

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE PELOTAS**  
**Instituto de Ciências Humanas**  
**Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados**



Dissertação

**Exportações de soja brasileira: análises de séries temporais  
e perspectivas futuras**

**Caio Perez Casagrande**

Pelotas, 2023

**Caio Perez Casagrande**

**Exportações de soja brasileira: análises de séries temporais  
e perspectivas futuras**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados do Instituto de Ciências Humanas da Universidade Federal de Pelotas, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Gabrielito Rauter Menezes

Pelotas, 2023

Universidade Federal de Pelotas / Sistema de Bibliotecas  
Catalogação na Publicação

C334e Casagrande, Caio Perez

Exportações de soja brasileira : análises de séries temporais e perspectivas futuras / Caio Perez Casagrande ; Gabrielito Rauter Menezes, orientador. – Pelotas, 2023.

38 f. : il.

Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados, Instituto de Ciências Humanas, Universidade Federal de Pelotas, 2023.

1. Exportação de soja. 2. Renda mundial. 3. Taxa de câmbio. 4. VAR/VEC. I. Menezes, Gabrielito Rauter, orient. II. Título.

CDD : 382.6

Caio Perez Casagrande

Exportações de soja brasileira: análises de séries temporais  
e perspectivas futuras

Dissertação aprovada, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre em Economia Aplicada, Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados, Instituto de Ciências Humanas, Universidade Federal de Pelotas.

Data da defesa: 31/03/2023

Banca examinadora:

Prof. Dr. Gabrielito Rauter Menezes (Orientador) (UFPel)

Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS)

Prof. Dr. Alexandre Rodrigues Loures (UFPel)

Doutor em Economia pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB)

Prof. Dr. Rodrigo Nobre Fernandez (UFPel)

Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS)

Prof. Dra. Samanda Silva da Rosa (FURG)

Doutora em Economia pela Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS)

## **Agradecimentos**

Em primeiro lugar, agradeço especialmente à Aline Xavier, minha companheira e incentivadora, que além de acompanhar de perto a minha jornada sempre me transmitiu calma e apoio.

Agradeço ao meu orientador de graduação e mestrado, Gabrielito Menezes, pela dedicação, atenção e todos os ensinamentos passados em mais de cinco anos. Levarei sempre comigo o hábito da leitura, o qual mudou a minha vida.

Agradeço aos meus pais por me proporcionarem educação de qualidade, mas sobretudo o amor e apoio ao longo da vida.

Agradeço aos meus colegas, em especial ao Igor Serpa e ao Felipe Weizenmann, por dividirem essa caminhada. Os estudos e as conversas de suporte foram essenciais para a conclusão.

Por fim, agradeço aos professores do Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados pelo valioso aprendizado.

## Resumo

O Brasil é o principal exportador de soja do mundo e sua economia nacional é fortemente dependente dessa *commodity*. A fim de melhor compreender os fatores que influenciam suas exportações, o objetivo do presente trabalho é avaliar qual a magnitude que impactos na renda mundial, taxa de câmbio e seu preço de comercialização exercem sobre o montante das exportações brasileiras de soja em grão no longo prazo. Para analisar o impacto dessas variáveis entre 2006 e 2022, utiliza-se da econometria de séries temporais para estimar um modelo capaz de descrever suas elasticidades. Mais precisamente, emprega-se Vetores Autorregressivos (VAR), cointegração de Johansen, Vetor de Correção de Erros (VEC), função impulso-resposta e decomposição da variância dos erros de previsão para realizar a análise. Os resultados encontrados estão de acordo com a teoria econômica no sentido de que uma variação positiva nas variáveis endógenas gera impactos favoráveis às exportações de soja em grão, sendo o principal resultado atribuído à renda mundial. Assim, o trabalho destaca a importância do cenário internacional para o setor e propõe a organização de projetos de políticas para mitigar potenciais impactos negativos que uma fraca taxa de crescimento global esperada para os próximos anos possa causar na economia brasileira.

**Palavras-chave:** Exportação de soja. Renda mundial. Taxa de câmbio. VAR/VEC.

**Classificação JEL:** C32, F10, Q17

## **Abstract**

Brazil is the world's leading exporter of soybeans and its national economy is heavily dependent on this commodity. In order to better understand the factors that influence its exports, the objective of this study is to assess the magnitude of world income, exchange rate, and its commercialization price impacts on the amount of Brazilian soybean exports in the long term. To analyze the impact of these variables between 2006 and 2022, time series econometrics is used to estimate a model capable of describing their elasticities. Specifically, Vector Autoregression (VAR), Johansen cointegration, Vector Error Correction (VEC), impulse-response functions, and variance decomposition of forecast errors are used to perform the analysis. The results found are in line with the economic theory in the sense that a positive variation in the endogenous variables generates favorable impacts on soybean exports, with the main result being attributed to world income. Thus, the work highlights the importance of the international scenario for the sector and proposes the organization of policy projects to mitigate potential negative impacts that the weak global growth rate expected in the coming years may cause in the Brazilian economy.

**Keywords:** Soybean exports. World income. Exchange rate. VAR/VEC.

**JEL Classification:** C32, F10, Q17

## Sumário

1. Introdução.....	9
2. Revisão de literatura.....	12
3. Metodologia.....	16
3.1. Natureza e fonte dos dados.....	17
3.2. Modelos.....	20
4. Resultados e Discussão.....	25
5. Considerações finais.....	33
6. Referências.....	35



## 1. Introdução

As exportações desempenham papel fundamental para a prosperidade econômica de uma nação e, principalmente, para aquelas em desenvolvimento, como o Brasil. A obtenção de moedas estrangeiras mais fortes que a moeda nacional gera renda para a população e beneficia toda a sociedade por meio do aumento da atividade econômica, fluxo de capital e expansão dos empregos formais. Assim, a geração de divisas a partir da exportação de produtos garante sustentabilidade e progresso no âmbito econômico-social. No caso brasileiro, as exportações de *commodities* a partir dos anos 2000, concentrando-se progressivamente no mercado asiático, asseguram o superávit da balança comercial e a importação de bens necessários para a economia em geral (FAVRO; CALDARELLI; CAMARA, 2015; ARTEAGA; CARDOZO; DINIZ, 2020).

A produção e exportação dos produtos agropecuários brasileiros receberam destaque no mercado internacional após a virada do século XXI, quando ocorreu o *boom* das *commodities*. O forte aumento da demanda mundial por produtos agropecuários surgiu a partir do desenvolvimento de economias emergentes e da elevação de seus padrões de vida, como observado em países da Ásia, principalmente conduzido pela China, de modo que o crescimento da demanda ocasionou em aumento dos preços mundiais de produtos primários. Desta maneira, juntamente com o cenário de globalização, expandiram-se áreas de plantio no Brasil com produções fortemente orientadas à exportação. Como consequência, ao longo dos anos, investimentos e tecnologias contribuíram para a valorização constante do setor no país (KASTNER *et al.*, 2012; BUCHMANN; MASSUQUETTI; AZEVEDO, 2021).

Conforme evidenciado por Freitas e Vinholis (2019), a proporção de produtos agropecuários nas receitas das exportações foi crescente na última década e tem sido decisiva para o saldo comercial positivo brasileiro. Em números, o Produto Interno Bruto (PIB) agregado do agronegócio alcançou uma participação de 27,4% no PIB total do Brasil em 2021 (CEPEA, 2022). No mesmo período, de acordo com os dados de comércio exterior, a soja em grão correspondeu à 14% do valor total, gerando mais de US\$ 38 bilhões em divisas

para o país. Em geral, a participação do grão na matriz de exportação ficou atrás somente de minérios de ferro, o qual contribuiu com 14,5%.

A soja é a mais importante *commodity* produzida e comercializada em razão do seu grande escopo de utilidades. O grão pode ser consumido *in natura*, mas o alto valor da cultura é definido pelas utilizações de seus subprodutos – farelo e óleo – que são incorporados em diversos setores industriais. O farelo é predominantemente utilizado para a produção de proteína animal (aves, suínos e bovinos) enquanto o óleo, em sua maioria, é refinado para ser empregado na alimentação humana (SANGUINET *et al.*, 2017). Para Oliveira e Schneider (2016), o crescimento da soja como uma cultura polivalente aconteceu em razão de três principais motivos: o seu cultivo e consumo a nível internacional; a ampliação do seu escopo de utilização; e a reestruturação da indústria sojícola mundial para o eixo América do Sul e Leste Asiático, o principal mercado consumidor desde quando ultrapassou a Europa no ano 2000.

Conforme Santos *et al.* (2012), durante o processo de desenvolvimento de países emergentes, são observadas mudanças na estrutura econômica conforme a renda *per capita* se altera, como alterações no consumo de produtos agropecuários. Em casos recentes, observou-se um aumento da demanda por proteínas de origem animal, chegando a níveis similares de economias já bem desenvolvidas. Para Torres *et al.* (2017), juntamente com a evolução da economia chinesa, a sua grande população e seu deslocamento geográfico em direção às cidades transformaram o país no principal consumidor de carnes de aves e suínos. Em vista disso, para atender à demanda interna crescente de sua população, a China aumentou a sua demanda por soja no mercado internacional para a produção dessas carnes.

Em consonância, Escher e Wilkinson (2019), explicam que a industrialização e o desenvolvimento da economia chinesa acarretaram grandes transformações na estrutura interna de consumo alimentar da população. A abertura comercial, a elevação da renda *per capita* e a afluência da nova classe média geraram novos hábitos baseados no consumo de carnes, alimentos processados e proteínas de origem animal, como leite, queijos e ovos, dando origem ao complexo soja-carne entre Brasil e China a partir dos anos 2000. Para os autores, os novos hábitos alimentares funcionam como registro social na

definição das identidades de classe dos consumidores que desejam comer mais carne, o que se apresenta como progresso em relação ao passado de escassez.

Impulsionado pela demanda crescente, o Brasil expandiu sua área plantada de soja para se tornar o maior exportador do grão na década de 2010 e, desde o ano-safra 2019/20, o maior produtor, quando assumiu o posto ocupado pelos Estados Unidos (USDA, 2022). Como resultado deste contexto internacional de valorização da soja, a produção brasileira cresceu em média 7% ao ano entre 2006 e 2021, ano em que a colheita resultou em aproximadamente 140 milhões de toneladas, conforme boletins da Companhia Nacional do Abastecimento (Conab). Do total produzido na safra 2020/21, a quantidade de grão destinada ao mercado brasileiro ficou em 36%. Para o mercado externo, abastecendo principalmente países asiáticos e europeus, destinou-se 62% do total, enquanto 2% permaneceram na forma de estoque final de produção.

Em vista da importância que a oleaginosa tem na geração de divisas para o país e do seu papel econômico-social internacionalmente, o presente trabalho busca contribuir para a manutenção e fortalecimento do setor através dos resultados sobre o comportamento das exportações e orientar políticas futuras. Para estudar como este mercado pode ser influenciado pelo cenário macroeconômico e como ele responde, utiliza-se da teoria econômica e da literatura para identificar quais variáveis têm efeito sobre os valores das exportações da soja em grão brasileira no longo prazo e emprega-se o modelo econométrico visando identificar suas intensidades e efeitos da transmissão de choques sobre as mesmas.

Para realizar o estudo proposto, o presente trabalho lança mão de modelos econométricos de séries temporais, tais como Vetores Autorregressivos (VAR), cointegração de Johansen, Vetor de Correção de Erros (VEC), funções impulso-resposta e a decomposição da variância dos erros de previsão. Além da presente introdução, encontra-se em seguida uma fundamentação teórica e trabalhos correlatos. Na terceira seção estão expostos a metodologia de coleta e tratamento dos dados, bem como os modelos econométricos utilizados. A quarta parte apresenta os resultados acompanhados de discussões e, por fim, na última seção, as considerações finais do trabalho.

## 2. Revisão de literatura

O presente estudo baseia-se em trabalhos como Favro *et al.* (2015), Feistel *et al.* (2015) e Silva *et al.* (2017) onde analisam a relação entre as exportações agrícolas com a renda externa e a taxa de câmbio. Bem como Braga e Oliveira (2018), o foco deste trabalho também é sobre as exportações de soja brasileira, mas amplia-se a compreensão de renda mundial em relação aos predecessores e atualiza o horizonte temporal. Além disso, incorpora-se os preços de venda da *commodity* junto às outras variáveis do modelo proposto, conforme Barros *et al.* (2002) e Fernandez (2020).

A renda externa é uma das principais variáveis responsáveis pelas exportações domésticas, pois atua sobre a demanda dos países importadores. A renda do consumidor externo influencia diretamente o seu consumo, de forma que um aumento no primeiro resulta em expansão do segundo e, conseqüentemente, sobre o volume exportado. Contudo, o crescimento do consumo e das exportações não é proporcional para todos os alimentos, por exemplo. Aqueles que têm origem animal tendem a aumentar mais do que produtos essencialmente agrícolas porque são mais nobres, mais nutritivos e de qualidade superior (MENDES; PADILHA JUNIOR, 2007; BRAGA; OLIVEIRA, 2018).

De modo geral, segundo Mendes e Padilha Junior (2007), alimentos ricos em proteínas têm elasticidade-renda superior aos alimentos ricos em carboidratos e o consumo de produtos mais processados cresce proporcionalmente mais do que os *in natura* à medida que a renda dos consumidores se eleva. Neste contexto, e visto que a soja exportada é principalmente utilizada em rações de animais e incorporada nos mais diversos produtos industrializados, considera-se que o grão também apresenta elevada elasticidade-renda.

Por definição, um aumento na renda estrangeira significa uma maior demanda mundial e, como consequência, leva a maiores exportações (BLANCHARD, 2021). É nesse sentido que os trabalhos de Fernandez (2020) e Silva *et al.* (2017) buscaram analisar o desempenho das exportações agropecuárias brasileiras com relação à renda mundial. Como resultado, foi

possível constatar que há uma relação de longo prazo positiva da variável sobre a quantidade de produtos exportados. Ademais, a renda externa também mostrou afetar positivamente as exportações dos estados do Ceará, Espírito Santo e Bahia de acordo com Freire Júnior e Paiva (2014), Monte (2015) e Duarte e Hidalgo (2016), respectivamente.

Com relação às exportações de soja e milho, *commodities* utilizadas para os mesmos fins em grande parte das vezes, como a alimentação de animais, Favro *et al.* (2015) e Braga e Oliveira (2018) verificaram que um aumento na renda dos outros países tem impacto positivo nas exportações dos grãos no longo prazo. Quando se trata da China, mais especificamente, Mortatti *et al.* (2011) comprovaram que a elevação de renda do país asiático implica em um aumento das exportações de produtos agrícolas no comércio sino-brasileiro. Do mesmo modo, Feistel *et al.* (2015) encontram relação positiva entre renda chinesa e exportações brasileiras de soja em grão no longo prazo.

Bem como em Maia (2003), a abordagem teórica deste trabalho parte do modelo de Mundell-Fleming, o qual refere-se à mobilidade internacional de capital na determinação de políticas monetária e fiscal, perante regimes alternativos de taxa de câmbio. Em economias abertas, conforme Fernandez (2020), a taxa de câmbio é uma das variáveis mais importantes, pois influencia exportações, saldos comerciais, inflação e define a alocação de recursos.

Com a desvalorização da moeda local, ou seja, quando o preço do dólar sobe em relação ao real, há um estímulo das exportações. Nesse cenário onde o real é enfraquecido, os compradores estrangeiros, com a mesma quantidade de dólares, conseguem comprar mais produtos brasileiros, enquanto os produtores, pelo lado da oferta, receberão mais reais por dólar exportado. Por outro lado, a valorização do real torna a moeda nacional mais forte, o que estimula a compra de produtos importados, mas desestimula a venda de produtos do Brasil. Ou seja, a desvalorização cambial tende a estimular a exportação de produtos nacionais (VASCONCELLOS, 2006).

Entre as variáveis explicativas consideradas por Barros *et al.* (2002) para sua análise das funções de oferta de exportação entre 1992 e 2000, a taxa de câmbio efetiva foi aquela que apresentou o maior efeito sobre a determinação do quantum exportado de soja em grão. De outro modo, os resultados da análise

de decomposição da variância de Silva *et al.* (2017) mostraram que a renda mundial foi mais importante para explicar as exportações agrícolas do que a taxa de câmbio para o intervalo entre 2000 e 2014.

Em relação à maior nação importadora mundial da *commodity*, Mortatti *et al.* (2011) afirmam que desvalorizações cambiais incentivam o aumento das exportações de produtos agrícolas para a China, mas em menor magnitude do que as outras variáveis do seu modelo. Contudo, Braga e Oliveira (2018), os quais analisaram a exportação de soja para China e Espanha no período de 2000 a 2015, obtiveram resultados contrários à teoria econômica em relação à taxa de câmbio.

Em vista das limitações dos recursos, o preço de um produto é a principal variável que orienta as decisões econômicas na sociedade. O preço de um produto se forma à medida que o desejo dos consumidores de maximizar sua satisfação (com recursos financeiros limitados) é combinado com o desejo dos produtores de maximizarem o seu lucro ao atender às necessidades dos consumidores (MENDES; PADILHA JUNIOR, 2007).

Entre as particularidades do mercado agropecuário, vale destacar o grau de homogeneidade e a sazonalidade das produções. A primeira característica indica que os produtos não possuem grau de diferenciação entre si ou agregação de valor, sendo denominados de *commodities*. Já a segunda condição refere-se à concentração da produção e, conseqüentemente, da comercialização em determinados períodos do ano. No caso da soja, os preços tendem a ser menores em época de colheita e maiores na entressafra. Em vista desses fatores, os produtores buscam utilizar de várias ferramentas e estratégias para obterem os melhores preços para os seus produtos (MENDES; PADILHA JUNIOR, 2007).

À nível internacional, as exportações agregadas de um país dependem diretamente dos preços, de modo que a exportação do bem eleva-se ao passo que o preço do produto se eleva no exterior (VASCONCELLOS, 2006). Dessa forma, a variável preço da *commodity* foi inserida no modelo baseando-se pelos trabalhos de Barros *et al.* (2002), Silva *et al.* (2011), Favro *et al.* (2015), Feistel *et al.* (2015), e Fernandez (2020). De acordo com os modelos desses autores,

espera-se que o preço de exportação do produto apresente relação direta e positiva com o volume de exportações da soja em grão.

Observa-se que o principal produto de exportação do Brasil não recebe a devida atenção da literatura quanto deveria, visto que o trabalho mais recente sobre a soja compreende somente até o ano de 2015 na pesquisa. Além disso, o grão é geralmente abordado em conjunto com outros produtos agrícolas nas análises de exportações.

Além de estudar sobre a principal *commodity* agropecuária brasileira, o presente trabalho apresenta como diferencial as variáveis endógenas de renda externa, taxa de câmbio e preço do produto sendo utilizadas em conjunto sob a metodologia de análise de séries temporais para analisar um produto. Ademais, pretende-se focar apenas na soja em grão, diferentemente da maioria dos trabalhos recentes na literatura, os quais abordam produtos agrícolas em geral ou estudam as exportações de alguma Unidade da Federação.

### 3. Metodologia

Esta seção apresenta informações e conceitos importantes para a compreensão do trabalho. Primeiramente, expõe-se o modelo proposto, suas variáveis e a função a ser analisada. A partir dessas definições, apresenta-se a natureza e fonte dos dados, bem como os tratamentos utilizados para que possam ser empregados no modelo. Em seguida, são brevemente abordados o conceito e o modelo teórico selecionados para a análise.

Como mencionado anteriormente, o trabalho considera a economia como aberta, em conformidade com Braga e Oliveira (2018) e Fernandez (2020), direcionando as análises para as exportações da soja em grão brasileira. A hipótese é de que as variáveis macroeconômicas – renda mundial, câmbio e preço de venda – são relevantes para explicar as exportações da *commodity*, conforme a Equação 1. Deste modo, propõe-se analisar as elasticidades das variáveis em relação às exportações do grão; ou seja, analisar o seu percentual de variação dada uma variação percentual em outras.

$$\log(\text{Exportações}) = f(\log \text{Renda Mundial}, \log \text{Câmbio}, \log \text{Preços}) \quad (1)$$

Mais precisamente, a função pode ser expressa como uma função linear nos logaritmos com intercepto, coeficientes de elasticidade e um componente estocástico como mostra a Equação 2. Assim, o logaritmo do valor monetário das exportações de soja em grão brasileira é explicado pelos logaritmos de uma *proxy* para a renda mundial, da taxa de câmbio real efetiva de exportações e dos preços de exportação da *commodity*.

$$\begin{aligned} \log(\text{Exportações}) \\ = \beta_0 + \beta_1 \log(\text{Renda Mundial}) + \beta_2 \log(\text{Câmbio}) \\ + \beta_3 \log(\text{Preços}) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

A função é expressa em logaritmos a fim de capturar as elasticidades parciais, de modo que são os próprios coeficientes estimados, e também reduzir a variabilidade das séries originais. As informações necessárias para a realização do estudo são os valores das exportações brasileiras de soja em grão, uma *proxy* para a renda mundial, taxa de câmbio real efetiva e os preços de exportação do produto analisado.



### 3.1. Natureza e fonte dos dados

Os dados das exportações de soja em grão foram obtidos através do site Comex Stat, um sistema para consultas e extração de dados do comércio exterior brasileiro, mantido pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA). Os códigos utilizados segundo a Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM) foram 12010090, empregado até 2012, e 12019000 a partir de então. As informações foram coletadas entre 2006 e 2022, a nível mensal, em valor FOB (US\$). Com a disposição dos dados, realizou-se a sua deflação através do Índice de Preços ao Consumidor Urbano (CPI-U), obtido pelo *Bureau of Labor Statistics* dos Estados Unidos. A série correspondente às exportações pode ser visualizada na Figura 1 a seguir.

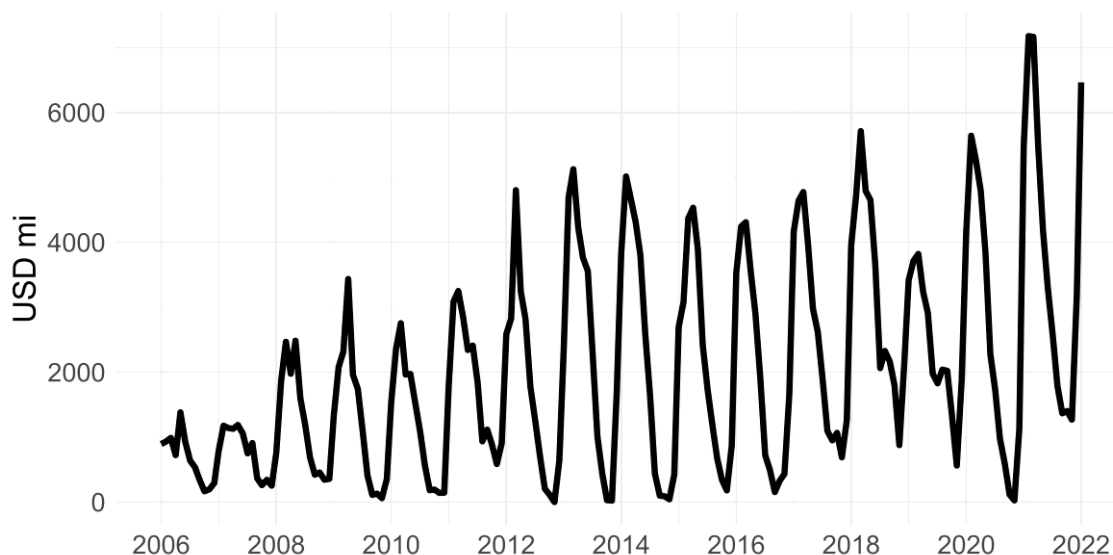


Figura 1 – Série de valores mensais de exportações de soja em grão brasileira. Fonte: elaborado pelo autor.

Como *proxy* para a renda mundial, utilizou-se o PIB dos 38 países-membro da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) e mais outros 8 não-membros (África do Sul, Argentina, Bulgária, Croácia, Índia, Indonésia, Romênia, Rússia), em dólares americanos, disponibilizado pela OCDE *Statistics*. Contudo, a Organização não contém os dados da China, os quais foram obtidos através do Centro de Pesquisas Econômicas Quantitativas do Banco da Reserva Federal de Atlanta (ATLANTA FED, 2022), em moeda nacional, onde estão disponíveis os dados da macroeconomia chinesa até o primeiro trimestre de 2022

Devido à disponibilidade dessas séries apenas em trimestres, realizou-se a desagregação dos dados para mensais de acordo com o método Chow-Lin (max. log) explicado por Sax e Steiner (2013). O PIB Chinês disponível em Renminbi foi convertido para dólar americano através da série histórica disposta pelo Banco da Reserva Federal de St. Louis (ST. LOUIS FED, 2022).

Assim, unindo as séries do PIB da China com a série do PIB dos outros países, dispõe-se de uma *proxy* formada pelo PIB de 47 países. Desta maneira, o presente trabalho se diferencia dos antecessores que utilizam menos países ou séries mais simples como *proxy*. Em seguida, realizou-se a deflação pelo CPI-U, corrigindo todos os valores para março de 2022, a fim de poder compará-los entre si. A série de *proxy* para a renda mundial está exposta na Figura 2.

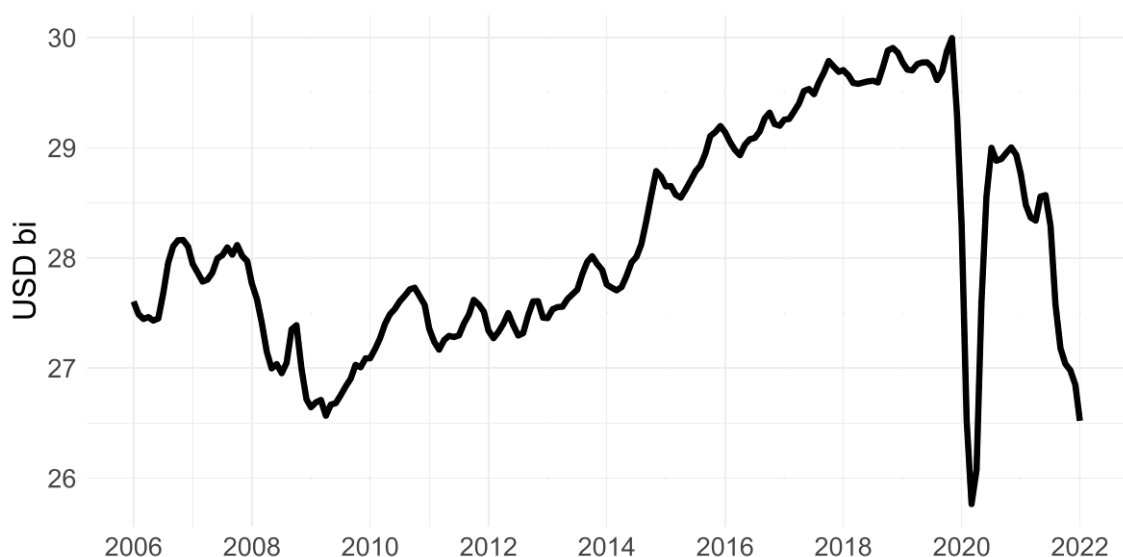


Figura 2 – Série de valores mensais como *proxy* para o PIB mundial.

Fonte: elaborado pelo autor.

Para a série de câmbio, utilizou-se a “taxa de câmbio efetiva real (IPA-DI) – exportações”, elaborada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Esta série é uma média aritmética ponderada das taxas de câmbio reais bilaterais em relação a 23 parceiros comerciais. Nesse caso, trata-se do índice de exportações gerais que o Brasil realizou, de modo que as ponderações variam a cada ano, conforme o grau da relação econômica com os países estrangeiros. A série utilizada como taxa de câmbio está disponível na Figura 3.



Figura 3 – Série de valores mensais da taxa de câmbio efetiva real exportações.  
Fonte: elaborado pelo autor.

Já os preços de exportação são classificados como a média aritmética dos preços da soja brasileira em grão a granel obtidos pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA). A intenção ao se utilizar esta série é capturar o preço que os produtores obtêm quando exportam seus grãos. Dado que os dados estão disponíveis apenas a partir de março de 2006, essa referência temporal foi definida como o ponto de partida do trabalho. Os dados foram obtidos em dólares americanos e, assim como as outras séries utilizadas, foram deflacionados pelo CPI-U para março de 2022, sendo visível na Figura 4.

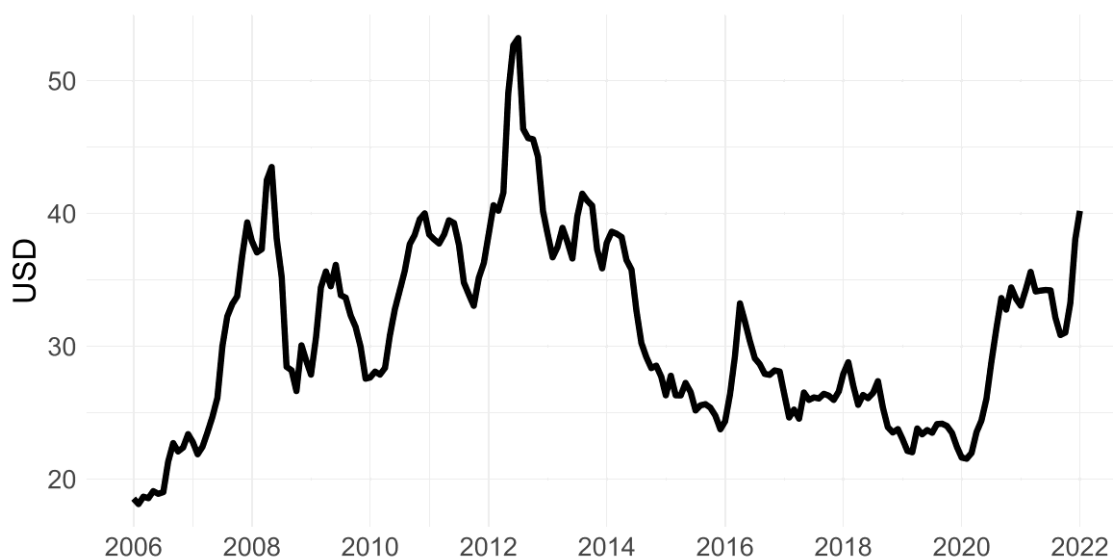


Figura 4 – Série de valores mensais de preços da soja em grão.  
Fonte: elaborado pelo autor.

A partir das informações obtidas para o emprego do modelo econométrico, a Tabela 1 apresenta o desvio padrão, o valor mínimo, médio e máximo dos valores deflacionados no período de março de 2006 à março de 2022; ou seja, 193 observações para cada uma das variáveis.

Tabela 1 – Estatísticas das séries utilizadas.

Variável	Desvio Padrão	Mínimo	Média	Máximo
Exportações (USD mi)	1.637,96	0,24	2.018,84	7.175,96
PIB mundial (USD bi)	0,99	25,77	28,16	30,00
Taxa de câmbio	17,62	91,26	122,71	175,83
Preços (USD)	6,97	18,12	30,96	53,21

Fonte: elaborado pelo autor.

Entre os resultados obtidos, destaca-se o alto desvio padrão da variável de exportação proporcionalmente à sua média, em torno de 80%, em relação às demais variáveis, as quais não alcançam 25% nessa relação. Esse comportamento acontece devido à sazonalidade das produções e das comercializações que produtos agropecuários apresentam. Em resumo, as exportações ocorrem de acordo com a quantidade de soja disponível no mercado nacional.

### 3.2. Modelos

A partir da organização dos dados, a primeira opção é utilizar o modelo de Vetores Autorregressivos para fazer a análise das exportações. O VAR é utilizado para analisar a relação entre múltiplas séries temporais e, conforme Bueno (2012), busca responder qual a trajetória das variáveis endógenas quando são afetadas por um choque estrutural e a qual medida mudariam de patamar ou não. Em razão da endogeneidade das variáveis, o modelo é representado através da sua forma reduzida na Equação 3:

$$X_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_i X_{t-i} + A^{-1}B\varepsilon_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + e_t \quad (3)$$

onde  $\Phi_i \equiv A^{-1}B_i$ ,  $i = 0, 1, \dots, p$  e  $B\varepsilon_t \equiv Ae_t$ .

A Equação 3 apresenta os parâmetros a serem estimados, representados pelas matrizes  $\Phi_i$  com dimensão  $n \times n$ . Para escolher a ordem  $p$  necessária de

um modelo VAR, supondo um VAR ( $m$ ), em que  $m = 0, 1, 2, \dots, p_{max}$ , e considerando uma fórmula generalizada de critério de informação, seleciona-se a ordem  $p$  que minimiza:

$$Cr(m) = \ln|\hat{\Gamma}_0| + c_T\varphi(m) \quad (4)$$

Em que o primeiro termo da equação é o determinante da raiz de variância e covariância dos resíduos,  $c_T$  é uma sequência que depende do tamanho da amostra e  $\varphi(m)$  é a função penalizadora, a qual difere entre os critérios.

Entre as opções comumente utilizadas, o Critério de Informação de Akaike (AIC) superestima assintoticamente a ordem do VAR com probabilidade positiva, enquanto o Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC) e o de Hannan-Quinn (HQ) são mais criteriosos em suas funções que penalizam VAR de grandes ordens. Lütkepohl e Krätzig (2004) comentam que, para  $T \geq 16$ , segue-se a relação:

$$\hat{p}(BIC) \leq \hat{p}(HQ) \leq \hat{p}(AIC) \quad (5)$$

Conforme Enders (2014), existe uma discussão sobre a necessidade de as variáveis serem estacionárias em um modelo VAR, pois de acordo com trabalhos de Sims (1980) e Sims, Stock e Watson (1990), o objetivo é determinar as interrelações entre mesmas e não as estimativas do parâmetro. Assim, admite-se a mistura de variáveis estacionárias e não estacionárias em uma estimação de Vetores Autorregressivos. Portanto, calcula-se através de um VAR completo, onde variáveis são tomadas em nível, em vez de estacionarizadas por diferenças.

Séries não estacionárias são chamadas de integradas e são denotadas por  $I(d)$ , de modo que se diferencia a série  $d$  vezes para que se torne estacionária. Particularmente comum para séries integradas, é possível encontrar relações econométricas entre variáveis econômicas sem relação de causalidade entre elas. A regressão de uma variável  $I(1)$  com outra  $I(1)$  obtida independentemente pode gerar alto  $R^2$  e  $t$ -estatístico significativo, mas sem significado econômico. Parte-se em razão disso a necessidade da especificação de um modelo baseado na literatura econômica.

Exemplificado, ao considerar duas séries,  $\{y_t\}$  e  $\{z_t\}$ , se ambas forem integradas de mesma ordem, e o resíduo ainda é integrado, tem-se uma regressão espúria. Por outro lado, caso as séries sejam de mesma ordem de integração e seus resíduos forem estacionários, há cointegração e o modelo Vetor de Correção de Erros deve ser estimado.

A fim de averiguar a ordem de integração, foram desenvolvidos testes para a verificação da existência de raízes unitárias nas séries, como os propostos por Dickey e Fuller (1979, 1981). Para implementá-lo, faz-se necessário escolher a ordem  $p$  de defasagem, estipulando um  $p_{max}$  e estimando o modelo por mínimos quadrados ordinários para  $p_{max}, p_{max} - 1, \dots, 0$  sob valores de critério de informação como Akaike, Hannah-Quinn e Schwarz.

Para realizar a escolha de um  $p_{max}$  apropriado, Schwert (1989, p. 151) definiu a sua seleção através da fórmula para amostras de tamanho moderado a grande:

$$p_{max} = \text{int} \left[ 12 \times \left( \frac{T}{100} \right)^{1/4} \right] \quad (6)$$

de modo que  $\text{int}(x)$  corresponde à parte inteira de  $x$ .

Séries de tempo não estacionárias apresentam uma dinâmica em comum, podendo ser especificadas por meio de um modelo VEC. Segundo Bueno (2012), esse modelo possui significado econômico, pois podemos dizer que suas variáveis, em razão da dinâmica em comum, possuem componente de curto e longo prazo.

Como mencionado anteriormente, ao considerar duas séries com mesma ordem de integração e resíduos estacionários, existe cointegração e deve-se estimar o modelo por VEC. Conforme Engle e Granger (1987), cointegração é definida por:

Os elementos do vetor  $X_t$ ,  $n \times 1$ , são ditos cointegrados de ordem  $(d, b)$ , denotados por  $X_t \sim CI(d, b)$ , se:

- i. Todos os elementos de  $X_t$  são integrados de ordem  $d$ , ou seja,  $I(d)$ ;
- ii. Existe um vetor não nulo  $\beta$  tal que

$$u_t = X_t' \beta \sim I(d - b), b > 0.$$

A primeira condição dos autores indica que as séries do modelo devem possuir a mesma ordem de integração  $d$  para que sejam cointegradas. Logo, como as variáveis não são estacionárias, elas têm uma tendência estocástica, a qual justifica a designação de relação de longo prazo. Caso essa tendência seja comum a todas as variáveis, considera-se que existe um equilíbrio de longo prazo, formalizado por  $X_t' \beta = 0$ . O vetor de cointegração, representado por  $\beta$ , define uma combinação linear perfeita entre os elementos de  $X_t$  no sentido que segue uma tendência em comum e sem desvios.

No entanto, existem desvios dessa tendência para o curto prazo, onde o termo  $u_t$  representa o erro de equilíbrio, expressando os desvios temporários do equilíbrio de longo prazo. Em outras palavras, temos que a relação de longo prazo é perturbada por choques  $u_t$  no curto prazo. Porém, essa perturbação é dissipada ao longo do tempo, de modo que as variáveis retornam ao equilíbrio. Esse tempo necessário para que ocorra a dissipação é definido pelo parâmetro de ajustamento do modelo.

De modo geral, ao trabalhar com variáveis integradas pelo modelo VAR, são omitidas variáveis relevantes, enquanto o modelo de correção de erros é capaz de solucionar este problema. A equação do VEC pode ser definida como:

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (7)$$

em que  $\Lambda_i = -\sum_{j=1+i}^p \Phi_j$ ,  $i = 1, 2, \dots, p-1$ .

Uma vez que  $\Phi = \alpha \beta'$ , se houver raiz unitária, então  $\Phi(I) = 0$ . Logo, define-se  $\beta$  como a matriz com  $r$  vetores de cointegração e  $\alpha$  como a matriz de ajustamento com  $r$  vetores. De acordo com a Equação 7, o modelo VEC explica a variável  $\Delta X_t$  por meio dos fatores de curto prazo ( $\sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i}$ ) e pela relação de longo prazo ( $\Phi X_{t-1}$ ), considerando a ocorrência de cointegração.

Um ponto atrativo da metodologia de Johansen envolve a possibilidade da estimação simultânea do VEC e dos vetores de cointegração. Johansen propôs dois testes baseados estimação de máxima verossimilhança, introduzindo variáveis determinísticas ao modelo, as quais fazem parte da variável  $X_t$ . O objetivo é estimá-lo e obter os autovalores da matriz  $\Phi$ . Ao obtê-

los, sabe-se então quantos vetores de cointegração existem. Logo, o modelo VEC pode ser reescrito na forma:

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i} + \delta' d_t + e_t \quad (8)$$

Os dois testes de Johansen, propostos por Johansen e Juselius (1990), são o traço e o máximo autovalor. O primeiro assume como hipótese nula a existência de  $r = r^*$  vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de  $r > r^*$  vetores. Sua estatística é dada por:

$$\lambda_{tr}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \widehat{\lambda}_i) \quad (9)$$

Já o teste do máximo autovalor apresenta hipótese nula de  $r = r^*$  vetores de cointegração e a alternativa de que existem  $r^* + 1$  vetores. É definido por:

$$LR(r) = -T \ln(1 - \widehat{\lambda}_{r+1}) \quad (10)$$

Ambos são testes crescentes e convém iniciá-los com  $r^* = 0$ . Logo, quando não for rejeitada a hipótese nula, significa que há  $r^*$  vetores de cointegração.



#### 4. Resultados e Discussão

A partir da disposição das quatro séries temporais deflacionadas, o primeiro passo foi transformar todas em logaritmo a fim de captar as elasticidades, ou seja, a variação percentual da variável de interesse dada uma variação percentual nas variáveis explicativas. Assim, passam a ser designadas por siglas: EXP para o montante de exportações de soja, PIB para a *proxy* de PIB mundial, CAM correspondente à taxa de câmbio e PRE indicando a série de preços da *commodity*.

De acordo com a metodologia proposta, em seguida verifica-se a estacionariedade e a ordem de integração de cada uma das séries. Para isso, implementa-se o teste Augmented Dickey-Fuller de raiz unitária. Os autores do teste recalcularam o valor da estatística  $t$ , de modo que seu valor se altera conforme a equação de regressão e o tamanho da amostra.

As estatísticas podem considerar a existência de uma tendência e uma constante, apenas uma constante ou desconsidera-se a presença das duas, as quais foram incluídas quando se apresentaram significativas a nível de 10%. Os resultados do teste são apresentados na Tabela 2.

Tabela 2 – Teste Augmented Dickey-Fuller.

Variável	Tend.	Const.	Def.	$\hat{t}_{calc}$	$\tau$ 1%	$\tau$ 5%	$\tau$ 10%
EXP	Não	Sim	12	-1,94	-3,46	-2,88	-2,57
$\Delta$ EXP	Não	Não	11	-6,98	-2,58	-1,95	-1,62
PIB	Não	Não	5	-0,39	-2,58	-1,95	-1,62
$\Delta$ PIB	Não	Não	4	-6,68	-2,58	-1,95	-1,62
CAM	Não	Sim	1	-2,08	-3,46	-2,88	-2,57
$\Delta$ CAM	Não	Não	0	-8,40	-2,58	-1,95	-1,62
PRE	Não	Sim	1	-2,77	-3,46	-2,88	-2,57
$\Delta$ PRE	Não	Não	0	-7,56	-2,58	-1,95	-1,62

Fonte: elaborado pelo autor através do software R 4.1.0.

O critério de rejeição é se  $\hat{t} < \tau$ , em que  $\hat{t}$  foi calculado e  $\tau$  são os valores críticos, rejeita-se a hipótese nula e conclui-se que a série não possui raiz unitária. Ao passo que não rejeitar a nula indica a existência de raiz unitária; logo, não é estacionária. De acordo com os resultados, percebe-se que as variáveis

diferenciadas uma vez, representadas por delta na tabela, são estacionárias; ao passo que as variáveis em nível indicam a presença de raiz unitária. Ou seja, as séries utilizadas não são estacionárias, com ordem de integração 1, ou  $I(1)$ .

Em razão das séries possuírem a mesma ordem de integração igual a 1, deve-se realizar o teste de cointegração e estimar através de Vetores de Correção de Erros. Antes disso, faz-se necessário determinar a ordem de defasagem do modelo VAR, considerando defasagem máxima de 14 períodos, conforme resultado da Equação 6. Conforme a literatura citada, a forma correta de dimensioná-lo é através de um VAR completo, com as variáveis tomadas em nível, pois a metodologia está interessada nas interrelações entre as variáveis. Os resultados estão dispostos na Tabela 3 a seguir.

Tabela 3 – Determinação do número de defasagens do modelo VAR.

Defasagem	AIC	HQ	BIC
1	-2,2342e+01	-2,2170e+01	-2,1918e+01
2	-2,3233e+01	<b>-2,2946e+01</b>	<b>-2,2526e+01</b>
3	-2,3345e+01	-2,2944e+01	-2,2356e+01
4	-2,3337e+01	-2,2821e+01	-2,2065e+01
5	-2,3538e+01	-2,2907e+01	-2,1982e+01
6	-2,3551e+01	-2,2806e+01	-2,1714e+01
7	<b>-2,3571e+01</b>	-2,2711e+01	-2,1450e+01

Fonte: elaborado pelo autor através do software R 4.1.0.

Entre as opções, leva-se em consideração a literatura e a relação exposta na Equação 5, onde o critério AIC superestima assintoticamente a ordem do VAR, enquanto os outros dois são mais criteriosos em suas funções para penalizar vetores autorregressivos de grandes ordens. Logo, optou-se por seguir uma ordem de duas defasagens, conforme indicado por BIC e HQ.

Para verificar a cointegração e determinar o número de vetores existentes, utiliza-se dois testes de Johansen. A Tabela 4 apresenta as hipóteses e as estatísticas do teste do traço.

Tabela 4 – Teste de cointegração de Johansen – Traço.

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Teste do Traço	Estatística do Teste 5%
$r \leq 2$	$r > 2$	9,57	15,49
$r \leq 1$	$r > 1$	26,92	29,79
$r = 0$	$r > 0$	89,05	47,86

Fonte: elaborado pelo autor através do software R 4.1.0.

O teste do traço de Johansen indicou a presença de um vetor de cointegração ao nível de significância de 5%. Já o teste do máximo autovalor (*eigenvalue*), apresentado na Tabela 5, tende a apresentar resultados mais robustos que o anterior.

Tabela 5 – Teste de cointegração de Johansen – Máximo Autovalor.

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Teste do Autovalor	Estatística do Teste 5%
$r = 2$	$r = 3$	8,35	14,26
$r = 1$	$r = 2$	17,35	21,13
$r = 0$	$r = 1$	62,14	27,58

Fonte: elaborado pelo autor através do software R 4.1.0.

Ambos os testes revelam a existência de um vetor de cointegração, de modo que confirma a presença de relação de longo e curto prazo entre as variáveis do modelo. Tendo em vista a confirmação de que as variáveis são correlacionadas, então o VEC é o melhor modelo a ser estimado. A equação de cointegração é exibida na Tabela 6, a qual foi estimada por máxima verossimilhança com as informações de duas defasagens indicadas pelo VAR e um vetor de cointegração pelos testes de Johansen.

Tabela 6 – Equação de cointegração.

EXP	PIB	CAM	PRE	Constante
1,000000	-9,475627	-1,526294	-1,160099	152,9227
	(4,68520)	(1,37945)	(0,82052)	

Fonte: elaborado pelo autor através do software EViews 12.

Na equação de cointegração, ou modelo de longo prazo, os valores são normalizados para as exportações e são interpretados com sinal invertido; entre parênteses encontram-se os desvios padrão de cada uma. Os resultados estão de acordo com a teoria econômica no sentido de as exportações crescerem à medida que as variáveis aumentam. Conforme o modelo, a variação positiva na

ordem de 1% de PIB mundial, câmbio e preço, elevariam as exportações de soja em grão brasileira em 9,47%, 1,52% e 1,16%, respectivamente, considerando as demais variáveis constantes.

Observa-se que a *proxy* para a renda externa é a variável que mais afeta o montante de exportação no longo prazo, resultado que está em consonância com outros trabalhos, ao exemplo de Braga e Oliveira (2018) na análise da soja, bem como Silva *et al.* (2017) e Fernandez (2020) para exportações agrícolas em geral. Contudo, o presente resultado apresenta maior magnitude que os anteriores, podendo ser um indicativo de maior relação entre as variáveis ao utilizar dados mais recentes. De mesmo modo, a variável taxa de câmbio também apresenta maior intensidade no resultado de longo prazo encontrado quando comparada com estudos antecessores. Por outro lado, a magnitude dos preços sobre as exportações permaneceu similar aos demais trabalhos.

No que se refere à dinâmica de curto prazo, os resultados da equação encontram-se dispostos na Tabela 7 com os respectivos desvios padrão entre parênteses. O coeficiente da quantidade exportada de soja apresentou-se negativo, como esperado, no valor de -0,5039, indicando que desequilíbrios transitórios nessa variável são corrigidos a uma velocidade de 50,39%.

Tabela 7 – Equação de curto prazo.

EXP	PIB	CAM	PRE
-0,503931	0,000806	0,004315	0,004485
(0,06811)	(0,00042)	(0,00222)	(0,00357)

Fonte: elaborado pelo autor através do software R 4.1.0.

Para as variáveis de câmbio e preço, os valores estimados indicam que os desequilíbrios de curto prazo tendem a ser corrigidos lentamente, a uma velocidade de apenas 0,43% e 0,44% respectivamente, em cada período. No caso da variável PIB mundial, os desequilíbrios tendem a ser corrigidos a um passo ainda menor, de 0,08% a cada período. Outros autores, como Silva *et al.* (2017), também obtiveram baixa velocidade de ajuste das variáveis taxa de câmbio e renda mundial em seus resultados. Da mesma maneira, Braga e Oliveira (2018) encontraram ambos os resultados por volta de 0,25%.

A fim de verificar qual o impacto que choques não esperados nas variáveis endógenas podem exercer sobre as exportações da soja em grão brasileira,

lançou-se mão de funções impulso-resposta para analisar 24 períodos à frente. O comportamento da variável está evidenciado em linha contínua enquanto o intervalo de confiança de 95% é apresentado em linha pontilhada.

Assim, dispõe-se na Figura 5 como a exportação se comporta (resposta) frente ao choque no PIB mundial (impulso). Verifica-se que há uma queda acentuada no volume exportado logo no terceiro período, na ordem de quase 15%. Após esse ligeiro movimento negativo, também observado por Fernandez (2020), há um movimento positivo na ordem de 20% próximo ao oitavo período, estabilizando-se entre um acréscimo de 8% e 12% após o décimo quarto momento do choque no PIB mundial.

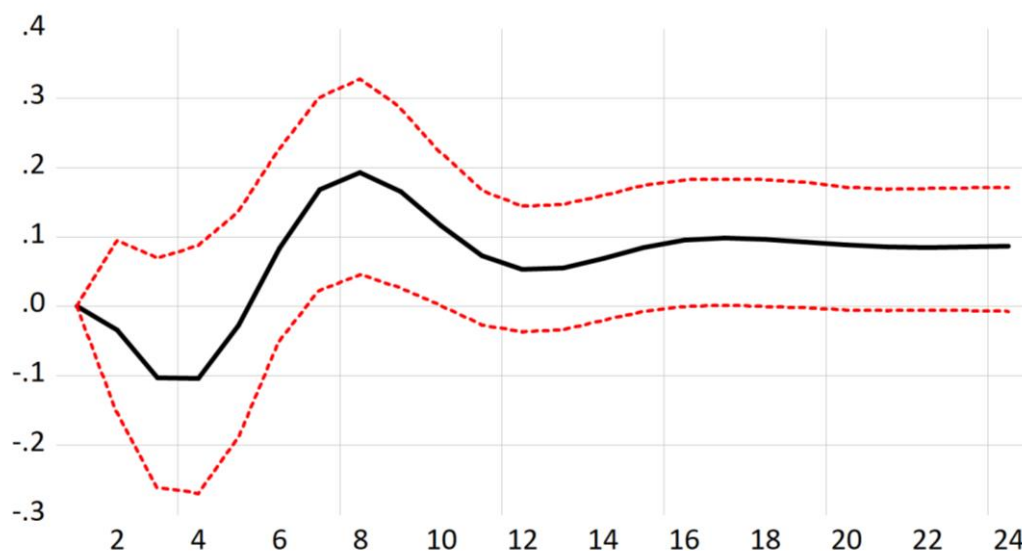


Figura 5 – Função de resposta das exportações a impulso no PIB mundial.  
Fonte: elaborado pelo autor através do software EViews 12.

Ao observar a Figura 6, nota-se que o choque não antecipado na variável taxa de câmbio reproduz logo no segundo período uma ligeira queda no nível de exportações. Contudo, já no quinto intervalo após o choque, as exportações apresentam uma alta de 3% e estabilizam-se positivamente entre 1% e 2% a partir do décimo segundo período. Em outras palavras, com a desvalorização do real, as exportações de soja tendem a aumentar com o passar do tempo.

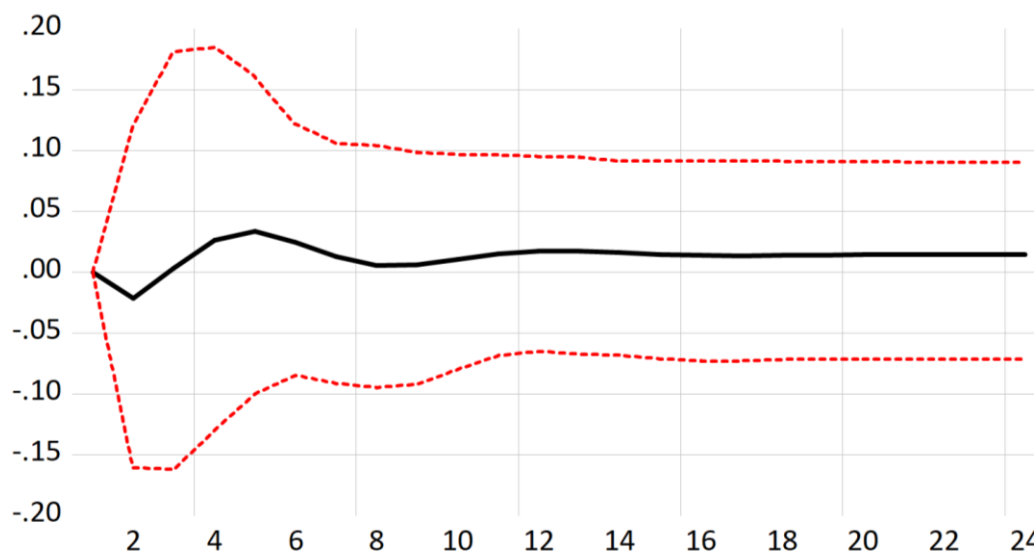


Figura 6 – Função de resposta das exportações a impulso na taxa de câmbio.  
Fonte: elaborado pelo autor através do software EViews 12.

No caso de um choque inesperado nos preços da *commodity*, observa-se uma alta resposta do montante exportado até o quarto período subsequente, na ordem de 10%. Após esse forte movimento positivo, as exportações recuam e estabilizam-se em torno de um acréscimo de 6% a partir do décimo segundo período, conforme ilustrado na Figura 7.

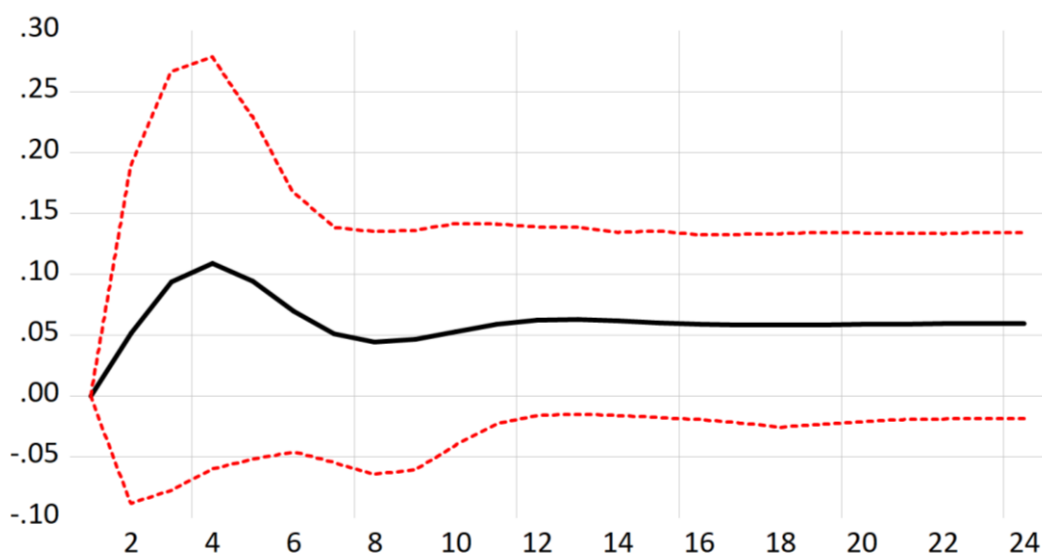


Figura 7 – Função de resposta das exportações a impulso no preço.  
Fonte: elaborado pelo autor através do software EViews 12.

Como pode ser observado nas figuras, os choques não se dissipam totalmente, impactando de maneira favorável a quantidade exportada até o vigésimo quarto mês subsequente. Os choques nas três variáveis performaram

de acordo com a literatura abordada, gerando impactos positivos sobre as exportações de soja brasileira.

Em complemento às funções de impulso-resposta, realiza-se a decomposição da variância dos erros de previsão para as exportações de soja, expostos na Tabela 8. De acordo com Enders (2014), essa análise informa qual a proporção dos movimentos em uma sequência é em razão de seus próprios choques versus os choques de outras variáveis. O seu propósito é verificar a porcentagem que decorre de cada variável endógena do modelo sobre o erro de previsão das exportações de soja nos 24 períodos subsequentes.

Tabela 8 – Decomposição da variância dos erros de previsão de EXP (%).

Período	Erro Padrão	EXP	PIB	CAM	PRE
1	0,9552	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	1,1929	99,6961	0,0838	0,0329	0,1873
4	1,3236	97,3195	1,2890	0,0655	1,3261
6	1,3396	96,0892	1,6952	0,1607	2,0550
8	1,3739	92,5609	5,0849	0,1623	2,1919
10	1,3919	90,3810	7,0641	0,1651	2,3898
12	1,4037	89,7298	7,3640	0,1886	2,7175
14	1,4126	89,0511	7,6654	0,2141	3,0694
16	1,4217	88,0155	8,3737	0,2309	3,3799
18	1,4315	86,9006	9,1923	0,2453	3,6617
20	1,4410	85,9368	9,8611	0,2611	3,9410
22	1,4501	85,0660	10,4347	0,2776	4,2217
24	1,4591	84,1991	11,0100	0,2935	4,4974

Fonte: elaborado pelo autor através do software EViews 12.

Ao analisar os resultados, é possível observar que nos primeiros períodos a variância dos erros de previsão das exportações é quase totalmente explicada pela própria exportação de soja em grão. Ao passar do tempo, as outras variáveis ganham importância, destacando-se a importância da *proxy* de PIB mundial como a principal variável explicativa quando passados os 24 períodos, com uma contribuição de 11%, sendo um movimento corroborado pela literatura. Ademais, chama a atenção a magnitude do preço da *commodity* relativamente superior ao da taxa de câmbio, também notado por Fernandez (2020).

Conforme os resultados das análises, constata-se a existência de uma forte relação entre o montante de soja em grão brasileira exportada e o PIB de

outros países. Esse movimento é atestado pela literatura em vista da maior demanda mundial, sobretudo a chinesa, por alimentos ricos em proteína animal, os quais têm sua cadeia produtiva altamente dependente da soja. As outras duas variáveis incluídas, taxa de câmbio e preço, também apresentam relação positiva com a variável de interesse, mas em menor proporção do que a primeira.

Em virtude dessa alta relação que as exportações de soja apresentaram com a economia internacional, é preciso levar em consideração medidas que possam mitigar os riscos que uma possível recessão econômica mundial pós-pandêmica possa causar sobre o mercado sojícola brasileiro. Como principal *commodity* agropecuária exportada em valores monetários e com significativa vantagem sobre as demais, em caso de diminuição da demanda externa, incentivos ao seu consumo interno, como na cadeia produtora de carnes, atenuariam a pressão sobre as exportações.

A Lei Kandir, criada em 1996 buscando favorecer produtores agrícolas à época, isenta o pagamento de imposto sobre circulação de mercadorias e serviços (ICMS) sobre produtos primários *in natura* enviados para exportação, como a soja em grão. Contudo, atualmente a lei incentiva exportações de produtos com baixo valor agregado, de modo que o setor permanece estagnado tecnologicamente em comparação com outros países.

Por outro lado, investimentos em tecnologia, inovação e capacitação técnica da população, melhoraria a produtividade e qualidade dos produtos nacionais em geral no longo prazo. De mesmo modo, desenvolvimento em infraestrutura de transportes melhoraria a logística de deslocamento e reduziria os custos de produção, tornando os produtos brasileiros mais competitivos no mercado internacional.

A diversificação de mercados consumidores possibilitaria a redução da dependência das importações asiáticas, permitindo também maior diversidade na base das mercadorias exportadas. Novos acordos comerciais com países e blocos, bem como a eliminação de barreiras tarifárias e não tarifárias para as exportações brasileiras, facilitariam o acesso de diferentes e novos produtos. Com essas medidas, o Brasil estaria mais protegido de possíveis impactos econômicos negativos da renda externa, possibilitando um crescimento robusto e sustentável ao longo prazo.



## 5. Considerações finais

O processo de desenvolvimento de países ao longo dos últimos anos acarretou em mudanças estruturais e comportamentais. Verificou-se maior grau de industrialização e urbanização, os quais contribuíram para o aumento da renda da população e para o surgimento de uma pungente classe média consumidora. Observado principalmente na China, esse movimento foi capaz de mudar os hábitos alimentares dessa parcela populacional com maior poder aquisitivo, os quais optam por consumir alimentos ricos em proteína animal, se afastando do passado de escassez e fome. Como consequência dessa dinâmica, a fim de prover segurança alimentar à sua população, o governo chinês se tornou o principal parceiro importador da soja em grão brasileira a fim de alimentar suas produções animais.

Diante do aumento da demanda e do consumo ao passar dos anos, os preços da *commodity* aumentaram no mercado internacional, atraindo cada vez mais produtores para o seu cultivo. Nesse cenário, somando-se ao maior consumo mundial e preços mais atrativos, introduziram-se novas tecnologias e investimentos para o Brasil se tornar o principal produtor e exportador de soja. Como consequência, o grão e seus subprodutos tornaram-se os mais importantes produtos comercializados em valores monetários, representando a maior fonte de divisas para o país através de exportações.

Em vista disso, a presente dissertação teve como objetivo analisar a relação de longo prazo entre os valores de exportação da soja em grão brasileira, a renda mundial, a taxa de câmbio e os preços da *commodity*, bem como a magnitude que cada variável exerce sobre o montante exportado. Como *proxy* para a renda externa, utiliza-se o PIB dos países mais importantes do mercado internacional, através do câmbio pretende-se analisar como a desvalorização da moeda impacta nas exportações e com o preço de venda assume-se que é possível captar o desejo dos produtores de aumentarem seus lucros à medida que os valores aumentam. Assim, o propósito deste estudo é de atualizar o horizonte temporal de outros trabalhos, trazendo os resultados para a realidade atual, e complementar a literatura com um estudo focado no principal produto de exportação brasileira na atualidade.

Através da metodologia proposta, confirmou-se a presença de uma relação de longo prazo entre as variáveis, sendo explicada por uma equação de cointegração. Conforme o modelo, a variação positiva de 1% na *proxy* para a renda mundial elevaria o montante exportado de soja em grão em 9,47% no longo prazo. De mesmo modo, uma variação negativa seria desfavorável para as exportações. Em vista dessa forte dependência externa e da importância do setor na arrecadação de divisas para o país, se faz necessário estudar a possibilidade de projetos de políticas nacionais de modo que o Brasil não seja economicamente prejudicado pela fraca taxa de crescimento mundial esperada nos próximos anos, em razão de conflitos armados internacionais e recessão econômica pós-pandêmica.

As variáveis taxa de câmbio e preço da *commodity* também performaram de acordo com a teoria na equação de longo prazo e todos resultados são corroborados pela literatura. Em geral, interpreta-se que as exportações crescem à medida que as variáveis do modelo aumentam. Os resultados são visíveis nas análises das funções de impulso-resposta, onde um choque positivo e não antecipado em uma variável endógena impacta positivamente a quantidade exportada de soja até o vigésimo quarto mês subsequente. Ao analisar a decomposição da variância dos erros de previsão, percebe-se que a exportação é quase totalmente explicada por si mesma nos períodos iniciais. No entanto, as outras variáveis ganham importância ao longo dos períodos seguintes. O destaque é novamente para a *proxy* da renda mundial, comprovando a importância do cenário internacional para a venda de soja em grão brasileira.

Como sugestão para trabalhos futuros, propõe-se a análise das demais *commodities* agrícolas brasileiras com grandes valores de exportações, como o milho, o algodão e o café arábica. Outra pesquisa possível é analisar os subprodutos da soja, farelo e óleo, separados ou em conjunto com o grão, a fim de verificar os impactos em cada um. Outra sugestão é incluir variáveis *dummy* no modelo a fim de captar os impactos da pandemia de Covid-19 no comércio internacional do grão.

## 6. Referências

- ARTEAGA, J. C.; CARDOZO, M. L.; DINIZ, M. J. T. Exports to China and economic growth in Latin America, unequal effects within the region. **International Economics**, v. 164, p. 1–17, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2020.06.003>. Acesso em: 31 maio 2022.
- ATLANTA FED. China's Macroeconomy: Time Series Data. 2022. **Federal Reserve Bank of Atlanta**. Disponível em: <https://www.atlantafed.org/cqer/research/china-macroeconomy>. Acesso em: 24 maio 2022.
- BARROS, G. S. de C.; BACCHI, M. R. P.; BURNQUIST, H. L. **Estimação de equações de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000)**. Texto para Discussão, n. 865. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2002. Disponível em: [https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td\\_0865.pdf](https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_0865.pdf). Acesso em: 10 ago. 2022.
- BLANCHARD, O. **Macroeconomics**. 8. ed.: Pearson Education, 2021.
- BRAGA, F. L. P.; OLIVEIRA, A. C. S. de. A Influência da Taxa de Câmbio e Renda Mundial Sobre as Exportações Brasileiras de Soja (2000-2015). **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 56, n. 4, p. 663–680, 2018. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1590/1234-56781806-94790560407>. Acesso em: 26 abr. 2022.
- BUCHMANN, J. L.; MASSUQUETTI, A.; AZEVEDO, A. F. Z. de. Análise de cenários do agronegócio brasileiro frente à China, aos EUA e à UE, utilizando um modelo de equilíbrio geral computável. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 59, n. 4, p. 25, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2021.221493>. Acesso em: 28 abr. 2022.
- BUENO, R. de L. da S. **Econometria de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2012.
- CEPEA. PIB-Agro/CEPEA: PIB do agro cresce 8,36% em 2021; participação no PIB brasileiro chega a 27,4%. 2022. **Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA-Esalq/USP**. Disponível em: <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/pib-agro-cepea-pib-do-agro-cresce-8-36-em-2021-participacao-no-pib-brasileiro-chega-a-27-4.aspx>. Acesso em: 1 ago. 2022.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p. 427–431, 1979. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2286348>. Acesso em: 22 ago. 2022.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p. 1057–1072, 1981. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1912517>. Acesso em: 22 ago. 2022.

DUARTE, L. B.; HIDALGO, Á. B. O efeito da taxa de câmbio e da renda mundial sobre as exportações do estado da Bahia no período de 2001 a 2016. **Revista Reflexões Econômicas**, v. 1, n. 3, p. 1–20, 2016. Disponível em: <https://periodicos.uesc.br/index.php/reflexoeseconomicas/article/view/1314>.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 4. ed. New York: Wiley, 2014.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251–276, 1987. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1913236>. Acesso em: 22 ago. 2022.

ESCHER, F.; WILKINSON, J. A economia política do complexo Soja-Carne Brasil-China. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 57, n. 4, p. 656–678, 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2019.191017>. Acesso em: 29 abr. 2022.

FAVRO, J.; CALDARELLI, C. E.; CAMARA, M. R. G. da. Modelo de Análise da Oferta de Exportação de Milho Brasileira: 2001 a 2012. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 53, n. 3, p. 455–476, 2015. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-9479005303005>. Acesso em: 15 nov. 2019.

FEISTEL, P. R.; HIDALGO, Á. B.; ZUCHETTO, F. B. Determinantes do intercâmbio comercial de produtos agrícolas entre Brasil e China: o caso da soja. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 33, n. 63, p. 63–89, 2015. Disponível em: <https://doi.org/10.22456/2176-5456.42081>. Acesso em: 2 set. 2022.

FERNANDEZ, A. F. de A. **Impactos da taxa de câmbio, preços das commodities e renda mundial sobre as exportações do agronegócio brasileiro entre 1997 e 2018**. 2020. Universidade de São Paulo, São Paulo, 2020. Disponível em: <http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/11/111132/tde-07052020-111431/>. Acesso em: 3 maio 2022.

FREIRE JÚNIOR, J.; PAIVA, W. de L. **Efeitos da taxa de câmbio e da renda mundial sobre as exportações cearenses de produtos industrializados**. jan. 2014. Disponível em: [https://www.ipece.ce.gov.br/wp-content/uploads/sites/45/2014/02/TD\\_103.pdf](https://www.ipece.ce.gov.br/wp-content/uploads/sites/45/2014/02/TD_103.pdf). Acesso em: 28 abr. 2022.

FREITAS, R. E.; VINHOLIS, M. de M. B. Há concentração das exportações agropecuárias brasileiras com destino China? **Organizações Rurais & Agroindustriais**, v. 21, n. 1–3, p. 36–51, 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.48142%2F2238-68902019v21n1-3p3651>. Acesso em: 1 jun. 2022.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, n. 2, p. 169–210, 1990. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x>. Acesso em: 6 mar. 2023.

KASTNER, T. *et al.* Global changes in diets and the consequences for land requirements for food. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, v. 109, n. 18, p. 6868–6872, 2012. Disponível em: <https://pnas.org/doi/full/10.1073/pnas.1117054109>. Acesso em: 1 fev. 2023.

LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. **Applied Time Series Econometrics**. Cambridge: Cambridge, 2004.

MAIA, S. F. Determinantes das exportações agrícolas em cenário de macroeconomia aberta abordagem por modelos de séries de tempo. *In*: 31º ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA - ANPEC, 2003. Porto Seguro - Bahia, 2003.

MENDES, J. T. G.; PADILHA JUNIOR, J. B. **Agronegócio: uma abordagem econômica**. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2007. v. 1.

MONTE, E. Z. Influência da Taxa de Câmbio e da Renda Mundial nas Exportações do Estado do Espírito Santo. **Análise Econômica**, v. 33, n. 63, p. 301–323, 2015. Disponível em: <https://doi.org/10.22456/2176-5456.31840>. Acesso em: 26 abr. 2022.

MORTATTI, C. M.; MIRANDA, S. H. G. de; BACCHI, M. R. P. Determinantes do comércio Brasil-China de commodities e produtos industriais: uma aplicação VECM. **Economia Aplicada**, v. 15, n. 2, p. 311–335, 2011. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S1413-80502011000200007>. Acesso em: 9 set. 2018.

OLIVEIRA, G. de L. T.; SCHNEIDER, M. The politics of flexing soybeans: China, Brazil and global agroindustrial restructuring. **The Journal of Peasant Studies**, v. 43, n. 1, p. 167–194, 2016. Disponível em: <https://doi.org/10.1080/03066150.2014.993625>. Acesso em: 25 jan. 2023.

SANGUINET, E. R. *et al.* Práticas Intervencionistas e Seus Efeitos sobre o Comércio Internacional de Soja: uma análise a partir de um Modelo de Equilíbrio Geral Computável e da Teoria dos Jogos. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 55, n. 4, p. 641–660, 2017. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-94790550402>. Acesso em: 1 set. 2018.

SANTOS, D. T. dos; BATALHA, M. O.; PINHO, M. A evolução do consumo de alimentos na China e seus efeitos sobre as exportações agrícolas brasileiras. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 16, n. 2, p. 333–358, 2012. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S1415-98482012000200008>. Acesso em: 1 set. 2018.

SAX, C.; STEINER, P. Temporal Disaggregation of Time Series. **The R Journal**, v. 5, n. 2, p. 80–87, 2013. Disponível em: <https://journal.r-project.org/archive/2013-2/sax-steiner.pdf>. Acesso em: 2 jul. 2022.

SCHWERT, G. W. Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 7, n. 2, p. 147–159, 1989. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1391432>. Acesso em: 21 ago. 2022.

SILVA, C. A. G. da; FERREIRA, L. da R.; TURRA, S. Impacts of the exchange rate and world income on Brazilian agricultural exports. **African Journal of Agricultural Research**, v. 12, n. 27, p. 2319–2328, 2017. Disponível em: <http://academicjournals.org/journal/AJAR/article-abstract/361DAA965103>. Acesso em: 28 maio 2022.

SILVA, M. Ap. de P. *et al.* Oferta de exportação de carne de frango do Brasil, de 1992 a 2007. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 49, n. 1, p. 31–53, 2011. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032011000100002>. Acesso em: 24 ago. 2022.

SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1–48, 1980. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1912017>. Acesso em: 22 ago. 2022.

SIMS, C. A.; STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Inference in Linear Time Series Models with some Unit Roots. **Econometrica**, v. 58, n. 1, p. 113–144, 1990. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2938337>. Acesso em: 22 ago. 2022.

ST. LOUIS FED. Chinese Yuan Renminbi to U.S. Dollar Spot Exchange Rate. 2022. **FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis**. Disponível em: <https://fred.stlouisfed.org/series/EXCHUS>. Acesso em: 16 fev. 2023.

TORRES, S.; MORAN, E.; SILVA, R. Property Rights and the Soybean Revolution: Shaping How China and Brazil Are Telecoupled. **Sustainability**, v. 9, n. 6, p. 954, 2017. Disponível em: <http://www.mdpi.com/2071-1050/9/6/954>. Acesso em: 22 jun. 2022.

USDA. World Agricultural Production | United States Department of Agriculture. 2022. **USDA Foreign Agricultural Service**. Disponível em: <https://www.fas.usda.gov/data/world-agricultural-production>. Acesso em: 11 abr. 2022.

VASCONCELLOS, M. A. S. de. **Economia: micro e macro**. 4. ed. São Paulo: Atlas, 2006.