

**1.ALEXANDRE FLORINDO ALVES; 2.JULYERME MATHEUS
TONIN; 3.MARCELO JOSÉ CARRER**

1,2.UNIVERSIDADE ESTADUAL DE MARINGÁ, MARINGÁ - PR - BRASIL;
3.UFSCAR, SÃO CARLOS - SP - BRASIL.

Análise da Assimetria de Transmissão de Preço na Comercialização da Uva Fina de Mesa no Paraná no período de 1997 a 2010

Grupo de Pesquisa: Comercialização mercados e preços

Resumo

O Paraná se destaca como um dos principais produtores de uva fina de mesa no Brasil, tendo como característica a presença de pequenos e médios produtores. O presente estudo objetiva analisar a assimetria na transmissão de preço entre os níveis produtor, atacado e varejo da uva fina de mesa no Paraná, no período de janeiro de 1997 a dezembro de 2010. A metodologia empregada para verificar como ocorre a transmissão de preços entre os agentes foi o Vetor Auto-regressivo (VAR). O modelo utilizado para mensurar Assimetria de Transmissão de Preços (ATP), foi baseado na metodologia desenvolvida por Griffith e Piggott (1994). Os principais resultados foram: na análise de transmissão de preço ao varejo, o atacado apresentou um coeficiente de elasticidade maior do que o nível do produtor; o sentido unicausal atacado-varejo do teste de Granger é uma evidência de presença de informações assimétricas; e, os acréscimos dos preços são transmitidos com mais rapidez do que os decréscimos dos preços, o que, juntamente com os resultados do teste t de Griffith e Piggott (1994), comprova a existência de assimetria na transmissão de preços.

Palavras-chave: uva fina de mesa, impulso-reposta, causalidade

Abstract

Paraná State is a leading fine table grape producer in Brazil, and is characterized by presence of small and medium producers. This study aims to analyze price transmission asymmetry (PTA) among producer, wholesale and retail levels from January 1997 to December 2010. Vector Autoregressive (VAR) was used to determine how price transmission occurs among players. The model used for PTA measuring was based on the methodology developed by Griffith and Piggott (1994). Results shows that in the price transmission to retail, wholesale presented a greater elasticity coefficient than the producer level; the Granger wholesale-retail uncausality is an evidence of asymmetric information; and, increases in prices are transmitted more rapidly than the decreases, which together Griffith and Piggott's t test results, confirm the existence of price transmission asymmetry.

Key Words: fine table grape, impulse-response, causality.

1. INTRODUÇÃO

Segundo dados da FAO (2009), o Brasil é o 15º maior produtor de uva no mundo. Os maiores produtores encontram-se no hemisfério Norte, com destaque para Itália, França, Estados Unidos e Espanha. No hemisfério Sul, Argentina, Chile e África do Sul são os maiores produtores. A produção brasileira de uvas é voltada tanto para produtos elaborados como para consumo *in natura*. Desta forma, têm-se dois grandes grupos de uvas: mesa e vinhos/outros afins industriais.

No ano de 2009, foram produzidas 1.365.491 toneladas de uvas no Brasil. Essa produção gerou uma receita de 1,612 bilhões de reais para os produtores (IBGE, 2010). O estado do Paraná é o terceiro maior produtor de uva fina de mesa do Brasil, ficando atrás apenas de São Paulo e Pernambuco¹. Em 2009, o Paraná produziu um total de 102.080 toneladas de uva, o que gerou uma receita de 173,679 milhões de reais aos produtores do estado (IBGE, 2010). As principais cidades produtoras no estado do Paraná são: Marialva, Assaí, Bandeirantes, Uraí, Mandaguari, Nova América da Colina, Sarandi, Colombo, Jandaia do Sul e Japira (IBGE, 2010).

De um modo geral, a cadeia de produção da uva de mesa no Paraná é composta pelos seguintes agentes: produtor, intermediário, atacadista e varejista. Têm-se ainda o ambiente institucional que permeia e regulamenta as relações entre esses agentes e os agentes de apoio que ofertam bens e serviços que apóiam o desenvolvimento dessa cadeia de produção.

Os produtores paranaenses são de pequeno ou médio porte, com pouca infraestrutura de produção e pós-colheita e um clima não muito favorável à cultura (BARROS; BOTEON, 2002). Dados do Censo Agropecuário 2006 indicam que naquele ano existiam 1.444 estabelecimentos agropecuários voltados ao cultivo de uva no Paraná. Esses estabelecimentos estavam distribuídos em uma área total de 6.645 ha, o que aponta para uma área média de 4,6 ha por estabelecimento destinado à produção de uva no Paraná.

De acordo com Barros e Boteon (2002), a consignação era a forma de venda mais praticada no estado, porque, na maioria dos casos, os produtores não têm condições de classificar o produto e também não conseguem ofertar um grande volume para que possam comercializar sem a presença do intermediário. Essa forma de venda geralmente resulta em preços menores para os produtores, já que o produto passa por diferentes agentes da cadeia até chegar ao varejo (BARROS; BOTEON, 2002). Carrer e Alves (2010) identificaram evidências de a comercialização entre produtor e atacado ocorrer majoritariamente no mercado *spot*, com relações baseadas na confiança entre as partes.

O mercado atacadista de uva fina de mesa no Paraná está concentrado principalmente nas CEASAS². As unidades da CEASA no Paraná estão na capital (Curitiba) e nas quatro maiores cidades do interior: Londrina, Maringá, Cascavel e Foz do Iguaçu (CEASA, 2011). O mercado atacadista refere-se àquele segmento do mercado onde as transações mais volumosas têm lugar (BARROS, 2007). Na cadeia produtiva da uva de mesa paranaense, o mercado atacadista possui papel fundamental de equilibrar a oferta de

¹ Cabe destacar que o estado do Rio Grande do Sul é o maior produtor de uvas no Brasil, com produção de 737.363 t no ano de 2009 (IBGE, 2010). Contudo, quase que a totalidade da produção de uvas neste estado é destinada à produção de vinhos, sucos e outros afins industriais.

² Centrais de Abastecimento do Paraná S.A.

diversos pequenos produtores e distribuí-la para as redes varejistas, sacolões e outros equipamentos varejistas.

O varejo de uva fina de mesa no Paraná é composto pelas redes de supermercados, pelos sacolões (quitandas), pelas feiras-livres e por vendas diretas feitas principalmente nas estradas. Diversos estudos apontam para o deslocamento do consumo de produtos agroalimentares em direção aos supermercados (JUNQUEIRA, 1999; SATO; BESSA, 2000; SILVA; MACHADO, 2004). Os varejistas apresentam algumas vantagens, principalmente devido ao fato de estarem mais próximos do consumidor final. Esse canal de distribuição tem feito uso de diversas ferramentas que permitem avaliar as necessidades do consumidor e oferecer ao mesmo a conveniência de tempo e lugar para a aquisição dos produtos. Os varejistas assumem a responsabilidade pela promoção dos produtos e têm sido o membro do canal de distribuição a observar e desenvolver ações que atendam às exigências dos consumidores finais (SILVA; MACHADO, 2004).

Aliado ao fato do consumo se deslocar para os supermercados e do maior acesso à informação por esse elo da cadeia produtiva, tem-se ainda o aumento da concentração de mercado no setor varejista agro alimentar brasileiro (FGV, 2003; AGUIAR, 2009). Aguiar (2009) calculou o CR(3) do varejo agroalimentar brasileiro, que correspondeu a 34,1% no ano de 2006. Essa concentração de mercado no varejo tende a aumentar o poder de barganha desse elo da cadeia de produção frente aos outros elos. Esse maior poder de barganha por sua vez pode afetar o desempenho do mercado.

Aguiar (2009) menciona a importância de analisar os impactos da concentração no mercado varejista sobre o desempenho do mercado. Segundo o autor, há evidências de uso de poder de mercado para alguns dos principais produtos alimentares no Brasil. Carrer e Alves (2008) analisaram o comportamento das margens de comercialização da uva fina de mesa no Paraná e identificaram evidências de poder de barganha do varejo, com consequente redução na participação do produtor e na margem relativa do atacado.

Neste contexto, o presente estudo busca analisar se há assimetria na transmissão de preço na comercialização de uva fina de mesa no Paraná e quais as suas principais implicações. Como objetivos, tem-se a identificação das relações de causalidade entre os diferentes níveis de mercado, a análise do processo de transmissão de preço entre os níveis de mercado, a existência de assimetrias e a utilização do poder de mercado por parte dos agentes envolvidos na comercialização da uva fina de mesa. Como os trabalhos que abordam a ATP são relativamente recentes no Brasil, o presente estudo busca enriquecer o debate sobre a questão ao aplicar essa metodologia na análise da uva fina de mesa no Paraná.

O artigo está dividido em quatro seções. Após essa introdução, na segunda seção é apresentada uma revisão da literatura pertinente, seguida da metodologia adotada. Na quarta seção são apresentados os resultados encontrados. Por fim, na quinta seção são apresentadas as principais conclusões do presente estudo.

2. REVISÃO DE LITERATURA

A relação entre os preços nos diferentes níveis de mercado tem sido um campo amplamente analisado na literatura econômica. Deste modo, uma série de estudos empíricos foram implementados com o intuito de mensurar quantitativamente se há assimetrias no processo de transmissão de preço, qual sua magnitude, velocidade de ajuste

para um nível de equilíbrio e quais os níveis de mercado responsáveis ou mais afetados por esses desequilíbrios.

No âmbito da análise da Assimetria na Transmissão de Preços (ATP), Frei e Manera (2007) creditam a Farrell (1952), Tweeten e Quance (1968) e Wolfram (1971) o esboço do ferramental analítico sobre o tema. Farrell (1952), apesar de não estudar a transmissão de preço, estudou os efeitos da demanda por tabaco, cerveja e vinho usando as variações na renda e no consumo, com o intuito de verificar se essas funções de demanda eram assimétricas. Tweeten e Quance (1969) evidenciaram a relação entre o nível de produção e as contribuições das variações dos preços dos insumos no setor agrícola. Para isso, separaram os efeitos das variações positivas e negativas dos preços em sua análise. Por sua vez, Wolfram (1971) propôs uma técnica alternativa ao modelo de Tweeten e Quance (1968).

Cabe destacar que a literatura sobre o tema, em grande medida, é de natureza empírica, podendo ser dividida em duas vertentes distintas. Nessa linha, Aguiar e Santana (2002) destacam que como primeira vertente tem-se a equação tradicional de transmissão de preços, em que é realizada uma regressão com o logaritmo dos preços do varejo como variável dependente e o logaritmo do preço do atacado e/ou do produtor como variável explicativa, somando-se as defasagens dessas variáveis indicadas pelos testes econométricos.

Uma segunda vertente corresponde ao apresentado nos modelos de Wolfram (1971), Houck (1977), Kinnucan e Forker (1987), Griffith e Piggott (1994), entre outros, que buscam identificar e quantificar a assimetria na transmissão de preços. Nesse contexto, assimetria na transmissão de preços (ATP) caracteriza-se como um processo no qual os diferentes níveis de mercado reagem de diferentes formas, proporções e/ou velocidades nas diversas fases de comercialização da cadeia produtiva analisada devido a mudanças nos preços, desse modo, busca-se quantificar os efeitos distintos dos aumentos e das reduções de preços (FREI e MANERA, 2007).

Dentre as principais pesquisas empíricas empreendidas em âmbito internacional para produtos agropecuários ou sistema agroalimentares cabe destacar o estudo de Kinnucan e Forker (1987). Segundo Costa (2009) esse autores estudaram o processo de formação de preço entre o nível de produtor e de varejo do setor lácteo nos Estados Unidos, indicando a presença de assimetria na transmissão de preço entre produtor e varejo e sugerindo que essa assimetria pode ser proveniente da intervenção governamental.

Por sua vez, Griffith e Piggott (1994) analisaram o comportamento nos diferentes níveis de mercado (produtor, atacado e varejo) para o mercado australiano de carne bovina, suína e ovina e apontaram que os atacadistas e varejistas repassam com mais intensidade os aumentos dos preços em detrimento das reduções dos preços desses produtos, evidenciando assim uma forma de assimetria de transmissão de preço. Nesse sentido, Silva Neto (2007) destaca que a habilidade no repasse dos preços depende da competitividade do mercado. Em mercados mais organizados, os agentes envolvidos na comercialização, dado o seu maior poder de negociação, conseguem manter os preços e rendimentos mais elevados sendo menos suscetíveis aos impactos da sazonalidade do produto.

Lima e Resende (2008) destacam no contexto internacional os trabalhos de Minten e Kyle (2000) e Miller e Hayenga (2001). O principal diferencial do modelo de Mintem e Kyle (2000) foi a utilização do preço da gasolina como *proxy* do custo de transporte utilizado em sua modelagem. Miller e Hayenga (2001), por sua vez, estudaram a carne

suína nos Estados Unidos no período de 1981 a 1995 com a utilização de Vetor Auto-Regressivo (VAR), encontrando evidências de assimetria e associaram essas assimetrias aos custos adicionais para a mudança nos preços (custos de menu).

No mercado brasileiro, Aguiar e Santana (2002) analisaram a assimetria para vários produtos alimentares no Brasil. O resultado desse estudo foi a evidência de existência de assimetrias positivas na transmissão de preços para os diversos produtos estudados, com exceção do arroz. Oliveira, Oliveira e Dias (2006) analisaram a ATP entre os níveis de produtor e varejo de produtos hortifrutícolas no estado de São Paulo no período de junho de 1994 a abril de 2002 constatando que no caso da laranja e tomate os varejistas transmitem mais acréscimos do que decréscimos de preços, enquanto que para a batata e banana ocorre o oposto. Entre os resultados apresentados por esses autores está a relação entre o sentido da assimetria com o grau de perecibilidade dos produtos.

Silva Neto (2007) analisou o preço para o tomate de mesa *in natura* no estado de São Paulo no período de janeiro de 1995 a março de 2006, encontrando evidências de assimetria na transmissão de preço e demonstrando que o varejista é o agente com maior poder de negociação na região analisada. Para o setor lácteo cabe destacar os trabalhos de Azevedo e Politi (2008) e Costa (2009). Azevedo e Politi (2008) utilizaram o modelo proposto por Houck (1977) acrescido das observações feitas por Carman e Sexton (2005). Esses autores analisaram o padrão de concorrência do leite longa vida e do leite pasteurizado no período de dezembro de 1999 a dezembro de 2005. Como resultado de pesquisa evidenciaram que as variações absolutas da matéria-prima são repassadas em maior magnitude ao consumidor final.

Costa (2009), por sua vez, analisou a ATP, as margens de comercialização e a sazonalidade no setor lácteo do Paraná no período de 1994 a 2007. Com base na metodologia proposta por Griffith e Piggott (1994) o autor identificou evidências de assimetria na transmissão de preços entre os níveis de mercado. Aguiar e Figueiredo (2010) fizeram o estudo comparativo do varejo alimentar brasileiro nos subperíodos 1994-1999 e 2000-2008 demonstrando a forte participação do atacado na formação de preços, sendo que assimetria na transmissão de preço encontrado em seus resultados é um indício do uso do poder de mercado. No comparativo entre os dois períodos os autores detectaram um maior poder de mercado dos varejistas no primeiro período.

Enfim, a assimetria na transmissão de preços é um assunto amplamente analisado e debatido no mercado internacional. Para Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004), a presença de ATP implica diferente distribuição de bem-estar, dado que alguns grupos da coletividade não são favorecidos pelas possíveis reduções dos preços (compradores) ou aumentos dos preços (vendedores), fato que não ocorreria em um mercado em condições de simetria na transmissão de preço.

3. METODOLOGIA

3.1 Testes de Raiz Unitária

A utilização de séries temporais não-estacionárias na regressão clássica pode resultar na chamada regressão espúria. Conforme Gujarati (2000) essa situação leva a um coeficiente de determinação (R^2) elevado, embora não haja relação verdadeira entre as variáveis estudadas. Sendo que, pode haver apenas uma forte tendência que afeta ambas as

séries, fazendo com que as conclusões a respeito do comportamento das variáveis envolvidas na regressão fiquem comprometidas. Nesse sentido, no presente estudo utilizou-se o teste Dickey e Fuller Aumentado (ADF) para se testar a estacionariedade das séries. Se as séries forem não-estacionárias, podem ser diferenciadas d vezes até tornarem-se estacionárias e, então, são chamadas de séries integradas de ordem d , $I(d)$. Com as séries estacionárias ou integradas de ordem d , pode-se proceder aos demais testes.

3.2 Teste de Causalidade

Para atribuir causalidade, deve-se recorrer a considerações apriorísticas ou teóricas. Wooldridge (2006) destaca que Granger³ elaborou um teste de exogeneidade baseado na noção de precedência entre as variáveis, ou seja, se uma variável Y "causa no sentido de Granger" outra variável X , a variável Y deve preceder a variável X e, portanto, deve ajudar a prever o valor desta variável Y . Cabe ressaltar que esta noção não exclui a possibilidade de uma relação bi-causal entre as variáveis. O teste de causalidade de Granger baseia-se nas seguintes equações:

$$P_{it} = \sum \alpha_i P_{it-k}^* + \sum \beta_j P_{it-j} + \mu_{1t} \quad (1)$$

$$P_{it}^* = \sum \lambda_i P_{it-k}^* + \sum \delta_j P_{it-j} + \mu_{2t} \quad (2)$$

em que,

P_{it} e P_{it}^* preços em diferentes níveis de mercado⁴ do produto "i" no tempo "t", respectivamente;

P_{it-j} e P_{it-k}^* preços em diferentes níveis de mercado defasado em j e k períodos;

Supõe-se que as perturbações μ_{1t} e μ_{2t} não tenham correlação e o teste de causalidade é conduzido em séries estacionárias. Assim, para testar se P_{it}^* é causado por P_{it} , ou se P_{it} é causado por P_{it}^* , basta avaliar a significância estatística dos coeficientes estimados de P_{it-k}^* e P_{it-j} , respectivamente. Os resultados possíveis são: causalidade unidirecional de P_{it}^* para P_{it} ; causalidade unidirecional de P_{it} para P_{it}^* ; causalidade bidirecional; e, independência ou ausência de causalidade. Essa verificação pode ser feita por meio do teste F. Caso o valor calculado do teste F exceder o valor crítico do nível escolhido de significância, rejeita-se a hipótese nula. Ou seja, se a hipótese nula for rejeitada, pode-se dizer que há uma relação de causalidade no sentido Granger entre as variáveis.

³ GRANGER, C.W.J. Investigating causal relationships by econometric models and cross spectral methods. *Econometrica*, v. 37, p. 424-438, 1969.

⁴ Cabe destacar que o teste foi feito em várias etapas, testando-se inicialmente a causalidade entre produtor e atacado, posteriormente, entre atacado o varejo e por fim, entre produtor e varejo. Assim, as variáveis P_{it} e P_{it}^* foram definidas conforme o nível de mercado que estava sendo analisado, em cada momento.

3.3 Auto Regressão Vetorial

A estimação econométrica das relações de preço da uva fina de mesa no Paraná baseou-se no modelo de auto-regressão vetorial (VAR). Este modelo, desenvolvido inicialmente por Sims (1980), busca estimar as respostas de cada variável a choques não antecipados nas demais e a importância de cada variável em termos do poder de previsão do comportamento das demais mediante a decomposição da variância dos erros de previsão. Para Johnson e Dinardo (2001), dada a simultaneidade entre um conjunto de variáveis, uma vantagem dessa metodologia é o fato de não haver qualquer distinção *a priori*, entre variáveis endógenas e exógenas. O modelo VAR, $k=2$ e $\rho=1$ pode ser expresso como:

$$y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{21} \\ a_{12} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

Em que as variáveis apresentadas são $I(0)$ e ε_{1t} e ε_{2t} são ruídos brancos não correlacionados. Assim, o modelo VAR de ordem p pode ser expresso por:

$$y_t = \delta_t + \Theta_1 y_{t-1} + \dots + \Theta_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Em que cada Θ_j é uma matriz $k \times k$ de parâmetros e ε_t é um vetor k -dimensional de termos de ruído branco. Assim, no modelo VAR, cada variável pode ser expressa como uma combinação linear de seus valores e de todas as variáveis defasadas.

3.4 Teste de Assimetria na Transmissão de Preços

O teste de assimetria utilizado nesse trabalho foi desenvolvido por Wolfram (1971) e aperfeiçoado por Houck (1977). Esse teste, que também foi aplicado nos trabalhos empíricos de Kinnucan e Forker (1987) e Griffith e Piggott (1994), assume alguns pressupostos básicos: mercado competitivo, função de produção de proporções fixas e retornos constantes à escala. Griffith e Piggott (1994) apresentam a seguinte equação para a análise da assimetria na transmissão de preços:

$$PR_t = a + bT_t + \sum_i c_i \cdot PFR_{t-1} + \sum_j d_j \cdot PFF_{t-j} + eC_t + fQ_t + E_t \quad (5)$$

Em que, PFR e PFF são as variáveis construídas para denotar aumentos ou quedas nos preços no nível do produtor, Q_t representa a quantidade produzida e C_t os custos de produção no período t , T é o termo de tendência e E_t representa o erro aleatório. A variável dependente PR_t representa o preço no varejo.

Segundo a metodologia desenvolvida por Griffith e Piggott (1994), a mensuração da ATP dever ser realizada dos níveis mais baixos da cadeia de comercialização para os mais altos, seguindo a sequência produtor, atacado e varejo. A presente pesquisa é uma adaptação do modelo original desses autores, pois as quantidades comercializadas e custos de produção não foram consideradas. Essa adaptação também foi realizada nos trabalhos de Silva Neto (2007) e Costa (2009).

O teste de assimetria é feito testando-se a hipótese de que $\sum_i c_i = \sum_j d_j$. Caso se rejeite essa hipótese, há assimetria. Para esse fim, utilizou-se o teste t entre as variáveis que medem o impacto da ATP, da seguinte forma:

$$t = \frac{(\sum_i c_i - \sum_j d_j)}{\sqrt{[Var(\sum_i c_i - \sum_j d_j)]}} \quad (6)$$

3.5 Dados utilizados

As séries de preço ao produtor e varejo foram coletadas na SEAB/DERAL, e a série de preço no atacado foi obtida junto a CEASA-PR. Por motivo de compatibilidade entre as séries foi necessário um tratamento da série de preço no atacado, conforme o proposto por Carrer e Alves (2008). A literatura traz a possibilidade do uso de vários índices para a construção de uma série de preços, como o índice de Paasche, o índice de Laspeyres entre outros. Neste trabalho utilizou-se o índice da Média Ponderada para a construção da série de preços no atacado. Tal construção se deu por meio da média ponderada entre os preços e as quantidades comercializadas diariamente nas regiões de Curitiba, Maringá, Londrina, Foz do Iguaçu e Cascavel. Os dados foram coletados junto à CEASA-PR e os preços médios mensais são resultado da multiplicação dos preços mensais e quantidades mensais comercializadas em cada região, divididos pelo total da quantidade comercializada no mês, obtendo-se assim a média ponderada mensal. Os preços mensais foram inflacionados pelo IGP-DI, tendo como base de referência o mês de dezembro de 2010. Para realização dos testes econométricos utilizou-se o software estatístico STATA 11.0 da Statacorp LP e Eviews 5.0 da Quantitative Micro Software

4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

As estatísticas descritivas dos dados utilizados estão apresentadas na Tabela 1. A análise preliminar dos dados demonstra que há uma variabilidade maior dos preços ao produtor, ao comparar o coeficiente de variação entre os diferentes níveis de mercado. Como os preços ao produtor exercem influência nos demais níveis de mercado, verifica-se maior amplitude de variação dos preços no varejo.

Tabela 1 – Estatística Descritiva das Séries de Preço Reais nos níveis de produtor, atacado e varejo da uva fina de mesa no Paraná no período de 1997 a 2010

Estatísticas	PP	PA	PV
Média	2,478	3,597	5,339
Mediana	2,421	3,442	5,255
Máximo	4,664	6,562	8,583
Mínimo	1,231	2,069	3,194
Desvio-padrão	0,684	0,837	1,049
Coefficiente de variação	27,60%	23,27%	19,65%
Assimetria	0,857	0,915	0,385
Curtose	3,615	3,994	3,094
Jarque-Bera	22,68	30,34	4,213
(Probabilidade)	(0,000)	(0,000)	(0,122)
Observações	168	168	168

Fonte: séries PP e PV, SEAB/DERAL (2011); série PA, CEASA-PR (2011), elaborado pelos autores.

* PP é o preço pago ao produtor, PA é o preço no atacado e PV o preço no varejo.

Pela assimetria, desvio-padrão e curtose, verifica-se que as séries são assimétricas positivas e leptocúrticas, ou seja, há uma concentração de seus valores, principalmente na série de preço no atacado. O teste de Jarque-Bera, por sua vez, demonstra que a hipótese de que os resíduos da série seguem uma distribuição normal, só não foi rejeitada para a série de preço no varejo. Enfim, a variabilidade dos preços nos diferentes níveis de mercado fica evidente no Gráfico 1.

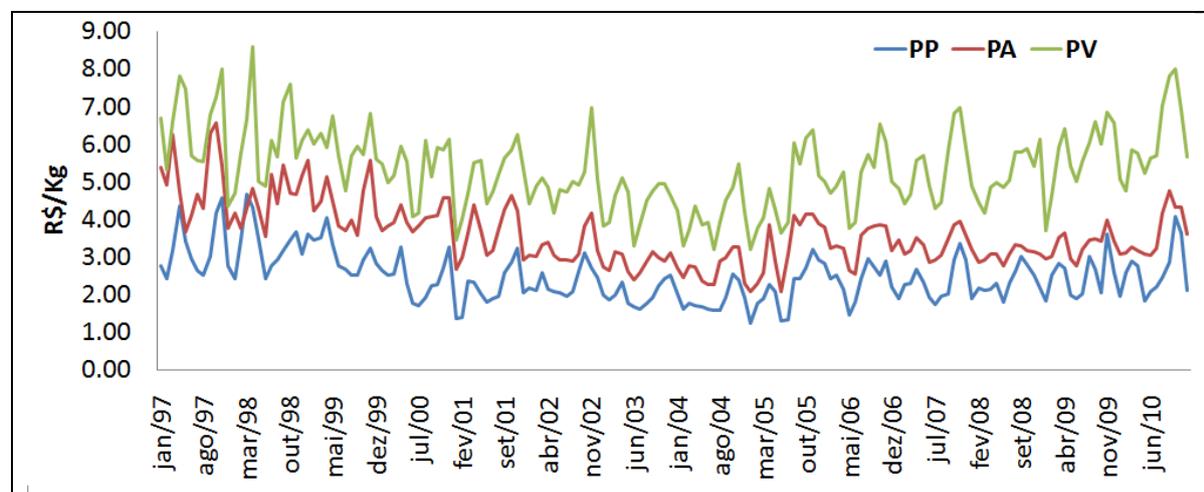


Gráfico 1 – Preços Reais da uva fina de mesa no Paraná nos níveis de produtor, atacado e varejo no período de 1997 a 2010.

Fonte: Elaborado pelos autores, com base em SEAB/DERAL e CEASA-PR (2011).

As análises e discussões dos resultados se processaram em quatro etapas. Na primeira foi realizado o teste ADF para verificar se as duas séries são estacionárias. Com base nos resultados desse teste, na segunda etapa, tem-se o teste de causalidade no sentido de Granger. Na terceira etapa foi elaborado o modelo para a análise de transmissão de preços e, por fim, testou-se a presença de assimetria na transmissão de preços.

4.1 Análise da Estacionariedade das Séries

Inicialmente procedeu-se a inspeção visual do correlograma amostral com as autocorrelações (AC) e autocorrelações parciais (PAC) que apresentaram indícios de não estacionariedade das séries em nível. Em seguida, partiu-se para o teste ADF, estimado para os casos da série com intercepto, com intercepto e com tendência e sem intercepto e sem tendência. No teste ADF, o número de defasagens (*lag*) de cada variável foi escolhido de acordo com o menor valor dos critérios Akaike e Schwarz. Na Tabela 2 estão os resultados para as séries em nível e em primeira diferença, nas quais constatou-se que as séries mensais, para os diferentes níveis de mercado, são integradas de ordem 1, ou seja, são não-estacionárias em nível e estacionárias em primeira diferença.

Tabela 2 – Teste ADF nas séries mensais de preços nos diferentes níveis de mercado.

Modelo	Completo	Apenas com intercepto	Sem intercepto e Tendência	Lags
Série				
Séries em nível				
PP	-2.592	-2.677	-0.810	4
PA	-1.964	-2.190	-0.532	5
PV	-2.367	-2.547	-0.280	4
Valores Críticos*	-3,441	-2,879	-1,950	/
Séries em primeira diferença				
PP	-12.365	-12.321	-12.403	4
PA	-12.919	-12.887	-12.957	5
PV	-13.767	-13.722	-13.809	4
Valores Críticos*	-3,441	-2,879	-1,950	/

Fonte: Resultados da pesquisa.

* Valor Crítico de Dickey-Fuller Aumentado a 5%.

** Modelos selecionados de acordo o menor *Akaike e Schwarz Criterion*.

4.2 Teste de Causalidade de Granger

A Tabela 3 contém os resultados do teste de causalidade de Granger, que procurou verificar a relação de causalidade entre os preços da uva fina de mesa no Paraná, nos diferentes níveis de mercado. Como as séries são I(1), o teste de causalidade foi realizado com as séries em primeira diferença.

Tabela 3 - Resultados Teste de Granger nas séries de preços

H ₀ - Hipótese nula	Teste F*	Probabilidade	Resultado
PP não causa PA	3,558	0,008	Rejeitada*
PA não causa PP	6,483	0,000	Rejeitada*
PP não causa PV	7,397	0,000	Rejeitada*
PV não causa PP	3,875	0,004	Rejeitada*
PA não causa PV	6,147	0,003	Rejeitada*
PV não causa PA	0,330	0,857	Não Rejeitada***

Fonte: Resultados da pesquisa

Obs: Níveis de significância estatística de 1% (*), 5% (**) e 10% (***).

Dessa forma, como ambas as hipóteses nulas foram rejeitadas ao nível de significância de 1%, verifica-se a causalidade bidirecional entre produtor e atacado e produtor e varejo. Porém, entre atacado e varejo identificou-se causalidade unidirecional, sendo que o preço no atacado causa no sentido de Granger o preço no varejo, enquanto que o preço no varejo não causa o preço no atacado. A Figura 1 ilustra as relações de causalidade encontradas para a uva fina de mesa no Paraná.

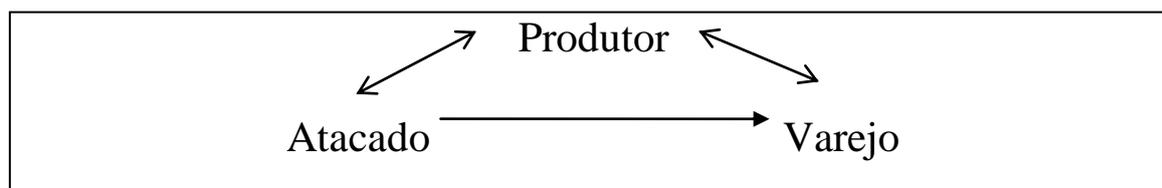


Figura 1 - Sentidos de causalidade na transmissão da uva fina de mesa no Paraná

Fonte: Resultados da pesquisa.

Esses resultados confirmam a importância do atacado na formação de preço. A relação unidirecional entre atacado e varejo, em que o preço no varejo não causa o preço no atacado, também foi encontrada por Aguiar e Figueiredo (2010) para os produtos: carne bovina e suína, queijo e feijão, em São Paulo. Esses autores destacam que o grau de especialização, o acesso a informações privilegiadas, volumes envolvidos nas trocas e a perecibilidade dos produtos são fatores que conferem um maior poder de mercado aos atacadistas. No caso da uva fina de mesa no Paraná, Carrer e Alves (2010) destacam que a alta perecibilidade é uma característica desse produto, fato que cria a necessidade de um giro rápido na comercialização da mesma, o que afeta a relação entre os agentes envolvidos no processo de comercialização.

4.3 Análise da Transmissão de Preços

Na análise da transmissão de preço com o modelo VAR, as estimativas foram feitas com os preços em logaritmos neperianos, de tal forma que os resultados já apresentam elasticidades de transmissão de preços. Entretanto, deve-se identificar inicialmente o número de defasagens a serem incluídas no modelo VAR, de acordo com os critérios da razão de verossimilhança (LR), Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ), presentes na Tabela 4.

Tabela 4 – Determinação do número de Defasagens no modelo VAR para as séries de preço da uva fina de mesa no Paraná nos distintos níveis de mercado, 1997 a 2010.

Lag	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
1	71,05	0,000	-4,09	-3,62	-3,66*
3	32,59	0,000	-4,19	-3,94*	-3,41
5	25,61	0,000	-4,27	-3,87	-3,27
7	28,61	0,000*	-4,38*	-3,83	-3,02
10	24,54*	0,000	-4,34	-3,57	-2,42

Fonte: Resultados da pesquisa

Com base na Tabela 4, evidencia-se que dois dos critérios adotados, *Prediction Error Criterion* (FPE) e *Akaike* (AIC) indicam que o modelo deve conter 7 defasagens. Porém, levando em conta o critério da parcimônia, optou por um modelo com uma defasagem, como previsto pelo Schwarz Criterion (SBIC). Com base no resultado do VAR têm-se o comportamento do preço do varejo em relação a mudanças das demais variáveis (Tabela 5).

Tabela 5 – Elasticidade de Transmissão de Preço da Uva Fina de Mesa no Paraná, Variável Dependente: DL_{pv}

Variáveis	Coefficiente	Desvio-padrão	$P > z $	Intervalo de Confiança
Constante	0,000	0,011	0,995	-0,022 < 0,022
DL_{pp}	0,233	0,079	0,003	0,077 < 0,387
DL_{pp} (t-1)	-0,015	0,077	0,844	-0,167 < 0,137
DL_{pa}	0,419	0,108	0,000	0,206 < 0,632
DL_{pa} (t-1)	0,023	0,114	0,835	-0,200 < 0,248

Fonte: Resultados da Pesquisa

* pp refere-se ao preço no nível do produtor; pa no atacado e pv no varejo. As notações D referem-se às variáveis na primeira diferença, L representa a série em logaritmo e (t-1) corresponde a variável defasada.

Uma variação positiva de 10% do preço ao atacado influencia positivamente o preço ao varejo em 4,19%, enquanto que a mesma variação ao produtor tem um efeito de 2,33% no varejo. Cabe destacar que a transmissão total de preço (produtor e atacado) foi menor do que um. Este resultado é coerente com o postulado no modelo de Gardner (1975), em que as elasticidades de transmissão de preço tendem a ser menores ou iguais à unidade.

Com respeito à análise das funções de impulso-resposta, a Figura 2 demonstra que um choque não antecipado sobre os preços de um determinado nível de mercado causa uma rápida queda de preço no próprio nível de mercado, sendo que, após tal declínio tem-se um leve aumento de preços, fazendo com que os preços desse nível se estabilizam até o quinto mês.

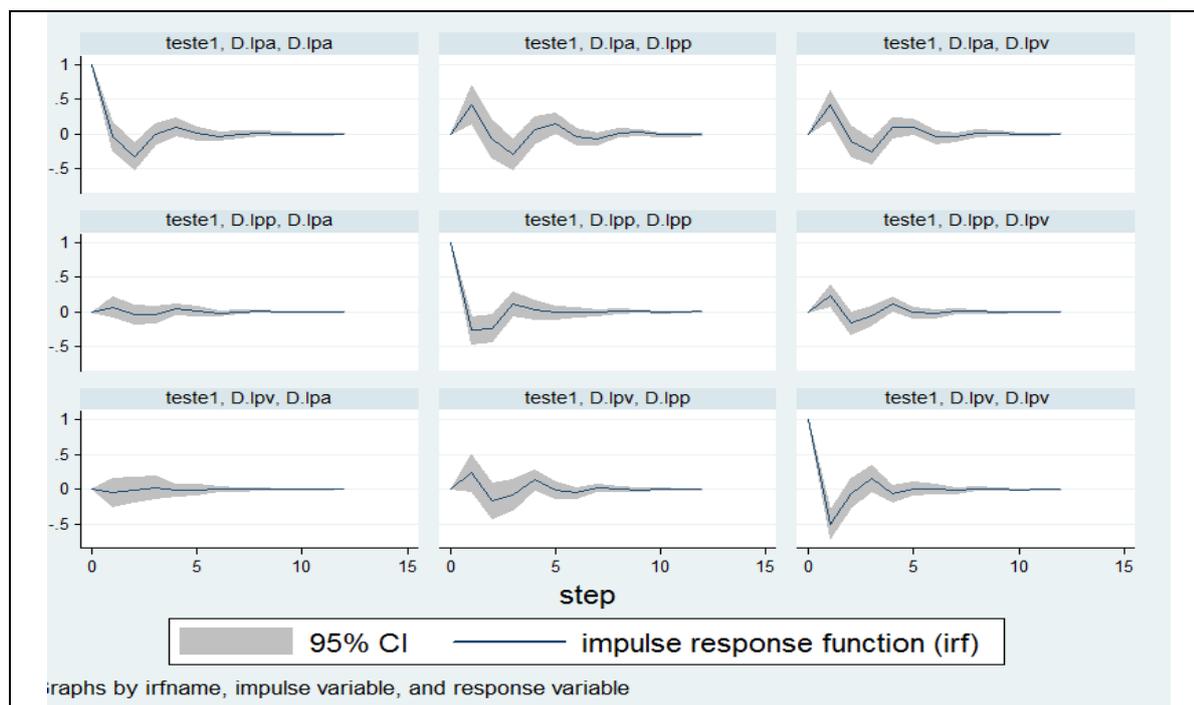


Figura 2 – Funções de Impulso-Resposta para as séries mensais de preços da uva fina de mesa no Paraná, para os diferentes níveis de mercado.

Fonte: Resultados da pesquisa

Quanto à relação entre os distintos níveis de mercado, choques não antecipados sobre os preços ao produtor e ao varejo induzem a uma pequena oscilação dos preços praticados ao atacado, com efeitos perceptíveis apenas no primeiro mês. Em contrapartida, um choque não antecipado ao atacado gera efeitos de crescimento dos preços tanto ao produtor quanto ao varejo. Esse efeito gera um posterior declínio dos preços, sendo que a alternância de altas e quedas dos preços nos demais setores perdura até o sétimo mês. Os resultados da decomposição da variância são apresentados nas Tabelas 6, 7 e 8.

Tabela 6 – Decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem de DLpp explicado pelas variáveis DLpa e DLpv

Variável	Período	DLpp	DLpa	DLpv
DLpp	1	100,00%	0,00%	0,00%
	3	90,00%	8,07%	1,93%
	6	86,41%	11,22%	2,37%
	9	86,21%	11,36%	2,43%
	12	86,19%	11,38%	2,43%

Fonte: Resultados da pesquisa

* *pp* refere-se ao preço pago ao produtor; *pa* ao preço no atacado e *pv* ao preço no varejo. As notações D referem-se as variáveis na primeira diferença, L representa a série em logaritmo.

No que tange à variável DLpp, ou seja a primeira diferença do logaritmo do preço pago ao produtor, verifica-se que, decorridos 12 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, aproximadamente 86,19% de seu comportamento decorre dos preços

no mesmo nível, enquanto que 11,38% é decorrente do comportamento do preço no atacado e apenas 2,43% do preço no varejo.

Tabela 7 – Decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem de DLpa explicado pelas variáveis DLpp e DLpv

Variável	Período	DLpp	DLpa	DLpv
DLpa	1	38,94%	61,06%	0,00%
	3	40,31%	59,60%	0,09%
	6	40,74%	59,12%	0,14%
	9	40,83%	59,03%	0,14%
	12	40,83%	59,03%	0,14%

Fonte: Resultados da pesquisa

Quanto à variável DLpa, ou seja a primeira diferença do logaritmo do preço no atacado, destaca-se que um choque não antecipado nessa variável depende principalmente do seu próprio comportamento, porém, transcorridos 12 meses, 40,83% da variância do seu erro de previsão pode ser atribuída ao comportamento do preço pago ao produtor.

Por fim, após um ano de um choque não antecipado sobre o preço ao varejo (DLpv), verifica-se que a parcela majoritária da variância dos erros de previsão é explicada pelo preço pago ao produtor (43,88%), sendo que uma parcela expressiva é explicada por seu próprio preço (43,84%).

Tabela 8 – Decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem de DLpv explicado pelas variáveis DLpp e DLpa

Variável	Período	DLpp	DLpa	DLpv
DLpv	1	41,57%	10,97%	47,46%
	3	43,39%	10,86%	45,75%
	6	43,80%	12,16%	44,04%
	9	43,88%	12,26%	43,86%
	12	43,88%	12,28%	43,84%

Fonte: Resultados da pesquisa

4.4 Análise da Assimetria na Transmissão de Preços

Após a análise realizada no modelo de transmissão de preço da seção anterior, identificou-se por meio dos coeficientes de elasticidade, da função de impulso-resposta e da decomposição de variância evidências da presença de assimetria na transmissão de preços. Sendo assim, realiza-se o teste de assimetria proposto por Griffith e Piggott (1994). Como foram construídas variáveis para representar o acúmulo dos aumentos e das quedas de preços em cada nível de mercado, inicialmente parte-se para a inspeção visual dessas variáveis (Figura 3).

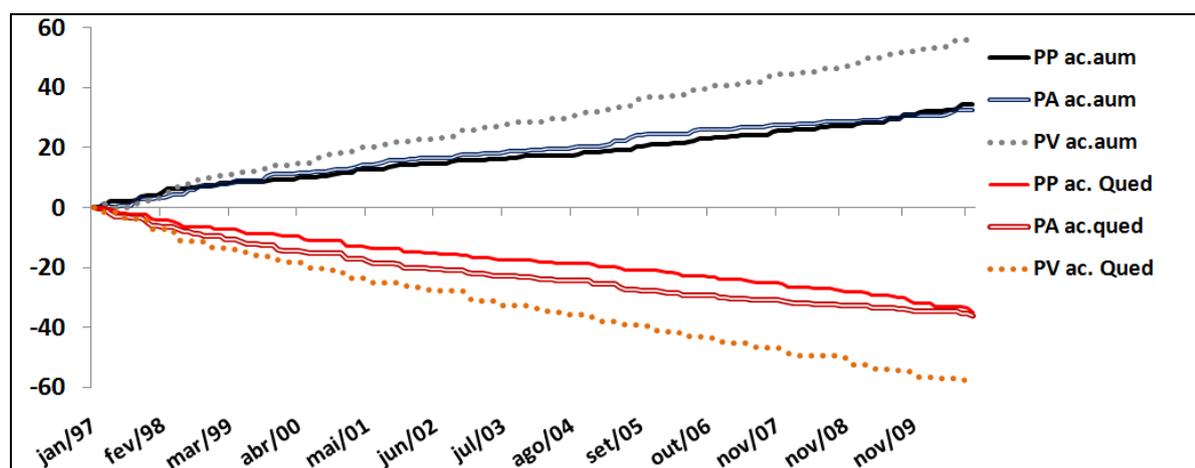


Figura 3 – Acúmulo dos Aumentos e reduções nos preços ao nível de produtor, atacado e varejo da Uva Fina de Mesa no Paraná

Fonte: Resultados da Pesquisa

Nesse sentido, na Figura 3 são mostrados o acúmulo dos aumentos e das quedas de preços em cada nível de mercado. Nos diferentes níveis não há grandes discrepâncias entre o resultado dos acúmulos dos aumentos e das quedas de preços. Em termos da magnitude dessas variáveis, cabe destacar a similaridade entre os níveis de produtor e atacado. Como essas variáveis são acúmulos de variações de preços, de acordo com a literatura, não podem ser estacionárias. Assim, procedeu-se ao teste ADF, sendo que as defasagens foram escolhidas pelos critérios AIC e SBIC.

Tabela 9 – Teste ADF para o modelo de assimetria na transmissão de preços.

Série	Modelo	Completo	Apenas com intercepto	Sem intercepto e Tendência	Lags
Séries em nível					
PPac.aum		-1,534	0,154	2,514*	3
PPac.qued		-2,795	-0,455	2,246	0
PAac.aum		0,154	-1,534	2,212	3
PAac.qued		-2,433	-3,042*	1,592	4
PVac.aum		-2,644	-0,625	1,502	0
PVac.qued		-3,218	-3,077*	1,729	4
Valores Críticos¹		-3,441	-2,879	-1,942	/
Séries em primeira diferença					
PPac.aum		-7,578	-7,611	-7,276	3
PPac.qued		-11,39	-11,44	-8,664	0
PAac.aum		-7,153	-6,565	-5,004	3
PAac.qued		-9,081	-7,720	-4,611	4
PVac.aum		-13,22	-13,22	-9,242	0
PVac.qued		-7,952	-7,500	-4,584	4
Valores Críticos¹		-3,441	-2,879	-1,942	/

Fonte: Dados da pesquisa. ¹ Valor Crítico de Dickey-Fuller Aumentado a 5%.

(*) Resultados não foram estatisticamente significativos aos níveis de 1%; (**) As notações ac.aum e ac.qued referem-se ao acúmulo de aumentos e declínios dos preços do nível de mercado analisado, respectivamente.

Como esperado, as séries são estacionárias na primeira diferença. Assim, seguiu-se a mesma metodologia do modelo de transmissão de preço, sendo que o modelo ATP será implementado com a metodologia VAR. Nessa, analisa-se a influência dos agentes anteriores aos demais agentes na cadeia de comercialização, ou seja, a influência dos aumentos e quedas dos preços da uva fina de mesa do produtor sobre o atacado e varejo, e do atacado sobre o varejo.

Tabela 10 – Equação de Transmissão de Acréscimo e Decréscimos de preços da uva fina de Mesa entre os diferentes níveis de mercado

Variáveis	Coefficiente	Desvio-padrão	P > z	Intervalo de Confiança
PRODUTOR – VAREJO				
PPac.aum	0,754	0,228	0,001	0,306 < 1,202
PPac.qued	0,458	0,201	0,023	0,064 < 0,853
PRODUTOR – ATACADO				
PPac.aum	-0,0826	0,158	0,600	-0,391 < 0,226
PPac.qued	0,0485	0,141	0,731	-0,228 < 0,325
ATACADO – VAREJO				
PPac.aum	0,542	0,199	0,007	0,150 < 0,933
PPac.qued	0,475	0,217	0,028	0,051 < 0,899

Fonte: Resultados da Pesquisa

* *pp* refere-se ao preço pago ao produtor; As notações ac.aum e ac.qued referem-se ao acúmulo de aumentos e declínios dos preços do nível de mercado analisado, respectivamente.

Na análise entre as relações do preço no varejo com as variações acumuladas dos acréscimos e decréscimos dos preços do produtor e dos preços do atacado, as variáveis são estatisticamente significativas. De modo geral, os acréscimos dos preços foram transmitidos mais rapidamente do que os decréscimos dos preços, resultado similar ao obtido nos trabalhos de Silva Neto (2007) e Costa (2009). A análise das relações do preço no atacado com as variações acumuladas ao produtor não permite chegar a uma análise conclusiva, dada a não significância estatística dos parâmetros estimados. Para evidenciar a presença ou não de assimetria na transmissão de preço parte-se para o teste t proposto por Griffith e Piggott (1994), apresentado na Equação 6.

Tabela 11 – Teste de Assimetria na Transmissão de Preços (ATP)

Variáveis	Produtor-Varejo	Atacado - Varejo	Produtor – Atacado
Coefficiente estimado dos acúmulos dos aumentos de preço	0,754	0,542	-0,0826
Coefficiente estimado dos acúmulos das quedas de preço	0,458	0,475	0,0485
Teste t	10,875	3,921	7,865

Fonte: Resultados da Pesquisa

A hipótese nula de ausência de assimetria na transmissão de preços, ou seja, $\sum_i c_i = \sum_j d_j$, foi rejeitada, dado que os valores do teste t calculados foram maiores do

que os valores do teste t tabelados, ao nível de significância de 5%. Assim, pode-se inferir que os agentes que participam da cadeia produtiva da uva fina de mesa no Paraná são mais suscetíveis, ou repassam com mais rapidez, os aumentos de preço em relação às reduções, o que se configura como uma forma de assimetria, a assimetria positiva.

5. CONCLUSÕES

Nesse estudo, a proposta foi analisar a relação entre os diferentes níveis do mercado de uva fina de mesa no Paraná, buscando identificar como ocorre o processo de transmissão de preços e se há assimetrias nesse processo. Desse modo, juntamente com os estudos empíricos realizados com a uva fina de mesa, como a análise da sazonalidade, margens de comercialização, perdas pós-colheita, entre outros temas relacionados a comercialização, o presente estudo pretende contribuir para o entendimento do processo de comercialização nesse setor, com a análise da assimetria de transmissão de preços.

Para atingir os objetivos almejados, utilizou-se as séries de preços para a uva fina de mesa no Paraná no período de janeiro de 1997 a dezembro de 2010. Preços ao produtor e ao varejo foram obtidos no DERAL e preços ao atacado obtidos conforme o procedimento adotado por Carrer e Alves (2008) com dados primários da CEASA.

No que tange à relação entre os diferentes níveis de mercado, verifica-se uma relação bicausal entre produtor e atacado e produtor e varejo. Na relação entre atacado e varejo, os resultados apontam para uma relação uniaxial, em que apenas o preço no atacado causa no sentido de Granger os preços no varejo. Esse resultado deve-se, em parte, ao papel desempenhado pelas CEASAs, de captar a oferta de diversos pequenos produtores e distribuí-la para as redes varejistas, fato que aumenta o poder de mercado nesse nível.

A análise da transmissão de preços corrobora com um maior poder de mercado no atacado, dado que a elasticidade de transmissão de preço do atacado para o varejo é maior do que a elasticidade de transmissão de preço do produtor ao varejo. Nesse sentido, a função impulso-resposta demonstra que os choques não antecipados que ocorrem no nível do atacado se propagam com mais intensidade e com efeitos mais duradouros do que os choques não antecipados em outros níveis de mercado. Por sua vez, com a decomposição da variância, verifica-se que, com exceção do varejo, a maior parcela da variância dos erros de previsão é atribuída ao comportamento do preço no próprio nível de mercado.

Quanto à assimetria na transmissão de preços, verificou-se que os agentes envolvidos na comercialização de uva fina de mesa no Paraná repassam mais rapidamente os aumentos de preços, em detrimento das quedas. Este fato, juntamente com os resultados do teste outrora adotado por Griffith e Piggott (1994), comprova a presença de assimetria na transmissão de preços.

Como limitação do estudo, os resultados demonstram a presença de assimetria na transmissão de preços entre produtor e atacado, produtor e varejo e atacado e varejo. Porém não ficou evidente o fator gerador dessas assimetrias. Ainda, não incorporou-se na análise a co-integração e as equações de equilíbrio de longo prazo. Assim, a análise da velocidade com que os efeitos de mudanças dos preços de um nível se propaga para os demais só é aplicável no curto prazo. Dada a relevância da região produtora, a comparação dos resultados com outras regiões que produzem e comercializam esse produto seria útil para melhorar a compreensão de como ocorre o processo de transmissão de preços.

REFERÊNCIAS

AGUIAR, D.R.D. Concentração do mercado varejista alimentar brasileiro. In: 47º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, Porto Alegre-RS, 2009. **Anais...** Porto Alegre: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), 2009. CD-ROM.

AGUIAR, D.R.D; SANTANA, J.A. Asymmetry in Farm to Retail Price Transmission: Evidence from Brazil. **Agribusiness**, Estados Unidos, v. 18, n. 1, p. 37-48, 2002.

AGUIAR, D.R.D.; FIGUEIREDO, A.M. Análise Econométrica do Exercício de Poder de Mercado no Varejo Alimentar Brasileiro. In: 48º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), 2010. **Anais...** Campo Grande: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), 2010. CD-ROM.

AZEVEDO, P.F.; POLITI, R.B. Concorrência e Estratégias de Precificação no Sistema Agroindustrial do Leite. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, vol.46, n.3, pp. 767-802, 2008.

BARROS, G.S.C. **Economia da Comercialização Agrícola**. Piracicaba-SP: CEPEA/LES-ESALQ/USP. 221 p., 2007.

BARROS, M.C.; BOTEON, M. Avaliação do desempenho regional dos principais pólos produtores de uva no Brasil. In: 40º Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 2002, Passo Fundo. **Anais...** Passo Fundo: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), 2002. CD ROM.

CARRER, M.J.; ALVES, A.F. Margens de comercialização da uva fina de mesa no Paraná. In: VI Encontro de Economia Paranaense, Ponta Grossa-PR. **Anais...** Ponta Grossa: Encontro de Economia Paranaense, v. 6. p. 756-774, 2008. CD-ROM.

CARRER, M.J.; ALVES, A.F. Estudo das perdas na comercialização da uva fina de mesa no Paraná. In: 48 Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, Campo Grande-MS. **Anais...** Campo Grande: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), 2010. CD-ROM.

CARMAN, H.F.; SEXTON, R.J. Supermarket fluid milk pricing practices in the Western United States. **Agribusiness**, New York, vol. 21, p. 509-530, 2005.

CENTRAIS DE ABASTECIMENTO DO PARANÁ S.A. – CEASA/PR. Volumes comercializados nas unidades atacadistas. Disponível em <www.ceasa.pr.gov.br> Acesso em: 15 março 2011.

COSTA, G. F. **Assimetria da transmissão de preço do setor lácteo no estado do Paraná de 1994 a 2007**. Dissertação (Mestrado de Economia) – Programa de Pós Graduação em Economia da Universidade Estadual de Maringá, Maringá, 146 p. 2009.

FAO. Statistical Databases. Disponível em <<http://faostat.fao.org/>>. Acesso em: 10 novembro 2010.

FARRELL, M. J. Irreversible demand functions. **Econometrica**, 20, pp. 171–186, 1952.

FREY, G.; MANERA, M. Econometric Models of Asymmetric Price Transmission. **Journal of Economic Surveys**, v. 21, n. 2, p. 349–415, 2007.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. **Impactos verticais da concentração de mercado no setor varejista**. São Paulo, 2003. 106 p. Disponível em <www.fiesp.com.br/publicacoes>.

GRIFFITH, G.R.; PIGGOTT, N.E., Asymmetry in beef, lamb and pork farm-retail price transmission in Australia. **Agricultural Economics**, v. 10, p. 307-316, 1994.

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

HOUCK, J.P. An approach to specifying and estimating nonreversible functions. **American Journal of Agricultural Economics**, v.59, n.3, p.570-572, 1977.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Banco de dados agregados: Produção agrícola municipal 2009. Disponível em <www.sidra.ibge.gov.br> Acesso em: 15 março 2011.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Banco de dados agregados: Censo Agropecuário 2006. Disponível em <www.sidra.ibge.gov.br>. Acesso em 04 abril 2011.

JOHNSTON, J.; Di NARDO, J. **Métodos Econométricos**, 4.ª ed., Editora McGraw- Hill de Portugal, Amadora, 2001.

JUNQUEIRA, A.H. Tendências e desafios da distribuição de produtos hortícolas no Brasil. **Revista Preços Agrícolas**, Piracicaba, v. 14, n. 151, p. 5-11, 1999.

KINNUCAN, H.W.; FORKER, O.D. Asymmetry in farm-retail price transmission for major dairy products. **American Journal of Agricultural Economics**, n. 69, p. 285–292, 1987.

LIMA, M.A.M.; RESENDE, M. Transmissão Assimétrica de Preço do Atacado para o Varejo: um estudo empírico. **Texto para Discussão 001/2008**. Universidade Federal do Rio de Janeiro – IE/UFRJ, 2008.

MEYER, J.; CRAMON-TAUBADEL, S. Asymmetric price transmission: a survey. **Journal of Agricultural Economics**, v. 55, n. 3, p. 581-611, 2004.

MILLER, D.J.; HAYENGA, M.L. Price cycles and asymmetric price transmission in the U.S. pork market. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 83, n. 3, p. 551-562, 2001.

MINTEN, B.; KYLE, S. Retail margins, price transmission and price asymmetry in urban food markets: the case of Kinshasa (Zaire), **Journal of African Economies**, v. 9, p. 1-23, 2000.

OLIVEIRA, N. M.; OLIVEIRA, V. A.; DIAS, C. A. F. Assimetria na Transmissão de Preços de produtos hortifrutícolas no estado de São Paulo. In: XLIV Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, Fortaleza. **Anais...** Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), 2006.

SATO, G.S.; BESSA, A.A.J. O varejo de alimentação no Brasil: concentração via fusões e aquisições. **Instituto de Economia Agrícola**, São Paulo, 2000. Disponível em <www.iea.sp.gov.br>. Acesso em: 20 setembro 2010.

SILVA, A.L.; MACHADO M.D. Canais de distribuição para produtos agroindustriais. In: BATALHA, M.O. **Gestão do agronegócio**. São Carlos: EdUfscar, 2005. cap. 5, p. 221-260.

SILVA NETO, W.A. **Comercialização do tomate de mesa no estado de São Paulo: análise da transmissão de preço**. Dissertação (Mestrado de Economia) – Programa de Pós Graduação em Economia da Universidade Estadual de Maringá, Maringá, 74 p., 2007.

TWEETEN, L.G.; QUANCE, C.L. Positivist Measures of aggregate Supply Elasticities: Some new Approaches. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 51, pp. 342-352, 1969.

WOLFFRAM, R. Positivist Measures of aggregate Supply Elasticities: Some new Approaches - some critical Notes. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 53, pp. 356-359, 1971.

WOOLDRIDGE, J.M. **Introdução à Econometria**: uma abordagem moderna. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006.