

MECANISMO DE TRANSMISSÃO DE PREÇOS: UMA ANÁLISE SOBRE AS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE MELÃO

SEVERINO FÉLIX DE SOUZA*
JORGE LUIZ MARIANO DA SILVA†
JOÃO RICARDO FERREIRA DE LIMA‡
JOÃO PAULO MARTINS GUEDES§

Resumo

As condições ambientais consentiram ao Brasil o posto de grande produtor de frutas tropicais. Este artigo verifica a transmissão de preços do melão entre o Brasil, Estados Unidos e União Europeia, entre 2003 a 2013. A partir da análise de dados de séries temporais, a relação entre os preços baseou-se em estimações de um modelo vetorial autorregressivo (VAR) e também no teste de causalidade de Granger, respectivamente. Os resultados mostram que os preços do mercado interno não sofrem influência dos demais e influenciam o mercado da União Europeia, exercendo cada vez mais impacto nas oscilações do mercado internacional afetando expectativas de produção e comercialização dos produtores.

Palavras-chave: Transmissão de preços; Exportação; Séries temporais.

Abstract

Environmental conditions consented to Brazil, since the major producer of tropical fruits. This article verifies the transmission melon prices, with Brazil, US market and the European Union from 2003 to 2013. Using time series data, the relationship between the prices was analyzed by estimates from a vector autoregression model (VAR) and the Granger causality test respectively. The results shows that the domestic prices are not influenced from others and influence the EU market, exerting more and more impact on the fluctuations of the international market affecting production expectations and marketing of producers.

Keywords: Transfer pricing; Export; Time Series.

JEL classification: C22

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea153685>

* Doutorando em Economia pela UFPA. E-mail: severinofelix@hotmail.com

† Universidade Federal do Rio Grande do Norte. Departamento de Economia. E-mail: jdal@ufrnet.br

‡ Embrapa Semiárido. E-mail: joao.ricardo@embrapa.br

§ Universidade Federal do Rio Grande do Norte. Departamento de Economia. E-mail: jpmartins@ufrnet.br

1 Introdução

O Brasil aparece como um grande produtor de frutas no cenário mundial. Segundo estudo de Silva et al. (2011), o país aparece em terceiro lugar, ficando atrás apenas da China e da Índia. Toda essa desenvoltura no cenário econômico faz com que o agronegócio gere uma importante participação no Produto Interno Bruto (PIB) brasileiro (Matos et al. 2008). A boa posição adquirida pelo país dá-se devido às condições climáticas e ambientais, que favorecem o desenvolvimento de diversos tipos de cultivos. Toda essa produção faz com que o mercado interno seja quase que integralmente abastecido por si próprio, fazendo com que seja importada apenas uma pequena quantidade de outras frutas, em especial, as de clima temperado, aponta o estudo de Carvalho & Miranda (2009).

O Nordeste está entre as regiões do país que apresentam resultados positivos no que diz respeito ao agronegócio, ou seja, existe uma tendência de expansão muito forte do referido mercado. Estas condições favoráveis dão-se principalmente devido as condições de luminosidade, temperatura da região e umidade relativa aponta o estudo de Lima & Moreira (2007).

Guarnziroli (2006) destaca o agronegócio como fonte de quase um terço do Produto Interno Bruto (PIB) do país, uma vez que nos últimos 20 anos, o nível de tecnologia que os produtores rurais conseguiram alcançar vem atingindo patamares bastante expressivos. Desta forma, existe a melhoria da competitividade do setor agrícola, provindo do empenho tanto da iniciativa privada como do governo quando estes estimulam e divulgam o setor no exterior, fazendo com que haja um aumento das exportações do agronegócio.

De acordo com dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC), as exportações do melão no ano de 2013 registraram o valor de US\$ 147,5 milhões, o que corresponde a um aumento de 9% se comparado aos valores de exportação de 2012. Porém, mesmo com essa expansão, as exportações do melão não conseguiram superar o ano de 2008, quando foram exportados US\$ 152,1 milhões da fruta.

Os mercados consumidores da União Europeia e o mercado americano, em 2013, receberam 98,52% do melão produzido no Brasil. Uma grande parte desta produção e destes números deu-se devido a estratégias governamentais que tinham o intuito de aumentar a participação do país no mercado internacional de exportação de frutas. A manga, o melão e algumas outras frutas – banana, mamão, entre outras – foram contempladas ainda na primeira etapa pelo Programa de Fruticultura, que fez parte do Plano Brasil em Ação, do Governo Federal, tendo como meta incentivar a produção e exportação das frutas (Almeida et al. 2001).

O Nordeste brasileiro, em seus polos de agricultura irrigada, concentra grande parte da produção da fruticultura do país. É nessa região que se encontra um clima propício para o cultivo da fruticultura, como também abundância de mão-de-obra, água de boa qualidade e um solo favorável. Na área econômica, as proximidades com os mercados europeus e norte-americanos facilitam a produção e exportação da fruta (Vital et al. 2011).

Assim, o objetivo deste estudo é analisar os preços de exportação de melão do Brasil, praticados no mercado interno, com o mercado externo americano e a União Europeia no período entre 2003 ao segundo trimestre de 2013, como também verificar a causalidade dos mercados supracitados. O artigo está dividido em 3 partes, além desta introdução, a metodologia utilizada de séries

temporais multivariada, a análise dos resultados encontrados nas estimativas e as considerações finais.

2 Metodologia

2.1 Testes de Raiz Unitária

Ao se estudar dados de séries temporais, têm-se a necessidade de analisar a estacionariedade da série avaliada. Um processo ou uma série, segundo Gujarati & Porter (2009) é dita estocástica ou estacionária se sua média e sua variância forem constantes ao longo do tempo e o valor da sua covariância entre dois períodos depender apenas da distância ou defasagem entre os dois períodos. Portanto, para que o processo estocástico seja estacionário, é necessário satisfazer as seguintes propriedades:

$$\text{Media : } E(Y_t) = \mu \quad (1)$$

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

$$\text{Covariância : } \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad (3)$$

em que γ_k é a covariância (ou autocovariância) na defasagem k , é a covariância entre os valores de Y_t e Y_{t+k} .

Teste de Dickey-Fuller por Mínimos Quadrados Generalizados (GLS)

Para se analisar a estacionariedade de uma série, o teste de Dickey-Fuller – DF-GLS apresenta maior robustez se comparado a gerações anteriores dos testes de raiz unitária. O teste DF-GLS é considerado uma versão modificada do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) tendo sido desenvolvido por Elliot et al. (1996). As hipóteses alternativas do teste são duas: a série é estacionária em torno de uma tendência linear ou então, a série é estacionária sem uma tendência linear. Com relação à primeira hipótese alternativa, o teste DF-GLS é realizado inicialmente estimando o intercepto e a tendência via MQG, incluindo novas variáveis \hat{y}_t , x_t e z_t em que:

$$\hat{y}_t = \begin{cases} y_t, & \text{se } t = 1 \\ y_t - ay_{t-q}, & \text{se } t > 1 \end{cases} \quad (4)$$

$$x_t = \begin{cases} 1, & \text{se } t = 1 \\ 1 - a, & \text{se } t > 1 \end{cases} \quad (5)$$

$$z_t = \begin{cases} 1, & \text{se } t = 1 \\ 1 - a(t-1), & \text{se } t > 1 \end{cases} \quad (6)$$

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

$$\hat{y}_t = \delta_0 x_t + \delta_1 z_t + \varepsilon \quad (7)$$

δ_0 e 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

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \Delta y_{t-j} + \varepsilon \quad (8)$$

e verificar se $\beta = 0$.

Na segunda hipótese alternativa $a = 1 - \left(\frac{z}{T}\right)$, se elimina z da regressão (7) e estima (8) sobre a variável transformada, verificando se $\beta = 0$.

Teste Phillips-Perron (PP)

O teste Phillips & 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 α de correlação de série não afeta a distribuição assintótica da estatística de teste. O teste PP baseia-se na estatística:

$$\tilde{t}_a = \tilde{t}_a \left(\frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{\frac{1}{2}} - \frac{T(f_0 - \gamma_0)(se(\hat{\alpha}))}{2f_0^{\frac{1}{2}}s} \quad (9)$$

onde α é a estimativa e \tilde{t}_a a razão de α , $se(\hat{\alpha})$ é o erro padrão do coeficiente e s é o erro padrão da regressão do teste. Além disso, γ_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.

2.2 Modelo Vetorial Autorregressivo (VAR) e teste de causalidade de Granger

O modelo VAR pode ser considerado um sistema de equações estimadas que apresenta o mesmo conjunto de variáveis explicativas para todos os componentes da equação. É possível então, demonstrar que a estimação de um vetor auto regressivo nestes moldes será igual a uma estimação por mínimos quadrados ordinários 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:

$$y_t = v + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + u_t \quad (10)$$

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; o somatório de A_1 até A_p são matrizes ($n \times n$) de parâmetros; e, u_t

é um ruído branco que possui média zero, não apresentando autocorrelação e com matriz de variância-covariância igual a σ^2 .

Segundo Barros et al. (2010), este modelo é geralmente estimado em sua forma reduzida. Para ser estável, o VAR tem que ser estacionário. Esta estabilidade está relacionada com ao fato de que os eventuais efeitos de choques desaparecem ao longo do tempo, ou seja, o sistema volta ao seu equilíbrio.

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

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + u_t \quad (11)$$

$$y_t = v + A_1 L y_t + u_t \quad (12)$$

$$y_t - A_1 L y_t = v + u_t \quad (13)$$

$$[I - A_1 L] = 0 \quad (14)$$

as raízes do polinômio devem ser maior que um em seu valor absoluto. Desta forma, o número de raízes é dado por $p.k$. É possível definir um número de lags do VAR por meio dos critérios de informações Akaike, Schwars, Hannan-Quinn, porém, na dúvida busca-se utilizar então, o critério da parcimônia, cujo mesmo apresente o menor número de lags (Barros et al. 2010).

O teste de causalidade de Granger tem como finalidade mostrar que uma previsão do futuro não pode causar o presente nem o passado. Segundo Caporal et al. (2013, p. 3), “o termo ‘causalidade de Granger’ significa que há uma relação de antecedência-defasagem entre as variáveis de séries de tempo multivariadas”. Então, uma variável x , vai ser dita que causa Granger em uma variável y , se os valores passados de y e valores passados de x , forem úteis para prever x .

A estimação do teste de causalidade de Granger é feita da seguinte forma, supondo que as perturbações u_{1t} e u_{2t} não apresentem correlação:

$$x = \sum_{i=1}^n \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j x_{t-j} + u_{1t} \quad (15)$$

$$y = \sum_{i=1}^n \lambda_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j x_{t-j} + u_{2t} \quad (16)$$

A estimação do VAR deve ser feita antes do teste de causalidade de Granger, uma vez que a análise está verificando a causalidade entre várias variáveis.

Função de Impulso Resposta

Como 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. Com esse procedimento, a variável endógena afetará as demais variáveis, e na medida com que isso ocorra, o choque se filtrará por meio do modelo, o que fará com que afete todas as variáveis (Farias 2008).

Portanto, como afirma Mayorga et al. (2007, p. 684-685), “uma função resposta de impulso delinea o comportamento das séries incluídas no modelo VAR em respostas a choques ou mudanças provocadas por variáveis residuais”.

Desta forma, o caminho para identificar o modelo é usar um tipo de sistema recursivo proposto por Sims (1980). Segundo Enders (2010), é a suposição de impor uma restrição no sistema primitivo. Geralmente, são usados argumentos econômicos para definir qual será igual a zero. Sims sugere impor, por exemplo, que $a_{12} = 0$.

Desta forma, o modelo ficará:

$$y_t = b_{10} + b_{11}y_{t-1} + b_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (17)$$

$$z_t = b_{20} - a_{21}y_t + b_{21}y_{t-1} + b_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (18)$$

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

$$A^{-1} \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \rightarrow \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y & 0 \\ 0 & \sigma_z \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (19)$$

$a_{12} = 0$, os erros reduzidos ficam da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_y \varepsilon_{yt} \\ \sigma_z \varepsilon_{zt} - a_{21} \sigma_y \varepsilon_{yt} \end{bmatrix} \quad (20)$$

de modo que

$$var(e_1) = \sigma_y^2 \quad (21)$$

$$cov(e_1, e_2) = -a_{21} \sigma_y^2 \quad (22)$$

$$var(e_2) = \sigma_z^2 + a_{21}^2 \sigma_y^2 \quad (23)$$

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:

$$\phi_{10} = b_{10} \quad (24)$$

$$\phi_{11} = b_{11} \quad (25)$$

$$\phi_{21} = -a_{21}b_{11} + b_{21} \quad (26)$$

$$\phi_{20} = b_{20} - b_{10}a_{21} \quad (27)$$

$$\phi_{12} = b_{12} \quad (28)$$

$$\phi_{22} = -a_{21}b_{12} + b_{22} \quad (29)$$

A decomposição dos resíduos é triangular e é chamada de Decomposição de Choleski. Segundo Bueno (2011), essa metodologia proposta por Sims é generalizada para um vetor com n variáveis endógenas. Para Enders (2010), o

resultado de fato é bem geral, pois em um VAR com n variáveis, uma vez que haja n regressões residuais e n choques estruturais a matriz de covariância tem dimensões $(n \times n)$. A identificação exata requer que a imposição seja $(n^2 - n)/2$ 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. Portanto, se os autovalores do polinômio $(I - \sum_{i=1}^p \Phi_i L^i)$ estiverem fora do círculo unitário, é possível escrever um VAR(p) como um vetor de médias móveis infinito VMA(∞) (Bueno 2011). Desta maneira, como exemplo, tem-se um VAR (1) bivariado:

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_1^i e_{t-i} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\Phi_1^i}{1 - a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \varepsilon_{yt-i} \\ \sigma_z \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (30)$$

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

$$\Psi_i = \frac{\Phi_1^i}{1 - a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \quad (31)$$

Desse modo,

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i B_{\varepsilon t-i} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \psi_{i,11} & \psi_{i,12} \\ \psi_{i,21} & \psi_{i,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \varepsilon_{yt-i} \\ \sigma_z \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (32)$$

Os elementos da matriz Ψ_i são chamados de multiplicadores de impacto, realizando choques sobre as variáveis endógenas. Assim, o impacto total do choque de ε_{yt} sobre y_{t+h} é causado pela soma dos coeficientes $\psi_{i,11}$, $i = 0, 1, 2, \dots, h$. E, também, sobre z_{t+h} adiciona-se os coeficientes $\psi_{i,21}$. Os coeficientes quando desenhados em gráficos contra i , passarão a gerar a função resposta ao impulso, já a soma dos coeficientes, se desenhados em um gráfico contra i , vão gerar a função resposta ao impulso acumulada (Bueno 2011).

Decomposição da Variância

A Decomposição da Variância é outra alternativa para análise dos resultados do modelo. 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). Porém, segundo Enders (2010), apesar de um VAR irrestrito ser susceptível de ser parametrizado, a compreensão das propriedades dos erros de previsão é extremamente útil para a descoberta de interrelações forte entre as variáveis do sistema.

O Vector Moving Average (VMA, Vetor de média móvel) e o modelo VAR contém exatamente as mesmas informações, mas é conveniente descrever as propriedades dos erros de previsão em termos de sequência. Em geral:

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i \varepsilon_{t+h-i} \quad (33)$$

Cálculo do erro de previsão:

$$X_{t+h} - E_t(X_{t+h}) = \sum_{i=0}^{h-1} \Psi_i \varepsilon_{t+h-i} \quad (34)$$

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

$$Y_{t+h} - E_t(Y_{t+h}) = \psi_{0,11} \varepsilon_{yt+h} + \psi_{1,11} \varepsilon_{yt+h-1} + \dots + \psi_{h-1,11} \varepsilon_{yt+1} \\ + \psi_{0,12} \varepsilon_{zt+h} + \psi_{1,12} \varepsilon_{zt+h-1} + \dots + \psi_{h-1,12} \varepsilon_{zt+1} \quad (35)$$

Logo,

$$\sigma_y^2(h) = \sigma_y^2(\psi_{0,11}^2 + \psi_{1,11}^2 + \dots + \psi_{h-1,11}^2) + \sigma_z^2(\psi_{0,12}^2 + \psi_{1,12}^2 + \dots + \psi_{h-1,12}^2) \quad (36)$$

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 $\sigma_y^2(h)$:

$$1 = \frac{\sigma_y^2(\psi_{0,11}^2 + \psi_{1,11}^2 + \dots + \psi_{h-1,11}^2)}{\sigma_y^2(h)} + \frac{\sigma_z^2(\psi_{0,12}^2 + \psi_{1,12}^2 + \dots + \psi_{h-1,12}^2)}{\sigma_y^2(h)} \quad (37)$$

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).

2.3 Teste de Normalidade de Jarque-Bera (JB)

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

$$JB = n \left[\frac{A^2}{6} + \frac{(C-3)^2}{24} \right] \quad (38)$$

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.

2.4 Fonte de Dados

Os dados utilizados no estudo estão relacionados à exportação (em kg) do melão. Os dados do mercado interno foram obtidos no site do Prohort, que é um programa instituído pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. O Prohort é o Programa Brasileiro de Modernização do Mercado Hortigranjeiro que opera no âmbito da Companhia Nacional de Abastecimento (Conab) (Ceasa 2014).

Os preços são para os melões exportados do Estado do Ceará e Rio Grande do Norte estando em dólares e foram calculados trimestralmente entre os anos de 2003 a 2013. Não correspondendo às exportações totais do Brasil. Porém,

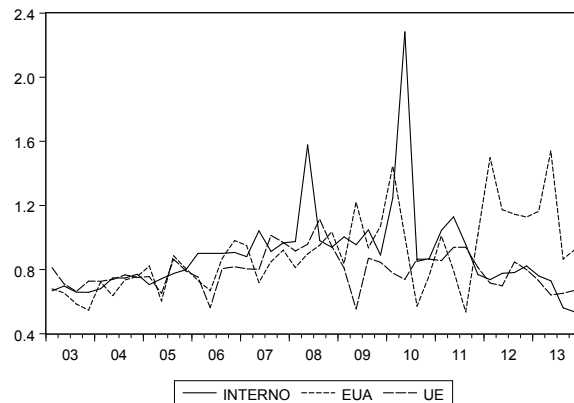
juntos, os dois estados exportam aproximadamente 98% do melão produzido no Brasil (ALICEWEB, 2014).

As séries de preços de exportação do melão para a União Europeia e para os Estados Unidos foram obtidos no site da Aliceweb, do Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior e o software utilizado para realizar as estimativas foi o *Eviews 8*.

3 Resultados e discussão

A princípio, faz-se de extrema importância à visualização e a análise do gráfico das séries de preço para assim ser possível ter uma ideia mais clara e precisa do comportamento das mesmas no tempo. No eixo das ordenadas, estão as variações de preços do melão nos mercados brasileiro, americano e união europeia. Já no eixo das abscissas encontram-se representados os anos analisados, 2003 a 2013.

Ao longo dos anos estudados, as variações e os preços no mercado interno e do mercado americano mostraram-se maior do que as variações e os preços de exportação praticada na União Europeia. O mercado europeu mostra-se mais uniforme, sem muitas variações nos preços, diferente dos demais mercados analisados. Estas variações do mercado americano e interno corroboram com a lei da demanda e da oferta – quando o preço está alto, a demanda diminui – fazendo assim com que o melão seja exportado para os outros mercados tendo em vista o preço mais elevado dos mercados de maior oscilação nos preços.



Fonte: Dados da pesquisa

Figura 1: Comportamento dos preços do melão no mercado interno, americano e união europeia

Em seguida, analisou-se a estacionariedade das séries de preços utilizando-se dos testes de raiz unitária DF-GLS e Phillips-Perron. Os resultados estão presentes na Tabela 1 e 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%.

Desta forma, as três variáveis apresentam rejeição da hipótese nula, em que a série seja um passeio aleatório – rejeita-se a existência de raiz unitária –

Tabela 1: Teste de raiz unitária para as séries de preços dos mercados brasileiro (interno), americano e União Europeia.

Séries	Defasagens	ADF-GLS	Valor Crítico (5%)	PP	Valor Crítico (5%)
INTERNO	0	-3,2924	-1,9486	-4,2100	-2,9314
EUA	0	-3,4452	-1,9486	-3,8359	-2,9314
UE	0	-3,2934	-1,9486	-3,6482	-2,9314

Fonte: Dados da pesquisa

Tabela 2: Escolha das defasagens para o VAR.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	26,72912	NA	6,13e-05	-1,186456	-1,059790	-1,140658
1	44,97326	32,83946	3,87e-05*	-1,648663*	-1,141999*	-1,465470*
2	47,50392	4,175577	5,39e-05	-1,325196	-0,438534	-1,004607
3	50,89798	5,091090	7,29e-05	-1,044899	0,221761	-0,586915
4	64,59151	18,48627	6,01e-05	-1,279575	0,367082	-0,684196

Fonte: Dados da pesquisa

uma vez que as variáveis são estacionárias, as séries são então, $I(0)$.

De acordo com os dados, as séries são integradas de ordem zero, devendo-se assim, realizar a estimação de um modelo VAR – vetor autorregressivo. 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 *(asterisco) indica a defasagem ótima.

A Tabela 2 mostra que, a sequência modificada de LR ao nível de 5%, minimização dos erros de Predição Final, o critério de Akaike, o critério de Hannan-Quinn e o critério de Schwarz apontam para uma defasagem. Desta forma, optou-se então por um lag de acordo com os resultados obtidos, para estimar o Vetor Autorregressivo.

A Tabela 3 mostra os resultados do modelo VAR estimado. Se pode observar que os preços do mercado interno não sofrem influência dos mercados analisados, uma vez que os valores do teste não são significativos. Já o preço de exportação para os Estados Unidos sofre influência apenas de si próprio. Os preços de exportação do melão para a União Europeia sofrem influência do mercado interno e de si próprio, pois, os valores do teste são significativos.

Segundo Menezes & Fernandez (2012), é de grande importância à análise da estabilidade do VAR, ou seja, o teste de estabilidade consente avaliar se todas as raízes são, em módulo, menores que um, desta forma, estarão dentro do círculo unitário. Neste sentido a Figura 2 apresenta os resultados que confirmam as condições de estabilidade.

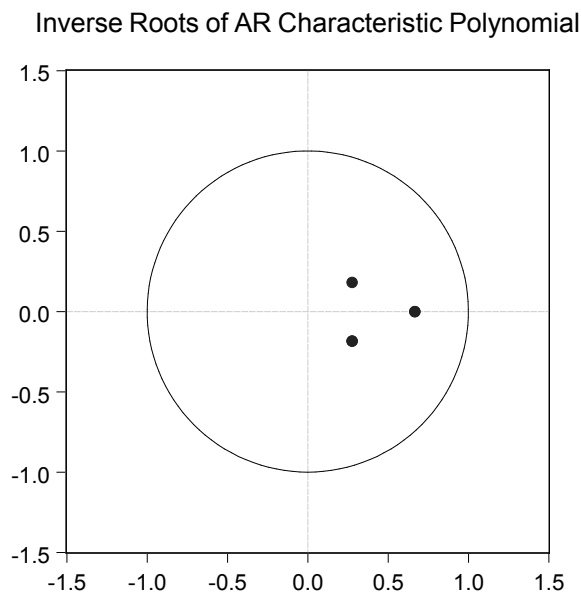
Foi também realizado o teste de Normalidade dos resíduos e a não rejeição da hipótese nula leva a considerar que os mesmos seguem a distribuição Normal.

A Tabela 4 mostra os resultados do teste de Causalidade de Granger, teste esse, realizado após as estimações do modelo VAR. De acordo com os valores expostos, o mercado Interno causa Granger ao mercado europeu, o que corrobora com a afirmação do modelo VAR estimado. As demais têm as hipóteses nulas confirmadas.

Tabela 3: Resultados do Modelo VAR estimado com as séries de preços dos mercados brasileiro (interno), americano e União Europeia.

	INTERNO	EUA	UE
INTERNO(-1)	0,271860 (0,14873) [1,82791]	-0,194945 (0,12154) [-1,60391]	0,158792 (0,05479) [2,89818]
EUA(-1)	0,316373 (0,16556) [1,91096]	0,533161 (0,13530) [3,94068]	-0,056005 (0,06099) [-0,91826]
UE(-1)	0,541114 (0,35834) [1,51007]	0,423895 (0,29284) [1,44753]	0,407734 (0,13201) [3,08869]
C	-0,063027 (0,32623) [-0,19320]	0,260999 (0,26660) [0,97898]	0,377273 (0,12018) [3,13918]

Fonte: Dados da pesquisa



Fonte: Dados da pesquisa

Figura 2: Teste de estabilidade do modelo VAR

3.1 Função Impulso Resposta

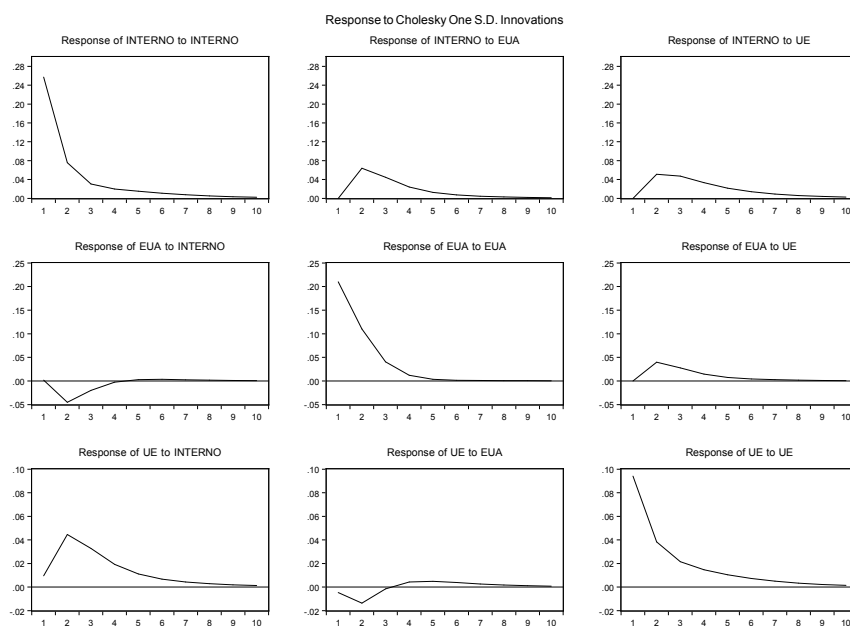
A Figura 3 mostra o grau de resposta da variável “interno” a alterações - impulsos - de um desvio padrão de cada um dos demais mercados (americano e europeu) e assim sucessivamente para os demais mercados. Na primeira linha é visto a resposta do mercado interno a alterações ou choques - impulsos - nos preços dos demais mercados. Percebe-se pequenas oscilações até os períodos

Tabela 4: Teste de Causalidade de Granger.

Hipóteses nulas	Obs	F-Statistic	Prob.
EUA não Granger Causa INTERNO	42	2,74960	0,077
INTERNO não Granger Causa EUA		1,58303	0,2189
UE não Granger Causa INTERNO	42	1,81676	0,1768
INTERNO não Granger Causa UE		3,65213	0,0357
UE não Granger Causa EUA	42	0,59345	0,5576
EUA não Granger Causa UE		0,16082	0,852

Fonte: Dados da pesquisa

6 e 7 respectivamente. Da mesma forma na segunda linha onde se encontra a resposta do mercado americano a choques – impulsos - provindo dos demais mercados, percebe-se a pequena influência derivada destes mercados.



Fonte: Dados da pesquisa

Figura 3: Função resposta a impulsos nos preços de exportação do melão.

Diferente dos demais mercados, o mercado europeu responde de forma mais contundente aos choques – impulsos – decorrentes do mercado interno, o que apoia a estimação do modelo VAR e a Causalidade de Granger. Desta forma, um choque positivo no mercado interno repercute positivamente no mercado europeu, ou seja, o aumento dos preços do mercado interno impacta no aumento de preços do mercado europeu. A análise numérica e percentual poderá ser vista na seção seguinte que versará sobre a Decomposição da Variância.

3.2 Decomposição da variância

As tabelas 5, 6 e 7 demonstram a decomposição da variância de preços dos mercados analisados, ou seja, o quanto uma alteração nos preços – ou na va-

riação de preços – do mercado americano - por exemplo - em um trimestre t1 pode explicar em percentual a alteração dos preços – ou da variação dos preços – do outro mercado no período seguinte, o trimestre t2.

Como visto na estimação do modelo VAR, os preços do mercado interno não sofrem influência dos demais mercados, assim como os preços do mercado americano que também não sofre influência dos mercados analisados. A informação é legitimada quando se observa os dados das tabelas 5 e 6, onde no terceiro ano os preços do mercado interno são influenciados em apenas 7% pelos preços dos demais mercados.

Tabela 5: Decomposição da variância do mercado Interno

Período	S.E.	INTERNO	EUA	UE
1	0,256978	100,0000	0,000000	0,000000
6	0,294742	84,50422	7,919792	7,575989
12	0,295230	84,34865	7,934327	7,717023

Fonte: Dados da pesquisa.

Já o mercado americano tem apenas 4%, aproximadamente dos seus preços sendo influenciados pelos demais mercados analisados, conforme visto na Tabela 6.

Tabela 6: Decomposição da variância do mercado Americano

Período	S.E.	INTERNO	EUA	UE
1	0,210007	0,006680	99,99332	0,000000
6	0,251173	3,899227	91,91585	4,184922
12	0,251224	3,915081	91,88226	4,202663

Fonte: Dados da pesquisa

A Tabela 7 demonstra a decomposição da variância do mercado europeu, ou seja, as variações de preços deste mercado são explicadas por variações nos preços do mercado interno, por exemplo, já no sexto trimestre, as variações de preços do mercado europeu são explicadas em mais de 20% das alterações na variação de preços do mercado interno. Já no décimo segundo período, os preços do mercado europeu chegam a ser explicados por aproximadamente 25% das alterações do mercado interno, corroborando com o modelo VAR estimado e com a Causalidade de Granger.

Tabela 7: Decomposição da variância do mercado Europeu

Período	S.E.	INTERNO	EUA	UE
1	0,094669	1,028127	0,44945	98,72693
6	0,122973	24,44144	1,76564	73,79292
12	0,123332	24,51582	1,83359	73,65059

Fonte: Dados da pesquisa

4 Considerações finais

Esta pesquisa buscou analisar a influência dos preços do melão praticados no mercado interno do Brasil e nos mercados americanos e da União Europeia entre os anos de 2003 a 2013. O objetivo é mostrar a influência que cada mercado exerce no outro e através da estimação de um vetor auto regressivo e do teste de Causalidade de Granger, mostrando qual mercado determina o preço praticado, ou seja, se uma variável causa outra no sentido de Granger.

Os preços do mercado interno brasileiro não sofrem influência dos demais mercados, já os preços de exportação para os Estados Unidos também não sofrem influência dos demais mercados sofrendo influência apenas de si próprio. Os preços de exportação para a União Europeia são influenciados pelos preços do mercado interno e de si próprio. Em relação a causalidade de Granger, o mercado interno causa Granger ao mercado europeu, confirmando assim os resultados do VAR estimado.

Para dar maior robustez as estimações feitas, foram realizados os testes de estabilidade do modelo, bem como o teste de Jarque-Bera que testa a normalidade dos resíduos, a função impulso resposta e a decomposição da variância. Todos corroboraram os resultados obtidos nas estimações do modelo.

Em linhas gerais, o preço interno tem exercido cada vez mais o impacto nas oscilações do mercado internacional afetando as expectativas de produção e comercialização dos produtores, ou seja, o preço do mercado interno vai ajudar a prever os preços do mercado europeu que é o principal destino da fruta brasileira. Desta forma, o mercado interno age como formador de preços, já o mercado europeu, atua como tomador de preços.

Referências Bibliográficas

- Almeida, C. O., Souza, J. S. & Pereira, L. M. N. R. J. (2001), 'Tendências no mercado internacional da manga', *Revista Econômica do Nordeste* 32(1), 112–120.
- Barros, F. L. A., F., L. J. R. & Fernandes, R. A. S. (2010), 'Análise da estrutura de mercado na cadeia do leite no período de 1998 a 2008', *Revista de Economia e Agronegócio* 8(2), 177–198.
- Bueno, R. L. S. (2011), *Econometria de Séries Temporais*, 2 edn, Cengage Learning.
- Caporal, B., Cavalheiro, E., Corrêa, J. C. & Cunha, C. (2013), 'Causalidade de granger: Um estudo dos Índices ibovespa e merval', XVI Seminário Interinstitucional de Ensino Pesquisa e extensão, Cruz Alta, Rio Grande do Sul. XVI Mostra de Iniciação Científica.
- Carvalho, J. M. & Miranda, D. L. (2009), 'As exportações brasileiras de frutas: um panorama atual.', XLVII Congresso da Sober, Porto Alegre, Rio Grande do Sul. Anais do XLVII Congresso da Sober, 2009.
- Ceasa (2014), 'Centrais estaduais de abastecimento', <http://www.ceasa.gov.br/index.php?pag=10>. Acesso em: 18 agosto 2014.

- Elliot, G., Rothenberg, T. J. & Stock, J. H. (1996), 'Efficient test for an autoregressive unit root', *Econometrica* **64**(4), 813–836.
- Enders, W. (2010), *Applied Econometric Times Series*, 3 edn, John Wiley and Sons.
- Farias, H. P. (2008), 'Função resposta a impulso e decomposição da variância do erro de previsão aplicados às principais bolsas de valores', Mestrado em Estatística e Experimentação Agropecuária - Programa de Pós-Graduação em Estatística e Experimentação Agropecuária, Universidade Federal de Lavras, Minas Gerais. Dissertação.
- Guarnziroli, C. E. (2006), 'Brasil: perspectivas e limitações', Universidade Federal Fluminense. Rio de Janeiro. Economia - Texto para Discussão.
- Gujarati, D. N. & Porter, D. C. (2009), *Basic Econometrics*, 5 edn, McGraw Hill.
- Lima, S. S. & Moreira, J. C. P. (2007), 'Análise da cadeia produtiva do melão no brasil: Um estudo a partir dos determinantes de exportação', XLV Congresso da Sociedade de Economia, Administração e Sociologia Rural, Londrina, Paraná. Comercialização, Mercados e Preços Agrícolas.
- Matos, M. A., Ninaut, E. S. & Caiado, R. (2008), 'A influência do câmbio na formação de preços do agronegócio', *Revista de Política Agrícola* **17**(4), 6–13.
- Mayorga, R. O., Khan, A., Mayorga, R. D. & Lima, P. V. P. S. and Margarido, M. A. (2007), 'Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão do brasil', *Revista Economia e Sociologia Rural* **45**(3), 675–704.
- Menezes, G. R. & Fernandez, R. N. (2012), 'Análise do efeito pass-through cambial para a formação dos índices de preços no brasil (1999 - 2011)', XV Encontro de Economia da Região Sul - ANPEC / SUL, Porto Alegre, Rio Grande do Sul. Anais do XV Encontro de Economia da Região Sul - ANPEC / SUL, 2012. p. 1-18.
- Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1988), 'Testing for a unit root in time series regressions', *Biometrika* **75**(2), 335–346.
- Silva, J. S., Lima, J. R. F., Santos, R. K. B., Santos, A. S. & Andrade, C. A. S. (2011), 'Análise do comportamento dos preços de manga exportada do brasil: Análise no domínio do tempo', Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural - VI SOBER Nordeste, Petrolina, Pernambuco. Anais (CD-ROM) Pernambuco, SOBER, 2011. 18 p.
- Sims, C. (1980), 'Macroeconomics and reality', *Econometrica* **48**(1), 1–49.
- Vital, T. W., Moller, H. D., Luis, A. F., Sampaio, Y. S. B. & Silva, E. (2011), 'A fruticultura de exportação do vale do são francisco e a crise econômica: Efeitos sobre a convenção coletiva de trabalho 2009-2010', *Agronegócios e Meio Ambiente* **4**(3), 365–390.