

IMPACTOS DA TAXA DE CÂMBIO, PREÇOS DAS COMMODITIES E RENDA MUNDIAL SOBRE AS EXPORTAÇÕES DO AGRONEGÓCIO BRASILEIRO ENTRE 1997 E 2018

EXCHANGE RATE, WORLD INCOME AND COMMODITY PRICES IMPACTS ON BRAZILIAN'S AGRIBUSINESS EXPORTS BETWEEN 1997 AND 2018

Andréa Ferraz de Arruda Fernandez^a;

Lilian Maluf Lima^b;

Filiação: ^a PECEGE/USP; ^b ESALQ/USP.

E-mail: andreaferrazarruda@gmail.com

Grupo de Trabalho (GT): GT1. Mercados agrícolas e comércio exterior

Resumo

Em um mundo em que as economias se mostram cada vez mais integradas, as exportações desempenham um papel cada vez mais importante, pois trazem divisas e geram renda para os países. Neste contexto, o principal objetivo deste trabalho foi verificar como a taxa de câmbio real, o preço das commodities e a renda mundial impactaram os valores das exportações brasileiras, considerando os produtos do agronegócio e os demais produtos da economia brasileira entre 1997 e 2018. Como variáveis explicativas, consideraram-se a taxa de câmbio, os preços das commodities e a renda mundial. Foram propostos modelos para dois setores distintos, um referente ao agronegócio e outro que englobou os demais produtos da economia. Para o agrupamento das exportações entre os dois setores, foi utilizada a classificação proposta pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Como abordagem econométrica, foram realizados procedimentos de séries temporais como testes de raiz unitária e testes de cointegração. Constatou-se que as exportações do agronegócio eram cointegradas e, dessa forma, foram empregados modelos de correção de erros VEC e empreendidas as análises das relações de longo e curto prazos. Por outro lado, as séries das exportações dos demais setores não se mostraram cointegradas, sendo assim proposto um modelo de vetores autoregressivos VAR e, dessa forma, realizada a análise de curto prazo. De uma forma geral, a renda mundial e o preço das commodities se mostraram mais relevantes para explicar os movimentos nas exportações que a taxa de câmbio. Observando as funções impulso resposta, observou-se que os efeitos dos choques nas demais variáveis se apresentam mais fortemente até o quarto mês, sendo que, para as exportações dos demais setores, os efeitos dos choques são dissipados, mas, para as exportações do agronegócio, os efeitos permanecem mesmo após doze meses.

Palavras-chave: macroeconomia, comércio exterior, séries temporais, VAR, VEC.

Abstract

In a world of increasingly integrated economies, exports develop a role with growing importance, bringing currency and generating income for the countries. The main objective of this work was to verify how the real exchange rate, the price of commodities and world income impacted the values of Brazilian exports, considering agribusiness products and other products of the Brazilian economy between 1997 and 2018. As explanatory variables, the exchange rate, the commodity prices and the world income were considered. Models were proposed for two distinct sectors, one of which is the agribusiness sector and the other sector encompasses the other products of the economy. To classify the exports into the agribusiness or the other sectors, the classification proposed by the Ministry of Agriculture, Livestock and Supply was employed. As an econometric approach, time series procedures were performed, such as unit root tests and cointegration tests. The agribusiness exports were found to be cointegrated and, therefore, VEC error-correction models, were employed and the long- and short-term relationship analyses were undertaken. Conversely, the export series of the other sectors were not cointegrated, thus being proposed a vector autoregressive model, VAR, and therefore the short-term analysis was performed. In general, the world income and the commodity prices were more relevant to explain the movements in exports than the exchange rate. Observing the impulse response functions, it was noticed that the effects of the shocks on the other variables are more strongly presented until the fourth month, and for the exports of the other sectors, the effects of the shocks are dissipated, whereas for the agribusiness exports, the effects remain even after twelve months.

Key words: Macroeconomics, foreign trade, time series, VAR, VEC.



1. Introdução

Nas últimas décadas, o cenário econômico internacional passou a ser marcado pela globalização e integração dos mercados mundiais de bens e serviços. De acordo com SILVA JÚNIOR (2001) com a formação do mercado mundial unificado, a globalização econômica mundial proporcionou novas possibilidades, incitando a integração econômica e financeira. A diminuição nas barreiras comerciais, a desregulamentação dos mercados, a queda nos custos de transporte internacional e o avanço tecnológico fizeram com que a economia mundial alcançasse um nível de interdependência sem paralelo na história contemporânea (ALCOFORADO, 1997). Neste contexto, as cadeias produtivas se tornam cada vez mais globais, sendo que diferentes etapas de processos de produção são realizadas em países distintos

Desta forma, o estudo de economias abertas tornou-se cada vez mais representativo da realidade, em contraposição ao estudo de economias fechadas. Com isso, o estudo das exportações passou a desempenhar um papel cada vez mais importante, pois elas trazem divisas e geram renda, a qual que é distribuída por toda sociedade, não se limitado ao setor exportador. O Brasil é um dos grandes exportadores mundiais de *commodities* agrícolas, como grãos, café, citrus, açúcar e carnes (SILVA et al, 2022). De acordo com dados do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) (2022), na primeira metade de 2022, a balança comercial dos produtos agrícolas foi superavitária, em mais de US\$ 70 bilhões, o que compensou os déficits de outros setores e garantiu a entrada de divisas.

Neste contexto, torna-se cada vez mais relevante investigar as variáveis que podem gerar impactos significativos sobre as exportações, totais e do setor agrícola. De acordo com ZINI JÚNIOR (1991), a taxa de câmbio é um dos preços relativos básicos da economia. Em economias abertas, a taxa de câmbio, ou taxa pela qual se troca uma moeda por outra, é uma das mais relevantes variáveis macroeconômicas, uma vez que influencia as exportações, e por consequência, os saldos comerciais, a inflação e os preços relativos, bem como fatores relacionados ao desenvolvimento e alocação de recursos das economias.

Considerando o conceito de taxa de câmbio incerto, utilizado no Brasil, no qual a taxa de câmbio nada mais é que o preço de uma unidade de moeda estrangeira em moeda nacional, é comum encontrarmos afirmações de que uma desvalorização cambial, ou seja, um aumento na taxa de câmbio, estimularia às exportações e desestimularia às importações. Essa visão se deve ao fato de que, em dólares, que é a moeda mais amplamente aceita no mercado internacional e, dessa forma, utilizada como base para os preços externos, os preços dos produtos domésticos passíveis de exportação, também nomeados como bens transacionáveis, quando convertidos, ficariam menores e, portanto, mais competitivos. Por outro lado, os preços dos produtos importados sofreriam elevação, quando convertidos para a moeda doméstica.

Os preços internacionais das *commodities*, grandes responsáveis pelos saldos comerciais positivos do Brasil, influenciam na decisão dos produtores quanto à exportação ou não de seus produtos. Em geral, espera-se que, quando os preços nos mercados internacionais se elevam acima dos preços domésticos, os exportadores se sintam mais estimulados a exportar.

Outra importante variável macroeconômica, que influencia o quantum exportado por um país, é a renda dos demais países. Dessa forma, o Produto Interno Bruto (PIB) mundial, considerado como uma proxy da renda, desempenha um papel fundamental para explicar a demanda por exportações. Espera-se que um maior crescimento do PIB mundial afete positivamente a demanda por exportações.

Amplamente é aceito que as variáveis macroeconômicas apresentem impactos sobre as exportações. No entanto, muitas vezes, esses impactos são estudados de forma imediata, sem considerar o tempo de resposta aos choques nas variáveis e sem realizar os cálculos de seus



impactos. ZINI JÚNIOR (1991), destacou que existia uma carência de estudos mais aprofundados sobre o tema, em particular sobre os impactos da taxa de câmbio.

Embora, recentemente, novos estudos tenham sido realizados sobre o tema, o mesmo ainda não foi esgotado, uma vez que, muitas vezes, as pesquisas tiveram foco em alguns produtos específicos ou em algumas regiões do país. Assim, o principal objetivo deste trabalho foi verificar como a taxa de câmbio real, o preço das *commodities* e a renda mundial impactaram os valores das exportações brasileiras, considerando os produtos do agronegócio e os demais produtos da economia brasileira para um período de mais de duas décadas, entre 1997 e 2018.

2. Metodologia

Os dados utilizados foram obtidos por meio de pesquisa documental e bibliográfica para o período de 1997 a 2018, tratando-se, dessa forma, de dados secundários. Os dados coletados compreenderam o PIB mundial em valores correntes (US\$); as exportações (US\$); o índice de preços das *commodities*; a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$); o Consumer Price Index (CPI); e o Índice Geral de Preços (IGP-DI).

O item PIB mundial foi obtido por meio de consulta à base de dados do The World Bank (WDI).

A pauta completa para os dados de exportação foi obtida por meio do Sistema COMEX STAT, do Ministério do Desenvolvimento da Indústria e Comércio (MDIC) e eles foram classificados em dois setores: i) bens do agronegócio e ii) bens provenientes dos demais setores, de acordo com a metodologia de classificação do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA) no AGROSTAT - Estatísticas de Comércio Exterior do Agronegócio Brasileiro. De acordo com o MAPA, 2.979 códigos da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM) são classificados como de produtos do agronegócio.

Os preços das *commodities* foram obtidos por meio da série divulgada pelo International Monetary Fund (IMF) para Food and Beverage Price Index, atualizada para dezembro de 2018.

A taxa de câmbio nominal (d) e o Índice Geral de Preços (IGP-DI) (f) foram provenientes do IPEADATA.

Utilizou-se o CPI (f) para deflacionar os valores dados em dólares. A série utilizada foi CPI-All Urban Consumers (Current Series), série mensal, obtida no U.S. Bureau of Labor Statistics. Como a série fornecida tinha como base o ano de 1984, ela foi tratada a fim de que a base fosse dezembro de 2018.

As séries que tiveram seus valores em dólares deflacionados foram as exportações, e Produto Interno Bruto (GDP). Para o cálculo da taxa de câmbio efetiva real, utilizou-se o IGP e o CPI.

Os dados foram, inicialmente, ordenados no MS[®] Excel e, posteriormente, foram tratados nos softwares RATS[®] e Eviews[®].

Para as exportações, considerando a economia como aberta, optou-se por seguir o modelo proposto por DUARTE e HIDALGO (2017). Cabe destacar que este modelo foi utilizado por diversos outros autores, como CASTRO e CAVALCANTE (1997) e ANEFALOS e MARGARIDO (2006) e, MARIANO e VASCONCELOS (2014). De acordo com os modelos mencionados, o valor das exportações é afetado pelo câmbio e pela renda mundial. No entanto, considerando a teoria econômica, e o modelo proposto por BARROS; BACCHI e BURNQUIST (2002), também se considerou os preços das *commodities* como variável explicativa para o resultado das exportações.

Assim, utilizaram-se as equações (1) e (2) para as exportações dos produtos do agronegócio e não agronegócio, respectivamente. A fim de realizar a análise das elasticidades, as regressões foram estimadas em logaritmo natural.

$$LnAgroExp = f(LnCambio; LnComm; LnMundo) \quad (1)$$

em que: LnAgroExp = logaritmo do valor das exportações dos produtos do agronegócio (LnAgroExp); LnCambio = logaritmo do valor da taxa câmbio real efetivo (LnCambio); LnComm = logaritmo do preço das commodities (LnComm); LnMundo = logaritmo da renda mundial (LnMundo).

$$LnNaExp = f(LnCambio; LnComm; LnMundo) \quad (2)$$

em que: LnNaExp = logaritmo do valor das exportações de produtos classificados como não agronegócio (LnNaExp); LnCambio = logaritmo do valor da taxa câmbio real efetivo (LnCambio); LnComm = logaritmo do preço das commodities (LnComm); seria LnMundo= logaritmo da renda mundial (LnMundo).

Para a estimação das equações, inicialmente, optou-se pelo modelo vetorial autoregressivo (VAR), o qual permite verificar, em um processo estocástico, as relações entre as variáveis, sendo que todas elas são tratadas como endógenas.

Os modelos VAR têm sido muito utilizados para avaliar a magnitude e o tempo de atuação dos impactos macroeconômicos na agricultura (CHAMBERS, 1984; BESSLER, 1984; BRANDÃO, 1985; ORDEN, 1986). Como ferramentas de previsão, os modelos VAR são recomendáveis uma vez que permitem completa generalidade e flexibilidade na especificação das correlações entre das realizações das variáveis no futuro, presente e passado (COOLEY & LEROY, 1985).

No entanto, para que a análise VAR possa ser feita, é necessário que todas as séries das variáveis estudadas sejam estacionárias. Uma série é considerada como estacionária quando, a partir de um choque não esperado, consegue dissipar esse efeito ao longo do tempo. Assim, suas características estatísticas (média, variância, autocorrelação) são constantes ao longo do tempo (BACHI, 2005). De acordo com GUJARATI (2011) a regressão de uma série temporal não estacionária em outra série temporal não estacionária pode produzir uma regressão espúria. Assim, o primeiro ponto a ser avaliado é verificar se as séries são ou não estacionárias.

Depois que as séries foram deflacionadas observaram-se os gráficos de autocorrelação e correlação parcial. A abordagem gráfica é uma abordagem mais informal, em que a estacionariedade fraca pode ser observada pelo correlograma da série temporal, o qual é um gráfico de autocorrelação em várias defasagens. Para a série temporal estacionária, o correlograma enfraquece rapidamente, enquanto para a série temporal não estacionária, ele enfraquece gradualmente (GUJARATI, 2011).

Optou-se por avaliar a estacionariedade, também, de uma forma mais formal, utilizando o teste ADF de Dickey Fuller ou Dickey Fuller Aumentado. De acordo com GUJARATI (2011), este teste procura eliminar a possível presença de autocorrelação entre os termos de erro por meio da inclusão diferenças a mais na variável dependente no processo autoregressivo.

Foi utilizado o critério de Modified Akaike para determinar os diferentes valores de defasagens a serem utilizados nos testes de ADF e foram feitos os testes de raiz unitária a fim de determinar se as séries eram estacionárias de acordo com o procedimento descrito em ENDERS (1996) em que se parte de um modelo mais completo, com constante e tendência, para um modelo mais restrito.

Quando as series não são estacionárias em nível, uma solução que pode ser empregada é trabalhar com as séries na diferença, ou seja, subtrair o valor de uma observação por um valor



defasado, pois, a princípio, caso a variável não seja estacionária, diferenciando-a algumas vezes ela se tornará estacionária.

Se duas séries apresentam raiz unitária, há chances de que a regressão seja espúria. Entretanto, se X e Y são integradas de mesma ordem, é possível que elas caminhem juntas e, assim, o resultado da regressão entre as variáveis (bem como os testes) passe a fazer sentido (GREENE 2002; SARTORIS, 2013).

Assim, após os testes de raiz unitária para as séries terem sido feitos individualmente, foram realizados os testes de cointegração, para verificar se as variáveis possuíam relações de longo prazo entre elas. Isto foi feito porque, mesmo em casos em que as séries são não estacionárias individualmente, o sistema de equações pode ser estacionário em conjunto. Ou seja, embora as séries sejam individualmente $I(1)$, isto é, tenham tendências estocásticas, sua combinação linear é $I(0)$. Supostamente, a combinação linear eliminaria a tendência estocástica entre as duas séries. Nesse caso, as variáveis são cointegradas. Economicamente falando, as duas variáveis serão cointegradas se tiverem uma relação de longo prazo, ou de equilíbrio (GUJARATI, 2011)

No caso de equações cointegradas, estas se movem conjuntamente e existe um modelo de correção de erros que indica a velocidade com a qual as séries se ajustam no longo prazo. Estas séries não precisam ser diferenciadas para evitar relações espúrias. O fato de não diferenciar as equações é interessante pois, com a diferenciação, as relações de longo prazo podem ser suprimidas (CARRARA, 2016).

Para testar a cointegração foi realizado o teste de cointegração de Johansen, em que pode se testar a combinação de duas ou mais séries temporais com a mesma ordem de integração individual.

Para as séries cointegradas, foi estimado o Modelo de Correções de Erros ou Auto-Regressão Vetorial com Correção de Erro (VEC) ao invés do Modelo de Vetores Autoregressivos (VAR). Neste modelo, é incluído o termo de correção de erros (ECT), o qual relaciona o desvio do período anterior do equilíbrio de longo prazo à dinâmica de curto prazo, sendo que seu coeficiente espelha a velocidade de ajuste, ou seja, a velocidade em que Y retorna ao equilíbrio depois de uma mudança em X.

A partir destes resultados, foram analisadas as funções de impulso-resposta, bem como, a decomposição da variância para as exportações de bens do agronegócio e dos demais setores.

As funções de impulso-resposta ilustraram como reagiriam os valores das exportações frente a choques não esperados nas variáveis.

Por sua vez, a decomposição da variância mostrou quanto dos erros de previsão para as exportações são decorrentes dos choques aleatórios nas variáveis consideradas. A decomposição da variância é uma forma de esclarecer em que medida, em porcentagem, a variância do erro de previsão é decorrente de cada variável, ao longo do horizonte de previsão. De acordo VARTANIAN, (2010) a decomposição da variância do erro promove a identificação da responsabilidade de cada uma das variáveis na explicação da variância de todas as variáveis do sistema, após um choque, servindo como “classificação” da importância relativa de cada variável na determinação dela mesma e das demais.

3. Resultados e discussões

3.1. Testes para determinação dos modelos

Para a determinação do número de defasagens a serem empregadas em cada teste de raiz unitária foi adotado o critério de Modified Akaike (MAIC).



As séries mensais do valor das exportações do agronegócio, valor das exportações dos demais setores, renda mundial, câmbio e preços das *commodities* se mostraram estacionárias apenas quando integradas em ordem um [I(1)], como pode ser observado nas Tabelas 1 e 2.

Na Tabela 1, podem ser observados os principais resultados dos testes de raiz unitária para as séries analisadas no nível.

Tabela 1. Teste de raiz unitária no nível

Variáveis	MAIC*	τ_{calc}	$\tau_{1\%}$	$\tau_{5\%}$	$\tau_{10\%}$	Prob	Constante	Tendência
LnAgroExp	13	-1,335	-3,995	-3,428	-3,137	0,877	sim	sim
LnAgroExp	13	-0,766	-3,456	-2,873	-2,573	0,826	sim	não
LnAgroExp	15	1,575	-2,574	-1,942	-1,616	0,972	não	não
LnNaExp	12	-1,501	-3,995	-3,428	-3,137	0,827	sim	sim
LnNaExp	14	-1,363	-3,456	-2,873	-2,573	0,600	sim	não
LnNaExp	14	0,846	-2,574	-1,942	-1,616	0,893	não	não
LnCambio	2	-1,559	-3,995	-3,428	-3,137	0,806	sim	sim
LnCambio	2	-1,332	-3,456	-2,873	-2,573	0,615	sim	não
LnCambio	2	0,155	-2,574	-1,942	-1,616	0,629	não	não
LnComm	1	-2,310	-3,995	-3,428	-3,137	0,427	sim	sim
LnComm	1	-1,294	-3,456	-2,873	-2,573	0,633	sim	não
LnComm	1	0,321	-2,574	-1,942	-1,616	0,778	não	não
LnMundo	12	-2,720	-3,995	-3,428	-3,137	0,230	sim	sim
LnMundo	12	-0,668	-3,456	-2,873	-2,573	0,851	sim	não
LnMundo	12	2,588	-2,574	-1,942	-1,616	0,998	não	não

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa

*Defasagens

Na Tabela 2, constam os principais resultados dos testes de raiz unitária para as séries analisadas na primeira diferença.

Tabela 2. Teste de raiz unitária na primeira diferença

Variáveis	MAIC*	τ_{calc}	$\tau_{1\%}$	$\tau_{5\%}$	$\tau_{10\%}$	Prob	Constante	Tendência
Δ LnAgroExp	2	-8,494	-3,995	-3,428	-3,137	0,000	sim	sim
Δ LnAgroExp	2	-8,517	-3,455	-2,872	-2,573	0,000	sim	não
Δ LnAgroExp	2	-8,527	-2,574	-1,942	-1,616	0,000	não	não
Δ LnNaExp	0	-24,216	-3,995	-3,428	-3,137	0,000	sim	sim
Δ LnNaExp	0	-24,239	-3,455	-2,872	-2,573	0,000	sim	não
Δ LnNaExp	0	-24,233	-2,574	-1,942	-1,616	0,000	não	não
Δ LnCambio	0	-10,861	-3,995	-3,428	-3,137	0,000	sim	sim
Δ LnCambio	0	-10,882	-3,455	-2,872	-2,573	0,000	sim	não
Δ LnCambio	0	-10,901	-2,574	-1,942	-1,616	0,000	não	não
Δ LnComm	0	-11,210	-3,995	-3,428	-3,137	0,000	sim	sim
Δ LnComm	0	-11,233	-3,455	-2,872	-2,573	0,000	sim	não
Δ LnComm	0	-11,244	-2,574	-1,942	-1,616	0,000	não	não
Δ LnMundo	0	-17,282	-3,995	-3,428	-3,137	0,000	sim	sim
Δ LnMundo	0	-17,315	-3,455	-2,872	-2,573	0,000	sim	não



$\Delta \ln \text{Mundo}$ 11 -1,109585 -2,574 -1,942 -1,616 0,242 não não

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa

*Defasagens

Assim, para todas as séries, rejeitou-se a hipótese nula de que elas eram estacionárias e não apresentavam raiz unitária. Dessa forma, não se rejeitou a hipótese de existir uma raiz unitária já que apenas na diferença o valor do teste se mostrou significativo (1% de significância). Assim, para os modelos de vetores auto-regressivos (VAR) as séries foram analisadas em primeira diferença.

A fim de verificar a relação de longo prazo entre as variáveis e, dessa forma, se precaver de considerar correlações espúrias, foram realizados os testes de cointegração entre as variáveis estudadas. Como as séries analisadas mostraram possuir a mesma ordem de integração - todas integradas de ordem 1 - a metodologia proposta por Johansen pôde ser aplicada.

Para tanto, foi estimado um VAR irrestrito para determinar o número de defasagens do modelo de exportações do agronegócio (Tabela 3). Como os critérios apresentados na Tabela 3 - Razão de Verossimilhança (LR), do erro de previsão final (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ) – apontaram números diferentes de lags, optou-se por seguir o critério de Schwarz, com 2 lags, uma vez que a parcimônia nas defasagens deve ser empregada em tais situações. Embora tenham sido considerados os resultados para o número total de 20 defasagens, foram apresentados para melhor síntese, os resultados até a defasagem máxima determinada pelo teste.

Tabela 3. Determinação do número de defasagens do modelo VAR para as exportações do agronegócio para o teste de Johansen

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	438,0807	NA	3,35e-07	-3,558038	-3,500708	-3,534949
1	1837,244	2740,985	3,99e-12	-14,89545	-14,60879	-14,78000
2	1888,297	98,33865	2,99e-12	-15,18276	-14,66679*	-14,97495
3	1920,427	60,83732	2,62e-12	-15,31498	-14,56968	-15,01481
4	1960,056	73,73577	2,16e-12	-15,50866	-14,53404	-15,11613
5	1972,245	22,27873	2,23e-12	-15,47742	-14,27347	-14,99253
6	1984,326	21,68683	2,31e-12	-15,44529	-14,01203	-14,86805
7	2002,206	31,51044	2,28e-12	-15,46071	-13,79812	-14,79111
8	2026,955	42,80247	2,12e-12	-15,53241	-13,64050	-14,77046
9	2040,372	22,76537	2,18e-12	-15,51124	-13,39001	-14,65693
10	2061,929	35,86888	2,09e-12	-15,55679	-13,20624	-14,61012
11	2102,410	66,03188	1,71e-12	-15,75746	-13,17758	-14,71843
12	2170,562	108,9306	1,12e-12	-16,18493	-13,37573	-15,05354
13	2304,747	210,0766	4,29e-13	-17,15366	-14,11514	-15,92991*
14	2322,169	26,70482	4,27e-13	-17,16532	-13,89748	-15,84921
15	2341,630	29,19133	4,19e-13	-17,19369	-13,69652	-15,78522
16	2370,256	42,00050*	3,81e-13*	-17,29718*	-13,57069	-15,79636

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa

Também, foi estimado um VAR irrestrito para determinar o número de defasagens do modelo de exportações dos demais setores. Como os critérios apresentados na Tabela 4 - Razão de Verossimilhança (LR), do erro de previsão final (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ) – apontaram números diferentes de lags, optou-se por seguir o critério de

Schwarz, com 2 lags, seguindo o critério de parcimônia nas defasagens. Assim, este número de defasagens foi utilizado no teste de cointegração.

Tabela 4. Determinação do número de defasagens do modelo VAR para as exportações dos demais setores para o teste de Johansen

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	440,3654	NA	3,29e-07	-3,576765	-3,519435	-3,553676
1	1841,812	2745,457	3,84e-12	-14,93288	-14,64623	-14,81744
2	1898,683	109,5463	2,75e-12	-15,26789	-14,75192*	-15,06008
3	1918,040	36,65284	2,68e-12	-15,29541	-14,55012	-14,99525
4	1940,739	42,23413	2,53e-12	-15,35032	-14,37570	-14,95780
5	1953,732	23,75013	2,60e-12	-15,32568	-14,12173	-14,84079
6	1977,750	43,11450	2,44e-12	-15,39140	-13,95813	-14,81416
7	1989,264	20,29088	2,53e-12	-15,35463	-13,69204	-14,68503
8	2009,915	35,71507	2,44e-12	-15,39274	-13,50083	-14,63079
9	2025,268	26,05044	2,46e-12	-15,38744	-13,26621	-14,53313
10	2051,374	43,43914	2,28e-12	-15,47028	-13,11973	-14,52361
11	2097,206	74,75817	1,79e-12	-15,71480	-13,13493	-14,67577
12	2176,144	126,1709	1,07e-12	-16,23069	-13,42149	-15,09930
13	2304,800	201,4208	4,29e-13*	-17,15410*	-14,11558	-15,93035*
14	2309,809	7,678135	4,73e-13	-17,06401	-13,79616	-15,74790
15	2334,163	36,53078	4,45e-13	-17,13248	-13,63532	-15,72402
16	2352,544	26,96864*	4,41e-13	-17,15200	-13,42551	-15,65118

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa

A hipótese nula analisada pelo teste de Johansen é de que não existe correlação entre as variáveis. Para rejeitar ou não esta hipótese, precisa-se observar o Unrestricted Cointegration Rank Test, também conhecido como estatística do traço (Tabela 5).

Tabela 5. Teste de cointegração Johansen para exportações do agronegócio (traço)

H0	Traço	Estatística do traço	Valor crítico 5%	Prob.**
Nenhum *	0,243172	97,15006	47,85613	0,0000
Pelo menos 1	0,078346	24,43033	29,79707	0,1829
Pelo menos 2	0,010933	3,136564	15,49471	0,9604
Pelo menos 3	0,001024	0,267359	3,841466	0,6051

* Rejeição da hipótese nula a 0,05 de significância

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa

De acordo com a o teste exposto por meio da Tabela 5, a 1%, é rejeitada a H_0 . Dessa forma, não se pode rejeitar a probabilidade de cointegração ou relação de longo prazo entre as séries de valor das exportações do agronegócio, câmbio, preço de *commodities* e renda mundial. O resultado deste teste foi confirmado pelo teste de autovalor máximo (Tabela 6).

Tabela 6. Teste de cointegração Johansen para exportações do agronegócio (autovalor máximo)

H0	Autovalor	Estatística do	Valor crítico	Prob.**
Nenhum *	0,243172	72,71973	27,58434	0,0000
Pelo menos 1	0,078346	21,29376	21,13162	0,0475



Pelo menos 2	0,010933	2,869205	14,26460	0,9551
Pelo menos 3	0,001024	0,267359	3,841466	0,6051

* Rejeição da hipótese nula a 0,05 de significância

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa

Tais resultados sugerem que existe de fato uma relação de longo prazo entre as equações estudadas e pelo menos um termo de erro. Dessa forma, como o número de vetores de cointegração é maior que zero e menor que o número de variáveis, o modelo de Vetor de Correção de Erros (VEC) foi utilizado em vez de do modelo de Vetores Autoregressivos (VAR) para analisar as dinâmicas de curto e longo prazo das variáveis no caso das exportações do agronegócio.

Para o modelo de exportações dos demais setores, os testes não apontaram cointegração (Tabelas 7 e 8), uma vez que os resultados foram não significativos para cointegração (acima de 10%). Neste caso, para este modelo em especial, utilizou-se o modelo de Vetores Autoregressivos (VAR) com equações na diferença.

Tabela 7. Teste de cointegração Johansen para exportações dos demais setores (traço)

H0	Traço	Estatística do traço	Valor crítico 5%	Prob.**
Nenhum*	0,090656	43,88571	47,85613	0,1124
Pelo menos 1	0,058148	19,08252	29,79707	0,4870
Pelo menos 2	0,009962	3,446812	15,49471	0,9430
Pelo menos 3	0,003189	0,833631	3,841466	0,3612

* Rejeição da hipótese nula a 0,05 de significância

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa

Tabela 8. Teste de cointegração Johansen para exportações dos demais setores (autovalor máximo)

H0	Autovalor	Estatística do Autovalor Máximo	Valor crítico 5%	Prob.**
Nenhum *	0,090656	24,80319	27,58434	0,1090
Pelo menos 1	0,058148	15,63571	21,13162	0,2468
Pelo menos 2	0,009962	2,613182	14,26460	0,9691
Pelo menos 3	0,003189	0,833631	3,841466	0,3612

* Rejeição da hipótese nula a 0,05 de significância

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa

3.2 Modelo para o valor das exportações do agronegócio

Inicialmente, vale destacar que, para interpretar corretamente os resultados do modelo de cointegração, é necessário que se invertam os sinais dos coeficientes calculados. Além disso, ao utilizar o VEC é necessário que o modelo seja calculado com p-1 defasagens, ou seja, que a ordem de lags seja diminuída, ficando apenas uma defasagem (2-1).

A equação (3) representa o modelo de longo prazo do valor das exportações do agronegócio.



$$ECT = 1,00AgroExp_{t-1} - 0,048912Cambio_{t-1} - 1,194368Comm_{t-1} - 0,903180 Mundo_{t-1} - 8,84359 \quad (3)$$

Pode-se observar que, tanto a renda mundial como os preços das *commodities* e a taxa de câmbio apresentaram sinal positivo, como era esperado. Aumentos da ordem de 1,0% nos preços das *commodities*, na renda mundial e no câmbio, elevam as exportações em 1,19%, 0,90% e 0,05% respectivamente, *ceteris paribus*.

Esses resultados sugerem que, tanto a renda mundial quanto o preço das *commodities* afetam consideravelmente o valor das exportações do agronegócio. Por outro lado, apesar de apresentar o comportamento esperado pela teoria econômica - em que uma desvalorização no câmbio leva a um aumento nas exportações - ou seja, a variável câmbio apresentar um sinal positivo, seu impacto foi relativamente pequeno.

CASTRO E CAVALCANTI (1998), encontraram o mesmo resultado para a o impacto da renda mundial sobre as exportações no longo prazo (0,9), no entanto, em seus resultados, o câmbio apresentou um impacto maior (0,6).

MONTE (2015), encontrou um valor bastante parecido para o impacto de longo prazo da renda mundial sobre as exportações de estado do Espírito Santo. Um aumento em 1% na renda mundial elevaria as exportações do estado em 0,96%.

Dessa forma, tanto o valor da *commodities* como a renda mundial se mostraram mais relevantes para influenciar o valor das exportações do agronegócio no longo prazo.

Tabela 9. Coeficientes do modelo VEC de longo prazo

Séries	Coeficientes
AgroExp _{t-1}	1,000000
Cambio _{t-1}	-0,048912 (0,12901) [-0,37913]
Comm _{t-1}	-1,194368 (0,24218) [-4,93172]
Mundo _{t-1}	-0,903180 (0,15512) [-5,82256]
C	-8,843591

*desvio padrão ()

** estatística t []

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa

A velocidade para ajuste calculada pelo modelo para as exportações do agronegócio foi de -0,463217, ou seja, uma velocidade considerável de 46,32% (CointEq1, Tabela 10). Assim, os choques não esperados nas exportações são corrigidos rapidamente a uma taxa de 46,32% por período.

Na Tabela 10, podem ser observados os resultados para o modelo de curto prazo do valor das exportações do agronegócio.

Tabela 10. Coeficientes do modelo VEC de curto prazo

	Coeficiente	Desvio padrão	Estatística t	Prob.
C(1)	-0,463217	0,048847	-9,482982	0,0000
C(2)	-0,005471	0,058196	-0,094014	0,9252
C(3)	-0,218732	0,212628	-1,028709	0,3046
C(4)	-0,069625	0,319467	-0,217940	0,8276
C(5)	-2,489923	0,551320	-4,516292	0,0000
C(6)	0,012534	0,007848	1,597031	0,1115

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa

A equação 4 ilustra o VEC completo para o valor das exportações do agronegócio, com os resultados de longo e curto prazo.

$$\Delta \text{AgroExp} = C(1) * (\text{AgroExp}_{t-1} - 0,0489119423633 * \text{Cambio}_{t-1} - 1,19436775986 * \text{Comm}_{t-1} - 0,903180322158 * \text{Mundo}_{t-1} - 8,84359055686) + C(2) * \Delta \text{AgroExp}_{t-1} + C(3) * \Delta \text{Cambio}_{t-1} + C(4) * \Delta \text{Comm}_{t-1} + C(5) * \Delta \text{Mundo}_{t-1} + C(6) \quad (4)$$

Para verificar a significância dos coeficientes estimados foram calculados os valores p (Tabela 10) para a equação 4. Nota-se que C1 é o coeficiente do termo de correção de erro, ETC, e seu valor é negativo, como esperado, e menor que 1 (valores maiores que 1 denotam possível instabilidade no modelo) e estatisticamente significativo a 1%. Assim, a relação de longo prazo entre as variáveis foi confirmada.

Referente às relações de curto prazo, como ocorreu no trabalho de CASTRO E CAVALCANTI (1998), apenas o coeficiente da renda mundial foi significativo (C5). Um aumento de 1% no PIB mundial eleva as exportações de produtos do agronegócio em 2,48% no curto prazo, tudo o mais mantido constante.

Similarmente ao que ocorreu no trabalho desenvolvido por BARROS; BACCHI; BURNQUIST (2002), em que a taxa de câmbio não se mostrou significativa para as exportações de alguns produtos, embora mostrasse sinal positivo, no presente estudo, o coeficiente relacionado aos impactos desta taxa no curto prazo não se mostrou significativo.

Para confirmar este resultado, foi realizado o VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests (Tabela 11), o qual confirmou que, no curto prazo, individualmente, apenas a renda mundial explica o valor das exportações do agronegócio. Ou seja, no curto prazo, não há relação causal entre câmbio e exportações do agronegócio, bem como entre preço das *commodities* e exportações deste setor.

Tabela 11. VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Teste

Variável	Chi-sq	df	Prob.
Δ Cambio	1,058243	1	0,3036
Δ Comm	0,047498	1	0,8275
Δ Mundo	20,39689	1	0,0000
todas	21,19678	3	0,0001

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa

Também, foi realizado o teste de Causalidade de Granger para as variáveis em pares (Tabela 12), cujos resultados mostraram que existem relações de causalidades unidirecionais do câmbio para as exportações do agronegócio; dos preços das *commodities* para as exportações do agronegócio e da renda mundial para o valor das exportações do agronegócio.

Tabela 12. Teste de causalidade de Granger

H ₀	Obs	Estatística F	Prob.
CAMBIO não causa Granger AGROEXP	263	6,61730	0,0107**
AGROEXP não causa Granger CAMBIO		1,92221	0,1668***
COMM não causa Granger AGROEXP	263	42,1967	0,0000*
AGROEXP não causa Granger COMM		2,64992	0,1048***
MUNDO não causa Granger AGROEXP	263	33,8187	0,0000*
AGROEXP não causa Granger MUNDO		0,12424	0,7248***

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa

*1% de significância; **5% de significância; *** não significativo (significância acima de 10%).

Na Figura 1, observam-se as funções de impulso-resposta para as exportações dos produtos do agronegócio frente a choques não esperados nas demais variáveis. Analisando as funções de impulso resposta das exportações do agronegócio frente a choques nas outras variáveis, observa-se que os choques não se dissipam totalmente, mantendo seus impactos mesmo após doze meses.

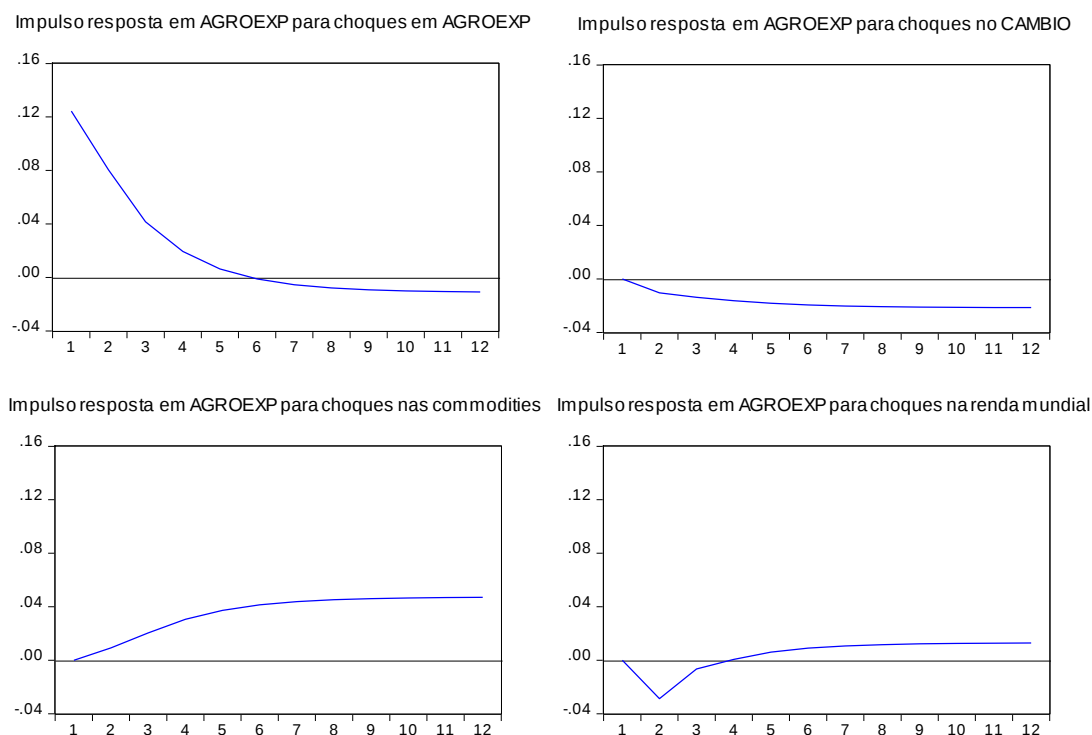


Figura 1. Funções de impulse resposta para o valor das exportações do agronegócio

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa

Cabe destacar, todavia, que os maiores impactos se dão até o quarto mês. Neste sentido, o trabalho publicado por ANAFELOS E MARGARIDO (2006) também demonstrou a persistência dos impactos dos choques sobre as exportações.

Choques não esperados nos preços das *commodities* provocam impulso de resposta positivo até o nono mês, quando as exportações do agronegócio se estabilizam em um novo patamar.

O impulso resposta para choques na renda mundial se mostrou negativo nos primeiros três meses. A partir deste período inicial essa tendência se reverteu e, a partir do oitavo mês, as exportações do agronegócio se estabilizaram em um patamar superior.

A função impulso resposta para a taxa de câmbio não se comportou como o esperado pela teoria econômica. Aumentos nesta taxa, de acordo com a teoria, deveriam estimular às exportações, apresentando, portanto, impacto positivo. No entanto, a função de impulso mostrou um efeito negativo sobre as exportações no período analisado. Apesar deste resultado, o efeito da taxa de câmbio explicou pouco a dinâmica das exportações do agronegócio, as quais foram mais explicadas pela na renda mundial e pelos preços das *commodities*.

A decomposição da variância do erro de previsão para as exportações do agronegócio encontra-se na Tabela 13. A partir de sua análise, pode-se perceber que os erros de previsão são, em grande parte, gerados por movimentos na própria variável, ou seja, são consideravelmente endógenos.

Tabela 13. Decomposição da variância do erro de previsão para as exportações do agronegócio

Período	S.E.	AgroExp	Cambio	Comm	Mundo
1	0,124398	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000
2	0,151571	95,55624	0,473536	0,372341	3,597887
3	0,159230	93,42232	1,180486	1,968283	3,428915
4	0,164131	89,33092	2,105256	5,335089	3,228733
5	0,169513	83,88814	3,122697	9,833610	3,155549
6	0,175801	77,99911	4,125369	14,68054	3,194980
7	0,182702	72,30681	5,049427	19,34296	3,300808
8	0,189891	67,11021	5,872218	23,58438	3,433189
9	0,197143	62,48938	6,594008	27,34654	3,570067
10	0,204325	58,42100	7,224739	30,65345	3,700802
11	0,211372	54,84409	7,776910	33,55777	3,821235
12	0,218253	51,69054	8,262523	36,11656	3,930374

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa

Após seis períodos, os impactos no câmbio e nos preços das *commodities* se mostraram mais relevantes. Passado um ano, os preços das *commodities* explicaram mais de 35% da variância do erro de previsão e a taxa de câmbio explicaram cerca de 8% desta variância.

A renda mundial, por sua vez, apresentou ser responsável por cerca de 3% dos erros de variância logo no segundo mês. Contudo, sua importância para a explicação se manteve praticamente neste patamar, terminando o primeiro ano em 3,7%.

3.3 Modelo para o valor das exportações dos demais setores

Para o valor das exportações dos demais setores, como o teste de cointegração não detectou cointegração entre as variáveis, utilizou-se o modelo VAR e analisaram-se apenas os resultados de curto prazo expostos na Tabela 14.

Além disso, como as séries foram detectadas como não estacionárias, o modelo VAR considerou as mesmas na primeira diferença, daí a representação das séries com a letra grega delta (Δ).

Tabela 14. Coeficientes do modelo VAR para o valor das exportações dos demais setores

	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Prob.
C(1)	-0,553954	0,065454	-8,463276	0,0000
C(2)	-0,171933	0,066837	-2,572435	0,0107

C(3)	-0,429789	0,213545	-2,012639	0,0452
C(4)	-0,153811	0,212260	-0,724636	0,4693
C(5)	-0,104575	0,300464	-0,348045	0,7281
C(6)	0,535487	0,301703	1,774883	0,0771
C(7)	-1,871263	0,539847	-3,466284	0,0006
C(8)	1,563688	0,549048	2,847998	0,0048
C(9)	0,009157	0,007739	1,183268	0,2378

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa

A equação 5 é a representação do comportamento do valor das exportações dos demais setores.

$$\Delta NaExp = C(1)* \Delta NaExp_{t-1} + C(2)* \Delta NaExp_{t-2} + C(3)* \Delta Cambio_{t-1} + C(4)* \Delta Cambio_{t-2} + C(5)* \Delta Comm_{t-1} + C(6)* \Delta Comm_{t-2} + C(7)* \Delta Mundo_{t-1} + C(8)* \Delta Mundo_{t-2} + C(9) \quad (5)$$

Com relação as variáveis do VAR estimado, os coeficientes das séries $cambio_{t-2}$, $comm_{t-1}$, e da constante não se mostraram significativos. Os demais coeficientes se mostraram significativos a pelo menos 10% de significância, sendo que os coeficientes relacionados às séries $NaExp_{t-1}$, $Mundo_{t-1}$, $Mundo_{t-2}$ se mostraram significativos a 1%; os coeficientes relacionados às séries $NaExp_{t-2}$ e $Cambio_{t-1}$ se mostraram significativos a 5% e o coeficiente relativo à série $Comm_{t-2}$ se mostrou significativo ao nível de 10%.

O valor das exportações dos demais setores no passado (tanto em t-1 como em t-2) mostraram ter um impacto negativo sobre as exportações dos demais setores no curto prazo.

A renda mundial, mostrou ter um impacto imediato negativo, porém, passou a ter impacto positivo já no segundo período, quando um aumento em 10% na renda mundial leva a um incremento de 15,8% nas exportações dos bens dos demais setores. Este comportamento se repetiu para os preços das *commodities*, as quais tiveram um impacto imediato negativo de 0,10% e um impacto no período posterior positivo de 0,53%.

Relacionado ao câmbio, apenas o coeficiente do período t-1 (C3) se mostrou significativo. No entanto, seu valor foi negativo, contrário ao esperado à teoria econômica. Todavia, isto reflete o comportamento que se observou no período, em que ocorreu aumento nas exportações mesmo em períodos de apreciação da taxa de câmbio, como ilustra a Figura 2.

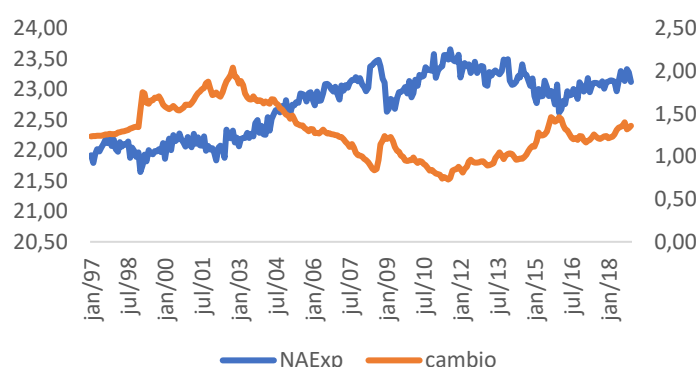


Figura 2. Exportações dos demais setores e taxa de câmbio

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa

Esse resultado também foi encontrado por outros autores. MARIANO e VASCONCELOS (2014), quando estudaram as exportações do Ceará encontraram elasticidades câmbio de sinais contrários ao esperado pela teoria. DUARTE e HIDALGO (2017), encontraram uma relação -0,040 entre a taxa de câmbio real e as exportações do estado da Bahia. BRAGA e OLIVEIRA (2018), ao analisarem as exportações brasileiras de soja, também encontraram sinal negativo para a taxa de câmbio.

As funções de impulso resposta (Figura 3) das exportações dos demais setores frente a choques não antecipados nas variáveis mostram a evidência que, em geral, após decorridos 4 a 6 meses, os efeitos dos choques se dissipam.

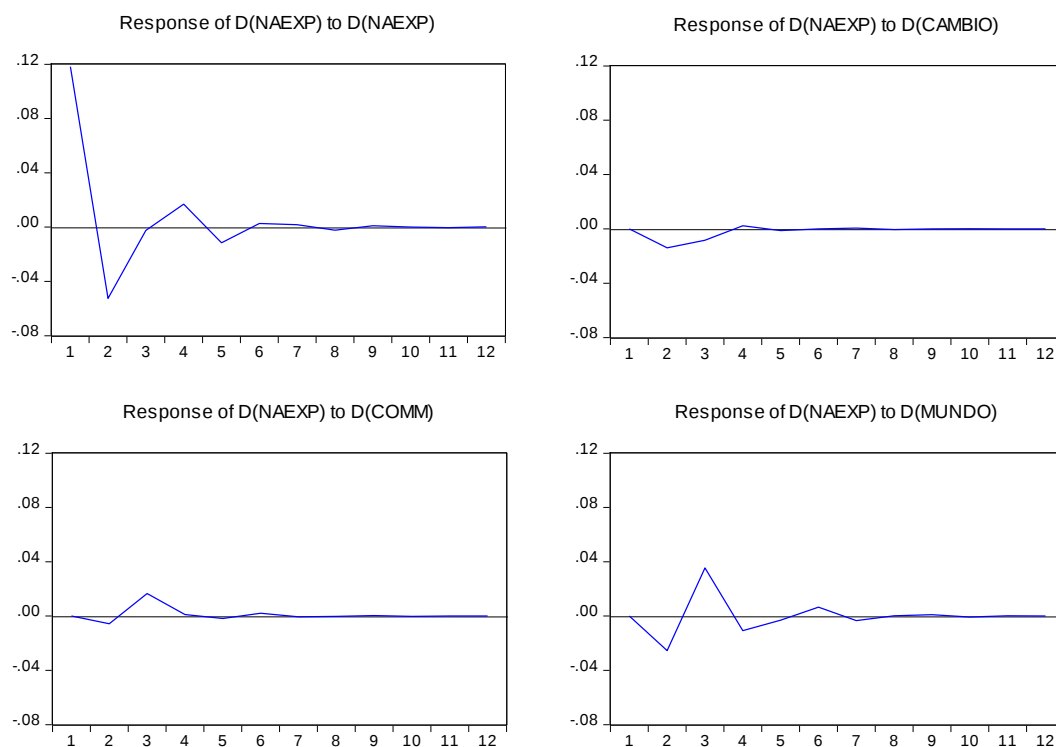


Figura 3. Funções de impulso resposta dos valores das exportações dos demais setores frente a choques não esperados nas demais variáveis

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa

No curto prazo as respostas das exportações dos demais setores à choques no câmbio se mostram negativas até o quarto período, apresentando queda até o segundo período e recuperação entre o segundo e quarto período.

Com relação aos impulsos respostas das exportações dos demais setores frente a choques não antecipados nos preços das *commodities* observa-se uma pequena queda no período um seguida de elevação nos períodos dois e três.

Já a resposta das exportações a choques não esperados na renda mundial, se mostrou negativa nos primeiros períodos, porém com recuperação a partir do terceiro período e com uma redução no período posterior. Percebe-se, no caso, uma alternância de respostas até a estabilidade.

A decomposição do erro de variância para as previsões mostrou que as exportações dos demais setores são bastante endógenas, como pode ser observado na Tabela 15. Mesmo após 1 ano, 86% de sua variância foi explicada por choques na própria variável.

A renda mundial se mostrou como a segunda variável mais importante, explicando cerca de 10% da variância do erro a partir do terceiro mês. Este resultado também foi encontrado



por DA SILVA et al (2019), que evidenciaram que a renda mundial foi a principal variável que explicou o erro de variância para as exportações do setor agropecuário brasileiro.

Como esperado, os preços das *commodities* influenciam pouco o erro de variância das exportações dos demais setores, uma vez que sua influência se dá diretamente apenas nas exportações do agronegócio. Para as exportações dos demais setores esta influência se dá indiretamente, dada a transferência de renda do agronegócio para os demais setores da economia.

Finalmente, a taxa de câmbio, explicou pouco a variância do erro de previsão, permanecendo na casa de 1%.

Tabela 15. Decomposição do erro de variância para as previsões dos demais setores

Período	S.E.	$\Delta NaExp$	$\Delta Cambio$	$\Delta Comm$	$\Delta Mundo$
1	0,118290	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000
2	0,132801	95,02859	1,092518	0,183075	3,695822
3	0,138720	87,12281	1,362709	1,593921	9,920564
4	0,140193	86,76780	1,360298	1,566633	10,30526
5	0,140718	86,79546	1,358604	1,572554	10,27338
6	0,140913	86,59094	1,354857	1,590132	10,46407
7	0,140965	86,54287	1,355563	1,590807	10,51076
8	0,140984	86,54515	1,356062	1,590567	10,50822
9	0,140991	86,54186	1,355941	1,590960	10,51124
10	0,140993	86,53923	1,355933	1,591096	10,51374
11	0,140994	86,53904	1,355949	1,591083	10,51392
12	0,140994	86,53905	1,355949	1,591089	10,51392

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa

4. Conclusões

Este estudo englobou a análise de dados da exportação de todos os produtos do balanço comercial, bem como do país como um todo, para um período de mais de 20 anos. Com isso, observou-se que, de uma forma geral, a taxa de câmbio não mostrou a importância que se esperava para a explicação das exportações. Contudo, as demais variáveis incorporadas aos modelos propostos, ou seja, os preços das *commodities* e a renda mundial demonstraram ter impactos relevantes sobre o valor das exportações.

Em especial, para o agronegócio, a renda mundial se mostrou importante, confirmando os resultados de outros trabalhos realizados. No curto prazo, um aumento em 2% no PIB mundial impacta as exportações brasileiras do agronegócio em cerca de 5%. Já no longo prazo, essa elasticidade é menor, embora se mantenha positiva, sendo que, um aumento em 2% no PIB mundial acarretaria um aumento nas exportações na ordem de 1,8%.

Em relação às exportações do agronegócio, os preços das *commodities*, para o curto prazo, apresentaram uma elasticidade pequena (0,069), porém o coeficiente não foi estatisticamente significativo. Entretanto, para o longo prazo, este coeficiente se mostrou significativo e elástico, uma vez que um aumento na ordem de 10% nos preços das *commodities* promoveu um incremento de aproximadamente 11,9% nas exportações do agronegócio.

Para as exportações dos demais setores, o câmbio só foi significativo para o período t-1, porém, apresentou sinal negativo, contrariando às expectativas baseadas na teoria econômica. Todavia, esse resultado foi coerente com os comportamentos das séries no período e corroborou outros trabalhos da literatura, os quais encontraram resultados semelhantes.



A renda mundial apresentou impacto sobre as exportações dos demais setores, apesar de, inicialmente, ser negativo, se ajustou para o período seguinte, tornando-se positivo e elástico, sendo que um aumento de 2% na renda mundial, após dois períodos, aumenta as exportações em cerca de 3%.

Observando as funções impulso resposta, observou-se que os efeitos dos choques nas demais variáveis se apresentam mais fortemente até o quarto mês, sendo que, para as exportações dos demais setores, os efeitos dos choques são dissipados, mas, para as exportações do agronegócio, os efeitos permanecem mesmo após doze meses.

Após 12 meses, 48,3% das variâncias dos erros, no caso dos produtos agrícolas, foram explicadas pelo câmbio, preços das *commodities* e renda mundial combinados. Como esperado, o preço das *commodities* apresentou um impacto importante, explicando cerca de 36% dos erros em um ano. Já a taxa de câmbio, após um ano, explicou cerca de 8,3% da variância dos erros de previsão.

As exportações dos demais setores, por outro lado, se mostraram muito mais endógenas. Após 12 meses, cerca de 86% dos erros de variância ainda eram explicados por choques nas próprias exportações. A taxa de câmbio explicou pouco dos erros de variância, sendo que foi responsável por, no máximo, 1,36% destes erros no terceiro e quarto mês após o choque. Como esperado, os preços das *commodities*, por apresentarem um impacto indireto, via transferência de renda, afetaram pouco os erros de previsão para os demais setores (cerca de 1,59% a partir do terceiro mês). Finalmente, a renda mundial se mostrou como a variável mais importante para explicar os erros de previsão, passando a explicar mais de 10% dos mesmos já a partir do terceiro mês.

Os impactos da taxa de câmbio sobre as exportações, tanto do agronegócio como dos demais setores da economia, não se mostraram tão relevantes como era esperado. Tal fato leva a crer que outros fatores, dificilmente controlados em modelos econométricos, têm um maior poder para determinar ou influenciar as exportações do que o câmbio propriamente dito.

Dentre esses outros fatores pode-se listar a presença e condições da infraestrutura de logística, sem a qual, mesmo com taxas de câmbio favoráveis dificulta-se muito, quando não se inviabiliza, os processos de exportações. Não foi raro, no período analisado, ocorrerem filas de caminhões nos portos, dada a falta de infraestrutura adequada para o escoamento das exportações.

Outro aspecto a ser considerado é a participação em acordos comerciais e o posicionamento estratégico internacional, relacionado às políticas comerciais, assumido pelo país no período.

Sugere-se, como possibilidade de futuros trabalhos, a realização de novas análises, que poderão considerar o recente período, o qual foi marcado tanto pela transição política interna quanto pela pandemia de COVID-19, a qual impactou os resultados da economia mundial.

Referências

ALCOFORADO. FILHO, J. A. F. **Globalização**. São Paulo: Editora Nobel, 1997.

ANEFALOS, Lilian Cristina et al. **Modelos de séries temporais aplicados ao setor de exportação brasileira de flores de corte**. In: XLIV Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural (SOBER). Fortaleza. 2006.



BACCHI, Mirian Rumenos Piedade et al. **Formação de preços no setor sucroalcooleiro da região Centro-Sul do Brasil: relação com o mercado de combustível fóssil.** XXXIII Encontro Nacional de Economia, 2005.

BARROS, Geraldo Sant'Ana de Camargo; BACCHI, Mirian Rumenos Piedade; BURNQUIST, Heloisa Lee. **Estimação de equações de ofertas de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000).** 2002.

BESSLER, David A. **Relative prices and money: a vector autoregression on Brazilian data.** American Journal of Agricultural Economics, v. 66, n. 1, p. 25-30, 1984. Disponível em: <[http://links.jstor.org/sici?sici=0002-9092\(198402\)66%3A1%3C25%3ARPAMAV%3E2.0.CO%3B2-A](http://links.jstor.org/sici?sici=0002-9092(198402)66%3A1%3C25%3ARPAMAV%3E2.0.CO%3B2-A)>. Acesso em: 21 jan. 2018.

BRAGA, Francisco Laercio Pereira; OLIVEIRA, Ana Claudia Sampaio 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, p. 663-680, 2018.

BRANDAO, Antoniob Salazar. **Macroeconomics and agriculture in Brazil: results from vector autoregression.** International Conference Of Agricultural Economists, 1985, Malage. Aldershot, Gower Publishing Company Limited Brookfield, 1985. p. 317-321.

CARRARA, Aniela Fagundes. **Choques de oferta e política monetária na economia brasileira: Uma análise do impacto dos preços das commodities na inflação entre 2002 e 2014.** 2016. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2016. Disponível em: <<https://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-10052016-184543/en.php>>. Acesso em: 2018-11-14.

CASTRO, Alexandre Samy de; CAVALCANTI, Marco Antônio Freitas de Hollanda. **Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil-1955/95.** Texto para Discussão IPEA, n. 469, 1997.

CHAMBERS, Robert G. **Agricultural and financial market interdependence in the short run.** American Journal of Agricultural Economics, v. 66, n. 1, p. 12-24, 1984.

COOLEY, Theodore G.; LEROY, Stephen F. **A theoretical macroeconomics: a critique.** Journal of Monetary Economics. Washington, v. 49, n.1, p. 283-308, 1985.

COMEXSTAT. Base de dados do Ministério do Desenvolvimento da Indústria e Comércio (MDIC). Disponível em: <http://comexstat.mdic.gov.br/pt/home>. Acesso em: jan 2019.

CEPEA. **Exportações do agronegócio brasileiro atingem mais um recorde no semestre.** Índices exportação do agronegócio. 1º semestre de 2022. Disponível em: <[https://www.cepea.esalq.usp.br/upload/kceditor/files/Cepea_Export_1_sem_2022\(1\).pdf](https://www.cepea.esalq.usp.br/upload/kceditor/files/Cepea_Export_1_sem_2022(1).pdf)> Acesso em: 01 abr. 2023



DA SILVA, Carlos Alberto Gonçalves; DA ROCHA FERREIRA, Léo; TURRA, Salatiel. **Efeitos do câmbio e da renda mundial nas exportações agropecuárias brasileiras: uma aplicação do modelo de correção de erros.** 2019.

DUARTE, Leandro Batista; HIDALGO, Álvaro Barrantes. **O efeito da taxa de câmbio e da renda mundial nas exportações do Estado da Bahia.** Reflexões Econômicas, v. 3, n. 1, p. 1-20, 2017.

ENDERS, Walter. **RATS Handbook for Ecomometric Time Series.** John Wiley & Sons, Inc., 1996.

EViews. S&P Global. 9.0

GREENE (2002). **Econometrics analysis.** Pretence Hall, 5th edition, New Jersey.

GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. **Econometria básica.** 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011. 1 recurso online. ISBN 9788580550511. Disponível em: <<https://integrada.minhabiblioteca.com.br/books/9788580550511>>. Acesso em: 14 nov. 2018. INTERNATIONAL MONETARY FUND. Base de dados do IMF. Disponível em: <<https://www.imf.org/external/index.htm>>. Acesso em 20 fev. 2019.

IPEADATA. Base de dados do IPEADATA. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>> Acesso em 20 fev. 2019.

MAPA. Ministério da Agricultura, Pecuária e do Abastecimento. AGROSTAT - Estatísticas de Comércio Exterior do Agronegócio Brasileiro. **Tabela de agrupamentos.** 2019. Disponível em: <<http://indicadores.agricultura.gov.br/agrostat/index.htm>> Acesso em: 20 jun. 2019.

MARIANO, Francisca Zilania.; VASCONCELOS, Dandara Nogueira. **Exportação, Taxa de Câmbio e Renda Mundial: Uma Análise Econométrica para os Principais Municípios Exportadores do Ceará, 2005 a 2013.** IPECE. 2014. Disponível em: <http://www2.ipece.ce.gov.br/encontro/2014/trabalhos/EXPORTACAO_TAXA_DE_CAMBIO_E_RENDA_MUNDIAL.pdf> Acesso em: 19 jun. 2019.

ORDEN, David. **Agriculture, trade and macroeconomics: the U.S. case.** Journal of Policy Modeling, Chicago, v. 8, n. 1, 1986.

RATS. **Regression Analysis of Time Series.** Estima, Inc. Evanston, IL. 4.0.

SARTORIS, Alexandre. **Estatística e introdução à econometria.** 2. ed. São Paulo: Saraiva, 2013. 1 recurso online. ISBN 9788502199835. Disponível em: <<https://integrada.minhabiblioteca.com.br/books/9788502199835>>. Acesso em: 14 nov. 2017.

SILVA JÚNIOR, A.R. **Globalization and national state: some considerations.** Economia & Pesquisa, Araçatuba, v.3, n.3, p.8-21 mar. 2001.

SILVA, Gabriel Bertolino da; MAGALHÃES, Milena; CARRARA, Aniela Fagundes. **A relação comercial brasil - união europeia: uma análise da exportação da carne bovina brasileira entre 2008 e 2021.** Anais do 60º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,



Administração e Sociologia Rural (SOBER). Anais. Natal (RN) UFRN, 2022. Disponível em: <<https://www.even3.com.br/anais/sober2022/485252-A-RELACAO-COMERCIAL-BRASIL--UNIAO-EUROPEIA--UMA-ANALISE-DA-EXPORTACAO-DA-CARNE-BOVINA-BRASILEIRA-ENTRE-2008-E-20>>. Acesso em: 02 abr. 2023

U.S. BUREAU OF LABOR STATISTICS LATEST NUMBERS. Disponível em <<https://www.bls.gov/>>. Acesso em: 20 jan. 2019

THE WORLD BANK. WDI. Disponível em <<https://databank.worldbank.org/home.aspx>>. Acesso em: 20 jan. 2019

VARTANIAN, Thomas P. **Secondary data analysis**. Oxford University Press, 2010.

ZINI JÚNIOR, Alvaro Antônio. **Taxa de cambio e politica cambial no Brasil**. Sao Paulo: Fipe.1991