

**RELACIONAMENTO DE PREÇOS E INTEGRAÇÃO ENTRE O MERCADO
PRODUTOR DE TIANGUÁ NA SERRA DA IBIAPABA/CE E MERCADOS
ATACADISTAS DE FORTALEZA/CE E TERESINA/PI**

Francisco José Silva Tabosa

Economista. Professor Assistente do Curso de Economia da Universidade Federal do Ceará – UFC – Campus Sobral e Doutorando em economia no CAEN/UFC. E-mail: franze@caen.ufc.br Av. Bezerra de Menezes, 2048/304 – São Gerardo – Fortaleza/CE – CEP 60325-002 - Tel(88)36132829

Jair Andrade de Araújo

Engenheiro de Pesca. Dr. Professor Adjunto do Curso de Economia da Universidade Federal do Ceará – UFC – Campus Sobral. E-mail: jairandrade@ufc.br
Tel (88)36132829

Ahmad Saeed Khan

Engenheiro Agrônomo. PhD. Professor Titular do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará. E-mail: saeed@ufc.br.
Campus do Pici, s/n- bloco 826 – Fortaleza/CE – CEP 60000-000 Tel (85)3366-9717.

Ruben Dario Mayorga

Economista. PhD. Professor Associado do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará. E-mail: Dario@ufc.br.
Campus do Pici, s/n- bloco 826 – Fortaleza/CE – CEP 60000-000 Tel (85)3366-9717.

RELACIONAMENTO DE PREÇOS E INTEGRAÇÃO ENTRE O MERCADO PRODUTOR DE TIANGUÁ NA SERRA DA IBIAPABA/CE E MERCADOS ATACADISTAS DE FORTALEZA/CE E TERESINA/PI

RESUMO: Este artigo visa analisar o relacionamento de preços e integração entre o mercado produtor de Tianguá na Ibiapaba/CE e os mercados atacadistas de Fortaleza/CE e Teresina/PI, utilizando séries semanais de preços obtidos da CEASA. Para isto, foram realizados testes de raiz unitária e utilizado o Modelo VAR, com a aplicação do Teste de causalidade de Granger/Teste de Wald para exogeneidade por blocos, Decomposição de Variância e Impulso Resposta. Os resultados mostraram que o mercado do maracujá e tomate Fortaleza/CE apresentou-se como mercado independente, exercendo forte influência sobre os mercados da Ibiapaba/CE e Teresina/PI. No entanto, no mercado do pepino foi Teresina que se apresentou como mercado independente, exercendo forte influência sobre os mercados de Fortaleza/CE e Ibiapaba/CE.

PALAVRAS-CHAVE: Integração de Mercado; Modelo VAR; Ibiapaba; Fortaleza; Teresina.
Jel Classification: Q11; Q13; C23.

ABSTRACT: The objective of this paper was to analyze the price relationship and integration between the producer market of Tianguá in Serra of Ibiapaba/CE and the wholesale markets of Fortaleza/CE and Teresina/PI. The weekly price series data was used. For this, the following tests are used: unit roots; the VAR Model; Granger Causality; the Wald for blocks exogeneity; the Variance Decomposition and Impulse Response. The results showed that in the passion fruit and tomatoes markets, Fortaleza showed as independent market, with strong influence over Ibiapaba and Teresina markets. However, in the cucumber market, Teresina showed as independent market with strong influence over Ibiapaba and Fortaleza markets.

KEY WORDS: Market integration; VAR Model; Ibiapaba; Fortaleza; Teresina.

1. INTRODUÇÃO

A análise de integração de mercados fornece informações sobre a estrutura de concorrência predominante nestes mercados as quais podem ser utilizadas para tomadas de decisão sobre formações de preços das firmas que compõem estes mercados, na decisão de entrada de produtores potenciais nos mesmos, na elaboração de políticas de regulação destes, entre outros importantes aspectos.

De acordo com Santos *et al* (2007), dentre os conceitos que descrevem a dependência entre mercados, destacam-se a arbitragem espacial e a Lei do Preço Único (LPU). A arbitragem espacial se dá por intermédio de arbitradores que garantem que a diferença entre os preços de bens homogêneos em duas regiões é consequência, no máximo, do custo de transferência do bem da região de menor preço para a região de maior preço. Já a LPU, base analítica da integração de mercados postula que bens homogêneos obedecem à regra da perfeita arbitragem.

Nos últimos anos, muitos estudos têm se proposto a verificar se mercados, espacialmente separados, são economicamente integrados, através da análise de custos de transação, vantagens comparativas e informações referentes a preços (MATTOS, 2008). No Brasil, estes estudos concentram-se nos mercados agrícolas em virtude da importância destes

na economia nacional no que se refere à geração de emprego e renda e na produção de alimentos.

Neste sentido, a Serra da Ibiapaba/CE, localizada a 350 km de Fortaleza/CE, é um dos principais centros produtores de frutas e hortaliças do Norte/Nordeste do País. Dentre os fatores que favorecem esse *status* estão: clima e temperatura favoráveis, água em abundância e a presença de uma estrutura rodoviária, que facilita o canal de comercialização entre produtor e comerciantes, principalmente os atacadistas. Segundo o CEASA (2009), os principais destinos das produções da Serra da Ibiapaba/CE são os mercados atacadistas de Fortaleza/CE e Teresina/PI, apesar de abastecer quase toda Região Nordeste.

A Tabela 1 apresenta os principais produtos comercializados no mercado produtor de Tianguá na Serra da Ibiapaba/CE em 2008 e os principais destinos da produção. Os cinco principais produtos representam cerca de 70% de tudo que é produzido na região e 90% da produção estadual de Maracujá, Tomate e Pepino (CEASA, op. cit.).

Tabela 1: Principais produtos comercializados e quantidade produzida na CEASA de Tianguá/CE, 2008.

PRINCIPAIS PRODUTOS	QUANTIDADE PRODUZIDA (em ton.)
Maracujá	9053,00
Tomate	8269,50
Pepino	4450,00
Banana Pacovann	4296,60
Pimentão	3507,60

Fonte: CEASA (2009). Elaboração dos autores.

Neste contexto, conhecer a integração dos preços dos produtos comercializados no mercado produtor na Serra da Ibiapaba/CE e os mercados atacadistas de Fortaleza/CE e Teresina/PI constitui uma importante meta de pesquisa visando verificar a eficiência dos mercados e a direção da causalidade nos preços, indicando os mercados determinantes na formação dos preços.

Essa informação é importante para diversos setores da economia, como produtores, indústrias e até mesmo o governo. Para o primeiro, informações de integração de mercados podem ocasionar aumento (ou redução) de safras, armazenamento da produção e venda na entressafra, subsídios e informações de custos de transação. Para o segundo, produzir produtos com menores custos de transação e obter maiores lucros. Enfim, para o terceiro, adotar políticas que facilitem o escoamento da produção, política de subsídios, política de preço mínimo, etc.

Sabe-se que, um estreito relacionamento entre os preços nos diferentes mercados atacadistas indicaria que o sistema de comercialização de frutas e hortaliças é competitivo. Por outro lado, a ausência deste relacionamento indicaria a existência de algumas imperfeições.

Empiricamente, são necessárias algumas hipóteses acerca do grau de competitividade dos mercados a serem estudados. Primeiro, o mercado produtor de Tianguá na Serra da Ibiapaba/CE e os mercados atacadistas de Fortaleza/CE e Teresina/PI são estreitamente integrados, isto é, os preços de mercado refletem oferta e demanda de mercados competitivos. Segundo, conforme a Lei do Preço Único (LPU), as diferenças de preço, maiores que os custos de transferência entre mercados, podem resultar em políticas públicas inadequadas; carência de infra-estrutura; dificuldades no transporte; facilidades inadequadas de manuseio do produto e ausência de logística entre os mercados produtores e mercados consumidores.

Terceiro que quanto maiores (menores) as distâncias entre os mercados menores (maiores) os graus de integração entre os mercados. Por último, caso ocorra a não existência de integração de mercado, pode-se confirmar a existência de mercados imperfeitos.

Diante do exposto cabe o seguinte questionamento: um melhor entendimento do relacionamento de preços nos mercados atacadistas da Ibiapaba/CE, Fortaleza/CE e Teresina/PI, poderão ser úteis para a elaboração e implantação de políticas públicas visando o melhoramento do mercado e o estímulo à competição, avaliando canais alternativos de mercado, melhoramento das facilidades de transporte, promoção da integração vertical e melhoria geral no fluxo de produtos procedentes dos mercados atacadistas em questão?

O objetivo deste artigo é analisar o relacionamento de preços e integração entre o mercado produtor de Tianguá na Serra da Ibiapaba/CE e os mercados atacadistas de Fortaleza/CE e Teresina/PI.

Este trabalho é dividido em quatro partes além dessa introdução. A primeira apresenta uma revisão de literatura sobre integração de mercados agrícolas. A segunda parte contém a metodologia utilizada e na terceira parte os principais resultados são apresentados. A conclusão encerra este trabalho.

2. INTEGRAÇÃO DE MERCADOS AGRÍCOLAS

Segundo Delgado (1986), mercados integrados são aqueles nos quais os preços de produtos diversos não se comportam independentemente. Ou seja, integração de mercado é a variação estável dos preços entre mercados em uma estação específica do ano apesar das várias mudanças nos preços.

De acordo com Stigler e Sherwin (1985), os diferentes locais de mercado estarão mais estreitamente integrados quanto menores sejam os distanciamentos de seus preços. E os diferentes locais ou regiões estarão mais estreitamente integrados quando melhores sejam as condições competitivas dos mercados, as facilidades de transporte, mais eficientes sejam as informações e que incentivem o fluxo das mercadorias de um determinado mercado para outro.

Conforme Mattos (2008), apesar de não existir um consenso entre as definições referentes à integração de mercados, o termo sempre esteve relacionado diretamente com a interdependência de preços em diferentes mercados, implicando em conceitos de integração espacial e, principalmente, na arbitragem espacial e Lei de Preço Único (LPU).

Nesse sentido Fackler e Goodwin (2000) definem integração espacial de mercados como o grau com que choques de oferta e demanda são transmitidos de um mercado para outro. Visando comprovar essa definição, os autores utilizam uma razão de transmissão de preços entre mercados. Ainda conforme os autores, a arbitragem espacial é o elemento responsável pela condução dos mercados à integração, e pode ser expressa na equação abaixo:

$$P_i - P_j \leq C_{ji} \quad (1)$$

Onde: P_i é o preço no mercado i , P_j é o preço no mercado j , e C_{ij} é o custo no qual o arbitrador deve incorrer para transportar o produto em questão do mercado j para o mercado i .

De acordo com Mattos (op. cit.), geralmente esse custo é representado com o custo de transporte, custo de transferência e custo de transação. Este último termo é o mais utilizado nas análises de integração de mercados agrícolas.

Outro conceito importante, que reflete as análises de integração de mercados, é a Lei do Preço Único (LPU). Fackler e Goodwin (op. cit.) apontam duas versões para essa lei. A primeira definida como versão fraca, se confunde com a definição de arbitragem espacial, definida na equação (1). Já a versão forte, é conduzida também pela definição de arbitragem espacial, mas como uma igualdade, que, segundo Mattos (op. cit.), é a versão mais testada em

estudos de integração de mercados. A versão forte é expressa na equação (2), da seguinte forma:

$$P_i - P_j = C_{ji} \quad (2)$$

De acordo com Mayorga *et al* (2008), os primeiros estudos do setor agrícola a analisar a transmissão de preços e integração de mercado utilizaram, em sua maioria, análise de correlação de preços e regressão simples.

Estes estudos, no entanto, passaram a ser criticados pela negligência que mascara a presença de outros fatores que podem causar variações nos preços, como inflação de preços, sazonalidade (principalmente na agricultura), crescimento populacional e problemas climáticos entre outros. Além disso, não havia o cuidado de verificar se as séries eram estacionárias.

Uma maneira de evitar estas críticas foi a de considerar a diferenciação de preços, que tem a propriedade atrativa de interpretar a integração de mercado como interdependência de mudança de preços em diferentes mercados. Além disso, a diferenciação de preço elimina a tendência comum que causa regressão espúria (GOLETTI *et al*, 1995). Nesse caso, as estatísticas de avaliação $|t|$, F e R^2 , apesar de apresentarem valores elevados, podem não traduzir a verdadeira relação teórica entre as variáveis.

O primeiro modelo de integração de mercados foi desenvolvido por Ravallion (1986), ao considerar o processo de transmissão de preços de um mercado para outro de caráter dinâmico, partindo da existência de um mercado central urbano, estabelecendo relações comerciais com outros mercados menores (rurais). Segundo Ravallion (op. cit.), na presença de integração de mercados, os mesmos são considerados perfeitamente competitivos.

Atualmente, vários estudos de integração de mercados agrícolas utilizam testes de estacionariedade, principalmente os testes de raiz unitária, visando analisar se os mercados analisados são integrados ou não. A análise de estacionariedade implica verificar se as séries trabalhadas possuem a mesma média, variância e autocorrelação ao longo do tempo.

Trabalhos como de Mayorga (1989) e Tabosa *et al* (2004), utilizaram o teste de causalidade de Granger (1969) para analisar a existência (ou não) de integração nos mercados atacadistas do tomate. Ou seja, se um mercado causa outro mercado no sentido de Granger. Ambos concluíram que os mercados atacadistas do tomate no Nordeste, especialmente entre Fortaleza/CE e Ibiapaba/CE, são bastante integrados.

Mais recentemente, muitos estudos de integração de mercados têm se desenvolvido utilizando modelos de vetores auto-regressivos (VAR), decomposição de variância, impulso resposta, vetores de correção de erros (VEC) e co-integração com efeitos *threshold* (SACHS & PINATTI, 2007; MAYORGA *et al*, op.cit; GOODWIN & PIGOTT, 1999; BALCOMBE *et al*, 2007 e MATTOS, 2008).

3. METODOLOGIA

3.1. Padronização e origem dos dados

Neste trabalho, serão utilizados dados de preço para analisar o mercado nordestino do tomate, maracujá e pepino. A escolha desses produtos obedece aos três produtos serem os mais comercializados por meio do mercado produtor de Tianguá na Serra da Ibiapaba/CE. Os dados obtidos junto a Central de Abastecimento S/A (CEASA) consistem em séries semanais de preços dos mercados produtor de Tianguá na Serra da Ibiapaba/CE e atacadistas de Fortaleza/CE e Teresina/PI. Infelizmente, não foi possível obter dados de outros produtos como Banana Pacovann e Pimentão por falta de uma série completa. Utilizou-se no presente estudo o programa econométrico Eviews 5.0.

Algumas considerações devem ser feitas no que respeita à deflação de preços e ao

deflator a ser utilizado. De acordo com Pino e Rocha (1994 apud MARGARIDO, 1998, p. 71), sendo z_t a série original não deflacionada e d_t um deflator apropriado tal que:

$$y_t = \frac{z_t}{d_t} \quad Y_t = \log \frac{y_t}{y_{t-1}} = \log \frac{z_t/d_t}{z_{t-1}/d_{t-1}} = \log \frac{z_t}{z_{t-1}} - \log \frac{d_t}{d_{t-1}} \quad (3)$$

Por outro lado, é usual ajustar o modelo à série centrada ao redor da média quando se toma uma diferença de ordem 1 (um): $Y_t - \bar{Y}$. Neste caso,

$$\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_i Y_i = \frac{1}{n} \sum_i \left(\log \frac{z_t}{z_{t-1}} - \log \frac{d_t}{d_{t-1}} \right) = \frac{1}{n} \sum_i \log \frac{z_t}{z_{t-1}} - \frac{1}{n} \sum_i \log \frac{d_t}{d_{t-1}} \quad (4)$$

Porém, se a taxa de inflação for semelhante de mês a mês no período considerado, então, qualquer que seja t , essa relação é aproximadamente constante. Logo,

$$\begin{aligned} \frac{d_t}{d_{t-1}} \approx k &= \log \frac{y_t}{y_{t-1}} - \frac{1}{n} \sum_i \log \frac{y_i}{y_{i-1}} = Y_t - \bar{Y} \\ &= \log \frac{z_t}{z_{t-1}} - \log \frac{d_t}{d_{t-1}} - \frac{1}{n} \sum_i \log \frac{z_i}{z_{i-1}} + \frac{1}{n} \sum_i \log \frac{d_i}{d_{i-1}} \approx \log \frac{z_t}{z_{t-1}} - \frac{1}{n} \sum_i \log \frac{z_i}{z_{i-1}} \end{aligned} \quad (5)$$

Portanto, da forma como as séries foram transformadas, o modelo com a série deflacionada é aproximadamente equivalente ao modelo com a série sem deflação.

No presente trabalho, foi empregado à transformação logarítmica. As séries estimadas para análise de relação de preços de tomate, maracujá e pepino no mercado atacadista nordestino foram então: LNTFOR = logaritmo natural de preço do tomate em Fortaleza/CE; LNTIBI = logaritmo natural de preço do tomate em Ibiapaba/CE; LNTTER = logaritmo natural de preço do tomate em Teresina/PI; LNMFOR = logaritmo natural de preço do maracujá em Fortaleza/CE; LNMIBI = logaritmo natural de preço do maracujá em Ibiapaba/CE; LNMTER = logaritmo natural de preço do maracujá em Teresina/PI; LNPFOR = logaritmo natural de preço do pepino em Fortaleza/CE; LNPIBI = logaritmo natural de preço do pepino em Ibiapaba/CE e LNPTER = logaritmo natural de preço do pepino em Teresina/PI.

3.2. Testes de Raiz Unitária

Para testar a presença ou não de raiz unitária na série e ordem de integração, utilizou-se o Teste de Dickey-Fuller Aumentado – ADF, desenvolvido por Dickey e Fuller (1981) e o teste KPSS desenvolvido por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992).

De acordo com Kwiatkowski et al (1992, p. 176), o teste KPSS tende a complementar o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller. Testando ambas as hipóteses, de raiz unitária e de estacionariedade, podem-se distinguir séries que aparentam serem estacionárias, séries que aparentam possuir raiz unitária e para as quais os dados (ou testes) não são suficientemente informativos para assegurar se são estacionárias ou integradas.

3.3. Vetores Auto-regressivos (VAR)

Um vetor autoregressivo (VAR) pode ser entendido como uma forma reduzida de modelos de equações simultâneas. Um VAR(p) pode ser expresso como:

$$y_t = c + \sum_{i=1}^p \Phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Onde, $\varepsilon_t = \beta_0 u_t$; u_t é o vetor de erros do sistema original; $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d. } N(0, \Sigma)$; $\Pi = c[\Phi_1 \dots \Phi_p]$ e $x_t = [y_{t-1} \dots y_{t-p}]'$. Nesse caso geral, os estimadores de máxima verossimilhança de Π e Σ são equivalentes aos calculados pelos mínimos quadrados ordinários. Utilizando-se o operador de defasagem, pode-se reescrever o VAR como:

$$\begin{aligned} y_t &= c + \Phi(L)y_t + v_t \\ &= \bar{c} + v_t + \Phi v_{t-1} + \Phi^2 v_{t-2} + \dots \end{aligned} \quad (7)$$

Os coeficientes de Φ são denominados de multiplicadores do sistema. No modelo autoregressivos nós podemos identificar cada inovação, v_{mt} , com uma variável específica de y_t , chamada y_{mt} . Seja \bar{y} o vetor de equilíbrio. Suponha uma modificação de um dos v 's por um único período. “ y_{mt} ” irá se afastar e retornar novamente ao equilíbrio. O caminho por onde as variáveis retornam ao equilíbrio é chamado impulso resposta de VAR¹.

Considere um choque temporal no sistema como dv_{mt} , então no período t :

$$y_{mt} - \bar{y}_m = dv_{mt} = \phi_{mm}(0)dv_t \quad (8)$$

A função $\phi_{mm}(i)$ apresenta as características de impulso resposta da variável y_m para inovações em v_m . Uma forma usual de caracterizar o sistema é apresentar graficamente as funções impulso resposta. O procedimento demonstra o efeito que um choque unitário em v_m causa na variável m . Também é possível examinar o efeito de um choque unitário de v_l na variável m . Então, a função impulso resposta será:

$$\phi_{ml}(i) = \text{elemento } m, l \text{ de } \Phi_i$$

Diz-se que uma variável X_t (causalidade par a par), ou que um bloco de variáveis Z_t (causalidade em blocos), não causa Y_t no sentido de Granger (1969) se as informações passadas de X_t , ou de Z_t , não melhoram as previsões da variável Y_t . A hipótese nula de não causalidade de Granger pode ser testada através da estimação de um VAR com e sem restrições sobre os parâmetros das variáveis em questão e do uso de uma estatística de teste de razão de verossimilhança, ou de Wald ou ainda um teste F.

Através da decomposição do erro de previsão, pode-se analisar a proporção deste erro em cada uma das variáveis do VAR, em virtude de choques na própria variável em questão e dos choques das outras variáveis do modelo.

3. RESULTADOS

Nesta seção, apresentaremos os resultados dos testes de raiz unitária e do modelo VAR, assim como o teste de causalidade em bloco de Granger, função impulso resposta e decomposição de variância.

A Tabela 2 apresenta os resultados do teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as séries de maracujá, tomate e pepino. Os resultados mostraram que as séries são estacionárias em nível.

¹ Para tornar os parâmetros do VAR identificáveis e recuperar os choques do modelo na sua forma estrutural permitindo a análise de impulso resposta, utilizou-se a decomposição de Cholesky.

TABELA 2 – Teste de Raiz Unitária, Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as séries de preço em níveis logaritmizadas, Fevereiro de 2007 a Fevereiro de 2009.

	τ	Defs	τ_t	defs	τ_u	Defs
LNMFOR	-3,4484*	0	-3,9766*	0	-4,2990*	0
LNMIBI	-4,8623*	0	-4,9548*	0	-5,3616*	0
LNMTER	-2,7340**	0	-3,2953**	0	-3,68'6**	0
LNTFOR	-3,0590*	0	-3,2555**	0	-3,3326**	0
LNTIBI	-2,9016*	0	-2,9080*	0	-3,9275**	0
LNTTER	-3,1881*	0	-3,3293**	0	-3,3347**	0
LNPFOR	-1,6891**	0	-3,1118**	0	-3,2861**	0
LNPIBI	-2,4784**	0	-2,5897**	0	-4,6779*	0
LNPTER	-2,1380*	0	-4,3580*	0	-4,7828*	0

Os valores críticos para o modelo com constante e com tendência ao nível de 1%, 5%, e 10% são respectivamente -3,9943; -3,4274 e -3,1370 para o modelo com constante e sem tendência os Valores Críticos são, ao nível de 1% (-3,4557), 5% (-2,8726) e 10% (-2,5727) e para o modelo sem constante e sem tendência os Valores Críticos são ao nível de 1% (-2,5740), 5% (-1,9420) e 10% (-1,6158).

***indica que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 10%.

**indica que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 5%.

*indica que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 1%.

Fonte: Dados da pesquisa.

Na Tabela 3 são apresentados os resultados do teste de raiz unitária de Kwiatkowski *et al.* (1992). Os resultados mostraram que as séries são estacionárias em nível.

TABELA 3 - Teste de Estacionariedade, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin para as séries de preço em níveis logaritmizadas, Fevereiro de 2007 a Fevereiro de 2009.

	Tendência e Constante	Defs	Constante	Defs
LNMFOR	0,0918	7	0,5768**	8
LNMIBI	0,0715	6	0,6336**	7
LNMTER	1,0214*	9	0,1980	7
LNTFOR	0,0893	8	0,1186	8
LNTIBI	0,0927	8	0,0877	8
LNTTER	0,1473**	8	0,1463	8
LNPFOR	0,1185	8	0,6682**	8
LNPIBI	0,0877	7	0,6520**	8
LNPTER	0,0781	8	0,3589	8

Os valores críticos para o modelo com constante e com tendência ao nível de 1%, 5%, e 10% são respectivamente 0,2160, 0,1460 e 0,1190 e para o modelo com constante e sem tendência os Valores Críticos são ao nível de 1% (0,7390), 5% (0,4630) e 10% (0,3470).

***indica que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 10%.

**indica que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 5%.

*indica que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 1%.

Fonte: Dados da pesquisa.

Utilizando o critério de Akaike Information Criterion (AIC), detectou-se que o melhor número de defasagens é igual a 2.

O Teste de causalidade de Granger/Teste de Wald para exogeneidade por blocos permite identificar dentre estas variáveis aquelas que são fortemente exógenas (análise de longo prazo). Os resultados deste teste sugerem que, nos mercados do maracujá, apenas as

séries LNMFOR não se pode rejeitar a hipótese nula de não-causalidade de Granger para essas variáveis em relação aos demais. No caso do mercado do tomate, apenas LNTFOR não se pode rejeitar a hipótese nula de não-causalidade de Granger para essas variáveis em relação aos demais. Isso indica que Fortaleza/CE é o único mercado independente nesses mercados. Já no mercado do pepino, a série LNPTER não se pode rejeitar a hipótese nula de não-causalidade de Granger para essas variáveis em relação aos demais. Isso indica que Teresina/PI é um mercado independente (ver Tabela 1 do Anexo).

Após esta análise, realizou-se a decomposição de variância, através de choques não antecipados nas variáveis que se apresentaram endógenas no teste de causalidade de Granger em bloco. A ordenação foi obtida através do procedimento de Cholesky, seguindo também os resultados do teste de causalidade de Granger em bloco.

No mercado do maracujá, a decomposição de variância para LNMIBI mostrou que, decorridas 24 semanas, a LNMFOR explica 61,10%, enquanto que a própria LNMIBI explica apenas 33,97%. A decomposição de variância para LNMTER mostrou que, decorridas 24 semanas, a LNMFOR explica 21,84%, enquanto que a própria LNMTER explica 65,22% (ver Tabela 2 do Anexo).

No mercado do tomate, a decomposição de variância para LNTIBI mostrou que, decorridas 24 semanas, a LNTFOR explica 66,25%, enquanto que a própria LNTIBI explica apenas 29,09%. A decomposição de variância para LNTTER mostrou que, decorridas 24 semanas, a LNMFOR explica 66,18%, enquanto que a própria LNTTER explica 32,05% (ver Tabela 3 do Anexo).

No mercado do pepino, a decomposição de variância para LNPIBI mostrou que, decorridas 24 semanas, a LNTER explica 7,97%, enquanto que a própria LNPIBI explica apenas 23,27%. A decomposição de variância para LNPFOR mostrou que, decorridas 24 semanas, a LNPTER explica 15,06%, enquanto que a própria LNPFOR explica 84,13% (ver Tabela 4 do Anexo).

As Figuras 1 e 2 mostram a função impulso resposta para os mercados do maracujá e tomate, onde a ordenação foi obtida pelo procedimento de Cholesky. Os resultados mostraram que o comportamento da função impulso resposta sobre o preço de Fortaleza/CE tem um impacto bem definido sobre os preços de Ibiapaba/CE e Teresina/PI, dado que um choque no desvio padrão dos preços de Fortaleza/CE tende a elevar o desvio padrão dos preços de Ibiapaba/CE e Teresina/PI. No caso do maracujá, nota-se, então, uma queda lenta até estabilizar-se entre a décima oitava (em Ibiapaba/CE) e vigésima quarta semana (em Teresina/PI). Em relação ao mercado de tomate, nota-se, então, uma queda lenta até estabilizar-se entre a vigésima segunda (em Ibiapaba/CE) e vigésima quarta semana (em Teresina/PI).

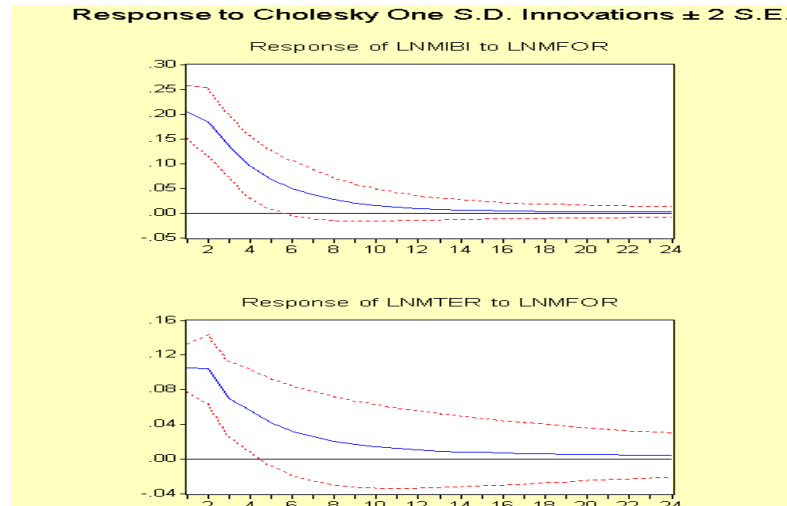


FIGURA 1: Elasticidade de Função de Resposta de Impulso no mercado de maracujá, efeitos de choques em LNMFOR sobre LNMIBI e LNMTER.

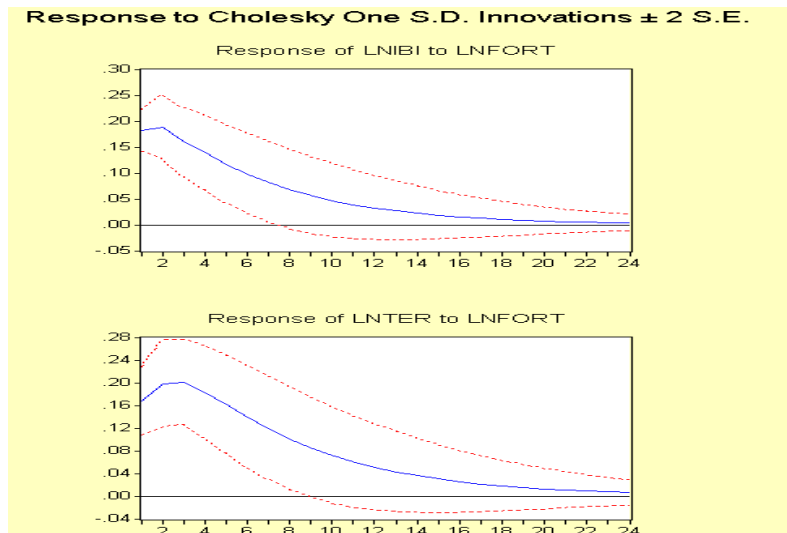


FIGURA 2: Elasticidade de Função de Resposta de Impulso no mercado do tomate, efeitos de choques em LNTFOR sobre LNTIBI e LNTTER.

A Figura 3 mostra a função impulso resposta para o mercado do pepino, onde a ordenação também foi obtida pelo procedimento de Cholesky. Os resultados mostraram que o comportamento da função impulso resposta sobre o preço de Teresina/PI tem um impacto bem definido sobre os preços de Fortaleza/CE e Teresina/PI, dado que um choque no desvio padrão dos preços de Teresina/PI tende a elevar o desvio padrão dos preços de Fortaleza/CE e Ibiapaba/CE. Em relação ao mercado de tomate, nota-se, então, uma queda lenta até estabilizar-se entre a vigésima segunda (em Fortaleza/CE) e vigésima quarta semana (em Ibiapaba/CE).

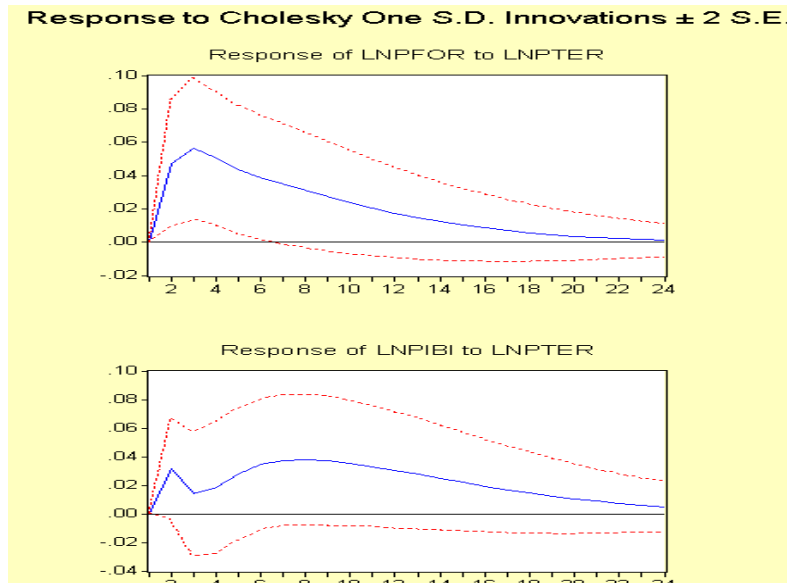


FIGURA 3: Elasticidade de Função de Resposta de Impulso no mercado do pepino, efeitos de choques em LNPTER sobre LNPFOR e LNPIBI.

Um ponto que chamou atenção foi à integração entre os mercados atacadistas do Nordeste, com destaque para o mercado atacadista de Fortaleza/CE, que exerce forte influência sobre os mercados da Ibiapaba/CE e Teresina/PI, tanto no mercado do tomate quanto no mercado de maracujá, já que este mercado, segundo o CEASA (2009), é o maior consumidor de tomates e de maracujá da Serra da Ibiapaba, e também detém o maior número de atacadistas que comercializam estes produtos com os demais mercados atacadistas do Nordeste.

No mercado de pepino, um destaque para Teresina/PI, que exerce forte influência sobre os mercados de Fortaleza/CE e Ibiapaba/CE, pois este produto é bastante comercializado pelo mercado de Teresina, que distribui tanto para o interior do estado do Piauí quanto para São Luís/MA e Região Norte.

Outro ponto importante é que o mercado produtor da Ibiapaba/CE pouco (ou quase nada) influencia os mercados atacadistas de Fortaleza/CE e Teresina/PI. Uma possível explicação para isto reside no fato de que o mercado produtor de Tianguá na Serra da Ibiapaba/CE é formado, em sua maioria, por pequenos e médios produtores, geralmente não associado e não pertencentes à cooperativa de produtores (no caso da Ibiapaba/CE), com baixo grau de escolaridade, de difícil acesso a manejos tecnológicos e a crédito, além da questão do custo de transporte², possibilitando apenas a negociação com atacadistas de Fortaleza/CE e Teresina/PI. O que dificulta a negociação de melhores preços junto aos atacadistas.

Dentre os fatores que podem explicar esses resultados destacam-se os custos de transação, em decorrência das distâncias entre os mercados. Além disso, as estradas, tanto federais quanto estaduais, são precárias, o que dificulta o escoamento da produção. A pequena representatividade dos mercados produtores na formação dos preços dos produtos comercializados na Ibiapaba/CE pode refletir, além dos custos de transação, uma necessidade de maior organização e cooperação dos produtores locais.

5. CONCLUSÕES

² A Serra da Ibiapaba/CE fica a 350 Km de Fortaleza/CE e a 320 Km de Teresina/PI. As demais capitais do Nordeste ficam, no mínimo, a 450 Km (no caso de São Luís/MA).

O objetivo deste artigo foi analisar o relacionamento de preços e integração entre o mercado produtor da Ibiapaba/CE e os mercados atacadistas de Fortaleza/CE e Teresina/PI. Para isso, utilizou-se de testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e KPSS; além do Modelo VAR, com os testes de Teste de causalidade de Granger/Teste de Wald para exogeneidade por blocos, Decomposição de Variância e Impulso Resposta.

Os resultados mostraram que as séries deveriam ser trabalhadas em nível, pois não apresentaram raiz unitária. Quanto ao modelo VAR, nos mercados do maracujá e tomate, Fortaleza/CE apresentou-se como um mercado independente, exercendo forte influência sobre os mercados da Ibiapaba/CE e Teresina/PI. No entanto, no mercado do pepino, é o mercado de Teresina que se apresentou como independente, exercendo forte influência sobre os mercados de Fortaleza/CE e Ibiapaba/CE.

Interessante é que o mercado da Ibiapaba/CE, apesar de ser um mercado produtor que abastece os mercados de Fortaleza/CE e Teresina/PI não possui influência sobre nenhum dos mercados atacadistas. Isso significa que os produtores da Serra da Ibiapaba/CE são influenciados por decisões tomadas pelos atacadistas de Fortaleza/CE e Teresina/PI. A interdependência de preços nas diferentes cidades nordestinas analisadas evidencia a presença de um mercado integrado regionalmente.

Dentre os fatores que podem explicar esses resultados destacam-se os custos de transação, em decorrência das distâncias entre os mercados atacadistas da Região Nordeste. A pequena representatividade do mercado produtor da Ibiapaba/CE na formação dos preços pode refletir, além dos custos de transação, a necessidade de vender seus produtos nas CEASA's de Fortaleza/CE e Teresina/PI, dados as grandes distâncias que a separam dos outros mercados regionais, devido os custos de transportes, mais organização dos produtores locais, que provavelmente melhoraria seu poder de decisão.

Desta forma, recomendam-se políticas públicas que aperfeiçoem a logística desse mercado, através de estímulos fiscais e do aprimoramento das estradas e vias alternativas que reduzam o custo de transporte; de linhas de crédito para investimentos em capacitação técnica e em máquinas e equipamentos; incentivo à criação de cooperativas no mercado produtor da Ibiapaba/CE pode melhorar a inserção deste mercado. Enfim, políticas que incentivem a produção e comercialização interestadual de frutas e hortaliças principalmente na Região Nordeste, com objetivo de reduzir a variabilidade dos preços deste produto nos mercados nordestinos utilizando o excedente da produção da safra de uma região na entressafra da outra.

6. BIBLIOGRAFIA

BALCOMBE, K.; BAILEY, A.; BROOKS, J.. *Threshold Effects in Price Transmission: the case of Brazilian wheat, maize, and soya prices. American Journal of Agronomical Economics*, 89 (2) (May 2007): 308-323.

CEASA-CE – Central de Abastecimento do Estado do Ceará – S/A. **Informações Agrícolas**. 2009.

DELGADO, C.L. *A variance components approach to foodgrain market integration in North Nigeria. American Journal of Agricultural Economics*, V. 68, N. 4, p. 970-979, Nov. 1986.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A.. *Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. Econometrica*, V. 49, N. 4, p. 1057-1072, Jul. 1981.

FACKLER, P.; GOODWIN, B.K.. *Spatial price analysis: a methodological review*. North Carolina, Department of Agricultural and Resource Economics. North Carolina State University, 2000 (Mimeogr.)

GOLETTI, F.; RAISUDDIN, A.; FARID, N. *Structural determinants of market integration. The case of rice markets in Bangladesh*. *The Developing Economies*, V. 33, N. 2, p. 185-202, Jun. 1995.

GOODWIN, B.K.; PIGGOTT, N.E. *Spatial market integration in the presence of threshold effects*. *American Journal of Agriculture Economics*, V. 83, N. 2, p. 302-307. May. 2001.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y.. *Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. How sure are we that economic time series have a unit root?* North-Holland: *Journal of Econometrics*, V. 54, p. 159-178. 1992.

MAYORGA, R.D. *Price relationships and market integration: a northeast of Brazil case study*. 1989, 131 folhas. Tese (Doutorado em Ciência dos Recursos de Terras Áridas) – Committee on Arid Lands Resource Science, University of Arizona, USA. 1989.

MAYORGA, R.D.; LIMA, P. V. P. S.; MAYORGA, R. de O.; TABOSA, F.J.S.. *Relacionamento de preços e integração do mercado atacadista do tomate no nordeste brasileiro*. In: HOLANDA, M.C. (org). **Economia do Ceará em Debate 2007**. Fortaleza: IPECE, 2008. 23p

MARGARIDO, M.A.. *Transmissão de preços internacionais de suco de laranja para preços ao nível de produtor de laranja no Estado de São Paulo*. Instituto de Economia Agrícola. **Coleção Estudos Agrícolas 6**. São Paulo-SP. 1998.

MATTOS, L. B. de. **Efeitos de custos de transação sobre a integração espacial de mercados regionais da carne de frango no Brasil**. (Tese de Doutorado em Economia). Universidade Federal de Viçosa/MG – Viçosa/MG, 2008, 162p.

RAVALLION, M.. *Testing market integration*. *American Journal Agricultural Economics*. V.68, n.1, p.102-109, feb 1986.

SACHS, R.C.C.; PINATTI, E.. *Análise do comportamento dos Preços do boi gordo e do boi magro na pecuária de corte paulista, no período de 1995 a 2006*. **Revista de Economia e Agronegócio**. Vol 5, n3, 2007.

STIGLER, J.G.; SHERWIN, R.. *The extent of the market*. *Journal of Law and Economics*, V. 28, N. 3, p. 555-585, Oct. 1985.

ANEXO

Tabela 1: Resultados dos testes de Causalidade de Granger em bloco nos mercados atacadistas do Maracujá, Tomate e Pepino. 2009.

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 04/28/09 Time: 00:41
Sample: 2/01/2007 2/26/2009
Included observations: 107

Dependent variable: LNMFOR			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LNMIBI	4.325489	2	0.1150
LNMTER	2.186188	2	0.3352
All	6.428127	4	0.1694

Dependent variable: LNMIBI			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LNMFOR	9.783997	2	0.0075
LNMTER	0.804320	2	0.6689
All	13.66221	4	0.0085

Dependent variable: LNMTER			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LNMFOR	5.989755	2	0.0500
LNMIBI	4.436046	2	0.1088
All	11.48821	4	0.0216

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 04/28/09 Time: 10:23
Sample: 2/01/2007 2/26/2009
Included observations: 107

Dependent variable: LNPFOR			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LNPIBI	0.047440	2	0.9766
LNPTER	8.990092	2	0.0112
All	9.100945	4	0.0586

Dependent variable: LNPIBI			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LNPFOR	5.857348	2	0.0535
LNPTER	3.604772	2	0.1649
All	12.43566	4	0.0144

Dependent variable: LNPTER			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LNPFOR	5.542719	2	0.0626
LNPIBI	2.169617	2	0.3380
All	6.814864	4	0.1460

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 04/28/09 Time: 10:21
Sample: 2/01/2007 2/26/2009
Included observations: 107

Dependent variable: LNTFOR			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LNTIBI	0.277379	2	0.8705
LNTTER	1.742675	2	0.4184
All	2.333440	4	0.6747

Dependent variable: LNTIBI			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LNTFOR	0.276976	2	0.8707
LNTTER	12.00738	2	0.0025
All	14.07958	4	0.0070

Dependent variable: LNTTER			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LNTFOR	10.11075	2	0.0064
LNTIBI	0.761868	2	0.6832
All	12.90337	4	0.0118

Tabela 2 - Resultados da Decomposição de Variância no mercado do maracujá

Variance Decomposition of LNIBI:					Variance Decomposition of LNTER:				
Period	S.E.	LNFOR	LNIBI	LNTER	Period	S.E.	LNFOR	LNIBI	LNTER
1	0.311146	42.99547	57.00453	0.000000	1	0.161217	42.24270	4.202863	53.55444
2	0.367856	55.76301	44.23567	0.001319	2	0.214015	47.49988	9.247730	43.25239
3	0.392190	60.96410	38.98296	0.052946	3	0.247124	43.46927	11.28571	45.24502
4	0.403974	62.88436	36.91311	0.202532	4	0.270157	40.61718	11.65132	47.73150
5	0.410584	63.56735	35.97885	0.453803	5	0.288298	37.74475	11.97241	50.28285
6	0.414604	63.76405	35.46926	0.766691	6	0.303312	35.22483	12.22816	52.54700
7	0.417233	63.72332	35.16224	1.114435	7	0.316037	33.08814	12.40913	54.50272
8	0.419118	63.56272	34.96066	1.476621	8	0.326990	31.29579	12.53520	56.16901
9	0.420581	63.34817	34.81428	1.837559	9	0.336521	29.79331	12.62584	57.58085
10	0.421786	63.11547	34.69817	2.186363	10	0.344870	28.53085	12.69256	58.77658
11	0.422816	62.88322	34.60044	2.516340	11	0.352219	27.46584	12.74256	59.79160
12	0.423718	62.66086	34.51526	2.823871	12	0.358708	26.56302	12.78076	60.65622
13	0.424519	62.45292	34.43963	3.107446	13	0.364454	25.79380	12.81052	61.39568
14	0.425234	62.26121	34.37185	3.366942	14	0.369551	25.13512	12.83416	62.03071
15	0.425876	62.08603	34.31087	3.603105	15	0.374081	24.56844	12.85327	62.57828
16	0.426453	61.92687	34.25594	3.817189	16	0.378113	24.07876	12.86897	63.05227
17	0.426971	61.78283	34.20646	4.010712	17	0.381704	23.65391	12.88203	63.46405
18	0.427438	61.65281	34.16190	4.185297	18	0.384908	23.28396	12.89305	63.82299
19	0.427858	61.53563	34.12180	4.342574	19	0.387768	22.96074	12.90247	64.13683
20	0.428235	61.43016	34.08572	4.484119	20	0.390323	22.67751	12.91048	64.41201
21	0.428575	61.33529	34.05329	4.611419	21	0.392608	22.42865	12.91744	64.65391
22	0.428881	61.25000	34.02414	4.725855	22	0.394652	22.20945	12.92350	64.86704
23	0.429155	61.17336	33.99794	4.828697	23	0.396482	22.01598	12.92881	65.05522
24	0.429402	61.10449	33.97440	4.921104	24	0.398121	21.84486	12.93346	65.22168

Tabela 3 - Resultados da Decomposição de Variância no mercado do tomate

Variance Decomposition of LNIBI:					Variance Decomposition of LNTER:				
Period	S.E.	LNFOR	LNIBI	LNTER	Period	S.E.	LNFOR	LNIBI	LNTER
1	0.244838	55.32570	44.67430	0.000000	1	0.331429	25.55835	3.430588	71.01106
2	0.345816	57.55871	36.98582	5.455470	2	0.415258	39.11682	2.958730	57.92445
3	0.397694	59.72360	34.86156	5.414843	3	0.471102	48.60147	2.338738	49.05980
4	0.429822	61.59987	33.12123	5.278897	4	0.508395	54.65656	2.011199	43.33224
5	0.449943	62.93076	31.96915	5.100087	5	0.534805	58.54919	1.848113	39.60270
6	0.463020	63.89453	31.13977	4.965699	6	0.553401	61.06235	1.771928	37.16572
7	0.471606	64.58002	30.55099	4.868985	7	0.566522	62.71306	1.739580	35.54736
8	0.477306	65.06856	30.12958	4.801858	8	0.575754	63.81243	1.728671	34.45890
9	0.481115	65.41591	29.82848	4.755605	9	0.582247	64.55371	1.727961	33.71833
10	0.483674	65.66268	29.61347	4.723849	10	0.588810	65.05830	1.731719	33.20998
11	0.485400	65.83772	29.46025	4.702038	11	0.590018	65.40431	1.737073	32.85862
12	0.486569	65.96167	29.35129	4.687035	12	0.592273	65.64288	1.742612	32.61451
13	0.487364	66.04930	29.27401	4.676694	13	0.593859	65.80806	1.747691	32.44424
14	0.487905	66.11113	29.21931	4.669551	14	0.594976	65.92279	1.752065	32.32514
15	0.488275	66.15470	29.18070	4.664605	15	0.595761	66.00267	1.755686	32.24164
16	0.488528	66.18534	29.15349	4.661173	16	0.596314	66.05838	1.758606	32.18301
17	0.488702	66.20686	29.13436	4.658787	17	0.596704	66.09729	1.760916	32.14179
18	0.488822	66.22195	29.12092	4.657126	18	0.596979	66.12450	1.762716	32.11278
19	0.488904	66.23252	29.11151	4.655967	19	0.597172	66.14354	1.764103	32.09236
20	0.488961	66.23993	29.10492	4.655157	20	0.597309	66.15687	1.765160	32.07796
21	0.489001	66.24510	29.10031	4.654591	21	0.597405	66.16622	1.765961	32.06782
22	0.489028	66.24872	29.09709	4.654194	22	0.597473	66.17277	1.766562	32.06067
23	0.489047	66.25124	29.09484	4.653916	23	0.597521	66.17737	1.767012	32.05562
24	0.489060	66.25301	29.09327	4.653721	24	0.597554	66.18059	1.767346	32.05206

Tabela 4 - Resultados da Decomposição de Variância no mercado do pepino.

Variance Decomposition of LNPFOR:					Variance Decomposition of LNPIBI:				
Period	S.E.	LNPFOR	LNPIBI	LNPTER	Period	S.E.	LNPFOR	LNPIBI	LNPTER
1	0.192271	100.0000	0.000000	0.000000	1	0.181018	38.57483	61.42517	0.000000
2	0.221641	95.40170	0.007939	4.590366	2	0.228944	40.73530	57.38199	1.882713
3	0.252574	91.52131	0.013900	8.464893	3	0.270284	49.65077	48.73580	1.613436
4	0.272970	89.35108	0.014751	10.63417	4	0.299826	55.68958	42.62108	1.689342
5	0.288198	88.15386	0.047888	11.79826	5	0.324391	60.07063	37.75253	2.176841
6	0.299201	87.28490	0.110875	12.60422	6	0.344621	63.01185	34.04974	2.938409
7	0.307302	86.58657	0.189087	13.22434	7	0.361366	65.03969	31.21142	3.748893
8	0.313210	86.01975	0.272395	13.70786	8	0.374996	66.43100	29.06619	4.502802
9	0.317481	85.56844	0.355096	14.07646	9	0.385953	67.37179	27.45781	5.170397
10	0.320533	85.21344	0.433192	14.35337	10	0.394647	67.99103	26.26221	5.746759
11	0.322687	84.93666	0.503909	14.55943	11	0.401456	68.38577	25.38101	6.233216
12	0.324187	84.72305	0.565698	14.71126	12	0.406718	68.62701	24.73801	6.634977
13	0.325218	84.56023	0.618081	14.82169	13	0.410728	68.76545	24.27424	6.960311
14	0.325915	84.43790	0.661348	14.90076	14	0.413742	68.83668	23.94420	7.219116
15	0.326380	84.34736	0.696258	14.95639	15	0.415978	68.86548	23.71291	7.421606
16	0.326683	84.28139	0.723826	14.99478	16	0.417612	68.86885	23.55366	7.577499
17	0.326878	84.23410	0.745161	15.02073	17	0.418790	68.85818	23.44621	7.695608
18	0.327001	84.20078	0.761358	15.03786	18	0.419627	68.84090	23.37544	7.783659
19	0.327077	84.17771	0.773426	15.04886	19	0.420213	68.82161	23.33015	7.848237
20	0.327122	84.16204	0.782257	15.05570	20	0.420617	68.80300	23.30219	7.894814
21	0.327149	84.15162	0.788602	15.05978	21	0.420891	68.78645	23.28572	7.927833
22	0.327165	84.14483	0.793078	15.06209	22	0.421074	68.77253	23.27665	7.950820
23	0.327174	84.14053	0.796177	15.06330	23	0.421194	68.76130	23.27218	7.966519
24	0.327179	84.13787	0.798279	15.06385	24	0.421271	68.75256	23.27042	7.977022