

Análise da Transmissão de Preços no Mercado Brasileiro de Castanha de Caju

RESUMO

Este artigo investiga a transmissão dos preços entre exportadores de amêndoa da castanha de caju e produtores de castanha de caju em casca no Brasil. Por meio de modelo econométrico, realiza testes de causalidade e estimou-se a elasticidade de transmissão de preços. Os resultados demonstraram uma elasticidade de transmissão de 26,7% tanto para elevações quanto para baixas de preço. As margens tendem a aumentar quando os preços de exportação em reais sobem, e tendem a retornar para sua posição inicial quando os preços de exportação em reais caem. Esse mecanismo de redistribuição das margens é prejudicial para a competitividade da cadeia, pois cria conflitos entre agentes. Sugere o apoio às iniciativas institucionais que permitam reduzir assimetria de informações e formas mais eficientes de organização do mercado.

PALAVRAS-CHAVE

Castanha de Caju. Poder de Mercado. Transmissão de Preços. Competitividade.

Adelson Martins Figueiredo

- Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV);
- Professor da Universidade Federal de São Carlos, *Campus Sorocaba*.

Hildo Meirelles de Souza Filho

- Ph.D. em *Agricultural Economics* pela *University of Manchester*;
- Professor da Universidade Federal de São Carlos, Departamento de Engenharia da Produção.

Carlos Enrique Guanziroli

- Ph.D. em Economia pela *University College London* (UCL);
- Professor da Faculdade de Economia da Universidade Federal Fluminense, Departamento de Economia.

Airton Saboya Valente Junior

- Mestre em Economia Rural pela Universidade Federal do Ceará e em Desenvolvimento Internacional pela *University of Denver*;
- Pesquisador do Escritório Técnico de Estudos Econômicos do Nordeste (ETENE), Banco do Nordeste do Brasil.

1 – INTRODUÇÃO

A cadeia agroindustrial do caju compreende um conjunto de atividades que geram vários produtos intermediários e finais. Do processamento da castanha em casca (verdadeiro fruto), resulta a Amêndoa de Castanha de Caju (ACC) e o Líquido da Castanha de Caju (LCC), ambos de grande valor comercial. Do pedúnculo, são produzidas as bebidas (notadamente o suco e a cajuína) e outros produtos (principalmente doces e ração animal). O caju é ainda vendido como fruto de mesa. Entretanto, estima-se que mais de 90% do pedúnculo são desperdiçados, ou seja, é um subproduto pouco aproveitado na produção de ACC, principal produto gerado, e LCC.

No triênio 2004-2006, o Brasil produziu uma média de 195 mil toneladas de castanha de caju em casca, distribuída majoritariamente nos estados do Ceará (48%), Rio Grande do Norte (22%) e Piauí (19%). (IBGE, 2008). Nesse mesmo período, as exportações brasileiras de ACC foram de cerca de US\$ 187 milhões. (BRASIL, 2008). Em 2006, as exportações mundiais de ACC alcançaram US\$ 1,3 bilhão, sendo Índia, Vietnã e Brasil os principais exportadores desse produto, com 39%, 29% e 15% das exportações mundiais, respectivamente. Entre 2002 e 2006, o valor das exportações cresceu 9% ao ano, enquanto o volume exportado cresceu 16% ao ano. Os preços médios de exportação mundial caíram 2% ao ano durante esse período, alcançando US\$ 4,55 por kg, em 2006. (COMMODITY..., 2008).

O Vietnã expandiu suas exportações, deslocando o Brasil da segunda posição desde o início dos anos 2000. No Vietnã, a produção média por hectare saltou de 1.204kg, no triênio 1995-1997, para 2.705kg, no triênio 2005-2007 (FAO, 2008), ou 125%. No Brasil, a produção por hectare cresceu apenas 3% durante esse período, mantendo o país com a menor produtividade dentre os principais produtores: 269kg/ha no triênio 2005-2007.

A cajucultura comercial foi implantada no Nordeste do Brasil com apoio da Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste (Sudene). Na época, foram utilizados dois mecanismos de incentivo fiscal: Fundo de Investimentos Setoriais

(Fiset) para reflorestamento com árvores de caju e Fundo de Investimentos do Nordeste (Finor) para o desenvolvimento da indústria processadora de castanha. Esses incentivos deram suporte ao plantio de aproximadamente 300 mil hectares de caju gigante.

A maioria dos produtores brasileiros de caju é constituída de fornecedores de castanha em casca. Nas propriedades rurais, a castanha é separada do pedúnculo e secada ao sol. Somente depois desse processo é vendida, em sua grande maioria, para corretores (intermediários), que a repassam à indústria processadora. Grandes produtores, devido a sua capacidade de obter maior escala na entrega, conseguem vender castanha diretamente para a indústria.

A castanha do caju é processada por grandes unidades industriais e minifábricas. O processamento da castanha é feito em etapas que podem variar conforme tamanho das unidades processamento, mas, em seu contexto básico, são as seguintes: secagem, limpeza, autoclavagem, corte, despêliculagem, classificação, torra, salga e embalagem. (EMBRAPA, 2008).

Mais de 90% da ACC produzida no Brasil tem como destino o mercado internacional. Entre a produção da castanha no campo e a exportação de ACC, há duas transações comerciais predominantes. A primeira envolve produtores rurais e corretores e a segunda envolve corretores e empresas processadoras/exportadoras. As aquisições de castanha em casca são realizadas por corretores junto aos produtores rurais da região circunvizinha ao seu ponto de compra, podendo abranger mais de um município. Um grande corretor pode adquirir castanha em casca de mais de 1.000 produtores. Corretores grandes e médios também compram castanha de corretores menores, o que seria uma transação adicional. Depois de formada uma carga no campo, a castanha em casca pode seguir para o depósito do corretor. Entretanto, a prática mais comum no período de colheita é o envio dessas cargas diretamente para a indústria processadora, com a qual o corretor pode já ter compromissado a venda.

O segmento de processamento de castanha de caju encontra-se concentrado em poucas grandes

empresas. Dados coletados junto às empresas e o Sindicaju permitiram estimar que a capacidade de processamento das quatro maiores empresas equivalia a 53% do total registrado de entrada de matéria-prima na safra 2006/2007.

Os principais compradores no mercado externo são os *brokers* e a indústria alimentícia. Os *brokers* são supridores de torradores e atacadistas. Os torradores, por sua vez, suprem redes de supermercados, pequeno varejo, inclusive bares e restaurantes. Dentre as principais empresas alimentícias compradoras, incluindo as atividades de torra e salga, estão a Planters (subsidiária da Kraft), J. Brown, United Biscuits (KP Nuts), Percy Daltons, Bond Commodities e The Nut Company. Em particular, tem crescido o poder das grandes redes de supermercados sobre os elos a montante da cadeia, com implicações importantes em termos de mudanças nas relações entre esses elos. Em resposta, a indústria de alimentos tem tentado criar poder de mercado por meio de aquisições e fusões. Processo de concentração semelhante tem sido observado entre importadores. Em que pese a essas iniciativas, os supermercados, cada vez mais, ditam os termos dos contratos de suprimento. Importadores e empresas de torra e salga reclamam que os supermercados demandam menores preços a cada renovação de contrato.

Percebe-se, portanto, que as relações de mercado ao longo da cadeia da ACC, tanto em nível doméstico quanto em nível internacional, são realizadas em condições de assimetria de poder. Como consequência, produtores de castanha acusam corretores e indústrias processadoras de exercerem poder de mercado. Os processadores/exportadores instalados no Brasil afirmam que são tomadores de preços no mercado internacional e que os repassam para o mercado interno. Os *brokers* e a indústria alimentícia, por sua vez, acusam as grandes redes de supermercados de exercerem poder de mercado.

No Brasil, a cadeia agroindustrial de caju apresenta deficiências relacionadas à coordenação entre os elos/agentes que levam à perda de competitividade no mercado internacional. Em grande medida, essas deficiências são atribuídas aos conflitos não-resolvidos, particularmente na distribuição de ganhos. Entretanto,

não existem informações suficientes, científicas e objetivas, que estabeleçam o que cada um ganha e/ou deveria ganhar. Ademais, nessa cadeia agroindustrial, a maioria da ACC processada no Brasil é exportada (cerca de 90%), tornando-se natural pensar que haja algum mecanismo que ligue os preços de produtor aos preços de exportação recebidos pelos processadores/exportadores,¹ independente dos mecanismos de transmissão dos preços internacionais para os preços internos da ACC. Essa informação é importante para qualquer estudo de transmissão de preços no mercado interno de ACC brasileiro.

Portanto, nesse artigo, pretende-se suprir parte dessa lacuna, investigando a transmissão dos preços entre processadores/exportadores de ACC instalados no país e produtores de castanha de caju com casca. Estudos sobre essa cadeia raramente utilizam essas informações, limitando-se a observar o grau de concentração de mercado sem, contudo, identificar indicativos mais claros de alterações nas margens de comercialização. O conhecimento das margens, da direção da transmissão de preços e da intensidade dessa transmissão auxilia na formulação de políticas para a cadeia produtiva, sobretudo em casos nos quais a melhora nas relações de mercado entre os agentes e a redistribuição interna de margens seja necessária. Destaca-se ainda que, devido à proporção de ACC exportada em relação ao montante total de ACC produzida, mesmo desconhecendo-se os mecanismos de transmissão de preços no mercado internacional de ACC, não há impossibilidade, nem teórica e nem metodológica, de estudar a transmissão de preços no mercado de ACC brasileiro.

2 – MODELO TEÓRICO E ECONOMÉTRICO

As diferenças existentes ao longo do tempo, entre o preço recebido pelos produtores de castanha de caju em casca e o preço médio recebido pelos exportadores de ACC, refletem um conjunto de fatores relacionados com custos de processamento, custos de

¹ Observe que, em grande parte dos trabalhos que analisam a transmissão de preços no mercado interno, utilizam-se as séries de preços em nível de produtor, atacado e/ou varejo. Para o mercado de ACC brasileiro, apenas 10% do total produzido de ACC são destinados ao varejo; dessa maneira, optou-se por utilizar os preços de exportação ao invés dos preços no varejo, uma vez que, 90% da ACC são destinados à exportação.

comercialização e lucro de corretores e exportadores. Os corretores são, em grande medida, repassadores de preços, utilizando práticas de *mark-up* que variam de 5% a 10%, embora seja comum a formação de estoques especulativos por parte desses agentes. (INSTITUTO..., 2008). As empresas processadoras formam grandes estoques operacionais devido ao descompasso entre os períodos de colheita, quando há grande oferta de castanha em casca, e o período de vendas da ACC, que se distribui ao longo do ano. Portanto, o exame das relações entre esses dois preços revela não apenas as margens necessárias para cobrir os custos, mas também ganhos líquidos obtidos por corretores e exportadores.

A margem de comercialização e elasticidade de transmissão de preços são duas medidas amplamente utilizadas em estudos empíricos que avaliam as relações entre os preços em diferentes estágios de um sistema agri-industrial. (AGUIAR, 2004). A margem de comercialização é definida como sendo a diferença entre os preços, representando também o valor agregado em cada elo da cadeia produtiva.

Por sua vez, a elasticidade de transmissão diz respeito à intensidade e ao período de ocorrência da transmissão de preço. Para medir a intensidade da transmissão, estima-se a elasticidade de transmissão de preços, ou seja, o impacto percentual de uma variação do preço, em um segmento do sistema, sobre o preço do outro segmento. Se a elasticidade é igual a 1, implica dizer que os preços estão sendo transmitidos na mesma proporção de sua alteração original. Por exemplo, a elasticidade de transmissão será igual a 1, caso um aumento de 10% no preço de exportação da ACC seja acompanhado de um aumento de mesma magnitude no preço pago pela castanha em casca aos produtores. Ou seja, há uma perfeita transmissão de preços, que se inicia no preço do produto processado e termina no preço da matéria-prima. Essa transmissão seria um indicativo de uma distribuição mais equânime de ganhos proporcionados pelo aumento do preço do produto final da cadeia, considerando que não houve alteração significativa na tecnologia de processamento e que a matéria-prima tem um peso elevado nos custos totais. Se a elasticidade é menor do que 1, tem-se uma transmissão imperfeita, indicando a possibilidade

de haver ganhos de margem por parte de um elo da cadeia.

O estudo do comportamento dos preços da castanha de caju com casca e da ACC foi realizado com base na Lei do Preço Único e em modelo proposto por Ravallion (1986). A Lei do Preço Único estabelece que, no longo prazo, os preços domésticos de determinado produto devem ser iguais àqueles que prevalecem no mercado internacional. Nesse caso, variações de preços no mercado externo serão transmitidas, proporcionalmente, aos preços praticados no mercado doméstico, isto é, a elasticidade de transmissão de preços será igual à unidade. (MARGARIDO; FERNANDES; TUROLLA, 2002). Essa hipótese verifica-se sob condições de concorrência perfeita, com ausência de custos de transporte e de barreiras oficiais ao comércio (como as tarifas). Portanto, bens idênticos, comercializados em países diferentes, devem ser vendidos pelo mesmo preço quando seus preços são expressos na mesma moeda. (KRUGMAN; OBSTFELD, 2001).

De acordo com a Lei do Preço Único, pode-se estabelecer a seguinte relação matemática entre os preços no mercado interno e externo:

$$PI_t = PE_t \times E_t \quad (1)$$

em que PI_t = preço doméstico do produto i , no período t ; PE_t = preço externo do produto i , no período t ; e E_t = taxa de câmbio nominal, no período t . Aplicando-se logaritmo em ambos os lados da equação (1), o modelo se transforma em:

$$\log(PI_t) = \log(PE_t) + \log(E_t) \quad (2)$$

Destaca-se que ao trabalhar com preços recebidos pelo produtor e com os preços médios recebidos por exportação em reais, a equação (2) pode ser reformulada, de forma que se tenha uma relação direta entre os preços ao produtor e o preço de exportações em reais:

$$\log(PP_t) = \log(PEC_t) \quad (3)$$

em que PP_t = preço recebido pelo produtor, no período t ; PEC_t = preço externo convertido para reais, ou seja, $PEC_t = PE_t \times E_t$, no período t .

Assim, formulou-se o seguinte modelo econométrico para estimar a elasticidade de transmissão de preços entre o preço na instância do produtor de castanha de caju e o preço de exportação:

$$\log(PP_t) = \alpha + \beta_j \sum_{j=1}^p \log(PP)_{t-j} + \gamma_j \sum_{j=0}^p \log(PEC)_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

O modelo representado na equação (4) é próximo ao modelo usado por Ravallion (1986) para analisar as relações existentes entre os preços de mercados locais (rural) e de um mercado central (urbano). A partir das estimativas desse modelo autorregressivo, é possível estabelecer as seguintes relações de comercialização: a) Se $\sum_{j=0}^p \gamma_j = 0$ ($j = 0, \dots, p$),

implica em segmentação de mercado, pois os preços recebidos pelas empresas exportadoras não afetam os preços recebidos pelos produtos de castanha. b) Se $\gamma_0 = 1$, implica que os mercados são integrados no curto prazo, pois um aumento (variação) nos preços recebidos pelos exportadores será repassado imediatamente para os preços recebidos pelo produtor.

c) Se $\sum_{j=1}^p \beta_j + \sum_{j=0}^p \gamma_j = 1$, implica em integração de mercado no longo prazo, pois choques nos preços recebidos pelos exportadores não serão repassados imediatamente aos preços recebidos pelos produtores. Todavia, no longo prazo, haverá repasse das flutuações de preços para o produtor, embora nem todas as flutuações sejam repassadas.

Para identificar a modelagem mais apropriada das séries de preços de ACC, foram realizados testes de identificação de raiz unitária e de cointegração. Segundo Gujarati (2000), uma série temporal é estacionária se sua média, variância e covariância são constantes, independentemente do período de tempo em que sejam medidas. Uma série P é considerada estacionária quando, ao mudar sua origem no tempo, de P_t para P_{t+m} , a média, a variância e as autocovariâncias de P_{t+m} são iguais às de P_t . Caso isso não ocorra, então a série temporal é não-estacionária, podendo a não-estacionariedade ter sido provocada por mudanças na média da série.

Os testes de estacionariedade mais difundidos destinam-se às séries temporais com, no máximo, uma raiz unitária. Entre eles, se encontram os testes Dickey e Fuller (DF) e Dickey e Fuller Aumentado (ADF). Fava (2000) destaca que o teste ADF é utilizado quando os resíduos apresentam correlação serial, de forma que se acrescentam defasagens da variável dependente para contornar o problema da autocorrelação. Considerando uma constante α e a presença de uma tendência linear βt , pode-se escrever o teste ADF da seguinte forma:

$$\Delta P_t = \alpha + \beta t + \gamma P_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta P_{t-i} + \ell_t \quad (5)$$

em que $\gamma = \rho - 1$ e ΔP_{t-i} são os termos diferenciados defasados da variável dependente e ℓ_t é um ruído branco (*white noise*), isto é, $\ell_t \sim N(0, N^2)$.

A partir da equação (5), testam-se as seguintes hipóteses: $H_0 : \delta = 0$ e $H_1 : \delta < 0$. Por meio da estatística τ (*tau*) pode-se definir se a série original da variável dependente P_t é ou não estacionária, utilizando a estatística de teste ADF. Se $|\tau|_{calculado} > |\tau|_{critico}$ rejeita-se $H_0 : \delta = 0$, logo, a série é estacionária; se $|\tau|_{calculado} < |\tau|_{critico}$, não se rejeita $H_0 : \delta = 0$, e a série é não-estacionária. Os valores críticos τ foram obtidos por meio do *software* EViews 5.0.

Realizados os testes ADF para raiz unitária é possível determinar a ordem de integração das séries estudadas e, então, verificar se elas são cointegradas. Segundo Johansen (1988), podem-se obter as relações de cointegração, estimando-se a seguinte equação de autorregressão vetorial com p defasagens [VAR(p)], representada por:

$$\Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta x_{t-p+1} + \Pi x_{t-1} + \xi_t \quad (6)$$

em que x_t é um vetor ($k \times 1$) de variáveis estocásticas; ξ_t são erros idêntica e independentemente distribuídos (iid.), ou seja, ($\xi_t \sim N(0, N^2)$); e $\Pi = \alpha \beta'$, em que α e β' são matrizes ($k \times r$), sendo r o posto da matriz Π , que é igual ao número de vetores linearmente independentes ou cointegrados. Conforme Vieira (1998), o número

de vetores de cointegração corresponde ao número de raízes características (λ), estatisticamente diferentes de zero. Neste caso, têm-se as seguintes possibilidades: i) o vetor x_t é estacionário, então $r = k$; ii) Δx_t é estacionário e $r = 0$; e iii) as matrizes α e β' existem tal que $\Pi = \alpha\beta'$, ou seja, $0 < r < k$.

O teste-traço, proposto por Johansen e Juselius (1990), foi usado para testar a cointegração das séries temporais utilizadas neste trabalho. Segundo esses autores, as hipóteses do teste-traço ($\lambda_{traço}$) são montadas de forma a verificar a existência do número máximo de (r) vetores cointegrados, ou seja, $H_0 : r_0 \leq r$ e $H_1 : r_0 > r$. A estatística do teste-traço é denotada por:

$$\lambda_{traço} = -T \sum_{i=r_0+1}^p \ln(1 - \lambda_i)$$

com $r = 0, 1, 2, \dots, p - 1$ (7)

em que T é o número de observações e λ_i são os autovetores estimados.

Valores calculados para a estatística-traço maiores que os níveis críticos calculados por Johansen e Juselius (1990) implicam em rejeição de H_0 , concluindo-se que as séries analisadas são cointegradas. Esse teste foi realizado utilizando o software EViews 5.0.

Foram realizados ainda os testes de causalidade de Granger, estimados a partir das equações:

$$PP_t = \alpha + \sum_{i=0}^n \gamma_i PEC_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j PP_{t-j} + \mu_{1j} \quad (8)$$

$$PEC_t = \theta + \sum_{i=0}^p \rho_i PP_{t-i} + \sum_{j=1}^q \omega_j PEC_{t-j} + \mu_{2j} \quad (9)$$

em que PP_t e PEC_t são os preços de interesse já definidos; $\gamma, \alpha_i, \beta_j, \theta, \rho_i$ e ω_j são parâmetros a serem estimados; i e j são o número de defasagens dos preços; e μ_{it} são erros aleatórios não-correlacionados. Se pelo menos um dos coeficientes da variável explicativa defasada for estatisticamente diferente de zero, em qualquer uma das duas equações, há causalidade entre os preços analisados. Se os efeitos ocorrem nas duas direções, o teste F é significativo nas duas equações, ocorrendo relação bicausal; quando o

teste F é não-significativo nas duas equações, não há causalidade; e se o teste F é positivo em apenas uma equação, há relação unicausal.

2.1 – Dados de Preços

A comercialização da castanha de caju em casca ocorre fundamentalmente entre produtores rurais, intermediários e processadores/exportadores. Considerando que as grandes empresas exportadoras são os destinos da maior parte da castanha produzida no país, há dois tipos de transação predominantes onde os preços se formam: produtores rurais – corretores e corretores – exportadores de ACC. As transações de compra e venda entre corretores e produtores seguem o ritmo da colheita de castanha no campo. Iniciam-se em setembro, atingem seu pico em outubro/novembro, quando é mais intensa a colheita no Ceará, e declinam em dezembro. Os preços recebidos pelos produtores são coletados mensalmente pelo Instituto Brasileiro de Geografias e Estatística (IBGE). Esses preços compõem uma das séries utilizadas nas estimativas apresentadas nesse artigo. As transações de compra e venda entre corretores e processadores ocorrem com maior frequência também nesse período, mas uma parcela menor ocorre no período de entressafra, dado que os corretores formam estoques. Não há coleta sistemática de preços obtidos nessas transações e, portanto, não estão disponíveis para análise em modelos como o proposto nesse artigo. Assim, a segunda série de preços utilizada compreende os preços médios de exportação, calculados a partir de dados mensais disponíveis no banco de dados Aliceweb do Ministério da Indústria e Comércio.

As séries de preços utilizadas compreendem dez anos, de agosto de 1998 a agosto de 2008, sendo:

a) Série de preços da castanha em casca recebidos pelo produtor no Ceará, que foi escolhida porque era a única disponível com todos os dados mensais para o período, dentre os principais estados produtores. Essa série foi fornecida pelo Grupo de Coordenação de Estatísticas Agropecuárias do Ceará (GCEA-CE). Assume-se, nesse estudo, que o preço pago ao produtor de caju no Ceará é um bom indicador da média brasileira, particularmente, da média dos três principais estados produtores;

b) Série de preços médios de exportação de ACC, obtida a partir da divisão do valor mensal das exportações em US\$ correntes pelo peso líquido em quilos. (BRASIL, 2008). Esses preços foram convertidos para reais pela taxa de câmbio do mês.

3 – RESULTADOS E DISCUSSÃO

Realizados os testes ADF de raiz unitária, constatou-se que as séries de preços de castanha de caju em nível de produtor e de exportação não são estacionárias. (Tabelas 1). Contudo, em primeira diferença, ambas as séries são estacionárias no nível de 5% de probabilidade. Dessa maneira, as séries são integradas de ordem um, $I(1)$, podendo ser cointegradas.

Para verificar se as séries de preços recebidos pelos produtores e de preços médios de exportação são cointegradas, aplicou-se o teste-traço de Johansen. Os resultados são apresentados na Tabela 2 e mostram

que existem dois vetores de cointegração entre as variáveis a 10% de probabilidade. Portanto, existem relações de longo prazo entre os preços recebidos pelos produtores e os preços de exportação.

Os testes de cointegração são importantes, pois confirmam a associação entre os preços recebidos por produtores e preços de exportação e auxiliam na identificação da modelagem mais adequada desses preços. Entretanto, esses testes não esclarecem se há transmissão de um preço para o outro, e em qual magnitude. Isto é, se, por exemplo, houver uma desvalorização da taxa de câmbio, haverá elevação dos preços recebidos pelos exportadores. Mas será que esse aumento de preços será repassado para o produtor? Se for repassado, será proporcional aos ganhos dos exportadores? A resposta está condicionada às relações de comercialização entre produtores, corretores e exportadores, ou seja, poderá haver um desequilíbrio na distribuição desses benefícios.

Tabela 1 – Resultados dos Testes ADF para as Séries Mensais de Preços ao Produtor e de Exportação de ACC, no Período de Agosto de 1998 a Agosto de 2008

Variáveis em nível							
Testes ⁽¹⁾	Lags ⁽²⁾	Drift	Tt	t-stat	Valores Críticos		
					$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$
PP _t	4	S	N	-2,39561	-3,4875	-2,8865	-2,5801
PEC _t	8	S	S	-2,38276	-4,0420	-3,4504	-3,1505
Variáveis em primeira diferença							
ΔPP_t	2	S	N	-5,63512	-3,4870	-2,8862	-2,5800
ΔPEC_t	3	S	N	-3,79029	-3,4896	-2,8874	-2,5806

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Nota: (1) Para realização dos testes ADF, usou-se procedimento sugerido por Enders (1995); (2) para definição do número de lags, usou-se o critério de informação modificado de Akaike.

Tabela 2 – Resultados do Teste-traço de Johansen para Cointegração nos Preços Recebidos pelos Produtores e Preços de Exportação, no Período de Agosto de 1998 a Agosto de 2008

Nº de vetores de cointegração	P-valor	Traço ⁽¹⁾	Valores críticos		
			$\alpha = 10\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
0	0,0223	28,29	23,32	25,73	30,67
1	0,0826	11,18	10,68	12,45	16,22

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Nota: (1) O teste-traço foi realizado considerando os termos de tendência, de intercepto e sazonalidade. Ademais, foram considerados dois lags de defasagem, conforme critérios de informação de Akaike e de Schwarz.

Tabela 3 – Resultados do Teste de Causalidade de Granger, entre os Preços ao Produtor e de Exportação, no Período de Agosto de 1998 a Agosto de 2008

Causalidade		Lags ⁽¹⁾	Estatística F	P-valor
De	Para			
Preços de exportação	Preços ao produtor	1	4,11666	0,04473
Preços ao produtor	Preços de exportação	1	0,05802	0,81008
Preços de exportação	Preços ao produtor	2	2,07095	0,13078
Preços ao produtor	Preços de exportação	2	0,19440	0,82360
Preços de exportação	Preços ao produtor	5	3,69668	0,00403
Preços ao produtor	Preços de exportação	5	1,18551	0,32131

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Nota: (1) Os *lags* usados na realização do teste de causalidade foram obtidos por meio dos critérios de informação de Akaike, Schwarz e da estatística *Log Likelihood Ratio* (LR).

A investigação do sentido da causalidade, entre os preços recebidos pela venda de caju no nível do produtor e de exportação, foi realizada por meio da estimação dos testes de causalidade de Granger apresentados na Tabela 3. Os resultados obtidos para um período de defasagem (um mês) confirmam a associação de longo prazo entre esses preços e indicam que há causalidade dos preços de exportação nos preços recebidos pelos produtores no nível de 5% de probabilidade. Contudo, aos níveis de probabilidade usuais, pode-se dizer que não há causalidade dos preços ao produtor nos preços de exportação. Destaca-se que o teste de causalidade é bastante sensível às variações no número de períodos de defasagem e, portanto, realizou-se o teste considerando 1, 2 e 5 períodos, conforme critérios de Akaike, Schwarz e da estatística *Log Likelihood Ratio* (LR). Salienta-se que, considerando 2 e 5 períodos, a causalidade continua sendo unidirecional dos preços de exportação para os preços ao produtor.

Conforme já mencionado, os testes indicam que há dois vetores de cointegração entre os preços, ou seja, o *rank* da matriz de cointegração é igual ao número de variáveis. Segundo Seddighi; Lawler e Katos (2000) e Lütkepohl e Krätzig (2004), quando a matriz de

cointegração tem posto completo, deve-se estimar um VAR em nível. Dos resultados obtidos com a estimativa desse modelo, percebe-se que, considerando uma estatística *t* de 1,65, equivalente a um nível de probabilidade de 10%, apenas quatro coeficientes não são significativos: os coeficientes dos preços ao produtor (-0,121) e dos preços de exportação (-0,156), defasados em dois períodos, na equação de preços ao produtor; e os coeficientes de preços ao produtor defasados em um e dois períodos (0,043 e -0,029), na equação de preços de exportação. Os demais coeficientes foram todos significativos no nível de probabilidade de 10% e alguns até mesmo no de 1% de probabilidade. Salienta-se que não houve evidência de autocorrelação no modelo, conforme testes *Lagrange Multiplier* (LM) e *Portmanteau* – Tabelas 2A e 3A, no Apêndice.

O modelo estimado foi um VAR restrito para os coeficientes de sazonalidade, de forma que, para aqueles não-significativos impôs-se a restrição de que o parâmetro seria zero. O resultado da sazonalidade é importante porque indica que, no mês de setembro, há uma queda significativa nos preços recebidos pelos produtores. Para calcular o valor dessa queda, deve-se estimar o valor do intercepto da equação de preços ao

$$\begin{bmatrix} \text{Log}(PP)_t \\ \text{Log}(PEC)_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,996 & 0,267 \\ (10,966) & (2,056) \\ 0,043 & 1,001 \\ (0,713) & (13,090) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Log}(PP)_{t-1} \\ \text{Log}(PEC)_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,121 & -0,156 \\ (-1,418) & (-1,210) \\ -0,029 & -0,293 \\ (-0,501) & (-3,327) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Log}(PP)_{t-2} \\ \text{Log}(PEC)_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,079 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & -0,090 & \dots & \dots \\ (-1,666) & & & & & & & & & (-3,306) & & \\ 0,101 & \dots & \dots & -0,045 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \\ (3,151) & & & (-2,545) & & & & & & & & \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{CONST} \\ S_1 \\ S_2 \\ S_3 \\ S_4 \\ S_5 \\ S_6 \\ S_7 \\ S_8 \\ S_9 \\ S_{10} \\ S_{11} \end{bmatrix}$$

produtor, ou seja, calcula-se o antilog de (-0,079), que é igual a R\$ 0,92. Para saber a partir de quanto seria o preço recebido em setembro, basta calcular o antilog de ((-0,079) + (-0,090)) igual a R\$ 0,84. Dessa forma, pode-se inferir que, em média, nos meses de setembro, os produtores recebem cerca de R\$ 0,08 a menos por quilo do produto.

De acordo com os resultados obtidos, pode-se inferir que a elasticidade de transmissão dos preços de exportação para os preços ao produtor é 0,267. Isso significa que 26,7% das variações nos preços de exportação são transmitidos para os produtores de castanha. Percebe-se também que não há transmissão de preços dos produtores para os exportadores, caracterizando uma transmissão unidirecional de

preços. De acordo com o modelo de Ravallion, pode-se dizer ainda que, na equação de Preços ao Produtor (PP), o $\sum_{j=1}^p \beta_j + \sum_{j=0}^p \gamma_j = 1$, ou seja, os mercados são integrados no longo prazo. Isso significa que, ao longo do tempo, os exportadores conseguem repassar parte das flutuações de preços para os produtores.

Isso fica mais claro quando se analisa a decomposição da variância dos erros de previsão dos preços ao produtor, conforme a Tabela 4. Os resultados mostram que o erro de previsão depende 100% de variações no próprio preço ao produtor, em um primeiro momento. Contudo, decorridos seis meses de um choque não-antecipado sobre os preços ao produtor de castanha, 91% de seu comportamento são explicados

Tabela 4 – Decomposição da Variância dos Erros de Previsão em Percentual dos Preços ao Produtor de Castanha de Cajá para PPT e PECT

Variável	Período	Log(PP) _t	Log(PEC) _t
Preço ao produtor (PP) _t	1	100,00	0,00
	6	91,00	9,00
	12	86,00	14,00
	18	85,00	15,00
	24	85,00	15,00

Fonte: Resultados da Pesquisa.

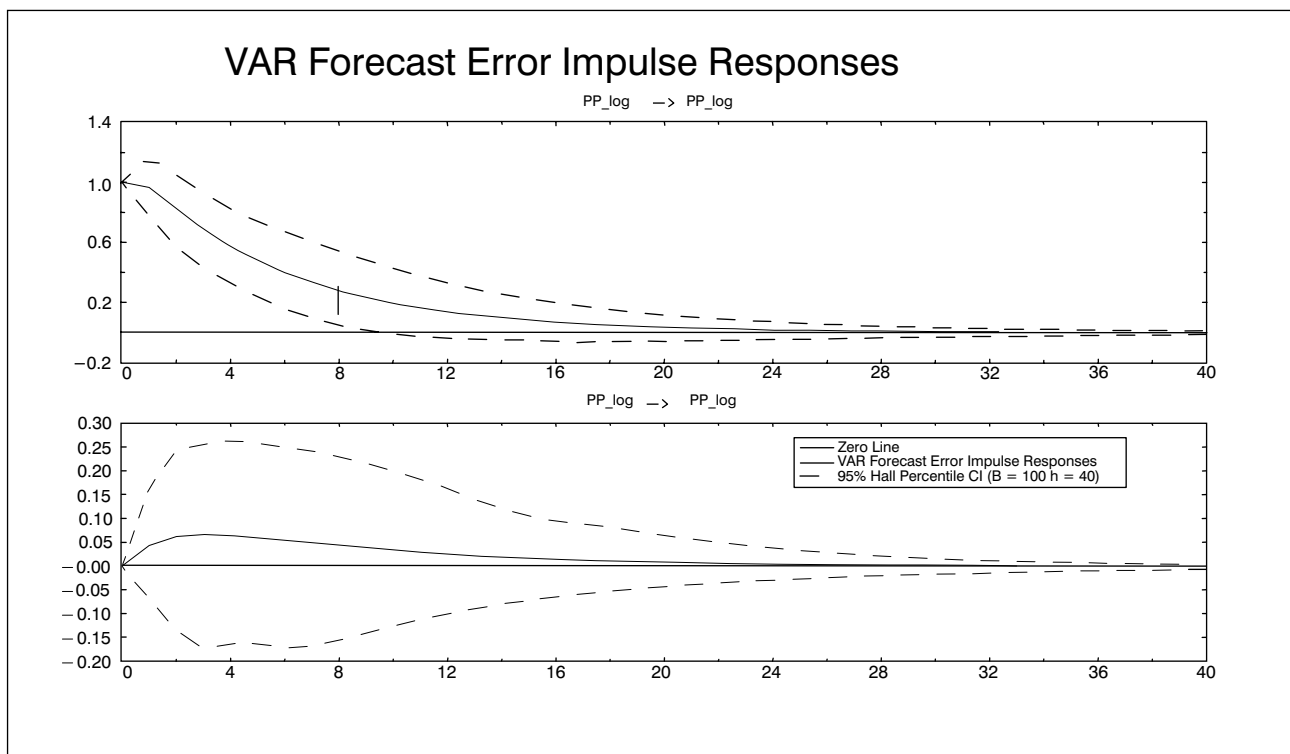


Gráfico 1 – Impulso-resposta dos preços ao produtor de castanha de caju em função de inovações em PP e PEC.

Fonte: Resultado da Pesquisa.

por ela mesma, mas 9% são atribuídos às flutuações dos preços recebidos pelos exportadores. Decorridos 24 meses, esse último percentual sobe para 15%.

A decomposição da variância dos erros de previsão dos preços de exportação, por sua vez, revela que, para um choque não esperado nessa variável, 96% das flutuações são explicados por ela mesma e 4% são explicados por flutuações nos preços ao produtor, em um primeiro momento. (Tabela 5). Mas, decorridos

24 meses, as flutuações em Preço de Exportação Convertido para Reais (PEC) continuam sendo explicadas em sua maior parte por elas mesmas (92%) e apenas 8% são atribuídos a variações nos preços ao produtor.

Os principais resultados obtidos podem ser assim resumidos:

De acordo como o teste-traço de Johansen, existem relações de longo prazo entre os preços recebidos

Tabela 5 – Decomposição da Variância dos Erros de Previsão em Percentual dos Preços de Exportação de Amêndoas da Castanha de Caju para PPT e PECT

Variável	Período	Log(PP) _t	Log(PEC) _t
Preço de exportação (PEC) _t	1	4,00	96,00
	6	7,00	93,00
	12	8,00	92,00
	18	8,00	92,00
	24	8,00	92,00

Fonte: Resultado da Pesquisa.

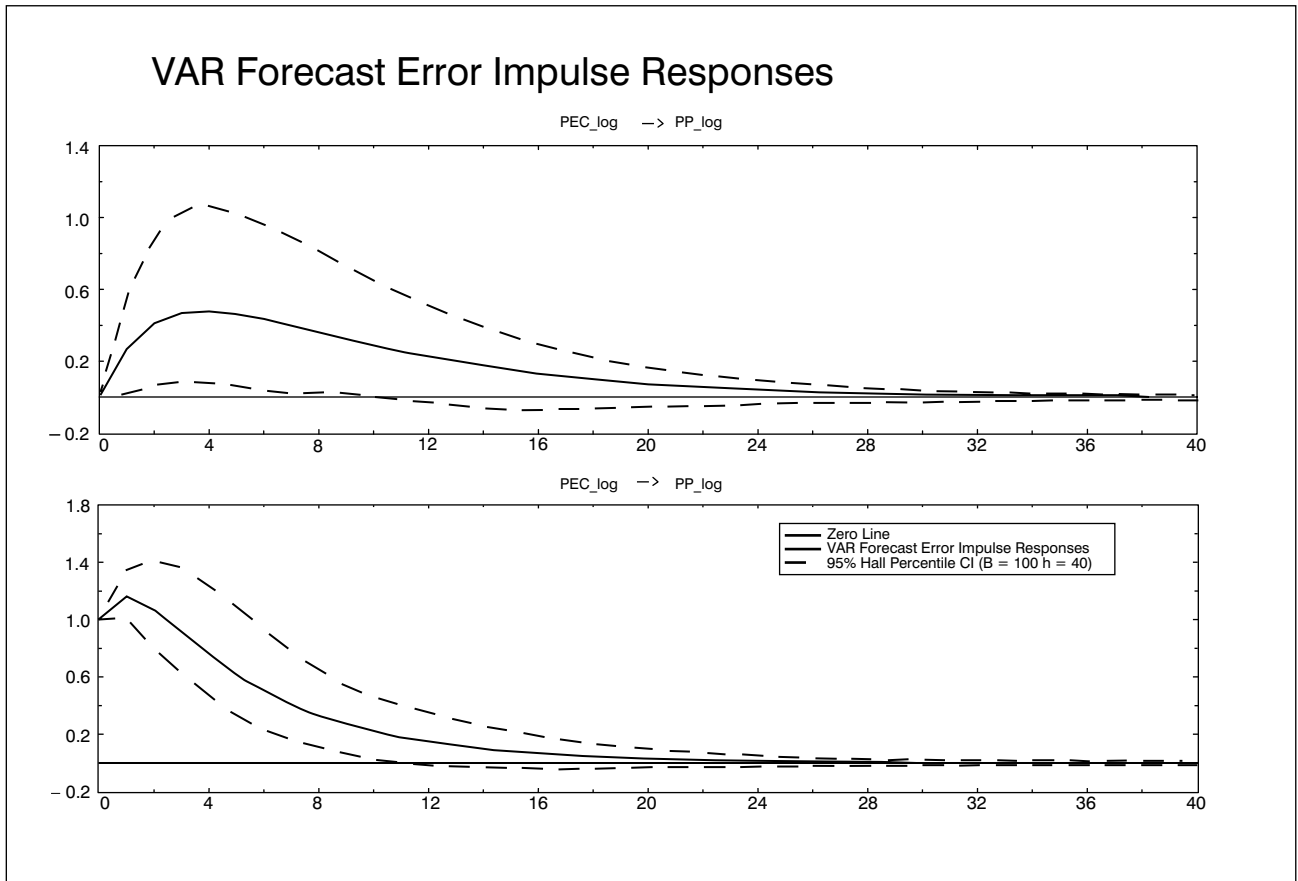


Gráfico 2 – Impulso Resposta dos Preços de Exportação de Castanha de Caju em Função de Inovações em PP e PEC

Fonte: Resultado da Pesquisa.

pelos produtores de castanha de caju em casca e os preços recebidos pelos exportadores de ACC.

De acordo com o modelo de Ravallion, pode-se dizer que, na equação de preços ao produtor (PP), $\sum_{j=1}^p \beta_j + \sum_{j=0}^p \gamma_j = 1$, ou seja, os mercados são

integrados no longo prazo. Isso significa que, ao longo do tempo, os exportadores conseguem repassar parte das flutuações de preços para os produtores.

Os resultados obtidos para defasagem de um mês confirmam a associação de longo prazo entre esses preços e indica que há causalidade dos preços de exportação nos preços recebidos pelos produtores, no nível de 5% de probabilidade. Ou seja, choques nos preços de exportação são transmitidos aos produtores, ainda que parcialmente, com um mês de defasagem.

Nos níveis de probabilidade usuais, pode-se inferir que não há causalidade dos preços ao produtor nos preços de exportação. Isto é, variações nos preços recebidos pelos produtores não são transmitidas aos preços de exportação. Confirma-se, portanto, que a direção da transmissão é da exportação para o produtor e não o contrário.

A elasticidade de transmissão dos preços de exportação para os preços ao produtor é 0,267. Com isso, pode-se dizer que 26,7% das variações nos preços de exportação são transferidos para os produtores de castanha. Quando os preços de exportação crescem, apenas 26,7% desses aumentos são repassados para os produtores. Entretanto, quando os preços de exportação caem, apenas 26,7% dessas quedas são repassados para os produtores.

Considerando os resultados acima, pode-se afirmar que as margens tendem a aumentar quando os preços de exportação em reais sobem, pois apenas 26,7%, em média, desses aumentos são repassados para os preços pagos aos produtores. Quando os preços de exportação em reais caem após uma elevação, as margens dos exportados tendem a retornar para sua posição inicial, pois apenas 26,7%, em média, dessas quedas são repassados para os preços pagos aos produtores.

Caso a elasticidade de transmissão nas quedas de preço fosse maior do que nas altas (digamos, igual a um nos períodos de queda), toda a queda seria repassada para os preços ao produtor na mesma proporção. Entretanto, situações como essas podem ser insustentáveis no longo prazo, pois reduziriam significativamente a renda dos produtores, comprometendo sua capacidade de oferta. Dessa forma, pode-se dizer que há um limite inferior para os preços aos produtores, abaixo do qual não há como continuar repassando quedas nos preços de exportação, sob o risco de abandono da atividade. O fato de a elasticidade de transmissão ser 26,7%, mesmo quando os preços caem, reflete essa condição. Ou seja, nesses momentos, os exportadores não podem repassar para os preços da castanha o mesmo percentual de queda nos preços da ACC, sob o risco de inviabilizar a cajucultura.

Em grande medida, os movimentos dos preços de exportação foram determinados pelo movimento do câmbio. A margem amplia-se nos períodos de desvalorização cambial e tende a retornar à sua posição inicial nos períodos de valorização cambial.

4 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste artigo foi investigar a transmissão dos preços entre exportadores de ACC e produtores de castanha de caju em casca, considerando que essa investigação auxiliaria na compreensão das flutuações das margens nessa cadeia. Há elevação de margem em períodos de desvalorização cambial, dado que os preços não são integralmente repassados até os produtores rurais. A análise não considerou os preços recebidos pelos intermediários, bem como outras

informações sobre a estrutura de mercado. Isso a torna insuficiente para afirmar que a elevação das margens é resultado exclusivo de exercício de poder de mercado. Entretanto, observou-se que o mecanismo de redistribuição de margens na comercialização da castanha de caju, independente de suas causas, cria desconfiança e conflitos entre os agentes e pode comprometer a competitividade da cadeia no longo prazo.

Certamente essa competitividade não depende exclusivamente de aspectos distributivos, mas também das ações e da articulação entre organizações de pesquisa, assistência técnica, crédito, capacitação e representação de classe para o estabelecimento de políticas públicas e estratégias privadas. As iniciativas que permitam introduzir alguma inovação no espaço de negociações dos produtores com as empresas processadoras são fundamentais. A solução de conflitos na cadeia agroindustrial do caju no Brasil depende, em grande medida, do estabelecimento de formas mais eficientes de relações de mercado, tais que reduzam a assimetria de informações entre produtores, intermediários e processadores, principalmente no que se refere à evolução dos preços internacionais e do seu repasse ao mercado interno. Sugere-se o apoio às iniciativas institucionais que permitam reduzir a assimetria de informações e estabelecer formas mais eficientes de organização do mercado.

AGRADECIMENTO

Este artigo apresenta resultados do estudo Cadeia Produtiva do Caju (PT 84), Projeto BRA/IIICA/03/008 – “Cooperação para o Fortalecimento da Capacidade Técnica, Institucional e Operacional do Banco do Nordeste”.

ABSTRACT

This paper analyses cashew nuts price transmission between farmers and processing companies in Brazil. Econometric model was used to provide tests of causality and price elasticity estimation. The results showed that the price transmission elasticity is 26,7% for both increasing

and decreasing prices. Margins tend to increase when export price increase and decrease when export price decrease. This mechanism of margin redistribution causes conflict among agents and damages the overall competitiveness of the value chain. Institutional changes towards information asymmetry reduction and more efficient forms of market organization should be supported.

KEY WORDS

Cashew Nuts. Market Power. Price Transmission. Competitiveness.

REFERÊNCIAS

- AGUIAR, D. R. D. **Conceitos e ferramentas para análise de preços agrícolas**. 2. ed. Rio de Janeiro: FGV Management – Pós-Graduação *Lato Sensu* em Gestão Empresarial Estratégica em Agribusiness, 2004.
- BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. **AliceWeb base de dados estatísticos de exportações e importações brasileiras**. Disponível em: <<http://aliceweb.desenvolvimento.gov.br/>>. Acesso em: 5 set. 2008.
- COMMODITY TRADE STATISTICS DATABASE. **Statistical database**. Disponível em: <<http://comtrade.un.org/db/>>. Acesso em: out. 2008.
- DOORNIK, J. A. **Testing vector error autocorrelation and heteroscedasticity**. Oxford: Nuffield College, 1996. Disponível em: <<http://www.doornik.com/research.html>>. Acesso em: out. 2008.
- EMBRAPA. Cultivo do cajueiro. **Embrapa Agroindústria Tropical – Sistemas de Produção**, v. 1, jan. 2003. Disponível em: <<http://sistemasdeproducao.cnpat.embrapa.br/FontesHTML/Caju/CultivodoCajueiro/tratosculturais.htm#podas>>. Acesso em: 4 set. 2008.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 1995.
- FAVA, V. L. Testes de raízes unitárias e co-integração. In: VASCONCELOS, M. A.; ALVES, D. (Coord.). **Manual de econometria: nível intermediário**. São Paulo: Atlas, 2000. p. 245-252.
- FAO. **Statistical database**. Disponível em: <<http://faostat.fao.org/default.aspx>>. Acesso em: out. 2008.
- GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3. ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 846 p.
- IBGE. **Produção agrícola municipal**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/pam/2007/default.shtm>>. Acesso em: set. 2008.
- INSTITUTO INTERAMERICANO DE COOPERAÇÃO PARA AGRICULTURA. **Cadeia produtiva do caju**. Fortaleza, 2008. Projeto BRA/IICA/03/008 – Cooperação para o Fortalecimento da Capacidade Técnica, Institucional e Operacional do Banco do Nordeste.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, n. 52, p. 169-219, 1990.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, n. 12, p. 231-254, 1988.
- KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia internacional: teoria e política**. 5. ed. São Paulo: Makron Books, 2001. 797 p.
- LÜTKEPOHL, H. **Introduction to multiple time series analysis**. 2. ed. New York: Springer-Verlag, 1993. 545 p.
- LÜTKEPOHL, H., KRÄTZIG, M. **Applied time series econometrics**. New York: Cambridge University Press, 2004. 323 p.
- MARGARIDO, M. A.; FERNANDES, J. M.; TUROLLA, F. A. Análise da formação de preços no mercado internacional de soja: o caso do Brasil. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 47, n. 2, p. 71-85, 2002.

MAYORGA, R. O. **Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão do Brasil**. 2006. 96 f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) – Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2006.

RAVALLION, M. Testing marketing integration. **American Journal of Agriculture Economics**, v. 68, n. 1, p. 102-109, Feb. 1986.

SEDDIGHI, H. R.; LAWLER, K. A.; KATOS, A. V. **Econometrics: a practical approach**. New York: Routledge, 2000. 396 p.

VIEIRA, W. C. **Ajuste macroeconômico e preço relativo agricultura-indústria: a experiência brasileira nos anos 80**. Viçosa: Suprema, 1998, p. 55-67.

Recebido para publicação em 27.10.2009

APÊNDICE A

Tabela 1A – Testes para Seleção dos Lags de Defasagem do VAR Considerando Sazonalidade

OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA	
endogenous variables:	PP_log PEC_log
deterministic variables:	CONST S1 S2 S3 S4 S5 S6 S7 S8 S9 S10 S11 TREND
sample range:	[2000 M8, 2008 M8], T = 97
optimal number of lags (searched up to 24 lags of levels):	
Akaike Info Criterion:	2
Final Prediction Error:	2
Hannan-Quinn Criterion:	1
Schwarz Criterion:	1

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Tabela 2A – Teste para Verificação de Presença de Autocorrelação no Modelo VAR

PORTMANTEAU TEST ($H_0: \rho_h = (\rho_1, \dots, \rho_h) = 0$)	
Reference:	Lütkepohl (1993) 150.
tested order:	16,00
test statistic:	54,83
p-value:	0,52
adjusted test statistic:	58,56
p-value:	0,38
degrees of freedom:	56,00

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Tabela 3A – Teste LM para Verificação de Presença de Autocorrelação no Modelo VAR

LM-TYPE TEST FOR AUTOCORRELATION with 12 lags				
Reference:	Doornik (1996), LM test and LMF test (with F-approximation)			
LM statistic:	57,45			
p-value:	0,16			
df:	48,00			
Observation	LMF statistic not computed for subset model.			
ARCH-LM TEST with 6 lags				
variable	teststat	p-Value(Chi ^ 2)	F-stat	p-Value(F)
u1	3,75	0,71	0,65	0,69
u2	8,05	0,23	1,45	0,20
MULTIVARIATE ARCH-LM TEST with 5 lags				
VARChLM test statistic:	51,81			
p-value(chi ^ 2):	0,23			
degrees of freedom:	45,00			

Fonte: Resultados da Pesquisa.

