

## VIII SOBER Nordeste

Pluralidades Econômicas, Sociais e Ambientais: interações para reinventar o Nordeste rural

06 a 08 de novembro de 2013 em Parnaíba-PI

Realização:



VIII SOBER Nordeste  
Novembro de 2013  
Parnaíba- PI - Brasil

---

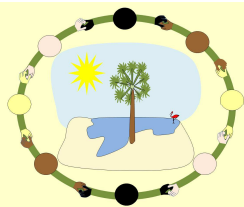
ANÁLISE DOS PREÇOS DA MANGA DO VALE DO SÃO FRANCISCO NOS MERCADOS INTERNO E EXTERNO: UM ESTUDO DE SÉRIES TEMPORAIS PARA O BRASIL, ESTADOS UNIDOS E UNIÃO EUROPÉIA (2003 – 2013)

**Severino Félix de Souza** (UFRN) - severinofelix@hotmail.com  
*Mestrando em Economia Regional pela UFRN, bolsista CAPES.*

**Janaina Alves** (UFRN) - janah\_alves@hotmail.com  
*Profª. Departamento de Economia e do Programa de Pós-graduação em Economia - UFRN*

**Joao Ricardo F. de Lima** (Embrapa Semiarido/FACAPE/PPGECON-UFPE) - joao.ricardo@embrapa.br  
*Doutor em Economia, Pesquisador A da Embrapa Semiarido.*

**Alan Francisco Carvalho Pereira** (FACAPE) - alanpereira1993@hotmail.com  
*Graduando em Economia, Bolsista Iniciação Científica da FACEPE.*



**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 EUROPÉIA (2003 – 2013)**

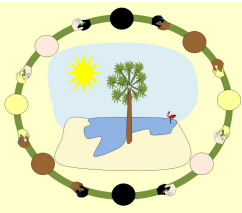
**ANALYSIS OF PRICES OF MANGO OF VALE DO SÃO FRANCISCO IN THE  
DOMESTIC AND FOREIGN MARKETS: A STUDY OF TIME SERIES FOR  
BRAZIL, UNITED STATES AND EUROPEAN UNION (2003 – 2013)**

Grupo de Pesquisa: Comercialização e mercado de produtos agropecuários

**RESUMO**

A teoria econômica baseada na lei da oferta e da demanda mostra que no período em que a oferta de um bem qualquer excede muito à sua procura, seu preço tende a cair. Já em períodos nos quais a demanda supera a oferta desse bem, a tendência é o aumento do seu preço. O objetivo desta pesquisa é analisar os preços de exportação da manga do Vale do São Francisco, com o Brasil, os Estados Unidos e a União Europeia no período entre 2003 a 2013, como também a causalidade dos mercados supracitados. A partir de séries temporais, a relação entre os preços baseou-se em estimativas de um modelo vetorial autorregressivo e também o teste de causalidade de Granger, respectivamente. O teste de Granger verifica se o preço de um determinado mercado é capaz de causar Granger a previsão de outro mercado – levando em consideração os mercados analisados no presente estudo. Os resultados mostram que as séries de preços são estacionárias e que os preços do mercado interno brasileiro sofrem influência dos Estados Unidos e da União Europeia, ou seja, é um mercado tomador de preços. Já o preço de exportação para os Estados Unidos, é influenciado pela União Europeia. Entretanto, a mesma, não sofre influência de nenhum dos mercados analisados, pois, segundo resultado do estudo, é formadora de preços.

Palavras-Chaves: Lei da Oferta e da Demanda, VAR, Causalidade de Granger, Exportação de Mangas.



## ABSTRACT

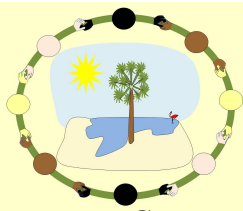
The economic theory based on the law of supply and demand shows the period in which the supply of an any good far exceeds of its demand, its price tends to fall. Already in periods in which demand exceeds supply this good, the trend is the increase in its price. The objective of this research is to analyze the export prices of the mango in the Vale do São Francisco, with Brazil, the United States and the European Union in the period 2003-2013, as well as the causality of the aforementioned markets. From time series, the relationship between the price was based on estimation of a vector autoregression model and also the Granger causality test respectively. The Granger test verifies if the price of a determinate market can cause Granger predicting another market - taking into account the markets analyzed in this study. The results show that the price series are stationary and that the Brazilian domestic market prices are influenced by the United States and the European Union, ie, it's a prices taker market. Already the price of exports to the United States, is influenced by the European Union. However, it does not suffer from the influence of any of the markets analyzed, because, according to results of the study, is forming prices

Key Words: Law of Supply and Demand, VAR, Granger Causality, Export of Mangoes.

## 1 INTRODUÇÃO

O Brasil é um grande produtor de frutas no cenário mundial. Segundo estudo (SILVA et al., 2011) o país aparece em terceiro lugar, ficando atrás apenas da China e da Índia. A boa posição dá-se devido às condições climáticas e ambientais, favoráveis ao desenvolvimento. De acordo com Almeida et al. (2001, p. 112) “A manga é uma das poucas frutas cujas exportações, na forma *in natura*, conseguiram superar 10% da produção nacional”.

Dentre as grandes praças produtoras da fruta, destaca-se o Vale do São Francisco, que exporta aproximadamente 85% da manga de todo o Brasil. Grande parte da fruta é do tipo *Tommy Atkins* – 90% (SEAGRI-BA). Grande parte desse volume e desses números um tanto quanto expressivos 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 e algumas outras frutas – banana, mamão, entre outras – foram contempladas ainda na primeira etapa pelo Programa de Fruticultura, programa que fez parte do Plano Brasil em Ação, do



Governo Federal, que tinha como meta incentivar a produção e exportação das frutas (ALMEIDA et al., 2001).

O que chamou a atenção durante os anos da crise financeira de 2008 foi que mesmo diante de uma conjuntura econômica desfavorável, os níveis anuais de exportação da manga mantiveram-se na média. Esta situação não pode ser considerada como um sinal negativo, pois, se o volume das exportações anuais não aumentou da mesma forma, esse mesmo valor também não reduziu, diferente da uva de mesa (SILVA et al., 2011).

Diferente também do que previam Vital et al., 2011 no que diz respeito à redução do consumo dos produtos importados – manga e uva de mesa – dos mercados internacionais, mais precisamente nos Estados Unidos e na União Européia. Entretanto, Silva et al. (2011), concorda que a política cambial vai gerar impacto negativo no setor da fruticultura, chegando a gerar impactos negativos, ocasionando assim uma redução no volume das exportações, devido a redução da competitividade.

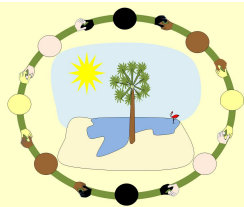
O Vale do São Francisco no Nordeste brasileiro concentra grande parte da produção da fruticultura do país. É nessa região que se encontra o Pólo de Fruticultura Irrigada Petrolina-Juazeiro, local que dispõe de um clima propício para o cultivo da fruticultura, como também abundância de mão-de-obra, água 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), tendo sido exportado segundo o site do Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (2013) – aliceweb – mais de US\$ 39 milhões apenas nesse ano – de janeiro a julho – o que corrobora com tal afirmação.

Nesse sentido, o objetivo do estudo, é analisar os preços de exportação da manga do Vale do São Francisco, praticados no mercado interno brasileiro, com o mercado externo americano e a União Europeia no período entre 2003 ao segundo trimestre de 2013, como também a causalidade dos mercados supracitados.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

A teoria econômica mostra a relação entre a oferta e a demanda, em que o preço de um bem cai quando a oferta deste ultrapassa a demanda (LIMA, 2000). Caso isso aconteça no mercado interno, uma opção do produtor é exportar, na intenção de ter o excedente da sua mercadoria absorvida pelo mercado externo. De acordo com Silva et al. (2010), a manga,



como a maior parte dos produtos agropecuários tem dificuldade para o ajuste rápido nas mudanças da demanda afetando o preço.

Assim, conforme Adami e Miranda (2011), quando existe influência (causalidade) de um mercado sobre o outro, ocorrerão transmissão de preços entre ambos os mercados. Nesse caso, o mercado dominante tem os seus preços influenciando os preços no mercado seguidor e, existe então, o que é chamado de teoria da comercialização, que se caracteriza como um sentido de causalidade entre os preços nos mercados analisados.

Segundo Vital et al. (2011), o Vale do São Francisco concentra a fruticultura do Nordeste, abrangendo vários municípios que formam, segundo o Banco do Nordeste (1998) o chamado Pólo de Desenvolvimento Integrado. Este pólo abrange os estados de Pernambuco e Bahia e é conhecido como o Pólo de Fruticultura Irrigada Petrolina-Juazeiro.

Pesquisas relacionadas à produção de manga irrigada do Vale do São Francisco proporcionam uma produção durante o ano todo. Nos seis primeiros meses do ano, os preços praticados estão a cima da média. A oferta maior do produto, no segundo semestre, devido a produção pelo ciclo natural da fruta contribuirá para a queda do seu preço, segundo Silva et al. (2010).

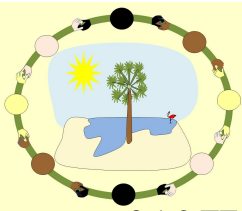
No tocante aos lucros, Almeida, Souza e Pereira (2001), afirmam que no mercado internacional, os preços da manga são estabelecidos no mercado importador, desta forma, as frutas são comercializadas por consignação. Resultante disto, a margem de lucro que se pode ganhar em preços utilizando este tipo de manobra de mercado é irrelevante.

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 O MODELO ECONOMÉTRICO

Foi utilizado um modelo de vetor autorregressivo e o teste de Causalidade de Granger. O teste citado tem seu uso no meio dos econométricos quando se estuda as séries de tempo. Trata-se do teste de Granger, desenvolvido por Engle e Granger (1987). A facilidade em sua aplicação torna-o um dos testes mais utilizados na área (MARGARIDO, 2004).

Porém, antes de usar o modelo e o teste citado, faz-se necessário à utilização do teste de raiz unitária. Entre os testes mais utilizados está o teste de Dickey-Fuller (1979) que está detalhado a seguir.



## 3.1.2 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

O teste de raiz unitária ou teste de Dickey-Fuller (1979) é um teste alternativo de estacionariedade que vem se tornando bastante utilizado ultimamente, uma vez que ao se estudar dados de séries temporais, têm-se a necessidade de analisar a estacionariedade da série analisada. O teste é apresentado por meio do seguinte modelo:

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

Onde  $u_t$  é o termo de erro estocástico, com média zero, variância  $\sigma^2$  constante e não-autocorrelacionada.

Se a hipótese nula for verdadeira, então,  $Y_t$  seguirá um passeio aleatório, desta forma, em geral, a estatística é chamada de  $\tau$  (**tau**) e não mais sendo usada à estatística  $t$ , devendo então ser comparado com valores críticos especialmente construídos, originalmente tabulados por Dickey e Fuller (GRIFFITHS et al., 2003).

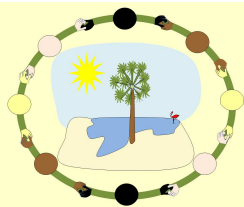
É importante destacar que os valores críticos da tabela **tau** diferem para cada uma das especificações mencionadas para o teste Dickey-Fuller. Conforme Engle e Granger (1987) se duas séries não-estacionárias formarem um vetor de coeficientes que gerem resíduos estacionários, diz-se que estas séries *cointegram*. As séries não-estacionárias são ditas *integradas de ordem 1 (I(1))*, enquanto que as séries estacionárias são ditas *integradas de ordem zero (I(0))*.

Segundo Silva, et al. (2011), a confiabilidade em um estudo de dados temporais está na estacionariedade dos dados. Caso não exista uma estacionariedade, os resultados podem ser espúrios, causando assim uma baixa confiabilidade. Então, um processo ou uma série, 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:

- Média:  $E(Y_t) = \mu$  (2)

- Variância:  $\text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$  (3)

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



“Em que  $\gamma_k$  a covariância (ou autocovariância) na defasagem  $k$ , é a covariância entre os valores de  $Y_t$  e  $Y_{t+k}$ , ou seja, entre dois valores  $Y$  separados por  $k$  períodos. Se  $k = 0$ , obtemos  $\gamma_0$  que é simplesmente a variância de  $Y (= \sigma^2)$ ; se  $k = 1$ ,  $\gamma_1$  é a covariância entre dois valores adjacentes de  $Y$ ” (GUJARATI, 2000, p. 719)

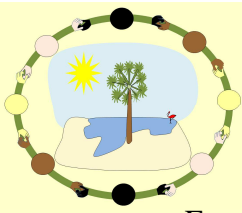
A estacionariedade pode ser medida, ou analisada por meio de uma função de autocorrelação (FAC) e pode ser vista a partir do correlograma. Se o coeficiente da autocorrelação é alto, a série não é estacionária, não podendo então fazer previsões com a mesma. Se for aleatória, a autocorrelação a qualquer defasagem maior que zero, é zero. Dessa forma, a função de autocorrelação fornece uma inspeção visual da série com relação à sua estacionariedade, contudo, é necessário usar testes formais, tais como o Dickey-Fuller, Dickey-Fuller Aumentado e o teste DF-GLS, que será descrito a seguir.

### 3.1.3 TESTE DF – GLS

Como explicitado no item anterior, existem testes estatísticos para analisar a estacionariedade de uma série de tempo, que são os testes de raiz unitária. Existem alguns tipos de testes de raiz unitária que são ditos testes de primeira geração, que são o caso do Dickey-Fuller (DF) e o Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Porém, neste trabalho será usado uma variante do ADF, que é considerado um teste de segunda geração, conhecido formalmente por teste Dickey-Fuller por Mínimos Quadrados Generalizados ou tão somente DF – GLS.

O teste DF-GLS apresenta maior robustez se comparado a versões anteriores. O teste é considerado uma versão modificada do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF). O teste DF – GLS foi desenvolvido por Elliot et al., (1996) e possui uma diferença, o mesmo, tem uma alteração na série por meio de uma regressão por Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) antes de executar o teste ADF.

Foi sugerido então, uma mudança no ADF, em que as variáveis explicativas são referentes à tendência determinística (constante e coeficientes de tendência), são retiradas por meio de uma diferenciação na série. 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.



Em relação à primeira 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:

$$\tilde{y}_t = \begin{cases} y_t & \text{se } t = 1 \\ y_t - ay_{t-1} & \text{se } t > 1 \end{cases}$$

$$x_t = \begin{cases} 1 & \text{se } t = 1 \\ 1 - a & \text{se } t > 1 \end{cases}$$

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

e  $a = 1 - (13,5/T)$

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

$$\tilde{y}_t = \delta_0 x_t + \delta_1 z_t + \varepsilon \tag{5}$$

$\delta_0, \delta_1$  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

$$\Delta y_t^* = a + \beta y_{t-1}^* + \sum_{j=1}^k \xi_j \Delta y_{t-j}^* + \varepsilon_t \tag{6}$$

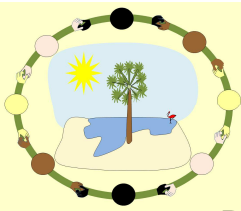
e verificar se  $\beta = 0$

Na segunda hipótese alternativa  $a = 1 - (7/T)$ , se elimina z da regressão (5) e estima (6) sobre a variável transformada, verificando se  $\beta = 0$ . Para maiores informações, pode ser feita a consulta do manual do *software* Eviews.

### 3.1.4 MODELO VETORIAL AUTORREGRESSIVO (VAR) E TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

O 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 auto regressivo nestes moldes será igual a uma estimação por OLS 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:

$$y_t = v + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + u_t \quad (7)$$

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;  $\sum A_1$  até  $A_p$  são matrizes  $n \times n$  de parâmetros; e,  $u_t$  é um resíduo ruído branco que possui média zero, não apresentando autocorrelação e com matriz de variância-covariância igual a  $\Sigma$ .

Segundo Barros et al. (2010), este modelo é geralmente estimado em sua forma reduzida e 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)

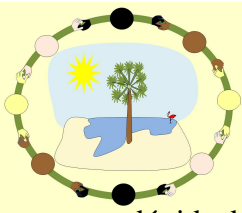
$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + u_t \quad (8)$$

$$y_t = v + A_1 L y_t + u_t \quad (9)$$

$$y_t - A_1 L y_t = v + u_t \quad (10)$$

$$[I - A_1 L] = 0 \quad (11)$$

As raízes do polinômio devem ser  $> 1$  (maior que um) em seu valor absoluto. Desta forma, o número das raízes é dado por  $p.k$ . Contudo, 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, desenvolvido por Clive Granger, tem como finalidade mostrar que uma previsão do futuro não pode causar o presente nem o passado. Segundo Cavalheiro (2011, p. 3), “o termo “causalidade de Granger” significa que há uma relação de antecedência-defasagem entre as variáveis de séries de tempo multivariadas”. Ou seja, uma variável  $x$ , vai ser dita que causa Granger em uma variável  $y$ , se, os valores passados de  $y$  e valores passados de  $x$ , sejam úteis para prever  $x$ .

Um exemplo clássico são as previsões do meteorologista em relação à chuva. De fato, a previsão pode ocorrer primeiro do que a chuva, porém, não necessariamente tenha que chover, ou seja, não quer dizer que o meteorologista cause a chuva.

A estimação do teste de causalidade de Granger é feita da seguinte forma:

$$x = \sum_{i=1}^n \alpha_i y_{t-1} + \sum_{j=1}^n \beta_j x_{t-1} + u_{1t} \quad (12)$$

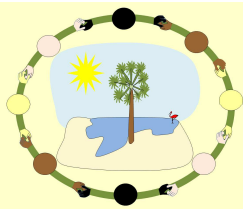
$$y = \sum_{i=1}^n \lambda_i y_{t-1} + \sum_{j=1}^n \delta_j x_{t-1} + u_{2t} \quad (13)$$

supondo então que as perturbações  $u_{1t}$  e  $u_{2t}$  não apresentem correlação. 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.

Na regressão observada em (12), testa-se a hipótese nula de que os alfas estimados da variável  $y$  defasada são em conjunto, iguais à zero. Aceitar essa possibilidade é equivalente a aceitar a hipótese de que a variável  $y$  não causa a Granger a variável  $x$ . No teste de Granger, após estimar o VAR, para cada uma de suas equações, testa-se a hipótese de que cada uma das demais variáveis endógenas não causa a Granger a variável dependente na respectiva equação (BARROS et al. 2010).

#### 4 DESCRIÇÃO DO BANCO DE DADOS

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 dados estão



## VIII SOBER Nordeste

Pluralidades Econômicas, Sociais e Ambientais: interações para reinventar o Nordeste rural  
Parnaíba - PI

relacionados à exportação (em kg) da manga do tipo Tommy - a maior parte da manga exportada, 90% é *Tommy Atkins*. Os preços praticados no mercado interno foram obtidos no site do SEAGRI-BA (2013), cotação de preços, produto manga, praça Juazeiro.

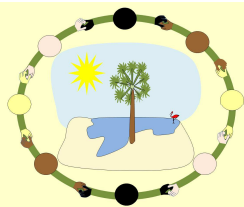
As séries de preços de exportação de manga para a União Européia e para os Estados Unidos foram obtidos no site da Aliceweb, do Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior.

O preço de exportação é obtido da razão entre a receita da exportação e a quantidade exportada. Estes preços estão em dólares e foram calculados trimestralmente entre os anos de 2003 até o segundo trimestre de 2013. Os preços são apenas para mangas do Vale do São Francisco. Não correspondendo às exportações totais do Brasil. Porém, o Vale exporta 85% da manga do Brasil.

### 5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A princípio, faz-se de extrema importância à visualização e a análise do gráfico das séries de preço para assim poder ter uma ideia do comportamento das mesmas no tempo. No eixo das ordenadas, estão as variações de preços da manga nos mercados brasileiro, americano e união europeia. No eixo das abcissas encontra-se a representação dos anos analisados, 2003 a 2013.

Ao longo dos anos estudados, as variações e os preços no mercado interno mostraram-se maior do que as variações e os preços de exportação praticada nos Estados Unidos e na União Europeia, o que corrobora com a lei da demanda e da oferta – quando o preço está alto, a demanda diminui – fazendo assim com que a manga seja exportada para os outros mercados analisados.



## VIII SOBER Nordeste

Pluralidades Econômicas, Sociais e Ambientais: interações para reinventar o Nordeste rural  
Parnaíba - PI

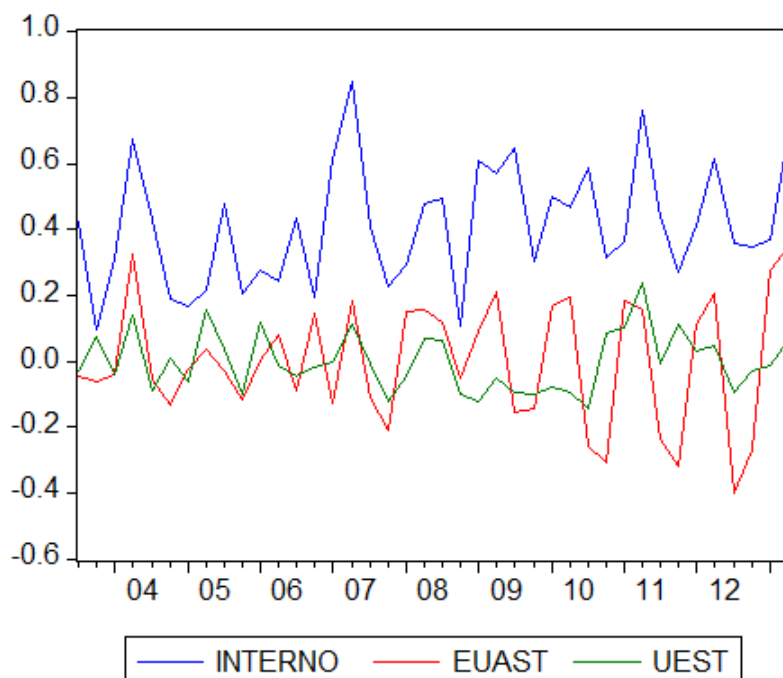


Figura 1 – Comportamento dos preços da manga no mercado interno, americano e união europeia.

Fonte: dados da pesquisa.

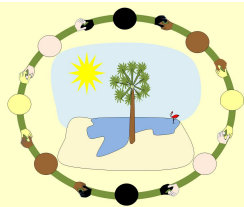
Em seguida, analisou-se a estacionariedade das séries de preços utilizando-se do teste de raiz unitária DF-GLS. Os resultados estão presentes na Tabela 1 e demonstram que para as três séries de preços, o valor calculado em módulo, é maior do que o valor crítico do teste, considerando a significância estatística de 5%.

Desta forma, as três variáveis apresentam rejeição da hipótese nula, em que a série seja um passeio aleatório, uma vez que as variáveis são estacionárias, as séries são então,  $I(0)$ .

Tabela 1 – Teste de raiz unitária para as séries de preços dos mercados brasileiro (interno), americano e união europeia.

Séries	Defasagens	Estatística t	Valor Crítico (5%)
<b>INTERNO</b>	1	-5.5350	-1.9498
<b>EUAST</b>	5	-2.6017	-1.9510
<b>UEST</b>	0	-5.3332	-1.9496

Fonte: Dados da pesquisa.



## VIII SOBER Nordeste

Pluralidades Econômicas, Sociais e Ambientais: interações para reinventar o Nordeste rural  
Parnaíba - PI

De acordo com os dados, 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.

A Tabela 2 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 que 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, apontaram para 2 defasagens.

Tabela 2 – Escolha das defasagens para o VAR.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	60.58881	NA	8.93e-06	-3.112909	<b>-2.982294*</b>	-3.066861
1	69.88240	16.57775	8.81 e-06	-3.128779	-2.606319	-2.944587
2	87.65431	<b>28.81931*</b>	<b>5.54 e-06*</b>	<b>-3.602936*</b>	-2.688631	<b>-3.280600*</b>
3	93.60126	8.679329	6.72 e-06	-3.437906	-2.131756	-2.977427

\* indica o número de lags a ser escolhido.

LR: Sequência modificada de LR, teste estatístico ao nível de 5%;

FPE: Erro de predição final;

AIC: Critério de Akaike;

SC: Critério de Schwarz;

HQ: Critério de Hannan-Quinn.

Fonte: Dados da pesquisa.

O próximo passo da pesquisa é a estimação do VAR. A Tabela 3 mostra que os preços do mercado interno brasileiro sofrem influência dos Estados Unidos e da União Europeia na primeira defasagem. Já o preço de exportação para os Estados Unidos sofre influência e é afetado pelo preço do mercado da União Europeia na primeira defasagem sendo também, afetado expressivamente por si próprio na segunda defasagem. Já o preço de exportação da manga para a União Europeia aparenta não sofrer influência nem ser afetado pelos preços dos mercados brasileiro e americano, sofrendo uma leve influência por si própria na segunda defasagem.

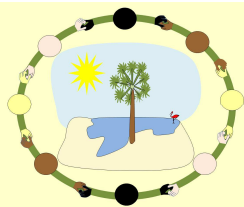
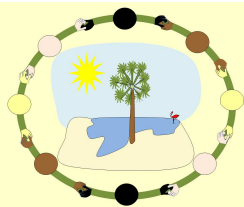


Tabela 3 – Modelo VAR estimado.

	<b>INTERNO</b>	<b>EUAST</b>	<b>UEST</b>
<b>INTERNO(-1)</b>	0.114383 (0.18267)	-0.021654 (0.14096)	0.018175 (0.09310)
<b>INTERNO(-2)</b>	-0.133271 (0.17619)	<b>-0.397000*</b> (0.13597)	-0.147987 (0.08980)
<b>EUAST(-1)</b>	<b>0.322164*</b> (0.17556)	-0.091268 (0.13548)	-0.141965 (0.08948)
<b>EUAST(-2)</b>	-0.254818 (0.19048)	<b>-0.637971*</b> (0.14699)	-0.175186 (0.09708)
<b>UEST(-1)</b>	<b>-0.351079*</b> (0.33570)	<b>-0.412763*</b> (0.25905)	0.068900 (0.17109)
<b>UEST(-2)</b>	-0.036868 (0.32870)	-0.047246 (0.25365)	<b>0.266199</b> (0.16753)
<b>C</b>	0.425289 (0.10122)	0.160978 (0.07811)	0.047991 (0.05159)
<b>R<sup>2</sup></b>	0.246526	0.621404	0.273811
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	0.100692	0.548127	0.133258
<b>Soma dos quadrados dos resíduos</b>	0.888350	0.529020	0.230760
<b>Estatística F</b>	1.690457	8.480230	1.948098
<b>Crítério de Akaike</b>	-0.549678	-1.068017	-1.897664
<b>Crítério de Schwarz</b>	-0.248017	-0.766356	-1.596003
<b>Media da variável dependente</b>	0.419494	0.002911	-0.001152
<b>Desvio da variável dependente</b>	0.178508	0.194333	0.092673

Fonte: Dados da pesquisa

Baseado nos dados da Tabela 3, as variáveis que apresentam maior significância na explicação do comportamento dos preços do mercado interno brasileiro, são EUAST(-2) e UEST(-1), ou seja, o preço de exportação para os Estados Unidos e o preço de exportação para a União Europeia. Para o preço de exportação dos Estados Unidos, os preços da União Europeia com defasagem de 1 lag e o preço do mercado interno brasileiro foram



significativos, ambos com sinal negativo, significando um efeito inverso dos preços da União Europeia e Brasil. No que diz respeito a variável UEST, a mesma não apresentou valores significativos.

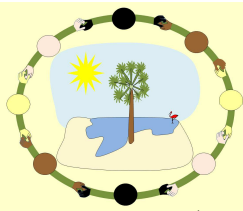
A Tabela 4 mostra os resultados do teste de Causalidade de Granger, teste esse, realizado após as estimações do modelo VAR. A Causalidade de Granger permitirá saber se uma variável (x) causa outra (y), no sentido de Granger, desta forma, dados os valores das variáveis em estudo (x) e (y) são úteis para prever os valores de (y). Em outras palavras, a questão principal é saber se o escalar x vai ajudar ou não a prever a escalar y. Portanto, se isso não acontecer, afirma-se que x não-Granger-causa y (BUENO, 2008).

Tabela 4 – Teste de Causalidade de Granger.

<b>Equação</b>	<b>Excluído</b>	<b>X<sup>2</sup></b>	<b>gl</b>	<b>Prob</b>
<b>INTERNO</b>	EUAST	5.334055	2	0.069
<b>INTERNO</b>	UEST	1.242956	2	0.053
<b>INTERNO</b>	Ambos	5.961630	4	0.202
<b>EUAST</b>	INTERNO	8.811664	2	0.012
<b>EUAST</b>	UEST	2.904021	2	0.234
<b>EUAST</b>	Ambos	11.77887	4	0.019
<b>UEST</b>	INTERNO	2.716119	2	0.257
<b>UEST</b>	EUAST	5.581691	2	0.061
<b>UEST</b>	Ambos	10.31820	4	0.035

Fonte: Dados da pesquisa.

Segundo Barros et al. (2010), para cada variável endógena que não é a variável dependente na referida equação como também cada equação do modelo VAR estimado, o teste de Granger busca testar se todos os coeficientes estimados são conjuntamente iguais a zero, considerando todos os lags. Em outras palavras, testar para cada equação do VAR se existe ou não a causalidade de Granger, aceitando ou rejeitando a hipótese nula – que não existe causalidade – do teste, ou seja, se a variável endógena não causa a variável dependente no sentido de Granger.



## VIII SOBER Nordeste

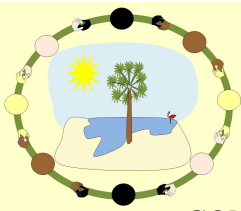
Pluralidades Econômicas, Sociais e Ambientais: interações para reinventar o Nordeste rural  
Parnaíba - PI

A análise é iniciada com a equação que representa a variável dependente, sendo o log dos preços do mercado interno. O primeiro teste é verificado se os 2 lags de INTERNO são em conjunto iguais a zero. O valor de probabilidade indica a aceitação da hipótese nula de que EUAST não causa INTERNO à Granger. Já com relação à variável endógena UEST, não há a aceitação da hipótese nula, uma vez que ela causa INTERNO no sentido de Granger. O terceiro teste relaciona-se com a hipótese nula de que os coeficientes dos 2 lags das duas variáveis endógenas são conjuntamente iguais a zero. Como pode ser observado, a hipótese nula não é rejeitada. Isso significa que, conjuntamente, os preços de exportação da manga para os Estados Unidos e o preço da exportação da manga para União Europeia não causam o mercado INTERNO brasileiro à Granger.

Diferente da primeira equação, o primeiro teste verificado se os 2 lags de EUAST são em conjunto iguais a zero, percebe-se que o valor da probabilidade indica a rejeição da hipótese nula, ou seja, INTERNO causa Granger à EUAST. Em relação a variável endógena UEST, não há a rejeição da hipótese nula, uma vez que ela não causa EUAST no sentido de Granger. O terceiro teste da segunda equação está associado com a hipótese nula de que os coeficientes dos 2 lags das duas variáveis endógenas são conjuntamente iguais a zero. De acordo com os dados, a hipótese nula é rejeitada, demonstrando que os preços da manga do mercado interno brasileiro e o preço da manga exportada para União Europeia causam Granger à EUAST.

Conforme as equações anteriores, o primeiro teste da terceira equação irá verificar se os 2 lags de UEST são em conjunto iguais a zero. O valor da probabilidade indica que não se rejeita a hipótese nula, que INTERNO não causa Granger à UEST. Da mesma forma como nas equações anteriores, em relação a variável endógena, EUAST não Granger causa UEST, uma vez que a probabilidade indica a não rejeição da hipótese nula. No terceiro teste, no qual se relaciona com a hipótese nula onde os coeficientes dos 2 lags das duas variáveis endógenas são conjuntamente iguais a zero, considerando os resultados, a hipótese nula é rejeitada, o que demonstra que os preços da manga do mercado INTERNO brasileiro e o preço da manga exportada para os Estados Unidos causam Granger à UEST.





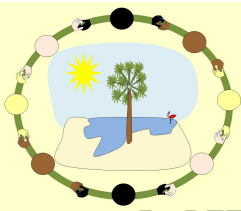
### 6 CONCLUSÕES

Esta pesquisa analisou os preços de exportação da manga do tipo Tommy Atkins praticado no mercado interno do Brasil e nos mercados externo americano e da União Europeia, respectivamente, entre os anos de 2003 a 2013. Ao analisar estes preços, mostrou-se a influência que cada mercado exerce no outro como formador e tomador de preços.

Os preços do mercado interno brasileiro sofrem influência dos Estados Unidos e da União Europeia, já os preços de exportação para os Estados Unidos sofre influência da União Europeia. O preço de exportação da manga para os Estados Unidos, os preços da União Europeia e os preços do mercado interno brasileiro foram significativos – segundo o modelo VAR estimado – porém com sinais negativos, o que indica um efeito inverso dos preços da União Europeia e Brasil..

Portanto, de acordo com os dados da pesquisa, o que se identificou em relação aos mercados analisados, foi que o mercado interno brasileiro atua com tomador de preços, pois aparenta sofrer influências dos demais mercados. De forma contrária, o mercado da União Europeia, atua como formador de preços, pois aparenta não sofrer influência do mercado interno e americano.

Pelo teste de Causalidade de Granger, o preço da União Europeia ajuda a prever o preço do mercado interno brasileiro, pois causa Granger ao mesmo, ou seja, os preços da União Europeia vão ajudar a prever os preços futuro do mercado interno brasileiro. Contudo, o preço do mercado americano causa Granger ao preço do interno brasileiro, diferente dos Estados Unidos, que não causa Granger a União Europeia. Então, os Estados Unidos ajudam a prever os preços futuros do mercado interno brasileiro e não ajudam a prever os preços da União Europeia, respectivamente. Por fim, tanto os Estados Unidos como o mercado interno brasileiro não causam Granger a União Europeia.



7 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.

BANCO DO NORDESTE - BNB. Pólo Integrado Petrolina/Juazeiro: Atuação inovadora potencializa desenvolvimento. *Notícias*, p. 7-126, ago. 1998.

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: 13 de agosto de 2013.

BARROS, F. L. A. ; LIMA, J. R. F. ; FERNANDES, R. A. S. . Análise da estrutura de mercado na cadeia do leite no período de 1998 a 2008. *Revista de Economia e Agronegócio*, vol. 8. Nº 2. 2010.

BRASIL. Ministério de Desenvolvimento e Comércio Exterior — MDIC. **Aliceweb**. Disponível em: <<http://www.aliceweb.desenvolvimento.gov.br>>. Acesso em: 14 setembro 2013.

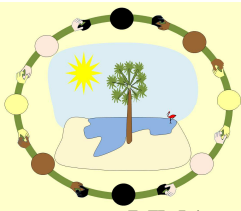
BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. São Paulo: Cengage Learning Edições Ltda, 2008. 299 p.

CAVALHEIRO. Everton et al. **Causalidade de Granger: Um estudo dos índices IBOVESPA e MERVAL**. XVI Seminário Interinstitucional de Ensino Pesquisa e extensão. 2011. Disponível em: < <http://www.unicruz.edu.br/seminario/>>. Acesso em: 10 de Setembro de 2013.

DICKEY, D.A & FULLER, W.A. Distribution of the estimator for auto-regressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 1979. p. 427-431.

ELLIOT, G. ROTHENBERG, T. J. STOCK, J. H. **Efficient test for an autoregressive unit root**. *Econometrica*, v. 64, p. 813-836, jul. 1996.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. 3 ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 846 p.



## VIII SOBER Nordeste

Pluralidades Econômicas, Sociais e Ambientais: interações para reinventar o Nordeste rural  
Parnaíba - PI

LIMA, G. Uma Interpretação da Curva de Oferta de Marshall e a Arquitetura de uma Moderna Teoria da Oferta e Demanda. *Revista Econômica*, Universidade Federal Fluminense, Rio de Janeiro. vol. II, nº 4, dezembro. 2000.

HILL, R. C. GRIFFITHS, W. E. JUDGE, G.G. *Econometria*. 2 ed. São Paulo: Saraiva, 2003. 471 p.

MARGARIDO, M. A. Teste de Co-Integração de Johansen Utilizando o SAS. *Agric. São Paulo*, São Paulo, v. 51, n. 1, p. 87-101, jan./jun. 2004.

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.

VITAL, T. W. et al. A Fruticultura de Exportação do Vale do São Francisco e a Crise Econômica: Efeitos Sobre a Convenção Coletiva de Trabalho 2009-2010. *Revista em Agronegócios e Meio Ambiente*, v.4, n.3, p. 365-390, set/dez. 2011 - ISSN 1981-9951.