VECM, [Oliveira et al. \(2015\)](#) testam o impacto de curto e de longo prazo de desvalorizações da taxa de câmbio real, da renda mundial e da taxa de juros sobre o desempenho das exportações do mel de abelha brasileiro no período entre 2000 e 2011. Os resultados obtidos para as elasticidades estimadas foram estatisticamente significantes e com sinais esperados pela literatura para explicar as variações ocorridas ao longo do tempo sobre a variável de exportação de mel brasileiro, com maior impacto para a elasticidade renda mundial. As elasticidades estimadas foram, portanto, na ordem de 5.46 para a variável de taxa de câmbio real, 11.43 para a variável de renda mundial e -6.17 para taxa de juros.

[Silva, Ferreira e Turra \(2016\)](#) estudam as respostas de curto e de longo prazo das exportações da agropecuária brasileira a mudanças na taxa de câmbio real e da renda mundial a partir de técnicas de cointegração de [Johansen \(1988\)](#) e estimações de modelos econométricos VAR e VECM para uma amostra mensal entre 2000 e 2014. No curto prazo, as variáveis de renda mundial e taxa de câmbio são fatores importantes na explicação da evolução das exportações agropecuárias brasileira. Já os resultados observados no longo prazo indicam que a elasticidade das exportações agropecuárias em relação ao câmbio mostrou-se inelástica e na ordem de 0.254, enquanto a elasticidade estimada em relação à renda mundial mostrou-se estatisticamente significativa e elástica na ordem de 1.898, constituindo-se, portanto, no principal condicionante para explicar as mudanças das exportações agropecuárias brasileiras no longo prazo.

Através das mesmas técnicas, [Braga e Oliveira \(2018\)](#) avaliam a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis taxa de câmbio real e renda mundial e de seus impactos sobre o desempenho das exportações brasileiras de soja entre janeiro de 2000 e dezembro de 2015. Os resultados apontam que apenas a variável renda mundial mostra-se relevante para explicar as variações sobre as exportações de soja brasileira, revelando,

portanto, a importância da conjuntura internacional para o volume comercial desta commodity agrícola. Já o resultado para a taxa de câmbio real revelou sinal contrário à teoria econômica; contudo, apresentando coeficiente significativo.

Fernandez (2020) investiga os impactos de longo prazo das variáveis taxa de câmbio real, preço das commodities e a renda mundial no valor das exportações do agronegócio brasileiro entre 1997 e 2018 por meio de técnicas de cointegração de Johansen (1988) e da estratégia econométrica VECM. Os resultados de longo prazo indicam que a renda mundial se mostrou o principal determinante para explicar as variações nas exportações do agronegócio brasileiro, seguidas do preço das commodities e da taxa de câmbio real, com elasticidades para incrementos de 10% na ordem de 11.9%, 9.0% e 0.5%, respectivamente.

Num contexto regional, Seibert et al., (2022) investigam o efeito de curto e de longo prazo de desvalorizações da taxa de câmbio real, da renda doméstica e da renda mundial sobre o saldo da balança comercial agropecuária da região Centro-Oeste brasileira para uma amostra entre 1999 e 2019 de modo a verificar a existência da condição de Marshall-Lerner e do fenômeno da Curva J. Para isso, empregam técnicas de cointegração e da estimação a partir do modelo linear Autorregressivo Distributed Lag (ARDL). Apesar dos sinais esperados se verificarem, as elasticidades de longo prazo se mostraram estatisticamente iguais a zero, contrariando, portanto, a maioria das evidências da literatura.

Mais recentemente, Arruda, Castelo Branco e Brito (2022) analisam as elasticidades do saldo da balança comercial da agropecuária brasileira e seus principais determinantes, quais sejam, a taxa de câmbio efetiva real, a demanda externa, a renda doméstica e o índice de preço de commodities agrícolas entre janeiro de 2000 e julho de 2019, utilizando o método de Mínimos Quadrados Ordinários Dinâmicos (DOLS). Os resultados encontrados estão em consonância com a previsão da literatura, com destaque para a taxa de câmbio efetiva real e a demanda externa, que sendo aumentadas em 10% melhoram o saldo comercial da agropecuária em 17.42% e 10.58%, respectivamente.

Apesar das contribuições acima mencionadas, percebe-se a existência de poucos estudos com abordagem não linear concentrados na agropecuária brasileira e que consideram os impactos do índice de preços das commodities, linha em que esta pesquisa se propõe a seguir. O quadro 1 sintetiza os principais trabalhos observados na literatura brasileira, destacando a metodologia empregada e os principais resultados.

Quadro 1: Síntese dos trabalhos observados na literatura

Autores	Amostra	Objetivo/Variáveis	Metodologia	Elasticidades
Barros et al. (2002)	1992-2000	Estimar funções de oferta e de demanda das exportações de produtos agropecuários para o Brasil	MQO/MCE	Câmbio: Entre 0.26 e 8.75 (diversos produtos)
Carvalho e Negri (2000)	1977-1998	Analisar os impactos da taxa de câmbio e da renda mundial para o quantum de produtos agropecuários exportados e importados brasileiro	ADL/MCE	Câmbio: 1.20 Renda Mundial: 6.50
Schwantes, Freitas e Zanchi (2010)	1990-2007	Examinar os impactos da balança comercial da agropecuária e agroindústria brasileira considerando a taxa de câmbio, a renda mundial, a renda doméstica, termos de troca e acesso a novos mercados	MCE	Câmbio: entre 1.21 e 1.67 Renda Mundial: entre -0.68 e -1.25 Renda Doméstica: entre 0.34 e 0.89
Scalco, Carvalho e Campos (2012)	1994-2007	Estudar o efeito de choques na taxa de câmbio sobre o saldo da balança comercial da agropecuária brasileira	VAR e VECM	Câmbio: 2.04 Renda Mundial: 1.95
Bittencourt e Campos (2014)	1999-2014	Estudar a influência da taxa de câmbio sobre a balança comercial do estado do Rio Grande do Sul	VAR	Somente Curto Prazo
Oliveira et al. (2015)	2000-2011	Avaliar o impacto de curto e de longo prazo da taxa de câmbio, da renda mundial e da taxa de juros sobre as exportações de mel de abelha brasileiro	VECM	Câmbio: 5.46 Renda Mundial: 11.43 Taxa de Juros: -6.17
Silva, Ferreira e Turra (2016)	2000-2014	Avaliar em que medida as exportações agropecuárias brasileiras respondem a alterações da taxa de câmbio real e da renda mundial	VAR e VECM	Câmbio: 0.25 Renda Mundial: 1.89
Braga e Oliveira (2018)	2000-2015	Avaliar o impacto da taxa de câmbio real e da renda mundial sobre o desempenho das exportações brasileiras de soja	VECM	Câmbio: -0.21 Renda Mundial: 1.65
Fernandez (2020)	1997-2018	Verificar o impacto da taxa de câmbio, da renda mundial e dos preços das commodities agrícolas nas exportações do agronegócio brasileiro	VECM	Câmbio: 0.05 Renda Mundial: 0.90 Commodities: 1.19
Seibert et al. (2022)	1999-2019	Estimar o impacto da taxa de câmbio, da renda mundial e da renda doméstica no saldo da balança comercial agropecuária do Centro-Oeste	ARDL	Câmbio: N.S. Renda Mundial: N.S. Renda Doméstica: N.S.
Arruda, Castelo Branco e Brito (2022)	2000-2019	Analisar as elasticidades do saldo da balança comercial da agropecuária brasileira em função da taxa de câmbio, da renda mundial, da renda doméstica e do índice de preço de commodities agrícolas	DOLS	Câmbio: 1.74 Renda Mundial: 1.05 Renda doméstica: 0.80 Commodities: 0.94

Fonte: Elaboração Própria. NS: Não Significante.

3 Aspectos Metodológicos

3.1 Descrição dos Dados

Para investigar os impactos de longo prazo de desvalorizações reais na taxa de câmbio, na renda externa e no índice de preços das commodities sobre as exportações agropecuárias brasileiras, faz-se uso de informações mensais entre janeiro de 2000 e dezembro de 2022 e da modelagem em cointegração variante no tempo proposta por Bierens e Martins (2010). O quadro 2 sintetiza as variáveis empregadas no estudo. Os gráficos das séries originais estão disponíveis em apêndice.

Quadro 2: Descrição das variáveis utilizadas

Variável	Proxy utilizada	Período da série	Fonte dos dados
Exportações da agropecuária brasileira	Logaritmo natural das Exportações da agropecuária brasileira	01/2000–12/2022	MDIC/SECEX
Câmbio Real	Logaritmo natural da taxa de câmbio real efetiva	01/2000–12/2022	BCB-SGS
Renda Externa	Logaritmo natural das importações mundiais	01/2000–12/2022	IFS-DOTS
Índice de Commodities agrícolas	Logaritmo natural do Índice de Preços de Commodities agrícolas	01/2000–12/2022	BCB-SGS

Fonte: Elaboração Própria

A variável de interesse da pesquisa é o valor das exportações da agropecuária brasileira, disponível junto à Secretaria de Comércio Exterior do Ministério do Desenvolvimento e Comércio Exterior (SECEX/MDIC). A variável foi devidamente deflacionada pelo índice de preços das exportações da Fundação Centro de Estudos em Comércio Exterior (FUNCEX).

A medida de câmbio utilizada no presente estudo é a taxa de câmbio efetiva real, disponibilizada no Sistema Gerador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (BCB-SGS), enquanto a variável para representar os preços das commodities é o Índice Brasileiro de Preços de Commodities Agrícolas (IC-Br Agro), obtida como o valor médio mensal ponderado pelos preços em reais da carne bovina, algodão, óleo de soja, trigo, milho, café, arroz, carne de porco, suco de laranja e cacau. Este indicador é formulado com base nos preços internacionais dessas commodities, convertidos em reais e se encontra disponível no Sistema Gerador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (BCB-SGS).

Por fim, a proxy para a renda externa ou demanda externa é o valor das importações

mundiais totais em dólares correntes (CIF - Cost Insurance and Freight) disponível nas Direction of Trade Statistics (DOTS) publicado pelo Fundo Monetário Internacional (FMI). Os valores foram deflacionados pelo índice de preços das importações mundiais totais, que se encontra disponível no Federal Reserve Economic Data (FRED).

3.2 Estratégia Econométrica: Cointegração Variante no Tempo

Para estimar os efeitos não lineares ou variantes no tempo e suas repercussões sobre as exportações da agropecuária brasileira X_t , define-se o modelo empírico usual tendo as exportações da agropecuária brasileira como função da taxa de câmbio efetiva real $TXCER_t$, do índice de preços das commodities agrícolas $ICOM_t$ e da renda externa (Y_t^*), de acordo com a especificação a seguir:

$$\ln X_t = \beta_0 + \beta_1 \ln TXCER_t + \beta_2 \ln ICOM_t + \beta_3 \ln Y_t^* + \epsilon_t \quad (1)$$

onde $\ln X_t$ indica o logaritmo natural das exportações agropecuárias brasileira; $\ln TXCER_t$ o logaritmo natural da taxa de câmbio efetiva real; $\ln ICOM_t$ o logaritmo natural do índice de commodities; $\ln Y_t^*$ o logaritmo natural da renda externa; $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ são as elasticidades a serem estimadas dentro de uma perspectiva dinâmica ou não linear e ϵ_t é o termo de erro aleatório.

Os métodos de cointegração são comumente empregados em estudos dessa natureza. A literatura em cointegração tem início com os trabalhos de Granger (1987), Engle e Granger (1987) e Johansen (1988). A abordagem padrão que considera os vetores de cointegração invariáveis no tempo foi evoluindo de modo a permitir mudanças nos coeficientes estimados. Na abordagem de Johansen (1988), presume-se que o vetor de cointegração é constante ao longo do tempo. Entretanto, como discutido nas seções anteriores, esta suposição pode ser restritiva devido aos choques a que economias emergentes estão sujeitas.

Nesse sentido, Bierens e Martins (2010) propõem uma abordagem de cointegração que permite que as relações de longo prazo variem suavemente no tempo através de expansões em termos de polinômios ortogonais de Chebyshev. Polinômios dessa natureza $P_i(T_t)$ podem ser escritos como:

$$P_{0,T}(t) = 1, \quad P_{i,T}(t) = \sqrt{2} \cos(i\pi(t - 0.5)/T) \quad (2)$$

onde i representa o elemento da amostra, t o período e T o total de períodos. A ideia dos autores é, portanto, empregar os polinômios temporais de Chebyshev (CTP) dentro de uma estrutura dinâmica multivariada para modelar coeficientes de longo prazo, permitindo que o vetor de cointegração varie suavemente com o tempo, sendo o arcabouço de [Johansen \(1988\)](#) um caso particular do modelo.

A representação em [Bierens e Martins \(2010\)](#) para um modelo vetorial de correção de erros VECM (p) variante ao longo do tempo com erros gaussianos sem interceptos e tendências temporais é definido como:

$$\Delta Y_t = \Pi'_t Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta Y_{t-j} + \epsilon_t \quad (3)$$

onde $Y_t \in R^k$, $\epsilon_t \sim \text{i.i.d. } \mathcal{N}k[0, \Omega]$ e $t = 1, \dots, T$ é o número de observações; Γ_j ($j = 1, \dots, p$) são vetores de coeficientes de ΔY_{t-j} ; enquanto a dinâmica de longo prazo é representada pela matriz Π'_t variante ao longo do tempo. O objetivo é testar a hipótese nula de cointegração invariante no tempo (TI) $\Pi'_t = \Pi' = \alpha\beta'$; onde α e β são matrizes fixas $k \times r$ contra a hipótese alternativa de cointegração variante no tempo (TVC) do tipo:

$$\Pi'_t = \alpha\beta'_t \quad (4)$$

com $\text{posto}(\Pi'_t) = r < k$ para $t = 1, \dots, T$ onde α é fixo, mas os β'_t 's são matrizes $k \times r$ variantes no tempo com posto constante r . Nesse contexto, [Bierens e Martins \(2010\)](#) utilizam os polinômios temporais de Chebyshev (CTP) como descrito na equação 2 para modelar as matrizes β_t com a suposição de que estas sejam funções discretas suaves do tempo. Dada a propriedade de ortonormalidade dos polinômios de Chebyshev, qualquer função $g(t)$ de tempo discreto pode ser representado por:

$$g(t) = \sum_{i=0}^{T-1} \xi_i^T P_{i,T}(t), \text{ em que } \xi_i^T = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T g(t) P_i(T_t) \quad (5)$$

, onde $g(t)$ é decomposta em componentes suaves de $\xi_i^T P_i(T_t)$ e pode ser aproximada por:

$$g_m(T_t) = \sum_{i=0}^m \xi_i^T P_i(T_t) \quad (6)$$

para algum número natural fixado $m < T - 1$. Assim, é possível escrever sem perda de generalidade β_t como $\beta_t = \sum_{i=0}^{T-1} \xi_i^T P_i(T_t)$, onde os $P_i(T_t)$ são os polinômios temporais de Chebyshev e $\xi_i^T = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \beta_t P_i(T_t)$ ($i = 0, \dots, T - 1$) são matrizes $k \times r$ desconhecidas. A hipótese nula de cointegração invariante no tempo corresponderá a $\xi_i^T = 0_{k \times r}$ para todo $i > m$; e a alternativa de cointegração variante no tempo corresponderá a $\lim_{T \rightarrow \infty} \xi_i^T \neq 0_{k \times r}$ para algum $i = 1, \dots, m$. Isso significa que sob a hipótese alternativa, β_t é especificado como:

$$\beta_t = \beta_m(T_t) = \sum_{i=0}^m \xi_i^T P_i(T_t) \quad (7)$$

para algum valor m fixo. Portanto, a cointegração variante no tempo através de polinômios temporais de Chebyshev é estimada de forma similar ao procedimento de máxima verossimilhança de [Johansen \(1988\)](#), a partir de uma combinação entre modelos de cointegração e os polinômios temporais de Chebyshev; ou seja, substituindo $\Pi'_t = \alpha \beta'_t = \alpha \sum_{i=0}^m \xi_i^T P_i(T_t)'$ na equação (3) tem-se:

$$\Delta Y_t = \alpha \sum_{i=0}^m \xi_i^T P_i(T_t)' Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta Y_{t-j} + \epsilon_t \quad (8)$$

Ademais, um teste de razão de verossimilhança (LR) é proposto a partir da equação (8) sob hipótese nula de cointegração invariante no tempo ou que os parâmetros no VECM relacionados aos polinômios temporais de Chebyshev são conjuntamente iguais a zero; contra a alternativa de que um (ou mais) vetores de cointegração são combinações lineares de m polinômios temporais Chebyshev (TVC)⁴; ou seja, dados m e r , a estatística de teste (LR) assume a forma:

$$\Delta LR_{T_{tvc}} = -2(l_T(r_0) - l_T(r, m)) = T \sum_{j=1}^r \ln \left(\frac{1 - \lambda_{0j}}{1 - \lambda_{mj}} \right) \quad (9)$$

Esse teste segue uma distribuição assintótica qui-quadrado com graus de liberdade que dependem de um parâmetro m dos polinômios temporais de Chebyshev, do número de parâmetros k e dos vetores de cointegração r do modelo usual. De acordo com [Bierens e Martins \(2010\)](#), o poder do teste depende da escolha do polinômio de Chebyshev de

⁴O método de cointegração variante no tempo foi implementado no presente estudo através do software EasyReg International, versão 2015, desenvolvido por Herman J. Bierens e pela Pennsylvania State University.

ordem m . Segundo os autores, esta escolha pode ser comparada à escolha ótima da ordem de um processo autorregressivo, adotando os critérios de informação usuais. Os autores também sugerem que esses critérios de informação também podem ser usados para estimar m consistentemente se m for finito. Ademais, os valores críticos para pequenas amostras e as diferentes combinações de ordem para os polinômios de Chebyshev são simulados e estão presentes em Bierens e Martins (2009).

Portanto, o presente estudo envolverá os passos usuais dos estudos de cointegração. Inicialmente, será investigada a ordem de integração das séries via testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e de Kwiatkowski Phillips Schmidt e Shin (KPSS) e, posteriormente, analisada a existência de cointegração entre elas. Após essa análise preliminar, empregase o teste de razão de verossimilhança para cointegração variante no tempo proposto por Bierens e Martins (2010). Por fim, verificada a existência de cointegração variante no tempo, realiza-se a estimação das elasticidades dinâmicas das exportações agropecuárias brasileiras em relação à taxa de câmbio real, à renda externa e ao índice das commodities.

4 Análise e Discussão dos Resultados

Conforme descrito anteriormente, inicialmente analisou-se a ordem de integração das séries através dos testes de raiz unitária ADF e KPSS, cujos resultados estão sintetizados na Tabela 2. Os resultados indicam que todas as variáveis se mostram integradas de ordem 1 ($I(1)$); ou seja, precisam ser diferenciadas apenas uma vez para tornarem-se estacionárias.

Em seguida, procedeu-se o exame dos testes do traço e do máximo autovalor com vistas a verificar a existência de cointegração entre as variáveis analisadas. Os resultados estão dispostos na Tabela 3 e indicam a existência de um vetor de cointegração entre as variáveis.

Uma vez verificada a cointegração entre as variáveis, empregou-se o teste de razão de verossimilhança proposto por Bierens e Martins (2010). Esse teste tem como hipótese nula a cointegração invariante no tempo contra a hipótese alternativa de que o vetor de cointegração que relaciona as variáveis é variante no tempo; ou seja, uma combinação linear de m polinômios temporais de Chebyshev. Segundo os autores, o poder do teste depende da escolha da ordem m do polinômio e recomendam o uso dos critérios de

Tabela 2: Resultados dos Testes de Raiz unitária

VARIÁVEL	TESTE	ADF	KPSS	ORDEM DE INTEGRAÇÃO
Ln(CambioReal _t)	Nível	-2,07 [-2,87]	0,86 [0,46]	I(1)
	Primeira Diferença	12,87* [-2,87]	0,08* [0,46]	
Ln(RendaExterna _t)	Nível	-2,08 [-2,87]	1,58 [0,46]	I(1)
	Primeira Diferença	-4,77* [-2,87]	0,34* [0,46]	
Ln(IndicedePreçosdasCommoditiesAgrícolas _t)	Nível	-0,56 [-2,87]	1,76 [0,46]	I(1)
	Primeira Diferença	12,27* [-2,87]	0,10* [0,46]	
Ln(ExportaçõesdaAgropecuária _t)	Nível	-2,25 [-2,87]	1,86 [0,46]	I(1)
	Primeira Diferença	-5,50* [-2,87]	0,24* [0,46]	

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos. Valor crítico do teste ao nível de significância 5% entre colchetes. *Estacionária a 5%. Para o teste ADF, a defasagem ótima foi selecionada através do critério de informação de Schwarz. Para o teste KPSS, a extensão das defasagens ótimas foi selecionada de forma automática (*Newey-West*) usando a janela ótima de *Kernel Bartlett*

Tabela 3: Resultados dos Testes do Traço e de Máximo Autovalor

Estrutura do Teste		Autovalor	Estatística de Traço	Valor crítico	Traço P-valor	Estatística Max.	Autovalor	Valor Crítico Máx.	Autovalor P-valor
H0	H1								
r = 0	r ≥ 1	0,23*	84,66	47,85	0	71,31*		27,58	0
r = 1	r ≥ 2	0,02	13,35	29,79	0,87	7,9		21,13	0,9

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa. * Significante a 5%. Para o teste, estimou-se um VAR irrestrito considerando no máximo 5 lags, selecionado com base no critério de informação de *Akaike*.

informação tradicionais. Nesse sentido, considerando o critério de informação de *Akaike* para a ordem $p = 5$ ⁵, os resultados indicaram um modelo com $m = 5$. A Tabela 4 sintetiza os resultados.

O teste de [Bierens e Martins \(2010\)](#) rejeita a hipótese nula de cointegração invariante no tempo; ou seja, o modelo com as elasticidades variantes no tempo se mostra mais apropriado. Desta forma, procedeu-se a estimação e análise das elasticidades dinâmicas para a exportação da agropecuária brasileira em função de seus determinantes. Os resultados estão sintetizados na Figura 2.

⁵Como visto em [Bierens e Martins \(2010\)](#), um valor pequeno de m impõe um comportamento suave para o vetor B_t se aproximando do caso invariante no tempo. Cabe aqui uma ressalva sobre a seleção da ordem m do polinômio de Chebyshev. [Neto \(2015\)](#) argumenta que, apesar de [Bierens e Martins \(2010\)](#) sugerirem que os critérios de informação usuais possam ser utilizados, o procedimento de seleção não é claramente descrito na literatura econométrica relacionada a modelos que usam tais polinômios temporais. O autor sugere uma escolha ad hoc que leve em consideração uma máxima de variação no tempo de acordo com a teoria, com as crenças econômicas ou com a literatura existente. Entretanto, como este critério pode levar a diferentes resultados, optou-se por utilizar uma solução objetiva com base no critério de informação de *Akaike*.

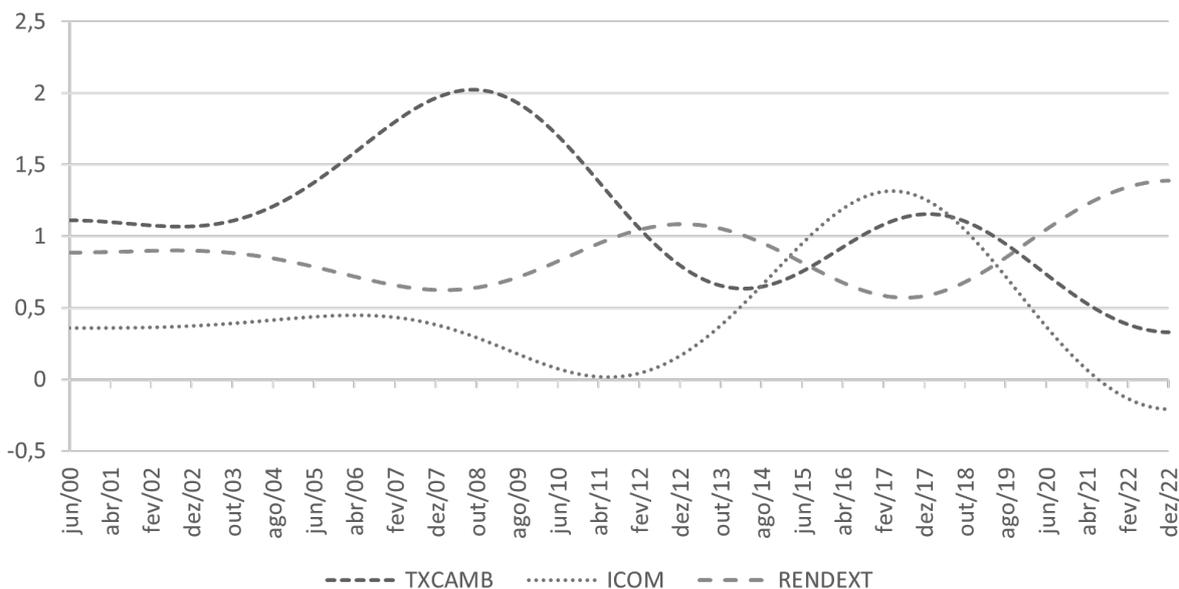
Tabela 4: Teste de Bierens e Martins (2010) para Cointegração Variante no Tempo

Estatística de razão de verossimilhança P-valor Ordem do polinômio de Chebyshev (m)

63,69*	0	m=5
--------	---	-----

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa. *Significante a 5%.

Figura 2: Elasticidades Dinâmicas da Exportação da agropecuária brasileira.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Em termos gerais, as elasticidades das exportações da agropecuária brasileira apresentaram os sinais esperados na maioria dos períodos da amostra, mesmo levando em consideração uma relação de longo prazo variante no tempo.

Analisando as elasticidades em relação à taxa de câmbio real, observa-se um impacto positivo sobre as exportações da agropecuária ao longo de toda a amostra. Essas evidências corroboram as observadas por Scalco, Carvalho e Campos (2012), Oliveira et al. (2015) e Silva, Ferreira e Turra (2016). Há que se destacar que estes trabalhos utilizam relações de cointegração lineares, que fornecem somente estimativas pontuais em sua análise. Por outro lado, as evidências do presente estudo, sintetizadas na Figura 2 e na Tabela 5, reportam o comportamento dinâmico das elasticidades ao longo do período estudado, consistindo assim uma inovação em estudos dessa área.

Observando o comportamento dinâmico, pode-se destacar que o comportamento praticamente constante no início da amostra pode refletir incerteza das eleições presidenciais

em 2002, especialmente em relação à política econômica que seria adotada pelo presidente Lula. Em seguida, observa-se um forte aumento nas elasticidades desse indicador, possivelmente em decorrência do boom das commodities na década de 2000. Após atingir um pico, no final de 2008, as elasticidades oscilaram negativamente sob a influência da crise do subprime e seguiram em declínio até agosto de 2014, voltando a crescer a partir daí. Um novo pico foi atingido na metade de 2018, caindo a partir daí. Finalmente, observa-se um forte impacto negativo da pandemia do COVID-19, onde esse indicador não só caiu fortemente, como atingiu os menores valores observados ao longo do tempo.

Considerando as elasticidades em relação ao índice de preços das commodities, percebe-se uma influência positiva, em termos médios, e com pouca flutuação ao longo período analisando, mostrando efeitos poucos voláteis às variações ou choques internos e externos. O fato de os produtos agrícolas serem bens de primeira necessidade podem explicar a relativa estabilidade desses efeitos. Cabe ressaltar que Fernandez (2020) e Arruda, Castelo Branco e Brito (2022) encontram evidências na mesma direção. Considerando seu comportamento dinâmico, observa-se uma influência negativa da crise do subprime e da pandemia da COVID-19, semelhante ao comportamento das elasticidades da taxa de câmbio real.

Cabe ressaltar, conforme destacam Souza e Veríssimo (2013) e Arruda, Castelo Branco e Brito (2022), que os preços das commodities apresentam comportamento cíclico e que as suas variações normalmente estão associadas a flutuações nas elasticidades-preço da oferta e da demanda. Como a oferta desses produtos se mostra inelástica no curto prazo, o impacto dos preços é fortemente influenciado por variações de demanda, que também pode afetar os preços relativos e, conseqüentemente, a taxa de câmbio real. Desta forma, em um cenário de boom (excesso de demanda por esses bens), tanto a elasticidade das exportações associada aos preços das commodities como ao câmbio real podem ser influenciadas, conforme discutido anteriormente.

Por fim, a avaliação dos efeitos da demanda externa sobre as exportações da agropecuária brasileira indica que essa variável apresentou impacto positivo ao longo de toda a amostra, com variações negativas entre 2005 e 2008, fatores como o boom dos preços das commodities (que pode ter retraído a demanda externa) e a crise do subprime podem explicar esse movimento, e entre 2015 e 2017, que pode refletir o agravamento do quadro

fiscal do país⁶, que culminou no impeachment da presidente Dilma Roussef. Por fim, ao contrário das outras elasticidades analisadas, observou-se um incremento nas elasticidades da demanda externa no período da pandemia da COVID-19, refletindo claramente o aumento na demanda global por commodities agrícolas no período em tela. A exceção do período final da amostra, esses resultados corroboram os achados de [Bittencourt e Campos \(2014\)](#) e [Silva, Ferreira e Turra \(2016\)](#).

De modo a sistematizar os resultados, realizou-se uma análise descritiva das elasticidades analisadas nesse estudo através das medidas usuais de tendência central e de dispersão. Os resultados encontram-se na tabela 4.

Portanto, em média, pode-se observar que um aumento de 10% na taxa de câmbio real produz um aumento de 11,4% nas exportações da agropecuária brasileira, enquanto um aumento de 10% na renda externa eleva em 8,6% esse indicador. Se o mesmo incremento fosse observado no preço das commodities agrícolas, as exportações da agropecuária brasileiras seriam majoradas em 4,5%.

Tabela 5: Estatísticas Descritivas das Elasticidades Dinâmicas Estimadas

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Amplitude	
			Mínimo	Máximo
Taxa de Câmbio Real	1,14	0,45	0,33	2,02
ICOM	0,45	0,38	-0,2	1,32
Renda Externa	0,86	0,2	0,57	1,39

Fonte: Elaboração Própria

Dessa forma, esses resultados sinalizam a importância da dinâmica da taxa de câmbio real nos resultados das exportações da agropecuária brasileira, uma vez que esse indicador apresentou maior elasticidade média. Essa evidência destaca a importância da autoridade monetária na condução da política cambial, de modo a manter a taxa de câmbio real em patamares competitivos⁷, a fim de aumentar a inserção da agropecuária brasileira nas cadeias globais de comércio.

⁶A forte incerteza decorrente do agravamento do quadro fiscal tende a afetar os investimentos domésticos e externos, criando inseguranças associadas ao cumprimento de contratos de comércio exterior que podem impactar a demanda externa, uma vez que se trata de produtos de primeira necessidade.

⁷Apesar do período amostral do trabalho não incorporar mudanças no regime cambial, cabe destacar que Scalco, Carvalho e Campos (2012) verificam que a agropecuária foi bastante penalizada no período anterior ao câmbio flutuante, uma vez que a manutenção da valorização pré-determinada reduziu a competitividade do setor frente ao mercado mundial e comprometeu significativamente a capacidade exportadora do Brasil. Com a flexibilização do mercado cambial, que possibilitou uma desvalorização cambial, observou-se uma importante melhora no saldo comercial do setor agropecuário

5 Considerações Finais

O trabalho examinou os impactos da taxa de câmbio real, da renda externa e do índice de preços das commodities agrícolas nas exportações da agropecuária brasileira entre janeiro de 2000 e dezembro de 2022 a partir da modelagem de cointegração variante no tempo proposta por Bierens e Martins (2010). A contribuição potencial do estudo encontra-se na estimação de elasticidades não lineares das exportações do agronegócio brasileiro.

Em termos gerais, os resultados parecem indicar certa regularidade na direção dos efeitos observados para os regressores examinados sobre as exportações da agropecuária brasileira, uma vez que apresentaram os sinais esperados na maioria dos períodos da amostra, mesmo levando em consideração uma relação de longo prazo variante no tempo. A taxa de câmbio efetiva real e o índice de preços das commodities apresentaram bastante variação, apesar de manterem o sinal do impacto na maior parte do período considerado.

As principais variações nas elasticidades foram observadas em decorrência do boom das commodities, da crise do subprime e da pandemia da COVID-19. Esta última com forte repercussão negativa sobre as elasticidades da taxa de câmbio real e dos preços das commodities, e positiva na trajetória da elasticidade da demanda externa.

Em termos de elasticidades médias, incrementos de 10% na taxa de câmbio real, na renda externa e no índice de preços de commodities, majoram as exportações da agropecuária brasileira em 11,4%, 8,6% e 4,5%, respectivamente; ou seja, além de apresentar maior elasticidade média, o impacto da taxa de câmbio real variou bastante no período em análise.

Assim, sugerem-se políticas que promovam um aumento da inserção da economia brasileira nas cadeias globais de comércio, dada a clara vantagem comparativa da agropecuária brasileira, como, por exemplo, a ampliação e celebração de novos acordos comerciais e redução das tarifas de importação. Os dados da SECEX/MDIC indicam uma participação ainda discreta da economia brasileira no comércio internacional com uma taxa de abertura média⁸ de 22% no período analisado; ou seja, ainda há espaço para ampliar essa participação de modo a se beneficiar de uma maior demanda externa. Além disso, políticas cambiais que garantam a manutenção da taxa de câmbio real em patamares competitivos são recomendadas, como, por exemplo, a perenidade do regime cambial que permita a previsibilidade e contratos de comércio de médio/longo prazo e o

⁸Dada pela soma das exportações com as importações dividida pelo PIB.

monitoramento dos preços das commodities agrícolas.

Referências

- Arruda, E. F.; Castelo Branco, Y. T.; Brito, A. C. (2022). Elasticities of Brazilian Agricultural Trade: An Analysis Based on DOLS Models. *Empirical Economics Letters*, 21(8).
- Avila, R. I. (2012). “Efeito-China” no comércio externo brasileiro e gaúcho pós 2000. *Indicadores Econômicos FEE*, Porto Alegre, 39(4), 83-92.
- Barros, G. S. C., Bachi, M.R.P & Burnquist, H.L. (2002). *Estimação de equações de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000)*. Rio de Janeiro: IPEA. (Texto para discussão, n. 865).
- Barros, J. R. M. (2014). O passado no presente: a visão do economista. In: Buainain, A. M. et al. *O mundo rural no Brasil do século 21 : a formação de um novo padrão agrário e agrícola*. Brasília: Embrapa
- Barros, G. S. C.; Adami, A. C. O. (2013). *Faturamento do agronegócio supera US\$ 100 bilhões em 12 meses*. São Paulo: Cepea; ESALQ/USP, ago.
- Batista, M. L. B.; Oliveira, R. B.; Alves, J. S.; Sousa, E. P. (2020). Produção Agropecuária no Brasil e seus Determinantes: uma abordagem econométrica para os anos de 2006 e 2017. In: *Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, 18., 2020, online. Anais... [S. l.]: ABER, 2020. p. 1-15.
- Bierens, H. J., & Martins, L. F. (2010). Time-varying cointegration. *Econometric Theory*, 26(5), 1453-1490.
- Bierens, H. J.; Martins, L.F. (2009). Appendix: Time varying cointegration. Available at: <http://econ.la.psu.edu/hbierens/TVCOINTAPPENDIX.PDF>.
- Bittencourt, G.M; Campos, A.C. (2014). Determinantes das Exportações Agropecuárias Brasileiras e sua Relação com o Investimento Direto Estrangeiro. *Análise Econômica*, 32(62): 155-176.
- Braga, F. L. P.; Oliveira, A. C. S. (2018). A influência da Taxa de Câmbio e Renda Mundial Sobre as Exportações Brasileiras de Soja (2000-2015). *RESR, Piracicaba-SP*, 56(4): 663-680.

- Bresser-Pereira, L. C.; Marconi, N. (2008). *Existe doença holandesa no Brasil?* In: FÓRUM DE ECONOMIA DA FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS, 4., 2008, São Paulo: Editora FGV.
- Carvalho, A.; Negri, J. A. (2000). *Estimação de equações de importação e exportação de Produtos Agropecuários para o Brasil (1977/1998)*. Brasília: IPEA (Texto para Discussão, n. 698).
- Castelo Branco, Y. T. (2024). Evidências de curva j assimétrica nas exportações líquidas brasileiras por intensidade tecnológica. Dissertação de Mestrado. Programa de Pós-graduação em Economia (CAEN), Universidade Federal do Ceará, Fortaleza
- Conceição, J.C.P; Conceição, P.H.Z. (2014). Agricultura: evolução e importância para a balança comercial brasileira. Brasília: IPEA (Texto para Discussão, n.3).
- Contini, E; Marcos, A.G.P.J; Carlos, M.S; Geraldo, M.J. (2012). Exportações Motor do agronegócio brasileiro. *Revista de Política Agrícola*, 21(2): 88-102.
- De Negri, F., Alvarenga, G. V. (2011). A primarização da pauta de exportações no Brasil: ainda um dilema. Radar Tecnologia, Produção e Comércio Exterior, Brasília, IPEA, n. 13, 7-14.
- EMBRAPA - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. (2018). *Visão 2030: O futuro da agricultura brasileira*. Brasília: Embrapa.
- Engle, R. F.; Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55:251-276.
- Fernandez, A. F. A (2020). Impactos da taxa de câmbio, preços das commodities e renda mundial sobre as exportações do agronegócio brasileiro entre 1997 e 2018. 2020. Tese (Doutorado) -Universidade de São Paulo, São Paulo.
- Granger, C. W. J. (1987). Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48(3), 213-228.
- Jank, M.S; Nassar, A. M; Tachinardi, M. H. Agronegócio e comércio exterior brasileiro. *Revista USP*, São Paulo, n. 64: 14-27

- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- Maraschin, R. V; Massuquetti, A. (2015). O Perfil da Pauta Exportadora do Brasil para o Mercosul, por intensidade tecnológica (2000-2014). *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, 9(2):129-149
- Munhoz, V. C. V; Veríssimo, M. P. (2013). Fluxos de capitais versus exportações de commodities: efeitos sobre a taxa de câmbio real brasileira no período 2000-2013. In: *Anais do Encontro Nacional de Economia*, n. 41, Foz do Iguaçu (PR): ANPEC.
- Nassif, A. (2008). Há evidências de desindustrialização no Brasil? *Revista de Economia Política*, 28(1): 72-96.
- Nakahodo, S. N.; Jank, M. S. (2006). A falácia da “doença holandesa” no Brasil. *Documentos de Pesquisa*. São Paulo: Ícone.
- Neto, D. (2015). Testing for and dating structural break in smooth time-varying cointegration parameters, with an application to retail gasoline price and crude oil price long-run relationship. *Empirical Economics*, 49(3): 909-928.
- Oliveira, A. C. S.; Campos, R. T.; Castro, I. S. B.; Neto, N. T. (2015). Análise dos efeitos das taxas de câmbio, de juros e da renda mundial sobre as exportações brasileiras de mel. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, 46(3): 61-78.
- Oreiro, J. L.; Feijó, C. A. (2010). Desindustrialização: conceituação, causas, efeitos e o caso brasileiro. *Revista de Economia Política*, São Paulo, 30(2).
- Pautasso, D. (2010). O lugar da China no comércio exterior brasileiro. *Meridiano 47*, Brasília (DF), 11 (114): 25-27.
- Sampaio, D. P.; Pereira, V. V. Doença holandesa no Brasil: uma sugestão de análise conceitual comparada. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA POLÍTICA, 14., 2009, São Paulo. *Anais...* São Paulo: SEP, 2009.
- Ribeiro, M. P.; Vasconcelos, C. R. F.; Silva, C. E. S. F. (2021). Exchange variation and non-linear effect on exports: a sectoral analysis by technological intensity. In: XIX

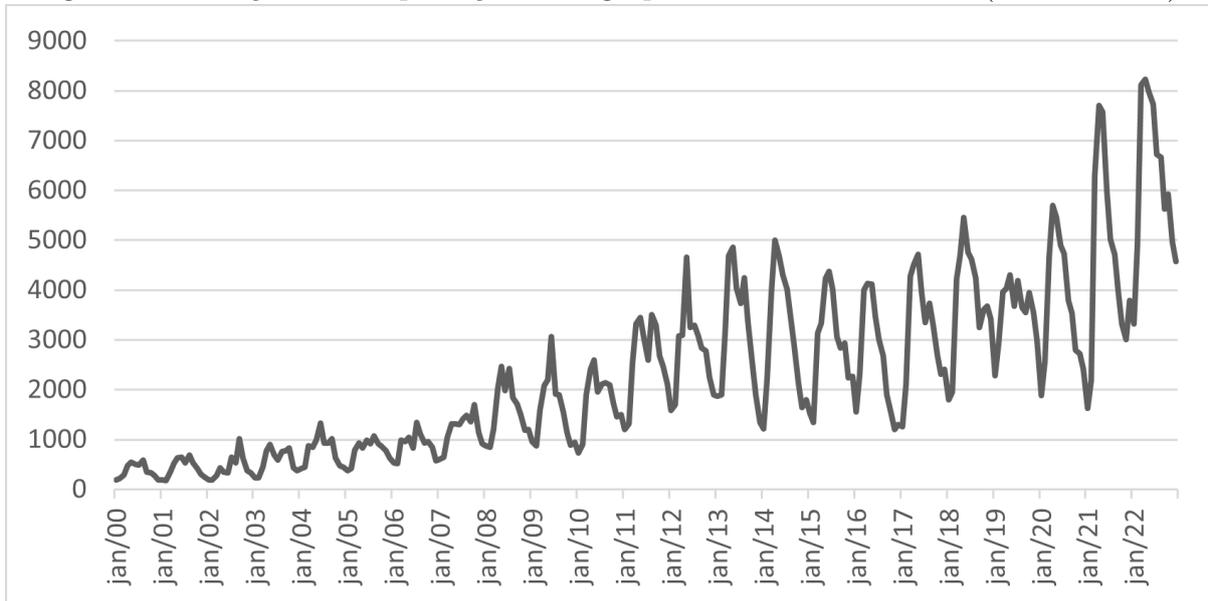
- Anais... Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, 2021, Online.
- Sampaio, D. P.; Pereira, V. V. Doença holandesa no Brasil: uma sugestão de análise conceitual comparada. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA POLÍTICA, 14., 2009, São Paulo. *Anais...* São Paulo: SEP, 2009.
- Seibert, C. E.; Carrara, A. F.; Faro, K. C.; Vasconcelos, C. R. F.; Ribeiro, M. P. (2022). Evidências da condição Marshall-Lerner e do fenômeno da Curva-J nas exportações agropecuárias do Centro-Oeste brasileiro. In: XX Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, 2022, Salvador-BA. XX ENABER
- Scalco, P. R.; Carvalho, H. D.; Campos, A. C. (2012). Choques na Taxa de Câmbio Real e o Saldo da Balança Comercial Agropecuária Brasileira: evidências da Curva J entre 1994 e 2007. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 54(3): 595-610.
- Silva, J. R; Arruda, E. F. (2019). Impactos do crédito rural no mercado de trabalho da agropecuária dos estados brasileiros. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, 13(3): 340-356.
- Silva, C. A. G.; Ferreira, L. R.; Turra, S. (2016). Efeitos do câmbio e da renda mundial nas exportações agropecuárias brasileiras: uma aplicação do modelo de correção de erros. In: *CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL - SOBER*, 54., 2016, Maceió. Anais... Maceió: UFAL.
- Sonaglio, C. M. et al. (2010). Evidências de desindustrialização no Brasil: uma análise com dados em painel. *Economia Aplicada*, São Paulo, 14(4): 347-372.
- Souza, K. A; Bittencourt, G. M. (2019). Avaliação do crescimento das exportações brasileiras de soja em grão. *Revista de Política Agrícola*, São Paulo, 4(61): 48-67.
- Souza, T. A.; Veríssimo, M. P. (2013). O papel das commodities para o desempenho exportador brasileiro. *Indicadores Econômicos FEE*, Porto Alegre, 40(2): 79-94.
- Schwantes, F.; Freitas, C. A.; Zanchi, V. V. (2010). Determinantes da Balança Comercial do Agronegócio brasileiro do período de 1990 a 2007. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, 41(2): 249-265.

THE ECONOMIST. (2010). The miracle of the cerrado: Brazil has revolutionized its own farms. Can it do the same for others.

Veríssimo, M. P; Xavier, C. (2013). Taxa de câmbio, exportações e crescimento: uma investigação sobre a hipótese de doença holandesa no Brasil. *Revista de Economia Política*. 33(1): 82-101

APÊNDICE

Figura 3: Evolução das Exportações da agropecuária brasileira FOB (Milhões US\$).



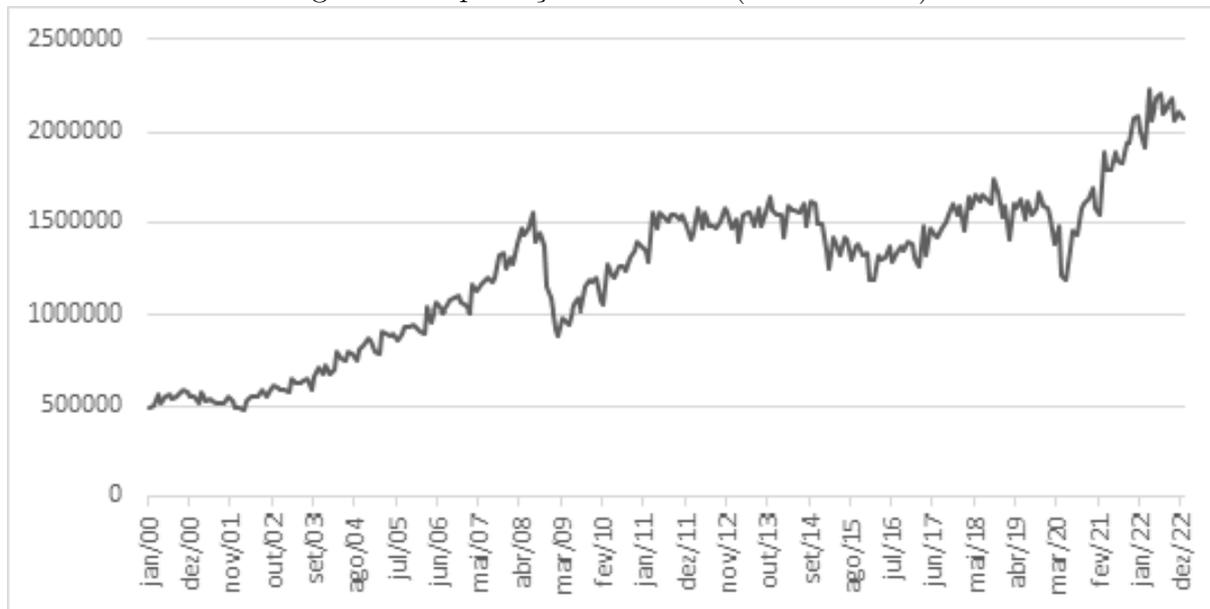
Fonte: Elaboração própria.

Figura 4: Índice da taxa de câmbio real.



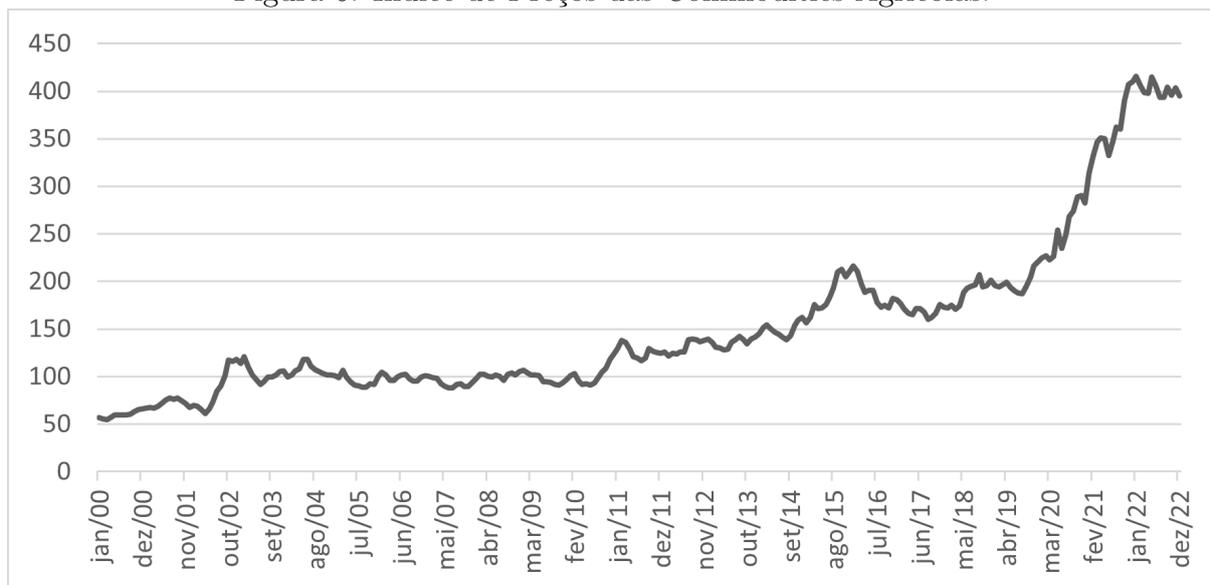
Fonte: Elaboração própria.

Figura 5: Importações mundiais (Milhões US\$)



Fonte: Elaboração própria.

Figura 6: Índice de Preços das Commodities Agrícolas.



Fonte: Elaboração própria.