



---

## **TRANSMISSÃO DE PREÇOS DA MANGA BRASILEIRA ENTRE OS MERCADOS INTERNO, AMERICANO E EUROPEU**

### **TRANSMISSION OF PRICES OF THE BRAZILIAN MANGO BETWEEN THE INTERNAL, AMERICAN AND EUROPEAN MARKETS**

**Severino Félix de Souza**  
Doutorando em Economia pela UFPA  
severinofelix@hotmail.com

**Alan Francisco Carvalho Pereira**  
Professor Assistente A – Universidade Federal do Vale do São Francisco  
alan.francisco@univasf.edu.br

**João Ricardo Ferreira de Lima**  
Pesquisador A – Embrapa Semiárido  
joao.lima@facape.br

**Armando Lírio de Souza**  
Doutor em Desenvolvimento Rural. Professor do programa de pós-graduação em  
Economia da UFPA.  
lirio@ufpa.br

**Grupo de Pesquisa: Mercados Agrícolas e Comércio Exterior**

#### **RESUMO**

O Vale do São Francisco, ao longo dos anos, apresenta destaque como principal região produtora de frutas do país, especialmente de manga. A fruta, produzida nessa região, vem alcançado boa inserção internacional, principalmente, nos mercados europeu e americano. 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 do estudo é analisar a relação de transmissão dos preços de exportação da manga, com os preços do mercado americano e da União Europeia, no período entre 2003 a 2017. Para tal objetivo, empregou-se, na metodologia, o modelo vetorial autoregressivo, com finalidade de constatar os mecanismos de transmissão de preços e os impactos gerados por meio da função impulso resposta. Os dados utilizados foram obtidos no Ministério de Desenvolvimento e Comércio Exterior - MIDIC e do SEAGRI-BA (Secretaria da agricultura, irrigação e reforma agrária). Entre os resultados encontrados, constatou-se que os preços dos mercados interno e americano sofrem influência dos preços do mercado europeu, fazendo com que este mercado tenha comportamento de líder na cadeia, e as variações nos seus preços sejam transmitidas aos demais.

***Palavras-Chave:** Exportação, Transmissão de preços, Mangas.*



---

## ABSTRACT

The Vale do São Francisco, over the years, stands out as the main region producing fruit in the country, especially mango. The fruit, produced in this region, has achieved a good international insertion, mainly in the European and American markets. The domestic price has increasingly absorbed the impact of the international market oscillations affecting producers' production and marketing expectations. The objective of the study is to analyze the transmission ratio of the export prices of mango, with the prices of the American market and of the European Union, between 2003 and 2017. For this purpose, the autoregressive vector model was used in the methodology, in order to verify the mechanisms of transmission of prices and the impacts generated by the impulse response function. The data used were obtained from the Ministério de Desenvolvimento e Comércio Exterior - MIDIC and SEAGRI-BA (Secretaria da agricultura, irrigação e reforma agrária). Among the results found, domestic and US market prices are influenced by European market prices, leading to this market leading the chain, and changes in their prices are transmitted to the others.

*Keywords: Export, Prices Transmission, Mangoes.*

## 1 Introdução

A demanda mundial de frutas vem crescendo rapidamente nos últimos anos, e a manga tem se destacado como uma das principais frutas consumidas pela população a qual busca novos hábitos alimentares no consumo de frutas. De acordo o *Report do Internacional Trade Center* (2011) a demanda mundial por manga cresceu acima de nove por cento, 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 (2012), Índia, China, Quênia, Tailândia, Indonésia, Paquistão, México, Brasil, Nigéria, Bangladesh representavam os dez principais países produtores de manga do mundo. Por outro lado, dados do *Trade Map* (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 a região responsável pela 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 *et al.*, 2001).

O consumo da manga se dá, em maioria, de forma não processada, ou seja, a fruta fresca. No entanto, ela também é consumida de formas processadas, tais como: suco e geleias. Essas



formas de consumo estão presentes, principalmente, nos países desenvolvidos - que são os principais importadores da manga na forma fresca – onde a tecnologia e o desenvolvimento de processamento são mais favoráveis. Entre os países importadores, os Estados Unidos, Holanda e a China contabilizam cerca de 49% das importações mundiais.

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*. Entretanto, os produtores cada vez mais têm procurado produzir a manga de forma orgânica devido às considerações dos consumidores pela alimentação saudável e pela preocupação ambiental. 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.

Nos últimos anos, vários estudos têm procurado analisar os mecanismos de transmissão de preços. Por exemplo, 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 estes utilizavam em sua maioria, uma análise de correlação de preços e regressão simples, modelos esses que não consideravam fatores importantes como é o caso da 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 inter-relação 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



esses que fizeram a introdução e 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 preços destes 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, consequentemente, 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.

Diante da importância desses mercados, o presente estudo busca 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 2017.

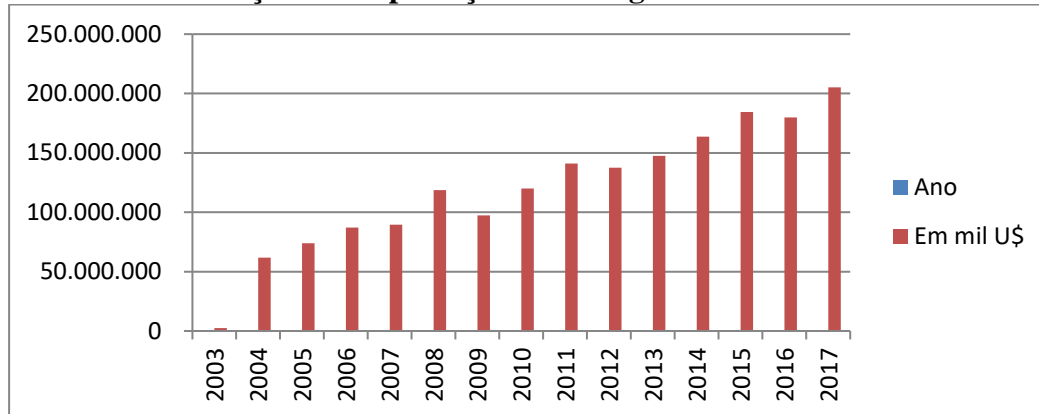
Além da introdução, o trabalho está dividido nas seguintes seções: a segunda faz a evolução das exportações brasileiras de manga; na terceira descreve-se a metodologia utilizada; na quarta seção, analisam-se os resultados; e, na última seção, apresentam-se as considerações finais do estudo.

## **2 Evolução das exportações da manga brasileira**

As exportações brasileiras de manga têm crescido nos últimos anos, principalmente, se comparado a 2003. Essas informações podem ser observadas no Gráfico 1, o qual mostra que o valor exportado em 2017 foi superior a US\$ 205 milhões de dólares, um valor significativo quando se compara ao valor exportado em 2003 que atingiu apenas pouco mais de US\$ 2 milhões de dólares. Esse impulso exportador deve-se em grande parte as exportações para os mercados europeu e americano.



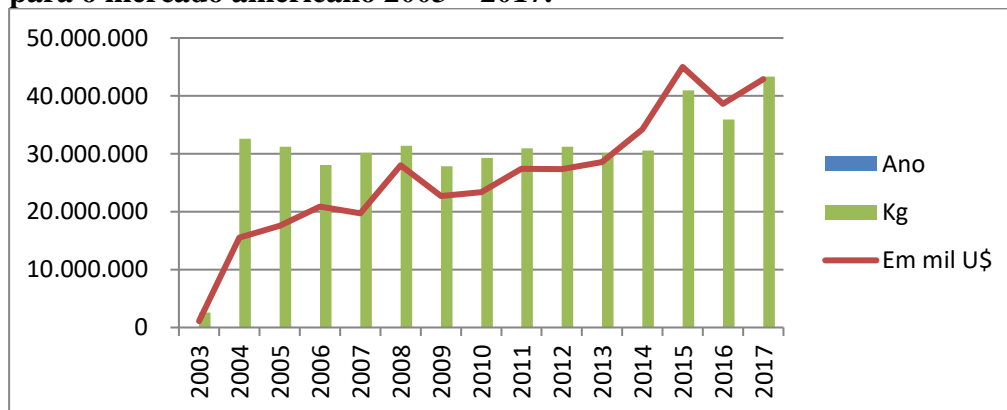
**Gráfico 1 – Evolução das exportações de manga entre 2003 e 2017**



Fonte: MDIC/Aliceweb. Elaboração própria

No Gráfico 2 pode-se observar a evolução das exportações da manga para o mercado americano. É notório o aumento da participação das exportações brasileiras para o mercado americano no período de 2003 a 2017. Até em 2008, no período de pico da crise financeira internacional, iniciada nos Estados Unidos, o mercado americano não deixou de absorver o produto brasileiro, tendo apenas uma leve queda no volume exportado.

**Gráfico 2 - Evolução das exportações de manga do Submédio do Vale do São Francisco para o mercado americano 2003 – 2017.**

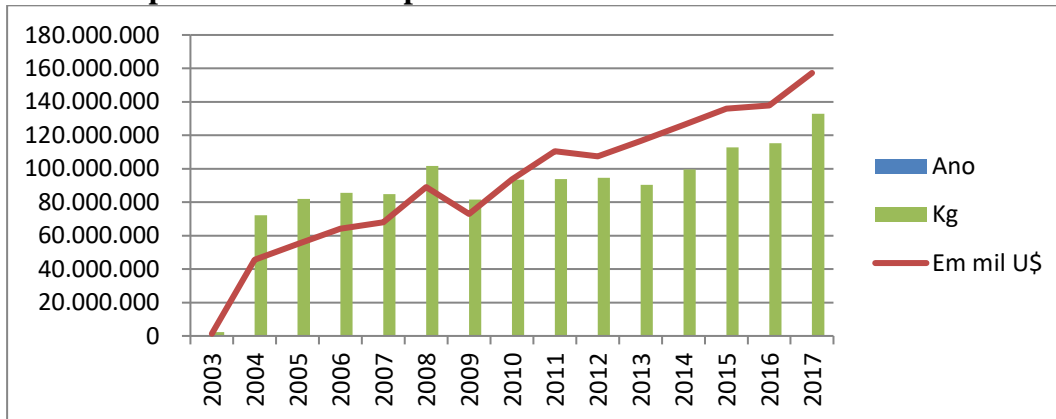


Fonte: MDIC/Aliceweb. Elaboração própria

Em relação à Europa, o início da crise no mercado financeira também promoveu uma leve queda na evolução das exportações brasileiras, porém nada que viesse a interferir demasiadamente na exportação da fruta. Nos anos seguintes, nota-se uma recuperação da inserção do produto brasileiro para esse mercado, conforme pode ser observado no Gráfico 3.



**Gráfico 3 - Evolução das exportações de manga do Submédio do Vale do São Francisco para a União Europeia 2003-2017.**



Fonte: MDIC/Aliceweb. Elaboração própria

De acordo com Souza et al (2016), dentro do mercado europeu, os países que se destacam na importação da manga brasileira são: Holanda, Espanha, Portugal, Reino Unido, França e Alemanha. Segundo dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (BRASIL, 2014), as exportações da manga no ano de 2017 registraram o valor de US\$ 205,1 milhões. Este valor é correspondente a um aumento de aproximadamente 99%, se comparado às exportações de 2003 (US\$ 2,4 milhões).

### 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. Antes de estimar o modelo, faz-se necessária a utilização de testes de raiz unitária. Foram usados testes de raiz unitária, de Dickey-Fuller – GLS (1996) e o teste de Phillips-Perron.

#### 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:



$$\text{Média: } E(Y_t) = \mu$$

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

$$\text{Covariância: } \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad (1)$$

O teste DF-GLS é considerado uma versão modificada do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e foi desenvolvido por Elliot et al., (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:

$$\begin{aligned} \tilde{y}_t &= \begin{cases} y_t & \text{se } t = 1 \\ y_t - ay_{t-q} & \text{se } t > 1 \end{cases} \\ x_t &= \begin{cases} 1 & \text{se } t = 1 \\ 1 - a & \text{se } t > 1 \end{cases} \\ z_t &= \begin{cases} 1 & \text{se } t = 1 \\ t - a(t-1) & \text{se } t > 1 \end{cases} \end{aligned} \quad (2)$$

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

$$\tilde{y}_t = \delta_0 x_t + \delta_1 z_t + \varepsilon \quad (3)$$

$\delta_0, \delta_1$  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

$$\Delta y_t^* = a + \beta y_{t-1}^* + \sum_{j=1}^k \xi_j \Delta y_{t-j}^* + \varepsilon_t \quad (4)$$

### 3.2 Teste Phillips-Perron (PP)



O teste Phillips e Perron (1988) propõe um método alternativo e não paramétrico de controlar a correlação serial ao testar para uma raiz unitária. O método PP estima a equação não aumentada do teste DF, e modifica a relação de modo a que um coeficiente  $\alpha$  de correlação de série não afeta a distribuição assintótica da estatística de teste. O teste PP baseia-se na estatística:

$$\tilde{t}_\alpha = \tilde{t}_\alpha \left( \frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{\frac{1}{2}} - \frac{T(f_0 - \gamma_0)(se(\hat{\alpha}))}{2f_0^2 s} \quad (5)$$

onde  $\hat{\alpha}$  é a estimativa e  $\tilde{t}_\alpha$  a razão de  $\alpha$ ,  $se(\hat{\alpha})$  é o erro padrão do coeficiente e  $s$  é o erro padrão da regressão do teste. Além disso,  $\gamma_0$  é uma estimativa consistente da variância de erro (calculado como  $(T - k) s^2 / T$ ) onde  $k$  é o número de regressores. O termo restante,  $f_0$ , é um estimador do espectro residual na frequência zero.

### 3.3 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:

$$y_t = v + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + u_t \quad (6)$$





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)

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + u_t$$

$$y_t = v + A_1 L y_t + u_t$$

$$y_t - A_1 L y_t = v + u_t$$

$$[I - A_1 L] = 0 \tag{7}$$

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:

$$x = \sum_{i=1}^n \alpha_i y_{t-1} + \sum_{j=1}^n \beta_j x_{t-1} + u_{1t} \tag{8}$$

$$y = \sum_{i=1}^n \lambda_i y_{t-1} + \sum_{j=1}^n \delta_j x_{t-1} + u_{2t} \tag{9}$$

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

### 3.4 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:

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

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

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

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:

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

A decomposição dos resíduos é triangular e é chamada de Decomposição de Choleski. Segundo Bueno (2011), essa metodologia proposta por Sims (1980) 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:

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_1^i e_{t-i} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\Phi_1^i}{1 - a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \varepsilon_{yt-i} \\ \sigma_z \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix}, \quad (13)$$

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

$$\Psi_i = \frac{\Phi_1^i}{1 - a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix}. \quad (14)$$

Desse modo:

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i B_{\varepsilon_{t-i}} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \psi_{i,11} & \psi_{i,12} \\ \psi_{i,21} & \psi_{i,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \varepsilon_{yt-i} \\ \sigma_z \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix}. \quad (15)$$

### 3.5 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, p. 219, 2011). Em geral:

$$X_{t+h} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i \varepsilon_{t+h-i}. \quad (16)$$

Cálculo do erro de previsão:

$$X_{t+h} - E_t(X_{t+h}) = \sum_{i=0}^{h-1} \Psi_i \varepsilon_{t+h-i}. \quad (17)$$



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

$$y_{t+h} - E_t(Y_{t+h}) = \psi_{0,11}\varepsilon_{yt+h} + \psi_{1,11}\varepsilon_{yt+h-1} + \dots + \psi_{h-1,11}\varepsilon_{yt+1} + \psi_{0,12}\varepsilon_{zt+h} + \psi_{1,12}\varepsilon_{zt+h-1} + \dots + \psi_{h-1,12}\varepsilon_{zt+1}. \quad (18)$$

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  $\sigma_y^2(h)$ :

$$1 = \frac{\sigma_y^2(\psi_{0,11}^2 + \psi_{1,11}^2 + \dots + \psi_{h-1,11}^2)}{\sigma_y^2(h)} + \frac{\sigma_z^2(\psi_{0,12}^2 + \psi_{1,12}^2 + \dots + \psi_{h-1,12}^2)}{\sigma_y^2(h)} \quad (19)$$

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, p. 314, 2010).

### 3.6 Teste de Normalidade de Jarque-Bera (JB)

De acordo com Gujarati e Porter (2009), o teste JB calcula a assimetria e a curtose dos resíduos, utilizando-se da seguinte fórmula:

$$JB = n \left[ \frac{A^2}{6} + \frac{(C-3)^2}{24} \right] \quad (20)$$

onde A representa a assimetria, n é o número de observações e C representa a curtose. O teste tem como hipótese nula a normalidade dos resíduos, contra a hipótese alternativa de que ela não segue uma distribuição normal. A estatística JB segue uma distribuição qui-quadrado com 2 graus de liberdade.

### 3.7 Fonte de Dados

As variáveis utilizadas no estudo são os preços do mercado interno brasileiro, e os preços de exportação para o mercado externo – americano e União Europeia. Os preços do mercado

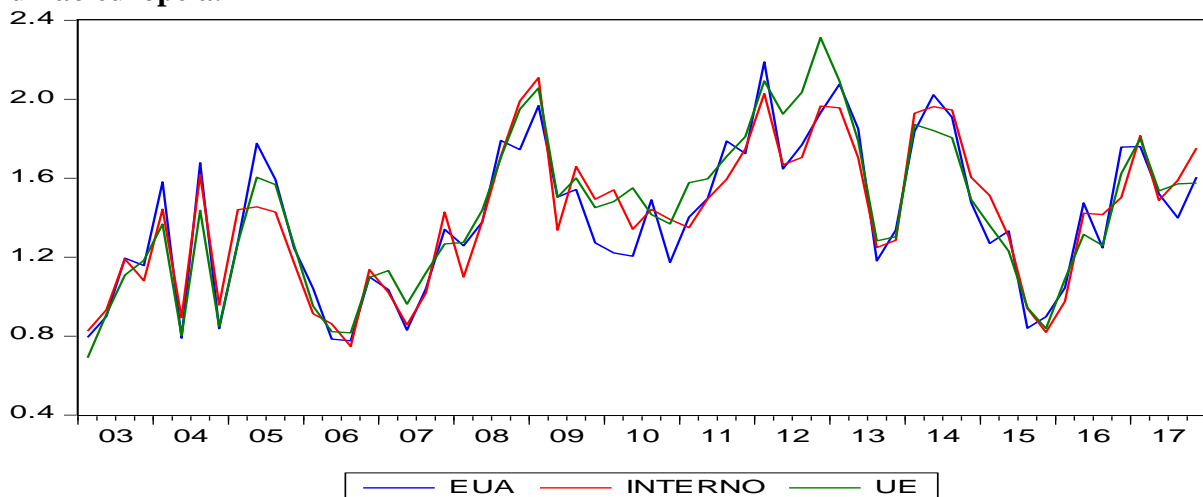


interno foram obtidos no site do SEAGRI-BA (2017), os preços de exportação da manga para a União Europeia e para os Estados Unidos foram obtidos no site do Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (*AliceWeb*). Estes preços estão em dólares e foram calculados trimestralmente entre os anos de 2003 até 2017. Os preços não correspondem às exportações totais do Brasil. Porém, o Vale do São Francisco exporta aproximadamente, 85% da manga do Brasil.

#### 4 Análises dos resultados

Ao longo dos anos estudados, as variações dos preços no mercado interno mostraram-se semelhantes às variações dos preços de exportação praticada nos mercados americano e europeu. Desta forma, a produção passa a ser direcionada para o mercado que apresentar preços mais atrativos. De acordo com o gráfico 1 que demonstra o comportamento dos preços da manga nos mercados analisados, é possível ver que em alguns recortes de tempo, o mercado europeu consegue apresentar valores maiores que os praticados nos demais mercados.

**Figura 1 – Comportamento dos preços da manga no mercado interno, americano e união europeia.**



Fonte: dados da pesquisa.

Analisou-se a estacionariedade das séries de preços utilizando-se de testes de raiz unitária DF-GLS e o teste de Phillips-Perron. Os resultados presentes nas tabelas 1 demonstram que



para as três séries de preços, os valores calculados em módulo, são maiores do que os valores críticos dos testes. As variáveis apresentam rejeição da hipótese nula em que ambas são estacionárias. Portanto, as séries são estacionárias  $I(0)$  em nível.

**Tabela 1 – Teste de raiz unitária**

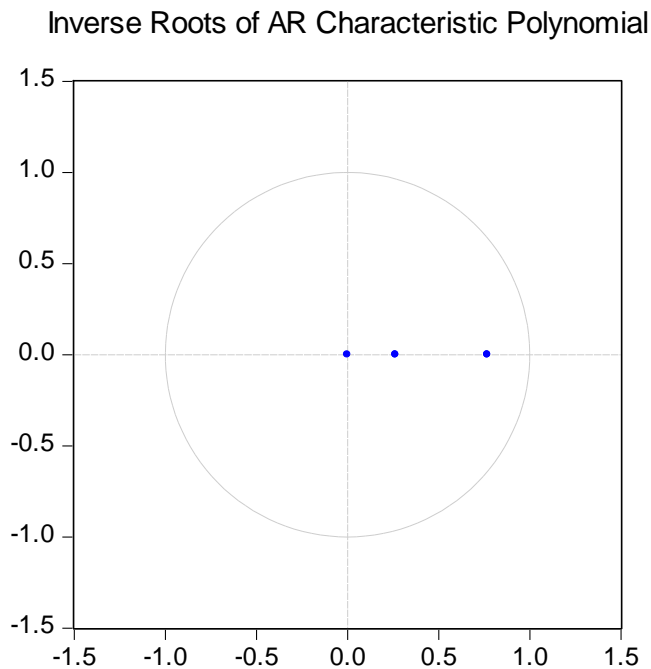
Mercados	Teste	Valor	t cri.	Teste	Valor	t cri.	Análise
INTERNO	DF-GSL	2.5	1.9	PP	3.5	2.9	Não tem raiz unitária
EUA		2.9	1.9		4.1	2.9	Não tem raiz unitária
UE		1.9	1.9		3.1	2.9	Não tem raiz unitária

Fonte: Dados da pesquisa.

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 do 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.

Contudo, faz-se necessário como forma de comprovação da estacionariedade das séries, a análise do círculo unitário.

**Figura 2 – Análise do círculo unitário**



Fonte: Dados da pesquisa.



Como todos os 3 pontos relacionados a cada série de preços estão dentro do círculo unitário, conclui-se então que as mesmas são estacionárias. Foi também realizado o teste de Normalidade dos resíduos e a não rejeição da hipótese nula leva a considerar que os mesmos seguem a distribuição Normal.

A Tabela 2 mostra que a sequência modificada de LR, minimização dos erros de Predição Final, o critério de Akaike, o critério de Schwarz e o critério de Hannan-Quinn apontam para 1 defasagem. Portanto, optou-se então por uma defasagem, uma vez que todos os critérios, de acordo com os resultados obtidos, apontaram para este valor de defasagens.

**Tabela 2 – Resultados do teste de defasagens para o VAR.**

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	56.58769	NA	2.86e-05	-1.948643	-1.839152	-1.906302
1	86.51727	55.50578*	1.34e-05*	-2.709719*	-2.271755*	-2.540355*
2	89.68288	5.525423	1.66e-05	-2.497559	-1.731123	-2.201172
3	91.63531	3.194887	2.16e-05	-2.241284	-1.146375	-1.817874
4	93.94739	3.531182	2.80e-05	-1.998087	-0.574705	-1.447654
5	99.77147	8.259594	3.22e-05	-1.882599	-0.130744	-1.205143

Fonte: Dados da pesquisa.

O próximo passo da pesquisa é a estimação do VAR. A análise do VAR exposto na Tabela 3 permite concluir se há influência do preço de um mercado sobre o outro. A princípio percebe-se que a variável correspondente ao mercado americano demonstra sofrer influência do mercado europeu, dado a significância dos valores, desta forma, constata-se que o retorno do preço de exportação da manga sofre influência positiva do mercado europeu.

**Tabela 3 – Resultados da estimação do modelo VAR**

	EUA	INTERNO	UE
EUA(-1)	-0.394168 (0.31215) [-1.26276]	-0.327656 (0.29556) [-1.10858]	-0.488237 (0.26685) [-1.82966]
INTERNO(-1)	-0.067209 (0.34497) [-0.19483]	0.096523 (0.32664) [ 0.29551]	-0.165026 (0.29490) [-0.55960]
UE(-1)	1.059497 (0.32858) [ 3.22451]	0.851254 (0.31112) [ 2.73613]	1.329184 (0.28089) [ 4.73207]




---

C	0.547039 (0.14622) [ 3.74116]	0.529379 (0.13845) [ 3.82357]	0.460140 (0.12500) [ 3.68113]
---	-------------------------------------	-------------------------------------	-------------------------------------

---

Fonte: Dados da pesquisa.

Já o mercado interno, também sofre influência apenas do mercado europeu, ou seja, o retorno do preço da exportação da manga para o mercado europeu é positivo. O mercado da União Europeia sofre influência apenas de si próprio.

A Tabela 4 mostra os resultados do teste de Causalidade de Granger, teste esse, realizado após as estimações do modelo VAR.

**Tabela 4 – Teste de Causalidade de Granger**

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
INTERNO does not Granger Cause EUA	59	3.03703	0.0869
EUA does not Granger Cause INTERNO		0.02786	0.8680
UE does not Granger Cause EUA	59	14.1492	0.0004
EUA does not Granger Cause UE		5.41808	0.0236
UE does not Granger Cause INTERNO	59	6.26292	0.0153
INTERNO does not Granger Cause UE		2.22389	0.1415

Fonte: Dados da pesquisa.

De acordo com os dados da Tabela 4, o valor de probabilidade indica a rejeição da hipótese nula, desta forma, UE Granger Causa EUA e UE Granger Causa INTERNO. Portanto, dizer que UE Granger Causa EUA e UE Granger Causa INTERNO, é dizer que UE ajuda a prever valores futuros de EUA e INTERNO para algum horizonte de tempo.

Em linhas gerais, no que concerne a análise da manga exportada para os mercados em questão, os preços do mercado interno brasileiro e do mercado dos Estados Unidos, sofrem influência dos preços do mercado europeu, uma vez que UE Granger Causa EUA e UE Granger Causa INTERNO, 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 o mercado 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.

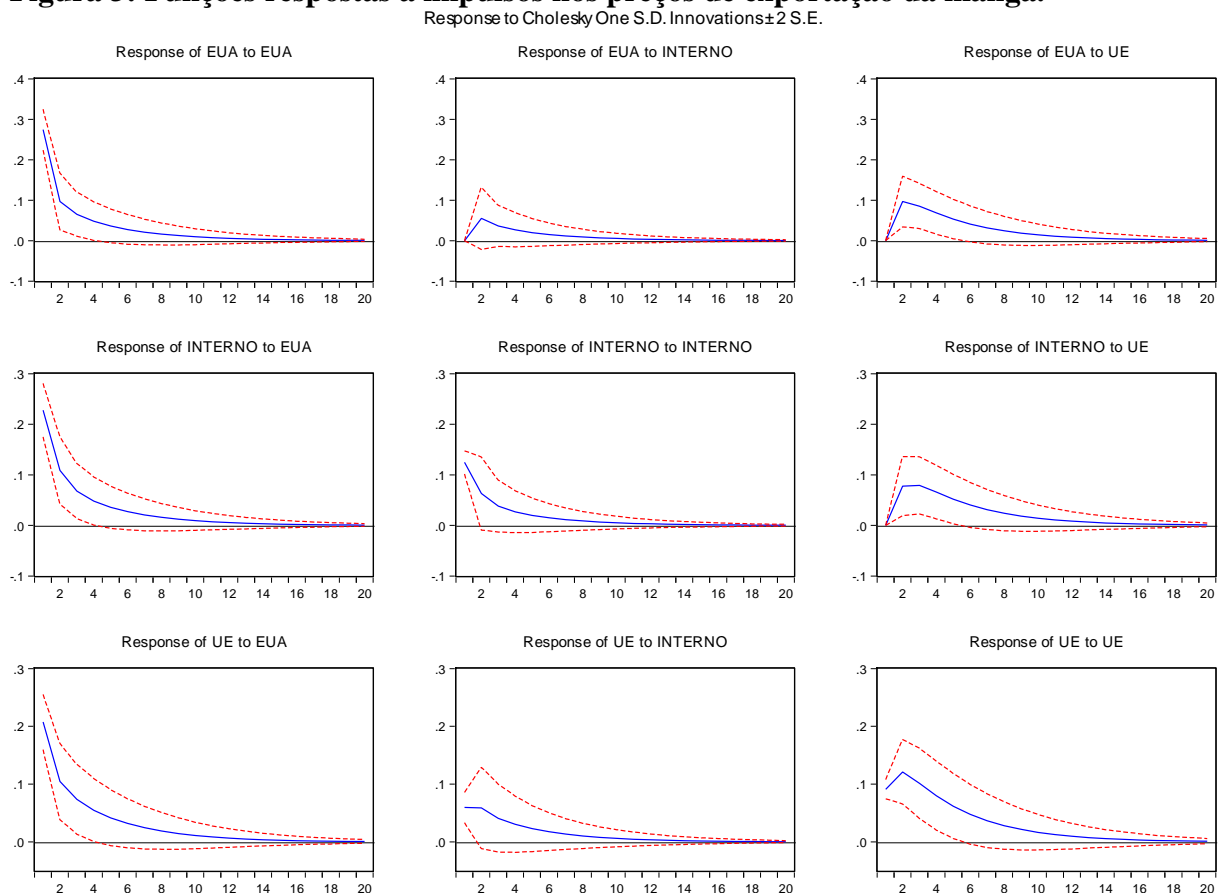




#### 4.1 Análises da função impulso resposta

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 3, a linha cheia dos gráficos corresponde 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.

**Figura 3: Funções respostas a impulsos nos preços de exportação da manga.**



Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração própria.



A Figura 3, mostra na primeira linha, que o mercado americano pode reagir a impulsos provenientes dos mercados interno e europeu. Desta forma, ao aumentarem os preços no mercado interno, o preço do mercado EUA responderá também com um aumento e seguirá, estabilizando-se apenas a partir do nono para o décimo período. Um choque no mercado interno repercute positivamente no mercado americano, ou seja, se houver um aumento dos preços do mercado interno, este aumento irá impactar no aumento de preços do mercado americano. De forma contrária, o mercado europeu, responde de forma mais acentuada a impulsos provindos do mercado americano com um aumento que se instabiliza somente depois do terceiro ano, o que quer dizer que, se os preços da União Europeia sofrerem influência do mercado americano respondendo com um aumento chegando a se instabilizar a partir já do terceiro ano.

A segunda linha mostra a reação do mercado interno a impulsos derivados dos demais mercados analisados. O mercado interno apresenta uma resposta decrescente, negativa a choques provindos do mercado americano de forma menos intensa, se instabilizando já a partir do nono período. A resposta do mercado interno a choques de preços no mercado europeu é bastante intensa e positiva, uma vez que segundo o VAR estimado, é o mercado europeu que influencia o interno e não o contrário. A segunda linha do gráfico reforça a estimação do VAR, sendo assim, as variações no mercado interno são respondidas pelo mercado europeu, uma vez que a linha azul toca o eixo horizontal apenas no décimo quinto período – aproximadamente, quatro anos – fazendo com que esse efeito seja então insignificante.

A terceira linha mostra a reação do mercado europeu a impulsos derivados dos mercados interno e americano. A princípio, o gráfico mostra a resposta do mercado europeu a impulsos provindos do mercado europeu. A reação é decrescente e negativa, tendendo a se instabilizar já no décimo período.

Em relação ao mercado interno, a resposta do mercado europeu, é notória que é praticamente nula a interação entre ambos os mercados, pois a resposta é negativa, decrescente e esse movimento segue instável, ou seja, a resposta do mercado europeu a alterações no mercado interno é praticamente nula, o que também é confirmado na estimação do VAR.



## 4.2 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 – de um mercado 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 5 apresenta a decomposição da variância do mercado americano, sendo assim, as maiores variações percentuais nos preços deste mercado são explicadas pelas variações do mercado europeu além de si próprio. Desta forma, uma alteração na variação de preços do mercado europeu no sétimo trimestre, por exemplo, explicam em 21,2% das alterações na variação de preços do mercado americano. No vigésimo período, a explicação dos preços do mercado americano permanecem praticamente no mesmo percentual, tendo um leve aumento para 21,9%, já no quinto ano. O mercado americano é pouco explicado pelo mercado interno.

**Tabela 5 - Decomposição da variância do mercado americano**

Variance Decomposition of EUA:				
Period	S.E.	EUA	INTERNO	UE
1	0.274279	100.0000	0.000000	0.000000
7	0.355215	74.18604	4.601956	21.21200
14	0.358340	73.38729	4.671198	21.94151
20	0.358416	73.36797	4.672870	21.95916

Fonte: Dados da pesquisa

Já as variações percentuais nos preços do mercado interno são explicadas pelas variações dos preços do mercado europeu e americano, desta feita, de acordo com a Tabela 6 que demonstra a decomposição da variância do mercado interno, uma alteração na variação de preços do mercado europeu explica 18,6% das alterações do mercado interno no sétimo período, chegando a explicar quase 20% das variações no décimo quarto período.

Depois do período estipulado, ou seja, depois de 20 trimestres, ou 5 anos, as variações dos preços do mercado europeu seguem o mesmo percentual, de aproximadamente 20% da variação dos preços do mercado interno. Em suma, percebe-se que a explicação do mercado



interno tem uma queda da influência do mercado americano, sendo repassada esta influência para o mercado europeu, o que confirma a estimação do modelo VAR.

**Tabela 6 - Decomposição da variância do mercado interno**

Variance Decomposition of INTERNO:				
Period	S.E.	EUA	INTERNO	UE
1	0.259704	77.01032	22.98968	0.000000
7	0.342582	62.30273	19.05399	18.64329
14	0.345703	61.68989	18.86597	19.44414
20	0.345779	61.67507	18.86142	19.46350

Fonte: Dados da pesquisa

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 7, 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 78% da alteração da variação dos preços do mercado europeu no período seguinte perdendo poder de explicação, chegando a explicar aproximadamente 50% das variações no décimo quarto período. No final do período, este percentual segue igual, ou seja, no quinto ano, com a perda de explicação, o percentual se mantém em 52% da variação dos preços do mercado europeu sendo explicados pela variação dos preços do mercado americano. Diferentemente do mercado interno que pouco explica as variações nos preços do mercado europeu.

**Tabela 7 - Decomposição da variância do mercado Europeu**

Variance Decomposition of UE:				
Period	S.E.	EUA	INTERNO	UE
1	0.234472	78.39566	6.479564	15.12477
7	0.351454	53.28471	8.619501	38.09578
14	0.355695	52.68987	8.618739	38.69139
20	0.355799	52.67558	8.618720	38.70570

Fonte: Dados da pesquisa

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



---

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

## **5 Considerações finais**

Levando em consideração a necessidade de diversificar e melhorar a alimentação, as pessoas estão buscando mudar seus hábitos alimentares, fazendo um maior uso de frutas na sua dieta alimentar, na tentativa de uma alimentação mais saudável e balanceada. Paralelo a essa necessidade, a produção das frutas vem aumentando e conseqüentemente, a exportação por partes dos países produtores também apresentam aumentos consideráveis.

Com o aumento da produção, nem sempre o mercado interno do país produtor consegue absorver a produção, restando assim à opção por exportar. Do outro lado, nem sempre o mercado interno apresenta valores mais atrativos para os produtores, desta forma, a exportação também é a opção tomada. Diante disso, este trabalho teve o intuito de analisar a relação de transmissão dos preços da manga produzida no Vale do São Francisco, com os mercados americano e com a União Europeia no período entre 2003 a 2017 e as causalidades entre os mercados supracitados.

De acordo com a estimação utilizada, o mercado europeu influencia o mercado interno e o mercado americano, 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 estimação é corroborada pelo teste de Causalidade de Granger, em que o mesmo aponta existir causalidade entre os mercados interno e americano com o mercado europeu. 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 dos mercados americano e interno são explicadas pelas variações de preços do mercado europeu, que faz com que este seja formador de preços.

Desta forma, o mercado americano estará atuando como formador de preços, e de forma contrária, o mercado interno está atuando como o tomador de preços, uma vez que não influencia nenhum dos demais mercados analisados, nem explicam em nada as variações dos



---

mercados americano e europeu o que demonstra que o mercado europeu tem comportamento de líder na cadeia, e as variações nos seus preços são transmitidas aos demais.

Diante do exposto, é importante destacar a necessidade do desenvolvimento de políticas que busquem melhorar ainda mais a competitividade do país através de pesquisas que provoquem o melhoramento da fruta em relação à textura e sabor, por exemplo, melhorando ainda mais a aceitação da manga produzida no Brasil, como também gerar meios para a redução dos custos da produção, o que melhoraria a competitividade da fruta nacional. Mudanças nesse sentido fariam com que países com grande potencial de crescimento da demanda passassem a importar mais da manga brasileira.



---

## REFERÊNCIAS

- ADAMI, A. C de. O.; MIRANDA, S. H. G de. **Transmissão de Preços e Cointegração no Mercado Brasileiro de Arroz.** *Revista de Economia e Sociologia Rural.* Piracicaba, SP, vol. 49, nº 01, p. 55-80, jan/mar 2011.
- ALMEIDA, C. O de.; SOUZA, J da. S.; PEREIRA, L. M. N. R. de J. **Tendências no Mercado Internacional da Manga.** *Revista Econômica do Nordeste,* Fortaleza, v. 32, n. 1 p.112-120, jan.-mar. 2001.
- ANUÁRIO BRASILEIRO DA FRUTICULTURA 2013 /** Cleiton Evandro dos Santos ... [et al.]. – Santa Cruz do Sul : Editora Gazeta Santa Cruz, 2013. 136 p. : il.
- ARAÚJO, J. L. P., GARCIA, J. L. L. **A study of th mago Market in the european union.** *Revista Econômica do Nordeste. Documentos técnicos Científicos,* vol. 43, n. 02, abril-junho, 2012.
- BAHIA. **Secretaria da agricultura, irrigação e reforma agrária.** Cotação Agrícola. Disponível em: <[http://www.seagri.ba.gov.br/estat\\_ba.asp](http://www.seagri.ba.gov.br/estat_ba.asp)>. Acesso em: 10 de fevereiro de 2017.
- BRASIL. **Ministério de Desenvolvimento e Comércio Exterior** — MDIC. 2014. **Aliceweb.** Disponível em: <<http://www.aliceweb.desenvolvimento.gov.br>>. Acesso em: 18 agosto 2014.
- BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais.** São Paulo: Cengage Learning Edições Ltda, 2011. 341 p.
- IBGE – **Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.** 2013. Disponível em <[http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/condicaodevida/pof/2008\\_2009/POFpublicacao.pdf](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/condicaodevida/pof/2008_2009/POFpublicacao.pdf)> Acesso em 16 de out. 2014.
- ELLIOT, G. ROTHENBERG, T. J. STOCK, J. H. **Efficient test for an autoregressive unit root.** *Econometrica,* v. 64, p. 813-836, jul. 1996.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Times Series.** 3. ed. John Wiley and Sons, New York, 2010.
- 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: XXXIII Encontro Nacional de Economia ANPEC, 2005, Natal/RN, 2005.



GRANGER, C.W.J. **Investigating causal relationship by econometric models and cross-spectral methods.** *Econometrica*, V. 37, N. 3, p. 424-439. Jul. 1969.

HUDA, F. A. **Process of Global Shocks Transmission to Domestic Food Price Level: Case of Bangladesh.** *International Journal of Food and Agricultural Economics*. Vol. 2 No. 2 pp. 97-112. 2014.

INTERNACIONAL TRADE CENTER, **Export Factsheet EOWAS: Mangoes.** REPORT, September, 2011.

MAYORGA, R de. O et al. **Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão do Brasil.** *Rev. Econ. Sociol. Rural* [online]. 2007, vol.45, n.3, pp. 675-704.

SILVA 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 – VI SOBER Nordeste, 2011, Petrolina. Anais (CD-ROM) Pernambuco, SOBER, 2011. 18 p.

SIMS, C. **Money, Income, and Causality.** *American Economic*. V. 62, N. 4, p. 540-555, Sep. 1972.

\_\_\_\_\_. **Macroeconomics and Reality.** *Econometrica*, vol 48, N° 1 (Jan., 1980), 1-48.

SOUZA, S. F. ; ALVES, J. S. ; LIMA, J. R. F ; CARVALHO, A. F. **Análise dos preços da manga do vale do São Francisco nos mercados interno e externo: um estudo de séries temporais para o brasil, estados unidos e união europeia (2003 2013).** In: VIII Congresso da SOBER Nordeste, 2013, Parnaíba-PI. VIII Congresso da SOBER Nordeste, 2013

SOUZA, S. F. ; MARIANO, J. L. ; LIMA, J. R. F ; CARVALHO, A. F. **Comércio internacional: Um estudo econométrico dos preços do melão para o Brasil, Estados Unidos e União Europeia no período 2003 2013.** In: IX SOBER NE - Novos desafios para o desenvolvimento: O Brasil tem sede de que?, 2014.

SOUZA, S. F., SILVA, J. L. M da., GUEDES, J. P. M., LIMA, J. R. F de., **Competitividade e parcela de mercado das exportações brasileiras de manga: uma análise do modelo constant market share.** *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 47, n. 1, p. 39-48, jan./mar., 2016.

TRADE MAP ITC. **Market Analysis Tools Account.** Disponível em:<<http://ww.trademap.org/AdvanceProductSeacher.aspx>. Acesso em 09 de abril de 2015.





---

TIMMER, C. P. **Causes of high Food Prices**, ADB Economic Working Paper series No.128 Asian Development Bank Manila, Philippines, 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 & Economic Statistics, Vol. 10, No. 3, pp. 251-270. 1992.