

Relacionamento de Preços dos Principais Produtos Comercializados entre o Mercado Produtor de Tianguá e Mercados Atacadistas de Fortaleza e Teresina

RESUMO

Analisa o relacionamento de preços dos principais produtos comercializados entre o mercado produtor de Tianguá, na Ibiapaba(CE), e os mercados atacadistas de Fortaleza e Teresina, Piauí, 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 mostra que o mercado do maracujá e tomate Fortaleza apresentou-se como mercado independente, exercendo forte influência sobre os mercados da Ibiapaba e Teresina. No entanto, no mercado do pepino, foi Teresina que se apresentou como mercado independente, exercendo forte influência sobre os mercados de Fortaleza e Ibiapaba.

PALAVRAS-CHAVE

Integração de Mercado. Modelo VAR. Ibiapaba. Fortaleza. Teresina.

Francisco José Silva Tabosa

- Economista;
- Professor Adjunto do Curso de Economia da Universidade Federal do Ceará (UFC) *Campus Sobral*;
- Doutor em Economia no Curso de Pós-Graduação em Economia (Caen)/UFC.

Jair Andrade de Araújo

- Engenheiro de Pesca;
- Dr. Professor Adjunto do Curso de Economia da Universidade Federal do Ceará (UFC).

Ahmad Saeed Khan

- Engenheiro Agrônomo. Ph.D;
- Professor Titular do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará.

Ruben Dario Mayorga

- Economista. Ph.D;
- Professor Associado do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará.

1 – INTRODUÇÃO

A análise de integração de mercados fornece informações sobre a estrutura de concorrência neles predominante, 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 neles, na elaboração de políticas de regulação destes, entre outros importantes aspectos.

Segundo 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 350km 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 a Ceasa (2009), os principais destinos das produções da Serra da Ibiapaba são os mercados atacadistas de Fortaleza 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, 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, 2009).

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: Elaboração Própria dos Autores Baseada nos Dados da Ceasa (2009).

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

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 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, e os mercados atacadistas de Fortaleza e Teresina 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 infraestrutura, dificuldades no transporte, facilidades inadequadas de manuseio do produto e ausência de logística entre os mercados produtores e mercados consumidores. Terceiro, 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, Fortaleza e Teresina poderá ser útil para a elaboração e implantação de políticas públicas visando ao melhoramento do mercado e ao 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 dos principais produtos comercializados entre o mercado produtor de Tianguá, na Serra da Ibiapaba, e os mercados atacadistas de Fortaleza e Teresina.

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 – REVISÃO DE LITERATURA

De acordo com Bukenya e Labys (2002), o trabalho de Hotelling (1929) é pioneiro no estudo da competição imperfeita e das teorias espaciais sobre discriminação de preços, as quais foram formalizadas por Enke (1951) e Samuelson (1952). A dispersão espacial de preços está relacionada com a teoria do comércio

internacional, onde Samuelson, utilizando o princípio de Heckscher-Ohlin, elaborou o teorema de equalização de preços dos fatores. Neste sentido, um crescente nível de integração de mercados é uma condição essencial para a livre mobilidade dos fatores de produção.

Os diferentes locais de mercado estarão mais estreitamente integrados quanto menores sejam os distanciamentos de seus preços. (STIGLER; SHERWIN, 1985). Já os diferentes locais ou regiões estarão mais estreitamente integrados quando existirem condições competitivas entre os seus mercados, como facilidades de transporte, simetria de informações, ausência de barreiras à entrada; enfim, todos os fatores que incentivam o fluxo das mercadorias de um determinado mercado para outro. O pressuposto de competição entre mercados como principal fator para a existência de integração entre eles também está presente no trabalho de Ravallion (1986).

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. Nesse sentido, a arbitragem espacial é o elemento responsável pela condução dos mercados à integração e é expressa como,

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

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 do mercado j para o mercado i . A relação apresentada na equação (1) é usualmente estabelecida como a Lei do Preço Único (LPU).

Apesar de não existir um consenso teórico sobre qual a estrutura de mercado ou quais os mecanismos que geram as condições necessárias para a existência de mercados integrados, a equação (1) reflete o comportamento esperado dos preços sob esta realidade, independentemente do referencial teórico utilizado para analisar esta questão.

Conforme 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.

Segundo 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).

De acordo com Mattos (2008), 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 (2000) apontam duas versões para essa lei. A primeira, definida como versão fraca, confunde-se 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 (2008), 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 analisarem 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; RAISUDDIN; FARID, 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 (1986), na presença de integração de mercados, estes 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 e Ibiapaba, são bastante integrados.

Mais recentemente, muitos estudos de integração de mercados têm-se desenvolvido utilizando modelos de Vetores Autorregressivos (VAR), decomposição de variância, impulso-resposta, Vetores de Correção de Erros (VEC) e cointegração com efeitos *threshold*. (SACHS; PINATTI, 2007; MAYORGA et al., 2008; GOODWIN; PIGOTT, 2001; BALCOMB; BAILEY; BROOKS, 2007; 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 ao fato de os três produtos serem os mais comercializados por meio do mercado produtor de Tianguá, na Serra da Ibiapaba. Os dados obtidos junto à Central de Abastecimento S/A (Ceasa) consistem em séries semanais de preços dos mercados produtores de Tianguá, na Serra da Ibiapaba, e atacadistas de Fortaleza e Teresina. Infelizmente, não foi possível obter dados de outros produtos, como banana pacovã 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), sendo z_t a série original não-deflacionada e d_t um deflator apropriado tal que:

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

$$= \log \frac{z_t}{z_{t-1}} - \log \frac{d_t}{d_{t-1}}$$

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,

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

$$= \frac{1}{n} \sum \log \frac{z_t}{z_{t-1}} - \frac{1}{n} \sum \log \frac{d_t}{d_{t-1}} \quad (4)$$

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,

$$\frac{d_t}{d_{t-1}} \approx k = \log \frac{y_t}{y_{t-1}} - \frac{1}{n} \sum \log \frac{y_i}{y_{i-1}} = Y_t - \bar{Y}$$

$$= \log \frac{z_t}{z_{t-1}} - \log \frac{d_t}{d_{t-1}} - \frac{1}{n} \sum \log \frac{z_i}{z_{i-1}} +$$

$$\frac{1}{n} \sum \log \frac{d_i}{d_{i-1}} \approx \log \frac{z_t}{z_{t-1}} - \frac{1}{n} \sum \log \frac{z_i}{z_{i-1}} \quad (5)$$

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 empregada a 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; LNTIBI = logaritmo natural de preço do tomate em Ibiapaba; LNTTER = logaritmo natural de preço do tomate em Teresina; LNMFOR = logaritmo natural de preço do maracujá em Fortaleza; LNMIBI = logaritmo natural de preço do maracujá em Ibiapaba; LNMTER = logaritmo natural de preço do maracujá em Teresina; LNPFOR = logaritmo natural de preço do pepino em Fortaleza; LNPIBI = logaritmo natural de preço do pepino em Ibiapaba e LNPTER = logaritmo natural de preço do pepino em Teresina.

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 et al. (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 ser 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 Autorregressivos (VAR)

Para simplificar a análise, será utilizado um exemplo de sistema de equações com duas variáveis, as quais se assume sejam interdependentes e também relacionadas por uma memória autorregressiva, isto é, a sequência X_t é afetada pelo seu passado e pela sequência Z_t e vice-versa. A estacionariedade é uma condição fundamental para as propriedades dos estimadores do modelo. Analiticamente, pode-se representar o VAR:

$$\begin{aligned} X_t &= \alpha_{10} + \alpha_{11}X_{t-1} + \alpha_{12}Z_{t-1} + \varepsilon_{t1} \\ Z_t &= \alpha_{20} + \alpha_{21}X_{t-1} + \alpha_{22}Z_{t-1} + \varepsilon_{t2} \end{aligned} \quad (6)$$

Pode-se escrever o modelo VAR em notação matricial, como:

$$Y_t = \alpha + \Pi_1 Y_{t-1} + \Pi_2 Y_{t-2} + \dots + \Pi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Em que

Y_t : vetor ($n \times 1$) autorregressivo de ordem p ;

α : vetor ($n \times 1$) de interceptos;

Π_i : matriz de parâmetros de ordem ($n \times n$);

ε_t : termo de erro $\varepsilon_t \sim N(0, \Omega)$.

3.3.1 – Teste de causalidade de Granger/Teste de Wald para exogeneidade por blocos

O Teste de causalidade de Granger/Teste de Wald para exogeneidade por blocos analisa a exogeneidade em bloco entre as variáveis. Na prática, segundo Enders (1995), a hipótese nula da exogeneidade em bloco é que a variável excluída não influencia o modelo. Mas, para isso, devemos testar a seguinte estatística de Máxima Verossimilhança:

$$(T - c) (\log |\Sigma_r| - \log |\Sigma_u|) \quad (8)$$

Onde esta estatística possui uma distribuição qui-quadrada com graus de liberdade igual a $2p$. Com $c = 3p$, Σ_r é a matriz de variância/covariância dos resíduos da forma restrita (excluindo variável (is)) e Σ_u é a matriz de variância/covariância dos resíduos da forma irrestrita (sem exclusão de variável (is)).

A determinação do número de defasagens, ou seja, o valor de p pode ser feito por vários métodos, entre eles, o Schwarz Information Criterion (SIC).

3.3.2 – Decomposição da variância

De acordo com Enders (1995), a decomposição de variância fornece o percentual do erro da variância prevista atribuída aos choques de uma determinada variável *versus* os choques nas outras variáveis do sistema. Se os choques observados numa variável z não são capazes de explicar a variância do erro de previsão da variável y , diz-se

que a sequência y é exógena. Caso contrário, diz-se que a sequência é endógena.

A decomposição da variância dos erros de previsão mostra a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis do sistema econômico ao longo do tempo. Isto é, permite separar a variância dos erros de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídos por ela própria e pelas demais variáveis endógenas isoladamente, apresentando, em termos percentuais, qual o efeito que um choque não-antecipado sobre determinada variável tem sobre ela própria e as demais variáveis pertencentes ao sistema. (MARGARIDO, 2008).

3.3.3 – Função de impulso-resposta

Uma função impulso-resposta delinea o comportamento das séries incluídas no modelo VAR em resposta a choques ou mudanças provocadas por variáveis residuais. (ENDERS, 1995).

A simulação baseada na função impulso-resposta do VAR provê um mecanismo para estimar respostas a choques sem manter a pressuposição de condições, *ceteris paribus*, para outras variáveis do modelo.

Considerando-se o modelo VAR (6), o efeito de um choque, ou de uma mudança, em ε_{t1} altera imediatamente os valores correntes da variável X_t , mas também os valores futuros de X_t e Z_t , uma vez que os valores defasados X_{t-1} aparecem nas duas equações.

Raciocínio análogo pode ser aplicado às demais inovações. Se as inovações ε_{t1} e ε_{t2} não fossem correlacionadas contemporaneamente, a interpretação da função impulso-resposta seria direta e cada uma delas diretamente associada a uma variável, como aparece no modelo. Nesse caso, a função impulso-resposta relativa à inovação ε_{t2} , por exemplo, mediria o efeito de um choque sobre os valores correntes e futuros de Z_t e sobre os valores futuros de X_t .

4 – 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.

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 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 no 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, no 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, no nível de 1% (-2,5740), 5% (-1,9420) e 10% (-1,6158).

***indica que a hipótese nula é rejeitada no nível de significância de 10%.

**indica que a hipótese nula é rejeitada no nível de significância de 5%.

*indica que a hipótese nula é rejeitada no nível de significância de 1%.

Fonte: Dados da Pesquisa.

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 no 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 no nível de 1% (0,7390), 5% (0,4630) e 10% (0,3470).

***indica que a hipótese nula é rejeitada no nível de significância de 10%.

**indica que a hipótese nula é rejeitada no nível de significância de 5%.

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

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 a própria LNMIBI explica apenas 33,97%. A decomposição de variância para LNMTER mostrou que, decorridas 24 semanas, a LNMFOR explica 21,84%, enquanto a própria LNMTER explica 65,22%. (ver Tabela 2A do Apêndice A).

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

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

Os Gráficos 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 tem um impacto bem definido sobre os preços de Ibiapaba e Teresina, dado que um choque no desvio-padrão dos preços de Fortaleza tende a elevar o desvio-padrão dos preços de Ibiapaba e Teresina. No caso do maracujá, nota-se, então, uma queda lenta até estabilizar-se entre a décima oitava (em Ibiapaba) e vigésima quarta semana (em Teresina). Em relação ao mercado de tomate, nota-se, então, uma queda lenta até estabilizar-se entre a vigésima segunda (em Ibiapaba) e vigésima quarta semana (em Teresina).

O Gráfico 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 tem um impacto bem definido sobre os preços de Fortaleza e Teresina, dado que um choque no desvio-padrão dos preços de Teresina tende a elevar o desvio-padrão dos preços de Fortaleza e Ibiapaba. Em relação ao mercado de tomate, nota-se, então, uma queda lenta até estabilizar-se entre a vigésima segunda (em Fortaleza) e vigésima quarta semana (em Ibiapaba).

Um ponto que chamou a atenção foi a integração entre os mercados atacadistas do Nordeste, com destaque para o mercado atacadista de Fortaleza, que exerce forte influência sobre os mercados da Ibiapaba e Teresina, tanto no mercado do tomate quanto no mercado de maracujá, já que este mercado, segundo a 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.

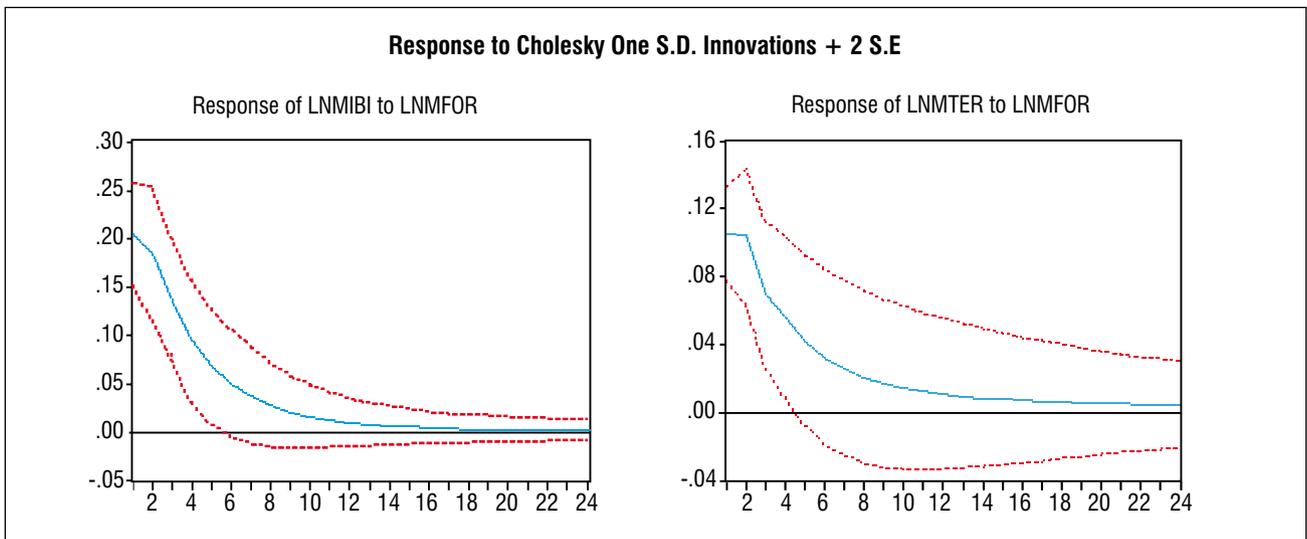


Gráfico 1 – Elasticidade de Função de Resposta de Impulso no Mercado de Maracujá, Efeitos de Choques em LNMFOR sobre LNMIBI e LNMTER

Fonte: Dados da Pesquisa.

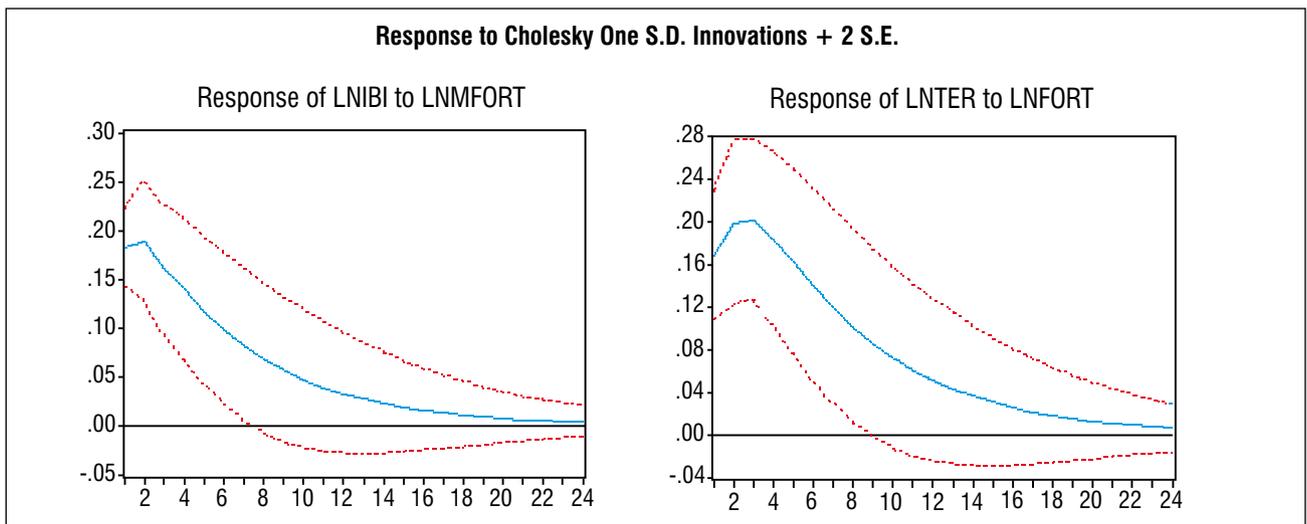


Gráfico 2 – Elasticidade de Função de Resposta de Impulso no Mercado do Tomate, Efeitos de Choques em LNTFOR sobre LNTIBI e LNTTER

Fonte: Dados da Pesquisa.

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

Outro ponto importante é que o mercado produtor da Ibiapaba pouco (ou quase nada) influencia os mercados atacadistas de Fortaleza e Teresina. Uma possível explicação para isto reside no fato de que o

mercado produtor de Tianguá, na Serra da Ibiapaba, é formado, em sua maioria, por pequenos e médios produtores, geralmente não-associado e não-pertencentes à cooperativa de produtores (no caso da Ibiapaba), com baixo grau de escolaridade, de difícil acesso a manejos tecnológicos e a crédito, além da questão do custo de transporte,¹ possibilitando apenas

¹ A Serra de Ibiapaba fica a 350km de Fortaleza e a 320km de Teresina. As demais capitais do Nordeste ficam, no mínimo, a 450km (no caso de São Luís/MA).

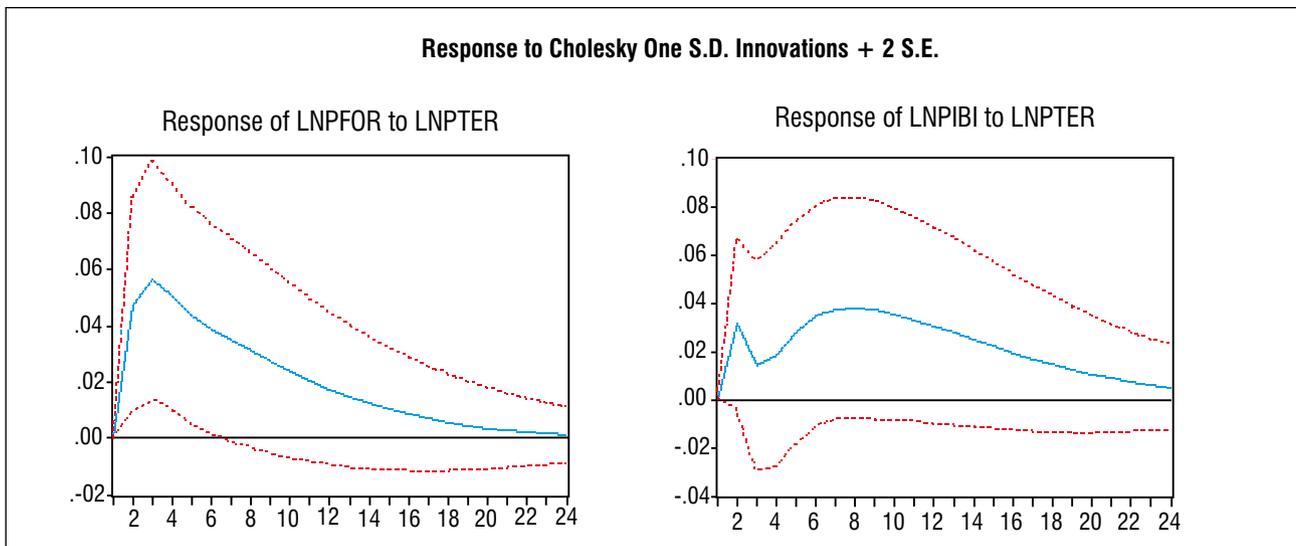


Gráfico 3 – Elasticidade de Função de Resposta de Impulso no Mercado do Pepino, Efeitos de Choques em LNPTER sobre LNPFOR e LNPIBI

Fonte: Dados da Pesquisa.

a negociação com atacadistas de Fortaleza e Teresina, 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 pode refletir, além dos custos de transação, uma necessidade de maior organização e cooperação dos produtores locais.

5 – CONCLUSÕES

O objetivo deste artigo foi analisar o relacionamento de preços dos principais produtos comercializados entre o mercado produtor da Ibiapaba/CE e os mercados atacadistas de Fortaleza/CE e Teresina/PI. Para isso, utilizaram-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 apresentou-se como um mercado independente, exercendo forte influência sobre os mercados da Ibiapaba e Teresina. No entanto, no mercado do pepino, é o mercado de Teresina que se apresentou como independente, exercendo forte influência sobre os mercados de Fortaleza e Ibiapaba.

Interessante é que o mercado da Ibiapaba, apesar de ser um mercado produtor que abastece os mercados de Fortaleza e Teresina, não possui influência sobre nenhum dos mercados atacadistas. Isso significa que os produtores da Serra da Ibiapaba são influenciados por decisões tomadas pelos atacadistas de Fortaleza e Teresina. 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 na formação dos preços pode refletir, além dos custos de transação, a necessidade de vender seus produtos na Ceasa de Fortaleza e na de Teresina, dadas as grandes distâncias que a separam dos outros mercados regionais, devido aos custos de transportes,

mais organização dos produtores locais, o 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, que 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.

ABSTRACT

This paper analyzes the price relationship of main products commercialized between the producer market of Tianguá in Serra of Ibiapaba/CE and the wholesale markets of Fortaleza/CE and Teresina/PI using the weekly price series obtained by Ceasa. For this, tests were made of unit roots and the VAR Model was used with the application of Granger Causality Test/ the Wald for blocks exogeneity Test, the Variance Decomposition and Impulse Response. The results show that in the passion fruit and tomato 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.

REFERÊNCIAS

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, v. 89, n. 2, p. 308-323, May 2007.

BUKENYA, J. O.; LABYS, W. C. **Price convergence on world commodity markets: fact or fiction**. Virginia: West Virginia University, 2002. (Research Paper 2002-1).

CEASA. **Informações agrícolas**. Fortaleza, 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. 1.057-1.072, Jul. 1981.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley and Sons, 1995.

ENKE, S. Equilibrium among spatially separated markets: solution by electrical analogue.

Econometrica, v. 19, p. 40-47, 1951.

FACKLER, P.; GOODWIN, B. K. **Spatial price analysis: a methodological review**. [S.l.]: North Carolina State University, 2000. Mimeografado.

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.

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

HOTELING, H. Stability in competition. **Economic Journal**, v. 36, p. 41-57, 1929.

KWIATKOWSKI, D. et al. 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?. **Journal of Econometrics**, v. 54, p. 159-178, 1992.

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

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

MAYORGA, R. D. et al. 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.

MAYORGA, R. D. **Price relationships and market integration: a northeast of Brazil case**

study. 1989. 131 f. Tese (Doutorado em Ciência dos Recursos de Terras Áridas) - Committee on Arid Lands Resource Science, University of Arizona, Tucson, 1989.

PINO, F. A.; ROCHA, M. B. Transmissão de preços de soja no Brasil. **Revista de**

Economia e Sociologia Rural, Brasília, DF, v. 32, n. 4, p. 345-361, out./dez. 1994.

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**, v. 5, n. 3, p. 329-352, 2007.

SAMUELSON, P. Spatial price equilibrium and linear programming. **American Economic Review**, v. 42, p. 283-303, 1952.

SANTOS, V. F. et al. Análise do preço do milho nos mercados externo e interno. **Revista de Economia Agrícola**, n. 3, jul./set. 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.

TABOSA, F. J. S. et al. Causalidade e elasticidade de transmissão do tomate no Estado do Ceará: 1995-2002. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 52., 2004, Brasília, DF. **Anais...** Brasília, DF: SOBER, 2004. V. 1.

Recebido para publicação em 24.10.2009.

APÊNDICE A

Tabela 1A – Resultados dos Testes de Causalidade de Granger em Bloco nos Mercados Atacadistas do Maracujá, Tomate e Pepino. 2009

Variável Dependente: LNMFOR			
Variáveis Excluídas	Chi-sq	Def.	Prob.
LNMIBI	4.3254	2	0.116
LNMTER	2.1861	2	0.3352
TODAS	6.4281	4	0.1694
Variável Dependente: LNMIBI			
Variáveis Excluídas	Chi-sq	Def.	Prob.
LNMFOR	9.7839	2	0.0075
LNMTER	0.6043	2	0.6689
TODAS	13.662	4	0.0085
Variável Dependente: LNMTER			
Variáveis Excluídas	Chi-sq	Def.	Prob.
LNMFOR	5.9897	2	0.05
LNMIBI	4.436	2	0.1088
TODAS	11.488	4	0.0216
Variável Dependente: LNTFOR			
Variáveis Excluídas	Chi-sq	Def.	Prob.
LNTIBI	0.2773	2	0.6705
LNTTER	1.7426	2	0.4184
TODAS	2.3334	4	0.6747
Variável Dependente: LNTIBI			
Variáveis Excluídas	Chi-sq	Def.	Prob.
LNTFOR	0.2769	2	0.8707
LNTTER	12.007	2	0.0025
TODAS	14.08	4	0.007
Variável Dependente: LNTTER			
Variáveis Excluídas	Chi-sq	Def.	Prob.
LNTFOR	10.111	2	0.0064
LNTIBI	0.7618	2	0.6832
TODAS	12.903	4	0,0118
Variável Dependente: LNPFOR			
Variáveis Excluídas	Chi-sq	Def.	Prob.
LNPBIBI	0.0474	2	0.9766
LNPTER	8.99	2	0.0112
TODAS	9.1009	4	0.0586
Variável Dependente: LNPBIBI			
Variáveis Excluídas	Chi-sq	Def.	Prob.
LNPFOR	5.8573	2	0.0535
LNPTER	3.6047	2	0.1649
TODAS	12.436	4	0.0144

Tabela 1A – Resultados dos Testes de Causalidade de Granger em Bloco nos Mercados Atacadistas do Maracujá, Tomate e Pepino. 2009

conclusão

Variável Dependente: LNPTER			
Variáveis Excluídas	Chi-sq	Def.	Prob.
LNPFOR	5.5427	2	0.0626
LNPIBI	2.1696	2	0.338
TODAS	6.8148	4	0.146

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

Tabela 2A – Resultados da Decomposição de Variância no Mercado do Maracujá

Variável	Períodos	LNMFOR	LNMIBI	LNMTER
LNMIBI	1	42.99	57.00	0.000
	6	63.76	35.47	0.76
	12	62.66	34.51	2.82
	18	61.65	34.16	4.18
	24	61.10	33.97	4.92
Variável	Períodos	LNFOR	LNIBI	LNTTER
LNMTER	1	42.24	4.20	53.55
	6	35.22	12.22	52.54
	12	26.56	12.78	60.65
	18	23.28	12.89	63.82
	24	21.84	12.93	65.22

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

Tabela 3A – Resultados da Decomposição de Variância no Mercado do Tomate

Variável	Períodos	LNTFOR	LNTIBI	LNTTER
LNTIBI	1	55.32	44.67	0.000
	6	63.89	31.14	4.97
	12	65.96	29.35	4.68
	18	66.22	29.12	4.65
	24	66.25	29.09	4.65
Variável	Períodos	LNTFOR	LNTIBI	LNTTER
LNTTER	1	25.55	3.43	71.01
	6	61.06	1.77	37.16
	12	65.64	1.74	32.61
	18	66.12	1.76	32.11
	24	66.18	1.76	32.05

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

Tabela 4A – Resultados da Decomposição de Variância no Mercado do Pepino

Variável	Períodos	LNPFOR	LNPIBI	LNPTER
LNPFOR	1	100.00	0.00	0.00
	6	87.28	0.11	12.60
	12	84.72	0.56	14.71
	18	84.20	0.76	15.03
	24	84.14	0.79	15.06
				continua
Variável	Períodos	LNPFOR	LNPIBI	LNPTER
LNPIBI	1	38.57	61.42	0.00
	6	63.01	34.04	2.93
	12	68.62	24.73	6.63
	18	68.84	23.37	7.78
	24	68.76	23.27	7.96

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

