

RELAÇÃO DE PREÇOS ENTRE MERCADOS ATACADISTAS DE HORTIGRANJEIROS DO CEARÁ, PERNAMBUCO E RIO GRANDE DO NORTE

Igor Costa Freire Luzardo

RESUMO

Analisa a relação entre os preços de Mercados Atacadistas de Hortigranjeiros do Ceará, Pernambuco e Rio Grande do Norte, a partir de quatro produtos negociados nas principais Centrais de Abastecimento desses estados. Utiliza o instrumental de séries temporais, abarcando testes de raiz unitária, de cointegração e de causalidade, além de um modelo VAR, verificando sua função impulso-resposta e a decomposição dos erros da variância. Os resultados mostraram que os mercados são economicamente integrados. O Ceará foi visto como ator principal na precedência dos preços do tomate, o Rio Grande do Norte na precedência da Cenoura, enquanto Pernambuco se caracteriza como estado em que inicialmente se dá a transmissão de preços nos mercado de Laranja e Banana.

Palavras-chave: Transmissão de preços. CEASA. Mercados de Hortigranjeiros.

ABSTRACT

This paper analyses the price relationship between Wholesale Markets for horticultural of Ceará, Pernambuco and Rio Grande do Norte. Uses time series instrumental, covering unit root, cointegration and causality tests, as well as a VAR model, checking impulse response function and decomposition of variance. The results showed that these markets are economically integrated. Ceará was seen as leading actor in precedence in the price of tomatoes, Rio Grande do Norte in the carrot precedence, while Pernambuco is characterized as a state in which initially gives the transmission of market prices in Orange and Banana.

Key words: Price transmission. CEASA. Horticultural markets.

1. INTRODUÇÃO

As Centrais de Abastecimento (Ceasas) são organizações sociais que se caracterizam por ser um instrumento estratégico para corrigir problemas no abastecimento alimentar de grandes cidades no Brasil. Atuam como entreposto comercial no mercado atacadista de Hortaliças e frutas, visando desenvolvê-lo e aperfeiçoar a etapa da comercialização, servindo, portanto, como instrumento estratégico no abastecimento alimentar de grandes cidades no Brasil. A análise do comportamento dos seus preços pode dar indicativos de eficiência, já que a ausência de integração pode sugerir imperfeição nos mercados.

A formação e a transmissão de preços são questões cruciais para o setor agropecuário. Com base em Barros (1990), segundo o qual a liderança na formação de preços está ligada a fatores como a sensibilidade do setor a variações de oferta e demanda, aos custos na remarcação de preços, à especialização em poucos produtos e ao risco que se incorre, considerando que as transações podem não se concretizar, e em Becker (1999), que defende que o setor varejista mudaria seus preços apenas em casos de grande pressão nos custos. Seabra e Weydmann (2006) supõem que o setor atacadista é o primeiro a ser influenciado via preços pelos choques de oferta e demanda, já que se leva também em consideração que a via produtora é atomizada e, portanto, não teria poder de influenciar preços. Opinião corroborada pelo estudo de Aguiar (1993), o qual mostrou que para produtos processáveis a indústria é líder, enquanto para bens perecíveis é no atacado que se dá a liderança na transmissão de preços. Além disso, a transmissão pode ser assimétrica tanto entre diferentes produtos, quanto entre os mercados do mesmo ramo, nesse caso, entre as Ceasas.

Conhecer o relacionamento dos preços entre mercados espacialmente separados se faz importante para diversos agentes. Os produtores podem mudar suas estratégias quanto aumento ou redução de safras, armazenamento e venda na entressafra, além das relacionadas aos subsídios e aos custos de transação. Por sua vez, o governo pode obter informações valiosas para a elaboração e regulamentação de políticas públicas, incrementando seus instrumentos de políticas para o setor primário (TABOSA *et al*, 2012).

Apesar dos estados Nordestinos serem produtores de muitos dos produtos comercializados nas Ceasas e da potencialidade de produção, ainda há certo descompasso

entre oferta e demanda, em virtude de problemas relacionados com a sazonalidade, a formação de estoques e a logística, além da preponderância de fatores de ordem natural na atividade agrícola. Essas questões impactam nos movimentos dos preços, assim, a conexão entre os mercados pode de certa forma, mostrar se interferências são sentidas na comercialização de todos os estados ou só individualmente.

Neste contexto, o objetivo deste trabalho é analisar o relacionamento dos preços entre as CEASAS de Recife (PE), Fortaleza (CE) e Natal (RN). Mais especificamente, busca-se verificar se há alguma Ceasa líder na transmissão de preços dos produtos utilizados na análise, a saber, Banana Prata, Cenoura, Laranja e Tomate; constatar a elasticidade da transmissão desses preços e seu comportamento de longo prazo; além de examinar a magnitude e a importância que choques nos preços teriam sobre cada um desses mercados.

Além desta introdução, o trabalho está estruturado em mais quatro partes. A segunda apresenta uma breve revisão de literatura sobre integração de mercados espacialmente separados. A terceira parte comporta os procedimentos metodológicos utilizados, enquanto na quarta são apresentados os principais resultados obtidos, e, por fim, na sexta seção são expostas as conclusões do trabalho.

2. INTEGRAÇÃO ESPACIAL DE MERCADO, TRANSMISSÃO DE PREÇOS E LEI DO PREÇO ÚNICO

A análise da integração de mercados espacialmente separados tem sido amplamente aplicada ao contexto agrícola, de modo a avaliar como a informação contida nos preços de alguns produtos é transmitida de uma região ou de um mercado para outro. Para um mercado ser integrado é necessário que esse seja composto por um conjunto de regiões que comercializem um mesmo produto e que possuam a mesma informação de longo prazo (ALVES E LIMA, 2010).

Segundo Meyer (2003) a integração de mercado pode ser definida como o grau de transmissão de preços entre mercados espacialmente separados, podendo servir como uma espécie *proxy* para medir a eficiência de mercado. Assim, quando maior o grau de transmissão de preços, maior a integração de mercado, consequentemente, maior eficiência

de mercado, ou seja, maior a adaptabilidade dos preços a partir dos choques de oferta e demanda.

O conceito de transmissão espacial de preços está ligado ao grau em que choques de preços tendem a ser transmitidos entre distintos mercados. Dessa forma, muitas vezes mercados separados espacialmente estão integrados nas questões que dizem respeito à transmissão espacial de preços, que tanto pode ser entre diferentes blocos econômicos ou entre regiões de um mesmo país (GOODWIN, 2006).

O estudo da integração de mercado não se limita em verificar se os mercados são ou não integrados, mas se trata de uma questão de grau de integração, ou seja, em quanto tempo os mercados se ajustam a desvios do equilíbrio. Assim, devido às diferenças entre regiões de comercialização espacialmente separadas, alguns mercados poderão exibir maior grau de integração que outros. (GONZÁLEZ RIVERA E HELFAND, 2001b).

Recentemente, diversos estudos mencionam a Lei do Preço Único – LPU, como referência para medir a integração de mercados. A LPU é definida por Krugman e Obstfeld (1997) como uma situação na qual bens idênticos são vendidos em lugares diferentes pelo mesmo preço, em mercados concorrenciais livres de custos de transporte e de barreiras oficiais ao comércio. Para Lima e Burnquist (1997), a LPU expressa uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços estabelecidos em dois ou mais mercados diferentes. Cada variação no preço de um bem em um mercado está associada a uma variação no preço de equilíbrio nos demais mercados relacionados.

A validade desta lei está ligada diretamente ao processo de arbitragem, onde agentes ao perceber que diferenças de preços de um mesmo bem em localidades diferentes podem ser exploradas, decidem comercializar esses bens, comprando na localidade onde é mais barato para vender onde o preço é mais atrativo, se apropriando da diferença de preços. Dessa diferença seriam abatidos os custos de mover o bem da região de menor preço para a região de maior preço. Esse processo faz com que os preços possam convergir a um preço comum, em que não seja mais possível ganhar com essa relação de comércio entre bens idênticos, representando assim, um conceito de equilíbrio.

Desse modo, séries temporais de preços que apresentam características de não-estacionariedade e que são cointegradas podem ser examinadas na tentativa de mostrar se

há integração de mercado entre dois mercados espacialmente separados para um determinado produto.

3. METODOLOGIA

3.1 FONTE DOS DADOS E DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

Os dados utilizados foram coletados juntos a Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), na base de dados do Programa Brasileiro de Modernização do Mercado Hortigranjeiro (PROHORT). As séries são de periodicidade mensal, compreendendo o período que vai de fevereiro de 2006 a novembro de 2012. O período de análise foi escolhido de acordo com disponibilidade de dados para os mercados analisados.

Os dados de preço serão utilizados para analisar os mercados do Ceará, Pernambuco e Rio Grande do Norte, abarcando como produtos representativos Banana Prata, Cenoura, Laranja e Tomate, por estarem entre os produtos mais comercializados nas três Centrais de Abastecimento. Procedeu-se a transformação logarítmica para todas as séries. As variáveis analisadas neste trabalho foram definidas conforme descritas na tabela 1.

Tabela 1 – Descrição das variáveis utilizadas

Variável	Descrição
BANCE	Preço da Banana na Ceasa de Fortaleza
BANPE	Preço da Banana na Ceasa de Recife
BANRN	Preço da Banana na Ceasa de Natal
CENCE	Preço da Cenoura na Ceasa de Fortaleza
CENPE	Preço da Cenoura na Ceasa de Recife
CENRN	Preço da Cenoura na Ceasa de Natal
LACE	Preço da Laranja na Ceasa Fortaleza
LAPE	Preço da Laranja na Ceasa Recife
LARN	Preço da Laranja na Ceasa de Natal
TOMCE	Preço do Tomate na Ceasa de Fortaleza
TOMPE	Preço do Tomate na Ceasa de Recife
TOMRN	Preço do Tomate na Ceasa de Natal

Fonte: Elaboração própria.

3.2 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

A modelagem de séries temporais, mais especificamente, a estrutura de modelo de vetores auto-regressivos (VAR) será utilizada para mensurar os efeitos das perturbações dos preços dos produtos entre as Ceasas. A função resposta a impulso e a decomposição da variância dos erros de previsão serão empregadas para medi-los.

3.3 MODELO DE VETORES AUTOREGRESSIVOS

O método de auto-regressão vetorial (VAR) não diferencia *a priori* variáveis endógenas das exógenas, considerando-as como simétricas, isto é, como endógenas. Assim, o método analisa várias variáveis endógenas, onde cada uma é explicada pelos valores defasados não só dela própria, como também das outras variáveis incluídas no modelo (SIMS, 1980). O termo Auto-regressivos, conforme Gujarati (2006) é utilizado pelo surgimento do valor defasado da variável dependente no lado direito, enquanto o termo vetorial é devido ao tratamento de um vetor de duas (ou mais) variáveis.

Caso todas as variáveis sejam apresentadas em um único vetor, onde esse é expresso como uma função linear de seus valores defasados mais um vetor de erro, o modelo pode ser considerado como um VAR. Para estimá-lo é necessário realizar uma regressão separada para cada variável, regredindo-a sobre as todas as defasagens do sistema, inclusive a variável em questão. O fato de o VAR estabelecer que cada variável assume múltiplas defasagens, de serem exógenas e serem expostas em cada equação, modeladores aconselham que a utilização de poucas variáveis, dada a perda de graus de liberdade (KENNEDY, 2009).

3.3.1 Função resposta ao impulso

Gujarati (2006) explica a função resposta ao impulso de forma intuitiva. Utilizando como exemplo as equações seguintes:

$$M_{1t} = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j M_{t-j} + \sum_{j=1}^k \gamma_j R_{t-j} + u_{1t} \quad (1)$$

$$R_t = \alpha' + \sum_{j=1}^k \theta_j M_{t-j} + \sum_{j=1}^k \gamma_j R_{t-j} + u_{2t} \quad (2)$$

onde u_1 e u_2 são os termos de erro, o qual na linguagem do VAR são nomeados como “impulsos”, “inovações” ou “choque”.

As respostas da variável dependente a choques nos termos de erro, dados por u_1 e u_2 , são rastreadas pela função resposta ao impulso na modelagem VAR. Supondo um aumento em u_1 na primeira equação após um choque, esse fará variar M_1 , tanto no período t , quanto nos períodos futuros. A presença de M_1 na equação (2), o impulso em u_1 ocasionará, também, uma mudança em R_t . A mesma relação ocorrerá caso a mudança inicial seja em u_2 , onde se veria variações em M_1 . Assim, a função resposta ao impulso verifica o efeito dos choques e a posterior resposta em uma variável (GUJARATI, 2006).

3.3.2 Decomposição da variância dos erros de previsão

A decomposição da variância é responsável por prover a importância que cada variável tem em relação aos choques aleatórios afetam as variáveis no modelo. Esta é vista como outra forma de análise de um modelo VAR. Portanto, a decomposição da variância dos erros de previsão será utilizada para estimar o poder de explicação que uma inovação nas variáveis inclusas no modelo tem sobre as outras.

3.4 PROCEDIMENTOS ECONOMETRICOS

3.4.1 Teste de causalidade de Granger

Antes da especificação do modelo VAR, será feita a identificação prévia da causalidade entre as variáveis. O teste de Granger é utilizado para verificar qual a relação de causalidade estatística entre as variáveis utilizadas. Granger (1969) coloca que a causalidade entre duas variáveis é ponderada por meio da estimação dos coeficientes α_i e β_i . A colocação de que x_t causa y_t , é avaliada de forma que se y_t “Granger causa” x_t , y_t ajuda na previsão de x_t . Ou seja, haverá causalidade, nesse caso, se x_t no seu tempo

presente, possa ser explicado tanto por seus valores anteriores, quanto pelos valores de y_t . Se isso não ocorrer, convencionou-se dizer que y_t “não causa Granger” x_t .

É importante salientar que o fato de y_t causar x_t não significa que y_t é efeito ou resultado de x_t . A causalidade de Granger mede a precedência da variável, as informações nelas contidas, assim, não tendo o sentido estrito de causalidade (GAIO, CASTRO JÚNIOR E OLIVEIRA, 2005).

Tal teste deve ser empregado com variáveis estacionárias. Caso estas não sejam, deve-se utilizá-las em diferença.

As seguintes regressões são abarcadas na estimação do teste:

$$x_t = \sum_{i=1}^{\infty} \alpha_i x_{t-i} + \sum_{j=0}^{\infty} \delta_j y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$y_t = \sum_{i=1}^{\infty} \lambda_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^{\infty} \beta_j x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

onde há o pressuposto de que os erros não sejam correlacionados. O teste F é usado para testar a significância conjunta de cada grupo de coeficientes e verificar o sentido da causalidade.

A precedência será indicada de y_t para x_t caso os coeficientes estimados de y_t em (3), sejam, em grupo, estatisticamente diferentes de zero e, do outro lado, os coeficientes da estimação de x_t defasado em (4) não difiram estatisticamente de zero. As relações inversas ocorrem caso a precedência seja de x_t para y_t . Nesse caso há a chamada causalidade unidirecional. Se os coeficientes distinguirem de zero nas duas regressões haverá uma causalidade bilateral. Por fim, caso não sejam significativos as variáveis são independentes.

Para Gujarati (2006), o número de termos defasados incluídos na estimação é de suma importância prática, podendo até ser fundamental para determinar a direção da causalidade. A escolha pode ser realizada pelos critérios de informação de Akaike ou de Schwarzs.

3.4.2 Estacionariedade das séries

Quando uma série temporal não é estacionária é impossível estimar todos os movimentos da série, particularmente, não se pode fazer inferência estatística, isto é, não deve estimá-la trivialmente. As séries que possuem raiz unitária ou com tendência estocástica, as quais choques causam mudanças permanentes, são integradas de ordem $I(d)$, sendo necessário diferenciá-las d -vezes para estacionarizá-las (BUENO, 2011).

Kennedy (2009) ressalta algumas distinções entre uma série estacionária e uma não-estacionária ou integrada. Segundo o autor, as primeiras têm média constante e há uma tendência para que a série convirja para essa média, sua variância é finita, seus choques são transitórios, além de tenderem a ser erráticas. Já as não-estacionárias tendem a vagar bastante, não mostrando tendência ao retorno da média, exibem um comportamento nivelado e possuem variância infinita, crescendo ao longo do tempo.

Há várias maneiras de testar a estacionariedade de uma série temporal. Para examinar a presença de raiz unitária, em nível e em sua primeira diferença, utilizar-se-á o teste Dickey Fuller Aumentado (ADF).

3.4.2.1 Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

O teste ADF é uma extensão do teste Dickey-Fuller¹. Este utiliza a auto-regressão abaixo:

$$\nabla y_t = \alpha + \beta t + (\rho_1 - 1)y_{t-1} - \sum_{j=1}^{p-1} \rho_{j+1} \nabla y_{t-j} + e_t \quad (08)$$

onde: α é o intercepto; t é a tendência, ∇ é o operador de diferença ($\nabla y_t = Y - Y_{t-1}$) e ∇_{t-j} é a variável dependente diferenciada e defasada.

Esse teste verifica a validade da hipótese nula de presença de raiz unitária ($\rho = 1$), em face da hipótese alternativa de que a série não possui raiz unitária, ou seja, é estacionária ($\rho < 1$).

¹ Para maiores esclarecimentos destes testes ver Bueno (2011).

Deve-se selecionar o número de defasagens (p) para a escolha do melhor modelo. Com esse fim, são usados os critérios de Schwarz (*Bayesian Information Criterion* - BIC) e Akaike (*Akaike Information Criterion* – AIC). Para examinar os resíduos é utilizado teste Box-Pierce-Ljung.

3.4.3 Cointegração

A cointegração alude que duas séries compartilham tendências estocásticas semelhantes e não divergem tanto uma da outra, por serem estacionárias em sua primeira diferença. Se x_t e y_t forem não-estacionárias de ordem $I(1)$ suas combinações lineares podem ser estacionárias, portanto, podem ser estimadas em um modelo de regressão sem ocorrer o erro de regressão espúria (HILL, GRIFFITHS E JUDGE, 2003).

Os testes de cointegração mostram se há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Caso as variáveis sejam integradas em sua primeira ordem, seus resíduos são estacionários e as séries serão cointegradas. Para testar a presença de cointegração se lançará mão do procedimento proposto por Johansen (1988).

A metodologia de Johansen utiliza o método de máxima verossimilhança para testar a presença de cointegração. Derivações detalhadas deste teste podem ser encontradas em Stock e Watson (1988), Enders (2004) e Bueno (2011).

4. RESULTADOS

Para verificar a presença de raiz unitária utilizou-se o teste ADF, conforme o procedimento proposto por Enders (2004). Identificou-se que todas as variáveis são estacionárias em nível, exceto BANPE e BANRN, que são integradas de ordem 2, conforme tabela 2.

As séries para Banana são integração de ordem diferente, impossibilitando a realização do teste de cointegração. Portanto, podemos concluir que não foi possível estabelecer uma relação de equilíbrio de longo prazo entre essas variáveis.

Tabela 2 – Teste de raiz unitária - ADF

Variável	Defasagens	Estatística t	Valor crítico:		
			1%	5%	10%
BANCE	0	-6.118790	-3.515536	-2.898623	-2.586605
BANPE	0	-0.948906	-3.513344	-2.897678	-2.586103
BANRN	0	-1.310984	-3.515536	-2.898623	-2.586605
CENCE	0	-7.356970	-3.517847	-2.899619	-2.587134
CENPE	1	-4.295385	-3.514426	-2.898145	-2.586351
CENRN	1	-3.335077	-3.517847	-2.899619	-2.587134
LACE	1	-4.845655	-3.517847	-2.899619	-2.587134
LAPE	1	-3.943063	-3.514426	-2.898145	-2.586351
LARN	0	-3.408109	-3.515536	-2.898623	-2.586605
TOMBA	1	-5.726988	-3.514426	-2.898145	-2.586351
TOMCE	1	-6.280901	-3.517847	-2.899619	-2.587134
TOMPE	1	-6.544668	-3.514426	-2.898145	-2.586351
TOMRN	5	-5.312464	-3.528515	-2.904198	-2.589562
d(BANPE)	0	-6.968383	-3.514426	-2.898145	-2.586351
d(BANRN)	0	-10.26860	-3.517847	-2.899619	-2.587134

Nota: Utilizou-se o critério de Schwarz para escolher o número de defasagens para o teste Dickey-Fuller aumentado.

Para avaliar a existência de uma relação entre variáveis foi utilizado o teste de causalidade de Granger. Considerou-se as variáveis integradas de ordem 0 em nível e as integradas de ordem 1 em primeira diferença.

O teste permitiu identificar que existe uma relação causal contemporânea entre as Ceasas de Pernambuco e a do Ceará para Banana, Laranja e Cenoura, revelando a preponderância de Pernambuco na precedência da transmissão de preços sobre o Ceará, enquanto sobre o RN há precedência apenas com a laranja. Além disso, no caso do mercado de cenoura a causalidade é precedida pelos preços do RN, tanto sobre PE, quanto sobre o Ceará. Para a laranja parece haver uma causalidade bilateral entre RN e CE. Por sua vez, o Ceará se mostrou independente para o tomate (Ver tabelas no apêndice).

Após essa análise, realizou-se o teste de Cointegração de Johansen, a fim de verificar a integração entre estes mercados. Os dados apresentados na tabela A4 revelam que a hipótese de que há ao menos um vetor de cointegração não é rejeitada. Assim, os mercados de Cenoura, Laranja e Tomate são integrados e seus preços, aparentemente, se movem conjuntamente no tempo. Em virtude das séries de preços da banana serem integradas de ordens diferentes, o teste de cointegração não foi realizados entre as mesmas. Dessa forma, o modelo será estimado baseado em um vetor de correção de erros (VEC).

A partir dos resultados do teste de causalidade realizou-se a decomposição dos erros da variância e a função impulso resposta, para constatar o comportamento dos preços a partir de choques positivos e a importância destes.

As figuras abaixo mostram que o comportamento da função impulso-resposta é bem definido para cada um dos produtos e em cada resposta dos estados a partir de choques no desvio padrão. Em geral, um choque positivo não antecipado causa apreciação nos preços.

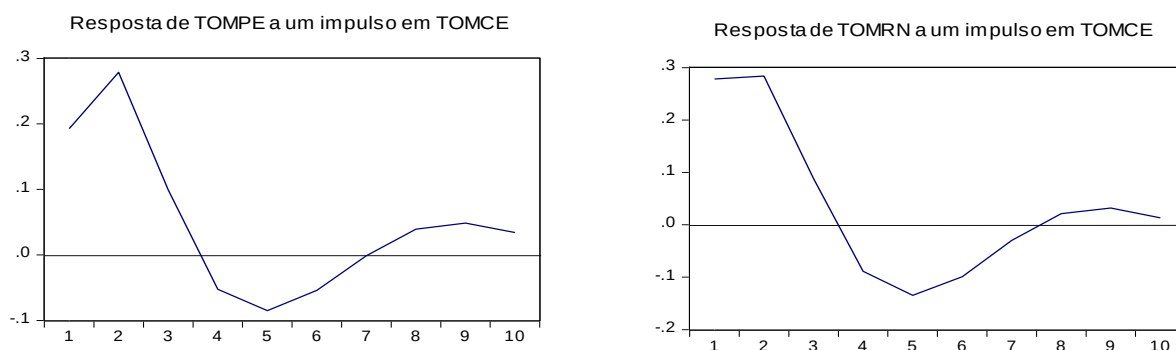


Figura 1: Elasticidade da função de resposta a impulso no mercado de Tomate

Fonte: Dados da pesquisa

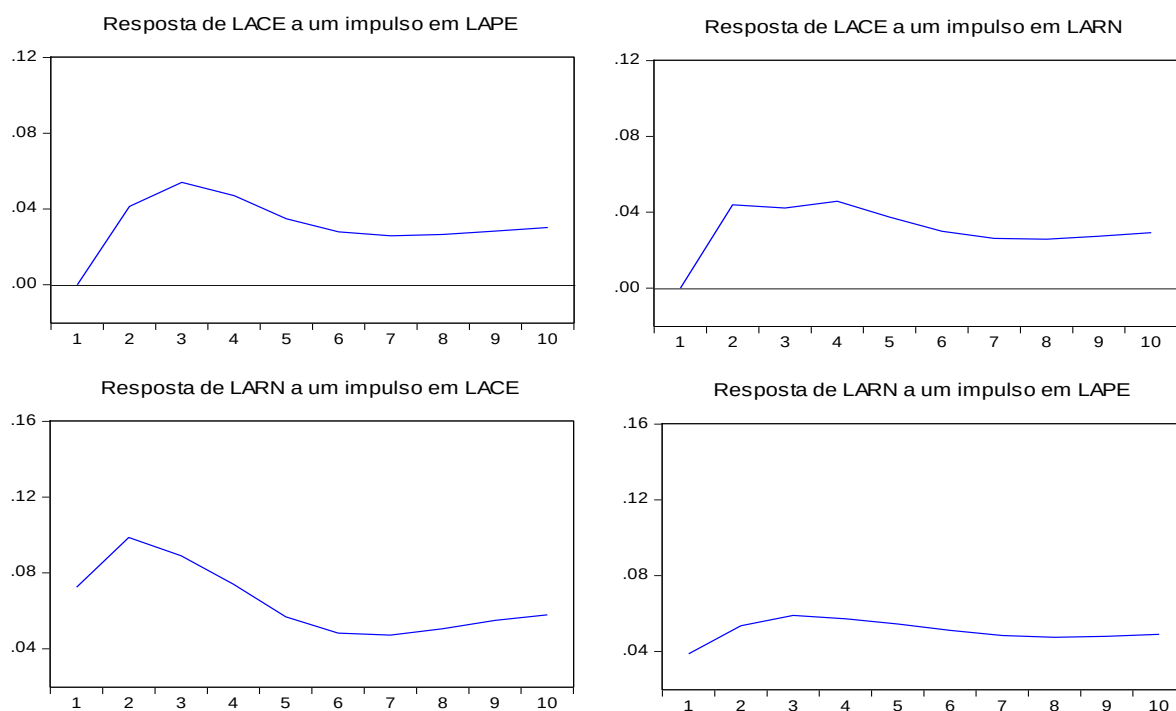


Figura 2: Elasticidade da função de resposta a impulso no mercado de Laranja

Fonte: Dados da pesquisa

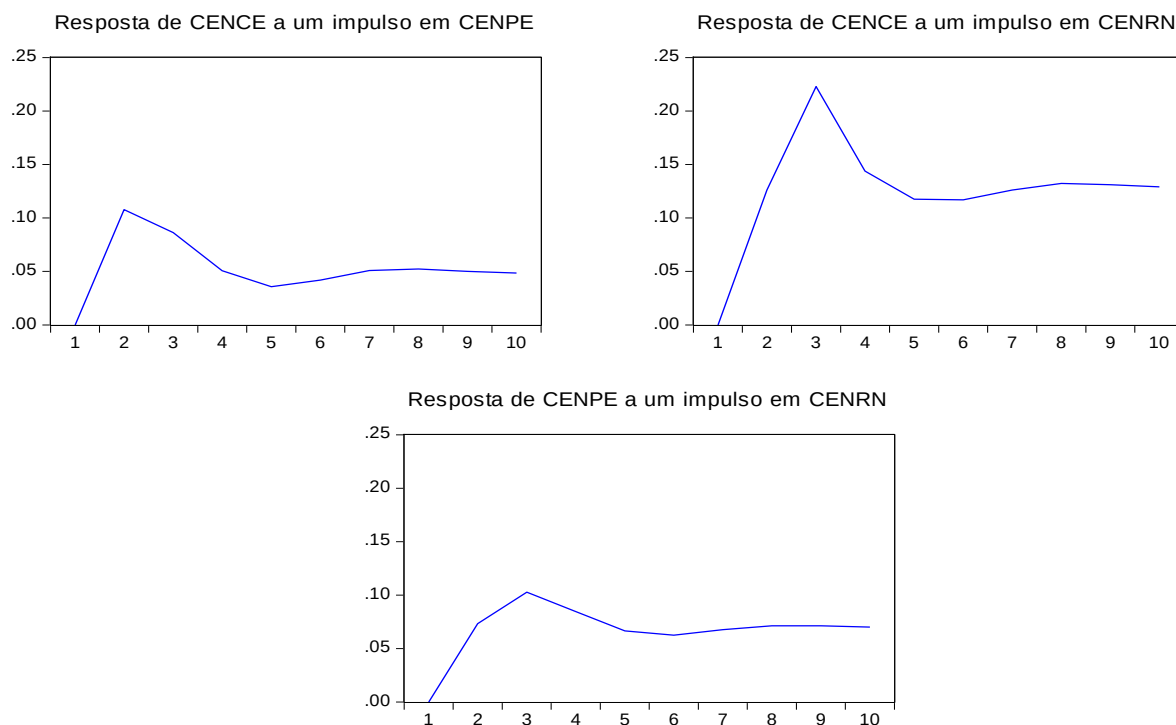


Figura 3: Elasticidade da função de resposta a impulso no mercado de Cenoura

Fonte: Dados da pesquisa

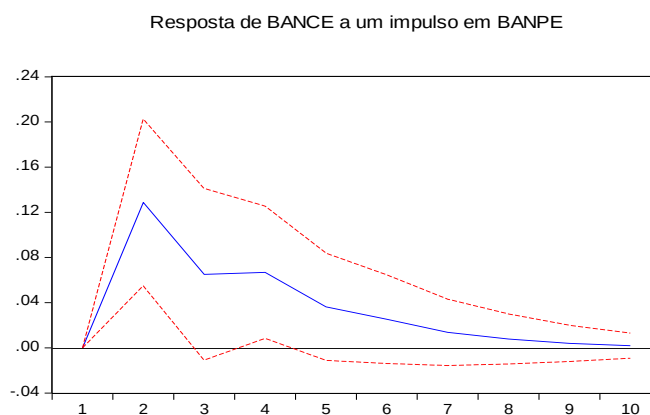


Figura 4: Elasticidade da função de resposta a impulso no mercado de Banana

Fonte: Dados da pesquisa

No mercado de Banana, a decomposição da variância de BANCE mostrou que BANPE explica 15,71% no primeiro mês, chegando a 22,33% no décimo. No mercado de Cenoura, um choque após 10 meses em CENRN explica 29,76% em CENCE e 9,54% em CENPE. Para a laranja chama atenção o fato de os choques em LACE serem explicados por 24,3% e 22,55% após choque em LAPE e LARN, respectivamente. Enquanto para o Tomate, TOMCE chega a explicar TOMPE em 51,33% no segundo mês, caindo para

25,46% no décimo; e TOMRN em 51,58% no segundo mês, passando a 27,39% no décimo período (Ver apêndice para demais resultados).

4. CONCLUSÕES

O objetivo deste trabalho consistiu em analisar a relação entre os preços de Mercados Atacadistas de Hortigranjeiros do Ceará, Pernambuco e Rio Grande do Norte, a partir de quatro produtos negociados nas principais Centrais de Abastecimento desses estados. Para isso, utilizaram-se testes de raiz unitária, de co-integração e de causalidade, além de um modelo VAR, verificando sua função impulso-resposta e a decomposição dos erros da variância.

Os resultados mostraram que os mercados de Pernambuco, Ceará e Rio Grande do Norte tem equilíbrio de longo prazo, portanto são economicamente integrados. O Ceará foi visto como ator principal na precedência dos preços do tomate, o Rio Grande do Norte, na precedência da Cenoura, enquanto Pernambuco se caracteriza como estado em que inicialmente se dá a transmissão de preços nos mercados de Laranja e Banana.

Dentre os fatores que podem explicar esses resultados estão os fatores ligados com maior competitividade na produção e aos custos de transação, já que os mercados são espacialmente separados.

Ressalta-se que se faz necessário ampliar o escopo do trabalho para verificar também as relações dos mercados atacadistas com os mercados produtores, além de incluir novas variáveis para uma noção mais ampla do comportamento dos preços.

REFERÊNCIAS

AGUIAR, D.R.D. A Questão da transmissão de preços agrícolas. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.31, no.4, p.291-308, out/dez.1993.

ALVES, Janaína; LIMA, Ricardo. **Integração Espacial dos mercados de Etanol no Brasil: Uma análise através do modelo autorregressivo com Threshold**. Pernambuco, 2010.

BARROS, G. S. A. C; BURNQUIST, H. L. **Causalidade e transmissão de preços agrícolas entre níveis de atacado e varejo**. In: Encontro Latino Americano da Econometric Society, 7, São Paulo, 1987. Anais... São Paulo, 1987, p 175-190.

BECKER, G.S. **Hog prices: questions and answers**. The National Council for Science and the Environment. Washington, D.C. 1999. Disponível em:

http://www.agriculturelaw.com/aglibrary/articles/hogprices_dec15_1999. Acesso em: 23/04/2002

BARROS, G.S.A.C. Transmissão de preços pela central de abastecimento de São Paulo. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, FGV, v.44, n.1, p. 5-20, jan./mar. 1990.

COSTA, C.C. da; BURNQUIST, H.L.; GUILHOTO, J.J.M. Impacto de alterações nas exportações de açúcar e álcool nas regiões Centro-Sul e Norte-Nordeste sobre a economia do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.44, n.4, p. 609-627, 2006.

DICKEY, D. A; FULLER, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, v.74, 1979, p. 427-431.

ENDERS, W. **Applied Econometrics Time Series**. 2. ed. Massachusetts: Willey, 2004.

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

GOODWIN, B. K. **Spatial and vertical price transmission in meat markets**. Paper prepared for workshop on market integration and vertical and spatial price transmission in agricultural markets, University of Kentucky, april 21, 2006.

GONZÁLEZ-RIVERA, G. HELFAND, S. M. The extent, pattern, and degree of market integration: a multivariate approach for the Brazilian rice market. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 83, n. 3, p. 576-592, 2001a.

_____. **Economic development and the determinants of spatial integration in agricultural markets**. Riverside: Department of Economics, University of California, Working Paper, v.1, n. 28, p. 1-31, 2001b.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. Rio de Janeiro: Campus/Elsevier, 2006.

GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. **Econometrica**, p. 424-438, 1969.

HILL, C.; GRIFFITHS, W.; JUDGE, G. **Econometria**. 2ª ed. São Paulo: Saraiva, 2003.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of co-integration vector. **Journal of Econometric Dynamic and Control**, 12, 231-254, 1988.

KENNEDY, P. **Manual de Econometria**. 6ª ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **International economics: theory and policy**. 4. ed. Massachusetts: Addison Wesley, 1997.

MEYER, J. **Measuring market integration in the presence of transaction costs – a threshold vector error correction approach**. Germany, 2003.

Programa Brasileiro de Modernização do Mercado de Hortigranjeiro. Disponível em: <http://www3.ceasa.gov.br/prohortweb/>. Acesso em 25 de outubro de 2012.

ROSADO, P.L. **Integração espacial entre os mercados brasileiros de suínos**. Viçosa, 2006. Tese de Doutorado (Pós-graduação em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa.

STOCK, J. H.; Watson, M. W. Variable Trends in Economic Time Series. **Journal of economic perspective**, v. 2, p. 147-174, 1988.

TABOSA, Francisco José Silva; ARAÚJO, Jair Andrade de; KHAN, Ahmad Saeed; MAYORGA, Ruben Dario. Relacionamento de preços dos principais produtos comercializados entre o mercado produtor de Tianguá e mercados atacadistas de Fortaleza e Teresina. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v.43, n. 1 p. 171-185, 2012.

WEYDMANN, C. L.; SEABRA, F. Transmissão de Preços na Cadeia de Carne Suína: Uma Aplicação para os Preços de São Paulo. **Revista de Economia e Agronegócio**. Vol 4, Nº.3, 2006

APÊNDICE A

Tabela 1A - Teste de causalidade de Granger – Banana Prata

Hipótese Nula	Obs.	Estatística F	Valor p
BANPE não causa no sentido de Granger BANCE	75	6.27401	0.0031
BANCE não causa no sentido de Granger BANPE		0.30194	0.7403
BANRN não causa no sentido de Granger BANCE	71	0.51207	0.6016
BANCE não causa no sentido de Granger BANRN		0.49064	0.6144
BANRN não causa no sentido de Granger BANPE	75	0.18872	0.8284
BANPE não causa no sentido de Granger BANRN		0.31613	0.7300

Fonte: Dados da pesquisa

Tabela 2A - Teste de causalidade de Granger – Cenoura

Hipótese Nula	Obs.	Estatística F	Valor <i>p</i>
CENPE não causa no sentido de Granger CENCE	74	5.14607	0.0083
CENCE não causa no sentido de Granger CENPE		1.37312	0.2601
CENRN não causa no sentido de Granger CENCE	73	6.00276	0.0040
CENCE não causa no sentido de Granger CENRN		2.11815	0.1281
CENRN não causa no sentido de Granger CENPE	77	7.10626	0.0015
CENPE não causa no sentido de Granger CENRN		0.37756	0.6869

Fonte: Dados da pesquisa

Tabela 3A - Teste de causalidade de Granger – Laranja

Hipótese Nula	Obs.	Estatística F	Valor <i>p</i>
LAPE não causa no sentido de Granger LANCE	77	9.07149	0.0003
LACE não causa no sentido de Granger LAPE		1.17346	0.3151
LARN não causa no sentido de Granger LACE	74	7.23210	0.0014
LACE não causa no sentido de Granger LARN		5.41303	0.0066
LARN não causa no sentido de Granger LAPE	77	0.12096	0.8862
LAPE não causa no sentido de Granger LARN		7.48979	0.0011

Fonte: Dados da pesquisa

Tabela 4A - Teste de causalidade de Granger – Tomate

Hipótese Nula	Obs.	Estatística F	Valor <i>p</i>
TOMPE não causa no sentido de Granger TOMCE	77	2.10210	0.1296
TOMCE não causa no sentido de Granger TOMPE		4.79279	0.0111
TOMRN não causa no sentido de Granger TOMCE	74	1.98815	0.1447
TOMCE não causa no sentido de Granger TOMRN		3.58861	0.0329
TOMRN não causa no sentido de Granger TOMPE	77	2.06875	0.1338
TOMPE não causa no sentido de Granger TOMRN		1.19168	0.3096

Fonte: Dados da pesquisa

Tabela 5A – Decomposição da variância de BANCE

Período	Erro padrão	BANCE	D(BANPE)	D(BANRN)
1	0.289937	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.324651	83.74398	15.72711	0.528912
3	0.339538	81.34178	18.05412	0.604099
4	0.347247	78.36162	20.97119	0.667189
5	0.349569	77.55988	21.76974	0.670385
6	0.350574	77.15050	22.16372	0.685780
7	0.350859	77.03078	22.27932	0.689908
8	0.350951	76.99071	22.31709	0.692203
9	0.350975	76.98056	22.32651	0.692924
10	0.350980	76.97819	22.32864	0.693168

Fonte: Dados da pesquisa

Tabela 6A – Decomposição da variância de CENCE

Período	Erro padrão	CENCE	CENPE	CENRN
1	0.623254	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.645386	93.39415	2.789300	3.816555
3	0.688238	82.12763	4.027236	13.84513
4	0.706711	78.39927	4.333708	17.26702
5	0.717635	76.12542	4.449404	19.42518
6	0.728356	73.91278	4.649115	21.43811
7	0.740963	71.42104	4.964435	23.61452
8	0.754478	68.88600	5.266556	25.84744
9	0.767438	66.58526	5.515200	27.89954
10	0.779744	64.50559	5.730438	29.76397

Fonte: Dados da pesquisa

Tabela 7A – Decomposição da variância de CENPE

Período	Erro padrão	CENCE	CENPE	CENRN
1	0.194448	1.462810	98.53719	0.000000
2	0.324172	0.906469	93.98103	5.112501
3	0.412380	3.742917	86.89918	9.357902
4	0.477982	8.059788	81.84464	10.09557
5	0.528078	9.901587	80.24404	9.854369
6	0.572296	10.42203	79.99993	9.578033
7	0.614991	10.66351	79.83538	9.501101
8	0.656076	10.94919	79.52301	9.527797
9	0.694781	11.26422	79.19027	9.545517
10	0.731078	11.52660	78.93605	9.537354

Fonte: Dados da pesquisa

Tabela 8A – Decomposição da variância de LACE

Período	Erro padrão	LACE	LAPE	LARN
1	0.103962	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.152502	84.34483	7.362344	8.292821
3	0.180551	74.39497	14.21004	11.39498
4	0.194164	66.44491	18.14354	15.41155
5	0.200807	62.15967	19.96864	17.87169
6	0.204976	59.69039	21.01489	19.29472
7	0.208261	57.82801	21.89301	20.27898
8	0.211816	56.18201	22.72855	21.08945
9	0.216276	54.65471	23.51936	21.82593
10	0.221460	53.14891	24.29797	22.55312

Fonte: Dados da pesquisa

Tabela 9A – Decomposição da variância de LARN

Período	Erro padrão	LACE	LAPE	LARN
1	0.163855	19.58376	5.575042	74.84120
2	0.214975	32.45484	9.428728	58.11643
3	0.266880	32.19864	10.99520	56.80617
4	0.305322	30.47636	11.91662	57.60701
5	0.334403	28.29722	12.58277	59.12001
6	0.358692	26.40711	12.96353	60.62935
7	0.380052	25.06636	13.17031	61.76333
8	0.400280	24.19418	13.27960	62.52622
9	0.420168	23.66681	13.35622	62.97697
10	0.439839	23.33059	13.43035	63.23906

Fonte: Dados da pesquisa

Tabela 10A – Decomposição da variância de TOMPE

Período	Erro padrão	TOMCE	TOMPE	TOMRN
1	0.163855	38.44195	61.55805	0.000000
2	0.214975	51.33061	48.24418	0.425202
3	0.266880	44.24249	53.49413	2.263374
4	0.305322	38.50871	59.19380	2.297492
5	0.334403	35.84556	62.09461	2.059831
6	0.358692	33.39975	64.66698	1.933263
7	0.380052	30.92328	67.27835	1.798374
8	0.400280	28.91517	69.41879	1.666036
9	0.420168	27.17114	71.25584	1.573019
10	0.439839	25.45614	73.03720	1.506663

Fonte: Dados da pesquisa

Tabela 11A – Decomposição da variância de TOMRN

Período	Erro padrão	TOMCE	TOMPE	TOMRN
1	0.410874	45.87596	30.34410	23.77994
2	0.553633	51.58351	28.40322	20.01327
3	0.627565	42.12649	32.84074	25.03277
4	0.682179	37.34405	36.62838	26.02757
5	0.723784	36.63731	38.35300	25.00968
6	0.754094	35.48075	40.00271	24.51654
7	0.778676	33.42400	41.88898	24.68702
8	0.805193	31.32725	43.54028	25.13247
9	0.834585	29.30517	44.97809	25.71674
10	0.863698	27.38663	46.33532	26.27805

Fonte: Dados da pesquisa