



## ANÁLISE DO *PASS-THROUGH* DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO DO AÇÚCAR<sup>1</sup>

### **Dallas Kelson F. De Souza**

Doutorando em Desenvolvimento Econômico  
Universidade Estadual de Campinas – Unicamp  
**E-mail:** dallaskelson@gmail.com

### **Luisa Rasera Raniro**

Mestranda em Economia Aplicada  
Universidade Federal de São Carlos – UFSCar  
**E-mail:** luisarasera@gmail.com

### **Maurício Benedeti Rosa**

Mestre em Economia Aplicada pela UFSCar  
**E-mail:** mbr\_15@hotmail.com

**Grupo de Pesquisa:** GT.1 Mercados Agrícolas e Comércio Exterior

### **RESUMO**

O Brasil é líder mundial nas exportações de açúcar, representando cerca de 48% das exportações mundiais na safra de 2016/2017. Além disso, a *commodity* se coloca como a terceira maior na pauta de exportações do agronegócio brasileiro. O objetivo do presente artigo consiste em avaliar o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportações, em dólares e em reais, do açúcar brasileiro no período de 2012 a 2016. Para tanto, adotou-se a metodologia econométrica de séries temporais multivariadas, mais especificamente o modelo Vetorial Auto Regressivo – VAR; testando-se as condições de estacionariedade e cointegração das séries analisadas. Os resultados indicam um *pass-through* incompleto da taxa de câmbio para os preços de exportações em dólares do açúcar, de tal forma que, apesar de apresentar baixo coeficiente, as variações cambiais afetaram a competitividade da *commodity* no mercado internacional. Assim, em momentos de desvalorização cambial os exportadores conseguiram aumentar suas margens de lucro, ao passo que, em momentos de valorização cambial, foram forçados a reduzir suas margens.

**Palavras-chave:** *Pass-Through*, Câmbio, Açúcar, Exportação.

## ANALYSIS OF EXCHANGE RATE *PASS-THROUGH* FOR EXPORT PRICES OF SUGAR

### **ABSTRACT**

*Brazil is the world leader in sugar exports, accounting for about 48% of world exports in 2016/2017. In addition, the commodity is the third largest in the Brazilian agribusiness exports. The objective of this paper is to evaluate the exchange rate pass-through for Brazilian sugar*

<sup>1</sup> Trabalho realizado no Núcleo de Estudos em Economia Aplicada (NEA) – UFSCar *campus* Sorocaba.



*exports, in dollars and reais, for the period from 2012 to 2016. For this purpose, we use the econometric methodology of multivariate time series models, more specifically the Vector Autoregression – VAR model; testing the stationarity and cointegration conditions of the analyzed series. The results indicate an incomplete pass-through of the exchange rate to the dollar export prices of sugar, in such a way that, despite having a low coefficient, the exchange rate variations affect the competitiveness of the commodity in the international market. Thus, in times of exchange devaluation, exporters were able to increase their profit margins, while in times of exchange appreciation they were forced to reduce their margins.*

**Key words:** *Pass-Through, Exchange Rate, Sugar, Export.*

## 1. INTRODUÇÃO

A produção brasileira de açúcar, da qual a maior parte é destinada ao mercado externo, desempenha papel importante no comércio internacional da *commodity*. De acordo com dados da USDA (2017), cerca de 48% das exportações mundiais de açúcar na safra de 2016/17 foram brasileiras, as quais foram submetidas à uma taxa de câmbio rentável, pós desvalorização cambial de janeiro de 1999, e desempenharam um papel importante no nível de competitividade da indústria açucareira brasileira frente ao mercado internacional. Os principais estados produtores de cana-de-açúcar no Brasil, de acordo com os dados da União da Indústria da Cana-de-Açúcar - UNICA (2017), na safra 2016/2017, são São Paulo, Goiás, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Paraná, Mato Grosso, Alagoas e Pernambuco, com respectivamente 56,14%, 10,37%, 9,74%, 7,71%, 6,2%, 2,5%, 2,45% e 1,81% de participação na produção doméstica, a qual subiu de 307 milhões de toneladas na safra de 1999/2000 para 651 milhões toneladas na safra de 2016/2017, um crescimento de aproximadamente 112%.

O setor sucroalcooleiro apresenta importância para o crescimento econômico, para a gestão do meio ambiente, para o equilíbrio da balança comercial e para geração de divisas para financiar as importações de outros setores, uma vez que, de acordo com os dados do MAPA (2017), o complexo se posiciona como terceira maior exportação do agronegócio brasileiro em 2018<sup>2</sup>, totalizando 1,03 bilhões de dólares de receita de exportação. Dada a alta volatilidade dos preços das *commodities* agrícolas, que conseqüentemente afetam diretamente a renda do produtor, a análise de formação de preços de exportação é um dos principais instrumentos para o diagnóstico da atividade agroindustrial, tornando importante a análise via preço do setor canavieiro.

Muitas mudanças têm influenciado o complexo sucroalcooleiro nos últimos anos. Durante a década de 90, a agroindústria canavieira foi fortemente influenciada pela alteração na política cambial brasileira, na qual se extinguiu o regime de bandas cambiais a partir de janeiro de 1999 e adotou-se o regime flexível de câmbio. Este fato levou a depreciação da moeda, aumentando a competitividade dos exportadores, e, conseqüentemente, favorecendo a exportação do açúcar (ALVES & BACCHI, 2004). No início dos anos 2000, mudanças significativas em sua dinâmica de mercado geraram flexibilidade para o consumidor na escolha de combustíveis no âmbito doméstico, impulsionada principalmente pela chegada dos carros *flex fuel* ao país, que elevou a demanda doméstica por etanol. Incentivado pela alta dos preços

<sup>2</sup> Considerando o mês de janeiro a março de 2018.



internacionais do açúcar neste período, o setor aumentou sua participação no mercado internacional (MELO & SAMPAIO, 2016).

De acordo com os dados da *International Sugar Organization* (2017), o Brasil foi o maior produtor internacional de açúcar em 2015, totalizando 34,24 milhões de toneladas, que representaram cerca de 20,25% da produção mundial, seguido por Índia, União Europeia, Tailândia, China e EUA com aproximadamente 17%, 9%, 6,5%, 6% e 4% de participação, respectivamente. Um dos fatores importantes no bom desempenho internacional da *commodity* brasileira pode ser atribuído aos ganhos de produtividade na produção, a qual cresceu significativamente no Brasil a partir da década de 1970, ultrapassando a média mundial nos anos de 1980. Grande parte desse aumento de produtividade média pode ser dada como consequência da crescente participação das regiões do Centro Sul do Brasil na produção nacional (SATOLO & BACCHI, 2009).

Diversos trabalhos na literatura têm avaliado o quão competitivo é o açúcar brasileiro frente ao mercado internacional. Dias, Gibbert & Shikida (2015) avaliaram a competitividade do açúcar brasileiro no cenário internacional utilizando indicadores tais quais o *market-share*, a vantagem relativa na exportação e a participação do açúcar no total exportado pelo Brasil. Segundo os autores, os três índices revelaram forte competitividade do açúcar brasileiro no cenário externo. Por sua vez, Anhesini *et al*, (2016) confirmaram a competitividade das exportações do setor canavieiro brasileiro através da utilização dos índices de Vantagem Comparativa Revelada, Vantagem Comparativa Revelada Simétrica e Indicador de Contribuição ao Saldo Comercial. Segundo os autores, uma série de mudanças no setor açucareiro dinamizou o setor e o fez fortemente competitivo internacionalmente. Porém, ainda é incipiente na literatura trabalhos que avaliem a competitividade do açúcar brasileiro sob a ótica do *pass-through* cambial.

O *pass-through* da taxa de câmbio refere-se à transmissão das variações cambiais para os setores da economia, abordando principalmente repasses para os investimentos, os preços ao consumidor, preços de importações e as exportações de produtos comercializáveis. Segundo Cruz Jr. & Silva (2004), a análise de *pass-through* é bastante estudada no setor agropecuário brasileiro, pois, de certa forma, este setor representa as vantagens comparativas do país no comércio internacional. Com isso, a análise de *pass-through* busca determinar a competitividade do produto/setor frente ao mercado externo. De acordo com Tejada & Silva (2008), a eficácia da taxa de câmbio como instrumento de políticas de estímulo às exportações depende do grau de *pass-through*. A hipótese geralmente encontrada na literatura é de existência de *pass-through* incompleto, ou seja, variações na taxa de câmbio que não são repassadas integralmente aos preços. De acordo com Cruz Jr. & Silva (2004), este resultado é aceitável quando se trata de produtos agropecuários, considerando que estes possuem demandas inelásticas e também preços internacionais que variam menos que proporcionalmente em relação à variação nas demandas pelos produtos.

Dada a relevante representatividade do setor sucroalcooleiro brasileiro no comércio internacional, associada à poucos trabalhos que examinem as condições de competitividade do açúcar brasileiro no mercado externo pela ótica do *pass-through* cambial, levantou-se a seguinte questão: Qual o grau de *pass-through* das variações cambiais para o preço de exportação dessa *commodity*, e assim, para sua competitividade frente ao mercado externo? Neste contexto, o objetivo do presente trabalho é analisar como se relacionam os preços de exportação do açúcar



diante de variações na taxa de câmbio com base no instrumental teórico do *pass-through* cambial.

A presente pesquisa está estruturada em mais quatro seções. A próxima seção apresenta a abordagem teórica adotada neste estudo, enquanto a terceira seção apresenta-se a metodologia econométrica adotada para alcançar o objetivo supracitado. Na quarta seção são apresentados e analisados os resultados alcançados e, por último, são realizadas as considerações finais da pesquisa.

## 2. REFERENCIAL TEÓRICO

A literatura brasileira que buscou analisar o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação, em dólares, de produtos agrícolas usualmente encontrou *pass-through* incompleto, ou seja, variações cambiais não totalmente absorvidas pelas *commodities* domésticas, como em Copetti, Vieira & Coronel (2013), Bender Filho *et al.* (2013), Fraga *et al.* (2006), Souza & Silva (2010) e Correia (2010). Segundo Tejada & Silva (2008), as principais explicações para a ocorrência de repasse incompleto podem ser agrupadas em dois grupos na literatura; a abordagem das elasticidades e as abordagens baseadas nas estruturas de mercado, características dos produtos, papel das empresas multinacionais e os efeitos das barreiras não tarifárias.

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 com respeito ao preço estrangeiro, quando expresso em mesma moeda. 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, ou seja, o *pass-through* será completo (MENON, 1996; TEJADA, FRITZ FILHO & COSTA, 2011).

Formalmente, tem-se que:

$$\eta_x = -\frac{q_x}{p_x^*} \quad (1)$$

$$\tau_x = \frac{q_x}{p_x} \quad (2)$$

onde  $\eta_x$  é a elasticidade preço de demanda por importações e  $\tau_x$  é a elasticidade preço da oferta de exportações;  $x$  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:

$$p_x = \varepsilon^* + p_x^* \quad (3)$$

onde  $\varepsilon^*$  é a variação da taxa de câmbio.

Reescrevendo a equação (1), chega-se a:

$$q_x = -\eta_x (p_x^*) \quad (4)$$

Substituindo a equação (3) e (4) na equação (2), tem-se que:



$$\tau_x = \frac{-\eta_x (p_x^*)}{\varepsilon^* + p_x^*} \quad (5)$$

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

$$p_x^* = \left[ \frac{-\tau_x}{\eta_x + \tau_x} \right] \varepsilon^* \quad (6)$$

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

Analisar o grau de *pass-through* com foco apenas nas elasticidades de oferta e demanda não permite analisar o *timing* da resposta dos preços dadas as variações na taxa de câmbio, além de não fornecer informações completas quanto ao que está por trás das respostas às variações cambiais das diferentes firmas exportadoras em diferentes países. Essas questões dependem da forma de organização industrial e da tecnologia da indústria (TEJADA & SILVA, 2008). O modelo econômico para estimativa da elasticidade do preço de exportação às variações cambiais apresentado por Menon (1995a, 1996) e utilizado por Ferreira & Sansó (1999), Bender Filho *et al.* (2013) e Copetti, Vieira & Coronel (2013) pressupõe que a equação pode ser derivada a partir de um princípio de *Mark-up*, em que as firmas exportadoras estabelecem um preço de exportação em moeda estrangeira acima do seu custo de produção ( $CP$ ), medido em moeda estrangeira, como a seguir:

$$P_x = (1 + \lambda) (CT/\varepsilon) \quad (7)$$

onde  $P_x$  é o preço de exportação em moeda estrangeira,  $CT$  é o custo de produção em moeda doméstica,  $\varepsilon$  é a taxa de câmbio nominal, e assim, portanto,  $(CT/\varepsilon)$  representa o custo de produção em moeda estrangeira e  $(1 + \lambda)$  o *Mark-up* das empresas exportadoras. Assume-se que o *Mark-up* do exportador oscila de acordo com as pressões competitivas no mercado internacional (MENON, 1995b, 1996; FERREIRA & SANSÓ, 1999), ou seja, é dado por:

$$(1 + \lambda) = \left[ \frac{P_w}{(CT/\varepsilon)} \right]^\alpha \quad (8)$$

em que  $\alpha$  é o parâmetro,  $[P_w/(CT/\varepsilon)]$  representa a *proxy* de pressões competitivas, a razão entre os preços internacionais e o custo de produção do exportador em moeda estrangeira.

Combinando a equação (7) e (8), tem-se que:

$$\ln P_x = (1 - \alpha) \ln \left( \frac{CT}{\varepsilon} \right) + \alpha \ln P_w \quad (9)$$



em que  $\epsilon$  é o coeficiente de *pass-through* é dado por  $(1 - \alpha)$ , com  $0 < \alpha < 1$ . Como Menon (1995a), optou-se por não impor restrição nos coeficientes relativos de  $\alpha \ln P_w$  e  $CT/\epsilon$ , podendo os coeficientes diferir em termos de magnitude e sinal e a soma não necessariamente ser igual a um. Portanto, em termos de estimativa, tem-se que:

$$\ln P_x = \phi_0 + \phi_1 \ln \epsilon + \phi_2 \ln P_w + \phi_3 \ln CT + e_t \quad (10)$$

onde  $\phi_0$  é a constante do modelo.

O parâmetro  $\phi_1$  da equação (10) representa o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação em dólares do açúcar. Se  $\phi_1 = 0$ , o *pass-through* cambial é nulo, e, portanto, as mudanças cambiais afetam apenas margem de lucro dos exportadores de açúcar, sem surtir efeito na competitividade do exportador brasileiro frente ao mercado internacional. No outro extremo, temos  $\phi_1 = -1$ , *pass-through* completo, neste caso toda variação cambial é repassada integralmente para o preço de exportação em moeda estrangeira, afetando assim a competitividade da *commodity* doméstica no mercado externo. O resultado mais frequentemente encontrado na literatura é aquele em que  $-1 < \phi_1 < 0$ , ou seja, o *pass-through* cambial é incompleto.

### 3. PROCEDIMENTO ECONOMETRICO

Adotou-se na presente pesquisa o Modelo Vetorial Auto-Regressivo (VAR), como em Ferreira & Sansó (1999), Bender Filho *et al.* (2013) e Copetti, Vieira & Coronel (2013), no qual cada variável é explicada por valores defasados dela mesma e por valores defasados das demais variáveis. Segundo Alves & Bacchi (2004), a metodologia VAR permite a obtenção da elasticidade de impulso para  $k$  períodos a frente, possibilitando a avaliação do comportamento das variáveis em resposta a choques individuais em qualquer uma das demais variáveis do sistema, podendo assim simular eventos que tenham possibilidade de ocorrer. O método VAR permite também analisar a decomposição histórica do erro de previsão da variância, para  $k$  períodos a frente, atribuindo-se porcentagens a cada variável componente do sistema, e, portanto, indicando a importância de cada choque ocorrido no passado na explicação dos desvios dos valores observados das variáveis. De acordo com Lütkepohl, Krätzig & Boreiko (2006), o modelo VAR( $p$ ) parte da seguinte formulação:

$$A_0 y_t = A_1 \Delta y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_{t-p} y_{t-p} + CD_t + e_t \quad (11)$$

onde  $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})'$  é um vetor de  $k$  variáveis endógenas;  $D_t$  são os termos determinísticos do modelo;  $e_t$  representa uma matriz ( $k \times 1$ ) com característica de *ruído branco*<sup>3</sup> e  $A$  e  $C$  são as matrizes de parâmetros do modelo.

A equação (11) não pode ser estimada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), uma vez que as variáveis se correlacionam contemporaneamente (matriz  $A_0$ ), e portanto as estimativas sofreriam viés de simultaneidade. Contorna-se tal problema a partir de uma reparametrização da forma estrutural do VAR multiplicando  $A_0^{-1}$  em ambos os lados da equação

<sup>3</sup> Média zero, variância constante e não autocorrelacionado.



(11) (ENDERS, 2014) para obter o VAR em sua forma reduzida, representado pela relação a seguir:

$$\Delta y_t = \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_p \Delta y_{t-p} + CD_t + u_t \quad (12)$$

em que  $\Gamma_i = A_0^{-1} A_i, i = 1, 2 \dots p.$ ,  $y_t$  é um vetor ( $n \times 1$ ) de variáveis de interesse no tempo  $t$ ;  $D_t$  são os termos determinísticos do modelo; e  $\Gamma_i$  são matrizes de parâmetros auto regressivos.

Antes de especificar um modelo de séries temporais, é preciso verificar a estacionariedade das séries de tempo. Identificando sua ordem de integração, ou seja, se as séries são estacionárias em nível ou não. Os procedimentos que buscam verificar a estacionariedade das séries são conhecidos na literatura como testes de raiz unitária (RU). O teste RU adotado foi o teste Dickey & Fuller Aumentado – ADF (1979, 1981), um dos mais usados na literatura corrente.

Segundo Mills & Markellos (2008), a importância de se testar a estacionariedade da série está relacionada à possibilidade de se fazer inferências estatísticas com base em procedimentos convencionais, uma vez que, no caso de a série ser não estacionária, os resultados podem ser gerados a partir de uma regressão espúria, na qual não se pode determinar uma relação de causa e efeito entre as variáveis.

Os autores partem de um processo AR(1), como a seguir:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (13)$$

Se  $Y_t$  converge quando  $t \rightarrow \infty$ , a série é estacionária e  $|\rho| < 1$ , de forma que choques em  $e_t$  são amortecidos ao longo do tempo. Se  $|\rho| = 1$ , a série é não estacionária, 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). Portanto, o teste consiste que  $H_0 : \rho = 1$ , em caso de rejeição tem-se que a série é estacionária, uma vez que,  $H_1 : \rho < 1$ . Para realização do teste torna-se necessária a reparametrização da equação (13).

Subtraindo  $Y_{t-1}$  de ambos os lados, tem-se que:

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} + e_t - Y_{t-1} \quad (14)$$

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + e_t \quad (15)$$

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

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + e_t \quad (16)$$

A partir da equação (16), o teste consiste na probabilidade de  $H_0 : \gamma = 0$ , a qual equivale a  $H_0 : \rho = 1$ . A rejeição da hipótese nula implica que a série é estacionária.

Considerando uma série  $y_t$ , de acordo com Enders (2014), a estacionariedade das séries podem ser verificada a partir da seguinte especificação na metodologia ADF:

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + e_t \quad (17)$$

em que  $\Delta y_t$  é a primeira diferença de  $y_t$ ;  $a_0$  é o intercepto;  $a_2 t$  é um termo de tendência da série  $\Delta y_t$ ;  $\gamma$  é o parâmetro do teste RU, uma vez que  $\gamma = (\rho - 1)$ ;  $e_t$  é o termo de erro, e  $\sum_{i=2}^{p-1} \beta_i \Delta y_{t-i+1}$  representa o número de defasagens necessárias para tornar  $e_t$  não



autocorrelacionado, com média zero e variância constante, ou seja, um *ruído branco*. A estatística adequada para o teste depende dos componentes determinísticos incluídos na equação;  $\tau$  é a estatística para o teste sem tendência e sem *drift*,  $\tau_\mu$  para o teste apenas com *drift* e  $\tau_\tau$  para equação com *drift* e tendência determinística. Para determinar o número de defasagens necessárias que expurguem autocorrelação serial nos resíduos optou-se pelo critério SBC (*SCHWARZ Bayesian Criterion*) com auxílio do teste  $Q$  de Ljung Box.

Se as variáveis são integradas de primeira ordem [ $I(1)$ ], em outras palavras, se necessitam da primeira diferença para que se tornem estacionárias, é possível que exista uma relação de longo-prazo entre elas, ou seja, é possível que sejam cointegradas, tornando-se necessária a execução do teste de cointegração para verificação dessa hipótese. Para tanto, adotou-se a metodologia desenvolvida por Johansen (1995). Segundo Lütkepohl & Krätzig (2006), parte-se de um modelo geral:

$$y_t = D_t + x_t \quad (18)$$

onde  $y_t$  é um vetor de  $k$  variáveis observadas;  $D_t$  contém termos determinísticos; e  $x_t$  é um processo VAR( $p$ ) como a seguir:

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (19)$$

Pressupõe-se que  $\Delta x_t$  [ $I(1)$ ] é estacionário e  $u_t$  é *i.i.d.*.  $\Pi = \alpha\beta'$ , sendo  $\alpha$  uma matriz ( $k \times r$ ) e  $\beta'$  uma matriz ( $r \times k$ ), onde  $r$  é o posto da matriz  $\Pi$ , e representa o número de vetores de cointegração do modelo. Um dos procedimentos indicados por Johansen (1995) para testar o posto da matriz  $\Pi$  é a *estatística do traço* que consiste em construir um teste da razão de verossimilhança. As hipóteses dos testes são:

$$H_0(r_0): \text{rk}(\Pi) = r_0 \quad (20)$$

$$H_1(r_0): \text{rk}(\Pi) > r_0 \quad (21)$$

Se a estatística for significativa, rejeita-se a hipótese nula, indicando que há no mínimo um vetor de cointegração. O próximo teste a ser feito é  $H_0(r_1): \text{rk}(\Pi) = r_1$ , e neste caso a rejeição dessa hipótese indica que existem no mínimo dois vetores de cointegração. Realiza-se o teste até que não se possa rejeitar a nula (BUENO, 2011). Se as variáveis são cointegradas, existe no mínimo uma combinação linear estacionária entre elas, em outras palavras, existe uma relação de longo-prazo entre as variáveis. Nesse caso, especifica-se um Modelo Vetorial Auto Regressivo com Correção de Erro – VECM, que consiste em um VAR reparametrizado para a relação de cointegração. No presente trabalho adotou-se o procedimento sem restrições nos parâmetros (Ver Johansen, 1995). Partindo-se da equação (12), o VECM assume a seguinte forma:

$$\Delta y_t = \alpha\beta' \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ D_{t-1}^{co} \end{bmatrix} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_p \Delta y_{t-p} + CD_t + u_t \quad (22)$$

onde  $D_{t-1}^{co}$  são os termos determinísticos contidos na relação de cointegração,  $\beta$  é a matriz de relações de longo-prazo e  $\alpha$  fornece informações sobre a velocidade de ajustamento de cada variável a um dado desequilíbrio inesperado. Um valor pequeno de  $\alpha$  em uma situação





de desequilíbrio transitório indica que a série se ajusta lentamente para retornar ao equilíbrio de longo-prazo, ao passo que um elevado valor indica que o ajuste da variável ao equilíbrio se dá rapidamente.

A equação (23) apresenta o modelo estimado do *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação, em dólares, do açúcar. Foram utilizadas 4 variáveis com base na equação (10), são eles: o logaritmo natural dos preços das formulações NPK como proxy de custo de produção ( $\ln CT$ );  $\ln P_w$  representa o logaritmo natural da cotação internacional do açúcar;  $\ln \varepsilon$  representa o logaritmo natural da taxa de câmbio nominal (reais por dólares americanos); e  $\ln P_x$  representa o logaritmo natural do preço de exportação em dólares americanos.

$$\begin{pmatrix} \Delta \ln CT_t \\ \Delta \ln P_w t \\ \Delta \ln \varepsilon_t \\ \Delta \ln P_x t \end{pmatrix} = \alpha_1 \left[ \beta_1' \begin{pmatrix} \ln CT_{t-1} \\ \ln P_w t-1 \\ \ln \varepsilon_{t-1} \\ \ln P_x t-1 \end{pmatrix} + \lambda_1 \right] + \Gamma_{11} \begin{pmatrix} \Delta \ln CT_{t-1} \\ \Delta \ln P_w t-1 \\ \Delta \ln \varepsilon_{t-1} \\ \Delta \ln P_x t-1 \end{pmatrix} + u_{1(t)} \quad (23)$$

onde o termo  $(\alpha_1 \beta_1' + \lambda)$  é a matriz de cointegração do modelo de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação, em dólares, do açúcar, sendo  $\alpha_1$  a matriz  $(4 \times 1)$  de coeficientes de ajustamento, e  $\beta_1'$  a matriz  $(4 \times k)$  de relação de longo-prazo entre as variáveis;  $\lambda_1$  representa os termos determinísticos da relação de cointegração;  $\Gamma_{11}$  é uma matriz  $(4 \times 4)$  de coeficientes autoregressivos no tempo  $t - 1$ ; e  $u_{1(t)}$  representa uma matriz  $(4 \times 1)$  com característica de *ruído branco*.

Pressupõe-se que os exportadores pagam grande parte de suas obrigações em moeda doméstica, e, portanto, torna-se relevante identificar como as variações cambiais afetam os preços de exportação em reais da *commodity* açúcar, uma vez que essas variações podem afetar a margem de lucro do exportador via oscilação da receita em reais. Tendo isso em mente, estimou-se também o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do açúcar em reais, o qual é apresentado pela equação (24). Assim,  $\ln P_{xr}$  representa o logaritmo natural do preço de exportação do açúcar em reais.

$$\begin{pmatrix} \Delta \ln CT_t \\ \Delta \ln P_w t \\ \Delta \ln \varepsilon_t \\ \Delta \ln P_{xr} t \end{pmatrix} = \alpha_2 \left[ \beta_2' \begin{pmatrix} \ln CT_{t-1} \\ \ln P_w t-1 \\ \ln \varepsilon_{t-1} \\ \ln P_{xr} t-1 \end{pmatrix} + \lambda_2 \right] + \Gamma_{12} \begin{pmatrix} \Delta \ln CT_{t-1} \\ \Delta \ln P_w t-1 \\ \Delta \ln \varepsilon_{t-1} \\ \Delta \ln P_{xr} t-1 \end{pmatrix} + u_{2(t)} \quad (24)$$

onde termo  $\alpha_2 \beta_2'$  é a matriz de cointegração do modelo de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação, em reais, do açúcar, sendo  $\alpha_2$  a matriz  $(4 \times 1)$  de coeficientes de ajustamento e  $\beta_2'$  a matriz  $(1 \times 4)$  que contém as relações de longo-prazo entre as variáveis;  $\lambda_2$  representa os termos determinísticos da relação de cointegração;  $\Gamma_{12}$  é a matriz  $(4 \times 4)$  de coeficientes autoregressivos no tempo  $t - 1$ ; e  $u_{2(t)}$  representa uma matriz  $(4 \times 1)$  com característica de *ruído branco*.

Segundo Souza & Silva (2010), em um mercado em que os agentes 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. A partir disso, espera-se que  $\ln P_w$  afete positivamente tanto  $\ln P_x$  quanto  $\ln P_{xr}$ .



A hipótese geralmente encontrada na literatura é de existência de *pass-through* incompleto, ou seja, variações na taxa de câmbio que não são repassadas integralmente aos preços de exportação. Este resultado é aceitável quando se trata de produtos agropecuários, considerando que estes possuem demandas inelásticas e também preços internacionais que variam menos que proporcionalmente em relação à variação nas demandas pelos produtos (CRUZ JR & SILVA, 2004). Assim, como nos demais estudos que abordaram o *pass-through* para o preço de exportação de produtos agrícolas brasileiros, espera-se *pass-through* cambial incompleto. Contudo, espera-se que  $\ln \varepsilon$  afete  $\ln P_x$  negativamente e  $\ln P_{xr}$  positivamente.

Segundo Ferreira & 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. Dessa forma, em períodos de desvalorização cambial os exportadores brasileiros conseguem aumentar sua margem de lucro, porém são forçados a reduzir suas margens, ou até mesmo abandonar o mercado externo, em períodos de valorização.

### 3.1. Fonte dos Dados

Os dados de volume exportado<sup>4</sup> e do valor das exportações para o cálculo do preço de exportação em dólares do açúcar foram coletados do banco de dados da Secretaria de Comercio Exterior (SECEX, 2017). Taxa de câmbio nominal<sup>5</sup> e o preço internacional do açúcar (cotação internacional do açúcar do Fundo Monetário Internacional - FMI) foram obtidos no banco de dados do IPEA (2017). A média dos preços das formulações NPK, convertido em reais, foi coletada no Anuário Estatístico da Associação Nacional para Difusão de Adubos (ANDA), e deflacionada pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI), da Fundação Getúlio Vargas, disponibilizado na base de dados do IPEA (2017).

Os dados têm periodicidade mensal, compreendendo o período de janeiro de 2012 a dezembro de 2016. Para realizar as análises em termos de elasticidades, aplicou-se logaritmo natural em todas as séries. O *software* utilizado para as estimativas foi o JMulTi.

## 4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Primeiramente, é feita a análise sobre estacionariedade das séries. No teste ADF<sup>6</sup>, considera-se equações sem *drift* e sem tendência determinística, com *drift*, e equações com *drift* e tendência determinística. Contudo, os resultados indicam que, em nível, as séries não são estacionárias para todas as equações consideradas, ao passo que, tomada a primeira diferença, os testes indicam que as variáveis são estacionárias com nível de 1% de probabilidade estatística. Portanto, todas as variáveis foram consideradas estacionárias na primeira diferença, ou seja, integradas de primeira ordem  $I(1)$ . Dada a necessidade dessa diferenciação para que se tornassem estacionárias, as variáveis podem ser cointegradas.

Antes de realizar o teste de cointegração, necessita-se definir o número de defasagens a se considerar na especificação do teste. Nesse caso, a partir do critério de informação SBC, o teste foi realizado com uma defasagem. Realizou-se a estatística do traço<sup>7</sup> para verificar a

<sup>4</sup> Cod. 17011300, açúcar de cana mencionado na nota 2 da posição 1701 e cod. 17011400, outros açúcares de cana.

<sup>5</sup> Comercial, média de vendas, R\$/US\$ do Banco Central do Brasil.

<sup>6</sup> Resultados do teste ADF são apresentados no APÊNDICE A.

<sup>7</sup> Resultados da estatística do traço são apresentados no APÊNDICE A.



existência ou não de cointegração entre variáveis que compõem o modelo de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação, em dólares, do açúcar, com base na metodologia de Johansen (1995). De acordo com os resultados, rejeita-se a hipótese nula de que o posto da matriz de cointegração é nulo, ao passo que não se rejeita a hipótese de que o número de combinações lineares é igual a um. Portanto, constatou-se que existe uma relação de longo-prazo entre as variáveis com nível de significância de 1%.

A partir dos resultados do teste de cointegração, foi possível estimar um VEC(1,1) para o modelo de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação, em dólares, do açúcar, para o período de 2012 a 2016. Testou-se também cointegração entre as variáveis que compõem o modelo de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação, em reais, do açúcar, o qual foi idêntico ao apresentado para o modelo do preço em dólares, ou seja, existe uma relação de longo-prazo para essas variáveis com um vetor de cointegração, que pode ser especificada por um VEC(1,1). Os modelos estimados são apresentados a seguir:

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln CT_t \\ \Delta \ln P_{wt} \\ \Delta \ln \varepsilon_t \\ \Delta \ln P_{xt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0,000 \\ -0,001 \\ 0,026 \\ -0,032^{***} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & -33,957^{***} & 1,035^{***} & 35,575^{***} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln CT_{t-1} \\ \ln P_{wt-1} \\ \ln \varepsilon_{t-1} \\ \ln P_{xt-1} \end{bmatrix} + [-122,248^{***} \quad -0,015^{***}] \begin{bmatrix} \text{CONST} \\ \text{TREND}_{t-1} \end{bmatrix} \\ + \begin{bmatrix} 0,014 & 0,546 & 0,141 & -0,876 \\ 0,004 & -0,134 & -0,211^{**} & 0,591 \\ 0,085 & 0,126 & 0,276^{**} & -0,408 \\ -0,016 & -0,410 & -0,231^{***} & 0,844^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \ln CT_{t-1} \\ \Delta \ln P_{wt-1} \\ \Delta \ln \varepsilon_{t-1} \\ \Delta \ln P_{xt-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1(t)} \\ u_{2(t)} \\ u_{3(t)} \\ u_{4(t)} \end{bmatrix} \quad (25)$$

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln CT_t \\ \Delta \ln P_{wt} \\ \Delta \ln \varepsilon_t \\ \Delta \ln P_{xr_t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0,000 \\ -0,001 \\ 0,026 \\ -0,058^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & -33,959^{***} & -34,541^{***} & 35,576^{***} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln CT_{t-1} \\ \ln P_{wt-1} \\ \ln \varepsilon_{t-1} \\ \ln P_{xr_{t-1}} \end{bmatrix} + [-122,253^{***} \quad -0,015^{***}] \begin{bmatrix} \text{CONST} \\ \text{TREND}_{t-1} \end{bmatrix} \\ + \begin{bmatrix} 0,014 & 0,546 & 1,017 & -0,876 \\ 0,004 & -0,134 & -0,802 & 0,591 \\ 0,085 & 0,126 & 0,684 & -0,408 \\ 0,069 & -0,284 & -0,390 & 0,435 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \ln CT_{t-1} \\ \Delta \ln P_{wt-1} \\ \Delta \ln \varepsilon_{t-1} \\ \Delta \ln P_{xr_{t-1}} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1(t)} \\ u_{2(t)} \\ u_{3(t)} \\ u_{4(t)} \end{bmatrix} \quad (26)$$

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

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

Os modelos estimados são estáveis<sup>8</sup>, ou seja, os autovalores encontrados estão fora do círculo unitário. Com nível de significância de 1%, não se rejeita a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial<sup>9</sup> nos modelos, ao passo que também não se rejeita a hipótese de inexistência de heterocedasticidade condicional. Contudo, nota-se que, dentre os coeficientes de ajustamento, apenas os preços de exportação foram estatisticamente significativos. Ademais, todos os parâmetros  $\beta$ , de longo-prazo, foram significativos a 1%.

Os coeficientes de  $\beta$ , de longo-prazo, estão normalizados em relação a variável  $\ln CT$ , ou seja, o parâmetro assume valor igual a um. Uma vez que na equação de cointegração normalizada todas as variáveis permanecem do mesmo lado, ao se isolar a variável de interesse, neste caso  $\ln P_x$ , deve-se atentar à necessidade de inversão dos sinais e recalculer os parâmetros

<sup>8</sup> Os resultados dos testes de estabilidade são apresentados no APÊNDICE A.

<sup>9</sup> Os resultados da análise de Autocorrelação Residual e Normalidade dos resíduos são apresentados nos APÊNDICES B e C.



das estimativas para prosseguir com as análises. Os efeitos das variáveis sobre  $\ln P_x$  e  $\ln P_{xr}$  são apresentados nas equações (27) e (28), respectivamente.

Com base na equação (27), nota-se que o coeficiente de *pass-through* cambial foi aproximadamente -0,03, portanto, o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação, em dólares, do açúcar foi incompleto no período. Pode-se inferir que um aumento de 1% na taxa de câmbio nominal induz, no longo-prazo, um decréscimo em torno de 0,03% nos preços de exportação, em dólares, da *commodity*. Isso significa que a taxa de câmbio afetou a competitividade dos exportadores do açúcar no mercado externo e, além disso, em momentos de desvalorização cambial os exportadores conseguiram aumentar suas margens de lucro, ao passo que, em momentos de valorização cambial, foram forçados a reduzir suas margens durante o período. Correia (2012), em análise setorial para o Brasil no período de 1995 a 2005, encontrou coeficiente igual a -0,512 para a indústria do açúcar, ou seja, o grau de importância das variações cambiais na formação do preço de exportação, em dólares, do açúcar, diminuiu significativamente, e assim na competitividade do exportador.

$$\ln P_{x_{t-1}} = 3,436 + 0,0Trend_{t-1} - 0,029\ln \varepsilon_{t-1} + 0,955\ln P_{w_{t-1}} - 0,029\ln CT_{t-1} \quad (27)$$

Fraga, *et al.* (2008) encontraram *pass-through* incompleto de -0,34 para os preços da soja do Brasil, compreendendo o período de 1994 a 2004, enquanto Bender Filho (2013) também estimou um *pass-through* incompleto, com coeficientes iguais a -0,16 e 0,53 para soja em grão e farelo de soja, respectivamente, no período de 1999 a 2011. Por sua vez, Correia (2012) encontrou coeficiente de -0,84 para os preços de exportação do café brasileiro, entre 1995 a 2005. Dessa forma, o impacto das variações cambiais sobre o preço de exportação, em dólares, do açúcar brasileiro foi relativamente baixo no período.

Pode-se também inferir que o aumento de 1% em  $\ln P_{w_{t-1}}$  implica em um acréscimo, no longo-prazo, de aproximadamente 0,95% no preço de exportação, em dólares, do açúcar. Além de estar de acordo com o esperado em teoria, destaca-se que esse foi o maior coeficiente da estimativa e se aproxima da unidade, significando que, na média, os exportadores têm como referência o preço internacional da *commodity*. Essa relação pode classificar essa estrutura de mercado como próxima da concorrência perfeita, uma vez que, segundo Souza & Silva (2010), nesse tipo de estrutura os agentes são tomadores de preço no mercado internacional, e, usando este como referência, não conseguem influenciar o preço de exportação. Resultado semelhante foi obtido no trabalho de Correia (2012), o qual encontrou repasse de aproximadamente 1,01 do preço internacional para o preço de exportação, em dólares, da indústria do açúcar, embasando os indícios de que o mercado nacional tem considerável integração ao mercado externo.

Pode-se também inferir que a variável de custo de produção se correlacionou negativamente com o preço de exportação, em dólares, do açúcar. Dessa forma, um aumento de 1% em  $\ln CT_{t-1}$  induz a um decréscimo em torno de 0,04% no longo-prazo, resultado que não corresponde ao esperado teoricamente. Conforme literatura, espera-se que os aumentos nos custos domésticos aumentem o preço de exportação do produto, ou seja, espera-se que o exportador consiga repassar seu custo para os preços finais. É possível que esse sinal esteja condizente com a estrutura de mercado dos exportadores de açúcar, uma vez que os considerando tomadores de preço, tal situação limita a capacidade dos exportadores de repassar



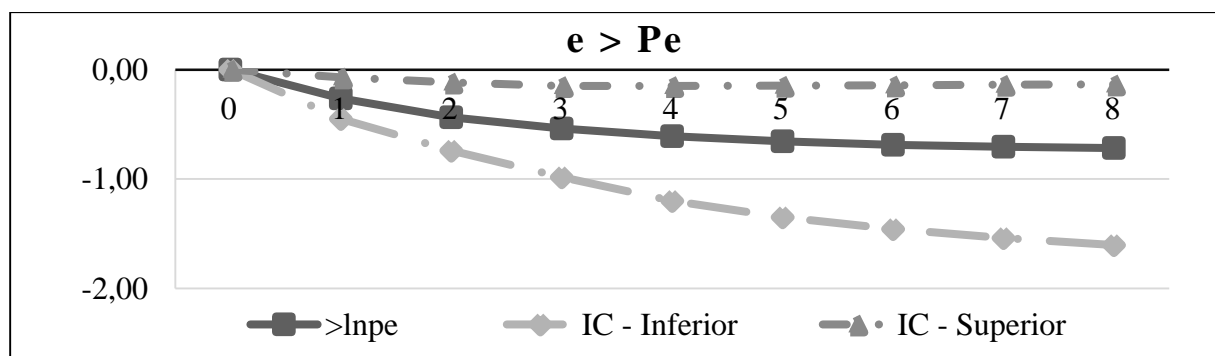
aumentos de custos para os preços. Assim, é possível que seja mais consistente interpretar que em momentos de aumentos em  $\ln CT_{t-1}$  a variável  $\ln P_{x_{t-1}}$  diminuiu. Tal interpretação também é sustentada pelo fato de que grande parte das formulações NPK é importada, ou seja, em momentos de desvalorização cambial, os preços das formulações no mercado interno aumentam e os preços de exportação diminuem. Por fim, o parâmetro  $\alpha_1$ , referente ao ajustamento de  $\ln P_{x_{t-1}}$ , foi -0,032, indicando que, dado um choque inesperado, são necessários 32 meses para que o preço de exportação, em dólares, do açúcar retorne ao equilíbrio de longo-prazo.

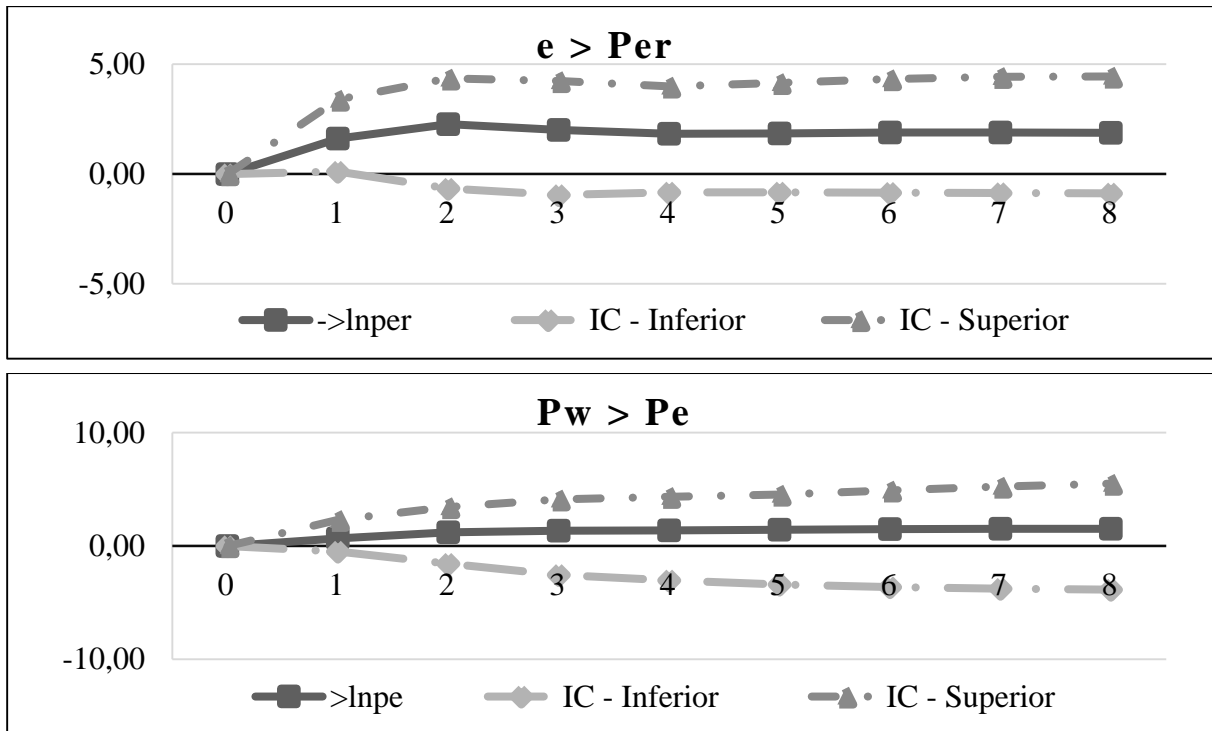
A única mudança significativa na estimativa do *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação em reais em relação ao repasse para os preços em dólares diz respeito ao parâmetro  $\ln \varepsilon_{t-1}$ . Analisando a equação (28), pode-se inferir que um aumento de 1% na taxa de câmbio nominal, *ceteris-paribus*, induz um acréscimo de aproximadamente 0,97% no preço de exportação, em reais, do açúcar, resultado que reforça a conclusão segundo a qual as variações cambiais agiram de forma a mudar a margem de lucro dos exportadores de açúcar no período, como discutido anteriormente.

$$\ln P_{xr_{t-1}} = 3,436 + 0,0Trend_{t-1} + 0,971\ln \varepsilon_{t-1} + 0,955\ln P_{w_{t-1}} - 0,028\ln CT_{t-1} \quad (28)$$

O baixo coeficiente de *pass-through* cambial para os preços em dólares e o alto coeficiente para o preço em reais, associados ao elevado parâmetro do preço internacional, sugerem que os exportadores de açúcar enfrentam uma demanda por importações infinitamente elástica, com base na abordagem das elasticidades. Ademais, o parâmetro  $\alpha_2$ , de  $\ln P_{xr_{t-1}}$ , foi -0,058, o qual indica que, dado um choque inesperado no sistema, são necessários menos de 18 meses para que o preço de exportação, em reais, do açúcar retorne ao equilíbrio de longo-prazo.

A Figura 1 mostra as funções de impulso resposta, as quais mostram o ajustamento de curto-prazo das variáveis dado um choque de um desvio padrão em qualquer uma das demais variáveis. Para tanto, o intervalo de confiança foi ajustado ao nível de 95% para um período de 8 meses à frente. Os resultados sugerem que um choque de um desvio padrão na taxa de câmbio diminui o preço de exportação em dólares, como esperado, significativo a partir do primeiro mês após o choque. Os resultados também indicam que a taxa de câmbio nominal aumenta os preços de exportações em reais do açúcar, significativo apenas no primeiro mês após o choque. O Choque no preço internacional aumenta os preços de exportações em dólares, porém o resultado não foi significativo. Pode-se perceber que, no curto-prazo, as variações cambiais são transmitidas para os preços de exportação, apresentando baixa rigidez com relação ao câmbio.





Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Figura 1 – Funções de impulso resposta

A Tabela 1 apresenta a decomposição da variância do erro de previsão do preço de exportação em dólares e reais do açúcar, para 12 períodos à frente. Percebe-se que, inicialmente, o preço de exportação em dólares explica 6% do seu erro de previsão e que essa participação diminui com o tempo, chegando a explicar 0% no final do período.

Tabela 1 – Decomposição da variância do erro de previsão para o preço de exportação em dólares e em reais do açúcar

Meses	<i>Pass-Through</i> , preço em dólares				<i>Pass-Through</i> , preço em reais			
	$Pe$	$\varepsilon$	$Pw$	$Ct$	$Per$	$\varepsilon$	$Pw$	$Ct$
1	6%	0%	88%	5%	2%	76%	19%	2%
2	3%	5%	84%	9%	2%	73%	22%	4%
3	1%	8%	81%	10%	2%	70%	23%	4%
4	1%	10%	79%	10%	2%	69%	24%	5%
5	1%	12%	77%	11%	2%	68%	25%	5%
6	1%	13%	76%	11%	2%	67%	26%	5%
7	1%	13%	75%	11%	2%	67%	26%	5%
8	1%	14%	75%	11%	2%	67%	26%	6%
9	0%	14%	74%	11%	2%	66%	26%	6%
10	0%	15%	74%	11%	2%	66%	27%	6%
11	0%	15%	73%	11%	2%	66%	27%	6%
12	0%	15%	73%	11%	2%	66%	27%	6%

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



Um ponto que chama atenção está relacionado ao preço internacional, o qual, no primeiro mês, explica aproximadamente 88% do erro de previsão do preço de exportação em dólares do açúcar, ou seja, 88% da variação do preço de exportação é explicada pelo preço internacional. Destaca-se também o aumento da importância da taxa de câmbio nominal e do custo de produção que chegam a explicar 15% e 11%, respectivamente, ao final do período.

A maior parte do erro de previsão da variância do preço de exportação em reais é explicada pela taxa de câmbio nominal, parcela significativa que se mantém acima de 70% durante todo período. Por sua vez, o preço internacional explica em torno de 18% a 21% do erro de previsão no mesmo período. É importante destacar que esses resultados indicam que a maior parte da variação do preço em dólares é explicada pelo preço internacional, enquanto que, para o preço em reais, na média, a maior parte da variação é fruto da taxa de câmbio nominal no período. Assim, temos que a taxa de câmbio nominal tem elevada importância na receita dos exportadores brasileiros de açúcar e o preço internacional na sua competitividade.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo do presente artigo foi analisar como se relacionam os preços de exportação do açúcar diante de variações na taxa de câmbio com base no instrumental teórico do *pass-through* cambial. Para tanto, adotou-se o modelo econométrico de séries temporais multivariadas, mais especificamente o modelo VAR, considerando o período de 2012 a 2016. Por fim, foram estimados dois modelos Vetoriais com Correção de Erro.

Os resultados indicaram que o *pass-through* da taxa de câmbio nominal para os preços de exportação em dólares, no período, foi incompleto, com coeficiente de magnitude -0,03. Dessa forma, apesar de haver influência da taxa de câmbio sobre a competitividade dos exportadores, a mesma é relativamente baixa, quer seja comparada aos demais parâmetros do modelo ou mesmo a trabalhos semelhantes na literatura. Ainda, os preços em reais mostraram significativa sensibilidade às variações cambiais, apresentando coeficiente próximo de um. Assim, as variações cambiais afetaram minimamente (parâmetro próximo de zero) a competitividade e significativamente o *Mark-up* dos exportadores de açúcar no período. Nesse contexto, momentos de depreciação cambial, ao elevar as margens de lucro dos exportadores, permitem aumento de produtividade através de maior capacidade de investimentos advindos de maiores receitas em reais. Por outro lado, momentos de depreciação cambial são associados a menores margens de lucro aos exportadores.

O preço internacional mostrou-se o fator mais relevante na formação de preço de exportação do açúcar, com repasse de aproximadamente 95% no período. Assim, torna-se perceptível a relevante integração do mercado brasileiro ao mercado externo, no qual há indícios que os exportadores enfrentam uma demanda por importações perfeitamente elástica. Uma vez que as variações do preço internacional são quase que totalmente absorvidas pelos preços de exportação, surgem evidências de que a estrutura de mercado se aproxima das características de mercado competitivo. Essa característica indica que políticas cambiais podem não ser as mais eficientes para estimular o setor sucroalcooleiro, ou seja, melhorias para os exportadores no mercado de açúcar estão associadas principalmente a reduções no custo de produção e/ou aumentos de produtividade.



## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- 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.
- ANHESINI, J. A. R. *et al.* Sistema agroindustrial canavieiro no Brasil no período 1990/2010: análise de indicadores de competitividade internacional. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 44, n. 4, p. 867-878, 2016.
- BENDER FILHO, R. *et al.* Relação entre a taxa de câmbio e os preços de exportação dos produtos do complexo soja. **Revista Ciências Administrativas**, v. 19, n. 1, p. 121-144, 2013.
- BUENO, R. D. L. DA S. **Econometria das Séries Temporais**. 2ª ed. São Paulo - SP: Cengage Learning, 2011.
- 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 Agronegócio e Meio Ambiente**, v. 6, n. 3, 2013.
- CORREA, A. L. Taxa de câmbio e preços de exportação no Brasil: avaliação empírica dos coeficientes de pass-through setoriais. **Economia e Sociedade**, p. 61-91, 2012.
- 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.
- DIAS, L. C.; GIBBERT, G. M. & SHIKIDA, P. F. A. Competitividade do açúcar brasileiro no mercado internacional. **Revista de Economia e Agronegócio**, V. 4, n. 4, 2015.
- 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.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Times Series**, 4ª ed. New York: John Wiley and Sons, 2014.
- 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. **Análise Econômica**, v. 26, n. 49, 2006.
- INTERNATIONAL SUGAR ORGANIZATION – ISSO**. Disponível em: <<http://www.isosugar.org/sugarsector/sugar>>. Acesso em: 23 de ago, 2017.
- IPEA, Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada**. Disponível em: . Acesso em: 15 jul. 2017.





- LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. & BOREIKO, D. **VAR analysis in JMulTi**. Disponível em: <<http://www.jmulti.com/download/help/var.pdf>>. 2006.
- LÜTKEPOHL, H. & KRÄTZIG, M. **Initial analysis in JMulTi**. Disponível em: <<http://www.jmulti.de/download/help/initanal.pdf>>. 2006.
- LÜTKEPOHL, H. & KRÄTZIG, M. **VECM analysis in JMulTi**. Disponível em: <<http://www.jmulti.de/download/help/vecm.pdf>>. 2005.
- MAPA, Ministério da Agricultura Pecuária e Abastecimento**. Disponível em: <<http://indicadores.agricultura.gov.br/agrostat/index.htm>>. Acesso em: 27 de fevereiro de 2018.
- MELO, A. S. & SAMPAIO, Y. S. B. Uma Nota Sobre o Impacto do Preço do Açúcar, do Etanol e da Gasolina na Produção do Setor Sucroalcooleiro. **Revista Brasileira de Economia**, v. 70, n. 1, p. 61-69, 2016.
- 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.
- MILLS, T. C.; MARKELLOS, R. N. **The Econometric Modelling of Financial Time Series**. 3. ed. [S.l.]: Cambridge University Press, 2008.
- SATOLO, L. F. & BACCHI, M. R. P. Dinâmica econômica das flutuações na produção de cana-de-açúcar. **Economia Aplicada**, v. 13, n. 3, p. 377-397, 2009.
- SECEX, Secretaria de Comercio Exterior**. Disponível em: <<http://alicesweb.mdic.gov.br/>> . Acesso em: 25 fev. 2018.
- SOUZA, R. M. D. & SILVA, O. M. D. Pass Through da Taxa de Câmbio para os Preços de Exportação: O Caso dos Produtos Agrícolas Brasileiros. **Revista Reuna**, v. 6, n. 2, 2010.
- TEJADA, C. A. O. & SILVA, A. G. 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. 171-205, 2008.
- 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.
- UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. **Sugar: World Markets and Trade**, 2017. Disponível em <<https://apps.fas.usda.gov/psdonline/circulars/Sugar.pdf>>. Acesso em 09 nov, 2017.
- UNIÃO DA INDÚSTRIA DA CANA-DE-AÇÚCAR – ÚNICA**. Disponível em:<<http://www.unicadata.com.br/historico-de-producao-e-moagem.php?idMn=31&tipoHistorico=2>>. Acesso em: 23 de ago. 2017.



## APÊNDICE

### APÊNDICE A

Tabela 1A – Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado

Série	Equação do Teste	Estatística do teste			Valor crítico		
		<i>lags</i>	Nível	$\Delta$	1%	5%	
$\ln P_x$	Puro	$\tau$	1;0	-0,8792	-4,166**	-2,56	-1,94
	Com <i>drift</i>	$\tau_\mu$	2;0	-1,8925	-4,217**	-3,43	-2,86
	Com <i>drift</i> e tendência	$\tau_\tau$	1;0	0,0728	-4,932**	-3,96	-3,41
$\ln P_{xr}$	Puro	$\tau$	0;0	1,2661	-7,240**	-2,56	-1,94
	Com <i>drift</i>	$\tau_\mu$	0;1	0,3488	-5,902**	-3,43	-2,86
	Com <i>drift</i> e tendência	$\tau_\tau$	0;1	-0,8633	-6,568**	-3,96	-3,41
$\ln \varepsilon$	Puro	$\tau$	1;0	0,9881	-4,944**	-2,56	-1,94
	Com <i>drift</i>	$\tau_\mu$	1;0	-1,1881	-5,264**	-3,43	-2,86
	Com <i>drift</i> e tendência	$\tau_\tau$	1;0	-2,0115	-5,293**	-3,96	-3,41
$\ln P_w$	Puro	$\tau$	1;0	-0,8790	-4,141**	-2,56	-1,94
	Com <i>drift</i>	$\tau_\mu$	2;0	-2,1903	-4,193**	-3,43	-2,86
	Com <i>drift</i> e tendência	$\tau_\tau$	1;0	0,1974	-4,919**	-3,96	-3,41
$\ln CT$	Puro	$\tau$	0;0	0,7809	-6,134**	-2,56	-1,94
	Com <i>drift</i>	$\tau_\mu$	0;0	-1,5170	-6,136**	-3,43	-2,86
	Com <i>drift</i> e tendência	$\tau_\tau$	0;0	-0,9756	-6,212**	-3,96	-3,41

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

Nota: \*\*, \*, significativos a 1% e 5%, respectivamente.

Tabela 2A – Estatística do traço, preço de exportação em dólares do açúcar

Teste do Traço				
$H_0$	$H_1$	Valor obs.	Valor Crítico	
			1%	5%
$r = 0$	$r \geq 1$	76,00	70,91	63,66
$r \leq 1$	$r \geq 2$	33,60	48,87	42,77
$r \leq 2$	$r \geq 3$	8,06	30,67	25,73
$r \leq 3$	$r \geq 4$	3,35	16,22	12,45

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

Tabela 3A – Análises de estabilidade dos modelos

<i>Pass-through</i> açúcar, dólares	<i>Pass-through</i> açúcar, reais
Módulo das raízes do polinômio característico	Módulo das raízes do polinômio característico
2,1953	2,1954
2,1953	2,1954
1,5378	18,9643
18,9641	18,9643
18,9641	1,5378
1	1
1	1
1	1

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



**APÊNDICE B – Análise de Autocorrelação Residual e Normalidade do pass-through da taxa de câmbio para o preço de exportação em dólares do açúcar**

PORTMANTEAU TEST ( $H_0: \rho_h = (r_1, \dots, r_h) = 0$ )

tested order: 16  
test statistic: 188.9847  
p-value: 0.9892  
adjusted test statistic: 223.5303  
p-value: 0.7101  
degrees of freedom: 236.0000

LM-TYPE TEST FOR AUTOCORRELATION with 2 lags

LM statistic: 50.3975  
p-value: 0.0204  
df: 32.0000

ARCH-LM TEST with 16 lags

variable	teststat	p-Value (Chi <sup>2</sup> )	F stat	p-Value (F)
u1	9.6452	0.8845	0.7825	0.6901
u2	20.3902	0.2032	2.4769	0.0204
u3	14.4760	0.5633	1.3806	0.2285
u4	20.7217	0.1895	2.5563	0.0172

MULTIVARIATE ARCH-LM TEST with 5 lags

VARCHLM test statistic: 504.9094  
p-value (chi<sup>2</sup>): 0.4302  
degrees of freedom: 500.0000



**APÊNDICE C – Análise de Autocorrelação Residual e Normalidade do pass-through da taxa de câmbio para o preço de exportação em reais do açúcar**

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

tested order: 16  
test statistic: 188.9852  
p-value: 0.9892  
adjusted test statistic: 223.5310  
p-value: 0.7101  
degrees of freedom: 236.0000

LM-TYPE TEST FOR AUTOCORRELATION with 2 lags

LM statistic: 50.3977  
p-value: 0.0204  
df: 32.0000

ARCH-LM TEST with 16 lags

variable	teststat	p-Value (Chi <sup>2</sup> )	F stat	p-Value (F)
u1	9.6453	0.8845	0.7825	0.6901
u2	20.3902	0.2032	2.4769	0.0204
u3	14.4761	0.5633	1.3806	0.2285
u4	18.4748	0.2968	2.0615	0.0509

\*\*\* Fri, 9 Mar 2018 16:52:47 \*\*\*

MULTIVARIATE ARCH-LM TEST with 5 lags

VARCHLM test statistic: 504.9084  
p-value (chi<sup>2</sup>): 0.4302  
degrees of freedom: 500.0000