

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS – UFSCar
CENTRO DE CIÊNCIA EM GESTÃO E TECNOLOGIA – CCGT
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – PPGEc

DALLAS KELSON FRANCISCO DE SOUZA

**O IMPACTO DAS VARIAÇÕES CAMBIAIS NAS EXPORTAÇÕES DO MILHO E
DO ALGODÃO**

Sorocaba – SP
2018

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS – UFSCar
CENTRO DE CIÊNCIA EM GESTÃO E TECNOLOGIA – CCGT
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – PPGEc

DALLAS KELSON FRANCISCO DE SOUZA

**O IMPACTO DAS VARIAÇÕES CAMBIAIS NAS EXPORTAÇÕES DO MILHO E
DO ALGODÃO**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientação: Prof. Dr. Eduardo Rodrigues de Castro

De Souza, Dallas Kelson Francisco

O Impacto das Variações Cambiais nas Exportações do Milho e do Algodão / Dallas Kelson Francisco De Souza. -- 2018.
95 f. : 30 cm.

Dissertação (mestrado)-Universidade Federal de São Carlos, campus Sorocaba, Sorocaba

Orientador: Eduardo Rodrigues de Castro

Banca examinadora: Adelson Martins Figueiredo, Silvia Helena Galvão de Miranda

Bibliografia

1. Milho e Algodão.. 2. Oferta de Exportação. 3. Exchange Rate Pass-Through.. I. Orientador. II. Universidade Federal de São Carlos. III. Título.

Ficha catalográfica elaborada pelo Programa de Geração Automática da Secretaria Geral de Informática (SIn).

DADOS FORNECIDOS PELO(A) AUTOR(A)

Bibliotecário(a) Responsável: Maria Aparecida de Lourdes Mariano – CRB/8 6979

DALLAS KELSON FRANCISCO DE SOUZA

**O IMPACTO DAS VARIAÇÕES CAMBIAIS NAS EXPORTAÇÕES DO MILHO E DO
ALGODÃO**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia. Universidade Federal de São Carlos, *campus* Sorocaba. Sorocaba, 7 de março de 2018.

Orientador (a)

Dr. (a). Eduardo Rodrigues de Castro
Universidade Federal de São Carlos – UFSCar

Examinador (a)

Dr. (a) Adelson Martins Figueiredo
Universidade Federal de São Carlos – UFSCar

Examinador (a)

Dr. (a) Silvia Helena Galvão de Miranda
Universidade de São Paulo – ESALQ/USP

*Aos meus Pais,
pela confiança e incentivo.*

AGRADECIMENTO

Primeiramente gostaria de agradecer a Deus, a minha família e aos meus pais, Elizabete e Adalicio, pelo estímulo, fé e apoio incondicional durante toda minha trajetória.

Agradeço ao meu orientador Prof. Eduardo pela sua constante disponibilidade e orientação na elaboração deste trabalho.

Agradeço também ao Prof. Adelson pelas várias sugestões e contribuições durante a elaboração da pesquisa.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pelo fomento via bolsa de mestrado.

Gostaria de também agradecer aos meus amigos de longa data, que nunca deixaram de acreditar e estimular na busca dos meus objetivos se mostrando sempre ao meu lado, especialmente, Luiz Guilherme, Rhainer e Barbara.

Aos meus amigos de graduação, Indiane, Anna Carolina e Lucas Voltarelli que desde sempre se mostraram presentes no processo de desenvolvimento dessa dissertação. Agradeço também a minha namorada Ana pelo afeto, compreensão e companhia nos momentos difíceis.

Agradeço ao Núcleo de Pesquisa em Economia Aplicada da UFSCar (NEA-UFSCar), especialmente a Murilo, Luisa, Gabriella, Flávia, Giovana e Mauricio, colegas com quem pude dividir a rotina de pesquisa durante o mestrado como também compartilhar as dificuldades e aflições.

A todos muito obrigado!

RESUMO

DE SOUZA, Dallas K. F. O impacto das variações cambiais nas exportações do Milho e do Algodão. 2018. 95 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de São Carlos, *campus* Sorocaba, Sorocaba, 2018.

A partir do século XXI, as exportações de milho e algodão tiveram suas quantidades aumentadas, elevando a participação brasileira na comercialização externa destas culturas. Além das mudanças tecnológicas nos cultivos dessas *commodities* pode-se atribuir esse desempenho em parte aos ganhos de competitividade no mercado internacional advindo da mudança nos termos de troca que surgiram a partir da desvalorização do real que se iniciou em janeiro de 1999. Dessa forma, o objetivo do presente trabalho consiste em avaliar os principais determinantes do quantum exportado dessas culturas dando maior ênfase na influência das variações cambiais em seu desempenho exportador, considerando os impactos nos preços e volumes exportados desses produtos agrícolas. O arcabouço teórico utilizado refere-se às hipóteses acerca da oferta de exportação, adotando-se um modelo econômico que tem como pressuposto que as exportações agrícolas dependem em grande parte das condicionantes domésticas do país exportador. Também se adotou conceitos teóricos relacionados ao *exchange rate pass-through* com foco nos efeitos nos preços de exportação. Para alcançar os objetivos propostos optou-se pelos instrumentais de séries temporais multivariados; foram testadas as condições de estacionariedade das séries e executados os testes de cointegração com base na metodologia proposta por Johansen (1988, 1995), o que permitiu a especificação do Modelo Vetorial de Correção de Erro – VECM, que separa componentes de curto e de longo-prazo. Especificou-se 4 modelos Vetoriais de Correção de Erro – VECM: oferta de exportação do milho, oferta de exportação do algodão, *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do milho e *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do algodão. Adicionalmente, estes modelos foram estimados por meio do Modelo Estrutural Vetorial de Correção de Erro – SVEC, consistente com o referencial teórico adotado. Os resultados indicam que, para ambas as *commodities*, os principais determinantes das exportações do milho e do algodão foram, no longo-prazo, os preços das culturas. Destaca-se ainda a importância da taxa de câmbio real elevando as exportações do milho e da produção têxtil retraindo as exportações do algodão. O *pass-through* da taxa de câmbio para o preço de exportação foi incompleto no período para estimativa do milho, implicando que as variações cambiais afetaram a competitividade do exportador dessa cultura. Outro resultado foi o *pass-through* nulo para os preços do algodão, indicando que as variações cambiais agiram impactando apenas o *mark-up* do exportador dessa *commodity*. Consequentemente, os resultados indicam que os exportadores do milho e do algodão obtiveram ganhos de receita em moeda doméstica quando houve, no período analisado, desvalorização cambial. Em síntese, ressalta-se que o mercado brasileiro de algodão, apresentou indícios de significativa integração ao mercado internacional ao apresentar elevado coeficiente de transmissão de preço internacional.

Palavras-chave: Exportações, Milho, Algodão, *exchange rate pass-through*, oferta de exportação, SVEC.

ABSTRACT

DE SOUZA, Dallas K. F. The impact of exchange rate on the exports of corn and cotton. 2018. 95 f. Dissertation (Master in Applied Economics) - Federal University of São Carlos, *campus* Sorocaba, Sorocaba, 2018.

Since the beginning of the 21st century, the exports of corn and cotton have increased, increasing the Brazilian participation in these international markets. In addition to the technological changes incorporated to the cultivation of these crops, this performance can also be attributed in part to the bigger competitiveness in the international market due to the devaluation of the exchange rate started in January of 1999. The objective of the present study is to evaluate the main determinants of the exported quantum of these crops, with emphasis on the influence of the exchange rate variations on export performance, taking in account its impact on the prices. The theoretical framework is based on the hypotheses about export supply, which assumes that agricultural exports depend largely on the domestic constraints of the exporting country. It was also adopted the theoretical concepts about the exchange rate pass-through. To reach the proposed objectives, we opted for the multivariate time series instruments. It was tested the time series stationarity conditions and performed the cointegration tests based on the methodology proposed by Johansen (1988, 1995), which allows to specificate the Vector Error Correction Model (VECM), and to separate short and long-run components. Four Vector Error Correction Models (VECM) were specified, which are: corn export supply, cotton export supply, the exchange rate pass-through to corn export prices and the pass-through rate to the cotton export prices. Additionally, these models were estimated using the Vector Structural Model of Error Correction - SVEC, consistent with the theoretical framework adopted in this research. The results indicate that the main determinants of maize and cotton exports were, in the long run, the crop prices. It is important to highlight the importance of the real exchange rate to raise maize exports while textile production decreases cotton exports. The exchange-rate pass-through to the maize export price was incomplete which implies that exchange rate changes influences the exporter's competitiveness. By the other side, the exchange rate pass-through was null for cotton prices, which indicates effect so that it to only impacts the exporter's mark-up. The results indicate that maize and cotton exporters obtained income gains in domestic currency when there was a devaluation in the exchange rate in the analyzed period. In summary, the Brazilian cotton market showed significant integration to the international market, as it presents a high coefficient of international price transmission.

Keywords: Exports, Corn, Cotton, exchange rate pass-through, export supply, SVEC.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Evolução da Produção e Exportação do Algodão do Brasil entre 1991 a 2014.	17
Figura 2 - Evolução da Produção e Exportação do Milho do Brasil entre 1991 a 2014.	18
Figura 3 - Equilíbrio no mercado internacional.....	21
Figura 4 - Efeitos da desvalorização cambial.....	24
Figura 5 - Resposta das exportações do milho ao impulso de um desvio padrão na taxa de câmbio real e no preço de exportação.....	53
Figura 6 - Resposta das exportações do milho ao impulso de um desvio padrão nos preços dos NPK, no Abate de Aves e no preço doméstico do milho.....	54
Figura 7 - Resposta do preço doméstico do milho e da variável abate de aves ao impulso de um desvio padrão na taxa de câmbio real.	55
Figura 8 - Resposta do preço doméstico do milho ao um impulso de um desvio padrão no preço de exportação do milho.	55
Figura 9 - Resposta das exportações do algodão ao choque de um desvio padrão nos preços dos NPK e no índice de confecção de artigos de vestuário.....	59
Figura 10 - Resposta das exportações do algodão ao choque de um desvio padrão na taxa de câmbio real e no preço de exportação.....	60
Figura 11 - Resposta das exportações do algodão a um choque de um desvio padrão no preço doméstico do algodão.	61
Figura 12 - Resposta do preço doméstico do algodão e da produção Têxtil a um impulso de um desvio padrão na taxa de câmbio real e resposta do preço interno do algodão a um impulso de um desvio padrão no preço de exportação do algodão....	62
Figura 13 - Funções de Impulso resposta do modelo SVEC de pass-through cambial para o preço de exportação do milho.	67
Figura 14 - Funções de Impulso resposta do modelo SVEC de pass-through cambial para o preço de exportação do algodão.	71

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estimativas dos Coeficientes de Ajustamento e Longo-Prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro [VEC (4,1)], oferta de exportação do Milho	50
Tabela 2 – Estimativas da matriz de relação contemporâneo do modelo de oferta de exportação do Milho	52
Tabela 3 – Decomposição da variância do erro de previsão para a quantidade exportada do milho	56
Tabela 4 – Estimativas dos Coeficientes de Ajustamento e Longo-Prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro [VEC (1,1)], oferta de exportação do Algodão	57
Tabela 5 – Estimativas da matriz de relação contemporâneo do modelo de oferta de exportação do Algodão	58
Tabela 6 – Decomposição da variância do erro de previsão para a quantidade exportada do algodão.....	62
Tabela 7 – Estimativas dos Coeficientes de Ajustamento e Longo-Prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro [VEC (1,1)], pass-through cambial para o preço de exportações em dólares do milho.....	64
Tabela 8 – Estimativas dos Coeficientes de Ajustamento e Longo-Prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro [VEC (1,1)], pass-through cambial para o preço de exportação em reais do milho	65
Tabela 9 – Estimativas da matriz de relação contemporâneo, pass-through cambial do milho.....	66
Tabela 10 – Decomposição da variância do erro de previsão para o preço de exportação em dólares do milho	67
Tabela 11 – Estimativas dos Coeficientes de Ajustamento e Longo-Prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro [VEC (1,1)], pass-through cambial do Algodão	68
Tabela 12 – Estimativas dos Coeficientes de Curto e Longo-Prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro [VEC (1,1)], pass-through da taxa de câmbio para os preço de exportação em reais do Algodão.....	69
Tabela 13 – Estimativas da matriz de relação contemporâneo, pass-through cambial do Algodão	70
Tabela 14 – Decomposição da variância do erro de previsão para o preço de exportação em dólares do algodão	71

LISTA DE ABREVIATURAS

ABIMILHO Associação Brasileira das Indústrias do Milho

ABRAPA Associação Brasileira dos Produtores de Algodão

ADF Dickey & Fuller Aumentado

ANDA Associação Nacional para Difusão de Adubos

CONAB Companhia Nacional de Abastecimento

CEPEA Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada

CBOT Chicago Board of Trade

IBGE Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

IMEA Instituto Mato-grossense de Economia Agropecuária

IPEA Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

MAPA Ministério da Agricultura Pecuária e Abastecimento

MQO Mínimos Quadrados Ordinários

RU Raiz Unitária

SBC Schwarz Bayesian Criterion

SECEX Secretaria de Comércio Exterior

SIDRA Sistema IBGE de Recuperação Automática

SPA Secretaria de Política Agrícola

SVAR Vetor Autorregressivo Estrutural

SVEC Modelo Estrutural Vetorial de Correção de Erro

VAR Vetor Autorregressivo

VECM Modelo Vetorial de Correção de Erro

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	13
1.1. PROBLEMA E SUA IMPORTÂNCIA	16
1.2. OBJETIVO	19
1.2.1. Objetivos Específicos	19
2. METODOLOGIA	21
2.1. REFERENCIAL TEÓRICO	21
2.1.1. Oferta de Exportação	21
2.1.2. Exchange Rate Pass-Through	30
3. MODELO EMPÍRICO	35
3.1. VETOR AUTORREGRESSIVO	35
3.2. TESTE DE RAIZ UNITÁRIA	37
3.2.1. Teste Dickey & Fuller	37
3.2. TESTE DE COINTEGRAÇÃO	39
3.3. MODELO VETORIAL DE CORREÇÃO DE ERRO	41
3.4. FONTES DOS DADOS	47
4. ANÁLISES DOS RESULTADOS	49
4.1. OFERTA DE EXPORTAÇÃO DO MILHO E DO ALGODÃO	49
4.1.1. Oferta de exportação do Milho	50
4.1.2. Oferta de exportação do Algodão	57
4.2. <i>PASS-THROUGH</i> DA TAXA DE CAMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO DO MILHO E DO ALGODÃO	63
4.2.1. Exchange Rate Pass-Through para o preço do Milho	64
4.2.2. Exchange Rate Pass-Through para o preço do Algodão	68
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS	72
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	75
APÊNDICE	81
APÊNDICE A – Testes de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado	81
APÊNDICE B – Testes de Cointegração de Johansen (1988, 1995), estatística do traço	83
APÊNDICE C – Estimativas dos modelos VEC	84

APÊNDICE D – Análise de estabilidade dos modelos	88
APÊNDICE E – Análise de Autocorrelação e Normalidade dos resíduos da oferta de exportação do milho.....	90
APÊNDICE F – Análise de Autocorrelação e Normalidade dos resíduos da oferta de exportação do algodão	91
APÊNDICE G – Análise de Autocorrelação e Normalidade dos resíduos do modelo estimado do <i>pass-through</i> da taxa de câmbio para o preço de exportação em dólares do milho	92
APÊNDICE H – Análise de Autocorrelação e Normalidade dos resíduos do modelo estimado do <i>pass-through</i> da taxa de câmbio para o preço de exportação em reais do milho.....	93
APÊNDICE I – Análise de Autocorrelação e Normalidade dos resíduos do modelo estimado do <i>pass-through</i> da taxa de câmbio para o preço de exportação em dólares do algodão.	94
APÊNDICE J – Análise de Autocorrelação Residual e Normalidade do modelo estimado do <i>pass-through</i> da taxa de câmbio para o preço de exportação em reais do algodão.....	95

1. INTRODUÇÃO

O desempenho do agronegócio no final do século XX e início do século XXI advém da combinação de mudanças nas políticas agrícolas com a progressiva imposição do capital na dinâmica setorial. Junta-se a essas transformações à mudança no câmbio em janeiro de 1999, resultando no aumento da eficiência agrícola no país (TEIXEIRA, 2013). Segundo dados do Cepea (2016a), o agronegócio brasileiro teve participação de 21,46% no PIB em 2015 e de acordo com o Ministério da Agricultura Pecuária e Abastecimento (MAPA, 2016a), o setor cresceu 1,8% neste mesmo ano. Se comparado a setores como indústria e serviços que enfrentaram queda de 6,2% e 2,7% respectivamente, o agronegócio apresentou importante destaque.

Estudos como os de Barros (2014), Santos *et al.* (2015) e Jank, Nassar & Tachinardi (2005) indicam que a partir dos anos 2000 houve uma expansão da participação do agronegócio brasileiro no comércio internacional. Observa-se que os ganhos de eficiência adquiridos por meio dos cultivos são resultado do volume de investimentos associados em certos momentos ao aumento da competitividade brasileira frente ao mercado internacional, obtida em parte por uma taxa de câmbio de certa forma rentável.

O comércio agrícola é de suma importância como instrumento para o desenvolvimento socioeconômico, para a redução das desigualdades e para a gestão ambiental no Brasil. Na história econômica do país o setor colaborou de forma significativa para contenção da inflação, crescimento econômico e geração de divisas para o financiamento das importações de outros setores relevantes da economia brasileira. Tais resultados foram alcançados graças ao uso de tecnologia e de práticas gerenciais modernas que resultaram em reduções substanciais nos custos e em incrementos na competitividade do agronegócio nacional nos mercados internacionais (BARROS, 2005; GARCIA & VIEIRA FILHO, 2014).

Nesse cenário, a cotonicultura e a cultura do milho têm ganhado espaço no agronegócio brasileiro, apresentando crescimento tanto da produção quanto das exportações, impulsionada em parte, pelo regime de câmbio flutuante adotado a partir de janeiro de 1999. Essa mudança no regime cambial levou à depreciação da moeda brasileira, trazendo benefícios frente ao mercado internacional, bem como ganhos de

competitividade em consequência de vantajosos termos de troca, fato que, dentre outros, levou ao relevante desempenho dessas culturas na pauta de exportação brasileira a partir do século XXI.

As mudanças nos níveis de produção são alguns dos importantes fatos ocorridos nas últimas décadas com relação às culturas do milho e do algodão. De acordo com os dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE (2017), em 1999 colheu-se 1,4 milhões de toneladas de algodão e 32,2 milhões de toneladas de milho em grão. Em 2016, o algodão e o milho totalizaram 3,4 e 64,1 milhões de toneladas colhidas, respectivamente.

A cultura do milho no Brasil tem apresentado não só crescimento da produção, como também em seu consumo doméstico nas últimas décadas. Verifica-se a importância do milho como insumo básico para os setores da avicultura e suinocultura, sendo ambos extremamente competitivos internacionalmente e grandes geradores de receitas para o país, sobretudo via exportação (PINAZZA *et al.*, 2007).

As expectativas corroboram para a elevação da produção do milho. De acordo com as projeções publicadas em julho de 2017 pela Secretaria de Política Agrícola (SPA) do Ministério da Agricultura Pecuária e Abastecimento (MAPA), a produção nacional de milho, em 2016/2017 foi estimada para 92,8 milhões de toneladas. Apesar de ser cultivado em todo o país, os estados de Mato Grosso, Paraná, Mato Grosso do Sul, Goiás, Minas Gerais, Rio Grande do Sul e São Paulo totalizam cerca 81,6% da produção brasileira de milho (GELLER *et al.*, 2017). Segundo o MAPA (2016b), o Brasil é o terceiro maior produtor mundial de milho ficando atrás apenas de China e Estados Unidos (EUA).

O Brasil já foi um dos maiores exportadores de fibra de algodão, chegando a ter 10% do mercado mundial em 1980 (NEVES & PINTO, 2012). Na década de 1990, esse cenário se inverteu e o Brasil passou a ser importador da *commodity*. De acordo com Gonçalves (1997), esse desempenho abaixo do esperado começou a partir dos últimos meses de 1989, quando as tarifas aduaneiras referentes às importações baixaram abruptamente de 55% para zero, tornando o algodão estrangeiro mais barato e competitivo, causando assim efeitos drásticos sobre a cotonicultura devido a sua perda de competitividade frente a essa concorrência. Por outro lado, o algodão dos cerrados avançou significativamente na década de 1990, graças ao uso de

mecanização intensiva do plantio à colheita, o que recuperou a autossuficiência brasileira na produção de algodão no Brasil (GONÇALVES, 1997; GONÇALVES & GONÇALVES, 2008). De acordo com o MAPA (2016c), atualmente o Brasil ocupa a terceira posição como maior exportador mundial de algodão e a sua produção é destinada prioritariamente à indústria têxtil.

Além do aumento da produção e do ganho de espaço no mercado internacional no mesmo período de tempo, a cotonicultura e a cultura do milho se assemelham quanto a época do plantio, uma vez que tem sido expressivamente cultivadas na segunda safra, a chamada “safrinha”, em um sistema de “sucessão” com a soja, principal *commodity* agrícola brasileira.

De acordo com Duarte (2001), a safrinha é a cultura de sequeiro cultivada extemporaneamente, de janeiro a abril, e semeada quase sempre depois da soja. O cultivo da safrinha, adotada pra diversas culturas no Brasil, surgiu com o milho na década de 1980 no Paraná, em função da suinocultura e avicultura e da perspectiva da comercialização do produto em períodos de declínio da oferta. O rápido crescimento da safrinha ocorreu especialmente pela busca de alternativas agrícolas para os períodos de outono–inverno, em que as terras tradicionalmente ficavam em pousio¹ após a colheita da soja (CRUZ; PEREIRA FILHO & DUARTE, [s.d.]; DUARTE, 2001).

Existem diversos sistemas de cultivos de grãos em sucessão no Brasil, dentre eles, a sucessão soja e milho safrinha é o que ocupa maior área plantada (ADEGAS; GAZZIERO & VOLL, 2014). Segundo Aguiar, Modesto Filho & Reis (2006), a safrinha do algodão após o ciclo precoce da soja já representava 25% do total do algodoeiro plantado no Estado do Mato Grosso, mas a produtividade da soja e do algodão eram inferiores quando comparada com a semeada em época normal. Para a safra 2017/2018, de acordo com o relatório de mercado de novembro/2017 do Instituto Mato-grossense de Economia Agropecuária (IMEA, 2017), os produtores de algodão do Mato Grosso pretendem cultivar em torno de 87% da lavoura na safrinha. Com relação ao milho, o relatório da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB, 2017), aponta que cerca de 68,8% da safra 2016/17 do grão produzido foi cultivado em safrinha.

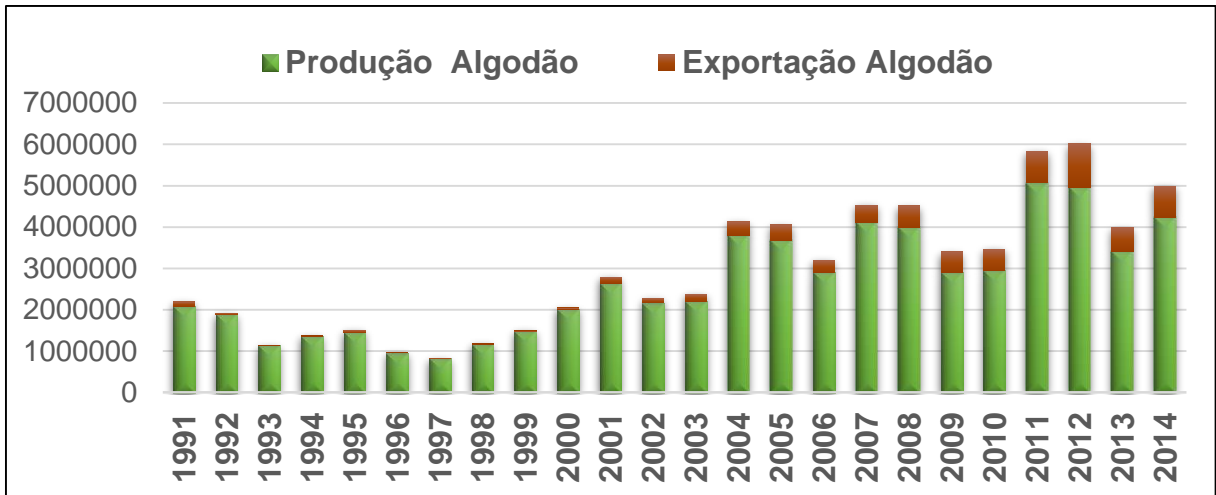
¹ Período sem semeadura para que a terra repouse.

A elevação da competitividade brasileira frente ao mercado internacional foi um dos principais fatores que viabilizaram o aumento da produção do milho e do algodão no Brasil. O nível de competitividade dos exportadores agrícolas frente ao mercado externo é expresso, em última instância, no preço, que define os termos de troca da comercialização dos produtos. Tendo isso em mente, a cotação cambial é um dos fatores que determina a competitividade do produto e incentiva ou não, a produção doméstica, ou seja, a magnitude em que as variações cambiais afetam os preços é um fator relevante no que tange à competitividade dos exportadores.

1.1. PROBLEMA E SUA IMPORTÂNCIA

A partir do século XXI, as exportações de milho e algodão tiveram sua quantidade aumentada, elevando a participação brasileira no mercado externo na comercialização destas culturas. Além das mudanças tecnológicas nos cultivos dessas *commodities* pode-se atribuir esse desempenho em parte aos ganhos de competitividade no mercado internacional advindo da mudança nos termos de troca que surgiu a partir da desvalorização do real que se iniciou em janeiro de 1999. Em função disso, questiona-se qual o grau de importância das variações cambiais no volume e nos preços de exportação dessas culturas, bem como, na respectiva competitividade frente ao mercado externo.

A Figura 1 mostra a evolução da produção e exportação do algodão entre 1991 a 2014. De acordo com os dados, o Brasil produziu em média 259 mil toneladas de algodão entre 1991 e 1998 anualmente, exportando aproximadamente 15 mil toneladas durante esse mesmo período. Já entre 1999 a 2014, a média anual da produção ficou em torno de 3,3 milhões, representando um aumento de, aproximadamente, 1.100% na produção com relação ao período anterior. Por sua vez, a exportação cresceu aproximadamente 2.600%, com média anual no período de 412 mil toneladas. Verifica-se a acentuada elevação das exportações brasileiras de algodão ao longo desse período.



Fonte: Elaborado pelo autor, a partir dos dados da SECEX (2017) & IPEA (2017).

Figura 1 - Evolução da Produção e Exportação do Algodão do Brasil entre 1991 a 2014.

A participação ativa do milho brasileiro no mercado internacional iniciou-se em 2001, exportando 5,6 milhões de toneladas que representaram 7,35% das exportações mundiais. Em decorrência de uma menor safra colhida, o volume exportado em 2002 decresceu, mesmo assim o Brasil exportou 2,74 milhões de toneladas de milho naquele ano, o que representou cerca 3,5% das exportações mundiais. Com a permanência do câmbio relativamente desvalorizado a exportação do milho brasileiro continuou a aumentar até a valorização da moeda em meados de 2005 (PINAZZA *et al.*, 2007).

O Brasil produziu em média 30,6 milhões de toneladas de milho no período compreendido entre 1991 e 1998, exportando em média anual, aproximadamente, 90,9 mil toneladas de milho, entre 1991 a 1998, (Figura 2). De 1999 a 2014 a média anual produzida foi de aproximadamente 50,8 milhões, das quais, em média, cerca de 8,4 milhões de toneladas foram exportadas. Comparando as médias dos dois períodos, houve um aumento médio na produção de cerca de 60,23%, e de 9.240% nas exportações.



Fonte: Elaborado pelo autor, a partir dos dados da SECEX (2017) & IPEA (2017).

Figura 2 - Evolução da Produção e Exportação do Milho do Brasil entre 1991 a 2014.

Tomando-se o período a partir de 1991, pode-se realizar um corte temporal, sendo o primeiro caracterizado pela moeda valorizada, até 1999, e o segundo pela moeda relativamente desvalorizada, a partir de janeiro de 1999. No primeiro período, o produtor brasileiro enfrentou diversas dificuldades, pois, além de competir com produtos importados a produção nacional ficou sem apoio governamental. A retomada do algodão, bem como a nova realidade do milho como importantes *commodities* de exportação, se deu a partir de 1999, quando se abandonou o regime de câmbio fixo e adotou-se o regime de taxa de câmbio flutuante. Assim, essas *commodities* recuperaram gradativamente os seus papéis de destaque no comércio internacional (GONÇALVES & SOUZA, 2008; PINAZZA *et al.*, 2007). Em síntese, a depreciação da moeda brasileira tornou ambas as *commodities* mais baratas frente a concorrência estrangeira e, conseqüentemente, elevou a demanda externa pelas culturas do Brasil. Aumentando a receita dos produtores em moeda doméstica, o que incentivou a produção e, posteriormente, as exportações.

Os estudos de Pinazza (2007) indicam que a estrutura do mercado de milho se modificou significativamente a partir de janeiro de 1999, quando ocorreu a desvalorização do real. Neste momento o Brasil alterou o seu papel de importador para exportador de milho. Conseqüentemente, o preço do milho passou a ser balizado pelos preços internacionais, passando a sofrer influência tanto da cotação cambial quanto das variações registradas na *Chicago Board of Trade – CBOT*. A cotonicultura também se beneficiou de mudanças do lado da oferta, através de avanços

tecnológicos e gerenciais que resultaram em maior eficiência e produtividade agrícola, saindo assim de baixa produção interna e expressiva necessidade de importação, para se tornar um importante produtor e exportador mundial, em um período relativamente curto de tempo (ALVES; BARROS & BACCHI, 2008).

A principal hipótese da pesquisa implica que a depreciação cambial em janeiro de 1999 foi uma condição necessária para o bom desempenho exportador da cotonicultura e da cultura do milho no Brasil a partir do início do século XXI, afetando as exportações direta e indiretamente: impacto indireto se refere na presente pesquisa como a elasticidade do quantum exportado, dada a variação do câmbio; o impacto indireto, está associado à capacidade do câmbio em influenciar fatores que afetam as exportações, tais como, os preços internos das *commodities*, preço de exportação², dos insumos importados e, possivelmente, os setores que demandam o milho e o algodão no mercado interno.

Favro, Caldarelli & Camara (2015) modelaram uma oferta de exportação do milho para o período de 2002 a 2014, porém não especificaram a taxa de câmbio na equação de oferta de exportação. Sendo este o único trabalho encontrado que analisa a oferta de exportação do milho para o Brasil, um dos avanços da presente pesquisa é propor uma equação de oferta do milho especificando a taxa de câmbio como um de seus determinantes. Da mesma forma, outra contribuição se deve à análise do *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação dessas *commodities*, análise ainda incipiente para essas culturas brasileiras.

1.2. OBJETIVO

O objetivo geral do presente trabalho consiste em analisar o impacto das variações cambiais sobre as exportações do milho e do algodão brasileiro entre os anos de 2002 a 2016.

1.2.1. Objetivos Específicos

Especificamente os objetivos da pesquisa são:

² O repasse das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação em dólares da *commodity* indicar a capacidade do câmbio em influenciar a competitividade frente ao mercado internacional.

- Identificar os principais determinantes da oferta de exportações do milho e do algodão no Brasil, com ênfase a importância das variações cambiais no período sobre essas *commodities*.

- Analisar o *pass-through* da taxa de câmbio para o preço de exportação dessas *commodities*. Dado o modelo econômico adotado, esse objetivo tem como finalidade identificar como a taxa de câmbio e os preços internacionais dessas *commodities* afetam a formação de preço de exportação dessas culturas brasileiras e assim sua competitividade. Espera-se repasse incompleto da taxa de câmbio para os preços de exportação das *commodities* milho e algodão, como verificado nas demais pesquisas sobre produtos agrícolas.

Assumindo a taxa de câmbio como não neutra ao influenciar o desempenho exportador do milho e do algodão, espera-se que a política cambial influencie na competitividade internacional dessas *commodities* brasileiras, impactando na formação de preços e no volume exportado. Essas relações dependem tanto do regime cambial adotado quanto da capacidade e velocidade que a taxa de câmbio tem, em influenciar os preços e as exportações.

Além desta introdução, a presente dissertação está dividida em mais 4 seções. Na segunda seção é apresentado o arcabouço teórico acerca das hipóteses adotadas referentes à oferta de exportação e a abordagem do *exchange rate pass-through*. Em seguida, na terceira seção, apresenta-se a metodologia escolhida para cumprir os objetivos supracitados. Na quarta seção, são apresentados os resultados alcançados, na quinta e última seção, são feitas as considerações finais da presente pesquisa.

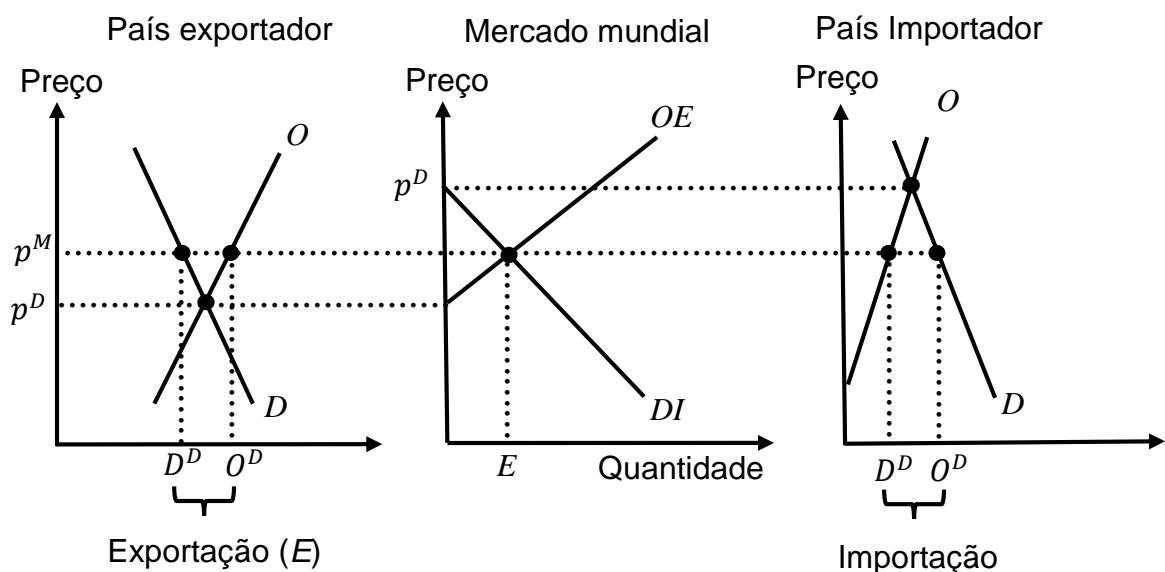
2. METODOLOGIA

2.1. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1.1. Oferta de Exportação

A função de oferta de exportação de um país é derivada do equilíbrio interno entre demanda e oferta do produto exportável. A quantidade exportada corresponde à diferença entre a quantidade produzida internamente no país e sua quantidade demandada. Em outras palavras, é a quantidade não absorvida pela demanda doméstica. A oferta mundial é o resultado das quantidades não consumidas internamente pelos países produtores, enquanto a demanda mundial é definida pelo excesso de demanda interna por parte dos países importadores.

Considerando a existência de apenas dois países, um exportador e outro importador, a oferta de exportação inicia-se a partir do equilíbrio interno do país exportador. A oferta de exportação é representada na Figura 3 pela curva OE . A curva de demanda mundial por importação é o resultado dos equilíbrios internos dos países importadores (curva DI). Se o preço praticado no mercado mundial for maior que o praticado no mercado interno do país exportador, haverá incentivo para os produtores aumentarem a produção para suprir o mercado externo. A partir daí as forças de mercado impulsionariam o preço interno à paridade do preço praticado no mercado mundial.



Fonte: Elaborado pelo autor, com base em Feenstra (2004).

Figura 3 - Equilíbrio no mercado internacional

O preço que equilibra o mercado doméstico, p^D , é o resultado da interação entre oferta e demanda doméstica, sendo que preços internacionais acima deste valor viabilizam a exportação. Dado que o preço mundial é maior $p^M > p^D$, o país exportador aumentará sua produção até o preço determinado no mercado mundial, resultado da interação entre a oferta e demanda mundial (ponto E), onde o preço doméstico iguala-se ao preço mundial.

São três as hipóteses básicas para especificação da oferta de exportação. Na primeira delas, o país analisado pode ser considerado pequeno no cenário mundial, no sentido que sua exportação não é capaz de influenciar o preço no mercado externo. Neste caso, considera-se apenas as funções de oferta para especificação de um modelo analítico. Outra forma é empregada quando se considera uma função de oferta perfeitamente elástica³ e a demanda por importação com elasticidade preço finita⁴. Neste caso, considera-se a especificação apenas da função de demanda. A terceira forma é sugerida quando pressupõe que o preço é determinado pela interação simultânea da função de oferta e demanda, ambas com elasticidades finitas. Assim, na modelagem, avalia-se tanto a oferta como a demanda do produto exportável (BARROS; BACCHI & BURNQUIST, 2002; CAVALCANTE & RIBEIRO, 1998).

As relações comerciais dependem dos termos de troca do comércio, que é dado pela relação dos preços. Como os países detêm moedas diferentes, a taxa de câmbio⁵ exerce fundamental importância nas relações comerciais. A receita do exportador fica sujeita à variação cambial, que pode influenciar a produção interna de duas formas: alterando os preços dos insumos importados, que impacta o custo de produção e/ou afetando o preço do produto doméstico no mercado interno. O preço externo⁶, por impactar a receita dos exportadores também pode influenciar a formação

³ Pressupõe-se a existência de capacidade ociosa na produção doméstica e/ou de tecnologias de produção com retorno crescente ou constante à escala.

⁴ Considera-se que a exportação afeta os preços internacionais e/ou produção de bens não substitutos perfeitos.

⁵ O câmbio pode ser expresso como *taxa de câmbio nominal* ou *taxa de câmbio real*. A primeira refere-se ao preço relativo das moedas de dois países, resultado da quantidade de moedas ofertada pelo formulador de política monetária e a interação dessa oferta com a demanda por divisas, a segunda expressa o preço relativo de dois bens em dois países, refletindo os *termos de troca*. A taxa de câmbio real também pode ser expressa em termos de cesta de bens ou em termos de níveis de preço, o que apresenta uma maior preocupação por parte dos economistas.

⁶ Admitindo-o como o preço pago pelas exportações domésticas.

do preço interno, admitindo que os exportadores pagam esse preço pelo produto a ser exportado.

No Brasil a taxa de câmbio é expressa em quantidade de moeda doméstica necessária para adquirir uma unidade de moeda estrangeira, ou seja, a elevação da taxa de câmbio (depreciação) implica que os bens domésticos se tornam relativamente mais baratos aos bens estrangeiros. Caso a taxa de câmbio decline (apreciação), os bens estrangeiros se tornam relativamente mais baratos.

Em uma depreciação da moeda brasileira, *ceteris-paribus*, o milho e o algodão nacional se tornam mais baratos relativamente a esses produtos dos demais países e espera-se aí uma maior demanda internacional por essas *commodities* domésticas. Além disso, a depreciação aumenta a receita dos produtores em moeda doméstica, o que incentiva a produção, e em um segundo momento, as exportações. Caso haja uma apreciação, o produto brasileiro se torna mais caro no mercado externo, portanto, espera-se uma perda de competitividade internacional dessas *commodities* via perda da fatia do mercado internacional devido a uma menor demanda internacional pelo produto doméstico, reduzindo-se a receita total oriunda das exportações.

As flutuações cambiais dependem do tipo de política cambial que cada país adota. Dentre as mais importantes temos o regime de câmbio fixo, flutuante e flutuação suja. No primeiro a autoridade monetária está disposta a intervir no mercado de divisas, vendendo e comprando moeda estrangeira com o compromisso de manter o câmbio fixado a uma cotação previamente determinada. No segundo caso a autoridade monetária se comprometa a não intervir no mercado de divisas, ou seja, a taxa de câmbio se move de modo a equilibrar o mercado de divisas igualando a demanda e oferta de moeda estrangeira. A flutuação suja⁷ contém elementos de um sistema de taxa de câmbio fixa e flutuante, a taxa pode mover-se dadas as forças de mercado, havendo intervenção no caso de movimentos indesejáveis ou perturbadores⁸ da taxa de câmbio (MOLLO & SILVA, 1999).

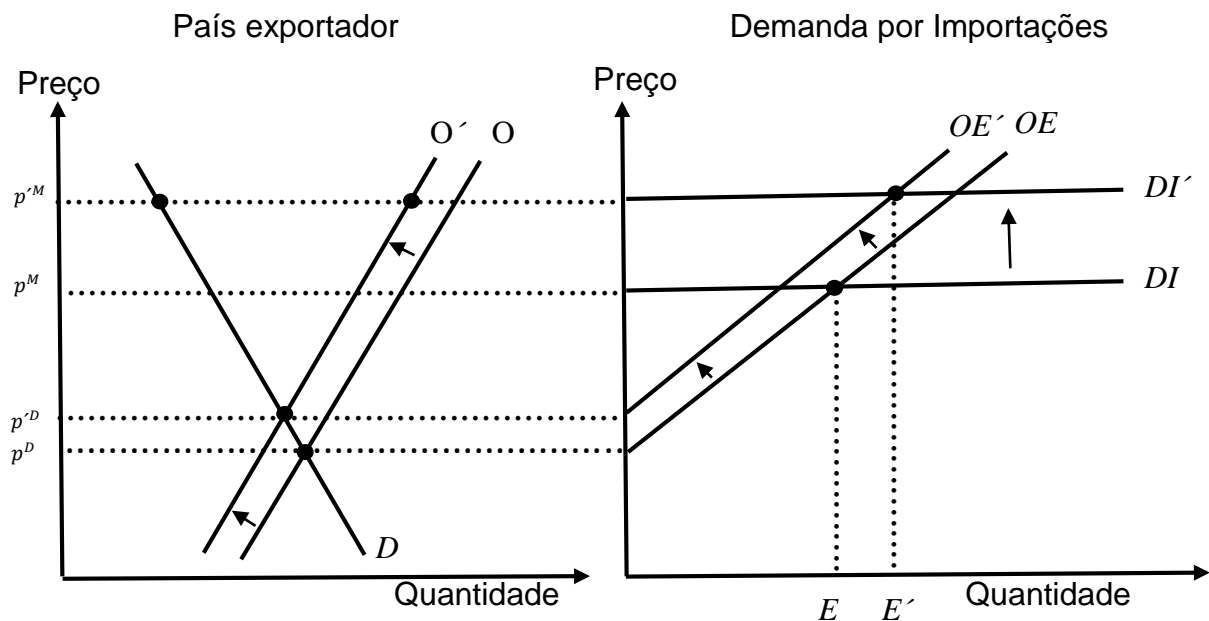
Existem divergências nas visões dos economistas sobre a capacidade do câmbio de influenciar o lado real da economia. Alguns economistas que veem a

⁷ Após o colapso do sistema Bretton Woods, a determinação de taxa de câmbio entre a maioria dos países industrializados e até nos dias atuais pode ser descrito como flutuação administrada ou suja.

⁸ Neste caso, entende-se por movimentos indesejáveis aqueles que vão de encontro com os objetivos da entidade monetária.

moeda como neutra no curto e no longo-prazo sugerem adoção do regime de câmbio fixo⁹. Outros admitem efeitos reais apenas no curto-prazo e sugerem câmbio flutuante. Aqueles que admitem a não neutralidade da moeda no curto e no longo-prazo argumentam em prol do câmbio administrado (MOLLO & SILVA, 1999). Partindo-se do princípio da não neutralidade da taxa de câmbio no desempenho exportador do milho e do algodão, espera-se que a política cambial influencie na competitividade internacional dessas *commodities* brasileiras, impactando na formação de preços e no volume exportado. Essas relações dependem tanto do regime cambial adotado quanto da capacidade e velocidade que a taxa de câmbio tem, em influenciar os preços e as exportações.

Considerando um país pequeno no sentido de que suas exportações não sejam capazes de afetar os preços internacionais, de modo que a demanda por importações seja perfeitamente elástica, o país exportador é um tomador de preços no mercado mundial, como mostra a Figura 4.



Fonte: Elaborado pelo autor, com base em Feenstra (2004).

Figura 4 - Efeitos da desvalorização cambial

⁹ Argumentam que uma melhora no Balanço de Pagamentos devido a uma depreciação cambial é muito transitória, por que ao gerar superávits elevam a demanda agregada e, conseqüentemente, aumento dos preços, desfazendo-se os ganhos iniciais de competitividade.

As variações cambiais alteram o preço do insumo importado e o preço do produto doméstico no mercado interno. Considerando uma depreciação cambial, aumenta-se o preço do insumo importado reduzindo o consumo de insumos no mercado doméstico, levando a um deslocamento da curva de oferta para a esquerda (Figura 4, O'). Por outro lado, a depreciação cambial promoveria um aumento de competitividade do produto doméstico no mercado mundial, via aumento do preço em moeda doméstica do produto como mostra a Figura 3 (saindo do preço mundial p^M para o novo preço p'^M). Neste caso, espera-se aumento da produção/exportação balizando o preço do mercado interno ao externo. O grau de deslocamento e o ganho de competitividade via preço estão em função da elasticidade das variáveis com relação ao câmbio.

Os ganhos do exportador doméstico dependem da capacidade relativa da variação cambial em influenciar os custos de produção e a formação de preços do mercado doméstico. Quanto maior a transmissão da variação cambial para os custos de produção relativamente ao preço do produto, *ceteris-paribus*, menor o lucro do exportador. Maior será o lucro quanto maior o grau de transmissão da variação cambial aos preços do produto final relativamente aos custos de produção. As variações cambiais também podem deslocar a demanda interna do produto, neste caso, a influência do câmbio depende das características da demanda doméstica da *commodity*.

De acordo com ABRAPA (2018), as exportações brasileiras de algodão corresponderam a cerca de 12% do comércio internacional na safra de 2015/2016. Segundo a ABIMILHO (2018), na safra de 2017/2018¹⁰ a participação brasileira no comércio internacional do milho foi de aproximadamente 22%. Tendo isso em mente, a presente pesquisa considera os exportadores de algodão e milho do Brasil pequenos no mercado internacional, portanto, pressupõe-se que suas exportações não são capazes de afetar os preços no mercado externo. Com base nessa pressuposição, nesta pesquisa buscou-se especificar apenas a função de oferta de exportação das culturas, considerando a demanda internacional perfeitamente elástica. Neste sentido, as variáveis escolhidas como determinantes das exportações

¹⁰ Considera-se a safra até fevereiro de 2018.

são as sugeridas por Barros, Bacchi & Burnquist (2002), que pressupõe que a exportação é o resultado do excedente do mercado interno.

Barros, Bacchi & Burnquist (2002), partem da definição da oferta e demanda doméstica:

$$S_d = \beta_1 + \beta_2 P_d + \beta_3 F \quad \beta_2 > 0, \quad (1)$$

$$D_d = \theta_1 + \theta_2 P_d + \theta_3 Y \quad \theta_2 < 0, \quad (2)$$

S_d e D_d são respectivamente a oferta e demanda doméstica;

P_d é o preço praticado no mercado doméstico;

F representa os fatores que deslocam a oferta. $\beta_3 < 0$, caso o fator desloque a oferta negativamente (como os custos dos insumos), se o fator deslocar a oferta positivamente $\beta_3 > 0$ (como avanço tecnológico);

Y são os fatores que deslocam a demanda. $\theta_3 < 0$, caso o fator desloque a demanda negativamente (preço de bens complementares), se o fator desloca a oferta positivamente $\theta_3 > 0$ (renda doméstica);

No equilíbrio, tem-se $S_d = D_d$, assim:

$$\beta_1 + \beta_2 P_d + \beta_3 F = \theta_1 + \theta_2 P_d + \theta_3 Y \quad (3)$$

Resolvendo para P_d , que além de representar o preço que equilibra o mercado interno na ausência do comércio, representa também o preço mínimo necessário para que exista incentivo ao produtor no sentido de direcionar o produto ao mercado internacional, tem-se:

$$P_d^* = \frac{[(\theta_1 - \beta_1) + \theta_3 Y - \beta_3 F]}{(\beta_2 - \theta_2)} \quad (4)$$

Assume-se que o produto por ser direcionado ao mercado externo tem seu preço doméstico elevado e diminui-se a elasticidade desse preço com relação ao mercado interno. Pressupõe-se ainda que não há controle rigoroso de qualidade, ou seja, a qualidade do produto não é influenciada. Supõe-se que o preço de exportação (P_{er}) seja expresso em moeda doméstica, relacionando-o com o preço interno, obtendo uma margem de exportação dada por $M = P_{er}/P_d$, que cobre o custo dessa operação (BARROS; BACCHI & BURNQUIST, 2002).

Expressando a margem M na forma logarítmica (representado por letras minúsculas) com o intuito de se obter as estimativas em termos de elasticidade¹¹ e admitindo-se que seja relacionada com P_d , tem-se:

$$m = \omega p_d \quad (5)$$

Em que ω é a elasticidade relacionando m e p_d , e definindo-se que $p_x = p_d + m$, tem-se:

$$p_d = p_{er} - m \quad (6)$$

$$p_d = p_{er} - \omega p_d \quad (7)$$

Reescrevendo a equação (1) e (2), tem-se:

$$s_d = \beta_1 + \beta_2 p_{er} - \beta_2 \omega p_d + \beta_3 f \quad (8)$$

$$d_d = \theta_1 + \theta_2 p_{er} - \theta_2 \omega p_d + \theta_3 y \quad (9)$$

Barros, Bacchi & Burnquist (2002), pressupõe que a oferta de exportação (S_x) é derivada da oferta e demanda doméstica, assim, tem-se que:

$$S_x = S_d - D_d \quad (10)$$

Pode-se expressá-la como:

¹¹ Além disso, a transformação logarítmica pode amenizar o problema relacionado à heterocedasticidade dos erros, quando ela existe.

$$s_x = f(p_{er}, p_d, f, y) \quad (11)$$

Sabendo-se que:

$$p_e = p_{er}\varepsilon \quad (12)$$

p_e é o preço de exportação em moeda estrangeira;

ε é a taxa de câmbio nominal;

Reescreve-se a equação (11) como:

$$s_x = f(p_e, \varepsilon, p_d, f, y) \quad (13)$$

Com base no modelo analítico proposto por Barros, Bacchi & Burnquist (2002) desenvolvido até aqui, o presente trabalho propõe-se a estimar a equação (14) com base na metodologia de series temporais multivariada.

$$s_x = \mu_1 + \mu_2 p_e + \mu_3 p_d + \mu_4 \varepsilon + \mu_5 f + \mu_6 y \quad (14)$$

Onde μ_4 representa o grau de transmissão das variações cambiais para o volume de exportação. No caso de a taxa de câmbio não surtir efeito algum sobre o volume exportado, ou seja $\mu_4 = 0$ (transmissão nulo), implica que as variações cambiais não afetam as quantidades exportadas dessas *commodities*. No outro extremo, caso em que $\mu_4 = 1$, transmissão completa, toda a mudança cambial é transferida para os volumes de exportação. Em termos intermediários, tem-se que $0 < \mu_4 < 1$, transmissão incompleta. Neste caso, existe repasse, mas a variação do câmbio não é absorvida por completo pela quantidade exportada.

Em função da importância da taxa de câmbio para as *commodities* agrícolas, espera-se que $\mu_4 > 1$, implica que a taxa de câmbio exerce uma influência mais que proporcional na exportação do produto com relação à própria variação,

Partindo-se da expressão (10), sabe-se então que:

$$\frac{dS_x}{S_x} = \left(\frac{S_d}{S_x}\right) \frac{dS_d}{S_d} - \left(\frac{D_d}{S_x}\right) \frac{dD_d}{D_d} \quad (15)$$

Segundo Barros, Bacchi & Burnquist (2002), a equação (15) mostra que a variação da oferta de exportação dada a variação de qualquer variável será a diferença entre as elasticidades dessa variável sobre a demanda e oferta doméstica ponderadas pela relação entre quantidades totais e quantidades exportadas. Assim a elasticidade de S_x em relação à ε é dado por:

$$\frac{dS_x}{d\varepsilon} \frac{\varepsilon}{S_x} = \frac{S_d}{S_x} \frac{dS_d}{d\varepsilon} \frac{\varepsilon}{S_d} - \frac{D_d}{S_x} \frac{dD_d}{d\varepsilon} \frac{\varepsilon}{D_d} \quad (16)$$

Portanto:

$$\frac{\left(\frac{dS_x}{S_x}\right)}{\left(\frac{d\varepsilon}{\varepsilon}\right)} = \left(\frac{S_d}{S_x}\right) \left[\frac{\left(\frac{dS_d}{S_d}\right)}{\left(\frac{d\varepsilon}{\varepsilon}\right)}\right] - \left(\frac{D_d}{S_x}\right) \left[\frac{\left(\frac{dD_d}{D_d}\right)}{\left(\frac{d\varepsilon}{\varepsilon}\right)}\right] \quad (17)$$

Entre colchetes estão as elasticidades da oferta e demanda doméstica em relação ε . Portanto, considerando as equações (8), (9) e (14), tem-se que:

$$e_{S_x\varepsilon} = \left(\frac{S_d}{S_x}\right) \beta_2 - \left(\frac{D_d}{S_x}\right) \theta_2 = \mu_4 \quad (18)$$

Em que $e_{S_x\varepsilon}$ mede a elasticidade da oferta de exportação com relação a taxa de câmbio. Retomando a equação (14), o quantum exportado de *commodities* agrícolas está em função do preço de exportação em dólares, preço doméstico, taxa

de câmbio real, de um deslocador de demanda interna e de um deslocador de oferta interna da *commodity*.

2.1.2. *Exchange Rate Pass-Through*

Na literatura, o *exchange rate pass-through* ou *repassé-cambial*, refere-se ao impacto da variação da taxa de câmbio sobre variáveis econômicas. Os estudos voltados para esta questão, em sua maior parte, analisam o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços dos produtos aos consumidores, preços dos produtos importados e exportados, volume de comércio e investimentos (CRUZ JÚNIOR & SILVA, 2004; MACIEL, 2006; TEJADA; FRITZ FILHO & COSTA, 2011). Apesar desses fenômenos econômicos estarem interligados as análises empíricas, geralmente, são feitas separadamente, buscando resultados em níveis mais desagregados.

As pesquisas relacionadas ao *pass-through* foram impulsionadas a partir da década de 1980 com contribuições empíricas que buscaram determinar o grau de *pass-through* cambial sobre os preços. Vários estudos também buscaram examinar a validade da Lei do Preço Único¹² em que se baseia a Paridade do Poder de Compra. Os autores buscaram desenvolver modelos teóricos que justificassem o comportamento inesperado do *pass-through* cambial (ARAÚJO, 2014; CORREA, 2012; MACIEL, 2006).

Por suas características, como sazonalidade e condições climáticas, as exportações agrícolas são altamente sensíveis a mudanças cambiais; neste sentido, na literatura brasileira, o agronegócio é uns dos mais analisados no que se refere ao *pass-through* cambial para os preços de exportação, que de certa forma, representa a vantagem comparativa do Brasil (BENDER FILHO *et al.*, 2013; CRUZ JÚNIOR; SILVA, 2004). As variações cambiais podem afetar os preços de exportação e os preços domésticos, dessa forma, afeta diretamente a competitividade de produtos exportáveis e assim o volume exportado.

¹² Dada a existência de livre mobilidade dos fatores, os preços de um mesmo bem devem ser iguais em dois países, e assim espera-se *pass-through* completo.

O debate sobre *pass-through* constitui-se num fenômeno relevante no que tange a eficiência da política cambial no desempenho do setor exportador, no montante de reservas cambiais, na estabilidade econômica, nos resultados do saldo comercial e, assim, no balanço de pagamentos. Se toda a variação do câmbio for repassada, considera-se que o *pass-through* foi completo, caso o repasse seja menor do que a variação completa do câmbio, a transmissão é dada como incompleta. De modo geral, nos trabalhos empíricos os resultados encontrados são de *pass-through* incompleto, o que levou a questionamentos por parte dos economistas quanto à validade da Lei do Preço Único a partir da década de 70 (ARAÚJO, 2014).

Tejada & Silva (2008) relatam as principais explicações para o *pass-through* incompleto vigente na literatura para os produtos comercializáveis: 1) a abordagem das elasticidades, 2) a estrutura de mercado¹³ e as características dos produtos, 3) o papel das firmas multinacionais e os efeitos das barreiras não-tarifárias¹⁴.

De acordo com a abordagem das elasticidades, quando os exportadores enfrentam uma curva de demanda perfeitamente elástica, uma mudança na taxa de câmbio não altera o preço de exportação em moeda doméstica em relação ao preço estrangeiro, quando expresso em moeda comum, assim, quanto maior for a elasticidade-preço da demanda e menor for a elasticidade-preço da oferta maior será o grau de *pass-through*. Neste caso, é necessário que o preço de exportações em moeda doméstica absorva toda a variação cambial, portanto, o *pass-through* será completo (CRUZ JÚNIOR; SILVA, 2004; MENON, 1996; TEJADA; FRITZ FILHO; COSTA, 2011). Formalmente, tem-se que:

$$\eta_x = -\frac{q_x}{p_x^*} \quad (19)$$

¹³ Na economia contemporânea as estruturas de mercado, em sua maior, parte se caracterizam por ser de imperfeita concorrência na qual as fixações de preço não se baseiam mais no custo marginal, assim as firmas estarão com condições de fixar um *mark-up* sobre o custo. Nessa situação, é necessário analisar como esse *mark-up*, acima do custo marginal, varia em relação ao câmbio (TEJADA & SILVA, 2008).

¹⁴ Essas barreiras a princípio reduzem o *mark-up* do importador antes que as variações cheguem aos preços. Para que as barreiras não-tarifárias não conttenham o *repasse-cambial*, a variação cambial deve ser de modo que empurre os preços a um patamar o qual as restrições não exerçam mais o seu papel restritivo (TEJADA & SILVA, 2008).

$$\tau_x = \frac{q_x}{p_x} \quad (20)$$

η_x e τ_x são as elasticidades preço de demanda por importações e preço da oferta de exportações, respectivamente. Onde x representa as exportações, q a taxa de variação da quantidade, p a taxa de variação do preço doméstico e p^* a taxa de variação do preço no resto do mundo.

Define-se que:

$$p_x = \varepsilon^* + p_x^* \quad (21)$$

ε^* é a variação da taxa de câmbio. Reescrevendo a equação (19) como:

$$q_x = -\eta_x (p_x^*) \quad (22)$$

Substituindo a equação (21) e (22) na equação (20), tem-se que:

$$\tau_x = \frac{-\eta_x (p_x^*)}{\varepsilon^* + p_x^*} \quad (23)$$

Reescrevendo em função de p_x^* , obtém-se:

$$p_x^* = \left(\frac{-\tau_x}{\eta_x + \tau_x} \right) \varepsilon^* \quad (24)$$

Se a elasticidade-preço da oferta de exportações for igual a zero, $\tau_x = 0$, ou elasticidade-preço da demanda por importações seja infinita, $\eta_x = \infty$, o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação em moeda estrangeira será nulo. Por outro lado, se a elasticidade-preço da oferta de exportações for infinita, $\tau_x = \infty$, ou elasticidade-preço da demanda por importações for igual a zero, $\eta_x = 0$, o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação em moeda estrangeira será completo, $p_x^* = -1$ (TEJADA; FILHO & COSTA, 2011; TEJADA & SILVA, 2008).

Tejada & Silva (2008) ressaltam que as elasticidades não dão informação da velocidade de resposta dos preços as variações na taxa de câmbio. Basear-se na análise do grau de *pass-through* apenas por meio das elasticidades-preços não fornece informações completas do que está por trás das respostas ao câmbio das diferentes firmas exportadoras em diferentes países. Essas questões dependem da forma de organização industrial e da tecnologia da indústria.

As variações da taxa de câmbio tanto podem resultar em ganhos comerciais como em perdas, assim os exportadores atribuem um risco a essas variações frente a grande instabilidade econômica (câmbio flutuante, fluxo de capitais). Nesse tocante, os exportadores têm buscado empregar políticas que amenizem o *pass-through* completo para o preço dos seus produtos com o intuito de evitar perdas significativas de parcela de mercado que seguem as grandes valorizações cambiais, levando a redução da influência do câmbio sobre o preço.

Para estimativa da elasticidade do preço de exportação em relação ao câmbio, utilizou-se o modelo proposto por Menon (1995a, 1995b), que parte de um princípio de *Mark-up* (π), em que as firmas exportadoras estabelecem um preço de exportação em moeda estrangeira acima do seu custo de produção (C), medido em moeda estrangeira, ou seja, ϵ representa a taxa de cambio nominal, como a seguir:

$$P_e = \pi C / \epsilon \quad (25)$$

O *Mark-up* depende das pressões competitivas no mercado externo e da taxa de câmbio, a competitividade externa (P_w) é representada pela diferença do preço das exportações mundiais e o custo de produção das firmas exportadoras. Portanto, o *Mark-up* é dado por:

$$\pi = \left[\frac{P_w}{C/\epsilon} \right]^\varphi \quad (26)$$

Substituindo a equação (26) em (25) e expressando em forma logarítmica, tem-se que:

$$p_e = \varphi p_w + (1 - \varphi) c / \epsilon \quad (27)$$

Como Menon (1995a), optou-se por não impor restrição nos coeficientes relativos de φp_w e c/ϵ , podendo os coeficientes serem diferentes em termos de magnitude e sinal e a soma não necessariamente igual a 1, assim:

$$p_e = f(p_w, \epsilon, c) \quad (28)$$

$$p_e = \delta_1 + \delta_2 \varepsilon + \delta_3 c + \delta_4 p_w \quad (29)$$

Onde δ_2 representa o grau de *pass-through* cambial para os preços de exportação. No caso da taxa de câmbio não surtir efeito algum sobre os preços, ou seja $\delta_2 = 0$, implica que as variações cambiais não influenciam os níveis de competitividade do exportador no mercado internacional. Portanto, nesse caso as variações afetam apenas o *Mark-up* do exportador. No outro extremo, caso em que $\delta_2 = -1$, *pass-through* completo, toda a mudança cambial é transferida para os preços de exportação, neste caso, dado que os exportadores de milho e de algodão são tomadores de preço do mercado externo, a variação do preço em moeda estrangeira, via desvalorização cambial, aumenta a receita em moeda doméstica classificando o câmbio como aspecto importante no nível de competitividade da firma exportadora no mercado externo.

Em termos intermediários e mais comum nos resultados empíricos, temos $-1 < \delta_2 < 0$, *pass-through* incompleto. Neste caso, existe a transmissão, mas o preço não absorve toda a variação cambial. Se o valor de δ_2 for positivo segundo Knetter (1992), implica que o impacto do preço de exportação em moeda estrangeira são mais que compensadas por mudanças no *mark-up*. Assim, o *pass-through* das variações cambiais para os preços de exportação dos produtos determina o grau de competitividade alcançado pelo setor a partir das variações cambiais. Portanto, a eficiência de políticas cambiais que visem incentivar as exportações e/ou ajustar o Balanço de Pagamentos depende do coeficiente de *pass-through*.

A presente pesquisa considera os exportadores de algodão e milho do Brasil pequenos no mercado internacional, nesse sentido, pressupõe-se que suas exportações não são capazes de afetar os preços no mercado externo, ou seja, enfrentam uma demanda infimamente elástica. Assim, para o parâmetro δ_4 , que representa o preço internacional, espera-se sinal positivo já que este representa o preço pago pelas exportações mundiais. Segundo Souza & Silva (2010), num mercado em que os agentes exportadores são tomadores de preço, o preço internacional é usado como referência, enquanto que em estruturas de concorrência imperfeita, cada produtor possui poder de mercado e consegue decidir o seu preço.

3. MODELO EMPÍRICO

Barros, Bacchi & Burnquist (2002), utilizam o procedimento dos Mínimos Quadrados Ordinários. Como em Alves & Bacchi (2004), Satolo & Bacchi (2006), Silva *et al.* (2011), Favro, Caldarelli & Camara (2015), Silvestrini *et al.* (2017) e Zanin & Bacchi (2017), propõe-se aqui utilizar para estimação da função de exportação do milho e do algodão a metodologia econométrica de séries temporais multivariada, o Vetor Autorregressivo (VAR). Essa metodologia além de permitir que as variáveis incluídas sejam tratadas como endógenas, pode-se analisar os efeitos dinâmicos das alterações das variáveis inseridas no modelo (ALVES; BACCHI, 2004).

Para evitar relações espúrias entre as variáveis, pretende-se verificar a existência de Raízes Unitárias (RU) através dos testes Dickey-Fuller Aumentado. As séries serão integradas até que se tornem estacionárias. Se as séries são integradas de mesma ordem, é possível verificar a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis, resultado que procede do teste de cointegração. Na existência de cointegração, aplica-se o Modelo Vetorial de Correção do Erro (VECM).

3.1. VETOR AUTORREGRESSIVO

O modelo VAR ficou famoso entre os economistas a partir do artigo clássico de Sims (1980), que utilizou o método como alternativa aos modelos de equações estruturais que necessitam de um grande número de restrições para sua estimação. O modelo VAR examina as relações lineares em que cada variável é explicada por valores defasados dela mesma, e por valores defasados de todas as demais variáveis do modelo.

O modelo VAR parte da seguinte formulação:

$$AY_t = B_1y_{t-1} + B_2y_{t-2} + \dots + B_p y_{t-p} + B\epsilon_t \quad (30)$$

Onde A é uma matriz ($n \times n$) que define as restrições contemporâneas entre as variáveis de interesse no tempo t que constituem o vetor ($n \times 1$), Y_t ; $B_i, i = 1, 2 \dots p$,

são matrizes $(n \times n)$; B é uma matriz diagonal $(n \times n)$ de desvios padrões; ϵ_t representa uma matriz $(n \times 1)$ com característica de *ruído branco*¹⁵.

A equação (24) representa a forma estrutural do modelo VAR, a qual expressa as relações de variáveis endógenas de um modelo econômico teórico estruturado. A forma estrutural não pode ser estimada por MQO, uma vez que as estimativas sofreriam viés de simultaneidade em virtude de todas as variáveis do modelo se correlacionarem contemporaneamente e com os termos de erro, ϵ_t . É preciso transformar o sistema de equações na *forma reduzida*, que pode ser obtida através de álgebra matricial (BUENO, 2011; ENDERS, 2014).

Multiplicando (30) por A^{-1} , obtém-se a forma reduzida do modelo VAR:

$$A^{-1}AY_t = A^{-1}B_1y_{t-1} + A^{-1}B_2y_{t-2} + \dots + A^{-1}B_p y_{t-p} + A^{-1}B\epsilon_t \quad (31)$$

Assim, de acordo com Hamilton (1994), um VAR(p) pode ser representado por:

$$y_t = c + \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + u_t \quad (32)$$

Onde $\Phi_i = A^{-1}B_i, i = 1, 2 \dots p$ e $u_t = A^{-1}B\epsilon_t$

Em que y_t é um vetor $(n \times 1)$ de variáveis de interesse no tempo t , c representa uma matriz $(n \times 1)$ de constantes, $\Phi_i, i = 1, 2, \dots, p$ são matrizes $(n \times n)$ de coeficientes auto regressivos.

ϵ_t representa uma matriz $(n \times 1)$ com característica de *ruído branco*:

$$E(\epsilon_t) = 0 \quad (33)$$

$$E(\epsilon_t \epsilon_\tau) = \begin{cases} \sigma^2 & \text{para } t = \tau \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (34)$$

Em que σ^2 é uma matriz $(n \times n)$ positiva e simétrica.

A ordem p do modelo VAR será baseada no critério de informação SBC (*SCHWARZ Bayesian Criterion*). Segundo Lutkepohl & Kratzig (2004), para se obter um modelo estável, tem-se que:

$$\det(I_k - \Phi_1 z - \dots - \Phi_p z^p) \neq 0 \text{ ou } |z| \leq 1 \quad (35)$$

¹⁵ Média zero, variância constante e não autocorrelacionado.

De acordo com a equação (35), um modelo VAR(p) estável requer que a raiz do polinômio definido pelo operador autorregressivo esteja fora do círculo unitário (ENDERS, 2014; LÜTKEPOHL & KRÄTZIG, 2004).

3.2. TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Em modelos de séries temporais, primeiramente deve-se verificar a ordem de integração das séries, o que implica na realização de testes de raiz unitária. A partir daí, através dessas informações sobre a estacionariedade das séries, especifica-se o modelo mais adequado.

Verificar a ordem de integração de séries temporais tornou-se relevante entre os Economistas em virtude dos problemas de relações espúrias¹⁶ entre as séries econômicas. Segundo Enders (2014), a violação das suposições de estacionariedade podem causar estimativas não consistentes dos parâmetros, apesar da inferência estatística ser aparentemente significativa.

São três as condições para que uma série seja estacionária. A primeira condição pressupõe que a média da série seja constante ao longo do tempo. A segunda condição requer variância constante ao longo do tempo. A terceira e última condição exige que a covariância dependa apenas do intervalo entre cada observação e não do tempo. A principal diferença entre séries não estacionárias e estacionárias é que, dado um choque na série, se a série não for estacionária o valor do choque fica incorporado eternamente nos valores futuros da série; se a série for estacionária, o valor do choque é amortecido para o valor médio da série com o passar do tempo (LÜTKEPOHL & KRÄTZIG, 2004; SARTORIS, 2003).

3.2.1. Teste Dickey & Fuller

O primeiro teste de raiz unitária foi desenvolvido por Dickey & Fuller (1979). Os autores partem de um processo AR (1), como se segue:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (36)$$

¹⁶ Apesar da obtenção de testes estatísticos significativos, os resultados não têm significado econômico.

onde, $Y_0 = 0$, ρ é um número real, e_t é não autocorrelacionado, normalmente distribuído com média zero e variância σ^2 .

Se Y_t converge quando $t \rightarrow \infty$, a série é estacionária e $|\rho| < 1$, choques em e_t são amortecidos ao longo do tempo. Se $|\rho| = 1$, a série é não estacionária e segue um passeio aleatório, e sua variância é $t\sigma^2$. Quando $|\rho| > 1$, a série é não estacionária e a variância cresce exponencialmente à medida que t aumenta (DICKEY & FULLER, 1979).

Testar a estacionariedade da série com base na equação (30), tem-se que:

$$H_0 : \rho = 1,$$

$$H_1 : \rho < 1$$

Neste caso, se a série tem raiz unitária, a aproximação normal não se aplica (ver Morettin, 2011), tornando-se necessário reparametrizar a equação (36).

Subtraindo Y_{t-1} em ambos os lados, tem-se:

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + e_t \quad (37)$$

Definindo $\gamma = (\rho - 1)$, obtém-se:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + e_t \quad (38)$$

Testar $H_0 : \gamma = 0$ equivale a testar $H_0 : \rho = 1$, neste caso a distribuição do teste não é a convencional (distribuição t). Dickey & Fuller (1981) recalculam o valor do teste por meio do experimento de Monte Carlo. O teste é realizado a partir da estatística $\hat{\tau}$ (tau), no qual o critério de rejeição é $\hat{\tau} < \tau$. Portanto no caso de rejeição, conclui-se que a série não possui raiz unitária, ou seja, a série é estacionária (BUENO, 2011).

Segundo Bueno (2011), o termo e_t da equação (38) geralmente é um processo estacionário qualquer. Dickey & Fuller (1979) consideraram e_t um ruído branco, o que pode causar distorções no poder do teste. A partir daí, surge o teste Dickey & Fuller Aumentado - ADF (1979, 1981), o qual sugere uma modificação do procedimento que consiste em introduzir tantas variáveis defasadas quanto necessário para que não se rejeite a hipótese de que e_t seja um ruído branco.

Segundo Enders (2014), para realizar o teste ADF parte-se de três equações diferentes:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p-1} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + e_t \quad (39)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p-1} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + e_t \quad (40)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^{p-1} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + e_t \quad (41)$$

A diferença entre os três modelos está na presença de a_0 e $a_2 t$. O primeiro modelo representa um passeio aleatório puro (sem *drift* e sem tendência determinística), o segundo representa um modelo com constante e o terceiro representa o modelo com *drift* e tendência determinística. Para testar a existência de raiz unitária temos que $H_0 : \gamma = 0$ para as três especificações, as estatísticas para o teste são respectivamente τ , τ_μ e τ_τ . Para determinar o número de variáveis defasadas nas equações dos testes utilizou-se o critério SBC (*SCHWARZ Bayesian Criterion*), com auxílio do teste Q de Ljung Box para verificar a existência ou não de autocorrelação serial nos resíduos.

3.2. TESTE DE COINTEGRAÇÃO

Se as variáveis não estacionárias são integradas de mesma ordem, é possível que devido a uma dinâmica comum exista uma relação de longo prazo entre elas, ou seja, é possível que haja uma combinação linear entre as variáveis integradas que seja estacionária. Quando existe essa relação, diz-se que as variáveis são cointegradas. A metodologia para testar cointegração entre as variáveis no presente trabalho é a proposta por Johansen (1988, 1995).

Johansen (1988, 1995) parte de um modelo VAR(p) com a seguinte especificação:

$$\Delta X_t = \Phi D_t + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Gamma_k \Delta X_{t-k} + \varepsilon_t, \quad (42)$$

Onde,

$$\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i, \quad i = 1, \dots, k$$

Em que X_t é um vetor de k variáveis não estacionárias, D_t contém termos determinísticos, pressupõe-se que $\Delta X_t [I(1)]$ é estacionário, ε_t é *i.i.d.*, e $\Pi = \alpha\beta'$, sendo α e β' matrizes ($k \times r$), onde r é o posto da matriz Π , e representa o número de vetores de cointegração do modelo.

De acordo com Morettin (2011), o procedimento de Johansen (1988, 1995) baseia-se nos seguintes passos: (i) verificar a ordem de integração das variáveis envolvidas; (ii) estimar e especificar um modelo VAR(p) para X_t ; (iii) construir um teste da razão de verossimilhança para determinar o posto da matriz Π .

O posto de Π também fornece o número de autovalores não nulos de Π . Esses autovalores podem ser ordenados sem perda de generalidade, $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_3 > \lambda_n$. Se $\rho(\Pi) = 0$, as séries temporais não são cointegradas e todos os autovalores serão nulos, $\ln(1 - \lambda_i) = 0, \forall i \in \Pi$. Foi executado o procedimento sugerido por Johansen (1988, 1995) para testar o posto da matriz Π , a *estatística do traço* (BUENO, 2011; MORETTIN, 2011).

A *estatística do traço* é dada por:

$$\lambda_{traço}(r_0) = -T \sum_{i=r_0+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (43)$$

Tem-se que:

$$H_0 : r \leq r_0$$

$$H_1 : r > r_0$$

Segundo Bueno (2011), se não existe cointegração, os autovalores ($\hat{\lambda}_i$) obtidos são próximos de zero, e a estatística do traço resulta em valores pequenos, que nos

leva a não rejeitar a hipótese nula. O teste é crescente, sendo $r_0 = 0$, se a estatística for significativa, rejeita-se a hipótese nula, indicando que há no mínimo 1 vetor de cointegração, portanto o próximo teste a ser feito é $H_0 : r \leq r_1$, até que não se possa rejeitar a nula.

3.3. MODELO VETORIAL DE CORREÇÃO DE ERRO

Sabendo-se que as variáveis são $I(1)$ e cointegradas, é possível que exista uma relação de equilíbrio de longo-prazo entre elas. Segundo Bueno (2011), um VAR com variáveis diferenciadas omite informações importantes, como por exemplo a tendência das séries. O Modelo Vetorial de Correção de Erro (VECM), que consiste em um VAR com coeficientes reparametrizados para as relações de cointegração, corrige tais problemas.

De acordo com Breitung, Bruggemann & Lutkepohl (2004), dado um conjunto de variáveis integradas de mesma ordem, por suposição $I(1)$, o VECM é dado por:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + CD_t + u_t \quad (44)$$

Partindo-se da equação (32), tem-se que:

$$u_t = A^{-1}B\epsilon_t \quad (45)$$

e

$$\Pi = -(I_k - \Phi_1 - \dots - \Phi_p) \text{ e } \Gamma_i = -(\Phi_{i+1} - \dots - \Phi_p) \quad (46)$$

para $i = 1, \dots, p - 1$.

Em que Π contém as relações de cointegração. Tem-se que $\Pi = \alpha\beta'$, onde β é a matriz de relações de longo-prazo e α fornece informações sobre a velocidade de ajustamento a dado desequilíbrio inesperado. Um valor pequeno de α em uma situação de desequilíbrio transitório indica que a série se ajusta lentamente para o equilíbrio de longo-prazo, ao passo que um elevado valor indica que o ajuste da variável ao equilíbrio se dá rapidamente. Caso todos os parâmetros de α sejam

significativos, tem-se um sistema em que todas as variáveis reagem a desequilíbrios de qualquer outra variável do sistema, indicando uma forte interdependência.

A equação (44) é a representação de um modelo irrestrito. Na década de 1980 a metodologia VAR, na forma irrestrita, recebeu fortes críticas por se tratar de um procedimento em que todas as séries do modelo são declaradas endógenas, sem possibilidade de considerar a teoria econômica na sua especificação, sendo utilizada apenas para a escolha das variáveis (SIMS, 1985).

É possível estruturar a teoria econômica no modelo VAR, definindo-se as restrições contemporâneas entre as variáveis na matriz A ou B da equação (45). Ao efetuar esse procedimento obtém-se um VAR estrutural (SVAR). Para identificação dos parâmetros estruturais, são necessários no mínimo $(n^2 - n)/2$ restrições na matriz de relações contemporâneas (BREITUNG, BRÜGGEMANN & LÜTKEPOHL, 2004; LÜTKEPOHL, 2005). Utilizou-se na presente pesquisa o *software* JMulTi, que permite estruturar a matriz B, a qual capta as relações contemporâneas entre as variáveis do modelo. De acordo com Lutkepohl (2005), os seus coeficientes devem ser interpretados com o sinal oposto.

O primeiro modelo a ser apresentado se refere a oferta de exportação do milho, equação (47). Foram utilizadas 6 variáveis para explicar o volume exportado do milho (ExM). As siglas Txr, PeM e PdM representam respectivamente a taxa de câmbio real, o preço pago em dólares pelas exportações e o preço doméstico do milho. Como *proxy* de deslocador de demanda interna da *commodity*, optou-se pelo número de aves abatidas (Abate). Como deslocador de oferta doméstica utilizou-se o preço das as formulações NPK em reais com defasagem de 6 meses.

$$\begin{aligned}
 \begin{bmatrix} \Delta ExM_t \\ \Delta PeM_t \\ \Delta PdM_t \\ \Delta Txr_t \\ \Delta NPK_{(t-6)} \\ \Delta Abate_t \end{bmatrix} &= \alpha_1 \beta_1' \begin{bmatrix} ExM_{t-1} \\ PeM_{t-1} \\ PdM_{t-1} \\ Txr_{t-1} \\ (NPK_{(t-6)})_{t-1} \\ Abate_{t-1} \end{bmatrix} + \gamma_1 \begin{bmatrix} dummysafrinha_{t-1} \\ dummy2005_{t-1} \\ TREND_{t-1} \end{bmatrix} + \Gamma_{11} \begin{bmatrix} \Delta ExM_{t-1} \\ \Delta PeM_{t-1} \\ \Delta PdM_{t-1} \\ \Delta Txr_{t-1} \\ \Delta (NPK_{(t-6)})_{t-1} \\ \Delta Abate_{t-1} \end{bmatrix} \\
 &+ \Gamma_{12} \begin{bmatrix} \Delta ExM_{t-2} \\ \Delta PeM_{t-2} \\ \Delta PdM_{t-2} \\ \Delta Txr_{t-2} \\ \Delta (NPK_{(t-6)})_{t-2} \\ \Delta Abate_{t-2} \end{bmatrix} + \Gamma_{13} \begin{bmatrix} \Delta ExM_{t-3} \\ \Delta PeM_{t-3} \\ \Delta PdM_{t-3} \\ \Delta Txr_{t-3} \\ \Delta (NPK_{(t-6)})_{t-3} \\ \Delta Abate_{t-3} \end{bmatrix} + \Gamma_{14} \begin{bmatrix} \Delta ExM_{t-4} \\ \Delta PeM_{t-4} \\ \Delta PdM_{t-4} \\ \Delta Txr_{t-4} \\ \Delta (NPK_{(t-6)})_{t-4} \\ \Delta Abate_{t-4} \end{bmatrix} + \lambda_1 + \mathbf{u}_1(t) \quad (47)
 \end{aligned}$$

O termo $\alpha_1(\beta'_1 + \gamma_1)$ da equação (47) é a matriz de cointegração do modelo de oferta de exportação do milho, sendo α_1 a matriz que fornece as informações de ajustamento e β'_1 a matriz que fornece as informações de longo-prazo, γ_1 são os termos determinísticos incluídos na relação de cointegração, que além da tendência determinística, adicionou-se duas *dummies* sazonais, a primeira para controlar o efeito da colheita da safrinha e a segunda o efeito dos problemas climáticos ocorridos em 2005 que prejudicaram a produção e as exportações do milho. Γ_{11} , Γ_{12} , Γ_{13} e Γ_{14} são matrizes (6×6) de coeficientes autorregressivos, λ_1 são as constantes estimadas e, $u_{1(t)}$, representa uma matriz (6×1) com característica de *ruído branco*.

O segundo modelo a ser apresentado, equação (48), refere-se a oferta de exportação do algodão. Como na especificação do milho utilizou-se 6 variáveis para explicar o volume exportado do algodão (ExA). As variáveis Txr, PeA e PdA representam respectivamente a taxa de câmbio real, o preço em dólares pago pelas exportações do algodão e o preço doméstico da *commodity*. Como deslocador de oferta doméstica buscou-se utilizar o preço médio das formulações NPK em reais defasado em 6 meses. O índice de confecção de artigos de vestuários foi utilizado como *proxy* de demanda por algodão no Brasil.

$$\begin{bmatrix} \Delta ExA_t \\ \Delta PeA_t \\ \Delta PdA_t \\ \Delta Txr_t \\ \Delta NPK_{(t-6)} \\ \Delta Ptextil_t \end{bmatrix} = \alpha_2 \beta'_2 \begin{bmatrix} ExA_{t-1} \\ PeA_{t-1} \\ PdA_{t-1} \\ Txr_{t-1} \\ (NPK_{(t-6)})_{t-1} \\ Ptextil_{t-1} \end{bmatrix} + \gamma_2 \begin{bmatrix} dummysafrinha_{t-1} \\ dummy2010_{t-1} \end{bmatrix} + \Gamma_{21} \begin{bmatrix} \Delta ExA_{t-1} \\ \Delta PeA_{t-1} \\ \Delta PdA_{t-1} \\ \Delta Txr_{t-1} \\ \Delta (NPK_{(t-6)})_{t-1} \\ \Delta Ptextil_{t-1} \end{bmatrix} + \lambda_2 + u_{2(t)} \quad (48)$$

$\alpha_2(\beta'_2 + \gamma_2)$ é a matriz de cointegração, sendo α_2 a matriz de coeficientes de ajustamento e β'_2 a matriz que fornece as informações de longo-prazo, γ_2 são os termos determinísticos incluindo na relação de cointegração, em que foi adicionado duas *dummies* sazonais, a primeira para controlar o efeito da colheita da safrinha e a segunda o efeito da redução da produção mundial do algodão em 2010 que elevou significativamente os preços da *commodity*. λ_2 são as constantes estimadas do modelos. O termo $u_{2(t)}$ representa uma matriz (6×1) com característica de *ruído branco*. Γ_{21} é matriz (6×6) de coeficientes autorregressivos da parte VAR do modelo.

Para a análise das relações contemporâneas entre as variáveis dos modelos de oferta de exportação do milho e do algodão foram impostas restrições na matriz B com base na teoria econômica abordada no presente trabalho. Dado $n = 6$, são necessárias no mínimo 15 restrições $((n^2 - n)/2)$ para identificação do modelo. Por fim, foram impostas 22 restrições, como apresentado na matriz a seguir.

$$B = \begin{bmatrix} * & * & * & * & * & * \\ 0 & * & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & * & * & * & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & * & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & * & 0 \\ 0 & 0 & 0 & * & 0 & * \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Ex \\ Pe \\ Pd \\ Txr \\ NPK_{(t-6)} \\ Y \end{bmatrix}$$

*relação contemporânea entre as variáveis

Segundo Barros, Bacchi & Burnquist (2002), a oferta de exportação é a quantidade não absorvida pelo mercado interno. Os autores desenvolveram uma equação de exportação, a qual, de acordo Alves & Bacchi (2004), tem como pressuposto que as exportações agrícolas dependem em grande parte das condicionantes domésticas de mercado. Desse modo, a quantidade exportada do milho e do algodão são determinadas pela taxa de câmbio real, pelo preço de exportação em dólares, pelo preço doméstico e pelos deslocadores internos de demanda e oferta do produto agrícola exportável que se defronta com uma demanda por importações perfeitamente elástica. Como as correlações contemporâneas são analisadas da coluna sobre a linha os efeitos contemporâneos dessas variáveis sobre as quantidades exportadas foi estruturada na primeira linha da matriz B, a qual espera-se efeito positivo apenas para taxa de câmbio real e para o preço de exportação em dólares.

No caso dos preços das formulações NPK, existe um intervalo entre o plantio e colheita, e desse modo, até que ocorra a exportação de cada safra. Sabendo-se que as formulações NPK são adquiridas pelos produtores durante o plantio, para que esses preços afetem as exportações pressupõe-se um período de tempo, conseqüentemente, a variável NPK foi inserida no modelo com defasagem de seis meses. Em função disso, apesar de se saber que na produção de fertilizantes utiliza-se matéria prima importada, especificou-se no modelo que a taxa de câmbio real não afeta contemporaneamente os preços das formulações NPK, devido ao fato desses preços estarem defasados.

Pressupõe-se que as variações cambiais alteram os preços do produto doméstico no mercado interno, por conseguinte, na quarta coluna, impôs-se, portanto, que o logaritmo da taxa de câmbio real (Txr) afeta o logaritmo do preço doméstico (Pd) das culturas. Espera-se sinal positivo para esse parâmetro, entendido que, a depreciação cambial aumenta o preço de exportação em reais e assim eleva o preço doméstico. Tendo isso em mente, na segunda coluna coloca-se que Pe afeta contemporaneamente Pd e espera-se sinal positivo, uma vez que, considera-se que os exportadores paguem o preço doméstico pela *commodity*, espera-se que as variações no preço de exportação sejam transmitidas, de certa forma, para o preço do produto no mercado interno.

O comportamento da taxa de câmbio tem sido elemento importante no desempenho externo da indústria têxtil e do setor avícola brasileiro a partir dos anos 2000, se posicionando como exportador e importador dos produtos têxteis e um importante exportador de carne de frango (COSTA & ROCHA, 2009; RANGEL; DA SILVA & COSTA, 2010; SILVA *et al.*, 2011). Como na presente pesquisa utilizou-se o abate de aves e a confecção de artigos de vestuário no Brasil, na quarta coluna impôs-se que a taxa de câmbio real afeta os deslocadores de demanda doméstica do milho e do algodão, uma vez que os deslocadores são afetados pela taxa câmbio ao fazerem parte do comércio internacional dos seus respectivos setores.

Os modelos estimados do *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do milho e do algodão são representados pela equação (49) e (50), respectivamente. Utilizou-se 4 variáveis na especificação de cada modelo. O modelo do *pass-through* para o preço de exportação do milho é representado pela equação (49), e contém as seguintes variáveis: preço das exportações (PeM), Txc para a taxa de câmbio nominal, preço internacional (PiM) e Ct (IPA-origem como *proxy* de custo de produção).

$$\begin{bmatrix} \Delta PeM_t \\ \Delta Txc_t \\ \Delta PiM_t \\ \Delta Ct_t \end{bmatrix} = \alpha_3 \left[\beta'_3 \begin{pmatrix} PeM_{t-1} \\ Txc_{t-1} \\ PiM_{t-1} \\ Ct_{t-1} \end{pmatrix} + \gamma_3 \begin{pmatrix} dummysafrinha_{t-1} \\ dummy2010_{t-1} \\ TREND_{t-1} \end{pmatrix} \right] + \Gamma_{31} \begin{bmatrix} \Delta PeM_{t-1} \\ \Delta Txc_{t-1} \\ \Delta PiM_{t-1} \\ \Delta Ct_{t-1} \end{bmatrix} + \lambda_3 + u_{3(t)} \quad (49)$$

O termo $\alpha_3(\beta'_3 + \gamma_3)$ da equação (49) é a matriz de cointegração do modelo de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do milho, sendo α_3 a matriz de coeficiente de ajustamento e β'_3 a matriz que fornece as informações de longo-prazo, γ_3 são os termos determinísticos¹⁷ incluídos na relação de cointegração do modelo estimado. Γ_{31} é matriz (4 × 4) de coeficientes autorregressivos, λ_3 são as constantes estimadas e $u_{3(t)}$ representa uma matriz (4 × 1) com característica de *ruído branco*.

Para a estimativa do *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do algodão utilizou-se o preço das exportações do algodão (PeA), Txc para a taxa de câmbio nominal, PiA para o preço internacional e Ct (IPA-origem como *proxy* de custo de produção), como apresentado na equação (50).

$$\begin{bmatrix} \Delta PeA_t \\ \Delta Txc_t \\ \Delta PiA_t \\ \Delta Ct_t \end{bmatrix} = \alpha_4 \left[\beta'_4 \begin{pmatrix} PeA_{t-1} \\ Txc_{t-1} \\ PiA_{t-1} \\ Ct_{t-1} \end{pmatrix} + \gamma_4 \begin{pmatrix} dummysafrinha_{t-1} \\ dummy2010_{t-1} \\ TREND_{t-1} \end{pmatrix} \right] + \Gamma_{41} \begin{bmatrix} \Delta PeA_{t-1} \\ \Delta Txc_{t-1} \\ \Delta PiA_{t-1} \\ \Delta Ct_{t-1} \end{bmatrix} + \lambda_4 + u_{4(t)} \quad (50)$$

$u_{4(t)}$ representa uma matriz (4 × 1) com característica de *ruído branco*. O termo $\alpha_4\beta'_4$ é a matriz de cointegração, sendo α_4 a matriz que fornece as informações de ajustamento e β'_4 a matriz com os coeficientes de longo-prazo, γ_4 são os termos determinísticos¹⁸ incluídos na relação de cointegração do modelo estimado. Γ_{41} é uma matriz (4 × 4) de coeficientes autorregressivos da parte VAR do modelo e λ_4 são as constantes estimadas do modelo.

Para especificação de um modelo SVEC do *pass-through* para o preço de exportação do milho e do algodão são necessários no mínimo 6 restrições, foram impostas 9 restrições como apresentado a seguir.

¹⁷ Tendência determinística e duas *dummies* sazonais, a primeira para controlar o efeito da colheita da safrinha e a segunda, o efeito dos problemas climáticos ocorridos em 2005 que prejudicaram a produção da *commodity* e suas exportações.

¹⁸ Tendência determinística e duas *dummies* sazonais, a primeira para controlar o efeito da colheita da safrinha e a segunda, o efeito da redução da produção mundial do algodão em 2010 que elevou significativamente os preços da *commodity*.

$$B = \begin{bmatrix} * & * & * & * \\ 0 & * & 0 & 0 \\ 0 & 0 & * & 0 \\ 0 & 0 & 0 & * \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Ex \\ Txc \\ Pi \\ Ct \end{bmatrix}$$

*relação contemporânea entre as variáveis

Na especificação teórica para identificar os parâmetros estruturais baseou-se em Menon (1995a, 1995b), pressupôs-se que a taxa de câmbio nominal, o preço internacional e o IPA afetam contemporaneamente o preço de exportação do milho e do algodão. Essas relações mencionadas foram impostas na primeira linha da matriz B.

3.4. FONTES DOS DADOS

O volume exportado¹⁹ (ExM - exportação do milho, ExA - exportação do algodão) e o valor das exportações para o cálculo do preço de exportação (PeA – preço do algodão e PeM – preço do milho) em dólares são os disponibilizado pelo Secretaria de Comercio Exterior (SECEX, 2017). Como *proxy* de preço doméstico do algodão (PdA – preço interno do algodão) utilizou-se o indicador divulgados pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA, 2017), para representar o preço doméstico do milho utilizou-se o preço médio recebido pelo agricultor – PR (PdM) obtido no banco de dados do IPEA (2017), A taxa de câmbio efetiva real²⁰ (Txr) e a taxa de câmbio nominal²¹ (Txc), também foram ambos obtida no banco de dados do IPEA (2017).

Como deslocador de demanda doméstica do milho utilizou-se a quantidade frango abatido (Abate) disponibilizado pelo SIDRA (IBGE, 2017), o deslocador de demanda utilizada no modelo do algodão foi o índice de confecção de artigos de vestuário, *proxy* da produção têxtil (Ptextil) do Brasil também disponível na base de dados do SIDRA (IBGE, 2017). Na função de exportação das duas *commodities* foi utilizado como *proxy* de deslocador de oferta doméstica o preço das formulações NPK (NPK) em reais, coletada no Anuário Estatístico da Associação Nacional para Difusão de Adubos (ANDA). As variáveis, quando necessário, foram deflacionadas pelo Índice

¹⁹ Cod. 10059090, milho, exceto em grão e cod. 10059010, milho em grão, exceto para semeadura. Cod. 52010010, algodão não cordado nem peteado, debulhado.

²⁰ Agricultura, pecuária e serviços relacionados do Brasil em relação a 24 parceiros comerciais selecionados.

²¹ Comercial, média de vendas, R\$ / US\$ do Banco Central do Brasil.

Geral de Preço – Disponibilidade Interna (IGP-DI), da Fundação Getúlio Vargas disponibilizado na base de dados do IPEA (2017).

Como *proxy* de preço internacional (PiM, cotação do milho e PiA para a cotação do algodão) foi utilizado a cotação internacional do Fundo Monetário Internacional. Para representar o custo de produção (Ct) foi utilizada como *proxy* o Índice de preço por Atacado Origem (IPA-Origem), produtos agropecuários. Essas variáveis foram adquiridas no banco de dados do IPEA (2017). Todas as variáveis têm frequência mensal, compreendendo janeiro de 2002 a dezembro de 2016. Optou-se pela transformação logarítmica das variáveis para se obter os coeficientes na forma de elasticidades.

4. ANÁLISES DOS RESULTADOS

4.1. OFERTA DE EXPORTAÇÃO DO MILHO E DO ALGODÃO

Para examinar a estacionariedade²² das séries que compõe os modelos de oferta de exportação propostos para o milho e algodão realizou-se o teste Dickey & Fuller Aumentado - ADF (1979, 1981). Considerou-se equações sem *drift* e sem tendência determinística, modelos com *drift* e modelos com *drift* e tendência determinística. Considerando probabilidade de 1%, os resultados não rejeitam a hipótese nula de presença de raiz unitária, indicando que as variáveis não são estacionárias em nível. Tomada a primeira diferença, considerando os três modelos, tratam-se de séries estacionárias.

A partir dos resultados dos testes de raiz unitária ADF, considera-se que as séries são $I(1)$, portanto, necessitam da primeira diferença para que se tornem estacionárias. Assim, é possível que exista uma relação de longo-prazo entre elas. O próximo procedimento consiste em executar o teste de cointegração e, possivelmente, a especificação do Modelo Vetorial de Correção de Erro – VECM.

Antes de realizar o teste de cointegração é necessário determinar o número de defasagem a se considerar na especificação do teste, visando incluir o número suficiente que expurgue correlação serial nos resíduos. O número de defasagem dos testes foi definido com base no critério de informação SBC (*SCHWARZ Bayesian Criterion*), conseqüentemente o teste foi realizado com uma defasagem considerando constante e tendência na matriz de cointegração para os modelos de oferta de exportação. De acordo com os resultados da estatística do traço²³ rejeita-se a hipótese nula de que o posto das matrizes é nulo, também se rejeitou a hipótese de que o posto das matrizes seja igual a um. Contudo, não se rejeita a hipótese de que exista dois vetores de cointegração para ambos conjuntos de variáveis. Ou seja, o teste de cointegração indica a existência de dois vetores de cointegração entre as variáveis dos modelos de exportação do milho e do algodão.

A partir do teste de cointegração, constatou-se a existência de relação de longo-prazo entre as variáveis de ambos os modelos de oferta de exportação propostos. Buscou-se, portanto, especificar o VECM e, conseqüentemente, o modelo

²² Os resultados dos testes de raiz unitária são apresentados no APÊNDICE A.

²³ Os resultados da estatística do traço são apresentados no APÊNDICE B.

SVEC para captar as relações contemporâneas entre as variáveis. Os resultados das estimativas da oferta de exportação do milho e do algodão são apresentados nas próximas seções.

4.1.1. Oferta de exportação do Milho

A partir do teste de cointegração constatou-se que existe uma relação de longo-prazo entre as variáveis que compõe o modelo proposto de oferta de exportação do milho com dois vetores de cointegração. Os modelos estimados com dois vetores apresentaram autocorrelação serial nos resíduos, assim, adotou-se uma especificação com melhor desempenho, um VECM (4,1)²⁴, quatro defasagens e um vetor de cointegração. Os autovalores encontrados estão fora do círculo unitário, portanto, o modelo é estável²⁵. Com nível de significância de 1%, não se rejeita a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial²⁶ no modelo.

Com exceção do preço das formulações NPK e do abate de aves, todos os demais coeficientes β , de longo-prazo, são significativos com nível de 1% de probabilidade, com relação aos coeficientes α , de ajustamento, apenas ExM e PeM foram significativos, com a nível de 1% de significância estatística.

As estimativas β e α são apresentadas resumidamente na Tabela 1, os coeficientes dos parâmetros de longo-prazo estão normalizados em relação a variável ExM, logo, a estimativa do coeficiente assumiu valor igual a um. Na normalização da equação de cointegração, todas as variáveis permanecem do mesmo lado da equação, assim é necessário a inversão dos sinais dos demais coeficientes para interpretação econômica.

Tabela 1 – Estimativas dos Coeficientes de Ajustamento e Longo-Prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro [VEC (4,1)], oferta de exportação do Milho

	ExM_{t-1}	PeM_{t-1}	PdM_{t-1}	Txr_{t-1}	$(NPK_{t-6})_{t-1}$	$Abate_{t-1}$
β_1	1	-5,286***	1,931**	-7,324***	-1,401	4,404
α_1	-0,545***	0,033***	0,005	-0,002	-0,002	-0,004

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Nota: ***, **, *, significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

²⁴ O modelo estimado é apresentado no APÊNDICE C.

²⁵ Os resultados do teste de estabilidade são apresentados no APÊNDICE D.

²⁶ Os resultados da análise de Autocorrelação Residual e Normalidade dos resíduos são apresentados no APÊNDICE E.

Com exceção do coeficiente da variável NPK, os coeficientes de longo-prazo apresentaram os sinais esperados. Um dos maiores coeficientes de longo-prazo foi 4,404, apresentado pela variável Abate, no entanto, não significativo. Esse resultado, de certa forma, foi uma surpresa. Primeiro, porque de acordo com os dados da ABIMILHO (2018), o consumo de milho pela indústria de aves de corte foi de 26,3% com relação a produção brasileira da safra 2014/2015, ficando atrás apenas das exportações que teve uma participação de aproximadamente 31% na safra. E segundo, Favro, Caldarelli & Camara (2015) encontraram coeficiente negativo e significativo igual a 1,286 sobre as exportações do milho para o período compreendido entre 2001 a 2012, que além da quantidade exportada e do número do abate de aves consideraram o preço do milho no mercado internacional, preço da soja e o PIB mundial na especificação da estimativa.

A partir dos resultados pode-se também inferir que um aumento de 1% em PeM induz, no longo-prazo, um acréscimo em torno de 5,286% no volume exportação do milho, tendo em mente que PeM é o preço que reflete o valor das exportações no período, a oferta de exportação do milho é elástica, portanto, variações no preço do milho exportado impactam mais que proporcionalmente a quantidade exportada da *commodity*. O coeficiente de ajustamento de PeM foi 0,033, desse modo verifica-se que desequilíbrios transitórios nessa variável são corrigidos a uma taxa de aproximadamente 0,033% a cada mês, ou seja, para que a variável retorne ao equilíbrio de longo-prazo são necessários um período médio de pouco mais que 30 meses.

A taxa de câmbio real apresentou o maior coeficiente estimado, pode-se inferir que um acréscimo de 1% na taxa de câmbio acarreta, no longo-prazo, em um acréscimo de aproximadamente 7,324% no volume exportado do milho, resultado que apresenta a importância das variações cambiais no desempenho exportador do milho.

Com relação a variável PdM, sua elasticidade foi de -1,931, portanto, dando um acréscimo de 1% no preço doméstico do milho, *ceteris paribus*, induz um decréscimo de aproximadamente 1,931% no volume exportado do milho no longo-prazo. Esse resultado indica que quanto maior o preço doméstico do milho maior é o interesse do produtor em suprir a demanda interna, esse efeito é condizente com o esperado, sendo também encontrado em outros resultados para exportações de produtos

agropecuários, como em Barros, Bacchi & Burnquist (2002), Silva *et al.* (2011), Adami *et al.* (2016) e Silvestrini *et al.*, (2017).

A maior velocidade de ajustamento foi obtida pela quantidade exportada, com um coeficiente de -0,545, portanto, pode-se inferir que o retorno da exportação do milho ao equilíbrio de longo-prazo, dado um choque estrutural inesperado, ocorre em pouco menos de dois meses, uma vez que desequilíbrios são corrigidos a uma taxa de 0,545% a cada mês.

Os efeitos contemporâneos entre as variáveis são apresentados resumidamente na Tabela 2. Dentre as 8 estimativas, observa-se 3 coeficientes significativos, entre as variáveis que impactam diretamente o quantum exportado do milho apenas a taxa de câmbio real foi significativa²⁷. O câmbio real também foi significativo contemporaneamente afetando o preço interno do milho. Outro resultado foi o impacto significativo do preço de exportação sobre o preço interno, no entanto, não apresentou sinal esperado.

Tabela 2 – Estimativas da matriz de relação contemporânea do modelo de oferta de exportação do Milho

De (coluna)	Sobre (linha)	Coefficientes
<i>Txr</i>	<i>ExM</i>	-0,1016**
<i>PeM</i>	<i>ExM</i>	-0,1163
<i>PdM</i>	<i>ExM</i>	0,0430
<i>Abate</i>	<i>ExM</i>	0,0084
<i>NPK_{t-6}</i>	<i>ExM</i>	0,0276
<i>Txr</i>	<i>Abate</i>	-0,0029
<i>Txr</i>	<i>PdM</i>	-0,0134***
<i>PeM</i>	<i>PdM</i>	0,1049***

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Nota: ***, **, * significativo a 1%, 5% e 10% respectivamente.

Os resultados apresentados na Tabela 2 mostram que o maior impacto imediato foi o preço de exportação sobre o volume exportado do milho, a elasticidade foi de aproximadamente 0,1163, porém, não significativo.

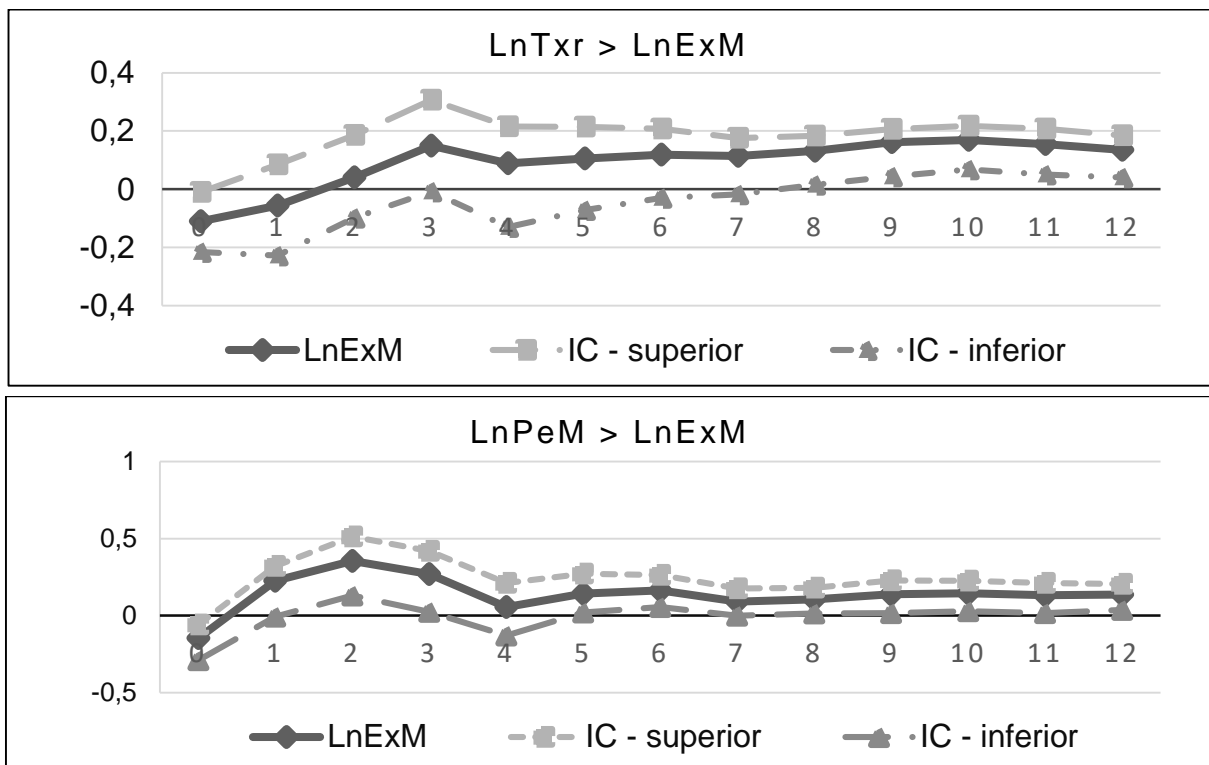
Os resultados indicam que um acréscimo de 1% em *Txr* induz um acréscimo imediato em torno 0,1016% no quantum exportado do milho, o sinal desses coeficientes está de acordo com o esperado, portanto, interpreta-se que a taxa de câmbio real foi relevante no período analisado, elevando as exportações do milho de forma contemporânea. A taxa de câmbio real também exerceu um efeito

²⁷ Os coeficientes da matriz B devem ser interpretados com o sinal invertido (LUTKEPOHL, 2005),

contemporâneo positivo sobre preço interno no milho, de acordo com os resultados, um acréscimo de 1% em Txr induz um impacto imediato negativo em torno de 0,0134% sobre PdM, esse resultado não foi condizente com o esperado na teoria econômica.

A seguir, da Figura 5 a 8, são apresentadas as funções de impulso resposta do modelo SVEC para a oferta de exportação do milho, essas funções mostram o ajustamento temporal no curto-prazo das variáveis. Segundo Alves & Bacchi (2004), as funções impulso resposta possibilitam avaliação do comportamento das variáveis em resposta a choques individuais nas demais variáveis. O intervalo de confiança foi ajustado ao nível de 95% para o período de 12 meses à frente.

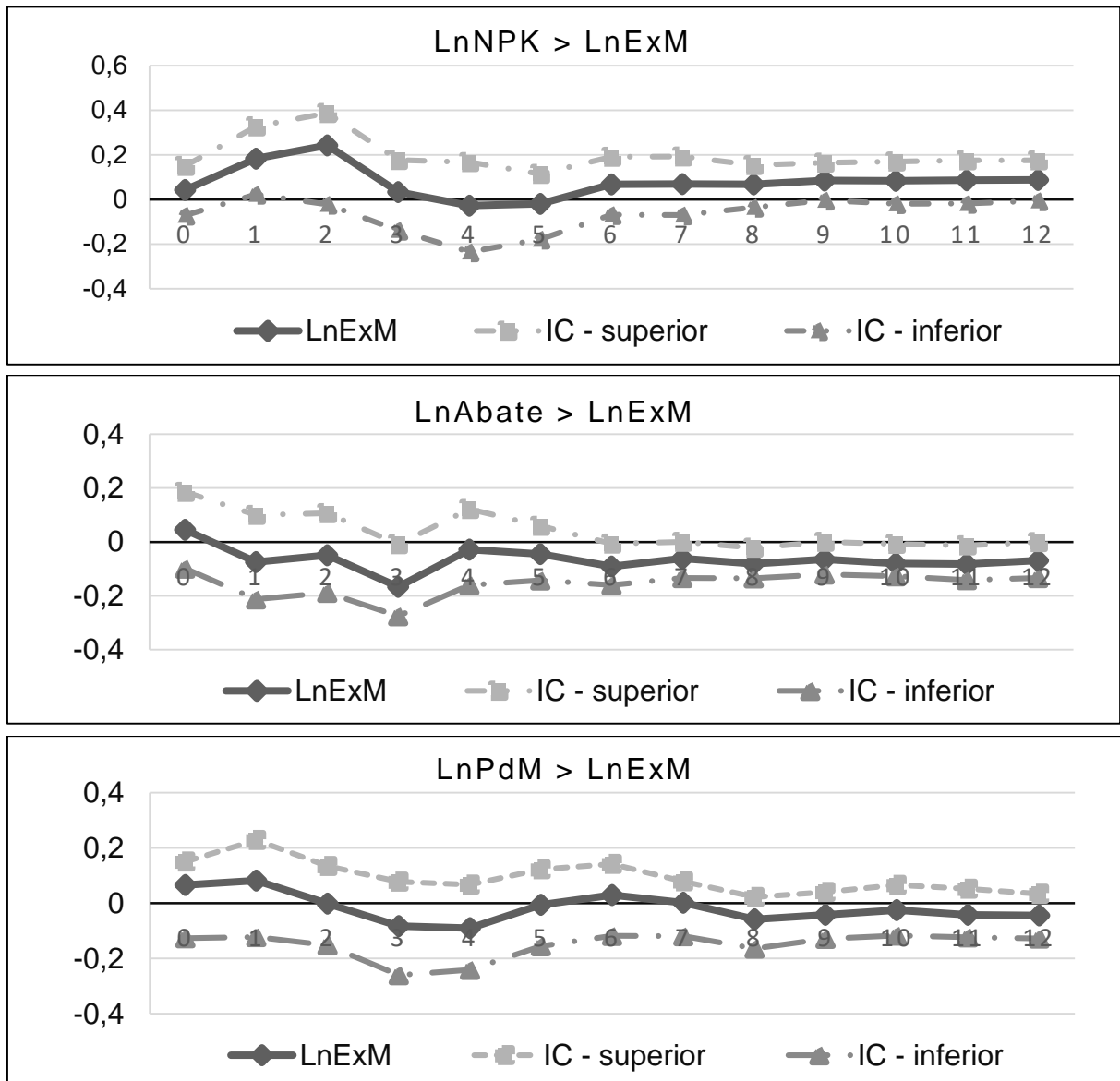
A Figura 5 mostra a resposta do volume exportado dado um choque de um desvio padrão na taxa de câmbio real e no preço de exportação. Os resultados sugerem que um choque em Txr provoca um aumento nas exportações do milho, o resultado é significativo a partir do nono mês após o choque. Percebe-se que PeM também afeta positivamente ExM, o efeito é significativo no segundo, terceiro, sexto e a partir do oitavo mês após o choque.



Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Figura 5 - Resposta das exportações do milho ao impulso de um desvio padrão na taxa de câmbio real e no preço de exportação.

A Figura 6 apresenta a resposta das exportações do milho ao impulso nos deslocadores doméstico de demanda (Abate) e oferta (NPK) do milho. Nota-se que o choque em NPK foi positivo sobre as exportações, porém, significativo apenas no primeiro mês após o choque, esperava-se efeito negativo. Já o efeito de um choque na variável Abate foi negativo, significativo no sexto mês após o choque. Os resultados mostram que o efeito de PdM sobre ExM foi negativo, porém, não significativo.

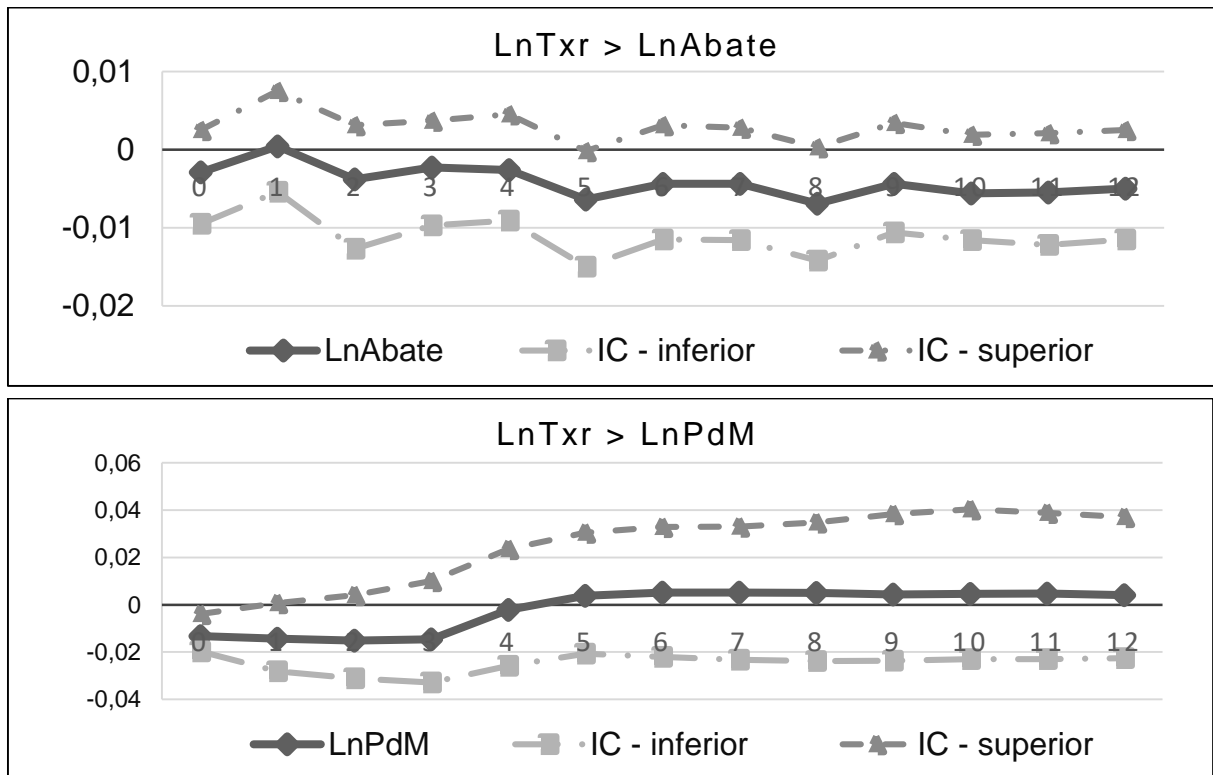


Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Figura 6 - Resposta das exportações do milho ao impulso de um desvio padrão nos preços dos NPK, no Abate de Aves e no preço doméstico do milho.

A Figura 7 apresenta as funções de impulso resposta da variável Abate e do preço interno do milho a partir de um choque equivalente a um desvio padrão na taxa de câmbio real. O choque em Txr não afetou significativamente a variável Abate. Em

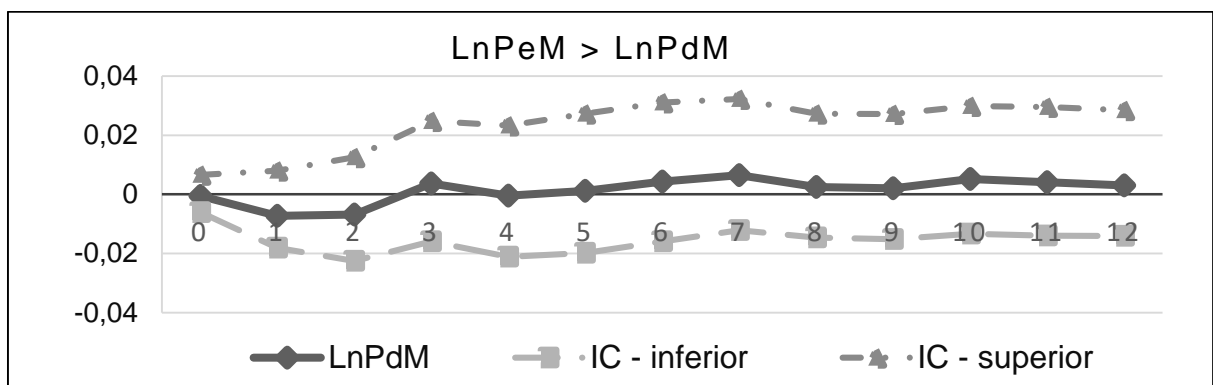
relação ao preço doméstico a taxa de câmbio tem um impacto positivo a partir do quarto mês após o choque, no entanto, não foi significativo.



Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Figura 7 - Resposta do preço doméstico do milho e da variável abate de aves ao impulso de um desvio padrão na taxa de câmbio real.

A Figura 8 apresenta a resposta do preço doméstico do milho a um impulso de um desvio padrão no preço de exportação da *commodity*. Percebe-se que o impacto de PexM sobre PdM foi negativo até o terceiro mês após o choque, porém, não foi significativo. Posteriormente, a partir do quarto mês, o efeito foi positivo, também não significativo.



Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Figura 8 - Resposta do preço doméstico do milho ao um impulso de um desvio padrão no preço de exportação do milho.

Outro instrumento útil para analisar as relações entre as variáveis na metodologia VAR é a decomposição da variância do erro de previsão. Segundo Enders (2014), a decomposição da variância do erro de previsão permite indicar a proporção de cada variável do sistema no erro de previsão de cada uma das variáveis dado um choque estrutural.

A Tabela 3 mostra a decomposição da variância do erro de previsão para a quantidade exportada do milho. Nota-se que inicialmente 96% da parcela do erro de previsão do quantum exportado do milho é explicado pela própria variável e que ao longo dos períodos, essa proporção diminui chegando a 53% no décimo mês, ou seja, a maior parte da variância é explicada pela própria variável. Essa importância do volume exportado ao explicar o seu próprio erro de previsão pode significar um forte movimento autorregressivo, sendo capaz de estar refletindo outras variáveis importantes que não foram consideradas no modelo, ou seja, é possível que exista uma certa exogeneidade das exportações do milho em relação às variáveis incluídas no modelo (CAPITANI; MIRANDA & MARTINES FILHO, 2014; ZANIN & BACCHI, 2017).

Tabela 3 – Decomposição da variância do erro de previsão para a quantidade exportada do milho

Meses	<i>ExM</i>	<i>PeM</i>	<i>PdM</i>	<i>Txr</i>	<i>NPK_{t-6}</i>	<i>Abate</i>
1	96%	2%	0%	1%	0%	0%
2	89%	7%	0%	1%	2%	1%
3	77%	17%	0%	1%	4%	1%
4	70%	20%	2%	3%	3%	3%
5	68%	20%	3%	3%	3%	3%
6	65%	22%	3%	4%	4%	3%
7	62%	23%	3%	6%	3%	3%
8	59%	24%	3%	8%	3%	3%
9	56%	25%	4%	9%	3%	3%
10	53%	25%	4%	12%	3%	3%

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Com relação às demais variáveis, a que apresenta maior participação no erro de previsão do quantum exportado do milho foi o preço de exportação. Observa-se que *PeM* explica no primeiro mês 2% do erro de previsão da quantidade exportada enquanto que as demais variáveis explicam no máximo 1% nesse mesmo mês. Nota-se que no final de 10 meses a participação de *PeM* aumenta gradativamente para 25%, no entanto, destaca-se também o aumento de importância de *Txr*, saindo de 1%

no primeiro mês e chegando a explicar o erro de previsão do volume exportado com parcela de 12% de participação no final de 10 meses. A participação do preço doméstico, Abate e NPK é relativamente baixa, mas há uma elevação de importância no decorrer dos períodos chegando a 4%, 3% e 3% no décimo mês, respectivamente.

4.1.2. Oferta de exportação do Algodão

O resultado do teste de cointegração apontou a existência de uma relação de longo-prazo entre as variáveis que compõe o modelo de oferta de exportação do algodão, com dois vetores de cointegração. Como nas estimativas dos modelos de oferta do milho, os modelos estimados da oferta de exportação do algodão com dois vetores apresentaram autocorrelação serial nos resíduos, assim, adotou-se uma especificação com melhor desempenho. Modelou-se, portanto, um VECM (1,1)²⁸, considerando o nível de significância estatística de 1% não se rejeitou a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial nos resíduos²⁹. Os autovalores encontrados estão fora do círculo unitário, portanto, o modelo é estável³⁰.

Com exceção da taxa de câmbio real e dos preços das formulações NPK, os coeficientes de longo-prazo são significativos com 1% de probabilidade estatística, os sinais apresentados são os esperados. As estimativas são apresentadas resumidamente na Tabela 4.

Tabela 4 – Estimativas dos Coeficientes de Ajustamento e Longo-Prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro [VEC (1,1)], oferta de exportação do Algodão

	ExA_{t-1}	PeA_{t-1}	PdA_{t-1}	Txr_{t-1}	$(NPK_{t-6})_{t-1}$	$Ptextil_{t-1}$
β_2	1	-1,766***	1,510***	-0,041	0,064	1,815***
α_2	-0,599***	0,001	0,000	-0,004	0,003	-0,038**

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Nota: ***, **, *, significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

O coeficiente de PeA foi aproximadamente 1,766, a partir desse resultado pode-se inferir que um acréscimo de 1% em PeA induz um acréscimo em torno de 1,766% no volume exportação do algodão no longo-prazo, variações no preço do

²⁸ O modelo estimado é apresentado no APÊNDICE C.

²⁹ Os resultados da análise de Autocorrelação Residual e Normalidade dos resíduos são apresentados no APÊNDICE F.

³⁰ Os resultados do teste de estabilidade são apresentados no APÊNDICE D.

algodão exportado impactam mais que proporcionalmente a quantidade exportada da *commodity* brasileira, ou seja, a oferta de exportação do algodão também é elástica.

Com relação a variável PdA, sua elasticidade foi de -1,51, ou seja, dando um acréscimo de 1% no preço doméstico do milho, *seteris paribus*, induz, no longo-prazo, um decréscimo de aproximadamente 1,51% no volume exportado do algodão. A maior elasticidade foi apresentada pela variável Ptextil, o resultado indica que um acréscimo de 1% em Ptextil reduz, no longo-prazo, as exportações de algodão em aproximadamente 1,815%. Tal magnitude expressa a importância do setor têxtil brasileiro no desempenho exportador da *commodity*. No caso de um choque estrutural, as variáveis ExA e Ptextil retornam ao equilíbrio de longo-prazo em aproximadamente em menos de 2 meses e 26 meses, respectivamente.

Os efeitos contemporâneos entre as variáveis são apresentados resumidamente na Tabela 5. Dentre os coeficientes nenhuma variável foi significativa contemporaneamente afetando diretamente as exportações do algodão, as variáveis taxa de câmbio real e a produção têxtil não apresentaram os sinais esperados. O único coeficiente significativo foi apresentado pelo efeito de Txr sobre os preços domésticos do algodão. Esse resultado expressa uma certa rigidez das exportações do algodão no curto-prazo, a seguir serão feitas análises mais dinâmicas das exportações.

Tabela 5 – Estimativas da matriz de relação contemporâneo do modelo de oferta de exportação do Algodão

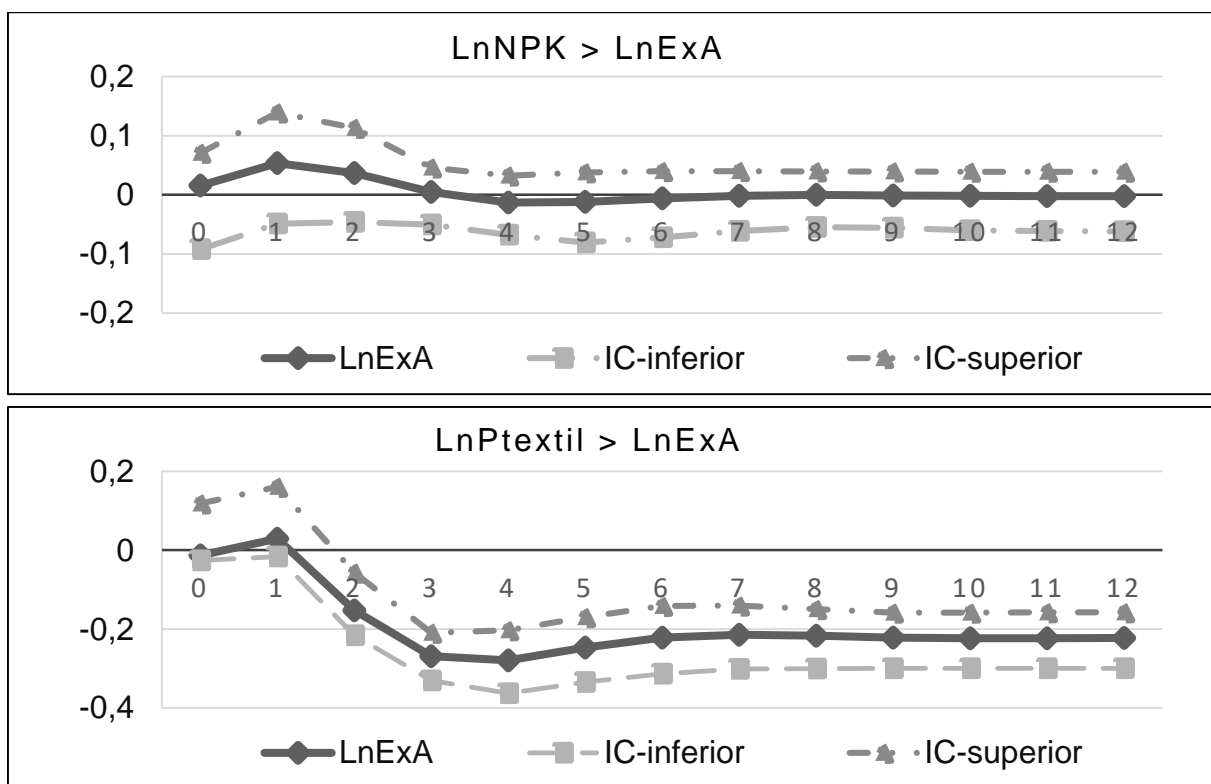
De (coluna)	Sobre (linha)	Coefficientes
<i>Txr</i>	<i>ExA</i>	0,0009
<i>PeA</i>	<i>ExA</i>	-0,0588
<i>PdA</i>	<i>ExA</i>	0,0349
<i>NPK_{t-6}</i>	<i>ExA</i>	0,0156
<i>Ptextil</i>	<i>ExA</i>	-0,0134
<i>Txr</i>	<i>PdA</i>	-0,0081*
<i>Txr</i>	<i>Ptextil</i>	-0,0195
<i>PeA</i>	<i>PdA</i>	0,0489

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Nota: ***, **, * significativo a 1%, 5% e 10% respectivamente.

As Figuras 9 a 12 mostram as funções de impulso resposta para 12 períodos a frente das variáveis que compõe o SVEC da oferta de exportação do algodão. A Figura 9 apresenta a resposta das exportações do algodão a um choque de um desvio padrão nos preços das formulações NPK e na produção têxtil. Os resultados indicam que um choque de um desvio padrão nos preços das formulações NPK aumenta as

exportações do algodão no primeiro mês após o choque, no entanto, não significativo estatisticamente. Esperava-se um efeito negativo, uma vez que, aumentos nos custos estão associados a redução da produção. Esse resultado pode indicar que as variáveis que influenciam os preços apresentam maior relevância na decisão do produtor em relação ao impacto no custo de produção, como encontrado por Castro, Teixeira & Lima (2005) que analisaram o impacto da taxa de câmbio sobre a produção de café. Isso pode estar relacionando com o fato de que grande parte da cultura do algodão estar sendo plantado na safrinha, em sucessão com a soja, aproveitando-se o efeito residual da adubação realizado para esta cultura.



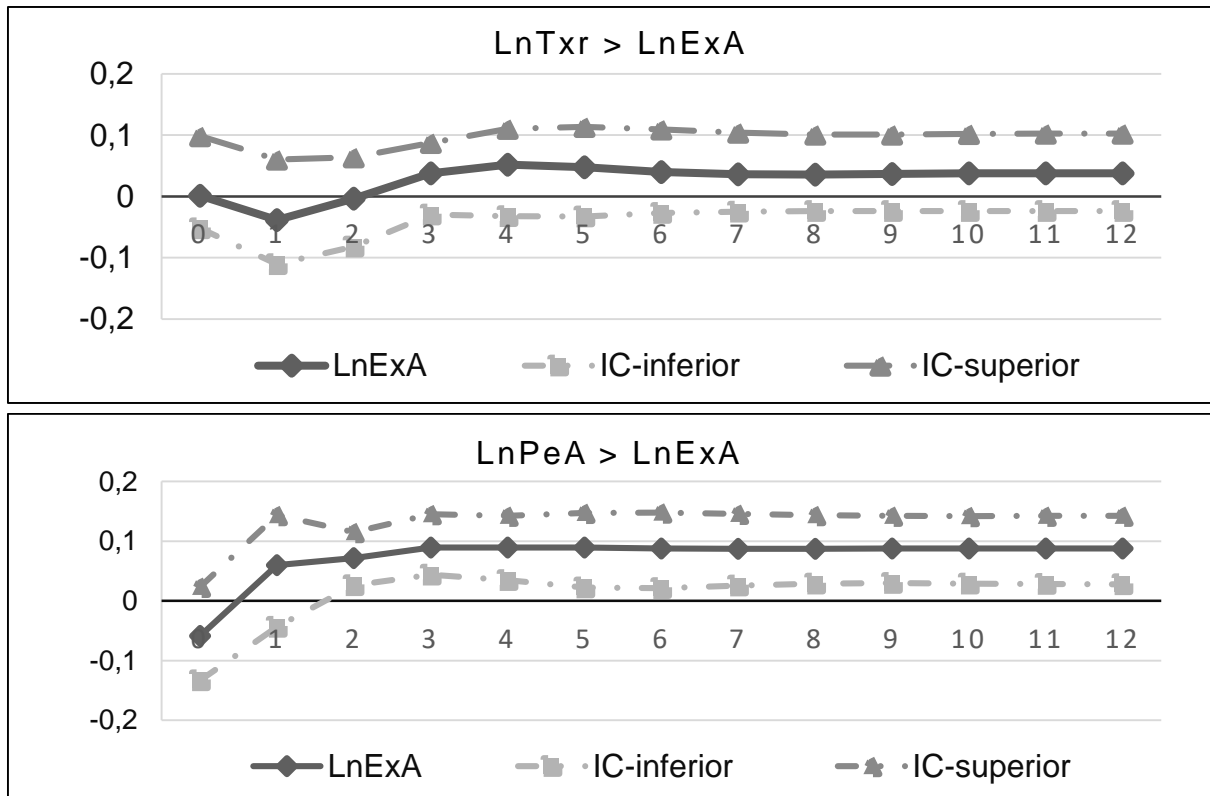
Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Figura 9 - Resposta das exportações do algodão ao choque de um desvio padrão nos preços dos NPK e no índice de confecção de artigos de vestuário.

De acordo com os resultados a produção têxtil reduz as exportações, significativo a partir do segundo mês após o choque, sendo este o maior choque estimado, resultado que indica a relevância da demanda doméstica da *commodity* na comercialização do produto, assim, o quantum exportado da cultura depender do desempenho interno da indústria têxtil do Brasil.

A Figura 10 mostra a resposta das exportações do algodão a um choque de um desvio padrão na taxa de câmbio real e no preço de exportação da *commodity*. Observa-se que Txr diminui ExA no primeiro mês após o choque, a partir do terceiro

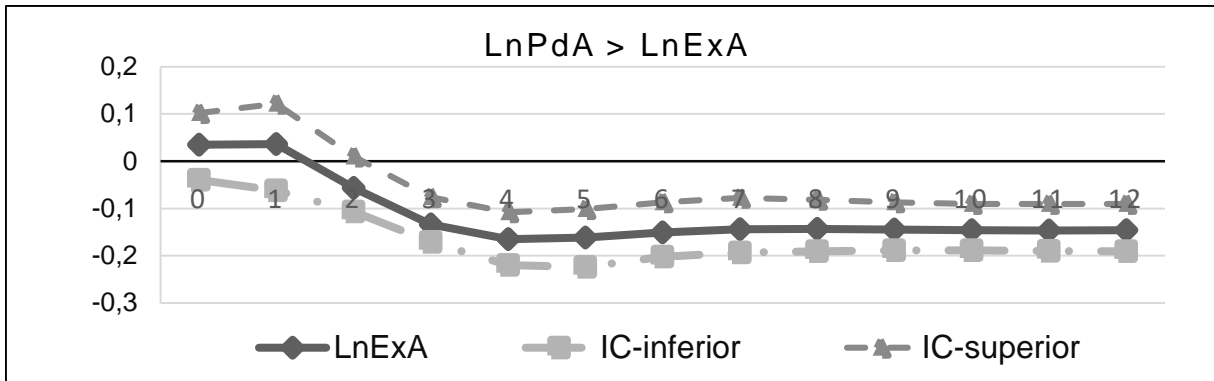
mês o choque passar a ser positivo, porém, não significativo. Os resultados também indicam que um choque em PeA afeta positivamente ExA, o impacto é significativo a partir do segundo após o choque, esse efeito sinaliza a influência do preço de exportação da determinação do volume exportado do algodão no curto-prazo.



Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Figura 10 - Resposta das exportações do algodão ao choque de um desvio padrão na taxa de câmbio real e no preço de exportação.

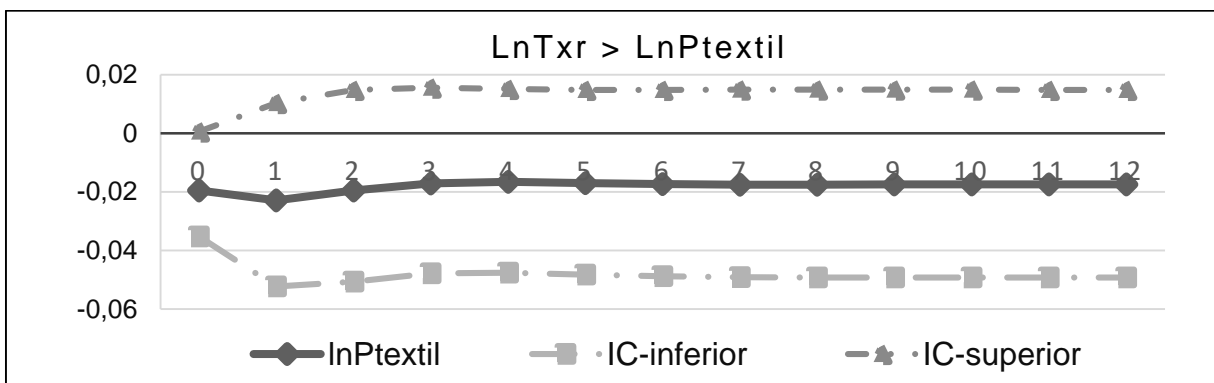
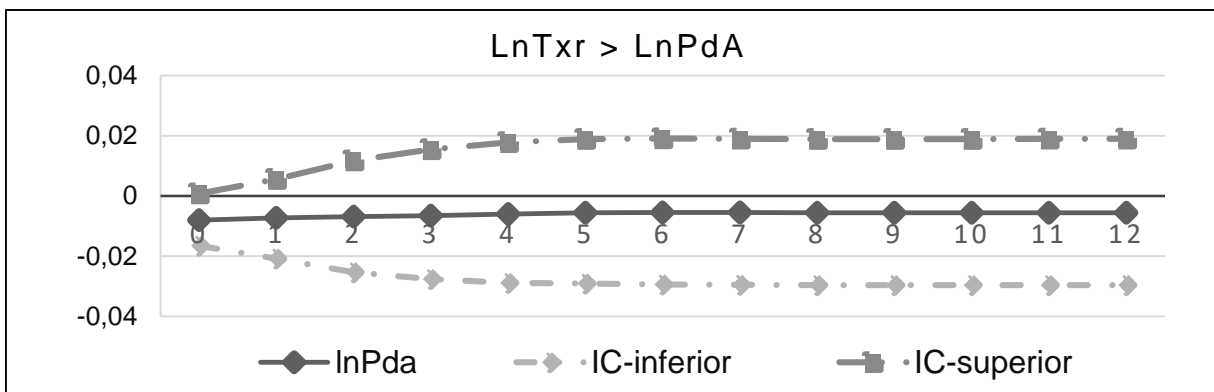
A Figura 11 mostra a resposta das exportações do algodão a um choque de um desvio padrão no seu preço doméstico. De acordo com o resultado, inicialmente o PdA tem um efeito positivo, porém não significativo em ExA no primeiro mês após o choque, posteriormente o efeito é negativo, significativo a partir do terceiro mês. Segundo Zanin & Bacchi (2017), o efeito positivo ocorre por que a elevação no preço doméstico leva a redução da demanda interna da *commodity* aumentando a parcela destinada às exportações, o efeito negativo posterior pode ser resultado do direcionamento do produto para o mercado interno devido ao maior preço, como esperado.

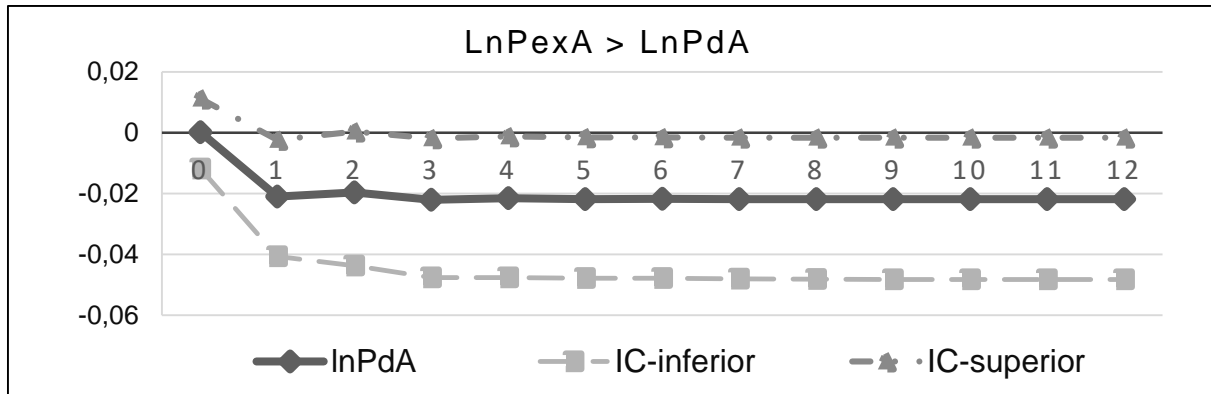


Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Figura 11 - Resposta das exportações do algodão a um choque de um desvio padrão no preço doméstico do algodão.

A Figura 12 apresenta a resposta do preço doméstico do algodão e da produção têxtil a um impulso de um desvio padrão na taxa de câmbio real, também mostra a resposta do preço doméstico do algodão ao impulso de um desvio padrão no preço de exportação da *commodity*. A resposta de PdA e da produção têxtil a um impulso de um desvio padrão em Txr não foi significativo. Já a resposta de PdA a um impulso de um desvio padrão em PeA foi negativa, significativa no primeiro mês após o choque, o resultado volta a ser significativo novamente a partir do terceiro mês, no entanto, este resultado não foi o esperado não fazendo sentido econômico.





Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Figura 12 - Resposta do preço doméstico do algodão e da produção Têxtil a um impulso de um desvio padrão na taxa de câmbio real e resposta do preço interno do algodão a um impulso de um desvio padrão no preço de exportação do algodão.

A Tabela 6 mostra a decomposição da variância do erro de previsão para a quantidade exportada do algodão. Observa-se que inicialmente 96% da parcela do erro de previsão do quantum exportado do algodão é explicada pela própria variável, sendo que ao longo dos períodos essa proporção diminui, atingindo 53% no décimo mês. Ou seja, a maior parte da variância é explicada por ela mesma. Como no resultado do milho, essa representatividade do volume exportado em seu próprio erro de previsão pode indicar um forte movimento autoregressivo.

Tabela 6 – Decomposição da variância do erro de previsão para a quantidade exportada do algodão

Meses	<i>ExA</i>	<i>PeA</i>	<i>PdA</i>	<i>Txr</i>	<i>NPK_{t-6}</i>	<i>Ptextil</i>
1	96%	2%	0%	1%	0%	0%
2	89%	7%	0%	1%	2%	1%
3	77%	17%	0%	1%	4%	1%
4	70%	20%	2%	3%	3%	3%
5	68%	20%	3%	3%	3%	3%
6	65%	22%	3%	4%	4%	3%
7	62%	23%	3%	6%	3%	3%
8	59%	24%	3%	8%	3%	3%
9	56%	25%	4%	9%	3%	3%
10	53%	25%	4%	12%	3%	3%

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Com relação as demais variáveis, o preço de exportação foi a que apresentou maior participação no erro de previsão do quantum exportado do algodão. Verifica-se que o preço pago pelas exportações brasileiras de algodão (*PeA*) explica no primeiro mês 2% do erro de previsão da quantidade exportada, enquanto que, as demais variáveis explicam no máximo 1% nesse mesmo mês. Observa-se também que a parcela de *PeA* aumenta gradativamente a cada período chegando a 25% no final de

10 meses. Um aumento relevante atribui-se a T_{xr} que inicialmente explica 1% chegando a explicar no final do período cerca de 12% erro de previsão da quantidade exportada do algodão. P_{textil} chega no final do décimo mês a explicar 3%. Finalmente, NPK e PdA exercem pequena influência sobre erro de previsão da quantidade exportada do algodão.

4.2. *PASS-THROUGH* DA TAXA DE CAMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO DO MILHO E DO ALGODÃO

Inicialmente foram testadas as condições de estacionariedade³¹ das variáveis escolhidas para os modelos de *pass-through* cambial. O teste ADF indica presença de raiz unitária em todos os modelos, enquanto que, tomada a primeira diferença as variáveis são estacionárias, logo, com nível de significância de 1% as séries são integradas de primeira ordem [$I(1)$].

Sendo as séries integradas de mesma ordem é possível que elas tenham uma relação de longo-prazo. Com isso, o próximo passo foi verificar se as séries são cointegradas. O critério SBC (*SCHWARZ Bayesian Criterion*) indicou a necessidade de inclusão de duas defasagens na especificação da equação do teste de cointegração para as variáveis que compõe o modelo de *pass-through* cambial para o preço de exportação do milho e do algodão.

De acordo com os resultados da estatística do traço³² para ambos os modelos rejeita-se a hipótese nula de que o posto da matriz de cointegração é nulo, contudo, não se rejeita a hipótese de que exista um vetor de cointegração. Assim, constata-se, que existe uma relação de longo-prazo entre as variáveis com um vetor de cointegração a nível de significância de 1% para ambos os modelos.

Os resultados do teste de cointegração tanto para o modelo do milho quanto para o modelo do algodão sugerem a existência de relação de longo-prazo entre as variáveis, o que permite especificar um VECM, e a partir daí, analisar as relações de longo-prazo e contemporâneas das variáveis, essas análises são apresentadas nas seções seguintes.

³¹ Os resultados dos testes de raiz unitária são apresentados no APÊNDICE A.

³² Os resultados da estatística do traço são apresentados no APÊNDICE B.

4.2.1. Exchange Rate Pass-Through para o preço do Milho

A partir dos resultados encontrados sobre a estacionariedade e cointegração das séries que constituem o modelo de *pass-through* da taxa de cambio para os preços do milho estimou-se um VECM (1,1)³³, não se rejeitou a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial no modelo³⁴. O modelo é estável³⁵ e todos os coeficientes β , de longo-prazo, são significativos a nível de 1% de probabilidade, já para os coeficientes α , de ajustamento, apenas o preço de exportação em dólares (PeM) e a taxa de câmbio nominal (Txc) foram significativos a 1% de probabilidade.

As estimativas β e α , de longo-prazo e de ajustamento, são apresentadas na Tabela 7. Todos os coeficientes de longo-prazo apresentam os sinais esperados. Pode-se inferir que um aumento de 1% na taxa de câmbio nominal induz, no longo-prazo, um decréscimo de aproximadamente 0,419% no preço médio de exportação em dólares do milho. O coeficiente de transmissão do preço internacional foi de -0,507, ou seja, um acréscimo de 1% no preço internacional aumenta, no longo-prazo, o preço de exportação em dólares do milho em torno de 0,507%. O coeficiente de Ct foi positivo, mostrando que em média, nos períodos de elevação do preço de exportação em dólares do milho o custo dos exportadores se elevou.

Tabela 7 – Estimativas dos Coeficientes de Ajustamento e Longo-Prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro [VEC (1,1)], *pass-through* cambial para o preço de exportações em dólares do milho

	<i>PeM</i>	<i>Txc</i>	<i>PiM</i>	<i>Ct</i>
β_3	1	0,419***	-0,507***	-0,492***
α_3	-0,991***	0,074**	-0,021	-0,019

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Nota: ***, **, *, significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

O coeficiente de *pass-through* cambial foi 0,419, portanto, como nos demais estudos o *pass-through* para o preço de exportação de *commodities* agrícolas, tal como em Cruz Júnior & Silva (2004), Fraga *et al.* (2008), Bender Filho *et al.* (2013) e Souza & Silva (2010) o repasse cambial para o preço de exportação do milho foi incompleto no período. Isso significa que o efeito de uma desvalorização cambial na oferta de exportação do milho brasileiro no período foi limitado. De qualquer forma, a taxa de câmbio afetou a competitividade do exportador de milho brasileiro no mercado

³³ O modelo estimado é apresentado no APÊNDICE C.

³⁴ Os resultados da análise de Autocorrelação Residual e Normalidade dos resíduos são apresentados no APÊNDICE G.

³⁵ Os resultados do teste de estabilidade são apresentados no APÊNDICE D.

externo. Segundo Ferreria & Sansó (1999), umas das implicações do *pass-through* incompleto é que os preços domésticos tendem a sofrer influência das variações da taxa de câmbio, o que impacta na margem de lucro dos exportadores. Tendo isso em mente, em períodos de desvalorização cambial os exportadores brasileiros de milho conseguem aumentar sua margem de lucro e são forçados a reduzir suas margens em períodos de valorização.

O maior coeficiente estimado foi aquele referente ao preço internacional, esse resultado é similar ao encontrado por Bender Filho *et al.* (2013) e Copetti, Vieira & Coronel (2013) para o preço de exportação em dólares do complexo soja. Essa importância do preço internacional corrobora para um mercado de características próximas à de mercados competitivos, já que, segundo Souza & Silva (2010), num mercado em que os agentes exportadores são tomadores de preço, o preço internacional é usado como referência, enquanto que em estruturas de concorrência imperfeita cada exportador possui poder de mercado e consegue influenciar o seu preço. O resultado está em consonância com os resultados encontrados por Caldarelli & Bacchi (2012), em que segundo os autores os preços do mercado externo são referência para a formação de preço no mercado doméstico do milho.

É racional pensar que o exportador honra grande parte de suas obrigações em moeda doméstica, assim, para captar como as variações cambiais afetam o preço de exportação em reais especificou-se um modelo de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do milho em reais³⁶, os resultados são apresentados na Tabela 8. Como esperado, o coeficiente de longo-prazo da taxa de câmbio mudou em sinal e magnitude, contudo, os demais coeficientes permanecem inalterados.

Tabela 8 – Estimativas dos Coeficientes de Ajustamento e Longo-Prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro [VEC (1,1)], *pass-through* cambial para o preço de exportação em reais do milho

	<i>PeMR</i>	<i>Txc</i>	<i>PiM</i>	<i>Ct</i>
β	1	-0,581***	-0,507***	-0,492***
α	-0,914***	-0,074**	-0,021	-0,019

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Nota: ***, **, *, significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Os resultados indicam que um aumento de 1% na taxa de câmbio nominal induz, no longo-prazo, um aumento de aproximadamente 0,581% no preço de

³⁶ A estatística do traço é idêntica à apresentada no APÊNDICE B para o modelo do *pass-through* do milho em dólares e o modelo estimado é apresentado no APÊNDICE A. O teste de estabilidade e de normalidade residual são apresentados no APÊNDICE C e H, respectivamente.

exportações em reais. Assim, pode-se concluir que em períodos de desvalorização cambial os exportadores de milho obtiveram ganhos de receita, que de certa forma, aumenta a competitividade via maiores lucros.

As relações contemporâneas são apresentadas resumidamente na Tabela 9 a seguir. Dentre os coeficientes, apenas Ct foi estatisticamente diferente de zero. Ademais, a significância estatística de Txc e PiM indica que a taxa de câmbio e o preço internacional não afetam contemporaneamente o preço de exportação do milho, ou seja, as variações não são repassadas imediatamente para o preço em dólares de exportação do milho, portanto, o efeito da taxa de câmbio e do preço internacional na formação de preço de exportação ocorreu de forma defasada no período, como interpretados nas Tabelas 7 e 8, este resultado pode estar associado, possivelmente, com o período de formalização dos contratos de exportação.

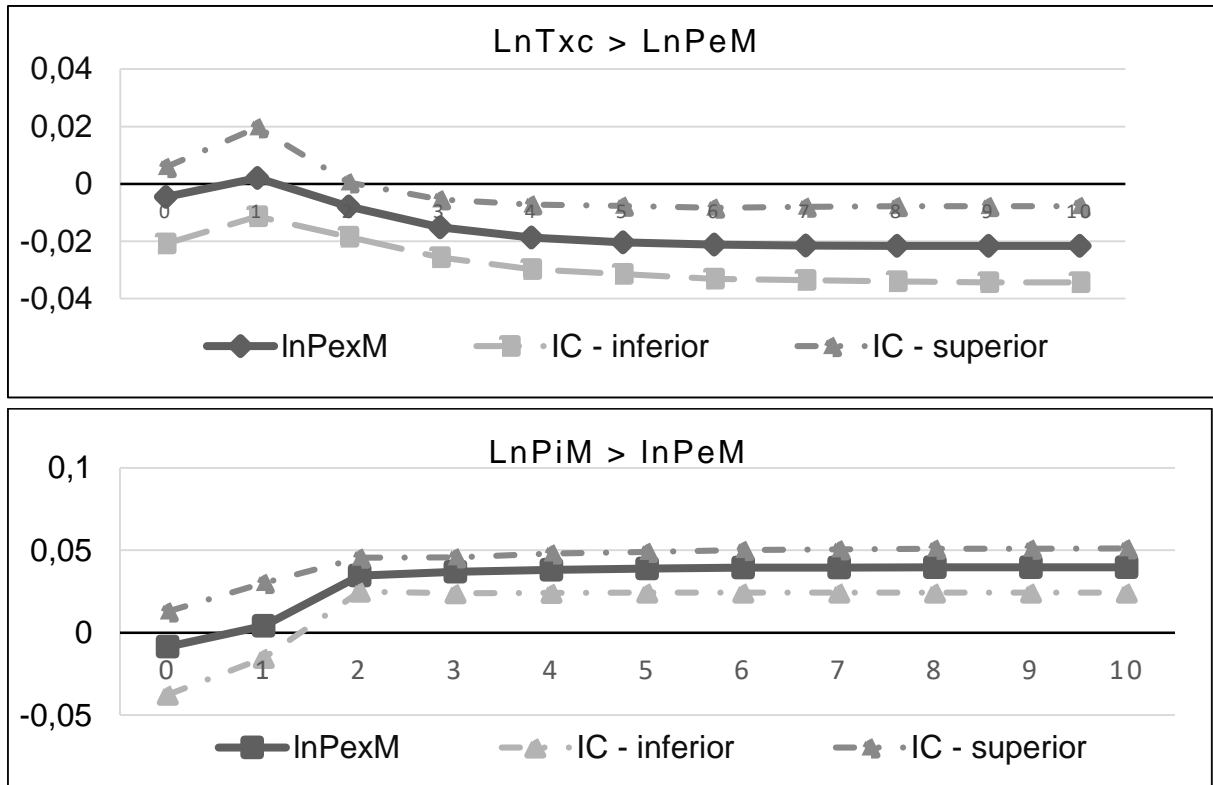
Tabela 9 – Estimativas da matriz de relação contemporâneo, *pass-through* cambial do milho

De (coluna)	Sobre (linha)	Coeficientes
Txc	PeM	-0,0045
PiM	PeM	-0,0085
Ct	PeM	0,0224*

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Nota: ***, **, * significativo a 1%, 5% e 10% respectivamente.

As Figuras 13 mostra as funções de impulso resposta do modelo SVEC estimado do *pass-through* cambial para os preços de exportação em dólares do milho. Nota-se que inicialmente o impulso em Txc eleva PeM no primeiro mês após o choque, esse resultado não foi significativo, a partir do segundo o efeito é negativo, significativo a partir do terceiro mês. Observa-se também que um impulso de um desvio padrão em PiM foi significativo a partir do segundo mês após o choque, afetando positivamente o preço de exportação do milho, como esperado. A partir desses resultados é possível concluir que existe, de algum modo, uma rigidez dos preços de exportação em dólares no curto-prazo do milho. Ao apresentar o maior choque destaca-se a importância do preço internacional na formação do preço de exportação do milho, corroborando com os resultados de Caldarelli & Bacchi (2012), o efeito atinge seu maior ponto no décimo mês, esse resultado reforça a pressuposição de que os exportadores de milho no Brasil são tomador de preço no mercado internacional.



Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Figura 13 - Funções de Impulso resposta do modelo SVEC de *pass-through* cambial para o preço de exportação do milho.

Na Tabela 10 é apresentada a decomposição da variância do erro de previsão do preço de exportação em dólares do milho do SVEC para um período de 10 meses à frente. Observa-se que o preço de exportação explica no primeiro mês 95% do seu erro de previsão, no final de 10 meses esse resultado apresenta forte mudança, caindo gradativamente e chegando a 33% no décimo mês.

Tabela 10 – Decomposição da variância do erro de previsão para o preço de exportação em dólares do milho

Meses	PeM	Txc	PiM	Ct
1	95%	0%	1%	5%
2	87%	0%	1%	12%
3	76%	1%	9%	14%
4	65%	2%	17%	16%
5	57%	4%	22%	17%
6	50%	5%	27%	18%
7	44%	6%	30%	19%
8	40%	8%	33%	20%
9	36%	8%	35%	20%
10	33%	9%	37%	21%

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

A Tabela 10 também mostra que inicialmente C_t foi a mais importante ao explicar 5% do erro de previsão do preço de exportação no primeiro mês, neste mês T_{xc} e PiM explicam no máximo 1%. Um ponto que chama a atenção é que inicialmente PiM explica 1% do erro de previsão do preço de exportação do milho, mas gradativamente se torna importante ao passar dos meses, chegando a explicar no final de 10 meses 37% do erro de previsão do preço de exportação representando a maior parcela no mês, indício de forte relação com o mercado internacional. Nota-se que a T_{xc} explica 0% do erro de previsão no primeiro mês, e vai ganhando importância com o passar dos meses, chegando a explicar cerca de 9% no décimo mês.

4.2.2. Exchange Rate Pass-Through para o preço do Algodão

Detectou-se cointegração entre as variáveis que constituem o modelo de *pass-through* para o preço de exportação em dólares do algodão, tornando possível a especificação de um modelo VEC, baseando-se nos testes realizados estimou-se um VEC (1,1)³⁷. O modelo é estável³⁸, ou seja, todos os autovalores encontrados estão fora do círculo unitário e não se rejeitou a hipótese nula de ausência de correlação serial nos resíduos³⁹.

Dentre os coeficientes β , de longo-prazo, apenas o preço internacional do algodão foi significativo com 1% de probabilidade estatística, já os coeficientes α , de ajustamento, só PeA e PiA são estatisticamente diferentes de zero a nível de 1%. Contudo, os coeficientes de longo-prazo apresentam os sinais esperados, os resultados são apresentados resumidamente na Tabela 11.

Tabela 11 – Estimativas dos Coeficientes de Ajustamento e Longo-Prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro [VEC (1,1)], *pass-through* cambial do Algodão

	PeA	T_{xc}	PiA	C_t
β_4	1	0,011	-0,847***	-0,154
α_4	-0,169***	-0,013	-0,091***	-0,009

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Nota: ***, **, *, significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

O coeficiente de transmissão do preço internacional foi de -0,847, portanto, um acréscimo de 1% no preço internacional aumenta o preço de exportação em dólares

³⁷ O modelo estimado no APÊNDICE A.

³⁸ Os resultados do teste de estabilidade são apresentados no APÊNDICE D.

³⁹ Os resultados da análise de Autocorrelação Residual e Normalidade dos resíduos são apresentados no APÊNDICE I.

do algodão em aproximadamente 0,847%, no longo-prazo, ademais, o coeficiente de ajustamento de PiA foi aproximadamente 0,091, neste caso, dado um desequilíbrio transitório são necessários pouco mais de 10 meses para que a variável retorne ao equilíbrio de longo-prazo.

O coeficiente de *pass-through* para os preços de exportação do algodão estimado foi 0,01%, além de baixa magnitude o resultado não foi significativo, caracterizando um *pass-through* nulo, neste caso, as variações cambiais não afetaram a competitividade do exportador de algodão no mercado internacional e, portanto, implica que as variações cambiais afetaram apenas o *mark-up* dos exportadores no período.

O *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação em reais⁴⁰ do algodão são apresentados Tabela 12. Os parâmetros de longo-prazo de Txc e Ct permaneceram inalterados, houve mudança da taxa de câmbio nominal, cujo efeito de longo-prazo foi de aproximadamente 0,99 sobre o preço de exportação em reais do algodão. Ou seja, um acréscimo de 1% na taxa de câmbio nominal induz, no longo-prazo, um acréscimo em torno de 0,989% no preço de exportações em reais do algodão. Assim, pode-se concluir que no período analisado os exportadores de algodão obtiveram ganhos em receita em momentos de desvalorização cambial e, portanto, de competitividade auferindo maiores lucros. Ademais, o retorno ao equilíbrio de longo-prazo do preço de exportação em reais ocorre de forma mais rápida, a uma taxa de 0,18 a cada mês, ou seja, o retorno se dá em pouco mais de seis meses.

Tabela 12 – Estimativas dos Coeficientes de Curto e Longo-Prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro [VEC (1,1)], *pass-through* da taxa de câmbio para os preço de exportação em reais do Algodão

	$PeAR$	Txc	PiA	Ct
β	1	-0,989***	-0,847***	-0,154
α	-0,182***	-0,013	0,091***	0,009

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Nota: ***, **, *, significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Com base na abordagem das elasticidades, considerando um *pass-through* nulo para os preços em dólares associado a um elevado coeficiente do preço

⁴⁰ A estatística do traço foi idêntica à apresentada no APÊNDICE B para o modelo de *pass-through* em dólares do algodão, o modelo estimado é apresentado no APÊNDICE C. O teste de estabilidade e de normalidade residual são apresentados no APÊNDICE D e J, respectivamente.

internacional, corrobora para a hipótese de que os exportadores de algodão enfrentam uma demanda internacional infinitamente elástica.

As relações contemporâneas para o modelo de *pass-through* cambial para os preços de exportação em dólares do algodão são apresentadas resumidamente na Tabela 13. Apenas o coeficiente de PiA foi significativo a 5%, porém, o efeito foi negativo e, portanto, não condiz com o esperado. Na sequência são feitas as análises das funções de impulso resposta e decomposição do erro de previsão da variância.

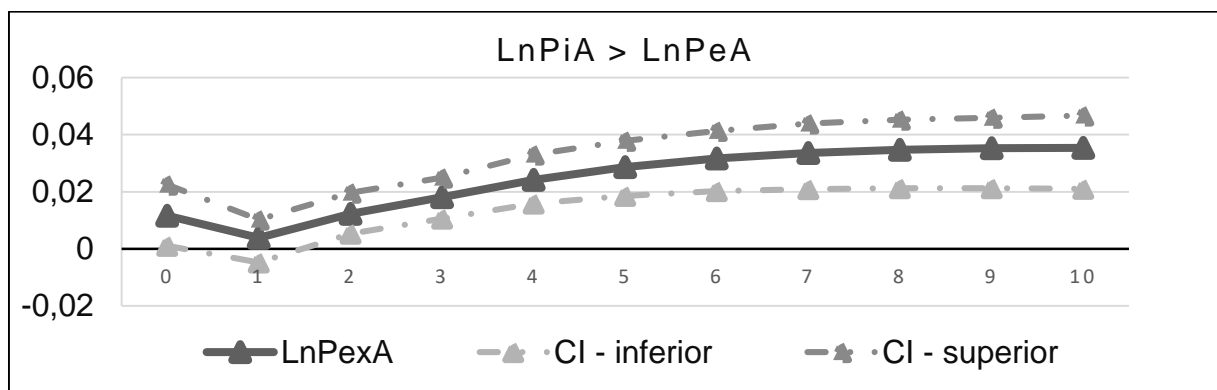
Tabela 13 – Estimativas da matriz de relação contemporâneo, *pass-through* cambial do Algodão

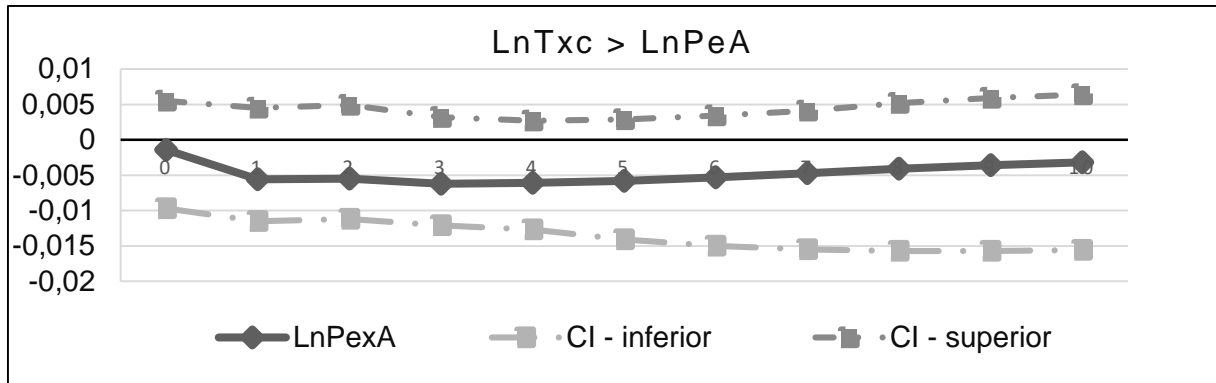
De (coluna)	Sobre (linha)	Coefficientes
Txc	PeA	-0,0014
PiA	PeA	0,0116*
Ct	PeA	-0,0028

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Nota: ***, **, * significativo a 1%, 5% e 10% respectivamente.

A Figura 14 apresenta as funções de impulso resposta do modelo SVEC do *pass-through* da taxa de câmbio para o preço de exportação em dólares do algodão. Observa-se que um choque de um desvio padrão no preço internacional afeta negativamente o preço de exportações do algodão no primeiro mês após o choque, porém, não significativo. O efeito torna-se positivo e significativo a partir do segundo mês após o choque, por outro lado, o *pass-through* da taxa de câmbio nominal foi negativo, mas não significativo.





Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Figura 14 - Funções de Impulso resposta do modelo SVEC de *pass-through* cambial para o preço de exportação do algodão.

Na Tabela 14 apresenta-se a decomposição da variância do erro de previsão do preço de exportação em dólares do algodão do SVEC para um horizonte temporal de 10 meses à frente. Observa-se que o preço de exportação explica no primeiro mês 93% do seu erro de previsão, portanto, maior parte de sua variação é explicada pela própria variável, essa proporção diminui gradativamente com passar dos meses, chegando a 39% no final de 10 meses, o que ainda é uma parcela significativa.

Tabela 14 – Decomposição da variância do erro de previsão para o preço de exportação em dólares do algodão

Meses	PeA	Txc	PiA	Ct
1	93%	0%	7%	0%
2	93%	1%	6%	0%
3	89%	2%	9%	0%
4	82%	2%	15%	0%
5	73%	3%	24%	1%
6	64%	3%	32%	2%
7	55%	3%	39%	3%
8	49%	2%	45%	4%
9	43%	2%	49%	5%
10	39%	2%	52%	6%

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Com relação às demais variáveis, nota-se que inicialmente a que apresentou maior participação no erro de previsão foi o preço internacional, observa-se que no primeiro mês PiA explica 7% do erro de previsão da variância do preço de exportação do algodão, e essa magnitude aumenta para 52% no final do período. A taxa de câmbio aplicou apenas 2% em sua maior parcela.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Dado o desempenho exportador das culturas do milho e do algodão a partir do século XXI, o objetivo geral do presente trabalho foi analisar o impacto das variações cambiais sobre as exportações do milho e do algodão brasileiro entre os anos de 2002 a 2016, destacando-se a importância das variações cambiais, via volume exportado e formação de preço de exportação. Para tanto adotou-se um modelo econômico de excesso de oferta interna e um modelo de *pass-through* cambial empregando-se a metodologia econométrica VECM estrutural.

O avanço da presente pesquisa está na investigação dos determinantes das exportações do milho e do algodão em período recente no Brasil, mais especificamente a partir do século XXI, bem como resultados que são incipientes na literatura do *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação dessas culturas. As análises indicaram que as principais variáveis determinantes diretas das exportações de ambas as *commodities* foi o preço de exportação, de modo que as variações no preço de exportação influenciaram positivamente as quantidades exportadas de longo-prazo para ambas as culturas, indicando uma função de oferta exportação elástica. Outro resultado importante foi a capacidade que o preço interno teve, no período, em reduzir as exportações do milho e do algodão, visto que maiores preços domésticos estão associados a maior absorção interna, e neste caso, menores excedentes para exportação.

O maior impacto sobre as exportações de milho foi apresentado pela taxa de câmbio real, mostrando que a competitividade dos exportadores do milho está sujeita às variações reais da taxa de câmbio. Por outro lado, a taxa de câmbio real não afetou significativamente as exportações do algodão, indicando que o câmbio talvez não seja a variável mais relevante nas definições dos contratos de exportações da *commodity*. Ademais, a Produção Têxtil mostrou-se importante no consumo interno de algodão, agindo de forma a reduzir as exportações. Outro aspecto importante das culturas é a significativa influência da colheita em segunda safra, elevando as exportações brasileiras do milho e do algodão no segundo semestre de cada ano.

De acordo com as análises de relação contemporânea do Modelo Vetorial Estrutural de Correção de Erro, a taxa de câmbio real apresentou efeito direto significativo, elevando as exportações do milho no período analisado, contudo, a

exportação da cultura não foi influenciada pelas flutuações das demais variáveis. O câmbio real também influenciou as exportações do milho indiretamente, impactando o preço doméstico da *commodity*, como esperado. No caso do algodão, a exportação não foi influenciada por nenhuma das variáveis. Ainda assim, a taxa de câmbio real impactou as exportações do algodão de forma indireta, tendo efeito sobre o preço interno da cultura. Em suma, de acordo com as análises dinâmicas, o setor exportador do milho necessita de um período maior com relação ao setor do algodão para resposta das variáveis consideradas.

Para o *pass-through* obteve-se dois resultados distintos entre as *commodities*. As variações cambiais afetaram a competitividade e o *mark-up* do exportador do milho no período, por apresentar *pass-through* cambial incompleto. Por outro lado, os resultados indicaram que tais variações não afetaram a competitividade das exportações do algodão, e neste caso, impactaram apenas o *mark-up* desses exportadores, indício de que os exportadores de algodão se posicionam como tomadores de preço no mercado internacional. Ressalta-se a importância dos preços internacionais na formação de preço de exportação do milho e do algodão representado na maior transmissão para os preços de ambas as culturas frente as demais variáveis, especialmente o preço do algodão.

Pensando em políticas públicas que visem incentivar a produção e/ou exportação de ambas culturas brasileiras, cabe ao formulador de políticas atentar-se à importância do mercado interno dessas *commodities*, uma vez que o setor têxtil absorve significativamente a produção doméstica do algodão. Deve-se levar em conta ainda que as exportações das *commodities* são significativamente afetadas pelo seu preço interno. Sugere-se políticas que incentivem o aumento da produtividade dessas *commodities*, elevando, assim, a competitividade e minimizando a dependência desses produtos às variações cambiais, especialmente o desempenho do milho.

Os preços das formulações NPK não apresentaram significância estatística como o esperado na função de deslocador de oferta doméstica das culturas e, portanto, umas das dificuldades durante a pesquisa foi encontrar um deslocador de oferta mais apropriado. As estimativas apresentaram melhor resultado quando esses preços foram inseridos com defasagem, fica a sugestão para pesquisas futuras analisar a oferta de exportação dessas *commodities* com um deslocador doméstico de oferta mais adequado. Outra dificuldade foi a impossibilidade de avaliar os

determinantes das exportações por safra, uma vez que existe diferença importante entre a produção da primeira e a segunda safra, fato que exerce importante influências sobre o excedente exportado e, portanto, essa foi uma limitação da pesquisa.

Diante dos resultados, conclui-se que a desvalorização do real em janeiro de 1999 foi um fato importante que definiu um vantajoso grau de competitividade das exportações do milho e do algodão do Brasil, incentivando o dinamismo dessas *commodities* na produção agrícola nacional. Essa mudança na política cambial tornou as importações desses produtos agrícolas, para o mercado doméstico, economicamente inviáveis o que, conseqüentemente, elevou a produção doméstica e, posteriormente, suas exportações, cenário que possibilitou importantes avanços nas técnicas de plantio como também ganhos de escala e de receita para os produtores. Apesar dessas culturas responderem de forma heterogênea às variações cambiais no período, o desempenho como exportador são semelhantes em termos mercadológicos, posicionando o Brasil entre os principais produtores e exportadores dessas culturas no cenário mundial.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABIMILHO, Associação Brasileira das Industrias do Milho.** Disponível em: <<http://www.abimilho.com.br/estatisticas>>. Acesso em: 26 jan. 2018.
- ABRAPA, Associação Brasileira dos Produtores de Algodão.** Disponível em: <<http://www.abrapa.com.br/Paginas/dados/algodao-no-mundo.aspx>>. Acesso em: 18 fev. 2018.
- ADAMI, A. C. DE OLIVEIRA et al. Oferta de Exportação de frutas do Brasil: O caso da Manga e do Melão, no período de 2004 a 2015. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 47, n. 4, p. 63–78, 2016.
- ADEGAS, F. S.; GAZZIERO, D. L.; VOLL, E. Interferência da infestação de plantas voluntárias no sistema de produção com a sucessão soja e milho safrinha. **Congresso Brasileiro Da Ciência Das Plantas Daninhas**, 2014.
- AGUIAR, P. H.; MODESTO FILHO, I.; REIS, C. R. DOS. Semeadura na época certa garante sucesso da “safrinha”. **Revista visão Agrícola**, p. 79–80, 2006.
- ALVES, L. R. A.; BACCHI, M. R. P. Oferta de exportação de Açúcar do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 42, n. 1, p. 9–33, 2004.
- ALVES, L. R. A.; BARROS, G. S. D. C.; BACCHI, M. R. P. Produção e exportação de algodão: efeitos de choques de oferta e de demanda. **Revista Brasileira de Economia**, v. 62, n. 4, p. 381–405, 2008.
- ARAÚJO, H. G. R. DE. **Pass-Through cambial dos principais produtos importados da região nordeste no período de 2000 a 2012**. Caruaru - PE: Dissertação (Mestrado em Economia), Universidade Federal de Pernambuco - UFPE, 2014.
- BARROS, G. S. D. C. **Políticas, Políticos e o Agronegócio no Brasil**. Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br/br/artigos/politicas-agricolas.aspx?pagina=56>>. Acesso em: 22 dez. 2016.
- BARROS, G. S. D. C.; BACCHI, M. R. P.; BURNQUIST, H. L. **Estimação de equações de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000)**: Texto para discussão, n. 865. Brasília- DF: IPEA, 2002. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=4408>. Acesso em: 12 ago. 2016.
- BARROS, J. R. M. DE. O passado no presente: a visão do economista. In: BUAINAIN, A. M. et al. (Eds.). **O mundo rural no Brasil do século 21: A formação de um novo padrão agrário e agrícola**. 1ª ed. Brasília - DF: Embrapa, 2014. p. 16–22.
- BENDER FILHO, R. et al. Relação entre a taxa de câmbio e os preços de exportação dos produtos do complexo soja. **Revista de Ciências Administrativas**, v. 19, n. 1, p. 121–144, 2013.

- BREITUNG, J.; BRÜGGEMANN, R.; LÜTKEPOHL, H. Structural Vector Autoregressive Modeling and Impulse Responses. In: **Applied time series econometrics**. New York: Cambridge university press, 2004. p. 159.
- BUENO, R. D. L. DA S. **Econometria das Séries Temporais**. 2º ed. São Paulo - SP: Cengage Learning, 2011.
- CALDARELLI, C. E.; BACCHI, M. R. P. Fatores de influencia no preço do milho no Brasil. **Nova Economia**, v. 22, n. 1, p. 141–164, 2012.
- CAPITANI, D. H. D.; MIRANDA, S. H. G. DE; MARTINES FILHO, J. G. Determinantes da Demanda Brasileira por Importação de Arroz do Mercosul. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 49, n. 3, p. 545–572, 2011.
- CASTRO, E. R. DE; TEIXEIRA, E. C.; LIMA, J. E. DE. Efeito da desvalorização cambial na oferta, no preço de insumos e na relação entre os fatores na cultura do café. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 43, n. 3, p. 421–441, 2005.
- CAVALCANTE, M. A. F. H.; RIBEIRO, F. J. **As exportações brasileiras no período 1977/96: desempenho e determinantes**: Texto para Discursão, n.545. Rio de Janeiro - RJ: IPEA, 1998. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=3817>. Acesso em: 2 jan. 2017.
- CEPEA, Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada**. Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br/br/indicador/cafe.aspx>>. Acesso em: 10 jan. 2017.
- CEPEA, Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz**. Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br/br/pib-do-agronegocio-brasileiro.aspx>>. Acesso em: 17 set. 2016.
- CONAB: COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO. **Acompanhamento da safra brasileira Grãos**. Brasília - DF: Observatório Agrícola, 2017. v. 4
- COPETTI, L. S.; VIEIRA, K. M.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja em grão: análise dos mercados dos Estados Unidos, do Brasil e da Argentina. **Revista em Agronegócios e Meio Ambiente**, v. 6, n. 3, p. 435–461, 2013.
- CORREA, A. L. Taxa de câmbio e preços de exportação no Brasil: avaliação empírica dos coeficientes de pass-through setoriais. **Economia e Sociedade**, v. 21, n. 1, p. 61–91, 2012.
- COSTA, A. C. R. DA; ROCHA, É. R. P. DA. Panorama da cadeia produtiva têxtil e de confecções e a questão da inovação. **BNDES Setorial**, p. 159–202, 2009.
- CRUZ, J. C.; PEREIRA FILHO, I. A.; DUARTE, A. P. **Milho Safrinha**. Disponível em: <<http://www.agencia.cnptia.embrapa.br/gestor/milho/arvore/CONT000fya0krse02wx5ok0pv04k3mp7ztkf.html>>. Acesso em: 22 nov. 2017.
- CRUZ JÚNIOR, J. C.; SILVA, O. M. DA. **Pass-through da Taxa de Câmbio nos**

Preços de Exportação dos Produtos Agropecuários Brasileiros: 1994-2003. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL.

Anais...Cuiabá: SOBER, 2004

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p. 427–431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Serie With a Unit Root. **Econométrica**, v. 49, n. 4, p. 1057–1072, 1981.

DUARTE, A. P. Milho: como fazer uma boa segunda safra. **Cultivar**, v. 3, n. 25, p. 10–18, 2001.

ENDERS, W. **Applied Econometric Times Series**. 4. ed. New York: John Wiley and Sons, 2014.

FAVRO, J.; CALDARELLI, C. E.; CAMARA, M. R. G. DA. Modelo de Análise da Oferta de Exportação de Milho Brasileira: 2001 a 2012. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 53, n. 3, p. 455–476, 2015.

FEENSTRA, R. C. **Advanced International Trade: Theory and Evidence**. New Jersey: Princeton University Press, 2004.

FERREIRA, A.; SANSÓ, A. **Exchange Rate Pass-Through : The Case Of Brazilian Exports Of Manufactures**. In: XII WORLD CONGRESS OF INTERNATIONAL ECONOMICS ASSOCIATION. **Anais...**Buenos Aires: IEA, 1999

FRAGA, G. J. et al. O Pass-through das Variações da Taxa de Câmbio para os Preços de Exportação de Soja. **Revista Análise Econômica**, p. 193–210, 2008.

GARCIA, J. R.; VIEIRA FILHO, J. E. R. Política agrícola brasileira: Produtividade, inclusão e sustentabilidade. **Revista de Política Agrícola**, v. 23, n. 1, p. 91–104, 2014.

GELLER, N. et al. **Projeções Do Agronegócio: Brasil 2016/17 a 2026/27**. 8ª ed. Brasília - DF: MAPA, Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento; SPA, Secretaria de Política Agrícola, 2017.

GONÇALVES, J. S. Crise do algodao brasileiro pos-abertura dos anos 90 e as condicionantes da retomada da expansao em bases competitivas. **Informações Econômicas**, v. 27, n. 1970, p. 7–25, 1997.

GONÇALVES, J. S.; GONÇALVES, S. P. Transformações da produção do Algodão brasileiro e os Impactos nas paridades de preços no mercado interno. **Revista Economia Ensaios**, v. 23, n. 1, p. 1–34, 2008.

GONÇALVES, J. S.; SOUZA, S. A. M. Importancia do câmbio e da guerra fiscal na construção da cotonicultura dos cerrados. **Informações Econômicas**, v. 38, 2008.

HAMILTON, J. D. **Time Series Analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

- IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.** Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/tabela/1094#resultado>>. Acesso em: 7 jun. 2017.
- IMEA - Instituto Mato-grossense de Economia Agropecuária.** Disponível em: <<http://www.imea.com.br/imea-site/relatorios-mercado>>. Acesso em: 22 nov. 2017.
- IPEA, Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada.** Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acesso em: 15 jul. 2017.
- JANK, M. S.; NASSAR, A. M.; TACHINARDI, M. H. Agronegócio e comércio exterior brasileiro. **Revista USP**, n. 64, p. 14, 2005.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2–3, p. 231–254, 1988.
- JOHANSEN, S. **Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models.** Oxford: Oxford University Press on Demand, 1995.
- KNETTER, M. M. **International Comparisons of Pricing-to-Market Behavior:** National Bureau of Economic Research. Cambridge: [s.n.]. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w4098>>. Acesso em: 19 jan. 2018.
- LÜTKEPOHL, H. **New Introduction to Multiple Time Series Analysis.** Berlin: Springer Science & Business Media, 2005.
- LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. **Applied Time Series Econometrics.** New York: Cambridge university press, 2004.
- MACIEL, L. F. P. **Pass-through Cambial : Uma Estimação para o Caso Brasileiro.** São Paulo - SP: Dissertação (Mestrado em Economia), Fundação Getúlio Vargas - FGV, 2006.
- MAPA, Ministério da Agricultura Pecuária e Abastecimento.** Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/comunicacao/noticias/2016/03/pib-da-agropecuaria-tem-alta-de-1porcento-em-2015>>. Acesso em: 22 dez. 2016a.
- MAPA, Ministério da Agricultura Pecuária e Abastecimento.** Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/vegetal/culturas/milho>>. Acesso em: 22 dez. 2016b.
- MAPA, Ministério da Agricultura Pecuária e Abastecimento.** Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/vegetal/culturas/algodao>>. Acesso em: 22 dez. 2016c.
- MENON, J. Exchange rates and import prices for a small open economy. **Applied Economics**, v. 27, n. 3, p. 297–301, 1995a.
- MENON, J. Exchange Rate Pass-Through. **Journal of Economic Surveys**, v. 9, n. 2, p. 197–231, 1995b.
- MENON, J. The Degree and Determinants of Exchange Rate Pass-Through : Market Structure , Non- Tariff Barriers and Multinational Corporations. **The Economic Journal**, v. 106, n. 435, p. 434–444, 1996.

MOLLO, M. DE L. R.; SILVA, M. L. F. A Liberalização do Câmbio no Brasil : Revisitando a Discussão dos Pressupostos Teóricos Embutidos nas Prescrições Cambiais Alternativas. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 29, n. 1998, p. 189–227, 1999.

MORETTIN, P. A. **Econometria Financeira: Um curso em Séries temporais Financeiras**. São Paulo - SP: Blucher, 2011.

NEVES, M. F.; PINTO, M. J. A. **A Cadeia do Algodão Brasileiro: Desafios e Estratégias**. Markestrat ed. Brasília - DF: ABRAPA, Associação Brasileira dos Produtores de Algodão, 2012.

PINAZZA, L. A. et al. **Cadeia produtiva do milho**. MAPA/SPA I ed. Brasília - DF: Instituto Interamericano de Cooperação para a Agricultura - IICA, 2007.

RANGEL, A. S.; DA SILVA, M. M.; COSTA, B. K. Competitividade da Indústria Têxtil Brasileira. **Revista de Administração e Inovação - RAI**, v. 7, n. 1, p. 151–174, 2010.

SANTOS, L. P. DOS et al. Agronegócio brasileiro no comércio internacional. **Revista de Ciências Agrárias**, v. 39, n. 1, p. 54–69, 2015.

SARTORIS, A. **Estatística e Introdução à Econometria**. São Paulo - SP: Saraiva, 2008.

SATOLO, L. FERNANDO; BACCHI, M. R. P. **Estimação da equação de oferta de exportação para o agronegócio brasileiro (1995-2004)**. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL. **Anais...**Piracicaba - SP: SOBER, 2006

SECEX, Secretaria de Comercio Exterior. Disponível em: <<http://aliceweb.mdic.gov.br/index/home>>. Acesso em: 10 jan. 2017.

SIDRA, Sistema IBGE de Recuperação Automática. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/home/ipca15/brasil>>. Acesso em: 18 ago. 2017.

SILVA, M. A. D. P. et al. Oferta de exportação de carne de frango do Brasil, de 1992 a 2007. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 49, n. 1, p. 31–53, 2011.

SILVESTRINI, M. M. et al. **Oferta de Exportação de Café do Brasil no período de 2002 a 2015**. 55º CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL. **Anais...**Santa Maria - RS: SOBER, 2017

SIMS, C. Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?. **Quarterly Review**, v. 10, n. 1, p. 2–16, 1985.

SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1–48, 1980.

SOUZA, R. M. DE; SILVA, O. M. DA. Pass Through da Taxa de Câmbio para os Preços de Exportação: O Caso dos Produtos Agrícolas Brasileiros. **REUNA**, v. 6, n. 2, 2010.

TEIXEIRA, G. A sustentação política e econômica do agronegócio no Brasil. **Revista da Associação Brasileira de Reforma Agrária - ABRA**, p. 13–30, 2013.

TEJADA, C. A. O.; FRITZ FILHO, L. F.; COSTA, T. V. M. Variações da taxa de câmbio para os preços das exportações de produtos agropecuários do Rio Grande do Sul. p. 1–8, 2011.

TEJADA, C. A. O.; SILVA, A. G. DA. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 46, n. 1, p. 93–130, 2008.

ZANIN, V.; BACCHI, M. R. P. Determinantes das exportações brasileiras de arroz. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 15, n. 3, p. 4–19, 2017.

APÊNDICE

APÊNDICE A – Testes de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado

Tabela 1A – Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado, variáveis da oferta de exportação do Milho e Algodão

Série	Equação do Teste	Estatística do teste			Valor crítico		
		<i>lags</i>	Nível	Δ	1%	5%	
ExM	Puro	τ	12;11	0,0850	-4,0373**	-2,56	-1,94
	Com <i>drift</i>	τ_{μ}	12;11	-3,0028*	4,0326**	-3,43	-2,86
	Com <i>drift</i> e tendência	τ_{τ}	13;11	-3,9220*	-4,0204**	-3,96	-3,41
ExA	Puro	τ	12;11	1,0696	-5,3103**	-2,56	-1,94
	Com <i>drift</i>	τ_{μ}	12;11	-2,2635	-5,4656**	-3,43	-2,86
	Com <i>drift</i> e tendência	τ_{τ}	12;11	-3,1086	-5,5520**	-3,96	-3,41
PeM	Puro	τ	3;2	0,5125	-12,875**	-2,56	-1,94
	Com <i>drift</i>	τ_{μ}	3;2	-1,7938	-12,885**	-3,43	-2,86
	Com <i>drift</i> e tendência	τ_{τ}	3;2	-1,2380	-12,977**	-3,96	-3,41
PeA	Puro	τ	1;0	1,1202	-18,489**	-2,56	-1,94
	Com <i>drift</i>	τ_{μ}	2;0	-2,0733	-18,521**	-3,43	-2,86
	Com <i>drift</i> e tendência	τ_{τ}	2;0	-1,6924	-18,553**	-3,96	-3,41
Txr	Puro	τ	1;0	-1,1751	-10,5645**	-2,56	-1,94
	Com <i>drift</i>	τ_{μ}	1;0	-1,3599	-10,5907**	-3,43	-2,86
	Com <i>drift</i> e tendência	τ_{τ}	1;0	-2,1745	-10,5612**	-3,96	-3,41
PdM	Puro	τ	1;0	-0,4740	-9,5050**	-2,56	-1,94
	Com <i>drift</i>	τ_{μ}	1;0	-3,4083*	-9,4789**	-3,43	-2,86
	Com <i>drift</i> e tendência	τ_{τ}	1;0	-3,5979*	-9,4545**	-3,96	-3,41
PdA	Puro	τ	1;0	-0,1990	-9,9864**	-2,56	-1,94
	Com <i>drift</i>	τ_{μ}	2;0	-3,0237*	-9,9588**	-3,43	-2,86
	Com <i>drift</i> e tendência	τ_{τ}	2;0	-3,2175*	-9,9349**	-3,96	-3,41
Abate	Puro	τ	12;11	2,6872	-3,5013**	-2,56	-1,94
	Com <i>drift</i>	τ_{μ}	12;11	-2,1158	-4,4933**	-3,43	-2,86
	Com <i>drift</i> e tendência	τ_{τ}	12;11	-1,3466	-4,8510**	-3,96	-3,41
Tecidos	Puro	τ	17;16	-0,6487	-3,6838**	-2,56	-1,94
	Com <i>drift</i>	τ_{μ}	17;16	-0,3539	-3,7194**	-3,43	-2,86
	Com <i>drift</i> e tendência	τ_{τ}	17;16	-1,2258	-4,2882**	-3,96	-3,41
NPK	Puro	τ	1;0	1,5200	-10,2390**	-2,56	-1,94
	Com <i>drift</i>	τ_{μ}	1;0	-1,2208	-10,4040**	-3,43	-2,86
	Com <i>drift</i> e tendência	τ_{τ}	1;0	-2,5540	-10,3764**	-3,96	-3,41

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Nota: **, *, significativo a 1% e 5% respectivamente.

Tabela 2A - Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado, variáveis do *pass-through* da Taxa de Câmbio do Milho e Algodão

Série	Equação do Teste	Estatística do teste			Valor crítico		
			<i>lags</i>	Nível	Δ	1%	5%
Txc	Puro	τ	1;0	0,0859	-8,803**	-2,56	-1,94
	Com <i>drift</i>	τ_{μ}	1;0	-1,2863	-8,791**	-3,43	-2,86
	Com <i>drift</i> e tendência	τ_{τ}	1;0	-1,2473	-8,831**	-3,96	-3,41
PiM	Puro	τ	1;0	0,3594	-10,515**	-2,56	-1,94
	Com <i>drift</i>	τ_{μ}	1;0	-1,8833	-10,504**	-3,43	-2,86
	Com <i>drift</i> e tendência	τ_{τ}	1;0	-1,5115	-10,568**	-3,96	-3,41
PiA	Puro	τ	3;2	0,3008	-5,355**	-2,56	-1,94
	Com <i>drift</i>	τ_{μ}	3;2	-3,0159*	-5,362**	-3,43	-2,86
	Com <i>drift</i> e tendência	τ_{τ}	3;2	-3,1333	-5,386**	-3,96	-3,41
Ct	Puro	τ	1;0	2,2121*	-6,557**	-2,56	-1,94
	Com <i>drift</i>	τ_{μ}	1;0	-1,4090	-7,023**	-3,43	-2,86
	Com <i>drift</i> e tendência	τ_{τ}	1;0	-3,8021*	-7,025**	-3,96	-3,41
PeMR	Puro	τ	3;2	0,9630	-12,305**	-2,56	-1,94
	Com <i>drift</i>	τ_{μ}	3;2	-1,8588	-12,368**	-3,43	-2,86
	Com <i>drift</i> e tendência	τ_{τ}	3;2	-2,8017	-12,346**	-3,96	-3,41
PeAR	Puro	τ	1;0	1,0631	-15,112**	-2,56	-1,94
	Com <i>drift</i>	τ_{μ}	1;0	-1,1354	-15,162**	-3,43	-2,86
	Com <i>drift</i> e tendência	τ_{τ}	1;0	-1,8022	-15,122**	-3,96	-3,41

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Nota: **, *, significativo a 1% e 5% respectivamente.

APÊNDICE B – Testes de Cointegração de Johansen (1988, 1995), estatística do traço

Tabela 1B – Teste de Cointegração de Johansen (1988, 1995), estatística do traço, com duas defasagens, oferta de exportação do Milho

Teste do Traço				
H_0	H_1	Valor obs.	Valor Crítico	
			1%	5%
$r = 0$	$r \geq 1$	245,18	127,04	117,45
$r \leq 1$	$r \geq 2$	127,56	96,97	88,55
$r \leq 2$	$r \geq 3$	68,26	70,91	63,66
$r \leq 3$	$r \geq 4$	35,98	48,87	42,77

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Nota: **, *, significativo a 1% e 5% respectivamente.

Tabela 2B – Teste de Cointegração de Johansen (1988, 1995), estatística do traço, com duas defasagens, oferta de exportação do Algodão

Teste do Traço				
H_0	H_1	Valor obs.	Valor Crítico	
			1%	5%
$r = 0$	$r \geq 1$	203,62	127,04	117,45
$r \leq 1$	$r \geq 2$	106,18	96,97	88,55
$r \leq 2$	$r \geq 3$	46,36	70,91	63,66
$r \leq 3$	$r \geq 4$	20,19	48,87	42,77

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Nota: **, *, significativo a 1% e 5% respectivamente.

Tabela 3B – Teste de Cointegração de Johansen (1988, 1995), estatística do traço, com duas defasagens, *pass-through* cambial do Milho

Teste do Traço				
H_0	H_1	Valor obs.	Valor Crítico	
			1%	5%
$r = 0$	$r \geq 1$	114,72	70,91	63,66
$r \leq 1$	$r \geq 2$	35,68	48,87	63,66
$r \leq 2$	$r \geq 3$	16,14	30,67	25,73
$r \leq 3$	$r \geq 4$	3,23	16,22	12,45

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Nota: **, *, significativo a 1% e 5% respectivamente.

Tabela 4B – Teste de Cointegração de Johansen (1988, 1995), estatística do traço, *pass-through* cambial do Algodão

Teste do Traço				
H_0	H_1	Valor obs.	Valor Crítico	
			1%	5%
$r = 0$	$r \geq 1$	79,36	70,91	63,66
$r \leq 1$	$r \geq 2$	28,02	48,87	42,77
$r \leq 2$	$r \geq 3$	11,72	30,67	25,73
$r \leq 3$	$r \geq 4$	2,63	16,22	12,45

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa

Nota: **, *, significativo a 1% e 5% respectivamente.

APÊNDICE C – Estimativas dos modelos VEC

Equação 1C – Modelo estimado da oferta de exportação do milho

$$\begin{aligned}
 \begin{bmatrix} \Delta ExM_t \\ \Delta PeM_t \\ \Delta PdM_t \\ \Delta Txr_t \\ \Delta NPK_{(t-6)} \\ \Delta Abate_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} -0,545^{***} \\ 0,033^{***} \\ 0,005 \\ -0,002 \\ -0,002 \\ -0,004 \end{bmatrix} (1 \quad -5,286^{***} \quad 1,931^{**} \quad -7,324^{***} \quad -1,401 \quad 4,404) \begin{pmatrix} ExM_{t-1} \\ PeM_{t-1} \\ PdM_{t-1} \\ Txr_{t-1} \\ (NPK_{(t-6)})_{t-1} \\ Abate_{t-1} \end{pmatrix} + (1,204^{***} \quad -5,221^{***} \quad -0,020^{**}) \begin{pmatrix} dummysafrinha_{t-1} \\ dummy2005_{t-1} \\ TREND_{t-1} \end{pmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} 0,231^{***} & 0,418 & 1,145 & -3,204 & 2,363 & -0,427 \\ -0,019^{**} & -0,538^{***} & -0,149 & 0,022 & 0,074 & -0,021 \\ 0,009^* & -0,019 & 0,398^{***} & 0,215 & 0,078 & 0,050 \\ 0,000 & 0,030 & -0,073^* & 0,212^{***} & -0,076 & -0,064 \\ 0,000 & -0,034 & -0,062 & 0,017 & 0,207^{***} & -0,062 \\ -0,006^* & 0,046 & -0,041 & -0,063 & -0,045 & -0,893^{***} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta ExM_{t-1} \\ \Delta PeM_{t-1} \\ \Delta PdM_{t-1} \\ \Delta Txr_{t-1} \\ \Delta(NPK_{(t-6)})_{t-1} \\ \Delta Abate_{t-1} \end{bmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} 0,106 & 1,669^{**} & -0,019 & -1,712 & 0,925 & -0,216 \\ 0,005 & -0,405^{***} & 0,325^{**} & -0,098 & -0,533^{***} & -0,018 \\ -0,001 & -0,035 & -0,142^* & -0,097 & 0,049 & 0,097 \\ 0,003 & 0,062^{**} & -0,054 & 0,024 & 0,026 & 0,029 \\ 0,004 & -0,010 & 0,061 & 0,099 & 0,117 & -0,132 \\ -0,006^* & 0,109^{***} & 0,133^{**} & -0,046 & 0,129 & -0,446^{***} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta ExM_{t-2} \\ \Delta PeM_{t-2} \\ \Delta PdM_{t-2} \\ \Delta Txr_{t-2} \\ \Delta(NPK_{(t-6)})_{t-2} \\ \Delta Abate_{t-2} \end{bmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} 0,062 & 1,285^* & -0,753 & -0,245 & -2,729^* & -1,768 \\ -0,026^{***} & -0,426^{***} & -0,058 & 0,006 & -0,015 & 0,316 \\ 0,001 & 0,034 & 0,082 & 0,048 & -0,092 & 0,108 \\ -0,002 & -0,002 & 0,043 & -0,015 & -0,063 & 0,027 \\ 0,001 & 0,019 & 0,058 & 0,033 & -0,045 & -0,054 \\ -0,009^{**} & 0,101^{***} & -0,070 & -0,021 & -0,073 & -0,022 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta ExM_{t-3} \\ \Delta PeM_{t-3} \\ \Delta PdM_{t-3} \\ \Delta Txr_{t-3} \\ \Delta(NPK_{(t-6)})_{t-3} \\ \Delta Abate_{t-3} \end{bmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} 0,021 & -0,369 & -0,932 & -4,070^{**} & -0,190 & 0,825 \\ -0,003 & 0,013 & 0,476 & 0,226 & 0,015 & 0,170 \\ 0,004 & -0,054 & 0,004 & 0,355^{***} & -0,098 & 0,094 \\ 0,001 & 0,018 & -0,081^* & -0,042 & 0,114^{**} & -0,021 \\ -0,004 & -0,003 & 0,073 & -0,151^* & 0,169^{**} & 0,035 \\ 0,000 & 0,157^{***} & -0,126^{**} & 0,019 & -0,056 & -0,121^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta ExM_{t-4} \\ \Delta PeM_{t-4} \\ \Delta PdM_{t-4} \\ \Delta Txr_{t-4} \\ \Delta(NPK_{(t-6)})_{t-4} \\ \Delta Abate_{t-4} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -23,675^{***} \\ -1,140^{***} \\ -0,216 \\ 0,075 \\ 0,110 \\ 0,202 \end{bmatrix} [\text{CONST}] + \begin{bmatrix} u_1(t) \\ u_2(t) \\ u_3(t) \\ u_4(t) \\ u_5(t) \\ u_6(t) \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Nota: ***, **, * significativo a 1%, 5% e 10% respectivamente.

Equação 2C – Modelo estimado da oferta de exportação do algodão

$$\begin{bmatrix} \Delta ExA_t \\ \Delta PeA_t \\ \Delta PdA_t \\ \Delta Txr_t \\ \Delta NPK_{(t-6)} \\ \Delta Ptextil_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0,599^{***} \\ 0,001 \\ 0,000 \\ -0,004 \\ 0,003 \\ -0,038 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & -1,766^{***} & 1,510^{**} & -0,041 & 0,084 & 1,815^{***} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} ExA_{t-1} \\ PeA_{t-1} \\ PdA_{t-1} \\ Txr_{t-1} \\ (NPK_{(t-6)})_{t-1} \\ Ptextil_{t-1} \end{pmatrix} + (1,544^{***} \quad -0,026) \begin{pmatrix} dummysafrinha_{t-1} \\ dummy2010_{t-1} \end{pmatrix} \\
 + \begin{bmatrix} 0,255^{**} & 0,954^* & 1,123^{**} & -0,910 & 1,049 & 1,323^{***} \\ -0,005^{***} & -0,310^{***} & -0,147^{**} & -0,068 & -0,066 & 0,006 \\ 0,013^* & -0,417^{***} & 0,275^{***} & 0,041 & -0,171 & -0,081^{***} \\ 0,001 & -0,009 & 0,020 & 0,223^{***} & -0,053 & 0,018 \\ 0,003 & -0,028 & -0,070 & 0,063 & 0,224^{***} & -0,006 \\ 0,005 & 0,126 & 0,203 & -0,055 & 0,293 & 0,080^{***} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta ExA_{t-1} \\ \Delta PeA_{t-1} \\ \Delta PdA_{t-1} \\ \Delta Txr_{t-1} \\ \Delta(NPK_{(t-6)})_{t-1} \\ \Delta Ptextil_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 8,003^{***} \\ -0,004 \\ -0,003 \\ 0,055 \\ -0,036 \\ 0,507^{***} \end{bmatrix} [\text{CONST}] + \begin{bmatrix} u_1(t) \\ u_2(t) \\ u_3(t) \\ u_4(t) \\ u_5(t) \\ u_6(t) \end{bmatrix}$$

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Nota: ***, **, * significativo a 1%, 5% e 10% respectivamente.

Equação 3C – Modelo estimado do *pass-through* da taxa de câmbio para o preço de exportação em dólares do milho

$$\begin{bmatrix} \Delta PexM_t \\ \Delta Txc_t \\ \Delta PiM_t \\ \Delta Ct_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0,991^{***} \\ 0,074^{**} \\ -0,021 \\ 0,019 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0,419^{***} & -0,507^{***} & -0,492^{***} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} PexM_{t-1} \\ Txc_{t-1} \\ PiM_{t-1} \\ Ct_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,040^{***} & 0,151^{***} & 0,001 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dummysafrinha_{t-1} \\ dummy2005_{t-1} \\ Trend_{t-1} \end{bmatrix} \\ + \begin{bmatrix} -0,021 & 0,470^{**} & -0,436^{***} & 1,254^{***} \\ -0,016 & 0,384^{***} & 0,097^* & -0,297^{**} \\ 0,014 & -0,129 & 0,162^* & 0,246 \\ -0,011 & 0,100^{***} & 0,041 & 0,482^{***} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta PexM_{t-1} \\ \Delta Txc_{t-1} \\ \Delta PiM_{t-1} \\ \Delta Ct_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -2,882^{***} \\ 0,212^{**} \\ -0,059 \\ 0,059 \end{bmatrix} [CONST] + \begin{bmatrix} u_{1(t)} \\ u_{2(t)} \\ u_{3(t)} \\ u_{4(t)} \end{bmatrix}$$

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Nota: ***, **, * significativo a 1%, 5% e 10% respectivamente.

Equação 4C – Modelo estimado do *pass-through* da taxa de câmbio para o preço de exportação em reais do milho

$$\begin{bmatrix} \Delta PexMr_t \\ \Delta Txc_t \\ \Delta PiM_t \\ \Delta Ct_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0,917^{***} \\ 0,074^{**} \\ -0,021 \\ 0,019 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & -0,581^{***} & -0,507^{***} & -0,492^{***} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} PexMr_{t-1} \\ Txc_{t-1} \\ PiM_{t-1} \\ Ct_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,040^{***} & 0,151^{***} & 0,001 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dummysafrinha_{t-1} \\ dummy2005_{t-1} \\ Trend_{t-1} \end{bmatrix} \\ + \begin{bmatrix} -0,037 & 0,890^{***} & -0,339^{**} & 0,957^{**} \\ -0,016 & 0,399^{***} & 0,097^* & -0,297^{**} \\ 0,014 & -0,143 & 0,162^* & 0,246 \\ -0,011 & 0,111^{***} & 0,041 & 0,482^{***} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta PexMr_{t-1} \\ \Delta Txc_{t-1} \\ \Delta PiM_{t-1} \\ \Delta Ct_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -2,610^{***} \\ 0,212^{**} \\ -0,059 \\ 0,059 \end{bmatrix} [CONST] + \begin{bmatrix} u_{1(t)} \\ u_{2(t)} \\ u_{3(t)} \\ u_{4(t)} \end{bmatrix}$$

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Nota: ***, **, * significativo a 1%, 5% e 10% respectivamente.

Equação 5C – Modelo estimado do *pass-through* da taxa de câmbio para o preço de exportação em dólares do algodão

$$\begin{bmatrix} \Delta PexA_t \\ \Delta Txc_t \\ \Delta PiA_t \\ \Delta Ct_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0,169^{***} \\ -0,013 \\ 0,091^{***} \\ 0,019 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0,011 & -0,847^{***} & -0,154 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} PexA_{t-1} \\ Txc_{t-1} \\ PiA_{t-1} \\ Ct_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,012 & -0,251^{***} & 0,000 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dummysafrinha_{t-1} \\ dummy2010_{t-1} \\ Trend_{t-1} \end{bmatrix} \\ + \begin{bmatrix} -0,263^{***} & -0,129 & -0,195^{***} & -0,098 \\ -0,004 & 0,396^{***} & -0,044 & -0,149 \\ -0,092 & -0,128 & 0,388^{***} & 0,627^{***} \\ -0,017 & 0,104^{***} & 0,012 & 0,526^{***} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta PexA_{t-1} \\ \Delta Txc_{t-1} \\ \Delta PiA_{t-1} \\ \Delta Ct_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,416^{***} \\ 0,034 \\ -0,222^{***} \\ -0,019 \end{bmatrix} [CONST] + \begin{bmatrix} u_{1(t)} \\ u_{2(t)} \\ u_{3(t)} \\ u_{4(t)} \end{bmatrix}$$

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Nota: ***, **, * significativo a 1%, 5% e 10% respectivamente.

Equação 6C – Modelo estimado do *pass-through* da taxa de câmbio para o preço de exportação em reais do algodão

$$\begin{bmatrix} \Delta PexAr_t \\ \Delta Txc_t \\ \Delta PiA_t \\ \Delta Ct_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0,182^{***} \\ -0,013 \\ 0,091^{***} \\ 0,009 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & -0,989^{***} & -0,847^{***} & -0,154 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} PexAr_{t-1} \\ Txc_{t-1} \\ PiA_{t-1} \\ Ct_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,012 & -0,251^{***} & 0,000 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dummysafrinha_{t-1} \\ dummy2010_{t-1} \\ Trend_{t-1} \end{bmatrix} \\ + \begin{bmatrix} -0,267^{***} & 0,534^{***} & -0,239^{***} & -0,247 \\ -0,004 & 0,400^{***} & -0,044 & -0,149 \\ -0,092 & -0,036 & 0,388^{***} & 0,627^{***} \\ -0,017 & 0,121^{***} & 0,012 & 0,526^{***} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta PexAr_{t-1} \\ \Delta Txc_{t-1} \\ \Delta PiA_{t-1} \\ \Delta Ct_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,450^{***} \\ 0,034 \\ -0,222^{***} \\ -0,019 \end{bmatrix} [CONST] + \begin{bmatrix} u_{1(t)} \\ u_{2(t)} \\ u_{3(t)} \\ u_{4(t)} \end{bmatrix}$$

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Nota: ***, **, * significativo a 1%, 5% e 10% respectivamente.

APÊNDICE D – Análise de estabilidade dos modelos

Tabela 1D – Estabilidade dos modelos de oferta de exportação

Módulo das Raízes do Polinômio Característico	
Oferta milho	Oferta algodão
1,3663	2,4940
1,3663	1,7914
1,3401	1,7914
1,3401	5,4266
1,4274	5,4266
1,5956	2,6825
1,7142	4,5439
1,7142	1
1,2543	1
1,3543	1
1,5032	1
1,5032	1
1,4253	-
1,4253	-
1,7146	-
1,7146	-
1,4543	-
1,4543	-
1,4382	-
1,4382	-
1,3537	-
1,3537	-
1,3782	-
1,8140	-
4,7644	-
1	-
1	-
1	-
1	-
1	-

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Tabela 2D – Estabilidade dos modelos *Pass-through* cambial

Módulo das Raízes do Polinômio Característico			
<i>Pass-through</i> milho, dólares	<i>Pass-through</i> milho, reais	<i>Pass-through</i> algodão, dólares	<i>Pass-through</i> algodão, reais
5,0641	5,0641	3,1002	3,1002
5,0641	5,0641	1,4871	1,4871
1,9017	1,9017	1,4871	1,4871
1,9017	1,9017	1,9107	3,1245
4,9927	4,9927	3,1245	1,9107
1	1	1	1
1	1	1	1
1	1	1	1

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

APÊNDICE E – Análise de Autocorrelação e Normalidade dos resíduos da oferta de exportação do milhoPORTMANTEAU TEST ($H_0: R_h = (r_1, \dots, r_h) = 0$)

tested order:	10
test statistic:	239.9799
p-value:	0.0763
adjusted test statistic:	249.6987
p-value:	0.0315
degrees of freedom:	210.0000

LM-TYPE TEST FOR AUTOCORRELATION with 5 lags

LM statistic:	211.6155
p-value:	0.0534
df:	180.0000

APÊNDICE F – Análise de Autocorrelação e Normalidade dos resíduos da oferta de exportação do algodãoPORTMANTEAU TEST ($H_0: R_h = (r_1, \dots, r_h) = 0$)

tested order:	2
test statistic:	49.9343
p-value:	0.0126
adjusted test statistic:	50.4489
p-value:	0.0111
degrees of freedom:	30.0000

LM-TYPE TEST FOR AUTOCORRELATION with 2 lags

LM statistic:	102.4752
p-value:	0.0106
df:	72.0000

APÊNDICE G – Análise de Autocorrelação e Normalidade dos resíduos do modelo estimado do *pass-through* da taxa de câmbio para o preço de exportação em dólares do milho

PORTMANTEAU TEST ($H_0: \rho_h = (\rho_1, \dots, \rho_h) = 0$)

tested order:	5
test statistic:	70.9160
p-value:	0.1582
adjusted test statistic:	72.4028
p-value:	0.1309
degrees of freedom:	60.0000

LM-TYPE TEST FOR AUTOCORRELATION with 5 lags

LM statistic:	86.3314
p-value:	0.2945
df:	80.0000

APÊNDICE H – Análise de Autocorrelação e Normalidade dos resíduos do modelo estimado do *pass-through* da taxa de câmbio para o preço de exportação em reais do milho

PORTMANTEAU TEST ($H_0: \rho_h = (\rho_1, \dots, \rho_h) = 0$)

tested order:	5
test statistic:	70.9160
p-value:	0.1582
adjusted test statistic:	72.4028
p-value:	0.1309
degrees of freedom:	60.0000

LM-TYPE TEST FOR AUTOCORRELATION with 5 lags

LM statistic:	86.3314
p-value:	0.2945
df:	80.0000

APÊNDICE I – Análise de Autocorrelação e Normalidade dos resíduos do modelo estimado do *pass-through* da taxa de câmbio para o preço de exportação em dólares do algodão

PORTMANTEAU TEST ($H_0: \rho_h = (\rho_1, \dots, \rho_h) = 0$)

tested order:	5
test statistic:	79.0318
p-value:	0.0504
adjusted test statistic:	80.7248
p-value:	0.0385
degrees of freedom:	60.0000

LM-TYPE TEST FOR AUTOCORRELATION with 5 lags

LM statistic:	101.5808
p-value:	0.0521
df:	80.0000

APÊNDICE J – Análise de Autocorrelação Residual e Normalidade do modelo estimado do *pass-through* da taxa de câmbio para o preço de exportação em reais do algodão

PORTMANTEAU TEST ($H_0: \rho_h = (\rho_1, \dots, \rho_h) = 0$)

tested order:	5
test statistic:	79.0318
p-value:	0.0504
adjusted test statistic:	80.7248
p-value:	0.0385
degrees of freedom:	60.0000

LM-TYPE TEST FOR AUTOCORRELATION with 5 lags

LM statistic:	101.5808
p-value:	0.0521
df:	80.0000