



UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DE PERNAMBUCO
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO E DESENVOLVIMENTO RURAL

**EXPORTAÇÕES DE MILHO DO BRASIL:
O papel da taxa de câmbio**

MARIA CECILIA FURTUNATO DE LIMA FLORÊNCIO

RECIFE
OUT/2020



UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DE PERNAMBUCO
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO E DESENVOLVIMENTO RURAL

EXPORTAÇÕES DE MILHO DO BRASIL:
O papel da taxa de câmbio

MARIA CECILIA FURTUNATO DE LIMA FLORÊNCIO

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Administração e Desenvolvimento Rural como exigência parcial à obtenção do título de Mestre em Administração.

Orientador:
Prof. André de Souza Melo, DSc

RECIFE
OUT/2020

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal Rural de Pernambuco
Sistema Integrado de Bibliotecas
Gerada automaticamente, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

- F632e Florêncio, Maria Cecília Furtunato de Lima
EXPORTAÇÕES DE MILHO DO BRASIL:: O papel da taxa de câmbio / Maria Cecília Furtunato de Lima
Florêncio. - 2020.
56 f. : il.
- Orientador: Andre de Souza Melo.
Inclui referências e anexo(s).
- Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal Rural de Pernambuco, Programa de Pós-Graduação em
Administração e Desenvolvimento Rural, Recife, 2020.
1. Preço. 2. Quantidade Exportada. 3. Taxa de Câmbio. 4. Vetores Autorregressivos. I. Melo, Andre de
Souza, orient. II. Título

CDD 338.1

UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DE PERNAMBUCO

PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO

PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO E DESENVOLVIMENTO RURAL

PARECER DA COMISSÃO EXAMINADORA DE DEFESA DE
DISSERTAÇÃO DE MESTRADO ACADÊMICO DE

MARIA CECILIA FURTUNATO DE LIMA FLORÊNCIO

EXPORTAÇÕES DE MILHO DO BRASIL: O PAPEL DA TAXA DE CÂMBIO

A comissão examinadora, composta pelos professores abaixo, sob a presidência do primeiro, considera o candidato **MARIA CECILIA FURTUNATO DE LIMA FLORÊNCIO**.

Orientador:

Prof. André de Souza Melo, DSc
Universidade Federal Rural de Pernambuco

Banca Examinadora:

Prof(a). Luiz Arreguy Maia, DSc
Universidade Federal Rural de Pernambuco

Prof(a). Amanda Aires Vieira, DSc
Faculdade Boa Viagem

DEDICATÓRIA

Tudo começa lá nos Rocha Cavalcanti e seu verdadeiro exemplo de família para mim. Depois, compreendi o sentido de parceria e amizade, até hoje, com os Rodrigues de Albuquerque. Os Lôbo Diletieri me mostraram um mundo além dos muros da minha casa. As Cunha Galvão me tiraram de vez da bolha e revelaram-me o mundo nada perfeito. Com os Romana passei a valorizar as raízes, ter pé no chão e aprendi a separar o joio do trigo. Já com os Ribeiro Pessoa de Escobar conheci os diferentes mundos de uma sociedade. Nas Valadares encontrei o poder das mulheres. Com os Barreto Monteiro dos Santos aprendi a importância do conhecimento e da academia. E com os Freitas de Melo entendi que, às vezes, as coisas estão acima da sua alçada, aceite, aprenda e evolua. Os Alves de Azevedo me ensinaram o amor maior. Os Furtunato, que não importa o cordão umbilical, laço é laço. E dos Florêncio veio, com sua principal representante, minha maior inspiração, meu exemplo de força, persistência, trabalho diário e foco nos objetivos sempre. Mas o encontro mais revelador durante essa jornada não tem sobrenome e é Dele que vem uma sensação inquieta, que abriga em mim, como uma força motriz, que não me deixa parar, me dá coragem e esperança, pois “estás no céu, na terra aonde for e em tudo que me acontece encontro o teu amor.” Para todos eles e aos que porventura não foram mencionados, mas que fazem parte do meu eu, dedico este trabalho.

“Seja a mudança que você quer ver no mundo.”

Mahatma Gandhi

RESUMO

Compreender o papel da taxa de câmbio na determinação dos preços e da quantidade exportada do milho brasileiro é o objetivo deste trabalho. O estudo justifica-se pela grande importância socioeconômica da cultura do milho para o país em análise e por ser um elemento indispensável da cadeia alimentar mundial, hoje, principalmente através de rações e processamento industrial. O modelo econométrico de vetores autorregressivos (VAR) de séries temporais e testes de causalidade de Granger são aplicados a dados observacionais mensais, no período que vai de janeiro de 2009 à dezembro de 2019, procedendo a uma investigação da relação entre a taxa de câmbio, o preço recebido pelos produtores no Brasil e a quantidade exportada de milho. Os resultados das análises demonstraram que a Taxa de Câmbio afeta positivamente o Preço e a Quantidade Exportada, tornando as exportações do milho brasileiro mais competitivas no mercado externo e conseqüentemente desabastecendo o mercado interno. No entanto, apresenta baixo poder de explicação das variáveis com percentuais correspondentes a 7,20% e 2,13%, respectivamente, porque seus maiores determinantes são aspectos inerentes ao mercado do milho.

Palavras-chave: Milho; Taxa de Câmbio; Preço; Quantidade Exportada; Vetores autorregressivos.

ABSTRACT

Understanding the role of the exchange rate in determining the prices and quantity of Brazilian corn exported is the objective of this work. The study is justified by the great socioeconomic importance of the corn crop for the country under analysis and by being an indispensable element of the world food chain, today, mainly through feed and industrial processing. The econometric model of autoregressive vectors (VAR) of time series and Granger causality tests are applied to monthly observational data, from January 2009 to December 2019, proceeding to an investigation of the relationship between the exchange rate, the price received by producers in Brazil and the quantity of corn exported. The results of the analysis showed that the Exchange Rate positively affects the Price and Quantity Exported, making Brazilian corn exports more competitive in the foreign market and consequently depleting the domestic market. However, it has low explanatory power for variables with percentages corresponding to 7.20% and 2.13%, respectively, because its major determinants are aspects inherent to the corn market.

Keywords: Corn; Exchange rate; Price; Exported Quantity; Auto-regressive vectors.

SUMÁRIO

1. <i>INTRODUÇÃO</i>	9
1.1. Objetivos do Trabalho	17
2. <i>REVISÃO DE LITERATURA</i>	19
3. <i>MATERIAIS E MÉTODOS</i>	25
3.1. Teste de Causalidade de Granger	29
3.2. Função Impulso Resposta e Decomposição de Variância	30
3.3. Fonte dos dados e variáveis utilizadas	31
4. <i>ANÁLISE DE RESULTADOS</i>	33
4.1. Teste de estacionariedade das séries	33
4.2. Teste de Causalidade de Granger	36
4.3. Teste do modelo dos vetores autorregressivos	38
4.3.1. Análise das funções de impulso resposta	39
4.3.2. Análise das decomposições de Variância	40
5. <i>CONSIDERAÇÕES FINAIS</i>	42
 <i>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS</i>	 44
 ANEXOS	 48

1. INTRODUÇÃO

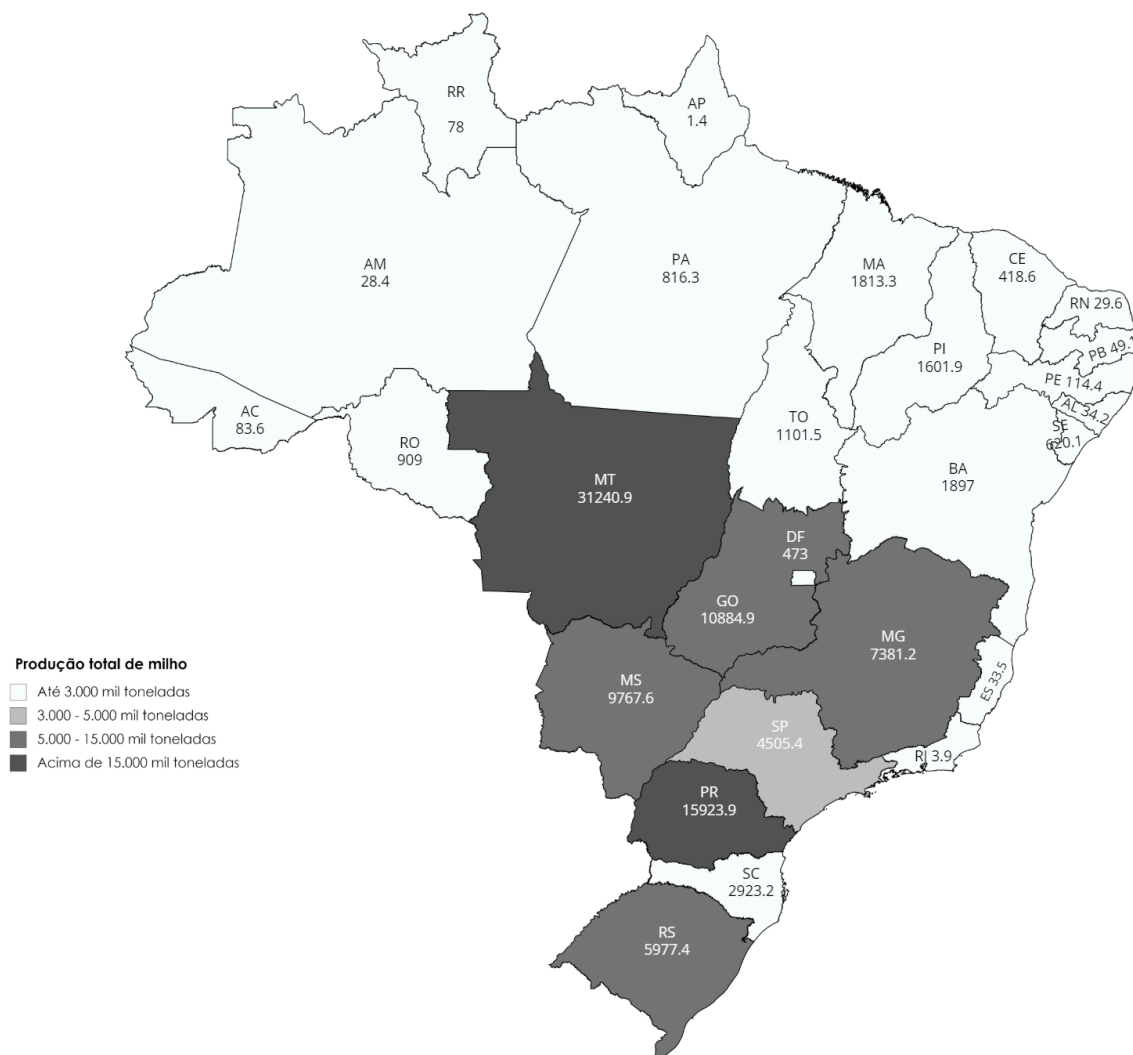
O milho participa da história alimentar mundial há muitos anos. No México foram encontrados os primeiros registros de seu cultivo, em ilhas próximas ao litoral, que logo se espalharam por todo o país. Uma vez difundido no México, o grão foi disseminado em países da América Central, por conta do clima propício para seu plantio, como o Panamá, assim como pela América do Sul, mais precisamente no sul do Peru, onde foi encontrado grânulos de milho a cerca de quatro mil anos, o que revela que o alimento já era cultivado nessa região por séculos (FREITAS, 2013).

No Brasil o milho já fazia parte da culinária indígena antes mesmo da chegada dos portugueses, mas foi a partir da colonização que o consumo do cereal no país aumentou consideravelmente e passou a integrar o hábito alimentar da população. No período Brasil-Colônia, os escravos africanos tinham no milho, além da mandioca, um de seus principais alimentos (FUNDAJ, 2008).

Vários produtos podem ser obtidos do milho-verde recém-colhido, mas é o milho seco, entretanto, que se constituiu em matéria-prima de maior importância histórica, pois, conforme explica Basso (2012), ao mesmo tempo em que o milho tem importância fundamental como fonte alimentar dos homens desde os tempos de colônia, ele também serve para alimentar os animais. O consumo do milho, nos últimos quinze anos, acontece principalmente de rações e processamento industrial, onde cerca de 70% da produção mundial de milho é destinada à alimentação animal, podendo este percentual chegar a 85%, em países desenvolvidos. Em termos gerais, apenas 15% de toda a produção mundial destina-se ao consumo humano de forma direta (ABIMILHO, 2018).

O Brasil é, atualmente, o terceiro maior produtor de milho do mundo com quase 100 mil toneladas (98.710,6t) produzidas na safra 2018/2019. Os estados do Mato Grosso, Paraná, Goiás, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Rio Grande do Sul e São Paulo estão à frente dessa produção, nesta ordem respectivamente (CONAB, 2020).

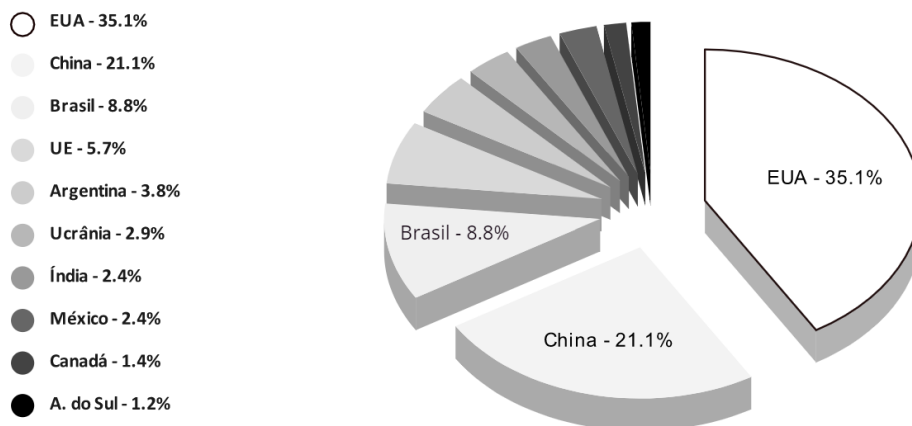
Figura 1 - Mapa da produção total de Milho na safra 2018/2019



Elaborado pelo autor (Fonte: Conab 2020)

A China, na segunda posição, foi responsável por 254 mil toneladas de acordo com estimativa do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos da América - (USDA, 2019). Já os Estados Unidos lideram a produção com 347 mil toneladas, tornando-se esta a principal área de produção de milho mundial.

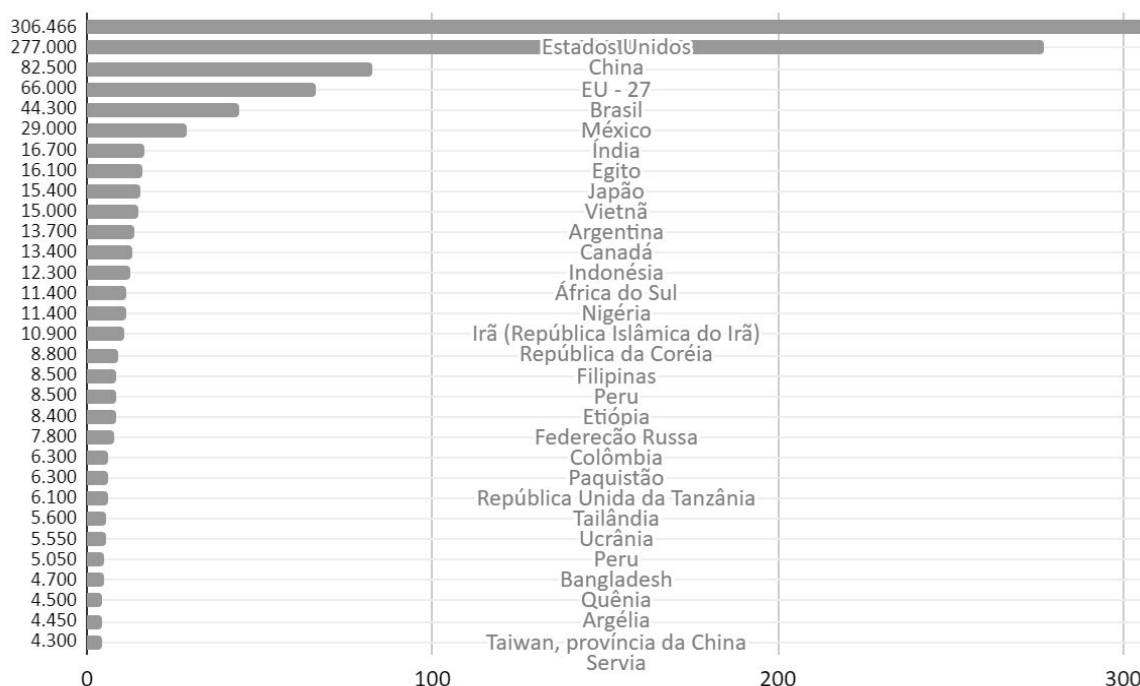
Gráfico 1 - Participação dos países na produção de milho na safra 2018/2019



Elaborado pelo autor - Fonte: USDA (2019)

Os Estados Unidos e a China além de serem os principais produtores de milho, juntos formam os maiores mercados consumidores, seguidos pela União Europeia (EU-27), Brasil, México e outros países (USDA, 2019), ou seja, os grandes consumidores mundiais são também grandes produtores do cereal.

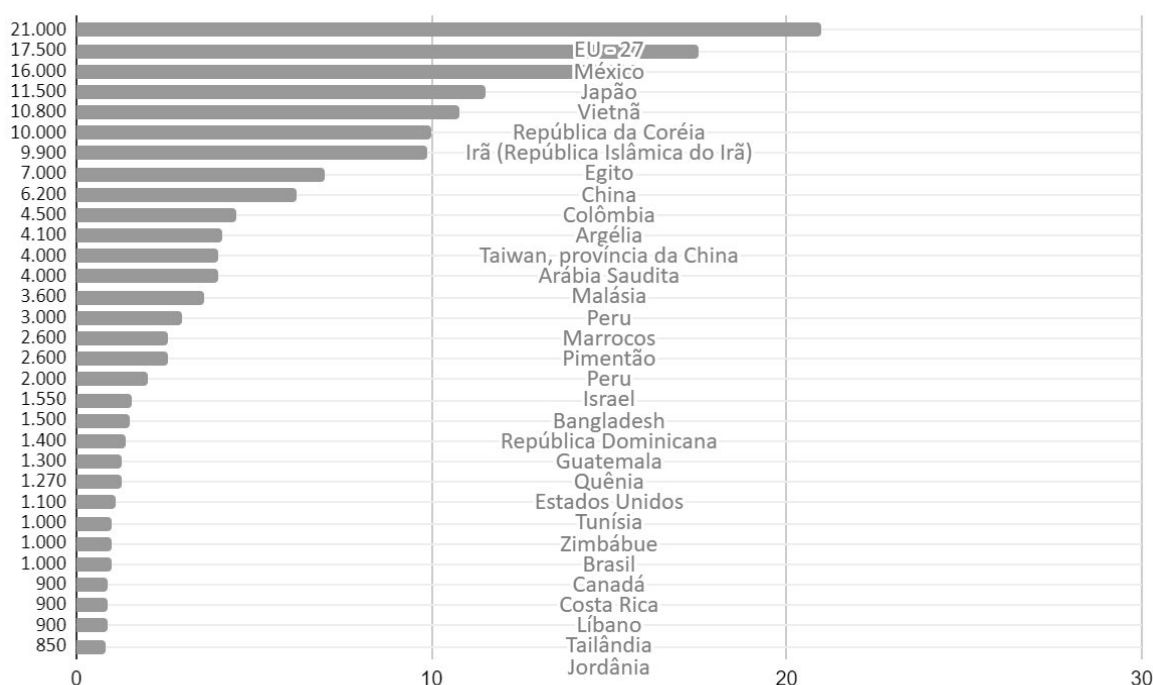
Gráfico 2 - Consumo doméstico de milho por país em toneladas (t)



Elaborado pelo autor - Fonte: USDA (2019)

No mercado de importação do milho é possível observar a União Europeia, o México e o Japão como os principais importadores, além da China que também é um importador característico entre outros países (USDA, 2019).

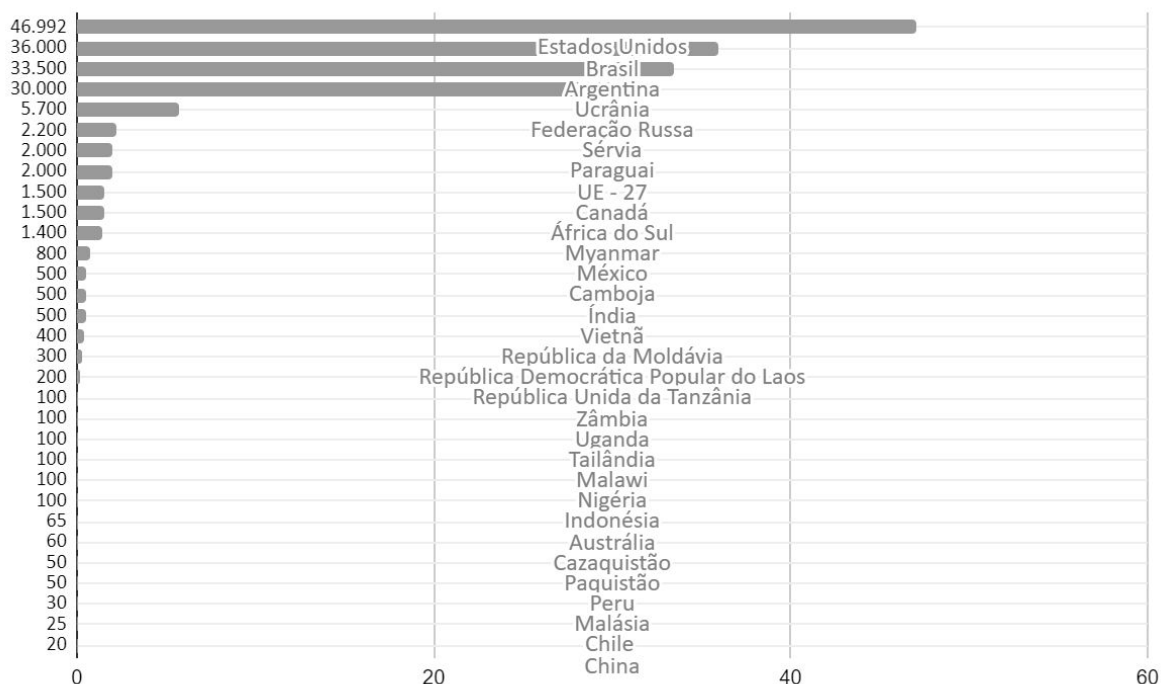
Gráfico 3 - Importação de milho por país em toneladas (t)



Elaborado pelo autor - Fonte: USDA (2019)

Já o mercado de exportação de milho é praticamente dominado por quatro países: EUA, Brasil, Argentina e Ucrânia. Juntos, esses países representaram 87% das exportações mundiais na safra 2018/2019. Os dois primeiros se caracterizam por serem grandes produtores e também consumirem boa parte do que produzem. Já a Argentina e a Ucrânia destinam mais de 60% da sua produção para o mercado externo, demonstrando assim grande dependência das exportações para escoarem seu milho (USDA, 2019).

Gráfico 4 - Exportação de milho por país em toneladas (t)



Elaborado pelo autor - Fonte: USDA (2019)

Atualmente o milho (36,3%), o trigo (26,3%), o arroz (16,9%) e a soja (12,2%) são os quatro principais cereais produzidos no mundo e representam cerca de 91% de toda a safra 2017/18, o que dá o título ao milho do cereal mais produzido no planeta (USDA, 2019) e o impacto das exportações de milho do Brasil no mercado internacional é muito relevante diante dos números apresentados.

Os grãos de milho são *commodities* agrícolas, produtos que funcionam como matéria-prima, produzidos em escala e que podem ser estocados sem perda de qualidade de exportação, além de, mercadorias que têm no dólar a base de formação dos seus preços. Com isso, o papel da taxa de câmbio na determinação dos preços agrícolas ao expressar a quantidade de moeda estrangeira equivalente a uma unidade de moeda nacional, ou seja, o preço de uma unidade de moeda nacional em unidades (ou frações) de moeda estrangeira, é estabelecer a competitividade do preço do milho brasileiro no mercado externo. Dessa forma, a taxa de câmbio torna-se uma das variantes mais proeminentes de uma economia aberta e entender os efeitos da sua volatilidade ajuda a reduzir incertezas no

comércio internacional, por que, se a taxa de câmbio for imprevisível, ela gera dúvidas sobre os lucros a serem auferidos (CARVALHO e SILVA, 2007).

A partir do colapso do Sistema Bretton Woods em 1971, um número significativo de países desenvolvidos e industrializados passou a adotar o regime de taxas de câmbio flutuante, que recebeu impulso com a abertura e a integração financeira dos mercados (FAMAÁ e CHAIA, 2001). Na década de 1990, esse processo se acentuou ainda mais, alcançando os países emergentes. Desde janeiro de 1999 o Brasil tem adotado a taxa de câmbio flexível, mais conhecida como taxa de câmbio flutuante, que afeta diretamente o ajuste do balanço de pagamentos do país e que pode causar um desequilíbrio no curto ou longo prazo, dependendo dos ajustes políticos e econômicos que forem adotados. Segundo Brum et al. (2010):

Trata-se da política cambial com base em flutuação suja, a qual leva o Banco Central a interferir no mercado para manter o câmbio em níveis desejáveis, impedindo sua oscilação excessiva no curto prazo, como alternativa para viabilizar a estabilidade macroeconômica do país em momentos de menor eficácia das políticas fiscal e monetária, permitindo reduzir a incerteza quanto às decisões de investimento e também aumentando o estoque de divisas do País.

Num regime de taxa de câmbio flutuante, no qual o mercado estabelece a relação entre as moedas, a tendência é de um “equilíbrio automático” da balança comercial, por isso, medidas como a ampliação do prazo para internalização das divisas, tomada pelo Banco Central em março de 2005, contribuem para que o exportador reduza sua vulnerabilidade às oscilações bruscas do câmbio (DIEESE, 2006). E segundo aponta a Secretaria de Comércio Exterior (Secex) do Ministério da Economia (ME), em 2018, as exportações brasileiras de milho renderam mais de US\$ 734.1 milhões para o País.

A valorização cambial da moeda nacional torna as importações mais baratas, pois será necessário despender menos moedas para adquirir os dólares com os quais se compram os insumos e produtos estrangeiros. A demanda por produtos importados aumenta à medida que estes ficam mais baratos em moeda nacional. Se a valorização cambial deixa as importações mais baratas, as exportações ficam mais caras, os preços dos produtos nacionais tornam-se mais caros em dólar, fazendo com que os importadores estrangeiros desembolsem mais dólares para adquiri-los,

levando-os a procurar outros lugares para comprar. Há, então, uma perda de competitividade das exportações (DIEESE, 2006).

A valorização cambial da moeda nacional incentiva às importações e prejudica as exportações, enquanto a desvalorização cambial provoca o comportamento oposto. Com isso, entende-se que as importações aumentarão a oferta interna do milho e as exportações elevarão sua demanda (ALIYU, 2011). Por outro lado, as desvalorizações do real aumentam o preço dos insumos destinados à produção do milho, por estes serem majoritariamente importados ou possuírem componentes importados, o que pode prejudicar a produção de milho, além de, desabastecer o mercado interno.

Nesse contexto é importante observar a evolução cambial no Brasil, na última década, visando detectar os momentos de desvalorização e valorização do Real e seus impactos na formação do preço e na quantidade exportada do milho. A Tabela 1 apresenta os dados do valor anual médio do câmbio comercial para venda, em Reais por dólar, entre os anos de 2009 a 2019.

Tabela 1 - Valor anual médio do câmbio de 2009 a 2019

	Câmbio R\$ por US\$	Var. ano	Var. acum.
2009	2.00	-	-
2010	1.76	-11.9%	-11.9%
2011	1.67	-4.8%	-16.2%
2012	1.95	16.7%	-2.1%
2013	2.16	10.4%	8.0%
2014	2.35	9.1%	17.8%
2015	3.33	41.6%	66.8%
2016	3.49	4.8%	74.8%
2017	3.19	-8.5%	59.8%
2018	3.70	15.9%	85.2%
2019	3.94	6.7%	97.5%

Elaborada pelo autor (2020)

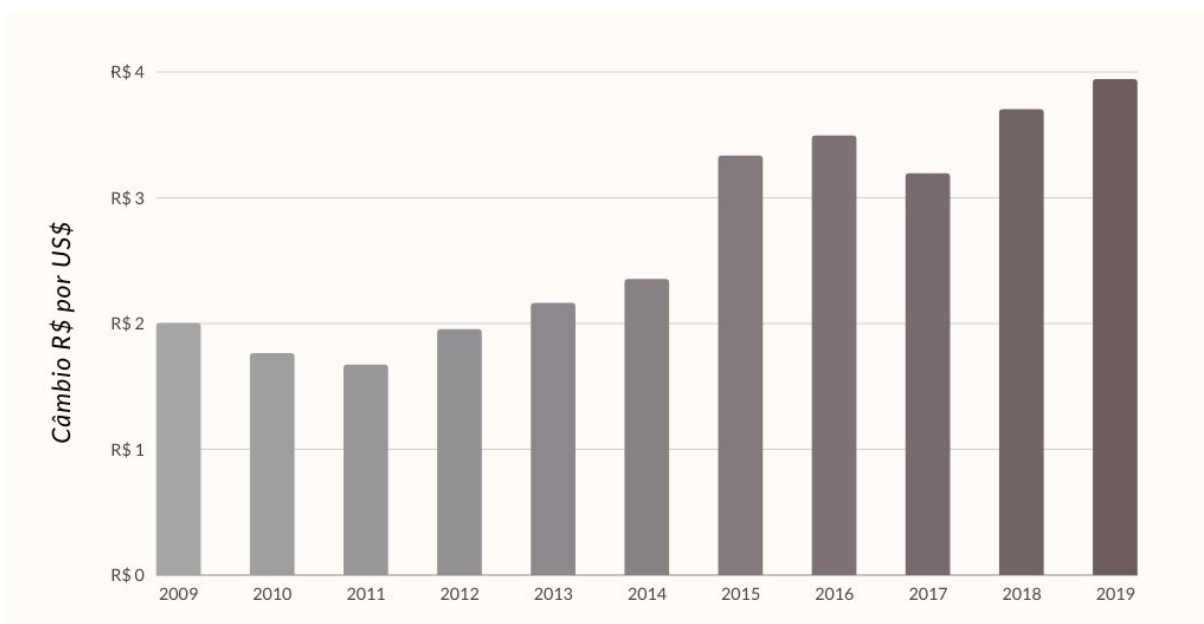
No ano de 2019 o Real atingiu o menor valor frente ao dólar ao longo da história, valendo o equivalente a R\$ 3,94 por dólar, em média, uma alta de 6,7% em relação ao valor médio de 2018 (R\$ 3,70). Além do câmbio ter oscilado, durante os anos de 2009 a 2019, entre a mínima de R\$ 1,67 em 2011 e a máxima de R\$ 3,94

em 2019, apresentando a maior alta percentual em 2015, quando valorizou 41,6% em relação a 2014 (passando de R\$ 2,35 para R\$ 3,33).

Ao longo do período em análise, a evolução da cotação do dólar foi significativa, uma vez que em 2009 o câmbio era de R\$ 2,00 e em 2019 R\$ 3,94, ou seja, um crescimento de 97,5% no acumulado do período. É importante observar, também, que nos últimos 5 anos, de 2015 a 2019, o câmbio esteve acima de R\$ 3,00, o que é favorável para o milho brasileiro, porque leva-o a uma posição de competitividade no mercado internacional, em termos de preço e quantidade comercializada.

O gráfico 5 ilustra a evolução da cotação do dólar ano a ano, em termos médios, de 2009 a 2019.

Gráfico 5 - Evolução da cotação do dólar de 2009 a 2019



Elaborado pelo autor - Fonte: IPEADData/ BaCen (2019)

No entanto, é questionável se estabelecer níveis de taxa de câmbio de equilíbrio para a economia como um todo, como um parâmetro único para se determinar a viabilidade das exportações, pois ao analisar a influência da taxa de câmbio no setor produtivo é preciso atentar para a capacidade do elo da cadeia em se adaptar competitivamente ao mercado externo. Conforme Alex Agostini (2016), quando afirma que não há como estabelecer patamares ideais para o câmbio para

todos os setores e/ou empresas, cada tipo de produto exportado envolve processos e custos distintos que deverão ser redimensionados à medida que o câmbio atingir valores mais baixos para que continuem a ser direcionados ao exterior.

Portanto, os aspectos financeiros e monetários são considerados pela literatura um dos principais fatores que afetam a produção e comercialização agrícola, uma vez que quando a moeda se desvaloriza, os preços de produtos e insumos aumentam, e quando a moeda se valoriza, os preços tendem a cair (DIEESE, 2006). E como a flutuação na taxa de câmbio é um fenômeno comum na vida econômica dos países, é importante que sejam realizados estudos que ampliem o olhar para essa perspectiva a fim de identificar sua contribuição na determinação dos preços do milho brasileiro que consequentemente afetam a quantidade das exportações.

Nesse sentido, a pesquisa foca no papel desempenhado pela taxa de câmbio na determinação dos preços recebido pelo produtores e da quantidade exportada do milho no mercado brasileiro, procedendo a uma investigação da relação entre essas variáveis, conforme será discutido nas próximas seções. A estrutura da dissertação trará na seção 2 a revisão de literatura com pesquisas anteriores que analisaram a relação entre a taxa de câmbio e diversas *commodities*. A seção 3 irá apresentar os materiais e métodos de trabalho. Já a seção 4 dedica-se a analisar os resultados encontrados. Seguido da seção 5 que irá trazer as considerações finais com as conclusões, além de apresentar as limitações e sugestões para trabalhos futuros.

1.1. Objetivos do Trabalho

Objetivo geral: Compreender o papel da taxa de câmbio na determinação dos preços e da quantidade exportada de milho no mercado brasileiro.

Objetivos específicos:

- Analisar a conjuntura do milho brasileiro nos últimos anos e descrever sua trajetória no mercado brasileiro;
- Observar a evolução cambial no Brasil, no período considerado, visando detectar os momentos de desvalorização e valorização do Real e seus impactos na formação do preço e quantidade exportada do milho;

- Definir e estimar equações que demonstrem o comportamento da decomposição histórica do erro de previsão das séries de interesse, a qual permite identificar o grau de interação entre preço, taxa de câmbio e quantidade exportada;
- E descrever o comportamento das variáveis do sistema diante de choques não antecipados.

2. REVISÃO DE LITERATURA

Schuh (1984) foi um dos primeiros a contribuir significativamente para o estudo do impacto das mudanças da taxa de câmbio ao observar as exportações agrícolas dos EUA, argumentando que a sobrevalorização do dólar americano em meados de 1952 a 1971 tinha elevado os preços dos insumos, de maneira tal, que o fizeram perder competitividade no mercado mundial, causando uma diminuição da demanda pelas exportações agrícolas americana. Em seguida, ele alegou que a desvalorização e os consequentes realinhamentos da moeda, de uma nova administração governamental, diminuindo o valor do dólar em relação às outras principais moedas mundiais, fez com que os preços agrícolas dos EUA retomassem a competitividade. E a partir dessa análise as oscilações cambiais têm sido pauta das principais pesquisas de economia agrícola nas últimas décadas.

Em particular Akram (2009) investigou a relação entre os preços das *commodities*, a taxa de juros real e a taxa de câmbio. A análise empírica foi baseada em dados trimestrais do período de 1990 a 2007, usando modelos VAR estruturais indicando que um dólar mais fraco e uma redução nas taxas de juros reais leva a preços mais altos das *commodities*.

Sousa, Amorim e Coronel (2012), diante da importância do setor avícola de Santa Catarina na geração de receita em moeda estrangeira verificaram que a taxa de câmbio influencia o desempenho das vendas externas da carne de frango catarinense e observaram o preço externo pelo qual este produto é comercializado, analisando os efeitos das variações na taxa de câmbio real sobre os preços de exportação da carne de frango catarinense entre janeiro de 1989 a janeiro de 2013. A metodologia utilizada contemplou os testes de raiz unitária, de causalidade de Granger, cointegração de Johansen, decomposição da variância dos erros de previsão, estimação da função impulso-resposta, teste de exogeneidade e modelo de correção de erros. O estudo foi realizado tanto para esse período completo quanto para dois subperíodos, no primeiro vigorando a taxa de câmbio real fixa e no segundo predominando a taxa de câmbio flutuante. Os resultados demonstraram que há relação de longo prazo entre as variáveis quando se analisa o período completo, indicando que variações na taxa de câmbio real são repassadas para os preços de exportação da carne de frango. Entretanto, esse resultado não é

verificado em cada subperíodo analisado. Com base na decomposição da variância dos erros de previsão, a taxa de câmbio passa a explicar uma maior participação da variância dos erros de previsão dos preços de exportação da carne de frango quando vigora o regime de câmbio flutuante. Ademais, os desequilíbrios transitórios são corrigidos lentamente mesmo diante do regime de câmbio flutuante.

Caldarelli e Bacchi (2012), pesquisaram a dinâmica de funcionamento do mercado de milho brasileiro, investigando os fatores que afetam as quantidades e preços nesse mercado, eles afirmam que existe uma forte interação entre os mercados de milho e de soja no Brasil, mostrando uma relação de substitutibilidade na oferta – competindo principalmente pelo fator terra – e complementaridade na demanda – na composição de rações, e que fatores macroeconômicos como renda e juros, também, são importantes na determinação dos preços do milho ao produtor e no atacado. Ressaltando ainda que os preços externos do milho mostraram relativa importância no processo de formação do preço doméstico do grão.

Rezitis e Sassi (2013) revisaram a literatura que examina as possíveis causas dos recentes aumentos de *commodities* alimentares e agrícolas. Além disso, eles usaram uma abordagem de séries temporais estruturais para examinar o comportamento das *commodities* e do índice mensal de preços de alimentos para o período de janeiro de 1992 a outubro de 2012. A parte empírica do estudo indica que os preços dos alimentos apresentam sazonalidade e ciclicidade e que o petróleo bruto tem um efeito positivo sobre os preços dos alimentos, enquanto a taxa de câmbio dos EUA tem um efeito negativo.

Moraes, Bender Filho e Coronel (2016) analisaram a influência da taxa de câmbio nas exportações líquidas brasileiras de carne bovina *in natura* no período que vai de 1997 a 2014, utilizando o modelo de Vetor de Correção de Erros (VEC). Os principais resultados revelaram que, no longo prazo, as exportações brasileiras de carne bovina *in natura* se elevaram mais que proporcionalmente às mudanças cambiais. Já no curto prazo, dado um desequilíbrio na taxa de câmbio, o ajuste se dá de uma forma lenta, em torno de 4,5% em cada período.

Rosa, Silva, Flôres e Frozza (2016) observaram a relação entre preços externos, exportações de *commodities* agrícolas e minerais e taxa de câmbio real no comércio internacional brasileiro entre os anos de 2000 a 2013. Aplicando o método

de vetores autorregressivos (VAR), os resultados apresentam relação positiva entre os valores das exportações com os índices de preços internacionais de *commodities* e relação negativa com a taxa de câmbio real, o que significa que o comportamento da taxa de câmbio real não foi afetado pelo afluxo de moedas estrangeiras oriundas das exportações.

Iwaisako e Nakata (2017) avaliaram a importância relativa do impacto dos choques cambiais sobre as exportações japonesas e o impacto de outros choques econômicos estruturais associados a flutuações no preço do petróleo como fontes adicionais de choques exógenos, usando um modelo VAR, porque é amplamente acreditado que os preços do petróleo desempenham um papel importante na explicação do desempenho econômico do Japão, e também a taxa de câmbio do iene. Os resultados apontaram que, embora os choques da taxa de câmbio fossem importantes para explicar as mudanças nas exportações na década de 1980, os choques da demanda global são mais dominantes na década de 1990 e particularmente nos anos 2000. Choques de preços específicos do mercado de petróleo também têm grandes impactos nas exportações japonesas nos anos 2000.

Andrade e Vieira (2018) estudaram a influência da taxa de câmbio real efetiva, da renda externa ponderada pela participação dos dez principais parceiros comerciais e do preço internacional das *commodities* nas exportações de cada um dos nove estados do Nordeste brasileiro, utilizando modelos de vetor autorregressivo (VAR) para cada um dos estados, com dados trimestrais referentes ao período de 1999 a 2012. O modelo continha quatro variáveis: exportações, taxa de câmbio real efetiva, renda externa ponderada e preço internacional de *commodities*. A análise da decomposição da variância (ADV) sugeriu que em média as exportações dos estados nordestinos são explicadas predominantemente por sua própria dinâmica (81%), enquanto o preço das *commodities* teve uma participação de 8,2%, seguido por 5,8% da renda externa ponderada dos 10 parceiros comerciais e de 4% da taxa de câmbio real efetiva.

Encontrou-se ainda em Baumgärtner e Klose (2019) um estudo sobre a previsão de taxas de câmbio com preços de *commodities* a partir de uma análise global dos países. Essa pesquisa investigou as propriedades preditivas dos preços de importação e exportação de *commodities* sobre as taxas de câmbio no período de 1993 a 2016. O resultados encontrados demonstraram que as previsões da taxa

de câmbio adicionando os preços de exportação e importação de *commodities* são superiores às que desprezam essas variáveis. Isso é válido independentemente dos países serem exportadores líquidos ou importadores de *commodities*. No entanto, o poder de previsão era ainda melhor na década de 1990 e parece ter diminuído desde então. Mas, as previsões ainda podem ser melhoradas consideravelmente adicionando os preços das *commodities*.

Já Boubakri, Guillaumin e Silanine (2019) analisaram a relação não linear entre a volatilidade do preço real das *commodities* e a taxa de câmbio real efetiva, no caso dos países exportadores de *commodities*, levando em consideração a variável de transição de integração do mercado financeiro, utilizando uma amostra de 42 países exportadores de *commodities* subdivididos em 4 painéis: alimentos e bebidas, energia, metais e matérias-primas. Os resultados mostraram que a relação entre a volatilidade real dos preços das *commodities* e a taxa de câmbio real efetiva é não linear e depende do grau de financeirização do mercado de *commodities*. Especificamente, quando um país está mal integrado financeiramente, a volatilidade do preço real da *commodity* tem um impacto forte e negativo na variação da taxa de câmbio real efetiva. No entanto, para os períodos em que um país está melhor integrado financeiramente, foi observada uma diminuição no impacto da volatilidade do preço real das *commodities* sobre a taxa de câmbio real efetiva, especialmente para os dois painéis de alimentos e bebidas e também de energia. As descobertas também destacam o crescimento da financeirização de *commodities* pós-2000, particularmente no caso do setor de energia.

Chebbi & Olarreaga (2019) estudam o impacto das mudanças na taxa de câmbio da Tunísia sobre a posição externa líquida do setor agrícola e mostraram que a substituíbilidade na produção e no consumo entre bens produzidos internamente leva a um impacto ambíguo por razões que vão além da condição de Marshall-Lerner. Usando técnicas de cointegração para separar o impacto de longo e curto prazo das mudanças na taxa de câmbio sobre a balança comercial agrícola líquida, descobriram que a depreciação da moeda doméstica leva a uma deterioração da posição externa líquida do setor agrícola da Tunísia no longo prazo.

Ali (2020) examina os efeitos da depreciação da moeda doméstica sobre as exportações agrícolas do Paquistão, incluindo as respostas das margens de preço e quantidade. Ele usa dados altamente desagregados no nível da empresa que

contêm as taxas de câmbio das moedas reais de faturamento no nível da transação. O estudo concluiu que a desvalorização da moeda afeta positivamente as margens intensivas e extensivas. O aumento intensivo da margem nas exportações agrícolas opera principalmente por meio dos preços, enquanto a resposta de quantidades é relativamente menor. Além disso, a depreciação melhora as margens extensas de empresas e produtos e expande a base de clientes nos mercados existentes. Essas respostas variam amplamente entre a experiência de exportação das empresas, orientação comercial, distribuição setorial e espacial, regimes de taxas de câmbio e moedas de faturamento.

Além de Sugiharti, Esquivias e Setyorani (2020) que examinam o impacto da volatilidade da taxa de câmbio nas *commodities* de exportação primárias da Indonésia para os cinco principais países de destino das exportações, a saber, China, Índia, Japão, Coreia do Sul e Estados Unidos. Este estudo usou um modelo GARCH para obter um valor estimado da volatilidade da taxa de câmbio, usando dados mensais cobrindo de 2006 a 2018. O modelo de defasagem distributiva autoregressiva linear (ARDL) ajudou a medir o efeito da volatilidade da taxa de câmbio nas exportações para os países de destino, tanto no curto quanto no longo prazo. As exportações agregadas além de utilizar o método ARDL também são comparadas através do modelo de defasagem distributiva autoregressiva não linear (NARDL). Os resultados sugerem que a volatilidade da taxa de câmbio oferece tanto efeitos negativos quanto efeitos positivos (esperados) nas exportações de *commodities* e parceiros comerciais, caso a caso.

Cientes de que inúmeros fatores contribuem para a determinação da produção e comercialização do milho enquanto *commodity*, pois, além do aumento da demanda pela insumo nos últimos anos é possível citar como variáveis atreladas ao setor: A rigidez da oferta no curto prazo; A redução do repasse cambial em economias desenvolvidas, à medida que grandes corporações mudam suas bases de produção; Questões climáticas; Infraestrutura e logística, através da modernização de portos e aeroportos e recuperação dos modais rodoviários e ferroviários que reduzem os custos de transporte, armazenamento e seguro; Tributação; Taxa de investimento; Concessão de crédito e Políticas direcionadas ao setor. Bem como, o conhecimento técnico e os custos de riscos do cultivo em

grande escala, que possivelmente compensa a produção mesmo em momentos de crise.

Neste trabalho seguiremos a literatura em economia agrícola, na análise sobre a relação entre preços das *commodities*, taxa de câmbio e quantidade exportada, que geralmente tem apoiado a posição da importância da taxa de câmbio no comércio agrícola e sem a menor intenção de sobrevalorizar o vínculo da taxa de câmbio às negociações, muitas vezes mal interpretados pelos níveis de exportação, não dá para negar sua participação, seja ela positiva ou negativa, quando consideramos as respostas do fluxo de mercadorias ou produtos às mudanças na taxa de câmbio, o que tem sido por várias vezes testado e comprovado.

3. MATERIAIS E MÉTODOS

Procedendo a uma investigação da relação entre a taxa de câmbio, o preço recebido pelos produtores e a quantidade exportada de milho do Brasil, a abordagem aqui seguida procura enfatizar a forte interdependência entre essas variáveis considerando que modelos econométricos e métodos de séries temporais têm o potencial de identificar diferentes graus de impacto cambial sobre as exportações do milho brasileiro.

Para atingir o objetivo traçado serão aplicados aos dados mensais, entre o período que vai de janeiro de 2009 a dezembro de 2019, o modelo econométrico de vetores autorregressivos (VAR) de séries temporais e os testes de causalidade de Granger, além de, calcular a função impulso resposta e a decomposição da variância dos erros de previsão, para avaliar como choques não antecipados nas variáveis em análise transmitem-se para os preços e quantidade exportada do milho brasileiro. Estas ferramentas buscam estabelecer as relações de causalidade entre as variáveis e as suas influências.

O modelo econométrico utilizado para avaliar o papel da taxa de câmbio na determinação dos preços e quantidade exportada de milho do Brasil, de vetores autorregressivos (VAR), trata todas as variáveis simultaneamente como endógenas, formando um sistema de equações estimadas pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) como propõe Sims (1980). E Gujarati e Porter (2011) complementam, ao ressaltar que há um verdadeiro sincronismo entre um conjunto de variáveis tratadas sem que se distinga entre as endógenas e as exógenas.

O VAR é um sistema de equações simultâneas multivariadas no qual cada variável escolhida para estudar um fenômeno qualquer é regredida juntamente com um número finito de lags de todas as variáveis consideradas no sistema. Após a escolha das variáveis, testes de escolha da ordem do VAR, como o Akaike (AIC), Schwartz (BIC) e Hannan-Quinn (HQC), devem ser elaborados para definir quantas defasagens serão utilizadas no modelo.

Assim como, testa-se a ordem adequada de entrada das variáveis no modelo. A metodologia mais utilizada é a decomposição de Cholesky, a qual impõe uma ordenação causal entre as variáveis do VAR, em que a primeira variável sofre impacto imediato em relação às demais variáveis. A segunda variável pode ter

impacto imediato sobre a última variável, mas não sobre a primeira, e assim por diante. No entanto, a ordem das variáveis não pode ser determinada somente com métodos estatísticos, Enders (1995) acredita que o importante na hora de defini-la é buscar explicações teóricas para fazer sentido intuitivo.

Desta forma, o VAR é um sistema de equações em que cada uma das variáveis que compõem o sistema é função dos valores das demais variáveis no presente, bem como, dos seus valores e dos valores das demais variáveis defasadas no tempo, mais o erro (ruído branco). E para ser estável o VAR tem que ser estacionário, isso significa que o comportamento da série não se altera com o passar do tempo, ou seja, média e função de autocovariância não mudam se caminharmos no tempo (BARROS et al. 2010).

A estacionariedade de uma série temporal pode ser verificada mediante testes de raiz unitária. Para testar se a série possui raiz unitária ou não a hipótese nula é $\delta = 0$. A não rejeição desta hipótese significa que $\delta = 0$ e $\rho = 1$, ou seja, temos uma raiz unitária, o que significa que a série temporal em estudo é não estacionária. Observa-se ainda que, quando $\delta = 0$ a equação 1 se torna $\Delta y_t = (y_t - y_{t-1}) = \epsilon$. Como ϵ é termo de ruído branco, ele é estacionário, o que significa que as primeiras diferenças de uma série temporal de passeio aleatório são estacionárias (ENDERS, 1995).

Sendo o termo de erro ϵ autocorrelacionado deve-se incluir termos de diferença defasados: $\Delta y_{t-1} = (y_{t-1} - y_{t-2})$, $\Delta y_{t-2} = (y_{t-2} - y_{t-3})$. Neste caso, a equação com o intercepto, por exemplo, seria igual a:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon \quad (1)$$

Para testar a significância do coeficiente δ utiliza-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) $\rho = \text{int} \left[12 * \left(\frac{T}{100} \right)^{1/4} \right]$. Caso a hipótese nula $H_0: \delta = 0$ seja rejeitada a série de dados não possui raiz unitária, ou seja, ela é estacionária, ou ainda, integrada de ordem 0 indicada por $I(0)$. Quando a série de dados possui raiz unitária faz-se o teste se as primeiras diferenças são estacionárias. Sendo rejeitada

a hipótese $H_0: \delta = 0$ as primeiras diferenças são estacionárias e a série original é integrada de ordem 1, indicada por $I(1)$ e expressas a partir da equação anterior, como:

$$\Delta(\Delta y_t) = \beta_1 + \delta \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta^2 Y_{t-i} + \square \quad (2)$$

Portanto, uma das tarefas mais importantes em Séries Temporais é identificar estes componentes visando a decomposição da série estudada e a estacionariedade é uma condição fundamental para as propriedades dos estimadores do modelo VAR. O modelo VAR simples bidimensional, com duas variáveis, pode ser representado, matematicamente, de acordo com as equações (3) e (4) a seguir, em que y_t e z_t são séries estacionárias e podem representar o comportamento de duas séries diferentes no tempo (t); e εy_t e εz_t são ruídos brancos com desvios padrão σy e σz , respectivamente; e εy_t e εz_t são não correlacionados:

$$y_t = \beta_{10} - \beta_{11} z_t + \gamma_{11 y_{t-1}} + \gamma_{12 z_{t-1}} + \varepsilon y_t \quad (3)$$

$$z_t = \beta_{20} - \beta_{21} y_t + \gamma_{21 y_{t-1}} + \gamma_{22 z_{t-1}} + \varepsilon z_t \quad (4)$$

As equações (3) e (4) formam o sistema que relaciona y_t e z_t . Se considerarmos as duas equações conjuntamente, existirá uma relação unidirecional entre os valores atuais da variável y_t para z_t , como um “feedback” entre as duas séries (ENDERS, 1995). As mesmas podem ser representadas num formato matricial chamado VAR estrutural.

Formalmente,

$$\begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon y_t \\ \varepsilon z_t \end{bmatrix} \quad (5)$$

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Pré-multiplicando o sistema pela inversa de B , tem-se:

$$B = \begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{bmatrix}; x_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}; \Gamma_0 = \begin{bmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{bmatrix}; \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}; e \varepsilon_t \begin{bmatrix} \varepsilon y_t \\ \varepsilon z_t \end{bmatrix}$$

$$B^{-1}Bx_t = B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1x_{t-1} + B^{-1}\varepsilon_t \quad (7)$$

Tal que a inversa de B seja:

$$B^{-1} = \begin{bmatrix} \frac{1}{1-\beta_{12}\beta_{21}} & \frac{\beta_{12}}{1-\beta_{12}\beta_{21}} \\ \frac{\beta_{21}}{1-\beta_{12}\beta_{21}} & \frac{1}{1-\beta_{12}\beta_{21}} \end{bmatrix}$$

Sims (1980) destaca que os termos de erro são funções de inovações, que podem ser dados por:

$$B^{-1}\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \frac{1}{1-\beta_{12}\beta_{21}} & \frac{\beta_{12}}{1-\beta_{12}\beta_{21}} \\ \frac{\beta_{21}}{1-\beta_{12}\beta_{21}} & \frac{1}{1-\beta_{12}\beta_{21}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (8)$$

Assim, os termos de erro seriam compostos pelas inovações εy_t e εz_t , que apresenta-se num VAR(1) como segue:

$$x_t = v + A_1x_{t-1} + e_t \quad (9)$$

onde, $v = B^{-1}\Gamma_0$; $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$; e $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$; x_t é um vetor ($nx1$) que contém as variáveis presentes no modelo; v é um vetor ($nx1$) de interceptos; A_1 é uma matriz (nxn) de coeficientes; e e_t é um vetor ($nx1$) de erros, que são ruído branco. A generalização do modelo auto-regressivo de ordem um, VAR(1), para um modelo auto-regressivo de ordem superior, VAR(ρ), pode ser apresentado da seguinte forma:

$$x_t = v + A_1 x_{t-1} + \dots + A_p x_{t-p} + e_t, \text{ onde } \rho = 1, 2, 3, \dots \quad (10)$$

onde, x_t é um vetor ($k \times 1$) que contém as variáveis presentes no modelo; v é um vetor ($k \times 1$) de interceptos; A_i é uma matriz ($k \times k$) de coeficientes; e e_t é um vetor ($k \times 1$) de erros, formados pelas inovações tanto de y_t e z_t , εy_t e εz_t , respectivamente. O erro e_{it} possui média zero, variância constante e não são correlacionados serialmente. Enquanto que a covariância entre as inovações εy_t e εz_t é diferente de zero, ou seja, $\text{COV}(\varepsilon y_t; \varepsilon z_t) \neq 0$.

É a partir da verificação da existência de uma correlação entre as inovações de cada série, que Sims (1980) destaca a possibilidade da mensuração do impacto de uma variável sobre outra. Dessa forma, o próximo passo é testar a causalidade de Granger, em seguida, a função impulso resposta e a decomposição da variância.

3.1 Teste de causalidade de Granger

Para testar quais variáveis reagem a choques de umas nas outras, observando as relações de interdependência unidirecionais e bidirecionais, o teste de causalidade de Granger visa estabelecer as relações de dependência entre as variáveis e supõe que as informações estejam contidas exclusivamente nos dados das séries temporais das variáveis utilizadas, ou seja, que as variáveis sejam endógenas ao modelo (GRANGER, 1969). O modelo simples de causalidade pode ser representado conforme as equações (11) e (12) a seguir:

$$y_t = x_{t-j} + y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$z_t = x_{t-j} + y_{t-j} + \eta_t \quad (12)$$

A definição de causalidade apresentada pelas equações acima demonstra que z_t causa y_t e y_t causa z_t , no sentido de Granger, desde que os coeficientes sejam estatisticamente diferentes de zero. Se ambos esses eventos ocorrem, há uma causalidade bilateral entre y_t e z_t (GRANGER, 1969).

3.2 Função impulso resposta e Decomposição de variância

Por fim realiza-se às inferências acerca das relações dinâmicas entre as variáveis. Usamos a função de impulso-resposta (IRF), que apresenta a resposta às inovações em uma variável a um impacto de uma unidade de erro padrão sobre cada variável e a decomposição da variância (VDC) dos erros de previsão, que pode encontrar a fração da variância do erro projetado para cada valor, que resulta da capacidade de explicação de cada uma das variáveis na determinação da variável de interesse. A ideia é fazer o acompanhamento do impacto de um choque em uma destas variáveis, nela mesma e nas demais que compõem o sistema (PIMENTA JÚNIOR; SCHERMA, 2005, p. 22).

A questão sobre o impacto de um choque em uma ou mais variáveis pode ser vista pela transformação de um processo de vetores auto-regressivos, VAR, em um processo de vetores de médias móveis, VMM. Respeitada a condição de estabilidade e de invertibilidade, este processo de transformação gerará a função impulso-resposta, proporcionando assim, uma forma de analisar um impacto de choque sobre uma série em questão. Além disso, poderá ser feita a análise de decomposição do erro de previsão, que destacará o impacto de y_t em z_t e vice versa, garantindo assim, um resultado que explicitará a direção de causalidade entre as séries.

Formalmente, pode-se representar um processo VAR, descrito nas equações (3) e (4), na forma de um processo VMM da seguinte maneira:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (13)$$

Representando as médias de y_t e z_t por y e z , respectivamente, considerando a expressão em termos de choque e aplicando a condição de estacionaridade, obtém-se a seguinte representação matricial:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{t=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix}^i + \begin{bmatrix} e_{1t-i} \\ e_{2t-i} \end{bmatrix} \quad (14)$$

Verifica-se a relação existente entre as variáveis postas no modelo com os termos de erro associados a elas, cujo vetor é dado como segue:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \frac{1}{1 - \beta_{12}\beta_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -\beta_{12} \\ -\beta_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon y_t \\ \varepsilon z_t \end{bmatrix} \quad (15)$$

Combinando as equações (14) e (15), obtém-se

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \frac{1}{1 - \beta_{12}\beta_{21}} \sum_{t=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} 1 & -\beta_{12} \\ -\beta_{21} & 1 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon y_t \\ \varepsilon z_t \end{bmatrix} \quad (16)$$

Substituindo $\phi_i = \frac{A_1^i}{1 - \beta_{12}\beta_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -\beta_{12} \\ -\beta_{21} & 1 \end{bmatrix}$ em (16),

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{t=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon y_{t-i} \\ \varepsilon z_{t-i} \end{bmatrix} \quad (17)$$

$$\text{ou} \quad x_t = \mu + \sum_{t=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (18)$$

3.3 Fonte dos dados e variáveis utilizadas

As séries utilizadas neste trabalho foram extraídas de fontes distintas. A taxa de câmbio utilizada foi a comercial, real (R\$) por dólar americano (US\$), que se encontra disponível na base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA, 2019) extraída do Banco Central (BACEN). A série de preço do milho recebido pelos produtores brasileiros à vista por saca de 60 kg, descontado o prazo de pagamento pela taxa CDI/CETIP foi obtido através do indicador do milho ESALQ/BM&FBOVESPA do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA, 2019). E a quantidade exportada em quilogramas (Kg) foram extraídos da base de dados estatísticos de comércio exterior do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (Mdic) (COMEX STAT FAT_PPE_PPI, 2019). Os dados são

mensais com início em janeiro de 2009 e término em dezembro de 2019, constituindo assim um conjunto de 132 observações. E o software utilizado para realizar as estimações será o Gretl.

Tabela 2 - Variáveis a serem utilizadas no modelo

Série utilizada	Descrição	Fonte	Unidade de medida	Periodicidade
Quantidade Exportada	Quantidade exportada em quilogramas	Mdic	Kg	mensal
Preço	Preço do milho recebido pelos produtores brasileiros à vista por saca de 60 kg, descontado o prazo de pagamento pela taxa CDI/CETIP	CEPEA (ESALQ/BM&FBOVESPA)	R\$	mensal
Taxa de Câmbio	Taxa de câmbio comercial, real (R\$) por dólar americano (US\$)	IPEADData (BACEN)	R\$/US\$	mensal

Fonte: Elaborada pelo autor (2020)

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

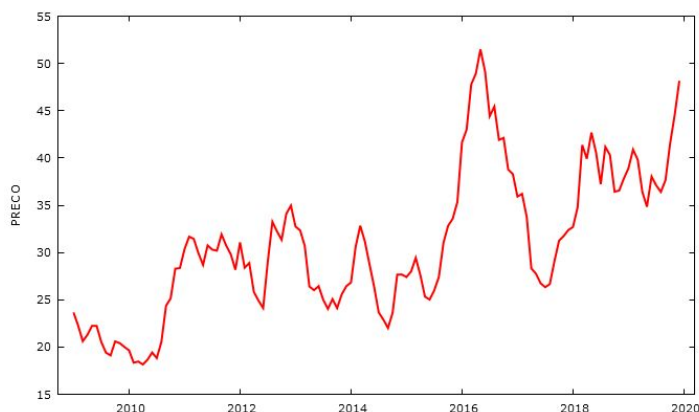
A apresentação dos resultados descreve inicialmente os testes de estacionariedade das séries. Em seguida, são expostos os resultados dos testes de causalidade de Granger e do modelo dos vetores autorregressivos, das funções impulso resposta e das decomposições de variância.

4.1. Teste de estacionariedade das séries

Como os dados analisados tratam-se de séries temporais, o primeiro teste a ser realizado é verificar se as séries são estacionárias no nível ou tornam-se estacionárias nas diferenças. Pois, conforme já explicado em Barros et al. (2010), para se trabalhar com a metodologia VAR é necessário que as séries temporais utilizadas no modelo sejam estacionárias, ou seja, que apresentem características estatísticas constantes ao longo do tempo.

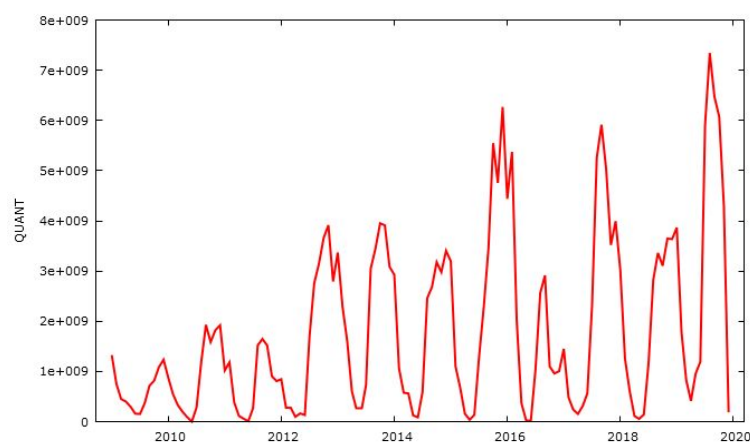
Primeiramente, procedemos à análise gráfica das séries em estudo, com a finalidade de verificar a existência de quebras estruturais no intervalo de valores referentes a cada variável a ser utilizada no modelo, uma vez que a presença destas distorce os resultados do teste de raiz unitária, tornando-o viesado. Desse modo, é indispensável à detecção de tal fator, bem como sua correção, para que os resultados sejam válidos.

Gráficos 6 - Preço do milho (R\$)



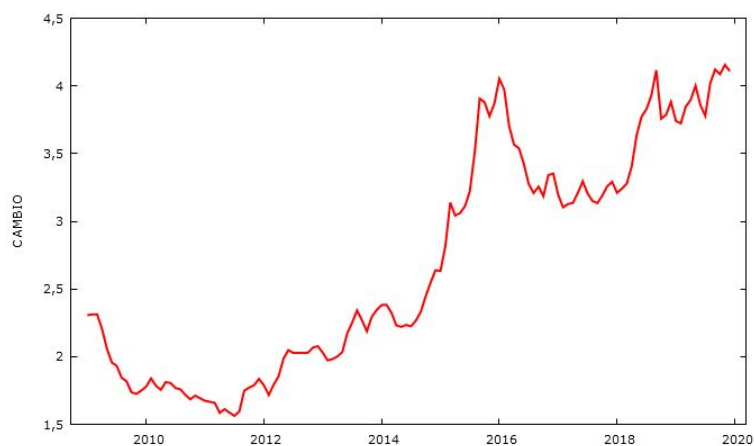
Elaborado pelo autor (2020)

Gráficos 7 - Quantidade Exportada (Kg)



Elaborado pelo autor (2020)

Gráficos 8 - Taxa de câmbio (R\$/ US\$)



Elaborado pelo autor (2020)

Através da inspeção visual do gráfico observa-se na série Quantidade Exportada de milho em quilograma (Kg) picos que se repetem todo ano em sua trajetória, o que se pode inferir que essa variável apresenta características de sazonalidade. Com isso, é necessário submeter a série ao teste dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) utilizando dummies sazonais. O resultado testou positivo, não só para sazonalidade, nos meses de fevereiro à julho, como também para tendência de crescimento linear, correspondente a 57% da série, com 10% de significância. (Anexo 1)

Assim como, é possível observar através dos gráficos que as séries Preço do milho (R\$) e Taxa de Câmbio (R\$/US\$) também estão sujeitas à tendência de crescimento linear. Submetendo as séries ao teste MQO, utilizando tendência

temporal, a série de Preço testou positivo com 53% de correspondência e a série Taxa de Câmbio, também, testa positivo com 82%. (Anexo 2)

Após a detecção e correção das devidas quebras estruturais, aplica-se o teste Dickey-Fuller aumentado (ADF), o qual tem na hipótese nula (H0) a presença da raiz unitária ou não-estacionariedade da série. Os resultados para o teste Dickey-Fuller aumentado (ADF), demonstraram que as séries Preço (R\$) e Quantidade Exportada do milho (Kg) rejeitam a hipótese nula (H0), confirmando a estacionariedade das séries. Já na série Taxa de Câmbio (R\$/ US\$) a hipótese nula de existência de raiz unitária para a análise realizada com constante e tendência não foi rejeitada, o que a caracteriza como série não-estacionária, por isso, tratamos a série com a primeira diferença, seguindo a bibliografia em que Gujarati e Porter (2011, p. 753) afirmam que “se uma série temporal tem uma raiz unitária, as primeiras diferenças dessas séries temporais são estacionárias”.(Conforme anexos 3 a 5)

Tabela 3: Resultados do teste ADF para as variáveis do modelo

Em nível						
Variável	p-valor (T μ)	Lags	Resultado	p-valor (Tt)	Lags	Resultado
Quantidade Exportada	1,054e-006	3	Rejeita a H0	1,193e-005	3	Rejeita a H0
Preço	0,007763	3	Rejeita a H0	0,04068	3	Rejeita a H0
Taxa de Câmbio	0,03316	3	Rejeita a H0	0,1055	3	Não rejeita a H0

Na primeira diferença						
Variável	p-valor (T μ)	Lags	Resultado	p-valor (Tt)	Lags	Resultado
Quantidade Exportada	2,604e-008	5	Rejeita a H0	4,898e-007	5	Rejeita a H0
Preço	1,321e-012	0	Rejeita a H0	1,678e-011	0	Rejeita a H0
Taxa de Câmbio	6,23e-006	2	Rejeita a H0	4,252e-005	2	Rejeita a H0

Fonte: Elaborada pelo autor (2020)

T μ Análise realizada apenas com constante; Tt Análise realizada com constante e tendência da série

Um p-valor elevado (geralmente acima de 0,10) aponta para a não rejeição de H0 e evidencia a presença de raiz unitária na série.

O próximo passo consiste em determinar o número de defasagens utilizados no modelo VAR. Com relação a escolha do número de lags (defasagens), optou-se pela utilização dos critérios de informação de Akaike (AIC), Schwartz (BIC) e

Hannan-Quinn (HQC). Essas informações podem ser identificadas pela presença do asterisco nos testes, considerando que menores valores da variância em um dos três critérios são indicativos de melhor adequação de um determinado modelo, ou seja, deve-se escolher o menor valor apresentado pelo respectivo critério de informação, logo, foram selecionadas três defasagens, conforme indicado pelo critério Akaike que é o mais criterioso entre os três.(Anexo 6)

4.2. Teste de causalidade de Granger

Reforçando o exposto na metodologia, o teste de causalidade de Granger “deve mostrar se uma série temporal provoca outra, se seus valores defasados são preditores significativos da outra série e se a relação inversa se verifica ou não de forma significativa” (PIMENTA JÚNIOR e SCHERMA, 2005). Em outras palavras, o teste de causalidade de Granger procura determinar o sentido causal entre duas variáveis, estipulando que X "Granger-causa" Y se valores passados de X ajudam a prever o valor presente de Y.

Assim, as tabelas 4, 5 e 6 apresentam os respectivos resultados do teste para as três variáveis em análise, nas quais as hipóteses nulas só serão rejeitadas nos casos em que o p-valor (a probabilidade) for menor que o valor α , por padrão ajustado em 10% ($\alpha = 0,10$). Pois determinar as relações de causalidade, que eventualmente possam existir entre as séries, ajuda a definir a ordem adequada de entrada das variáveis na estimação do Vetor-Autoregressivo.

Tabela 4 - Teste de Causalidade de Granger para a variável Preço do milho à vista (R\$)

Variável	Teste - F	Prob.	Resultado
t_PRECO	260,94	[0,0000]	Rejeita a H0
t_s_QUANT	5,8548	[0,0009]	Rejeita a H0
d_t_CAMBIO	1,6712	[0,1773]	Não rejeita a H0

Elaborada pelo autor (2020), com base nos dados da pesquisa

A hipótese nula (H0) afirma que as variáveis não Granger causam o Preço, ou seja, os coeficientes das variáveis defasadas são estatisticamente iguais a zero.

Dessa forma, pode-se concluir na tabela 4, que Quantidade Granger-causa Preço porque, como o p-valor 0,0009 é muito baixo, podemos dizer definitivamente

que os coeficientes de Quantidade no modelo com o Preço como variável dependente não são iguais a zero e então eles afetam o desempenho futuro de Preço. Já para os coeficientes de Taxa de câmbio pode ser dito o inverso quando o Preço é a variável dependente. Como o p-valor de 0,1773 é superior ao nível de significância de 10%, podemos concluir que os coeficientes da Taxa de câmbio são iguais a zero e, como tal, não oferecem outras informações sobre a previsão do futuro de Preço.

O que significa, que através da Tabela 4, que mostra o teste de causalidade de Granger para a variável Preço do milho (t_PRECO), pode-se inferir que esta variável não é causada pela Taxa de Câmbio (d_t_CAMBIO), a um nível de significância de 10%, ou seja, o Preço do milho recebido pelos produtores brasileiros não sofre influência significativa da Taxa de Câmbio (R/U\$). Mas não se pode dizer o mesmo das variáveis Preço (t_PRECO) e Quantidade Exportada em Kg (t_s_QUANT), que rejeitam a hipótese nula.

Tabela 5 - Teste de Causalidade de Granger para a variável Quantidade Exportada (Kg)

Variável	Teste - F	Prob.	Resultado
t_PRECO	1,8388	[0,1442]	Não rejeita a H0
t_s_QUANT	42,963	[0,0000]	Rejeita a H0
d_t_CAMBIO	0,36527	[0,7782]	Não rejeita a H0

Elaborada pelo autor (2020), com base nos dados da pesquisa

A hipótese nula (H0) afirma que as variáveis não Granger causam a Quantidade Exportada, ou seja, os coeficientes das variáveis defasadas são estatisticamente iguais a zero.

Com a análise da Tabela 5, percebe-se que não foi possível rejeitar a hipótese nula, a um nível de significância de 10%, de que as variáveis Preço (t_PRECO) e Taxa de Câmbio (d_t_CAMBIO) não causam, no sentido de Granger, variações na Quantidade Exportada de milho em quilograma (t_s_QUANT). Assim, os resultados sugerem que a Quantidade Exportada não pode ter como preditores significativos os valores da série Preço do milho e Taxa de câmbio, e que esta é causada por valores passados de si mesma.

Já os resultados apresentados na tabela 6 indicam que, a um nível de significância de 10%, a variável Quantidade Exportada em quilograma (t_s_QUANT)

não causa, no sentido de Granger, efeitos expressivos na variável Taxa de Câmbio (d_t_CAMBIO).

Tabela 6 - Teste de Causalidade de Granger para a variável Taxa de Câmbio (R\$/ US\$)

Variável	Teste - F	p - valor	Resultado
t_PRECO	2,2601	[0,0853]	Rejeita a H0
t_s_QUANT	1,0378	[0,3788]	Não rejeita a H0
d_t_CAMBIO	6,2751	[0,0006]	Rejeita a H0

Elaborada pelo autor (2020), com base nos dados da pesquisa

A hipótese nula (H0) afirma que as variáveis não Granger causam a Taxa de Câmbio, ou seja, os coeficientes das variáveis defasadas são estatisticamente iguais a zero.

Os resultados mostram que esta é causada por valores passados de si mesma e pela variável Preço do milho (t_PRECO), o que pressupõe-se a não existência de causalidade entre a Quantidade Exportada e a Taxa de Câmbio, diferentemente do Preço do milho e da Taxa de Câmbio que rejeitam a hipótese nula.

4.3. Testes do modelo dos vetores autorregressivos

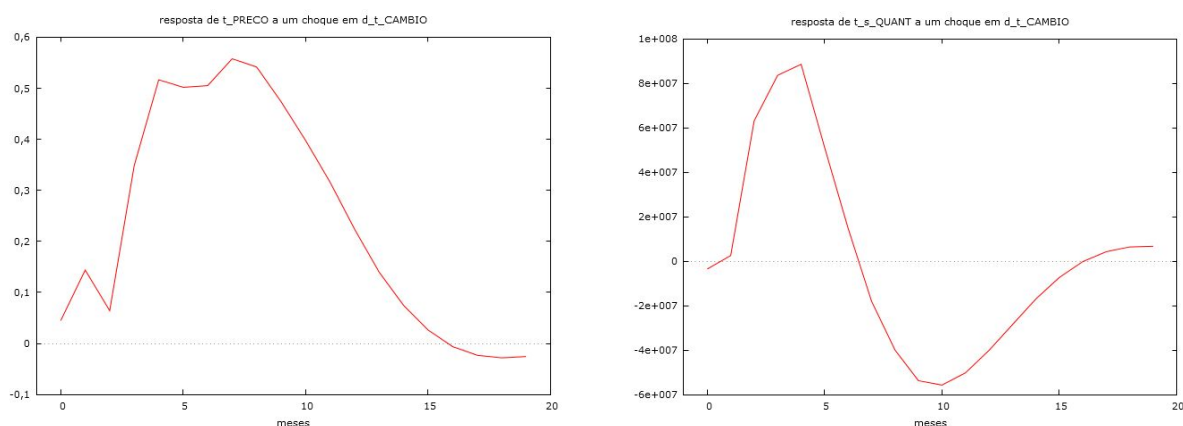
Após o teste de Causalidade de Granger a ordem adequada de entrada das variáveis para a análise dos resíduos, de acordo com a decomposição de Cholesky e seguindo o entendimento de Enders (1995), de motivação teórica para a ordenação, posicionará primeiro a Taxa de Câmbio, que é a variável que pode sofrer impacto imediato em relação às demais variáveis, depois o Preço, que pode sofrer impacto imediato da última variável mas, não sofre impacto da primeira, e no mesmo sentido entra, por fim, a Quantidade com o objetivo de descrever a dinâmica da evolução de um conjunto de variáveis a partir de uma trajetória comum estimando o VAR, segundo as equações 3 a 10.

Estima-se, portanto, o modelo VAR (p) com três variáveis endógenas, com constante e sem tendência, utilizando o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com 132 observações (Conforme anexos 7, 8 e 9). A seguir o modelo é analisado através dos resultados da função impulso resposta em função de choques sobre as variáveis e das decomposições de variância.

4.3.1. Análise das funções de impulso resposta

A função impulso-resposta demonstra o comportamento das variáveis de Preço (t_PRECO) e Quantidade Exportada de milho (t_s_QUANT) quando submetidas a choques ou inovações. Tendo em vista que a pesquisa tem como objetivo analisar o impacto da Taxa de Câmbio nas demais variáveis, então, o gráfico 9 irá apresentar os resultados das funções impulso resposta para esta variável (d_t_CAMBIO).

Gráfico 9 - Resposta das variáveis a um choque na Taxa de Câmbio



Elaborado pelo autor (2020)

Conforme o Gráfico 9, um choque na variável Taxa de Câmbio (d_t_CAMBIO) causa efeito imediatamente positivo nas variáveis Preço do milho recebido pelos produtores e Quantidade Exportada. O Preço (t_PRECO) que inicialmente sofre alta após o choque no primeiro mês, em seguida demonstra uma certa rigidez apresentando uma pequena queda até o segundo mês, mas logo depois, volta a apresentar um rápido crescimento até o quarto mês, onde se estabiliza durante o quinto mês e pega mais um fôlego para subir mais um pouco até o sexto mês, quando passa a cair até retornar a estabilidade no décimo sétimo mês, o que demonstra um efeito de curto prazo. A variável de Quantidade (t_s_QUANT), por sua vez, apresenta alta imediata até o quarto mês, quando passa a cair até o décimo mês, chegando a apresentar efeito negativo durante seu retorno à estabilidade desde o oitavo mês, para finalmente retomar o crescimento, estabilizando por volta do décimo sétimo mês.

Esses resultados mostram que há um certo grau de sensibilidade das variáveis a alterações na Taxa de Câmbio, que influenciam a competitividade de preço do milho brasileiro modificando as decisões do produtor em destinar sua produção para o mercado interno ou para o mercado externo. Pode-se entender, por exemplo, que uma depreciação cambial implica uma desvalorização da moeda local, no caso o Real, porque há um aumento no valor da Taxa de Câmbio, que é o preço da moeda estrangeira, tornando as exportações com preços mais competitivos no mercado externo, havendo assim uma maior demanda lá fora pelo milho do Brasil, uma vez que, o importador estrangeiro precisa desembolsar menos dólares para adquiri-lo.

Em contrapartida, o aumento das exportações leva a uma escassez do milho no mercado doméstico, gerando uma alta nos preços internos de acordo com a elasticidade das funções de oferta e demanda, o que significa que quando a demanda é maior do que a oferta, em mercados de concorrência perfeita, os preços tendem a crescer. E segundo Smith (2008) de acordo com a Lei da demanda o preço e a quantidade demandada num determinado mercado estão inversamente relacionados, em outras palavras, quanto mais alto for o preço de um produto, menos pessoas estarão dispostas ou poderão comprá-lo.

4.3.2. Análise das decomposições de variância

A análise de decomposição da variância explica, em percentuais e organizados por intervalos temporais mensais, o poder de influência de uma variável sobre outra através da variância do erro de previsão decorrente de cada variável endógena ao longo do cenário de previsão. Na primeira coluna dessas tabelas, são expostos os períodos de defasagem em meses até o vigésimo por se verificar que, a partir desse período, não há mudanças consideráveis. Na segunda coluna se encontra o erro padrão e nas colunas 3, 4 e 5, as decomposições do erro de previsão de cada variável.

A análise da decomposição de variância vista na Tabela 7 indica que o Preço do milho (t_PRECO) varia principalmente em função de si e de mudanças ocorridas na Quantidade Exportada (t_s_QUANT), que é responsável pelo comportamento do preço recebido pelos produtores em torno de 38,10%, além da Taxa de Câmbio

(d_t_CAMBIO) apresentar resultados que evidenciam sua contribuição na determinação dos valores do Preço do milho, com poder de explicação em torno de 7,20%.

Tabela 7 -Decomposição da variância para Preço

período	erro padrão	d_t_CAMBIO	t_PRECO	t_s_QUANT
1	1,71044	0,0682	99,9318	0,0000
2	2,51003	0,3592	99,2374	0,4033
3	3,04783	0,2879	99,0807	0,6315
4	3,48265	1,2219	94,0798	4,6984
5	3,92035	2,6996	86,0105	11,2899
6	4,3415	3,5373	76,4374	20,0256
7	4,70645	4,1617	68,3893	27,4494
8	4,99484	4,9418	62,3234	32,7351
9	5,18456	5,6776	58,5401	35,7826
10	5,29149	6,2509	56,4214	37,3281
11	5,34158	6,6876	55,4159	37,8968
12	5,36081	6,9863	55,0212	37,9928
13	5,36656	7,1448	54,9063	37,9492
14	5,36885	7,2065	54,8699	37,9239
15	5,37126	7,2191	54,8320	37,9492
16	5,37397	7,2142	54,7840	38,0020
17	5,37629	7,2081	54,7397	38,0524
18	5,37779	7,2060	54,7098	38,0845
19	5,37851	7,2068	54,6951	38,0984
20	5,37875	7,2084	54,6907	38,1011

Elaborado pelo autor 2020

Tabela 8 - Decomposição da variância para Quantidade

período	erro padrão	d_t_CAMBIO	t_PRECO	t_s_QUANT
1	7,26757e+008	0,0023	0,5426	99,4554
2	9,54225e+008	0,0021	0,5308	99,4674
3	1,1162e+009	0,3220	0,6664	99,0119
4	1,15881e+009	0,8200	1,0297	98,1505
5	1,17517e+009	1,3660	2,1707	96,4636
6	1,18503e+009	1,5302	3,2761	95,1940
7	1,20225e+009	1,5021	4,3180	94,1802
8	1,22545e+009	1,4672	4,8606	93,6725
9	1,24654e+009	1,5207	5,1002	93,3794
10	1,26244e+009	1,6640	5,1296	93,2067
11	1,27156e+009	1,8322	5,1009	93,0672
12	1,27582e+009	1,9750	5,0700	92,9553
13	1,27726e+009	2,0695	5,0603	92,8705
14	1,27768e+009	2,1182	5,0669	92,8152
15	1,27797e+009	2,1349	5,0783	92,7871
16	1,27838e+009	2,1368	5,0871	92,7763
17	1,27885e+009	2,1353	5,0909	92,7741
18	1,27924e+009	2,1351	5,0911	92,7741
19	1,27949e+009	2,1368	5,0899	92,7736
20	1,27961e+009	2,1392	5,0889	92,7722

Elaborado pelo autor 2020

Os valores da Quantidade exportada do milho brasileiro são explicados, na tabela 8, a 5,08% em função da variável Preço (t_PRECO) e cerca de 2,13% é o percentual de explicação da variável Taxa de Câmbio (d_t_CAMBIO) do total da variação da Quantidade exportada em quilogramas (t_s_QUANT). Os resultados sugerem que o câmbio afeta as variáveis de Preço e Quantidade, mas apresenta baixo poder para explicá-las. Uma possível explicação para o elevado percentual de dependência das variáveis em função delas mesmas pode estar atrelada a fatores inerentes ao mercado do milho e menos em função das variáveis do modelo.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve como objetivo analisar as relações de causalidade e influência existentes entre a Taxa de Câmbio e as variáveis Quantidade Exportada do milho brasileiro e o Preço recebido pelos produtores, entre o período de janeiro de 2009 e dezembro de 2019, por meio dos testes de causalidade de Granger e do modelo de Vetores Autorregressivos (VAR). O teste de causalidade no sentido de Granger mostrou que a Quantidade Exportada de milho afeta o Preço, bem como, o Preço Granger-*causa* a Taxa de Câmbio. Além de, demonstrar que tanto a variável Preço recebido pelos produtores como a Quantidade Exportada não podem ter como bons preditores os valores da série Taxa de Câmbio. E, de acordo com as estatísticas apresentadas no teste, não se pode afirmar, também, que existe a relação contrária da variável Quantidade Exportada em relação à Taxa de Câmbio.

As relações de influência entre as séries estabelecidas nesta dissertação foram analisadas, inicialmente, por meio das funções de impulso resposta e, posteriormente, através da decomposição de variância. No que se refere à função impulso-resposta, verificou-se que, após aplicação de choques nas três variáveis, o efeito ocasionado nas séries, apresentou tendência de estabilização decorridos alguns meses do impulso. Em relação às decomposições de variância, foram observadas até o período de 20 meses, tendo as variáveis apresentado percentuais que as caracterizam como estruturas basicamente autoregressivas: A variável Preço recebido pelo produtor com um percentual de 54,69% de auto-explicação e a Quantidade Exportada explicada por si mesma em 92,77%. Os valores se referem ao mês 20 de cada uma das séries. Assim, excetuando-se os próprios valores das séries e a representatividade da variável Quantidade Exportada em relação ao Preço de 38,10%, a participação das demais variáveis no modelo possuem baixa representatividade explicativa.

Portanto, a Taxa de Câmbio afeta positivamente o Preço e a Quantidade Exportada, tornando as exportações do milho brasileiro mais competitivas no mercado externo e conseqüentemente desabastecendo o mercado interno. No entanto, apresenta baixo poder de explicação das variáveis com percentuais correspondentes a 7,20% e 2,13%, respectivamente. Com isso, entende-se que a valorização ou desvalorização do câmbio não gera um efeito considerável no Preço

do milho e na Quantidade Exportada porque seus maiores determinantes são aspectos inerentes ao mercado do milho.

Assim, os resultados encontrados corroboram estudos presentes na literatura como Andrade e Vieira (2018), cujas evidências demonstram que variáveis como taxa de câmbio real têm pouco poder para determinar o comportamento das exportações de *commodities* e as variáveis utilizadas no modelo não estão conseguindo explicar o desempenho exportador do país, uma vez que, o milho brasileiro, hoje, é muito competitivo no comércio internacional e sua produção apresenta vantagens muito além dos retornos da taxa de câmbio. “Porque apesar das variações do câmbio afetar a rentabilidade do setor exportador, desde que esteja entre a margem e os retornos atinjam um mínimo aceitável, pelo menos no curto prazo, a produção deve continuar e eventuais oscilações no câmbio pouco afetariam a permanência das *commodities* no mercado internacional.”

Dessa forma, com os resultados apresentados espera-se contribuir para o entendimento da dinâmica existente no mercado do milho brasileiro. Além de, no que concerne ao direcionamento de estudos futuros, surge como alternativa de análise a determinação de variáveis diferentes das usadas nesta pesquisa, quando se dispuser, por exemplo, de séries históricas mais longas do Preço Futuro do milho e se possa trabalhar com maior número de graus de liberdade, além da utilização de alguma dummy exógena para captar possíveis efeitos não observados.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABIMILHO - ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS DO MILHO. **Estatísticas**. Disponível em: <<http://www.abimilho.com.br/estatisticas>>. Acesso em: 21 nov. 2019.

AGOSTINI, A. **Patamar ideal é variável**. Jornal O POVO. Disponível em: <<https://www20.opovo.com.br/app/opovo/economia/2016/04/12/noticiasjornaleconomia,3601409/patamar-ideal-e-variavel.shtml>> Acesso em: 26 jun. 2019.

ALI, S. **Exchange Rate Effects on Agricultural Exports: Transaction-Level Evidence from Pakistan**. American Journal of Agricultural Economics, May 2020, Vol.102(3), pp.1020-1044.

ALIYU, S.R.U. **Impact of oil price shock and exchange rate volatility on economic growth in Nigeria: An empirical investigation**, research journal of international studies, 11(3): 103 – 120, 2011.

AKRAM, Q. F. 2009. **Commodity Prices, Interest Rates and the Dollar**. Energy Economics 31: 838–851.

ANDRADE, M. E. e VIEIRA, F. V. **O papel da taxa de câmbio, da renda dos parceiros comerciais e do preço internacional das commodities nas exportações dos estados do nordeste (1999 A 2012)**. Rev. Econ. NE, Fortaleza, v. 49, n. 4, p. 183-202, out./dez., 2018.

BARROS, F. L. A., F., L. J. R. & FERNANDES, R. A. S. **Análise da estrutura de mercado na cadeia do leite no período de 1998 a 2008**. Revista de Economia e Agronegócio 8(2), 177–198, 2010.

BASSO, Rafaela. **A cultura alimentar paulista: uma civilização do milho?(1650-1750)**. UNICAMP, 2012.

BAUMGÄRTNER, M. e KLOSE, J. **Forecasting exchange rates with commodity prices—a global country analysis**. World Economy, Vol.42(9), pp.2546-2565, 2019.

BOUBAKRI, S.; GUILLAUMIN, C. e SILANINE, A. **Non-linear relationship between real commodity price volatility and real effective exchange rate: The**

case of commodity-exporting countries. Journal of Macroeconomics, Vol.60, pp.212-228, 2019.

BRUM, A. L. et al. **O comportamento cambial brasileiro e as consequências sobre a balança comercial.** Ijuí: Unijuí, 2010.

CALDARELLI, C. E; BACCHI, M. R. P. **Fatores de influência no preço do milho no Brasil.** Nova economia - Belo Horizonte, Brazil, Vol.22(1), 2012.

CARVALHO, M. A. e SILVA, C. R. L. **Economia internacional.** 4. ed. São Paulo: Saraiva, 2007.

CEPEA – CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA. **Indicador do milho ESALQ/BM&FBOVESPA.** Disponível em: < <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/indicador/milho.aspx>> Acesso em: 02 dez. 2019.

CHEBBI, H. E.; OLARREAGA, M. **Investigating exchange rate shocks on agricultural trade balance: The case of Tunisia.** The Journal of International Trade & Economic Development, 04 July 2019, Vol.28(5), pp.628-647.

COMEX STAT – **Base de dados estatísticos de comércio exterior do Brasil.** Disponível em: < <http://www.mdic.gov.br/index.php/comercio-exterior/estatisticas-de-comercio-exterior/series-historicas>>. Acesso em: 02 dez. 2019.

CONAB – COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO. Observatório Agrícola. **Acompanhamento da safra de Grãos.** Disponível em: <file:///C:/Users/Cec%C3%ADlia%20Furtunato/Downloads/GrosZjaneiroZcompletoZ2020.pdf>. Acesso em: 21 jan. 2020.

DIEESE - DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS. **Dez perguntas e respostas para entender a dívida pública brasileira.** São Paulo, fev. 2006. (Nota Técnica 14, p. 2 - 3). Disponível em: < <https://www.dieese.org.br/notatecnica/2006/notatec24cambio.pdf> >. Acesso em: 19 jun. 2019.

ENDERS, W. **Applied econometric time series.** John Wiley & Sons, Inc., 1995. 433p.

FAMAÁ, R.; CHAIA, A. J. **Teorias da previsão da taxa de câmbio: um teste de eficiência no Brasil, Chile e México na segunda metade dos anos 90.** Caderno de Pesquisas em Administração. São Paulo, v. 8, n. 2, abr./jun. 2001.

FREITAS, F. O; BUSTAMANT, P. Amazonian Maize: **Diversity, Spatial Distribution and Historical Cultural Diffusion.** Tipiti, v. 11, p. 59-65, 2013.

FUNDAJ – FUNDAÇÃO JOAQUIM NABUCO. **Pesquisa escolar - Milho.** Disponível em: <http://basilio.fundaj.gov.br/pesquisaescolar/index.php?option=com_content&view=article&id=698%3Amilho&catid=48%3Aletra-m&Itemid=1> Acesso em: 22 mai. 2019.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica.** 5. ed. Bookman: Porto Alegre, 2011.

GRANGER, C. W. J. **Investigating causal relations by econometric models and crossspectral methods.** Econometrica, Chicago, v. 37, n. 3, p.424-438. 1969.

IPEADData – base de dados do INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Taxa de câmbio: conjuntura mensal – Período 01/01/2019 a 31/12/2019.** Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/ExibeSerie.aspx?serid=32098&module=M>>. Acesso em: 02 dez. 2019.

IMEA - INSTITUTO MATO-GROSSENSE DE ECONOMIA AGROPECUÁRIA. **Entendendo o mercado do milho.** Mato Grosso, 2015. Disponível em: <http://www.imea.com.br/upload/pdf/arquivos/Paper_jornalistas_Milho_AO.pdf> Acesso em: 05 jul. 2019.

IWAISAKO, T.; NAKATA, H. **Impact of exchange rate shocks on Japanese exports: Quantitative assessment using a structural VAR model.** ScienceDirect Journals (Elsevier), Journal of The Japanese and International Economies, July 2017, Vol 46 pp 1-16.

MORAES, B. M. M.; BENDER FILHO, R. e CORONEL, D. A. **A influência da taxa de câmbio nas exportações brasileiras de carne bovina in natura.** Perspectivas Contemporâneas - Revista Eletrônica de Ciências Sociais Aplicadas. v. 11, n. 3. 2016.

PIMENTA JÚNIOR, T.; SCHERMA, F. R. **Um estudo da influência entre o dólar e o Ibovespa no período 1999–2003**. GESTÃO.Org – Revista Eletrônica de Gestão Organizacional, v. 3, n. 1, p. 18-25. 2005.

REZITIS, A. N., and M. SASSI. 2013. “**Commodity Food Prices: Review and Empirics**.” Economics Research International 2013, Article ID 694507, 15 pages.

ROSA, P. M. ; SILVA, M. G. ; FLORES, F. D. ; FROZZA, M. S. . **Comércio internacional brasileiro: uma relação entre preços externos, exportações de commodities e taxa de câmbio real**. Disciplinarum Scientia , v. 12, p. 21-38, 2016.

SCHUH, G.E., 1984. **The exchange rate and U.S. agriculture**. Am. J. Agric. Econ. 56: 1-14.

SECEX – SECRETARIA DE COMÉRCIO EXTERIOR - Ministério da Economia. **Balança comercial brasileira: Acumulado do ano 2018**. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br/index.php/comercio-externo/estatisticas-de-comercio-externo/balanca-comercial-brasileira-acumulado-do-ano>> Acesso em: 08 jul. 2019.

SIMS, C. A. **Macroeconomics and reality**. Econometrica, v. 48, n. 1, p. 1-48, jan.1980.

SMITH, Adam. **A Riqueza das Nações**. Hemus, 3a ed. 2008, 440p. ISBN 85-289-0554-3

SOUSA, E. P. de; AMORIM, A. L.; CORONEL, D. A. **Taxa de câmbio e preços de exportação da carne de frango em Santa Catarina**. Revista Faz Ciência, v. 14, n. 20, p. 87-108, jul./dez. 2012.

SUGIHARTI, L.; ESQUIVIAS, M. A.; SETYORANI, B. **The impact of exchange rate volatility on Indonesia's top exports to the five main export markets**. ScienceDirect Journals (Elsevier), Heliyon, January 2020, Vol.6(1).

USDA - UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE - Foreign Agricultural Service (FAS). **Grãos: Mercados e Comércio Mundial**. Disponível em: <<https://www.fas.usda.gov/commodities/corn>>. Acesso em: 15 mai. 2020.

VINER, J. (1950). **The customs union issue**. New York: Carnegie Endowment for International Peace.

ANEXOS

Anexo 1 - Teste de sazonalidade e tendência na série Quantidade Exportada de milho

Modelo 1: MQO, usando as observações 2009:01-2019:12 (T = 132)

Variável dependente: QUANT

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	1,68428e+09	2,33504e+08	7,213	4,76e-011	***
dm2	-1,29083e+09	3,81927e+08	-3,380	0,0010	***
dm3	-2,04579e+09	3,81814e+08	-5,358	3,94e-07	***
dm4	-2,50046e+09	3,81720e+08	-6,551	1,37e-09	***
dm5	-2,58980e+09	3,81645e+08	-6,786	4,23e-010	***
dm6	-2,57792e+09	3,81588e+08	-6,756	4,92e-010	***
dm7	-1,43681e+09	3,81551e+08	-3,766	0,0003	***
time	1,72949e+07	2,68109e+06	6,451	2,25e-09	***
Média var. dependente	1,80e+09	D.P. var. dependente	1,74e+09		
Soma resid. quadrados	1,70e+20	E.P. da regressão	1,17e+09		
R-quadrado	0,571704	R-quadrado ajustado	0,547526		
F(7, 124)	23,64565	P-valor(F)	3,66e-20		
Log da verossimilhança	-2939,541	Critério de Akaike	5895,082		
Critério de Schwarz	5918,144	Critério Hannan-Quinn	5904,453		
rô	0,746562	Durbin-Watson	0,547445		

Anexo 2 - Testes de tendência nas séries Preço do milho e Taxa de câmbio

Modelo 5: MQO, usando as observações 2009:01-2019:12 (T = 132)

Variável dependente: PRECO

Omitido devido a colinearidade exata: dml2

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	22,0475	1,87645	11,75	1,24e-021 ***
dml	0,0805335	2,33153	0,03454	0,9725
dm2	0,439741	2,33082	0,1887	0,8507
dm3	1,08349	2,33018	0,4650	0,6428
dm4	-0,985480	2,32961	-0,4230	0,6730
dm5	-1,36718	2,32910	-0,5870	0,5583
dm6	-1,74252	2,32867	-0,7483	0,4558
dm7	-2,83695	2,32830	-1,218	0,2255
dm8	-2,16138	2,32799	-0,9284	0,3551
dm9	-1,64580	2,32776	-0,7070	0,4809
dml0	-1,33569	2,32759	-0,5739	0,5672
dml1	-0,453753	2,32749	-0,1950	0,8458
time	0,145338	0,0125197	11,61	2,69e-021 ***
Média var. dependente	30,80205	D.P. var. dependente	7,668476	
Soma resid. quadrados	3545,458	E.P. da regressão	5,458366	
R-quadrado	0,539762	R-quadrado ajustado	0,493351	
F(12, 119)	11,63014	P-valor(F)	3,46e-15	
Log da verossimilhança	-404,4808	Critério de Akaike	834,9617	
Critério de Schwarz	872,4381	Critério Hannan-Quinn	850,1904	
rô	0,929942	Durbin-Watson	0,151205	

Excluindo a constante, a variável com maior p-valor foi 9 (dml)

Modelo 6: MQO, usando as observações 2009:01-2019:12 (T = 132)

Variável dependente: CAMBIO

Omitido devido a colinearidade exata: dml2

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	1,37969	0,126898	10,87	1,53e-019 ***
dml	0,0311898	0,157673	0,1978	0,8435
dm2	0,00734444	0,157625	0,04659	0,9629
dm3	0,00613545	0,157582	0,03894	0,9690
dm4	-0,0384554	0,157543	-0,2441	0,8076
dm5	-0,0136734	0,157509	-0,08681	0,9310
dm6	-0,0248370	0,157479	-0,1577	0,8749
dm7	-0,0616823	0,157454	-0,3917	0,6959
dm8	-0,0285731	0,157434	-0,1815	0,8563
dm9	0,0233906	0,157418	0,1486	0,8821
dml0	-0,0408457	0,157406	-0,2595	0,7957
dml1	-0,0156365	0,157400	-0,09934	0,9210
time	0,0197817	0,000846663	23,36	2,80e-046 ***
Média var. dependente	2,682203	D.P. var. dependente	0,834203	
Soma resid. quadrados	16,21452	E.P. da regressão	0,369129	
R-quadrado	0,822136	R-quadrado ajustado	0,804200	
F(12, 119)	45,83743	P-valor(F)	7,29e-39	
Log da verossimilhança	-48,90484	Critério de Akaike	123,8097	
Critério de Schwarz	161,2861	Critério Hannan-Quinn	139,0384	
rô	0,937736	Durbin-Watson	0,077959	

Excluindo a constante, a variável com maior p-valor foi 11 (dm3)

Anexo 3 - Teste de estacionariedade das séries (ADF) para a QUANTIDADE

Em nível

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para t_s_QUANT
testar para baixo a partir de 12 defasagens, critério AIC
tamanho da amostra: 128
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante
incluindo 3 defasagens de $(1-L)t_s_QUANT$
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,436561
estatística de teste: $\tau_c(1) = -5,59612$
p-valor assintótico 1,054e-006
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,015
diferenças defasadas: $F(3, 123) = 5,848 [0,0009]$

com constante e tendência
incluindo 3 defasagens de $(1-L)t_s_QUANT$
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,435768
estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -5,56603$
p-valor assintótico 1,193e-005
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,015
diferenças defasadas: $F(3, 122) = 5,844 [0,0009]$

Na primeira diferença

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para d_s_QUANT
testar para baixo a partir de 12 defasagens, critério AIC
tamanho da amostra: 125
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante
incluindo 5 defasagens de $(1-L)d_s_QUANT$
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -1,68653
estatística de teste: $\tau_c(1) = -6,27058$
p-valor assintótico 2,604e-008
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,003
diferenças defasadas: $F(5, 118) = 4,088 [0,0019]$

com constante e tendência
incluindo 5 defasagens de $(1-L)d_s_QUANT$
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -1,67488
estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -6,15144$
p-valor assintótico 4,898e-007
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,004
diferenças defasadas: $F(5, 117) = 3,972 [0,0023]$

Anexo 4 - Teste de estacionariedade da série (ADF) para o PREÇO

Em nível

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para t_PRECO
testar para baixo a partir de 12 defasagens, critério AIC
tamanho da amostra: 128
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante
incluindo 3 defasagens de $(1-L)t_PRECO$
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,133123
estatística de teste: $\tau_c(1) = -3,50993$
p-valor assintótico 0,007763
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,017
diferenças defasadas: $F(3, 123) = 5,359 [0,0017]$

com constante e tendência
incluindo 3 defasagens de $(1-L)t_PRECO$
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,13276
estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -3,48737$
p-valor assintótico 0,04068
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,017
diferenças defasadas: $F(3, 122) = 5,285 [0,0018]$

Na primeira diferença

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para d_t_PRECO
testar para baixo a partir de 12 defasagens, critério AIC
tamanho da amostra: 130
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante
incluindo 0 defasagens de $(1-L)d_t_PRECO$
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,76664
estatística de teste: $\tau_c(1) = -8,84919$
p-valor 1,321e-012
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,020

com constante e tendência
incluindo 0 defasagens de $(1-L)d_t_PRECO$
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,768506
estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -8,83692$
p-valor 1,678e-011
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,019

Anexo 5 - Teste de estacionariedade da série (ADF) para o CÂMBIO

Em nível

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para t_CAMBIO
testar para baixo a partir de 12 defasagens, critério AIC
tamanho da amostra: 128
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante
incluindo 3 defasagens de $(1-L)t_CAMBIO$
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,0773799
estatística de teste: $\tau_c(1) = -3,01922$
p-valor assintótico 0,03316
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,003
diferenças defasadas: $F(3, 123) = 7,884 [0,0001]$

com constante e tendência
incluindo 3 defasagens de $(1-L)t_CAMBIO$
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,0796352
estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -3,10297$
p-valor assintótico 0,1055
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,001
diferenças defasadas: $F(3, 122) = 7,216 [0,0002]$

Na primeira diferença

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para d_t_CAMBIO
testar para baixo a partir de 12 defasagens, critério AIC
tamanho da amostra: 128
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante
incluindo 2 defasagens de $(1-L)d_t_CAMBIO$
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,671334
estatística de teste: $\tau_c(1) = -5,24618$
p-valor assintótico 6,23e-006
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,004
diferenças defasadas: $F(2, 124) = 5,224 [0,0066]$

com constante e tendência
incluindo 2 defasagens de $(1-L)d_t_CAMBIO$
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,698373
estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -5,31093$
p-valor assintótico 4,252e-005
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,000
diferenças defasadas: $F(2, 123) = 5,104 [0,0074]$

Anexo 6 - Seleção de defasagens VAR - Só com constante e as três variáveis endógenas

Sistema VAR, máximo grau de defasagem 24

Os asteriscos abaixo indicam os melhores (isto é, os mínimos) valores dos respectivos critérios de informação. AIC = critério de Akaike, BIC = critério Bayesiano de Schwarz, e HQC = critério de Hannan-Quinn.

defas.	log.L	p (LR)	AIC	BIC	HQC
1	-2482,63714		46,628732	46,928488*	46,750249*
2	-2473,29321	0,02798	46,622303	47,146877	46,834958
3	-2463,11893	0,01588	46,600354*	47,349745	46,904147
4	-2455,88553	0,10666	46,633374	47,607583	47,028306
5	-2453,83880	0,90515	46,763342	47,962368	47,249411
6	-2448,00240	0,23239	46,822475	48,246318	47,399682
7	-2438,04398	0,01843	46,804560	48,453221	47,472905
8	-2431,49205	0,15796	46,850319	48,723797	47,609802
9	-2425,26930	0,18934	46,902230	49,000525	47,752851
10	-2414,48138	0,01033	46,868811	49,191924	47,810570
11	-2406,64670	0,07412	46,890593	49,438523	47,923490
12	-2401,02189	0,25899	46,953680	49,726428	48,077715
13	-2395,11009	0,22344	47,011404	50,008969	48,226577
14	-2386,81383	0,05549	47,024558	50,246940	48,330869
15	-2381,62837	0,32130	47,095857	50,543057	48,493306
16	-2377,33968	0,47716	47,183919	50,855936	48,672506
17	-2371,80965	0,27161	47,248779	51,145613	48,828503
18	-2365,94557	0,22907	47,307394	51,429046	48,978257
19	-2355,89294	0,01727	47,287719	51,634188	49,049719
20	-2347,79514	0,06291	47,304582	51,875869	49,157721
21	-2341,46018	0,17812	47,354396	52,150500	49,298673
22	-2325,55847	0,00022	47,225392	52,246313	49,260807
23	-2309,36978	0,00017	47,091024	52,336763	49,217577
24	-2291,50618	0,00004	46,925349	52,395905	49,143040

Anexo 7 - Autoregressão vetorial

Sistema VAR, grau de defasagem 3
 Estimativas MQO, observações 2009:05-2019:12 (T = 128)
 Log da verossimilhança = -2914,8763
 Determinante da matriz de covariâncias = 1,2091878e+016
 AIC = 46,2949
 BIC = 47,3645
 HQC = 46,7295
 Teste Portmanteau: LB(32) = 234,674, gl = 261 [0,8778]

Equação 1: d_t_CAMBIO

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-0,000480357	0,0119046	-0,04035	0,9679	
d_t_CAMBIO_1	0,346469	0,0922538	3,756	0,0003	***
d_t_CAMBIO_2	-0,278556	0,0938391	-2,968	0,0037	***
d_t_CAMBIO_3	0,202438	0,0908453	2,228	0,0279	**
t_PRECO_1	-0,00221725	0,00455889	-0,4864	0,6277	
t_PRECO_2	-0,00559429	0,00672435	-0,8319	0,4072	
t_PRECO_3	0,00392971	0,00465593	0,8440	0,4005	
t_s_QUANT_1	-1,71430e-011	1,23166e-011	-1,392	0,1667	
t_s_QUANT_2	2,47711e-011	1,56794e-011	1,580	0,1170	
t_s_QUANT_3	-1,46446e-011	1,27231e-011	-1,151	0,2522	

Média var. dependente	-0,004890	D.P. var. dependente	0,103277
Soma resid. quadrados	1,007806	E.P. da regressão	0,094859
R-quadrado	0,256017	R-quadrado ajustado	0,156377
F(15, 112)	2,569407	P-valor(F)	0,002480
rô	-0,003390	Durbin-Watson	1,966281

Testes-F com zero restrições:

Todas as defasagens de d_t_CAMBIO	F(3, 112) =	6,2751 [0,0006]
Todas as defasagens de t_PRECO	F(3, 112) =	2,2601 [0,0853]
Todas as defasagens de t_s_QUANT	F(3, 112) =	1,0378 [0,3788]
Todas as variáveis, defasagem 3	F(3, 112) =	2,4388 [0,0682]

Anexo 8 - Autoregressão vetorial

Equação 2: t_PRECO

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	0,408530	0,229477	1,780	0,0777	*
d_t_CAMBIO_1	1,08714	1,77832	0,6113	0,5422	
d_t_CAMBIO_2	-1,32966	1,80888	-0,7351	0,4638	
d_t_CAMBIO_3	3,91497	1,75117	2,236	0,0274	**
t_PRECO_1	1,07390	0,0878789	12,22	2,45e-022	***
t_PRECO_2	-0,149745	0,129621	-1,155	0,2504	
t_PRECO_3	-0,00924435	0,0897495	-0,1030	0,9181	
t_s_QUANT_1	2,19936e-010	2,37418e-010	0,9264	0,3562	
t_s_QUANT_2	-1,53127e-010	3,02242e-010	-0,5066	0,6134	
t_s_QUANT_3	6,78913e-010	2,45255e-010	2,768	0,0066	***
Média var. dependente	-0,012488	D.P. var. dependente		5,397543	
Soma resid. quadrados	374,4789	E.P. da regressão		1,828541	
R-quadrado	0,898788	R-quadrado ajustado		0,885233	
F(15, 112)	66,30598	P-valor(F)		1,86e-48	
ró	-0,007355	Durbin-Watson		2,011338	

Testes-F com zero restrições:

Todas as defasagens de d_t_CAMBIO	F(3, 112) =	1,6712	[0,1773]
Todas as defasagens de t_PRECO	F(3, 112) =	260,94	[0,0000]
Todas as defasagens de t_s_QUANT	F(3, 112) =	5,8548	[0,0009]
Todas as variáveis, defasagem 3	F(3, 112) =	4,3053	[0,0065]

Anexo 9 - Autoregressão vetorial

Equação 3: t_s_QUANT

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-9,49618e+07	9,75032e+07	-0,9739	0,3322	
d_t_CAMBIO_1	3,61213e+07	7,55597e+08	0,04780	0,9620	
d_t_CAMBIO_2	6,47900e+08	7,68582e+08	0,8430	0,4010	
d_t_CAMBIO_3	2,25715e+08	7,44060e+08	0,3034	0,7622	
t_PRECO_1	5,25844e+07	3,73392e+07	1,408	0,1618	
t_PRECO_2	-1,10849e+08	5,50752e+07	-2,013	0,0465	**
t_PRECO_3	4,20257e+07	3,81340e+07	1,102	0,2728	
t_s_QUANT_1	0,850971	0,100878	8,436	1,30e-013	***
t_s_QUANT_2	0,0549632	0,128421	0,4280	0,6695	
t_s_QUANT_3	-0,296092	0,104207	-2,841	0,0053	***
Média var. dependente	-14488992	D.P. var. dependente	1,15e+09		
Soma resid. quadrados	6,76e+19	E.P. da regressão	7,77e+08		
R-quadrado	0,597622	R-quadrado ajustado	0,543733		
F(15, 112)	11,08970	P-valor (F)	5,17e-16		
rô	-0,049552	Durbin-Watson	1,923163		

Testes-F com zero restrições:

Todas as defasagens de d_t_CAMBIO	F(3, 112) =	0,36527 [0,7782]
Todas as defasagens de t_PRECO	F(3, 112) =	1,8388 [0,1442]
Todas as defasagens de t_s_QUANT	F(3, 112) =	42,963 [0,0000]
Todas as variáveis, defasagem 3	F(3, 112) =	3,6585 [0,0146]

Para o sistema como um todo:

Hipótese nula: a maior defasagem é 2

Hipótese alternativa: a maior defasagem é 3

Teste de razão de verossimilhança: Qui-quadrado(9) = 32,0882 [0,0002]

Comparação dos critérios de informação:

Ordem de defasagem 3: AIC = 46,2949, BIC = 47,3645, HQC = 46,7295

Ordem de defasagem 2: AIC = 46,4050, BIC = 47,2740, HQC = 46,7581