



IMPACTO DAS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS NA BALANÇA COMERCIAL DO AGRONEGÓCIO BRASILEIRO: ANÁLISE DO PERÍODO DE 2010 A 2020

Josué Ricardo François Walhbrinck¹
Daniel Arruda Coronel²

RESUMO: A força que o agronegócio desempenha na economia brasileira já foi motivo de diversos estudos, e uma forma de provar essa importância é por meio da análise da balança comercial do setor, o qual é responsável por grande entrada de capitais para o país. Nesse sentido, este estudo busca verificar as transações econômicas brasileiras e analisar, a partir do período de 2010 a 2020, os impactos que as variáveis macroeconômicas renda interna, renda externa, taxa de câmbio e termos de troca apresentam sobre o saldo da balança comercial do agronegócio brasileiro. Em uma primeira análise dos dados, foi possível verificar que a maior parte da produção do setor brasileiro é escoada para a China, com destaque para grãos como a soja, assim como a carne; em contrapartida, o país tem uma forte importação de produtos agrícolas da Argentina, com destaque para os cereais. Ao analisar os resultados obtidos por meio do modelo econométrico do VAR e VEC, com relação aos impactos das variáveis no saldo, foi possível verificar que um efeito positivo do aumento da renda interna, bem como da renda externa e da taxa de câmbio, ou seja, variações positivas nas rendas, e uma desvalorização cambial, resultam em melhores saldos para a balança comercial do agronegócio brasileiro no período de análise. Além disso, foi possível verificar, por meio do teste de causalidade de Granger, que as duas variáveis de renda possuem papel de causalidade bidirecional com o saldo, resultando em um modelo mais ajustado. Por fim, analisou-se a decomposição da variância do erro, em que foi possível averiguar que no 12º mês, a variância do saldo da balança é explicada em 45,7% por ele mesmo, 20,89% pela renda externa, e 17,36% pela renda interna.

Palavras-chave: Agronegócio; Balança Comercial; VEC.

IMPACTS OF MACROECONOMIC VARIABLES ON THE TRADE BALANCE OF BRAZILIAN AGRIBUSINESS: ANALYSIS OF THE PERIOD FROM 2012 TO 2020

ABSTRACT: The strength that agribusiness perform in Brazilian economy has already been the subject of several studies, and one way to prove its importance is through the analysis of the sector's trade balance, which is responsible for a large inflow of capital into the country. This study verified in Brazilian economic transactions and analyzed from the period 2010 to 2020, the impacts that the macroeconomic variables internal income, external income, exchange rate and trade terms have on the trade balance of the Brazilian agribusiness. In a first analysis of the data, we verified that most of the production of the Brazilian sector is shipped to China, with emphasis on grains such as soybeans, and meat meat. Conversely, the country has a strong importation of agricultural products from Argentina, especially cereals.

¹Economista pela UFSM. E-mail: josue.walhbrinck@gmail.com Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-8144-8709>

²Professor Associado do Departamento de Economia e Relações Internacionais da UFSM e Bolsista de Produtividade CNPq. E-mail: daniel.coronel@uol.com.br. Orcid: <https://orcid.org/0000-0003-0264>.



When analyzing the results obtained through the econometric model of VAR and VEC, regarding the impacts of the variables on the balance, we verified a positive effect of the increase in internal income, as well as external income and the exchange rate, that is, positive variations in incomes, and an exchange rate devaluation, resulting in better balances for the Brazilian agribusiness trade balance in the analysis period. In addition, we verified, using the Granger causality test, that the two income variables have a bidirectional causality role with the balance, resulting in a more adjusted model. The decomposition of the error variance was analyzed, in which it was possible to verify that in the 12th month, the balance variance is explained in 45.7% by itself, 20.89% by external income, and 17.36% for domestic income.

Keywords: Agribusiness; Trade balance; VEC.

1 INTRODUÇÃO

O agronegócio mostrou-se um setor de importância indiscutível visto o impulso que ocasiona na renda de um país, bem como os saldos superavitários da balança comercial. O setor foi capaz de manter o Brasil em níveis competitivos e aumentar a visibilidade no mercado internacional. Indicativo disto é que o agronegócio é responsável 27,4% do PIB brasileiro (Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA, 2022). Ainda nessa perspectiva, conforme Schwantes, Freitas e Zanchi (2010), o agronegócio foi responsável por 36% das divisas de exportação no ano de análise desse estudo.

Nesta perspectiva, a balança comercial do agronegócio (doravante denominada BCA) demonstrou-se um importante ponto a ser estudado, visto a sua importância para o setor em questão, bem como para a economia brasileira, sendo uma representação de economia sadia, quando superavitária (KICH, CORONEL E VIEIRA, 2012).

A análise das variáveis que impactam o saldo da BCA é longa perante a literatura, com diversos estudos que trazem diferentes variáveis, dentre eles, pode-se citar o estudo de Gonçalves Júnior (2005), que apresenta as influências das variáveis macroeconômicas taxa de câmbio efetiva real, renda externa, renda interna, termos de troca e produtividade total dos fatores durante o período que vai de 1970 a 2002. O resultado indica que o maior grau de importância se apresenta para renda externa.

Schwantes, Freitas e Zanchi (2010), consideraram como fatores relevantes a taxa de câmbio, a renda interna, os termos de troca e o acesso a novos mercados entre os anos de 1990 e 2007. A conclusão mostra uma maior participação da taxa de câmbio como fonte de determinação do saldo da BCA. Kich, Coronel e Vieira (2012) indicam como possíveis variáveis macroeconômicas determinantes do saldo da BCA a taxa de câmbio, a renda interna, a renda externa e os termos de troca entre os anos de 1997 a 2009. Os resultados dessa pesquisa indicam uma importância maior da taxa de câmbio como variável mais impactante no curto prazo.



Com base na literatura existente sobre o caso brasileiro, atinge-se o principal objetivo para a pesquisa: determinar quais são os impactos que as variáveis taxa de câmbio, renda interna, renda externa e termo de troca têm sobre o saldo da balança comercial do agronegócio no período de 2010 a 2020.

O artigo está estruturado em cinco seções, considerando esta introdução. Na próxima seção, é apresentado o referencial teórico, onde é possível verificar a importância do agronegócio para a economia, e as variáveis com maior impacto. Na terceira seção, são definidas as variáveis, as fontes de dados, os testes e o modelo econométrico a ser desenvolvido. Na quarta seção são apresentados e discutidos os resultados da estimação do modelo. Por fim, na última seção, estão as principais conclusões do trabalho.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Diversos estudos apontam para a relevância do setor agrícola para o crescimento das economias. Gasques et al. (2004), por exemplo, demonstram que o PIB do agronegócio de 2003 representou em torno de 33% do PIB total do Brasil. Além disso, os autores apresentaram a discussão da necessidade do setor para a balança comercial, “o agronegócio é o setor da economia que mais tem contribuído para a formação do saldo da balança comercial do país” (GASQUES et al., 2004, p. 10), apresentando como prova que o saldo da BCA havia superado o saldo total da balança comercial brasileira em todos os anos, de 1997 a 2002.

Silva, Cesario e Cavalcanti (2006) também afirmam, referindo-se a todo o complexo agrícola, que “o setor já obteve um crescimento sustentável ao longo dos anos. Por isso, é considerado o setor mais importante da nossa economia” (SILVA; CESARIO; CAVALCANTI, 2006, p. 2). Os autores ainda indicam, conforme dados do Ministério da Agricultura, que, no ano da pesquisa, o setor teve um grande impacto positivo para o PIB, representando 33% deste, 42% das exportações totais e 37% dos empregos totais

Figueiredo, Santos e Lima (2012), por meio da análise das matrizes insumo-produto do Brasil e dos EUA, confirmaram a forte importância do setor agrícola para o crescimento econômico e comprovaram que, para o Brasil, o impacto desse setor é ainda maior do que nos EUA.

Outros estudiosos abordaram o tema com uma visão distinta. Guilhoto et al. (2006), com um foco maior na agricultura familiar, demonstram que o agronegócio tem uma importância expressiva para a economia brasileira, ao mesmo tempo que indicam uma dependência social desse setor. Discorrem ainda sobre a necessidade da pequena



propriedade agrícola, bem como dos considerados pequenos produtores, para a produção total da agroindústria.

Entendendo que a agroindústria tem forte relevância para o crescimento e desenvolvimento econômico do país, torna-se necessária a especificação do que causa o aumento ou a retaliação do setor. Para compreender isso, é preciso inicialmente averiguar o sentido de balança comercial, a qual é entendida como a junção de duas outras contas importantes: as exportações e importações. Ou seja, a balança comercial é o resultado líquido da soma entre os recursos que ingressam no país (importados) e os que deste saem (exportados).

Ao analisar uma balança comercial, portanto, fica claro que um país cujo saldo da balança comercial é positivo (superavitário) está recebendo um número maior de unidades monetárias do que está enviando ao restante do mundo, o que pode implicar em uma economia em desenvolvimento, com maiores rendas e consequente giro monetário. Nesse sentido, como indicado por Nascimento, Nascimento e Cardozo (2008), o aumento de capital internacional no país valoriza a taxa de câmbio, a qual pode, por sua vez, gerar uma maior entrada de divisas pela venda dos produtos agrícolas, bem como pela aquisição de insumos externos. Concomitantemente, um país que tem uma situação da balança comercial negativa importa mais bens do que exporta, o que indica uma fuga de capital do país e uma diminuição das economias internas, desincentivando o comércio local.

Portanto, como indicado por Almeida (1998) e por Kich, Coronel e Vieira (2012), o saldo da balança comercial pode ser um mensurador da “saúde” da economia de um país. Logo, um saldo superavitário é um indicador de uma economia sadia e em desenvolvimento. Tendo isso em vista, o estudo da balança comercial de um país torna-se importante ao indicar o grau de desenvolvimento da sua economia.

Um dos estudos com esse foco foi desenvolvido por Falk (2008), que conseguiu apresentar argumentos sobre o comportamento da balança comercial de 32 países industrializados entre 1990 e 2007. Alguns dos resultados obtidos referem-se às mesmas variáveis que devem ser analisadas neste estudo, como, por exemplo, a implicação de que o PIB estrangeiro (apresentado aqui como renda externa) está relacionado positivamente à balança comercial desses países, assim como o PIB interno dos países é apresentado como negativamente relacionado. Outra variável que o autor também averigua é a taxa de câmbio, em que apresenta os resultados que indicam uma melhora na balança comercial da economia decorrente de uma depreciação da taxa cambial.

O trabalho de Sugema (2005) apresenta a situação da Indonésia após a crise asiática, e como a taxa de câmbio depreciada pode ser uma excelente “maneira” de recuperação



econômica para o país, dado que a elasticidade das importações é maior que a das exportações em relação à taxa cambial.

Ari e Cergibozan (2017) analisam o caso turco de déficit comercial por meio do teste de cointegração de Johansen e do modelo de correção de erro vetorial. Os autores chegaram a resultados que indicam um longo prazo favorável para a balança comercial turca se houver um aumento na taxa de câmbio efetiva real, bem como um aumento da renda turca; já um aumento na renda externa indica uma depreciação na balança comercial. Ao analisar o curto prazo, a taxa cambial não esboça nenhum impacto, e tanto a renda interna quanto a externa apresentam um efeito negativo na balança.

Com o aprofundamento no caso brasileiro, é possível encontrar um saldo da balança comercial variável ao longo do tempo, sendo que em muitos períodos, como apresentam Schwantes, Freitas & Zanchi (2010), o setor do agronegócio é determinante para a sustentação de patamares elevados de seu saldo. Ainda nessa perspectiva, Kich, Coronel & Vieira (2012) apresentam que o crescimento da balança até o final da primeira década do século é decorrente, principalmente, do crescimento da agroindústria no país. Segundo os autores, a importância do agronegócio fica evidenciada mediante os dados de 2011 do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC), os quais exibem um saldo da BCA brasileira de US\$ 20 bilhões nos 8 primeiros meses daquele ano. Caso retirado o setor, o saldo seria de um déficit de US\$ 29,4 bilhões. Como exemplo mais recente, em 2020 e 2021, o IPEA (2022) apresentou que o saldo da BCA brasileira se manteve positivo devido ao setor agroindustrial, o qual teve seus resultados, em bilhões de dólares, de US\$ 87,6 e US\$ 105,1, respectivamente, enquanto o resultado dos demais setores foi negativo em ambos os períodos, atingindo um déficit de US\$ 37,3 em 2020 e US\$ 43,8 em 2021.

Entendendo a importância de uma balança superavitária, bem como o peso do agronegócio para o Brasil, diversos estudos apontam quais são as variáveis macroeconômicas que causam o impacto nesse setor específico. Almeida (1998) realizou o estudo dos determinantes da balança comercial de produtos agrícolas e agroindustriais do Brasil, em que apresenta como variáveis: i) renda interna defasada em um período; ii) renda externa; iii) termos de troca, com uma defasagem; iv) termo de correção de erro; e v) taxa de câmbio efetiva real. O autor conclui que, no período de 1961 a 1995, a desvalorização da moeda nacional, ou seja, um aumento na taxa de câmbio no longo prazo, é o que apresenta maior impacto na capacidade de gerar superávits comerciais no saldo da BCA.

Um estudo mais específico apresenta o caso do milho no período que vai de 2009 a 2019, demonstrando que a taxa de câmbio afeta positivamente o preço e a quantidade exportada do produto em questão, fato este que torna o produto brasileiro mais competitivo



no mercado externo (FLORÊNCIO; MELO, 2022). Diferentemente do que foi apresentado, Junior, Ferreira e Araújo (2005) indicam que a renda externa é a variável com maior impacto sobre a BCA, seguida dos termos de troca e taxa de câmbio.

Barros e Silva (2008) afirmam, por meio da Análise de Auto-Regressões Vetoriais, que a atratividade criada pela taxa de câmbio e por preços externos impulsiona a exportação de produtos agrícolas não processados. Isso ocorre, pois uma desvalorização cambial, no caso estudado, aumenta mais as exportações do que diminui as importações de fertilizantes. Os autores ainda explicam que o PIB interno tem um impacto negativo no saldo da BCA.

Ao estudar o comportamento da balança comercial do agronegócio de 1990 a 2007, Schwantes, Freitas e Zanchi (2010) conseguiram demonstrar que a taxa de câmbio é, dentre as variáveis utilizadas no modelo (renda interna, renda externa, taxa de câmbio e termos de troca), a que maior determina a competitividade do setor agropecuário e agroindustrial. Na mesma linha de pesquisa, ao utilizar das mesmas variáveis que o estudo anterior, Kich, Coronel e Vieira (2012) analisam suas influências na composição e no comportamento do saldo da balança comercial do agronegócio brasileiro entre os anos de 1997 a 2009. Dessa vez, os autores indicam a taxa de câmbio como fonte de causalidade para o saldo da balança no curto prazo, além de evidenciar que os erros estimados no mês 12 para o saldo da balança comercial do agronegócio são explicados em grande medida por ela mesma.

3 METODOLOGIA

Após determinadas as variáveis, parte-se inicialmente para sua definição, seguida da determinação do modelo econométrico, e posteriormente a definição dos testes necessários para comprovação da teoria.

3.1 DEFINIÇÃO DAS VARIÁVEIS E FONTE DOS DADOS

De modo a definir a variável dependente “Saldo da Balança Comercial do Agronegócio Brasileiro”, recorreu-se a Schwantes, Freitas e Zanchi (2010), que estipulam que tal saldo é referente ao somatório dos produtos agrícolas e pecuários propriamente ditos, bem como os produtos industriais desenvolvidos dentro do fluxo do agronegócio. Além disso, para fins metodológicos e de desenvolvimento do estudo, é considerado como produto agrícola, baseando-se em Rocha e Leite (2007), “todos os produtos da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM) que pertencem à cadeia produtiva de uma matéria-prima agropecuária” (ROCHA; LEITE, 2007, p. 430), para tanto, delimita-se, da mesma forma como os autores citados, os capítulos 1 a 24, 41, 44, 45, 47, 48 e 50 a 53 da NCM, recorrendo-se à plataforma



ComexStat do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços para tomar posse desses dados de importações e exportações dos produtos agrícolas.

Nesse sentido, os dados extraídos do ComexStat são disponibilizados mensalmente em dólares, sendo necessária a conversão desses valores para o real, moeda base da pesquisa. Para conseguir esses valores, recorreu-se ao site do Ipeadata, em que é disponibilizada uma série com os valores da taxa de câmbio que engloba todo o período de análise da pesquisa, sendo definida como a divisão do real pelo dólar (R\$/US\$), ou o preço a se pagar em reais para adquirir um dólar americano. Nesse caso, basta multiplicar a taxa de câmbio pelos valores das importações e exportações em dólares para obter o valor em reais. Após a conversão dos dados, a fim de obter o totalizador mensal das importações e exportações, realiza-se a soma entre os valores positivos das exportações e os valores negativos das importações, obtendo-se, assim, o saldo da BCA brasileira.

Assim como nos estudos anteriores, a renda interna é considerada como o Produto Interno Bruto (PIB), o qual é obtido junto ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), disponibilizado pelo Banco Central do Brasil (BCB), sendo extraída a série mensal já deflacionada pelo índice de preços ao consumidor amplo (IPCA), por meio da ferramenta disponibilizada no próprio site. Outra variável, a renda externa, é caracterizada pelo “valor das importações de produtos agrícolas do resto do mundo” (KICH; CORONEL; VIEIRA, 2012, p. 60). Esses dados podem ser obtidos na Organização das Nações Unidas para Agricultura e Alimentação (FAO), em que é possível selecionar os países ou grupos de países que importaram os produtos brasileiros. Para este estudo, estipulou-se a utilização da renda externa dos maiores parceiros comerciais do Brasil, quais sejam: os Estados Unidos da América, a China, o Japão, e como forma de simplificação, todos os países membros do Mercosul, da União Europeia e da África, os quais juntos representaram cerca de 60% de todas as exportações de produtos agrícolas brasileiros. Não obstante a isso, os dados da FAO são anuais, e, para desenvolvimento da pesquisa, é, assim como no estudo dos autores citados, considerada a proporção mensal das importações brasileiras, sendo este último valor oriundo da base de dados do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços.

Para utilização da taxa de câmbio, optou-se pelo valor disponibilizado mensalmente pelo Ipea, tal valor é referente à taxa de câmbio efetiva real, a qual é, como descrito por Schwantes, Freitas e Zanchi (2010), a “média ponderada das taxas de câmbio entre a moeda doméstica e a dos principais parceiros comerciais do país e os pesos são atribuídos em função da importância relativa do seu comércio com cada um desses parceiros.” (SCHWANTES, FREITAS E ZANCHI, 2010, p. 254) Nessa mesma lógica, os dados referentes aos termos de troca também foram coletadas junto ao Ipeadata, segundo o qual “os termos de troca são



definidos como a relação entre os preços das exportações do país e os das suas importações” (IPEADATA, 2022).

3.2 MODELO ECONOMÉTRICO

A técnica empregada neste estudo é semelhante à desenvolvida por Kich, Coronel e Vieira (2012), em que, por meio de um vetor autorregressivo (VAR), as variáveis macroeconômicas são consideradas endógenas, sendo possível capturar as interações dinâmicas do conjunto de variáveis, ou seja, “cada variável endógena é explicada por seus valores defasados, ou passados, e pelos valores defasados de todas as outras variáveis endógenas no modelo” (GUJARATI; PORTER, 2011, p. 769). Da mesma maneira como feito pelos autores, é aplicado o logaritmo natural em todo o modelo, a fim de determinar a elasticidade da relação das variáveis macroeconômicas com o saldo da BCA. Assim, o modelo é dado, como no estudo citado, por:

$$\ln SBCA_t = \beta_0 + \beta_1 \ln TC_t + \beta_2 \ln RI_t + \beta_3 \ln RE_t + \beta_4 \ln TT_t + \mu_t \quad (1)$$

onde:

$SBCA$ é o saldo da balança comercial do agronegócio;

TC é a taxa de câmbio;

RI é a renda interna;

RE é a renda externa;

TT são os termos de troca;

μ é o termo do erro.

Esse modelo traz os resultados esperados, pois, nesse formato, os coeficientes angulares β são capazes de indicar qual a elasticidade da variável dependente Y em relação a cada um dos respectivos regressores. Isso significa que β mede a variação percentual do saldo da BCA dado uma variação percentual em alguma das variáveis macroeconômicas. Espera-se com o modelo comprovar as relações positivas das variáveis com o saldo da balança comercial do agronegócio.

3.3 TESTES ECONOMÉTRICOS

Como indicado por Kich, Coronel e Vieira (2012), antes de se desenvolver o estudo com base no modelo econométrico descrito, é necessária a verificação da estacionariedade das séries, que é, como explicado por Wooldridge (2018), um processo cuja distribuição de probabilidade, independente da coleção de variáveis aleatórias selecionadas, permanece inalterada, ou, em outras palavras, as diferentes sequências de variáveis são “identicamente distribuídas”. A importância dessa verificação apresenta-se na teoria de que, se alguma das



séries mostrar ser não estacionária, a relação que esta irá indicar possivelmente não terá nenhum significado. Portanto, nos casos que apresentam algum indicativo de não estacionariedade, é necessário diferenciar a série d vezes para que o erro seja corrigido.

Para tanto, uma forma de verificação da hipótese de estacionariedade é o teste de Dickey-Fuller Aumentado (DFA), o qual é aplicado por meio da extensão da equação, subtraindo-se os valores defasados da variável dependente em ambos os lados da equação principal (WOOLDRIDGE, 2018). O teste é desenvolvido com base em Wooldridge (2018) e nos estudos de Kich, Coronel e Vieira (2012), chegando na equação dada por:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \eta Y_{t-1} + \sum \lambda_t \Delta Y_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

onde:

Y representa a variável dependente;

Δ representa o operador de diferença; e

α, β e η são os parâmetros estimados.

Mediante aos resultados do teste, é analisada de fato a estacionariedade do modelo. Para tanto, é considerado um nível de confiança de 95%, com $\alpha = 5\%$, e hipótese nula de que H_0 = a série em questão tem uma raiz unitária, contra a hipótese alternativa de que H_1 = a série em questão não tem uma raiz unitária. O resultado esperado é que o teste rejeite a hipótese nula, o que indica que o resíduo do modelo não tem uma raiz unitária, sendo estacionário, e, portanto, indica uma correlação não espúria entre as variáveis.

Além disso, como forma de confirmação de resultados do teste DFA, foi aplicado o teste da raiz unitária de Phillips e Perron, "o qual considera mudanças no intercepto e na inclinação da série a partir da quebra estrutural [...]" (KICH; CORONEL; VIEIRA, 2012, p. 58), sendo que esse teste considera a distribuição sob duas óticas, a de raiz unitária nula e sequência de alternativas locais, como indicado "as distribuições limitantes das estatísticas são obtidas pela raiz unitária nula e a sequência de alternativas locais" (PHILLIPS; PERRON, 1988, p. 335, tradução nossa).

Após realizados os passos descritos, foi necessária a determinação do número de defasagens a ser aplicado no modelo, para tanto, utilizando-se do *software*, é obtida essa informação por diferentes testes: teste de razão de verossimilhança (LR), que, como indicado por Wooldridge (2018), pode ser utilizado para testar hipóteses quando os modelos forem estimados por máxima verossimilhança; erro de previsão final (FPE), sendo a diferença entre a previsão de um resultado e o seu valor efetivo (WOOLDRIDGE, 2018); critério de informação Akaike (AIC); critério de informação de Schwarz (SIC); e o critério de informação Hannan-Quinn (HQ), assim como desenvolvido no estudo dos autores.



Posteriormente, foi desenvolvido o teste de Engle e Granger (1987) que, segundo Wooldridge (2018), é capaz de tornar potencialmente significativas aquelas regressões que envolvem variáveis não estacionárias. Esse teste serve como insumo para definir a causalidade do modelo, bem como entre as variáveis defasadas, ou seja, se a inclusão de valores defasados das variáveis determinantes melhora a previsão dos resultados para a variável Y. Dessa forma, pode ser constatada a causalidade unilateral, bicausalidade ou ausência de causalidade (KICH; CORONEL; VIEIRA, 2012). O teste é determinado da seguinte forma:

$$\Delta X_t = \alpha x + \sum \beta x_{i,t-1} + \sum \gamma x_{i,t-1} + \varepsilon_{x,t} \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \alpha y + \sum \beta y_{i,t-1} + \sum \gamma y_{i,t-1} + \varepsilon_{y,t} \quad (4)$$

onde:

ΔX e ΔY indicam a primeira diferença das variáveis a ser testadas;

α, β, γ são os coeficientes das regressões a serem estimados; e

ε_t é o termo de erro aleatório.

Assim como no estudo de Kich, Coronel e Vieira (2012), é realizada a análise de resposta ao impulso, para definir qual o impacto de um choque ou impulso de uma variável nela mesma e nas demais variáveis do modelo, mantidas constantes. Com isso, é possível visualizar como cada uma das variáveis comporta-se em resposta aos choques nas diversas variáveis. E, por fim, é analisada a proporção do erro de previsão nas variáveis do modelo econométrico, dado o choque em cada uma das variáveis, inclusive nela mesma.

4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Os primeiros testes são os referentes à estacionariedade das séries temporais, sendo realizados os testes de estacionariedade Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron. Quando testadas em nível, as variáveis não se demonstram passíveis de análise, já como exposto na Tabela 1, é possível observar que, em primeira diferença, todas as séries foram estacionárias com no mínimo 5% de significância.



Tabela 1 – Teste de raiz unitária em primeira diferença aplicados nas séries mensais do saldo da balança comercial do agronegócio brasileiro (em R\$), renda interna brasileira (em R\$ depreciada pelo IPCA), taxa de câmbio real efetiva (R\$/US\$), termos de troca, e renda externa (em R\$, com valores mensais proporcionais às importações brasileiras do agronegócio) no período entre janeiro de 2010 e dezembro de 2020

| Séries | Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) | | | Teste Phillips-Perron | | |
|--------|--|----------------------|-----|-----------------------|----------------------|-----|
| | Modelo | Estatística de teste | | Modelo | Estatística de teste | |
| LSBCA | constante | -3,96 | *** | constante | -12,73 | *** |
| LRI | constante | -3,26 | ** | constante | -18,01 | *** |
| LTC | constante | -8,74 | *** | constante | -8,61 | *** |
| LTT | constante | -11,99 | *** | constante | -11,98 | *** |
| LRE | constante | -9,05 | *** | constante | -17,77 | *** |

Nota 1: ** significativo a 5%; *** significativo a 1%. Nota 2: Modelo constante.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa, através do software Eviews 12.

Efetuada os testes de raiz unitária, parte-se para a etapa de definição do número de defasagens ótimo, para que se possa definir o modelo VAR e, assim, realizar o teste de Johansen e definir os parâmetros do modelo.

A Tabela 2 indica os níveis de defasagem que cada um dos testes indica. Como fica definido por meio dessa tabela, os critérios que retornam um valor mais parcimonioso para o modelo são os de Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ), os quais indicam um nível ótimo de 1 defasagens para o modelo do VAR auxiliar.

Tabela 2 – Critério de defasagem do VAR auxiliar para o saldo da balança comercial do agronegócio brasileiro

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|---------|--------|-----------|---------|---------|---------|
| 0 | 1054,26 | NA | 1,9e-14 | -7,41 | -17,29 | -17,36 |
| 1 | 1597,08 | 976 | 7,26e-18 | -25,27 | -24,59* | -24,99* |
| 2 | 1624,4 | 49,8 | 7,00e-18 | 25,31 | -24,06 | -24,8 |
| 3 | 1649,8 | 44,25 | 6,99e-18 | -25,31 | -23,49 | -24,58 |
| 4 | 1678,2 | 47,17 | 6,68e-18* | -25,37* | -22,98 | -24,4 |
| 5 | 1693,12 | 23,58 | 7,98e-18 | -25,21 | -22,25 | -24,01 |
| 6 | 1716,99 | 35,83 | 8,31e-18 | -25,19 | -21,66 | -23,76 |
| 7 | 1744,54 | 39,09* | 8,24e-18 | -25,23 | -21,14 | -23,5 |
| 8 | 1766,47 | 29,34 | 9,04e-18 | -2,18 | -20,52 | -23,29 |

Nota: Valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Schwarz (SC); e o Critério de Informação de Hannan-Quinn (HQ).

Nota 2: *indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa, através do software Eviews 12.

Definido o nível ótimo de defasagens, realizou-se então o teste de cointegração de Johansen, que permite demonstrar a existência de relação entre as variáveis no longo prazo, ou a não relação entre estas. Os resultados, apresentados na Tabela 3, indicam que, para qualquer modelo, com ou sem intercepto e tendência, existe pelo menos uma cointegração entre as variáveis no longo prazo.



Tabela 3 – Teste de cointegração de Johansen para as variáveis do modelo

| Tipo de teste | Nenhum | Nenhum | Linear | Linear | Quadrático |
|------------------|---------------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | Sem Intercepto Sem Tendência | Intercepto Sem tendência | Intercepto Sem tendência | Intercepto Tendência | Intercepto Tendência |
| Traço | 2 | 3 | 3 | 2 | 3 |
| Máximo Autovalor | 2 | 3 | 3 | 3 | 3 |

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa, através do software Eviews 12.

A fim de ordenar as variáveis da maneira mais ajustada, sendo da mais exógena para a mais endógena, realizou-se o teste de causalidade de Granger, cujos resultados apresentados na Tabela 4, indicam que a melhor ordenação para o modelo é iniciando pelos termos de troca (LTT), taxa de câmbio (LTC), renda interna (LRI) e por fim renda externa (LRE).

Tabela 4 – Teste de Causalidade de Granger para as variáveis do modelo

| | LSBCA | LRI | LRE | LTC | LTT |
|--------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| CHI-QUADRADO | 50,6 | 23,77 | 56,43 | 21,41 | 10,27 |

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa, através do software Eviews 12.

Após a realização dos testes, foi possível elaborar o modelo VEC sem diferenciar as variáveis, dado a cointegração de longo prazo provada pelo teste de Johansen, e na ordenação correta indicada pelo teste de Granger. Dentre todos os modelos, o que se mostrou mais ajustado é o modelo linear com intercepto e com tendência, representado pela Tabela 5, levando-se em consideração o teste do traço para definir duas equações de cointegração. Dessa forma, a variável termos de troca não compõe o modelo, dada a restrição do teste de Johansen.

Tabela 5 – Estimativa do VEC para o saldo da BCA brasileira com intercepto e tendência linear, com um grau de defasagem e duas equações de cointegração

| LSBCA(-1) | C | LTC(-1) | LRI(-1) | LRE(-1) | TENDÊNCIA |
|-----------|----------|---------------|----------------|----------------|----------------|
| 1 | 0,155873 | -0,335535 | -0,737757 | -0,549759 | -0,001441 |
| | | (0,17366) | (0,30893) | (0,06666) | (0,00034) |
| | | [-1,93209] ** | [-2,38810] *** | [-8,24733] *** | [-3,00544] *** |

Nota 1: LSBCA = logaritmo do saldo da balança comercial do agronegócio brasileiro (em R\$); LTC = logaritmo da taxa de câmbio real efetiva (R\$/US\$); LRI = logaritmo da renda interna (R\$); LRE = logaritmo da renda externa (R\$); C = constante.

Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão e os entre colchetes, à estatística t, ** indica significância ao nível de 10%, *** indica significância ao nível de 5%.

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados da pesquisa, através do software Eviews 12.

A equação parametrizada, portanto, para o saldo da BCA brasileiro se dá pela equação (5):

$$\ln SBCA_t = -0,155873 + 0,335535 \ln TCT_t + 0,737757 \ln LRI_t + 0,549759 \ln LRE_t + 0,001441 Tnd \quad (5)$$



Com base na Equação (5), é possível verificar que os resultados encontram-se alinhados com os encontrados por Kich, Coronel e Vieira (2012) no que tange às variáveis de renda, tanto interna quanto externa, indicando que uma melhora na produção brasileira, representada pela valorização do PIB, resulta em um melhor saldo da BCA, dado que grande parte da produção agrícola brasileira é exportada para os principais parceiros comerciais, gerando maior entrada de divisas e consequente melhora no saldo da balança. No mesmo sentido, a renda externa maior ocasiona um melhor saldo para a balança brasileira do agronegócio, visto que, com mais renda, os países conseguem importar mais produtos agrícolas brasileiros.

Ao verificar os impactos da taxa de câmbio, os resultados estão de acordo com a teoria existente e com outros estudos apresentados. Da mesma forma como indicam Barros e Silva (2008) e Almeida (2018), uma desvalorização cambial, ou seja, um aumento na taxa de câmbio, tende a causar uma melhora no saldo da BCA, visto que a elasticidade das exportações é mais significativa do que das importações; portanto, com maior fluxo de saída de produtos do Brasil e uma constância nos produtos que entram no país, o saldo da BCA apresenta uma tendência positiva.

Tabela 6 – Teste de causalidade de Granger com base no modelo VEC
VARIÁVEL INDEPENDENTE

| VARIÁVEL DEPENDENTE | LSBCA | LTT | LTC | LRI | LRE |
|---------------------|--------|--------|--------|--------|--------|
| LSBCA | - | 0,5236 | 0,0704 | 0,0302 | 0,0000 |
| LTT | 0,3245 | - | 0,3932 | 0,2771 | 0,5106 |
| LTC | 0,2908 | 0,494 | - | 0,0654 | 0,7842 |
| LRI | 0,0001 | 0,6765 | 0,2999 | - | 0,0001 |
| LRE | 0,0012 | 0,6719 | 0,3975 | 0,2039 | - |

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa, através do software Eviews 12.

Depois de definida a equação, parte-se novamente para o teste de causalidade de Granger para definir a direção das causalidades, chegando aos resultados apresentados na Tabela 6. É possível definir que as variáveis de renda, tanto interna quanto externa, possuem papel de causalidade bidirecional com o SBCA no curto prazo, o que significa que, com uma análise dos valores dos períodos defasados dessas variáveis (RE e RI), é possível prever os valores atuais do saldo da BCA de forma mais assertiva. Em contrapartida, em relação às demais variáveis, o saldo da BCA não apresenta uma relação de curto prazo direta, o que indica que uma mudança nas variáveis TC e TT não impacta no curto prazo o saldo da BCA.

Ao aplicar a função impulso-resposta, atinge-se o resultado esboçado na Figura 1, em que é possível identificar a resposta em termos de elasticidade no SBCA, dado choques inesperados nas demais variáveis. O primeiro impulso observado na Figura 1 é dado nos



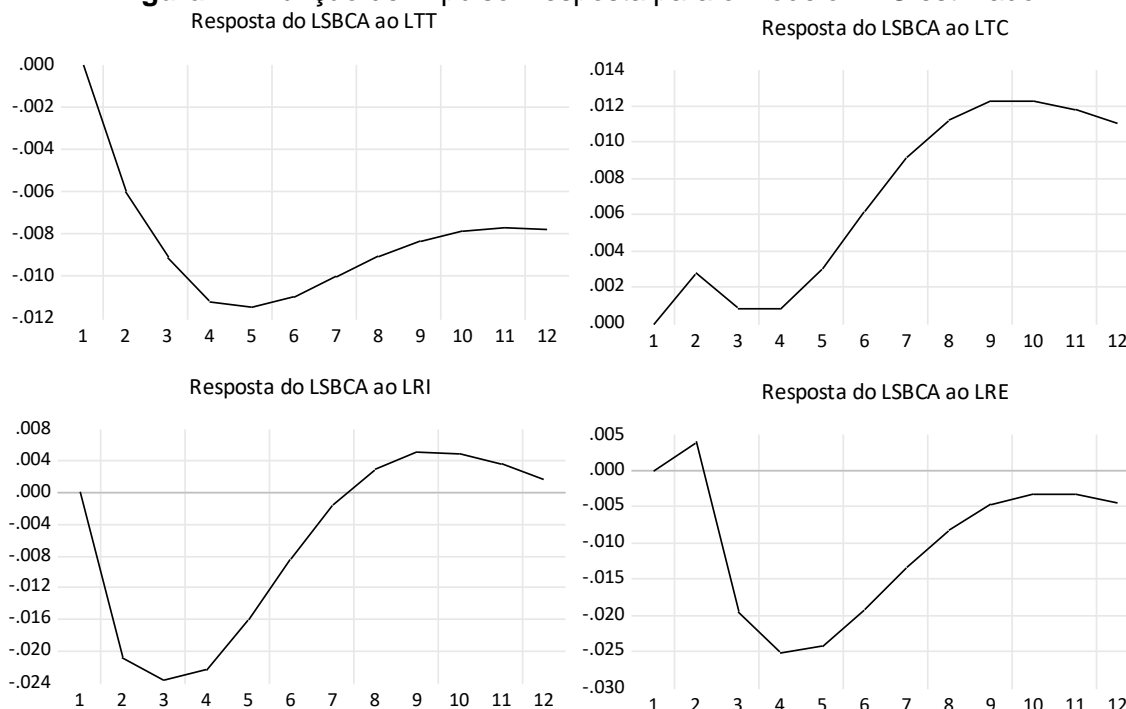
termos de troca, em que o SBCA apresenta uma resposta negativa de quase 12% nos primeiros 5 meses, havendo uma leve recuperação de 4 pontos percentuais, equilibrando-se nesse patamar no 12º mês. O segundo impulso é dado na taxa de câmbio, e o resultado é muito diferente do observado na variável anterior. O primeiro movimento do SBCA é uma ascensão de aproximadamente 3 pontos percentuais nos 2 primeiros meses, acompanhado de uma queda até o período seguinte, permanecendo estável e a partir do quarto mês, apresentando novamente uma alta mais expressiva, atingindo o seu ponto máximo entre o nono e o décimo mês, de 12%, quando permanece nos arredores, com uma leve queda de 1 ponto percentual até o 12º mês.

Quando analisado os resultados do impacto de um choque na renda interna no SBCA, é possível ver dois movimentos distintos. O primeiro é uma queda brusca de 24% até o terceiro mês; em sequência, o movimento do saldo inverte, e sobe em torno de 28 pontos percentuais, atingindo máxima de 4% acima do nível inicial, acompanhado de uma queda com tendência ao nível estacionário até o 12º período. Por fim, a renda externa tem imediatamente um impacto positivo de 5% nos dois primeiros meses, porém a queda que o segue é brusca, atingindo 25 pontos percentuais negativos no quarto período. Após esse movimento de queda, o saldo recupera-se timidamente: 20% até o 1º mês, retomando a queda no último período analisado.

Com a análise de decomposição da variância presente na Tabela 9, é possível elaborar uma estimativa da porcentagem da variância de erro de previsão das variáveis independentes em um determinado período, estipulado aqui 12 meses. É possível verificar que a variância do SBCA é explicada no mês 12, majoritariamente por ela mesma, sendo 45,70% a parcela representativa; em sequência, a variável que explica 20,89% da variância do SBCA é a renda externa, próxima aos 17,36% de explicação da variável renda interna.



Figura 1 – Função de Impulso-Resposta para o modelo VEC estimado



Fonte: Elaborada pelo autor a partir de dados da pesquisa, através do software Eviews 12.

A variação dos termos de troca é explicada em 93,33% pela própria variável termos de troca, seguida pela taxa de câmbio, com uma representatividade de 3,18%. A parcela explicada da variância da taxa de câmbio de 65,07% é referente à própria taxa de câmbio, sendo a segunda maior parcela da explicação dada pela renda externa com 22,45%.

Tabela 9 – Decomposição da Variância das séries LSBCA, LTT, LTC, LRI, LRE do Brasil, no período de 2010 a 2020

| VARIÁVEIS EXPLICADAS | DECOMPOSIÇÃO NA VARIÁVEL | | | | | |
|----------------------|--------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | S.E. | LSBCA | LTT | LTC | LRI | LRE |
| LSBCA | 0,104859 | 45,704630 | 8,509194 | 7,539231 | 17,357790 | 20,889150 |
| LTT | 0,033628 | 2,274523 | 93,332600 | 3,181387 | 0,346978 | 0,864517 |
| LTC | 0,058968 | 0,806759 | 7,735857 | 65,071700 | 3,903580 | 22,452100 |
| LRI | 0,036586 | 3,145491 | 0,078015 | 41,163060 | 47,706740 | 7,906701 |
| LRE | 0,134281 | 39,316210 | 9,623678 | 18,654030 | 18,668950 | 13,737130 |

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa, através do software Eviews 12.

Ao analisar a variável renda interna, é possível verificar que sua variância é explicada em 47,70% por ela mesma, seguida de 41,16% pela taxa de câmbio. Por fim, a variância da renda externa é explicada em 39,32% pelo saldo da BCA, seguida pela renda interna (18,67%), taxa de câmbio (18,65%) e a própria renda externa (13,74%).



5 CONCLUSÃO

Este trabalho de pesquisa buscou encontrar e analisar as influências que as variáveis macroeconômicas exercem sobre o saldo da balança comercial do agronegócio brasileiro, considerando-se o período de 2012 a 2020.

Com a base de dados, já foi possível verificar que o maior parceiro comercial do país é a China, sendo o país com o maior valor, em dólares, de produtos agrícolas exportados pelo Brasil. Nesse sentido, verificou-se que a soja é o carro-chefe das exportações de produtos agrícolas brasileiros, seguido das carnes e miudezas. Além disso, constatou-se que o país cuja produção agrícola o Brasil mais importa é a Argentina, sendo grande parte referente a cereais.

Após ser apurada a estacionariedade das séries temporais em primeira diferença, com significância de 5%, utilizando-se de testes de cointegração, verificou-se a existência de pelo menos um vetor de cointegração no modelo. Com isso, o modelo VAR com intercepto e com tendência trouxe resultados significativos, indicando que as variáveis taxa de câmbio, renda interna e renda externa apresentam uma relação positiva com o saldo da balança comercial do agronegócio brasileiro; os termos de troca, todavia, não fizeram parte do modelo, dada a restrição do teste de Johansen.

Com o teste de Granger, demonstrou-se uma causalidade bidirecional no curto prazo da balança comercial em relação às rendas internas e externas; em contrapartida, as demais variáveis não demonstram significativa influência no curto prazo.

Ao verificar-se um choque não esperado das variáveis termos de troca e renda interna, é visível uma queda no saldo nos primeiros 3 a 5 meses, seguidos de uma recuperação positiva no longo prazo. Já quando se visualiza um choque na taxa de câmbio e na renda externa, o primeiro movimento foi positivo, seguido de uma leve queda e posterior recuperação no longo prazo.

Por fim, na análise da decomposição da variância, foi possível verificar que os erros estimados para o saldo da balança comercial do agronegócio no 12º mês são explicados em grande parte por este mesmo, com uma representatividade de 45,70%, recebendo forte impacto também da renda externa (20,89%) e interna (17,36%).

Esta pesquisa apresenta limitações referentes à base de dados segmentada, e com diferentes períodos, sendo necessários cálculos e análises mais robustas. Sugere-se, para futuros estudos, a utilização de variáveis *dummies* que capturem os efeitos das políticas cambiais e o impacto da pandemia do coronavírus nas relações comerciais entre os países.

REFERÊNCIAS



ALMEIDA, C. O. de. **Taxa de câmbio e determinantes da balança comercial de produtos agrícolas e agroindustriais do Brasil: 1961 a 1995.** 1998. 119 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade de São Paulo, São Paulo, SP, 1998. Disponível em: <https://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-20191220-112303/publico/AlmeidaClovisOliveira.pdf>. Acesso em: 13 maio 2022.

ARI, A.; CERGIPOZAN, R. Determinants of the trade balance in the Turkish economy. In: EBEEC CONFERENCE: The Economies of Balkan and Eastern Europe Countries in the Changed World, **Proceedings...** KnE Social Sciences, p. 160-169, 2017. Disponível em: <https://www.knepublishing.com/index.php/KnE-Social/article/view/654>. Acesso em: 17 jun. 2022.

BARROS, G.S.de C.; SILVAS, S. F.. A balança comercial do agronegócio brasileiro de 1989 a 2005. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 46, n. 4, p. 905-935, 2008. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/resr/a/9hVtyBVQZg8tJnSb5hSJjsP/?lang=pt&format=pdf>. Acesso em: 16 jul. 2022

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, New York, v. 55, Issue 2, p. 251-276, 1987. Disponível em: http://www.ntuzov.com/Nik_Site/Niks_files/Research/papers/stat_arb/EG_1987.pdf. Acesso em: 16 jul. 2022.

FALK, M. Determinants of the Trade Balance in Industrialized Countries. **FIW-Research Reports**, Viena, n. 13, 2008. Disponível em: https://www.econstor.eu/bitstream/10419/121195/1/fiw-rp_013.pdf. Acesso em: 21 ago. 2022.

FLORÊNCIO, M.C. F. L.; MELO, A. S. Exportações de milho do Brasil: o papel da taxa de câmbio. **Revista em Agronegócio e Meio Ambiente**, v. 15, n. 2, p. 1-17, 2022. Disponível em: <https://periodicos.unicesumar.edu.br/index.php/rama/article/view/9402>. Acesso em: 03 jul. 2022.

FIGUEIREDO, A. M.; SANTOS, M. L. dos; LIMA, J. F. de. Importância do agronegócio para o crescimento econômico de Brasil e Estados Unidos. **Gestão & Regionalidade**, v. 28, n. 82, 2012. Disponível em: https://seer.uscs.edu.br/index.php/revista_gestao/article/view/402. Acesso em: 05 jun. 2022.

GASQUES, J. G. *et al.* **Desempenho e crescimento do agronegócio no Brasil.** Texto para discussão nº 1009, Brasília, 2004. Disponível em: https://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/2701/1/TD_1009.pdf. Acesso em: 05 jun. 2022.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica.** 5. ed. Porto Alegre: AMGH Editora, 2011. Disponível em: <https://integrada.minhabiblioteca.com.br/#/books/9788580550511/>. Acesso em: 30 jul. 2022.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (Ipea). **Homepage.** 2022. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 13 out. 2022.

JUNIOR, O.G; FERREIRA, L. da R., ARAÚJO, P. F. C. de. Determinantes da balança comercial do complexo agroindustrial brasileiro. (**Syn**)thesis, v. 5, n. 2, 2012. Disponível em: <https://www.e-publicacoes.uerj.br/index.php/synthesis/article/view/7245/5240>. Acesso em: 31 jan. 2023.



KICH, T; CORONEL, D.A.; VIEIRA, K. M. Determinantes da balança comercial do agronegócio brasileiro: análise da influência das variáveis macroeconômicas no período de 1997 a 2009. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 42, n. 4, p. 54-67, 2012. Disponível em: <http://www.iea.sp.gov.br/ftpiea/publicacoes/ie/2012/tec5-4-12.pdf>. Acesso em: 20 abr. 2022.

NASCIMENTO, K.; NASCIMENTO, C. A.; CARDOZO, S. A dependência crescente do agronegócio para os saldos de comércio exterior brasileiro, 1998 a 2007. *In*: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 46., 2008, Rio Branco. **Anais...** Brasília: SOBER, 2008. Disponível em: <https://econpapers.repec.org/paper/agsbbrsr/102554.htm>. Acesso em: 12 maio 2022.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. **Testing for a unit root in time series regression.** **Biometrika**, Oxford, v. 75, Issue 2, p. 335-346, 1988. Disponível em: <http://www.u.arizona.edu/~rlo/readings/279194.pdf>. Acesso em: 20 ago. 2022.

ROCHA, L. E de V.; LEITE, W; T. de A. Transformações recentes do agronegócio mineiro: uma análise de indicadores de comércio exterior no período de 1996 a 2006. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 5, n. 822-2016-54188, p. 425-451, 2007. Disponível em: <https://periodicos.ufv.br/rea/article/view/7436/3026>. Acesso em 30 maio 2022.

SCHWANTES, F.; FREITAS; C. A. de; ZANCHI, V. V. Determinantes da balança comercial brasileira do agronegócio brasileiro do período de 1990 a 2007. **Revista Econômica do Noroeste**, Fortaleza, v. 41, n. 2, p. 249-265, abr./jun. 2010. Disponível em: <https://g20mais20.bnb.gov.br/revista/index.php/ren/article/viewFile/308/261>. Acesso em: 30 maio 2022.

SISCOMEX, **Portal Único**. Governo Federal, 2022. Disponível em: <https://portalunico.siscomex.gov.br/classif/#/sumario?perfil=publico>. Acesso em: 30 nov. 2022.

SILVA, N. M. G. da; CESARIO, A. V; CAVALCANTI, I. R **Relevância do Agronegócio Para Economia Brasileira Atual**. UFPB – PRG. Apresentado em X ENCONTRO DE INICIAÇÃO À DOCÊNCIA, UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA. 2013. Disponível em: <http://www.prac.ufpb.br/anais/IXEnex/iniciacao/documentos/anais/8.TRABALHO/8CCSADA MT01.pdf>. Acesso em: 30 maio 2022.

SUGEMA, I. **The determinants of trade balance and adjustment to the crisis in Indonesia**. Adelaide: Centre for International Economic Studies, University of Adelaide, 2005. Disponível em: <https://core.ac.uk/download/pdf/6764246.pdf>. Acesso em: 04 jun 2022.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria**: uma abordagem moderna. Tradução da 6ª edição norte-americana. São Paulo: Cengage Learning Brasil, 2018. Disponível em: <https://integrada.minhabiblioteca.com.br/#/books/9788522126996/>. Acesso em: 22 ago. 2022.