

MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DE PREÇOS ENTRE OS MERCADOS DOMÉSTICO E EXTERNO: UMA ANÁLISE SOBRE AS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE MANGA ENTRE 2003 E 2013¹

Severino Félix de Souza², Jorge Luiz Mariano da Silva³,
João Paulo Martins Guedes⁴, João Ricardo Ferreira de Lima⁵

RESUMO: O Vale do São Francisco destaca-se como região produtora de frutas, especialmente manga e uva. A manga tem alcançado uma boa inserção internacional, principalmente, nos mercados europeu e americano. Entretanto, o preço interno tem absorvido cada vez mais o impacto das oscilações do mercado internacional afetando as expectativas de produção e comercialização dos produtores. O objetivo deste trabalho é analisar a relação de transmissão dos preços de exportação da manga, com os preços do mercado americano e União Europeia, no período entre 2003 e 2013. Para alcançar os objetivos propostos, empregou-se, na metodologia, o modelo vetorial autorregressivo, com finalidade de constatar os mecanismos de transmissão de preços e mecanismos de impactos através da função impulso resposta. Os dados utilizados foram obtidos no Banco de Dados do Ministério de Desenvolvimento e Comércio Exterior (MDIC) e do Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAOSTAT). Entre os resultados encontrados, constatou-se que os preços do mercado brasileiro sofrem influência dos preços do mercado americano, e que choques de preços promovidos nesse mercado podem repercutir no crescimento dos preços internos por vários meses.

Palavras-chave: exportação, transmissão de preços, mangas.

PRICE TRANSMISSION MECHANISMS BETWEEN DOMESTIC AND EXTERNAL MARKETS: AN ANALYSIS OF BRAZILIAN MANGO EXPORTS IN THE PERIOD 2003 TO 2013

ABSTRACT: Brazil's São Francisco River Valley, over the years, has emerged as Brazil's main fruit-producing region, especially noted for mangoes and grapes. The mango produced in this region has reached a good global market position, particularly in Europe and the US. However, increasing domestic price fluctuations on the international market has affected the production and marketing expectations of farmers. The objective of the study is to conduct a price transmission analysis comparing mango export prices with those in the US and European Union markets in the period 2003 to 2013. To that end, a vector autoregressive time series model was estimated to investigate price transmission and impact mechanisms using the impulse-response function. The data used was obtained from Brazil's Ministry of Development and Foreign Trade and the Food and Agriculture Organization of the United Nations. Among the results, it was found that the Brazilian domestic prices are influenced by the US market prices, and that price shocks in the US market can impact the growth of domestic prices for several months.

Key-words: export, price transmission, mango, Brazil, European Union.

JEL Classification: C22, C01.

¹Este artigo é derivado do trabalho de mestrado do primeiro autor, junto ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Norte (UFRN). Registrado no CCTC, REA-10/2017.

²Economista, Mestre, Belém, Estado do Pará, Brasil (e-mail: severinofelix@hotmail.com).

³Economista, Doutor, Professor da UFRN, Natal, Estado do Rio Grande do Norte, Brasil (e-mail: jdal@ufrnet.br).

⁴Economista, Doutor, Professor Adjunto do Departamento de Economia (UFRN), Natal, Estado do Rio Grande do Norte, Brasil (e-mail: jp1607@gmail.com).

⁵Economista, Doutor, Pesquisador da Embrapa Semiárido, Professor Titular da FACAPE - Petrolina, Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFPE - Campus Agreste, Petrolina, Estado de Pernambuco, Brasil (e-mail: joao.ricardo@embrapa.br).

1 - INTRODUÇÃO

De acordo com o Report do Internacional Trade Center (ITC, 2011), a demanda mundial por manga cresceu acima de 9%, no período de 2006-2010, gerando, assim, uma grande expectativa dos países produtores, dos quais o Brasil tem uma importante participação no cenário mundial. De acordo com a FAO, em 2012, Índia, China, Quênia, Tailândia, Indonésia, Paquistão, México, Brasil, Nigéria e Bangladesh representavam os dez principais países produtores de manga do mundo (FAO, 2014). Por outro lado, dados do Trade Map (ITC, 2015) mostraram, que, em 2010, os dez maiores exportadores eram: México, Holanda, Brasil, Peru, Tailândia, Filipinas, Equador, Egito, Paquistão e Costa do Marfim.

No Brasil, o Vale do São Francisco, na região semiárida do Nordeste, é responsável por grande parte da produção nacional da fruticultura irrigada, na qual a manga é um dos principais produtos. Nessa região, encontra-se o polo de fruticultura irrigada, nas cidades de Petrolina, em Pernambuco, e Juazeiro, na Bahia, que respondem, aproximadamente, por 85% das exportações de manga do país (ALMEIDA; SOUZA; PEREIRA, 2001).

O consumo da manga se dá, em maioria, de maneira não processada, ou seja, a fruta fresca. No entanto, ela também é consumida de formas processadas, tais como: suco e geleias. Essas opções de consumo estão presentes, principalmente, nos países desenvolvidos - que são os principais importadores da manga *in natura* - onde a tecnologia e o desenvolvimento de processamento são mais favoráveis. Entre os países importadores, Estados Unidos, Holanda e China contabilizam cerca de 49% das importações mundiais (SOUZA et al., 2015).

As preferências dos consumidores pela textura e sabor da manga têm influenciado a decisão dos produtores por determinadas variedades das frutas, entre elas, a variedade Tommy Atkins por também ser a que melhor suporta o transporte por vias marítimas, é o que afirmam Araújo, Moraes e Carvalho (2017). Entretanto, os produtores cada vez mais têm procurado produzir manga de forma orgânica devido

às exigências dos consumidores por alimentos saudáveis e de produção ambiental correta. Na visão de Araújo e Garcia (2012), o detalhamento das características desses mercados, principalmente com relação à estrutura de distribuição organizacional, ciclo de venda do produto, segmentação de mercado e tendência dos consumidores, deve ser considerado por produtores e exportadores de manga.

O mercado europeu e o mercado americano são os principais destinos da exportação de manga do Brasil, e as exportações para esses destinos são fontes importantes de receita para exportadores e produtores, como mostra Souza et al. (2016) ao analisar as parcelas de mercado - a partir do modelo Constant Market Share - da manga brasileira em seu estudo.

Nos últimos anos, vários trabalhos têm procurado analisar os mecanismos de transmissão de preços. O estudo de Mayorga et al. (2007) faz referência a importância das pesquisas relacionadas à transmissão de preços e integração de mercados. Segundo os autores, os primeiros pesquisadores realizavam seus estudos de forma errônea, uma vez que utilizavam em sua maioria uma análise de correlação de preços e regressão simples, modelos que não consideravam fatores importantes como sazonalidade, problemas climáticos entre outros que podem causar alterações no preço dos produtos.

Frascaroli, Silva Filho e Maia (2005) afirmam que existem acontecimentos econômicos e/ou até mesmo naturais ocorrendo simultaneamente. Desta forma, é importante usar uma metodologia que se adeque e seja mais condizente com essa ótica, levando em consideração duas ou mais séries temporais. Assim, existe a utilidade na análise de séries multivariadas para o desenvolvimento do modelo, na intenção de descrever a interrelação entre as séries.

Uma categoria de modelos dinâmicos vem sendo usada com frequência para fazer a análise de transmissão de preços envolvendo o conceito de causalidade (MAYORGA et al., 2007). Esses modelos estão baseados em trabalhos de Granger (1969) e de Sims (1972), estudos que fizeram a introdução e a popularização na aplicação de testes de causalidade e transmissão de preços.

Timmer (2008) verificou três fatores básicos para o choque internacional dos preços dos alimentos que são correlacionados e impulsionam os seus preços em uma subida constante. O primeiro deles é o crescimento econômico drástico de duas principais economias asiáticas, a China e a Índia, que estão elevando significativamente sua demanda por recursos naturais, conseqüentemente, os preços das *commodities* subiram de forma constante a partir de 2004. O segundo foi a queda persistente do valor em dólar e, por fim, o terceiro, e mais interessante segundo o autor, foi o preço da alta da energia associada a mandatos legislativos para aumentar a produção de biocombustíveis.

Moraes (2002) analisou a causalidade entre os preços da soja no mercado doméstico e internacional. Para Adami e Miranda (2011), é importante ter conhecimento das relações das transmissões de preços entre mercados, pois se permite a formulação de políticas relacionadas aos contratos de comercialização.

Com relação à transmissão de preços nos mercados das frutas, mais precisamente no mercado de manga, que é objeto de estudo deste trabalho, ainda é um tema que tem sido pouco abordado.

Diante da importância desses mercados, este estudo tem o objetivo de analisar a relação de transmissão dos preços da manga produzida no Vale do São Francisco com o mercado americano e o mercado da União Europeia no período entre 2003 a 2013.

Além da introdução, o trabalho está dividido nas seguintes seções: a segunda faz a evolução das exportações brasileiras de manga; na terceira descreve-se a metodologia utilizada; na quarta seção, analisam-se os resultados; e, na última seção, apresentam-se as considerações finais do estudo.

2 - EVOLUÇÕES DAS EXPORTAÇÕES DE MANGA

As exportações brasileiras de manga têm

crescido rapidamente nos últimos anos, segundo dados do MDIC (2014). Essas informações podem ser observadas na figura 1, a qual mostra que o valor exportado em 2014 foi superior a US\$160 milhões, um valor significativo quando se compara ao valor exportado em 2003 que atingiu apenas US\$2 milhões. Esse desempenho é ressaltado por Souza et al. (2016) em seu estudo, no qual os autores mostram que o efeito competitividade representou a maior parcela do crescimento efetivo das exportações brasileiras. Desta forma, o país melhorou sua competitividade dentre os demais países exportadores. Um dos principais fatores desse crescimento deu-se devido à melhoria na competitividade dentre os demais produtores de manga, sobretudo, por causa da entrada de uma variedade norte-americana que oferece facilidade na floração, como também aumento nos recursos financeiros e tecnologias que melhoraram a aceitação da fruta. Esse impulso exportador deve-se em grande parte às exportações para os mercados europeu e americano.

Na figura 2 pode-se observar a evolução das exportações da manga para os Estados Unidos. É notório o aumento da participação das exportações brasileiras para o mercado americano no período de 2003 a 2012. Até 2008, no período de pico da crise financeira internacional, iniciada nos Estados Unidos, o mercado americano não deixou de absorver o produto brasileiro.

Em relação à Europa, o início da crise no mercado financeiro promoveu uma queda na evolução das exportações brasileiras, porém nos anos seguintes, nota-se uma recuperação da inserção do produto brasileiro para esse mercado (Figura 3).

Dentro do mercado europeu, os países que se destacam na importação da manga brasileira são: Holanda, Espanha, Portugal, Reino Unido, França e Alemanha. De acordo com os dados do MDIC (2014), as exportações da manga no ano de 2013 registraram o valor de US\$147,4 milhões. Este valor é correspondente a um aumento de 98,4%, se comparado às exportações de 2003 (US\$2,4 milhões).

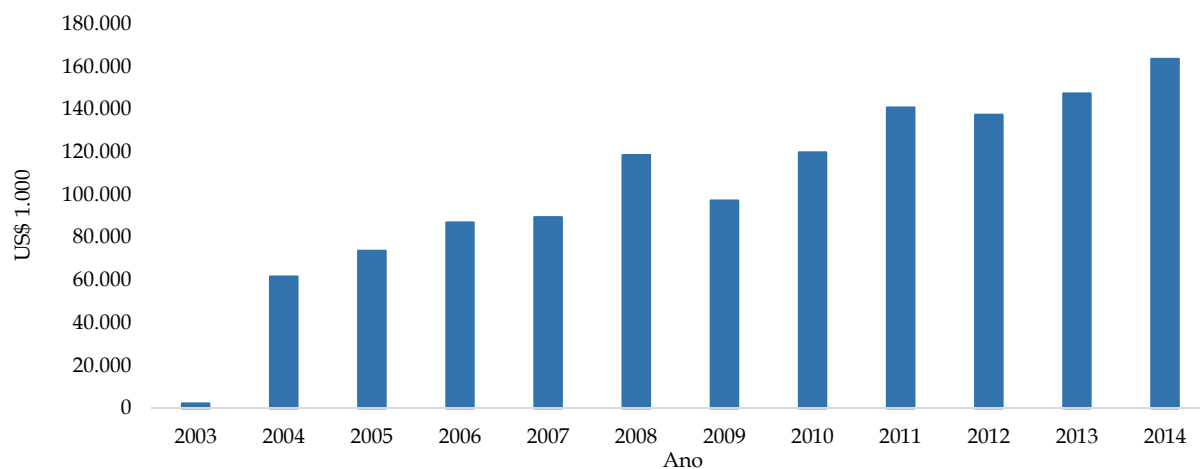


Figura 1 - Evolução das Exportações de Manga, 2003 a 2014.
Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos dados do MDIC (2014).

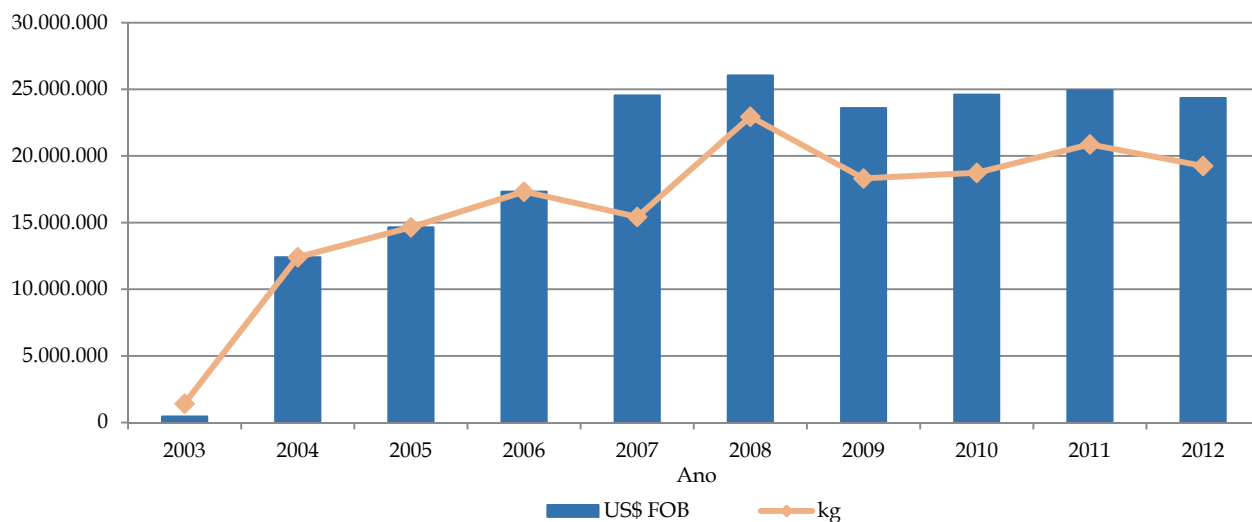


Figura 2 - Evolução das Exportações de Manga do Submédio do Vale do São Francisco para os Estados Unidos, 2003 a 2012.
Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos dados do MDIC (2014).

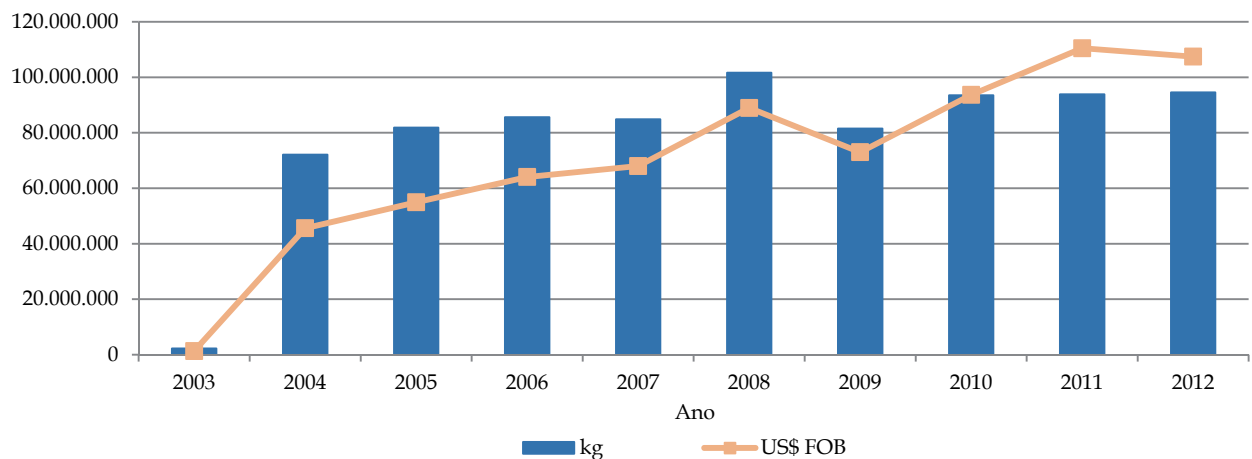


Figura 3 - Evolução das Exportações de Manga do Submédio do Vale do São Francisco para a União Europeia, 2003 a 2012.
Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos dados do MDIC (2014).

3 - METODOLOGIA

Para analisar os mecanismos de transmissão de preços dos mercados americano e europeu sobre os preços de exportações de manga do Brasil, empregou-se o modelo de vetor autorregressivo e o teste de Causalidade de Granger.

Por se tratar de produto agrícola, o efeito sazonalidade pode gerar perturbações não sistemáticas nas séries, assim a dessazonalização procura limpar esses fatores, permitindo-se, que se tenha uma noção mais precisa da tendência que elas seguem (BUENO, 2011). O modelo tradicional de média móvel admite que o processo é fruto de quatro fatores:

$$y_t = C_t \times S_t \times T_t \times U_t \quad (1)$$

em que C_t é um componente de ciclo de longo prazo; S_t é um componente sazonal; T_t é um componente de tendência; U_t é um componente irregular. A técnica tem como objetivo estimar S_t anulando assim esse termo de y_t para fins da melhoria da previsão. Portanto, a média móvel da série y_t é calculada da seguinte maneira:

$$x_t = \frac{0,5y_{t+2} + y_{t+1} + y_t + y_{t-1} + 0,5y_{t-2}}{4} \quad (2)$$

Esse filtro eliminará a sazonalidade da série e o componente irregular, tornando:

$$x_t = C_t \times T_t \quad (3)$$

Antes de estimar o modelo, faz-se necessária a utilização de testes de raiz unitária. Foram usados testes de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979), sem quebra estrutural, e o teste de Zivot e Andrews (1992) com quebra estrutural.

3.1 - Teste de Raiz Unitária

Segundo Silva et al. (2011), a confiabilidade em um estudo de dados temporais está na estacionariedade dos dados. Uma série é considerada estacionária se sua média e sua variância forem constantes ao longo do tempo e o valor da sua covariância depender apenas da distância ou defasagem entre os dois períodos, satisfazendo as seguintes propriedades:

$$\text{Média: } E(Y_t) = \mu$$

$$\text{Variância: } \text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$$

$$\text{Covariância: } \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad (4)$$

O teste DF-GLS é considerado uma versão modificada do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e foi desenvolvido por Elliot, Rothenberg e Stock (1996) possuindo uma diferença: este tem uma alteração na série por meio de uma regressão por Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), antes de executar o teste ADF. Com relação à primeira hipótese alternativa, o teste DF-GLS é realizado inicialmente estimando o intercepto e a tendência via MQG, incluindo novas variáveis \tilde{y}_t , x_t e z_t em que:

$$\begin{aligned} \tilde{y}_t &= \begin{cases} y_t & \text{se } t = 1 \\ y_t - ay_{t-q} & \text{se } t > 1 \end{cases} \\ x_t &= \begin{cases} 1 & \text{se } t = 1 \\ 1 - a & \text{se } t > 1 \end{cases} \\ z_t &= \begin{cases} 1 & \text{se } t = 1 \\ t - a(t-1) & \text{se } t > 1 \end{cases} \end{aligned} \quad (5)$$

é estimado em seguida, uma regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO):

$$\tilde{y}_t = \delta_0 x_t + \delta_1 z_t + \varepsilon \quad (6)$$

δ_0, δ_1 são estimadores usados com a finalidade de tirar a tendência dos dados, gerando assim uma nova série y_t^* . Em seguida, é estimado um ADF na variável transformada:

$$\Delta y_t^* = a + \beta y_{t-1}^* + \sum_{j=1}^k \xi_j \Delta y_{t-j}^* + \varepsilon_t \quad (7)$$

3.1.2 - Teste Zivot-Andrews

Quando há quebras estruturais, as várias estatísticas de teste Dickey-Fuller, PP e KPSS estão inclinadas para a não rejeição de uma raiz unitária (ENDERS, 2010). Como o teste anterior não detecta a quebra estrutural, Zivot e Andrews (1992) ampliaram o teste para que essa deficiência seja suprida. A primeira equação parte do princípio de que a hipótese da quebra estrutural muda apenas o nível da série, portanto, o teste é baseado na seguinte equação:

$$\Delta x_t = \alpha + \delta + \theta' DU_t(\hat{\lambda}) + \beta T_t + \beta x_{t-1} + \sum_{j=1}^p \psi_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (8)$$

se houver mudança na inclinação da série, porém, sem mudança no nível, a equação tomará a seguinte forma:

$$\Delta x_t = \alpha + \beta T_t + \theta' DT_t * (\hat{\lambda}) + \beta x_{t-1} + \sum_{j=1}^p \psi_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Por fim, se houver mudança no nível e na inclinação, no mesmo instante de tempo:

$$\Delta x_t = \alpha + \beta T_t + \theta' DU_t(\hat{\lambda}) + \phi' DT_t * (\hat{\lambda}) + \beta x_{t-1} + \sum_{j=1}^p \psi_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Onde: t = tendência determinista que assume os valores 1, 2, 3, 4,...; $DU_t(\hat{\lambda})$ = mudanças no nível ($DU_t = 1$ se $t > \lambda T$ e 0 caso contrário); $DT_t * =$ mudança na inclinação da tendência ($DT_t * = t - \lambda T$ se $t > \lambda T$, 0 caso contrário).

3.2 - Modelo Vetorial Autorregressivo (VAR) e Teste de Causalidade de Granger

Modelo vetorial autorregressivo (VAR) pode ser considerado um sistema de equações estimado que apresenta o mesmo conjunto de variáveis explicativas para todos os componentes da equação. É possível, então, demonstrar que a estimação de um vetor, autorregressivo nestes moldes será igual a uma estimação por MQO de cada equação individualmente. Portanto, em todos os testes de especificação e estabilidade aplicam-se em cada equação do sistema.

Desta forma, um VAR é um sistema de equações em que cada uma das variáveis que compõem o sistema é função dos valores das demais variáveis no presente, dos seus valores e dos valores das demais variáveis defasadas no tempo, mais o erro (ruído branco). As variáveis nestes modelos, geralmente, são tratadas como endógenas, de forma que cada uma das variáveis é explicada pelo seu valor defasado (excedido) e explicadas, também, pelos valores defasados das outras variáveis que compõem o modelo. Para um VAR de ordem p , VAR (p), sem variáveis exógenas, é possível expressar algebricamente da seguinte forma:

$$y_t = v + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + u_t \quad (11)$$

onde y_t é um vetor de variáveis - uma matriz $n \times 1$ - que definirá as restrições contemporâneas entre as variáveis do vetor; v é um vetor $n \times 1$ de parâmetros; $\sum A_i$ são matrizes $n \times n$ de parâmetros; e u_t é um resíduo ruído branco.

Considere então, um VAR com um lag, VAR(1)

$$\begin{aligned} y_t &= v + A_1 y_{t-1} + u_t \\ y_t &= v + A_1 L y_t + u_t \\ y_t - A_1 L y_t &= v + u_t \\ [I - A_1 L] &= 0 \end{aligned} \quad (12)$$

As raízes do polinômio devem ser > 1 em seu valor absoluto.

O teste de causalidade de Granger, desenvolvido por Clive Granger, tem como finalidade mostrar que uma previsão não pode causar o presente nem o passado. A estimação do teste de causalidade de Granger é feita da seguinte forma:

$$x = \sum_{i=1}^n \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j x_{t-j} + u_{1t} \quad (13)$$

$$y = \sum_{i=1}^n \lambda_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j x_{t-j} + u_{2t} \quad (14)$$

Admitindo-se que os resíduos u_{1t} e u_{2t} não apresentem correlação.

3.3 - Função Resposta de Impulso

Como não é impossível identificar todos os parâmetros contidos na forma estrutural, pois o modelo VAR não permite fazer esta identificação, é necessário então impor restrições adicionais (BUENO, 2011). A resposta ao impulso age de maneira tal que mostra como um choque em qualquer uma das variáveis é capaz de se filtrar através do modelo, com isso, afeta todas as demais variáveis endógenas.

Desta forma, o modelo ficará:

$$\begin{aligned} y_t &= b_{10} + b_{11}y_{t-1} + b_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt}; \\ z_t &= b_{20} - a_{21}y_t + b_{21}y_{t-1} + b_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \end{aligned} \quad (15)$$

Esta restrição tem importância, pois vai tornar os parâmetros estruturais identificáveis, como observado no exemplo bivariado a seguir:

$$\begin{aligned} A^{-1} \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \rightarrow \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \\ \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -1_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} &+ \\ \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{12} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y & 0 \\ 0 & \sigma_z \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} & \end{aligned} \quad (16)$$

Essas três equações combinadas com as demais estimativas identificam o modelo. Portanto, essas três equações mais as equações a seguir identificarão os parâmetros estruturais do modelo:

$$\begin{aligned} \phi_{10} &= b_{10}; \\ \phi_{11} &= b_{11}; \\ \phi_{21} &= -a_{21}b_{11} + b_{21}; \\ \phi_{20} &= b_{20} - b_{10}a_{21}; \\ \phi_{12} &= b_{12}; \\ \phi_{22} &= -a_{21}b_{12} + b_{22}. \end{aligned} \quad (17)$$

A decomposição dos resíduos é triangular e é chamada de Decomposição de Choleski. Segundo Bueno (2011), essa metodologia proposta por Sims (1972) é generalizada para um vetor com n variáveis endógenas. A identificação exata requer que a imposição seja $\frac{n^2-n}{2}$ restrições e seja colocado sobre a relação entre os resíduos da regressão e as inovações estruturais.

Desta forma, a ordem das restrições está sujeita à ordenação das variáveis, ou seja, a ordem das variáveis define a forma das restrições, de modo que as diferentes ordenações que possam surgir irão gerar diferentes restrições. Desta maneira, como exemplo, tem-se um VAR (1) bivariado:

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_1^i e_{t-i} =$$

$$\bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\Phi_1^i}{1-a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \varepsilon_{yt-i} \\ \sigma_z \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix}, \quad (18)$$

em que $\bar{X} \equiv (I - \Phi_1)^{-1} \Phi_0$ é a média de longo prazo. Com a definição da matriz, tem-se:

$$\Psi_i = \frac{\Phi_1^i}{1-a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -1_{21} & 1 \end{bmatrix}. \quad (19)$$

Desse modo:

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i B_{\varepsilon t-i} =$$

$$\bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \psi_{i,11} & \psi_{i,12} \\ \psi_{i,21} & \psi_{i,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \varepsilon_{yt-i} \\ \sigma_z \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix}. \quad (20)$$

3.4 - Decomposição da Variância

A Decomposição da Variância é outra alternativa para análise dos resultados do modelo. Sendo assim, é "uma forma de dizer que porcentagem da variância do erro de previsão decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte da previsão" (BUENO, 2011, p. 219). Em geral:

$$X_{t+h} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i \varepsilon_{t+h-i}. \quad (21)$$

Cálculo do erro de previsão:

$$X_{t+h} - E_t(X_{t+h}) = \sum_{i=0}^{h-1} \Psi_i \varepsilon_{t+h-i}. \quad (22)$$

Focando na sequência, ou seja, detalhando apenas Y_{t+h} :

$$y_{t+h} - E_t(Y_{t+h}) = \psi_{0,11} \varepsilon_{yt+h} + \psi_{1,11} \varepsilon_{yt+h-1} + \psi_{h-1,11} \varepsilon_{yt+1} + \psi_{0,12} \varepsilon_{zt+h} + \psi_{1,12} \varepsilon_{zt+h-1} + \psi_{h-1,12} \varepsilon_{zt+1}. \quad (23)$$

Em seguida, é possível decompor a variância do erro de previsão em seus diversos elementos. É feita a decomposição da variância em dois pedaços - no caso do modelo bivariado - e cada período é dividido por $\sigma_y^2(h)$:

$$1 = \frac{\sigma_y^2(\psi_{0,11}^2 + \psi_{1,11}^2 + \dots + \psi_{h-1,11}^2)}{\sigma_y^2(h)} + \frac{\sigma_z^2(\psi_{0,12}^2 + \psi_{1,12}^2 + \dots + \psi_{h-1,12}^2)}{\sigma_y^2(h)} \quad (24)$$

Com isso,

a decomposição da variância dos erros de previsão nos diz a proporção dos movimentos em uma sequência devido aos seus "próprios" choques contra choques na outra variável (ENDERS, 2010, p. 314).

As variáveis utilizadas no estudo são os preços do mercado interno brasileiro, e os preços de exportação para o mercado externo - Estados Unidos e União Europeia. Os preços do mercado interno foram obtidos no site do SEAGRI-BA (BAHIA, 2013), os preços de exportação da manga para a União Europeia e para os Estados Unidos foram obtidos no site do Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (AliceWeb) (MDIC, 2014). Estes preços estão em dólar e foram calculados trimestralmente entre os anos de 2003 até o segundo trimestre de 2013. Do total, 73,7% são exportados para o mercado europeu, enquanto 24,7% são exportados para o mercado americano. Os preços não correspondem às exportações totais do Brasil. Porém, o Vale do São Francisco exporta aproximadamente 85% da manga do Brasil (SOUZA et al., 2016).

4 - ANÁLISES DOS RESULTADOS

4.1 - Análises dos Preços da Manga nos Mercados Interno e Externo

Ao longo dos anos estudados, as variações dos preços no mercado interno mostraram-se menores do que as variações dos preços de exportação praticada nos Estados Unidos e na União Europeia, fazendo com que a produção seja direcionada para mercados que apresentem preços mais atrativos, direcionando a manga para os outros mercados analisados – europeu e americano. Além disso, as flutuações do preço interno são maiores do que as flutuações no mercado externo – preços das exportações – porém, eles seguem um caminho semelhante apresentando uma tendência similar (Figura 4).

Em seguida, analisou-se a estacionariedade das séries de preços utilizando-se de testes de raiz unitária com quebra estrutural e testes sem quebra estrutural. Os resultados presentes nas tabelas 1 e 2 demonstram que para as três séries de preços, o valor calculado em módulo, é maior do que o valor crítico do teste, considerando a significância estatística de 5%. As variáveis apresentam rejeição da hipótese nula em que ambas são estacionárias.

Da mesma forma, os resultados são encontrados na tabela 2, agora com quebra estrutural, em que as três variáveis apresentam rejeição da hipótese nula, sendo o valor calculado em módulo, maior do que o valor crítico do teste, considerando a significância estatística de 5%.

De acordo com os testes, que apresentaram a não existência de raiz unitária, assumiu-se que as séries são integradas de ordem zero, devendo-se, assim, realizar a estimação de um modelo VAR. Portanto, a próxima etapa deste trabalho é definir o número de lags do VAR, que pode ser determinado através dos critérios de Hannan-Quinn, Akaike e Schwarz, onde o * indica a defasagem ótima.

A tabela 3 mostra que a sequência modificada de LR ao nível de 5%, minimização dos erros de Predição Final, o critério de Akaike e o critério de

Hannan-Quinn apontam para 2 defasagens, enquanto apenas o critério de Schwarz aponta para nenhuma defasagem. Optou-se então pela primeira norma, uma vez que a maioria dos critérios, de acordo com os resultados obtidos, apontou para 2 defasagens.

O próximo passo da pesquisa é a estimação do VAR. A análise do VAR exposto na tabela 4 permite concluir se há influência do preço de um mercado sobre o outro com até dois períodos anteriores (duas defasagens). A princípio percebe-se que a variável correspondente ao mercado interno demonstrou sofrer influência do mercado americano, dado a significância dos valores na segunda defasagem, desta forma, constata-se que o retorno do preço de exportação da manga sofre influência positiva do mercado americano com dois períodos de defasagem.

Já o mercado americano não sofre influência dos mercados analisados, tendo em vista que os valores não apresentaram significância. O mercado americano apresentou sofrer influência de si próprio na segunda defasagem. Em relação ao mercado europeu, este, assim como o americano, não sofre influência dos demais mercados, uma vez que os valores não apresentam nenhuma significância. O mercado da União Europeia, assim como o americano, também sofre influência apenas de si próprio.

Baseado nos dados da tabela 4, a variável que apresenta significância na explicação do comportamento dos preços do mercado interno brasileiro é a variável $EUA_SA(-2)$. Para o preço de exportação dos Estados Unidos, e União Europeia, apenas valores dos próprios mercados foram significativos, são eles: de $EUA_SA(-2)$ com defasagem de 2 lags e o preço de $UE_SA(-1)$.

A tabela 5 mostra os resultados do teste de Causalidade de Granger, teste realizado após as estimações do modelo VAR.

De acordo com os dados da tabela 5, o valor de probabilidade indica a rejeição da hipótese nula, desta forma, EUA_SA Granger Causa $INTERNO_SA$. Portanto, dizer que EUA_SA Granger Causa $INTERNO_SA$, é dizer que EUA_SA ajuda a

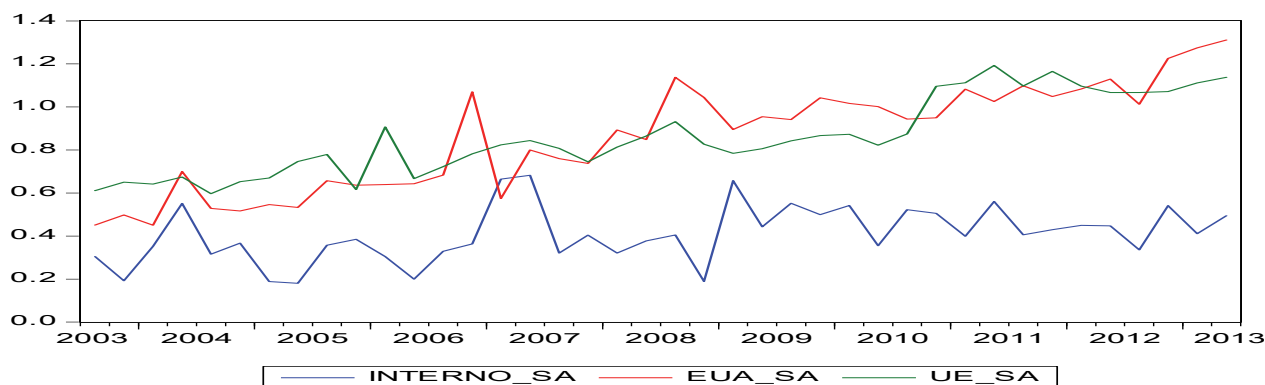


Figura 4 - Comportamento dos Preços da Manga no Mercado Interno, Americano e União Europeia no Período, 2003 a 2013.
Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 1 - Teste de Raiz Unitária Sem Quebra Estrutural para as Três Séries de Preços de Manga, 2003 a 2013

Teste	Mercado	Valor	T crítico	Análise
ADF-GLS	Interno	5.7	3.1	Não tem raiz unitária
	EUA	6.4	3.1	Não tem raiz unitária
	UE	4.3	3.1	Não tem raiz unitária

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 2 - Teste de Raiz Unitária Com Quebra Estrutural para as Três Séries de Preços de Manga, 2003 a 2013

Teste	Mercado	Valor	T crítico	Análise
Zivot Andrews	Interno	6.4	4.9	Não tem raiz unitária
	EUA	7.1	4.9	Não tem raiz unitária
	UE	6.8	4.9	Não tem raiz unitária

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 3 - Resultados do Teste de Defasagens para o VAR nos Preços dos Mercados de Manga, 2003 a 2013

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	60.36486	NA	9.04e-06	-3.100803	-2.970188	-3.054755
1	92.79429	57.84709	2.55e-06	-4.367259	-3.844799*	-4.183067
2	104.8577	19.56229*	2.19e-06*	-4.532849*	-3.618544	-4.210513*
3	110.0423	7.566645	2.76e-06	-4.326608	-3.020459	-3.866129

* Indica o número de lags a ser escolhido.

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 4 - Resultados da Estimação do Modelo VAR nos Preços dos Mercados de Manga, 2003 a 2013

	Preço Brasil_SA	Preço EUA_SA	Preço na UE_SA
INTERNO_SA(-1)	0.009114 (0.15956) [0.05712]	0.098006 (0.16548) [0.59226]	0.029384 (0.11957) [0.24575]
INTERNO_SA(-2)	-0.029433 (0.15744) [-0.18695]	-0.251404 (0.16328) [-1.53972]	-0.032014 (0.11798) [-0.27135]
EUA_SA(-1)	0.043363 (0.15906) [0.27263]	0.279125 (0.16496) [1.69208]	0.027250 (0.11919) [0.22862]
EUA_SA(-2)	0.427818 (0.15546) [2.75188]	0.439644 (0.16123) [2.72677]	0.101547 (0.11650) [0.87163]
UE_SA(-1)	-0.264029 (0.23393) [-1.12865]	0.386216 (0.24261) [1.59189]	0.454806 (0.17531) [2.59435]
UE_SA(-2)	-0.045163 (0.24727) [-0.18265]	-0.001850 (0.25645) [-0.00721]	0.334786 (0.18530) [1.80672]
C	0.294306 (0.11011) [2.67282]	0.003358 (0.11420) [0.02941]	0.090950 (0.08252) [1.10222]

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 5 - Teste de Causalidade de Granger nos Preços dos Mercados de Manga, 2003 a 2013

Hipóteses nulas	Obs	F-Statistic	Prob.
EUA_SA não Granger Causa INTERNO_SA	38	4.99235	0.0128
INTERNO_SA não Granger Causa EUA_SA		1.30988	0.2835
UE_SA não Granger Causa INTERNO_SA	38	1.17301	0.3220
INTERNO_SA não Granger Causa UE_SA		0.15335	0.8584
UE_SA não Granger Causa EUA_SA	38	1.94010	0.1597
EUA_SA não Granger Causa UE_SA		0.68269	0.5122

Fonte: Dados da pesquisa.

prever valores futuros de INTERNO_SA para algum horizonte de tempo.

Diferente da anterior, na segunda linha, há a não rejeição da hipótese nula, uma vez que INTERNO não causa no sentido de Granger EUA_SA, pois a probabilidade indica a não rejeição da hipótese nula.

Levando em consideração agora as variáveis UE_SA e INTERNO_SA, em ambos existe a não rejeição da hipótese nula, ou seja, UE_SA não Granger Causa INTERNO_SA e de acordo com a probabilidade que indica a não rejeição da hipótese nula, então, INTERNO_SA não Granger Causa UE_SA.

Por fim, a análise entre as variáveis UE_SA e EUA_SA, que em ambas a probabilidade indica a não rejeição da hipótese nula, ou seja, UE_SA não Gran-

ger Causa EUA_SA como também, EUA_SA não Granger Causa UE_SA.

Em linhas gerais, no que concerne à análise da manga exportada para os mercados em questão, os preços do mercado interno brasileiro sofrem influência dos Estados Unidos, uma vez que EUA_SA Granger Causa INTERNO_SA, o que corrobora com o VAR estimado, em que este aponta a transmissão de preços entre os dois mercados. Já os preços de exportação para os Estados Unidos e da União Europeia não foram significativos – segundo o modelo VAR estimado – o que confirma o teste de Causalidade de Granger, uma vez que a probabilidade indica a não rejeição da hipótese nula entre os mercados interno, americano e europeu.

4.2 - Análises da Função Impulso Resposta

Esta seção tem como objetivo testar o grau de resposta do preço doméstico a alterações (impulsos) de um desvio padrão de cada um dos preços dos mercados americano e europeu. Na figura 5, as linhas cheias das figuras correspondem a pontos estimados da função de resposta a impulso de cada ação dos demais mercados. Já as linhas pontilhadas representam uma faixa de duas unidades de desvio-padrão para mais ou para menos, representando o intervalo de confiança da função impulso resposta. Se a linha cheia toca o eixo horizontal, o efeito dos demais mercados naquele período de tempo correspondente é considerado neutro ou insignificante.

A figura 5 mostra na primeira linha, que o mercado interno pode reagir a impulsos provenientes dos mercados americano e europeu. Desta forma, ao aumentarem os preços no mercado americano, o preço do mercado interno responderá também com um aumento e seguirá estabilizando-se apenas a partir do nono período. Um choque no mercado americano repercute positivamente no mercado interno, ou seja, o aumento dos preços do mercado americano impacta no aumento de preços do mercado interno. Diferente do mercado europeu, que segue instável a partir já do terceiro trimestre, apresentando uma pequena variação negativa do primeiro para o segundo trimestre, o que quer dizer que, se os preços da União Europeia sofrerem uma leve queda, o mercado interno responderá com uma leve queda e se mantém instável logo em seguida, a partir já do terceiro período, portanto, há tímida resposta do mercado interno para o mercado europeu.

A segunda linha mostra a reação do mercado americano a impulsos derivados dos demais mercados analisados. O mercado americano apresenta uma resposta a choques providos do mercado interno de forma menos intensa, uma vez que, segundo o VAR estimado, é o mercado americano que influencia o interno e não o contrário. A segunda linha da figura reforça a estimação do VAR, sendo assim, as variações no mercado interno pouco são res-

pondidas pelo mercado americano, uma vez que a linha azul toca o eixo horizontal fazendo com que esse efeito seja então insignificante. Diferente da resposta aos impulsos providos do mercado interno, o mercado americano responde positivamente às alterações do mercado europeu. De acordo com a figura, a resposta é positiva, porém, em um curto intervalo de tempo, estabilizando-se já a partir do quarto trimestre.

A terceira linha mostra a reação do mercado europeu a impulsos derivados dos mercados interno e americano. A princípio, a figura mostra a resposta do mercado europeu a impulsos providos do mercado interno. É notório que é praticamente nula a interação entre ambos os mercados, pois já a partir do segundo trimestre o eixo horizontal é interceptado e esse movimento segue instável, ou seja, a resposta do mercado europeu a alterações no mercado interno é praticamente nula. Já a resposta do mercado europeu ao mercado americano é bastante similar ao seu interno – resposta do americano ao europeu – uma vez que, de acordo com a figura, a resposta também é positiva e, da mesma forma, em um curto intervalo de tempo, estabiliza-se já a partir do terceiro trimestre.

4.3 - Análises da Decomposição da Variância

Esta seção versará sobre a decomposição da variância de preços dos mercados relacionados na análise, desta forma, o quanto uma alteração nos preços – ou na variação de preços – do mercado americano em um trimestre t_1 pode explicar em porcentagem a alteração dos preços – ou da variação dos preços – do outro mercado no período seguinte, o trimestre t_2 , ou seja, o teste demonstra a influência de uma variável sobre outra.

A tabela 6 apresenta a decomposição da variância do mercado interno, sendo assim, as maiores variações percentuais nos preços do mercado interno são explicadas pelas variações do próprio mercado interno, seguidos dos preços do mercado americano, desta forma, uma alteração na variação de preços do

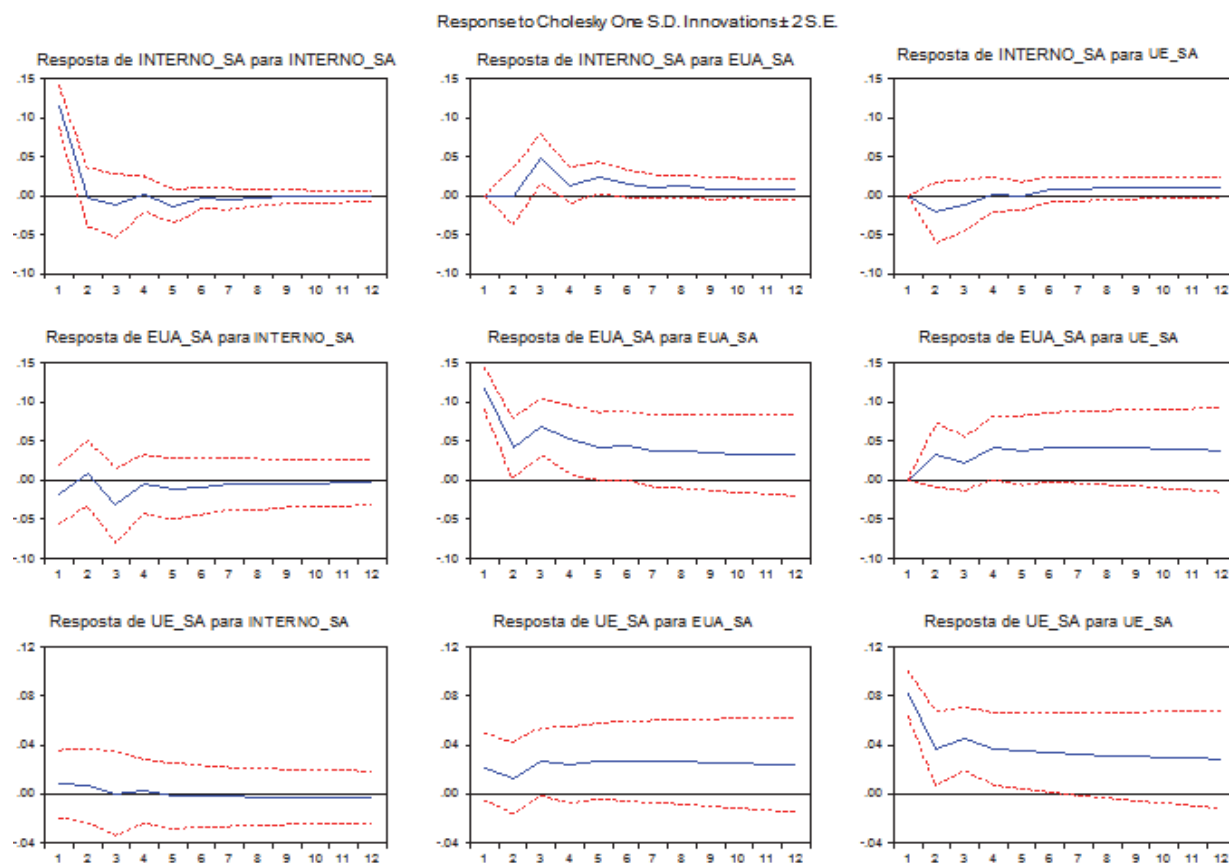


Figura 5 - Funções Respostas a Impulsos nos Preços de Exportação da Manga, 2003 a 2013.
Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 6 - Decomposição da Variância do Mercado Interno da Manga, 2003 a 2013

Período	S.E.	INTERNO_SA	EUA_SA	UE_SA
1	0.114120	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.116188	96.49709	0.003365	3.499542
3	0.126742	82.13461	13.96370	3.901696
4	0.127479	81.21500	14.91408	3.870912
5	0.130218	78.99909	17.28880	3.712115
6	0.131449	77.56692	18.39782	4.035255
7	0.132245	76.74364	18.92312	4.333239
8	0.133152	75.75310	19.45718	4.789721
9	0.133853	74.97149	19.72368	5.304831
10	0.134538	74.22613	19.98575	5.788119
11	0.135180	73.52809	20.19429	6.277625
12	0.135772	72.89250	20.37705	6.730450

Fonte: Dados da pesquisa.

mercado americano no terceiro trimestre, por exemplo, explicam em 13,9% das alterações na variação de preços do mercado interno já no décimo período, na terceira equação, os preços internos chegam a ser explicados por 19,9% das alterações do mercado americano, conforme a tabela explícita. Depois de 3 anos, 20% da variação dos preços do mercado interno é explicado pela variação dos preços do mercado americano. O mercado europeu muito pouco explica as variações no mercado interno.

Já as variações percentuais nos preços do mercado americano são explicadas pelas variações dos preços do mercado europeu e por si próprio (tabela 7), que demonstra a decomposição da variância do mercado americano; uma alteração na variação de preços do mercado europeu explica 6,3% das alterações do mercado americano no terceiro período, chegando a explicar quase 30% das variações no décimo período.

Depois do período estipulado, ou seja, depois de 12 trimestres, ou 3 anos, as variações dos preços do mercado europeu explicam aproximadamente 31% da variação dos preços do mercado americano. As variações de preços do mercado interno pouco explicam as variações do mercado americano.

Em relação ao mercado europeu, as variações de preços deste mercado são explicadas pelas variações de preços do mercado americano e por si próprio, assim, de acordo com a tabela 8, que demonstra a decomposição da variância do mercado da união europeia, uma alteração na variação de preços do mercado americano no primeiro período pode explicar em 6,4% da alteração da variação dos preços do mercado europeu no período seguinte e assim sucessivamente, chegando a explicar quase 25% das variações no décimo período. No final do período, ao décimo segundo trimestre, 26% da variação dos preços do mercado europeu é explicado pela variação dos preços do mercado americano. Diferentemente do mercado interno, que pouco explica as variações nos preços do mercado europeu.

Em linhas gerais, o mercado interno pouco explica as variações de preços dos mercados americano e europeu, agindo assim como tomador de pre-

ços, já as variações de preços dos mercados interno e europeu são explicadas pelas variações de preços do mercado americano, o que faz com que o mercado americano esteja agindo como formador de preços.

5 - CONSIDERAÇÕES FINAIS

Levando-se em consideração a grande necessidade de diversificar e melhorar a alimentação, as pessoas estão tentando mudar seus hábitos alimentares, fazendo um maior uso de frutas na tentativa de uma alimentação mais saudável e balanceada. Paralelo a essa necessidade, a produção das frutas vem aumentando e, conseqüentemente, a exportação por parte dos países produtores também apresenta aumentos consideráveis.

Com o aumento da cultura nem sempre o mercado interno do país produtor consegue absorver a produção, restando assim à opção por exportar, como também, nem sempre o mercado interno apresenta valores mais atrativos para os produtores, desta forma, a exportação passa a ser a opção tomada pelos produtores.

De acordo com a estimativa utilizada, o mercado americano influencia o mercado interno, uma vez que os valores do teste deram significativos, ou seja, o preço interno tem absorvido cada vez mais o impacto das oscilações do mercado internacional, afetando as expectativas de produção e comercialização dos produtores. A estimativa é corroborada pelo teste de Casualidade de Granger, em que o mesmo aponta existir causalidade entre os mercados interno e americano.

O teste de impulso resposta e decomposição da variância confirmam os resultados, mostrando que o mercado interno pouco explica as variações nos preços dos mercados americano e europeu, agindo assim como tomador de preços, de forma contrária, as variações de preços do mercado interno e europeu são explicadas pelas variações de preços do mercado americano, que faz com que este seja formador de preços.

Baseado no exposto é possível identificar a ne-

Tabela 7 - Decomposição da Variância do Mercado Americano da Manga, 2003 a 2013

Período	S.E.	INTERNO_SA	EUA_SA	UE_SA
1	0.118355	2.416043	97.58396	0.000000
2	0.129561	2.512235	91.46568	6.022082
3	0.151148	6.307974	87.32730	6.364727
4	0.165157	5.398242	83.00544	11.59631
5	0.175229	5.216009	79.70690	15.07710
6	0.185660	4.845030	76.58576	18.56921
7	0.194126	4.488431	73.72984	21.78173
8	0.202023	4.220867	71.43213	24.34700
9	0.209216	3.968536	69.41716	26.61430
10	0.215745	3.764013	67.73400	28.50198
11	0.221809	3.587237	66.30409	30.10868
12	0.227388	3.435029	65.07148	31.49349

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 8 - Decomposição da Variância do Mercado Europeu da Manga, 2003 a 2013

Período	S.E.	INTERNO_SA	EUA_SA	UE_SA
1	0.085520	0.867100	6.471141	92.66176
2	0.094490	1.179683	7.217027	91.60329
3	0.107813	0.906837	11.45060	87.64256
4	0.116462	0.807607	13.96276	85.22963
5	0.124686	0.727822	16.78078	82.49140
6	0.131927	0.663783	19.10670	80.22951
7	0.138447	0.631444	20.98871	78.37984
8	0.144420	0.612493	22.59873	76.78877
9	0.149866	0.597407	23.89555	75.50705
10	0.154869	0.588368	24.98821	74.42342
11	0.159481	0.580284	25.90435	73.51536
12	0.163739	0.573872	26.68168	72.74445

Fonte: Dados da pesquisa.

cessidade da melhoria tecnológica e da competitividade dos produtores brasileiros, para que possam fazer frente ao mercado internacional, na intenção de que o mercado interno possa passar de tomador de preços, para formador de preços, sendo então o líder na cadeia de produção da fruta evitando assim a absorção de impactos provindos de outros mercados

tanto produtores como consumidores.

Este esforço já aparenta estar sendo feito, tendo em vista estudos sobre o *market share* da manga, no entanto, em trabalhos futuros será possível analisar se essas alterações realmente surtirão efeitos, ou se o cenário de tomador de preços tem sequência para a manga produzida no Brasil.

LITERATURA CITADA

- ADAMI, A. C. O.; MIRANDA, S. H. G. Transmissão de preços e cointegração no mercado brasileiro de arroz. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 49, n. 1, p. 55-80, jan./mar. 2011.
- ALMEIDA, C. O.; SOUZA, J. S.; PEREIRA, L. M. N. R. J. Tendências no mercado internacional da manga. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 32, n. 1, p.112-120, jan./mar. 2001.
- ARAÚJO, D. O.; MORAES, J. A. A.; CARVALHO, J. L. M. Fatores determinantes na mudança do padrão de produção e consumo da manga no mercado nacional. **Revista em Agronegócio e Meio Ambiente**, Maringá, v. 10, p. 51-73, maio 2017. (Edição Especial).
- ARAÚJO, J. L. P.; GARCIA, J. L. L. A study of the mango market in the European Union. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 43, n. 2, p. 281-296, abr./jun. 2012.
- BAHIA (Estado). Secretaria da agricultura, irrigação e reforma agrária - SEAGRI. **Cotação agrícola**. Bahia: Seagri, 2013. Disponível em: <http://www.seagri.ba.gov.br/estat_ba.asp>. Acesso em: 13 ago. 2013.
- BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning Edições Ltda, 2011. 360 p.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimator for Autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, United States, Vol. 74, Issue 366, pp. 427-431, June 1979.
- ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient test for an autoregressive unit root. **Econometrica**, United States, Vol. 64, Issue 4, pp. 813-836, July 1996.
- ENDERS, W. **Applied econometric times series**. 3. ed. New York: John Wiley and Sons, 2010. 544 p.
- FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED - FAO. **Banco de dados**. Roma: FAO, 2014. Disponível em: <<http://www.fao.org>>. Acesso em: out. 2014.
- FRASCAROLI, B. F.; SILVA FILHO, O. C.; MAIA, S. F. **Transmissão de preços no mercado internacional da soja: uma análise pelos modelos VAR e ARMAX**. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA ANPEC, 33., 2005, Natal. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPEC, 2005. p. 1-19.
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relationship by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, United States, Vol. 37, Issue 3, pp. 424-439, July 1969.
- INTERNATIONAL TRADE CENTER - ITC. **Export factsheet EOWAS: mangoes**. Geneva: ITC, 2011. 31 p.
- _____. **Trade Map**. Market analysis tools account. Geneva: ITC, 2015. Disponível em: <<http://www.trademap.org/AdvanceProductSeacher.aspx>>. Acesso em: 9 abr. 2015.
- MAYORGA, R. O. et al. Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Rio de Janeiro, v. 45, n. 3, p. 675-704, jul./set. 2007.
- MINISTÉRIO DE DESENVOLVIMENTO E COMÉRCIO EXTERIOR - MDIC. **Aliceweb**. Brasília: MDIC, 2014. Disponível em: <<http://www.aliceweb.desenvolvimento.gov.br>>. Acesso em: 18 ago. 2014.
- MORAES, M. **Prêmio de exportação de soja brasileira**. 2002. 90 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2002.
- SILVA, J. S. et al. Análise do comportamento dos preços de manga exportada do Brasil: análise no domínio do tempo. In: SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 6., 2011, Petrolina. **Anais...** Pernambuco: SOBER Nordeste, 2011. 18 p. (CD-ROM).
- SIMS, C. A. Money, income, and causality. **American Economic**, United States, Vol. 62, Issue 4, pp. 540-552, Sept. 1972.
- SOUZA, S. F. et al. Mecanismos de transmissão de preços: uma análise sobre as exportações brasileiras de manga. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 53., 2015, João Pessoa. **Anais...** João Pessoa: SOBER, 2015. p. 1-20.
- _____. et al. Competitividade e parcela de mercado das exportações brasileiras de manga: uma análise do modelo Constant Market Share. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 47, p. 39-48, jan./mar. 2016.
- TIMMER, C. P. Causes of high food prices. **Asian Development Bank**, Philippines, Issue 128, pp. 1-51, Oct. 2008.
- ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. **Journal of Business and Economic Statistics**, United States, Vol. 10, Issue 3, pp. 251-270, July 1992.

Recebido em 14/05/2017. Liberado para publicação em 21/08/2018.

Recebido em 14/05/2017. Liberado para publicação em 21/08/2018

