

# Assimetria de Transmissão de Preço na Comercialização da Uva Fina de Mesa no Paraná: 1997 a 2011<sup>1</sup>

Alexandre Florindo **Alves**<sup>2</sup>, Julyerme Matheus **Tonin**<sup>3</sup> e  
Marcelo José **Carrer**<sup>4</sup>

**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 outubro de 2011. A metodologia empregada para verificar como ocorre a transmissão de preços entre os agentes foi o Vetor Autorregressivo (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, que, junto aos resultados do teste t de Griffith e Piggott (1994), comprova a existência de assimetria na transmissão de preços.

**Palavras-chaves:** Uva fina de mesa, impulso-reposta, causalidade.

**Abstract:** *Paraná State is a leading fine table grape producer in Brazil, and is characterized by the 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 October 2011. Vector Autoregressive (VAR) was used to determine how price transmission occurs among players. The model used for PTA measuring was based on the*

---

<sup>1</sup> Agradecemos os valiosos comentários de dois pareceristas anônimos. Erros e omissões restantes são de nossa inteira responsabilidade.

<sup>2</sup> Professor Associado do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá. E-mail: afalves@uem.br

<sup>3</sup> Professor Assistente do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá. E-mail: jmtonin@uem.br

<sup>4</sup> Doutorando em Engenharia de Produção da UFSCar e professor dos cursos de Administração e Engenharia de Produção na Fundação Hermínio Ometto (FHO/Uniararas). E-mail: marcelojcarrer@dep.ufscar.br

methodology developed by Griffith and Piggott (1994). Results shows that, in the price transmission to the retail, wholesale presented a greater elasticity coefficient than the producer level; the Granger wholesale-retail uncausality is an evidence of asymmetric information; and price increases are transmitted faster than decreases, which, added to Griffith and Piggott's *t* test results, confirm the existence of price transmission asymmetry.

**Key-words:** *Fine table grape, impulse-response, causality.*

**Classificação JEL:** C22, D40, Q11.

## 1. Introdução

Segundo dados da FAO (2011), o Brasil é o 12º maior produtor de uva no mundo, sendo que os maiores produtores encontram-se no Hemisfério Norte, com destaque para Itália, China, França, Estados Unidos e Espanha. Por sua vez, no Hemisfério Sul, Argentina, Chile e África do Sul são os maiores produtores. No Brasil, a produção de 1,542 milhão de toneladas de uvas em 2011, que gerou receita de R\$ 2,035 bilhões para os produtores (IBGE, 2011), é alocada para a produção de vinhos e outros afins industriais e para o consumo *in natura*, como é o caso da uva fina de mesa.

O Paraná é o terceiro maior produtor de uva fina de mesa do Brasil, atrás apenas de São Paulo e Pernambuco<sup>5</sup>. Em 2011, o Paraná produziu 83.948 toneladas de uva, com receita de R\$ 146,667 milhões (IBGE, 2011). As principais cidades produtoras no Paraná são: Marialva, Assaí, Uraí, Bandeirantes, Mandaguari, Nova

América da Colina, Sarandi, Colombo, Jandaia do Sul e Japira (IBGE, 2011).

O Paraná, em conjunto com São Paulo, é o grande responsável pelo abastecimento do mercado interno de uva fina de mesa, dado que Pernambuco<sup>6</sup>, por atender aos requisitos de qualidade e padronização demandados no mercado externo, destina grande parte de sua produção a esse mercado. Dessas acepções, pode-se ressaltar que Paraná e São Paulo, por terem safras em momentos distintos e produzirem grandes volumes, intercalam-se no abastecimento do mercado interno.

De modo geral, a cadeia de produção da uva de mesa no Paraná é composta pelos seguintes agentes típicos: produtor, intermediário, atacadista e varejista. No que tange às formas de negociação da uva de mesa, há evidências de que a comercialização entre produtor e atacado ocorre majoritariamente no mercado *spot*.

Os produtores paranaenses são de pequeno ou médio porte<sup>7</sup>, com pouca infraestrutura de

<sup>5</sup> Cabe destacar que o Rio Grande do Sul é o maior produtor de uvas no Brasil, com produção de 737.363 toneladas em 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.

<sup>6</sup> Em 2010, as exportações nordestinas (notadamente Pernambuco e Bahia) representaram 99% do total exportado pelo Brasil (FAO, 2010; AGROSTAT, 2010).

<sup>7</sup> Dados do Censo Agropecuário de 2006 indicam que, naquele ano, existiam 1.444 estabelecimentos agropecuários

produção e pós-colheita, um clima não muito favorável à cultura e tendo a consignação como a forma de venda mais praticada. Assim, na maioria dos casos, os produtores não têm condições de classificar o produto e não conseguem ofertar um grande volume sem a presença do intermediário. Essa forma de venda geralmente resulta em preços menores para os produtores, dado que o produto passa por diferentes agentes da cadeia até chegar ao varejo (BARROS; BOTEON, 2002).

O mercado atacadista refere-se àquele segmento do mercado em que as transações mais volumosas têm lugar (BARROS, 2007), sendo que, no caso da uva fina de mesa no Paraná, está concentrado principalmente nas Ceasas<sup>8</sup>, presentes na capital (Curitiba) e nas quatro maiores cidades do interior: Londrina, Maringá, Cascavel e Foz do Iguaçu (CEASA, 2011). Na cadeia produtiva da uva de mesa paranaense, o mercado atacadista tem o papel fundamental de equilibrar a oferta de 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, sacolões (quitandas), pelas feiras livres e por vendas diretas feitas principalmente nas estradas. Estudos apontam para o deslocamento do consumo de produtos agroalimentares em direção aos supermercados (JUNQUEIRA, 1999; SATO e BESSA, 2000; SILVA e MACHADO, 2005). Os varejistas apresentam algumas vantagens, principalmente devido à proximidade do consumidor final. Esse canal de distribuição tem feito uso de diversas ferramentas que permitem avaliar as necessidades do consumidor e oferecer, simultaneamente, a conveniência de tempo e lugar para a aquisição dos produtos. Os varejistas assumem a responsabilidade pela promoção dos produtos e têm sido o agente do canal de distribuição a observar e desenvolver ações que atendam as exigências dos consumidores finais (SILVA e MACHADO, 2005).

voltados ao cultivo de uva no Paraná, distribuídos em 6.645 hectares, o que aponta para uma área média de 4,6 ha por estabelecimento (IBGE, 2006).

<sup>8</sup> Centrais de Abastecimento do Paraná S.A.

Aliado aos fatos de o 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 agroalimentar brasileiro<sup>9</sup> (FGV, 2003; AGUIAR, 2009). Nesse sentido, Aguiar (2009) destaca a importância de analisar os impactos da concentração no mercado varejista sobre o desempenho do mercado em diferentes cadeias agroindustriais. Segundo o autor, há evidências de uso de poder de mercado para alguns dos principais produtos alimentares no Brasil. Outros estudos mostraram 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.

Pode-se, então, perguntar: é possível identificar a existência de maior poder de mercado por parte de algum dos níveis de mercado na comercialização de uva fina de mesa no Paraná? Trata-se de uma questão justificada por dois aspectos: i) a importância da produção de uva fina de mesa, tanto em termos de valor quanto de geração de emprego; e ii) a relevância de um estudo deste tipo de fenômeno ligado à fruticultura, uma vez que os principais estudos encontrados na literatura não tem abordado esta atividade.

Neste contexto, o presente estudo busca analisar se há assimetria na transmissão de preço (ATP) na comercialização de uva fina de mesa no Paraná e quais as suas principais implicações. Como objetivos, têm-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

<sup>9</sup> Aguiar (2009) calculou para 2006 o CR(3) do varejo agroalimentar brasileiro, que correspondeu a 34,1%, fato que pode estar associado a um maior poder de barganha desse elo da cadeia de produção frente aos demais. O CR (3) é uma medida bastante utilizada para medir o nível de concentração em um determinado setor. Essa medida mostra a parcela de mercado, normalmente calculada em termos de vendas ou faturamento bruto, que as três maiores empresas do setor possuem.

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 cinco seções. Após essa introdução, é apresentada uma revisão da literatura pertinente, seguida da metodologia adotada. Na quarta seção são apresentados e discutidos os resultados encontrados. Por fim, na quinta seção estão as principais conclusões, implicações e limitações do 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, vários estudos empíricos foram realizados 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), Frey e Manera (2007) creditam a Farrell (1952), Tweeten e Quance (1969) 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, utilizando as variações na renda e no consumo, com o intuito de verificar se essas funções de demanda eram assimétricas. Tweeten e Quance (1969) investigaram a relação entre o nível de produção e as razões entre preços de produtos e 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. Nessa

linha, Aguiar e Santana (2002) destacam que, como primeira vertente, tem-se a equação tradicional de transmissão de preços, na qual é realizada uma regressão com o logaritmo dos preços ao varejo como variável dependente e o logaritmo do preço ao atacado e/ou ao produtor como variável explicativa, somando-se as defasagens dessas variáveis indicadas pelos testes econométricos. Dessa vertente surgiram os trabalhos de Wolfram (1971), Houck (1977), Ward (1982), Kinnucan e Forker (1987), Griffith e Piggott (1994), entre outros, com suas adaptações, que buscam identificar e quantificar a assimetria na transmissão de preços. Aguiar (2011) destaca que uma segunda vertente refere-se ao enfoque de Modelo de Correção de Erro (MCE) utilizado por Cramon-Taubadel (1998) e Capps-Jr. e Sherwell (2007).

Nesse contexto, a 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 ao longo da cadeia produtiva (FREY e MANERA, 2007).

Dentre as principais pesquisas empíricas empreendidas em âmbito internacional para produtos agropecuários ou sistemas agroalimentares destaca-se 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 atacadistas e varejistas repassam com maior intensidade os aumentos dos preços em detrimento das reduções dos valores desses produtos, evidenciando, assim, uma forma de

assimetria na transmissão de preços. Nesse sentido, Silva Neto (2007) aponta que a capacidade de repassar preços depende do nível de competição do mercado. Em mercados mais organizados, os agentes envolvidos na comercialização com 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 Minten 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 Autorregressivo (VAR), encontrando evidências de assimetria. Esses autores associaram a assimetria aos custos adicionais para a mudança nos preços (custos de menu). O trabalho de No et al. (2004) alertou para a importância da agroindústria processadora no processo de transmissão de preços ao longo da cadeia produtiva. Os autores testaram a hipótese nula de que os decréscimos no preço do arroz processado como resultado de quedas na cotação do arroz "*in natura*" são repassados mais rapidamente do que os respectivos acréscimos. Foram analisados os preços do arroz nos estados norte-americanos do Arkansas, Califórnia, Louisiana e Texas por meio do modelo M-TAR. Os resultados apresentaram fortes evidências de simetria no processo de transmissão dos preços do arroz para os estados do Arkansas, Califórnia e Texas.

No mercado brasileiro, Aguiar e Santana (2002) analisaram a assimetria para vários produtos alimentares. O resultado desse estudo foi a evidência da existência de assimetrias positivas na transmissão de preços para os diversos produtos estudados, com exceção do arroz. Oliveira, Oliveira e Dias (2006) estudaram 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. Os autores constataram 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. Para o setor lácteo, destacam-se 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, estudou 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 (2011) fizeram o estudo comparativo do varejo alimentar brasileiro nos subperíodos 1994-1999 e 2000-2008. Os autores demonstraram a forte participação do atacado na formação de preços, sendo que a assimetria na transmissão de preço encontrada em seus resultados é um indício do uso do poder de mercado. No comparativo entre os dois períodos, os autores detectaram maior poder de mercado dos varejistas no primeiro, ou seja, trata-se de fenômeno que pode ter características distintas ao longo do tempo.

Enfim, a assimetria na transmissão de preços é um assunto amplamente analisado e debatido no mercado internacional. Para Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004), por exemplo, a pre-

sença 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

A estimação econométrica das relações de preço da uva fina de mesa no Paraná baseou-se no modelo de autorregressão vetorial (VAR). Este modelo, desenvolvido inicialmente por Sims (1980), busca estimar as respostas de cada variável a choques não antecipados e a importância de cada variável em termos do poder de previsão do comportamento das demais variáveis. Para Johnston 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 de ordem  $p$  pode ser expresso em forma matricial por:

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

Em que cada  $\Theta_j$  é uma matriz  $k \times k$  de parâmetros e  $\varepsilon_t$  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.

No primeiro passo, identificou-se o número de defasagens por meio dos testes usuais: *Akaike Information Criterion* (AIC), *Hannan-Quinn Information Criterion* (HQIC) e *Schwarz Bayesian Information Criterion* (SBIC). Além deles, implementou-se o Critério de Informação de Akaike Corrigido (AICC), conforme apresentado por Hurvich e Tsai (1989)<sup>10</sup>. Na sequência, foi verificado como o processo estocástico gerador da série em estudo se comporta ao longo do tempo.

<sup>10</sup> O AICC se caracteriza por ser assintoticamente eficiente, com melhores propriedades estatísticas que o critério de Informação de Akaike (AIC).

No presente trabalho, utilizaram-se os testes Dickey e Fuller Aumentado (ADF), Ng-Perron e KPSS para 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.

Para interpretar os resultados, foram realizados os testes de robustez do modelo como o de estabilidade do VAR, por meio dos *eingenvaues* para verificar a presença de autocorrelação e, finalmente, foi testado se os erros da regressão são normalmente distribuídos.

Como análise suplementar, buscou-se identificar a relação de causalidade ou precedência entre as variáveis adotadas. Wooldridge (2006) destaca que Granger (1967) 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  $X$ . Cabe ressaltar que esta noção não exclui a possibilidade de uma relação bicausal entre as variáveis. O teste de causalidade de Granger baseia-se nas seguintes equações:

$$P_{it} = \sum \alpha_i P_{it-k}^* + \sum \beta_j P_{it-j} + \mu_{1t} \quad (2)$$

$$P_{it}^* = \sum \lambda_j P_{it-k}^* + \sum \delta_j P_{it-j} + \mu_{2t} \quad (3)$$

em que  $P_{it}$  e  $P_{it}^*$  são preços em diferentes níveis de mercado<sup>11</sup> do produto "i" no tempo "t", respectivamente; e  $P_{it-j}$  e  $P_{it-k}^*$  são preços em diferentes níveis de mercado defasado em  $j$  e  $k$  períodos.

Supõe-se que as perturbações  $\mu_{1t}$  e  $\mu_{2t}$  não tenham correlação. Sendo assim, o teste de causalidade foi conduzido em séries estacionárias.

<sup>11</sup> Destaca-se que o teste foi feito em várias etapas, testando-se inicialmente a causalidade entre produtor e atacado, posteriormente entre atacado e 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.

Após a relação dos testes econométricos preliminares, partiu-se para a análise 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:

$$PR_t = a + bT_t + \sum_i c_i PFR_{t-1} + \sum_j d_j PFF_{t-j} + eC_t + fQ_t + E_t \quad (4)$$

Em que  $T$  é o termo de tendência,  $Q_t$  representa a quantidade produzida,  $C_t$  os custos de produção no período  $t$  e  $E_t$  representa o erro aleatório. A variável dependente  $PR_t$  representa o preço no varejo e  $PFR$  e  $PFF$  são as variáveis construídas para denotar aumentos e quedas, respectivamente, nos preços ao produtor. Azevedo e Politi (2008) destacam que as variáveis  $PFR$  e  $PFF$  são obtidas separadamente a partir da somatória das diferenças do aumento (ou da diminuição) do preço de um mês em relação ao anterior, ou seja:

$$PFF_t = \sum_{i=1}^T PP_t - PP_{t-1} \quad \text{para } PP_t < PP_{t-1} \quad (5)$$

$$PFF_t = \sum_{i=1}^T PP_t - PP_{t-1} \quad \text{para } PP_t > PP_{t-1} \quad (6)$$

Segundo a metodologia desenvolvida por Griffith e Piggott (1994), a mensuração da ATP deve 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 produzidas e custos de produção não foram considerados. 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:

$$t = \frac{(\sum_i c_i - \sum_j d_j)}{\sqrt{[\text{Var}(\sum_i c_i - \sum_j d_j)]}} \quad (7)$$

### 3.1. Dados utilizados

O Departamento de Economia Rural da Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Paraná disponibiliza séries de preços mensais de uva fina de mesa pagos ao produtor e recebidos no varejo. A série de preços no atacado foi obtida pela 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 diários e quantidades diárias, dividida pelo total da quantidade comercializada no mês, obtendo-se, assim, a média ponderada mensal. A compatibilidade de metodologias de tratamento dos preços do Deral e da Ceasa garante a compatibilidade entre as três séries.

Para realizar as análises dos dados, foram utilizadas séries de preços mensais que compreendem o período de janeiro de 1997 a outubro de 2011. As variáveis utilizadas nas análises foram:  $Pp$  = preço pago ao produtor de uva fina de mesa no Paraná;  $Pa$  = preço recebido pelo atacadista de uva fina de mesa no Paraná e  $Pv$  = preço recebido pelo varejista de uva fina de mesa no Paraná ou, de maneira análoga, preço pago pelo consumidor final de uva fina de mesa.

Os preços mensais foram corrigidos pelo IGP-DI, tendo como referência o mês de outubro de 2011. Cabe destacar que os dados de preços nos diferentes níveis de mercado foram transformados em logaritmos neperianos para expressar os resultados em termos de elasticidade. Para a realização dos testes econométricos utilizou-se o software estatístico STATA 11.0 da Statacorp LP.

## 4. Resultados e discussões

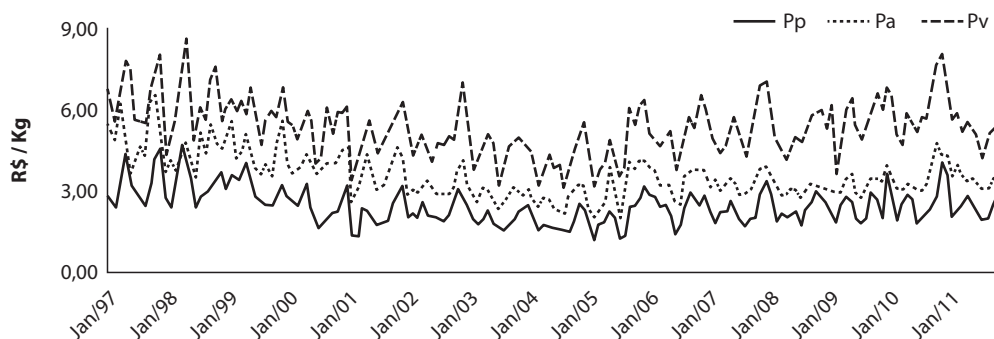
As estatísticas descritivas dos dados utilizados estão apresentadas na Tabela 1. A análise preliminar permite verificar que há maior varia-

**Tabela 1.** Estatística descritiva das séries de preços reais nos níveis de produtor, atacado e varejo da uva fina de mesa no Paraná no período de 1997 a 2011

Estatísticas	Pp*	Pa*	Pv*
Média	2,477	3,589	5,333
Máximo	4,664	6,562	8,583
Mínimo	1,231	2,069	3,194
Desvio padrão	0,652	0,816	1,024
Coefficiente de variação	26,32%	22,74%	19,20%
Assimetria	0,827	0,956	0,399
Curtose	3,870	4,214	3,229
Observações	178	178	178

\* Pp é o preço pago ao produtor, Pa é o preço no atacado e Pv, o preço no varejo.

Fonte: Séries Pp e Pv, Seab/Deral (2011); série Pa, obtida a partir de Ceasa-PR (2011), elaborado pelos autores.

**Figura 1.** Preços reais da uva fina de mesa no Paraná nos níveis de produtor, atacado e varejo no período de 1997 a 2011

Fonte: Elaborado pelos autores, com base em Seab/Deral (2011) e Ceasa-PR (2011).

bilidade dos preços no nível do 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.

Ao avaliar o coeficiente de variação, verifica-se maior variabilidade dos preços ao nível do produtor, em comparação com os demais níveis de mercado. A variabilidade dos preços nos diferentes níveis de mercado fica evidente na Figura 1.

As análises e discussões dos resultados foram processadas em quatro etapas. Na primeira, foram realizados os testes de raiz unitária (ADF, Ng-Perron) e de estacionariedade (KPSS) para verificar se as três 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 e teste de causalidade de Granger

Para a correta investigação da estacionariedade das séries analisadas, procedeu-se aos testes ADF, KPSS e Ng-Perron. O conjunto dos testes de raiz unitária, considerando-se o nível de significância de até 5%, cujos resultados podem ser consultados no Anexo Estatístico, indica que as séries mensais para todos os níveis de mercado são integradas de

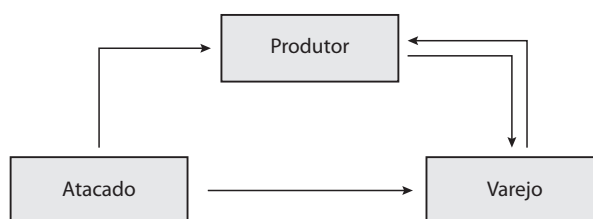


**Tabela 2.** Teste de causalidade de Granger para os diferentes níveis de mercado para a uva fina de mesa no Paraná

Hipótese nula	$\chi^2$	Nível de significância	Resultado
<i>D.IPP</i> não causa <i>D.IPA</i>	0,629	0,730	Não Rejeitada
<i>D.IPA</i> não causa <i>D.Lpp</i>	19,048	0,000	Rejeitada*
<i>D.IPP</i> não causa <i>D.IPV</i>	23,312	0,000	Rejeitada*
<i>D.IPV</i> não causa <i>D.IPP</i>	12,086	0,002	Rejeitada*
<i>D.IPA</i> não causa <i>D.IPV</i>	29,239	0,000	Rejeitada*
<i>D.IPV</i> não causa <i>D.IPA</i>	0,313	0,855	Não Rejeitada

Nota: as nomenclaturas adotadas nas variáveis acima referem-se à variável em primeira diferença (*D*) e logaritmo (*l*). Níveis de significância estatística de 1% (\*), 5% (\*\*) e 10% (\*\*\*)

Fonte: Resultados da pesquisa.

**Figura 2.** Sentidos de causalidade na transmissão de preços da uva fina de mesa no Paraná

Fonte: Resultados da pesquisa.

ordem 1, ou seja, são não estacionárias em nível e estacionárias em primeira diferença. Como as séries são  $I(1)$ , o teste de causalidade foi realizado com as séries em primeira diferença. Assim, a Tabela 2 apresenta 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.

Conforme a Tabela 2, verifica-se causalidade bidirecional entre produtor e varejo. Porém, entre atacado e produtor, e atacado e varejo, identificou-se causalidade unidirecional, com o atacado causando no sentido de Granger os preços nos demais níveis de mercado. A Figura 2 ilustra as relações de causalidade encontradas para a uva fina de mesa no Paraná.

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, no sentido de Granger, o preço no atacado, também foi encontrada por Aguiar e Figueiredo (2011) para os seguintes produtos: carne bovina e suína, queijo e feijão, em

São Paulo. Esses autores destacam que o grau de especialização, o acesso a informações privilegiadas, os volumes envolvidos nas trocas e a perecibilidade dos produtos são fatores que conferem maior poder de mercado aos atacadistas. No caso da uva fina de mesa no Paraná, destaca-se a alta perecibilidade (especificidade temporal), característica que cria a necessidade de um giro rápido na comercialização da mesma, o que afeta as relações de mercado entre os agentes envolvidos no processo de comercialização.

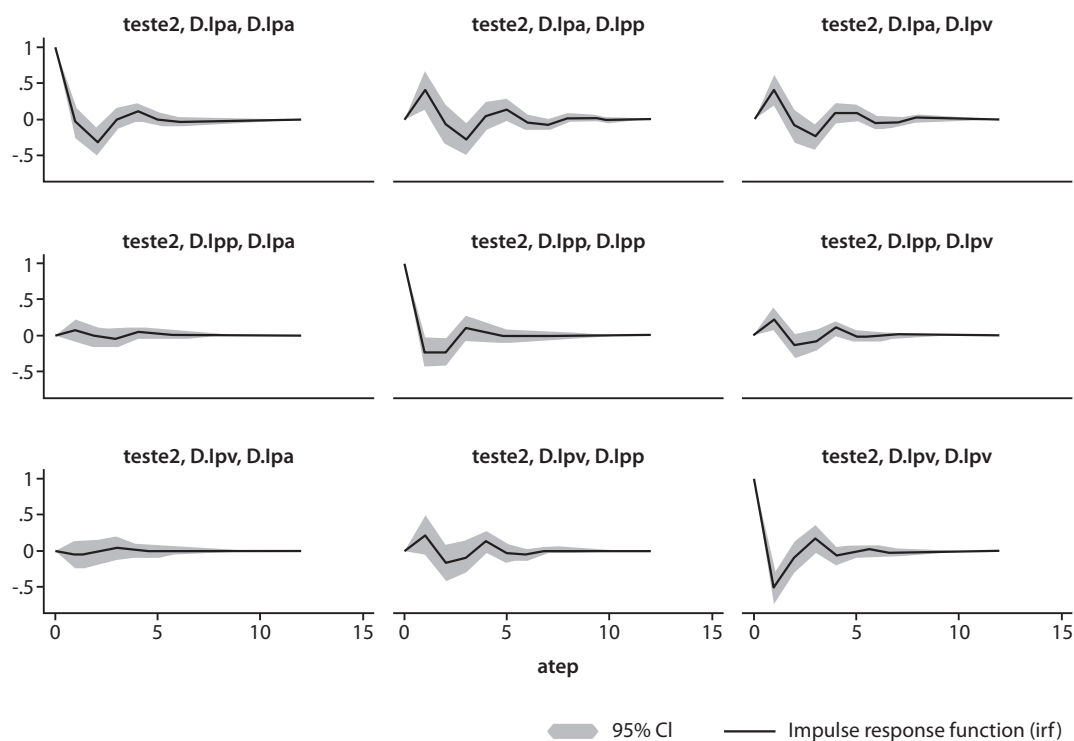
#### 4.2. Análise da transmissão de preços

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 representam elasticidades de transmissão de preços. Entretanto, deve-se identificar inicialmente o número de defasagens a serem incluídas no modelo VAR. Adotando-se o critério da parcimônia, optou-se por um modelo com duas defasagens, como previsto pelo Schwarz Criterion.

**Tabela 3.** Elasticidade de transmissão de preço da uva fina de mesa no Paraná. Variável Dependente:  $DLpv$ 

Variáveis	Coefficiente	Desvio padrão	$P >  z $	Intervalo de Confiança
Constante	0,000	0,011	0,944	-0,022 < 0,021
$D.IPP_{(t-1)}$	0,231	0,075	0,002	0,083 < 0,379
$D.IPP_{(t-2)}$	-0,003	0,074	0,963	-0,167 < 0,137
$D.IPA_{(t-1)}$	0,416	0,106	0,000	0,206 < 0,632
$D.IPA_{(t-2)}$	0,031	0,110	0,774	-0,200 < 0,248
$D.IPV_{(t-1)}$	-0,514	0,103	0,000	-0,716 < -0,311
$D.IPV_{(t-2)}$	-0,363	0,100	0,000	-0,560 < -0,166

Fonte: Resultados da pesquisa.

**Figura 3.** 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.

Os resultados de Jarque-Bera indicaram rejeição da presença de normalidade conjunta dos resíduos. Porém, analisando-se as variáveis  $D.IPA$  e  $D.IPV$  separadamente, pode-se inferir que os resíduos seguem uma distribuição normal<sup>12</sup>.

<sup>12</sup> Os resultados dos testes de seleção de defasagens do modelo VAR e do teste de Jarque-Bera estão disponíveis nos Quadros A1 e A2 do Anexo 1, respectivamente.

O teste de multiplicador de Lagrange (LM) identificou a existência de autocorrelação nas duas primeiras defasagens, que é explicado pelo fato de que Paraná e São Paulo se intercalam no abastecimento do mercado interno, sendo que os preços têm estreita relação com o período de duração dessas distintas safras. Por sua vez, o teste de máximo autovalor (*eigenvalue*) indica

**Tabela 4.** Decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem de *D.IPP* explicado pelas variáveis *D.IPA* e *D.IPV*

Variável	Período	D.IPP	D.IPA	D.IPV
Porcentagem de <i>D.IPP</i> explicada	1	100,00%	0,00%	0,00%
	3	90,77%	7,46%	1,76%
	6	87,44%	10,36%	2,18%
	9	87,25%	10,49%	2,24%
	12	87,24%	10,51%	2,24%
Porcentagem de <i>D.IPA</i> explicada	1	38,77%	61,22%	0,00%
	3	39,65%	60,24%	0,11%
	6	39,94%	59,87%	0,17%
	9	40,01%	59,80%	0,18%
	12	40,01%	59,80%	0,18%
Porcentagem de <i>D.IPV</i> explicada	1	41,77%	11,26%	46,96%
	3	42,68%	11,05%	46,26%
	6	43,01%	12,09%	44,89%
	9	43,08%	12,17%	44,73%
	12	43,09%	12,19%	44,72%

Notas: PP é o preço pago ao produtor, PA é o preço no atacado e PV, o preço no varejo. As nomenclaturas adotadas nas variáveis acima se referem à variável em primeira diferença (*D*) e logaritmo (*l*).

Fonte: Resultados da pesquisa.

que o modelo proposto satisfaz a condição de estabilidade<sup>13</sup>.

Com base no resultado do VAR tem-se o comportamento do preço do varejo em relação a mudanças das demais variáveis (Tabela 3).

Uma variação positiva de 10% do preço ao atacado influencia positivamente o preço ao varejo em 4,16%, enquanto que a mesma variação ao produtor tem efeito de 2,31% 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 3 permite visualizar 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. Após tal declínio, tem-se leve aumento de

preços, fazendo com que as cotações desse nível se estabilizem até o quinto mês.

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 declínio posterior dos preços, sendo que a alternância de aumentos e quedas dos preços nos demais setores perdura até o sétimo mês. Tal comportamento está dentro do esperado após os resultados dos testes de causalidade discutidos anteriormente. Os resultados da decomposição da variância são apresentados na Tabela 4.

No que tange à variável *D.IPP*, 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 87,24% de seu comportamento decorre dos preços no mesmo nível,

<sup>13</sup> Os resultados dos testes de autocorrelação e de estabilidade do modelo VAR estão disponíveis nos Quadros A3 e A4, respectivamente, do Anexo 1.

enquanto que 10,51% são decorrentes do comportamento do preço no atacado e apenas 2,24%, do preço no varejo.

Quanto à variável *D.IPA*, 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, 40,01% 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 (*D.IPV*), verifica-se que a parcela majoritária da variância dos erros de previsão é explicada pelo seu próprio preço (44,72%), sendo que uma parcela expressiva é explicada pelo preço ao nível do produtor (43,09%).

Com base nos resultados apresentados na presente subseção, pode-se constatar que as variações no preço da uva de mesa no atacado influenciam fortemente o preço ao consumidor final do produto (preço no varejo). Esse resultado é consistente com o estudo de Aguiar e Figueiredo (2011), que também verificou forte participação do atacado na formação dos preços de alguns produtos agroalimentares no estado

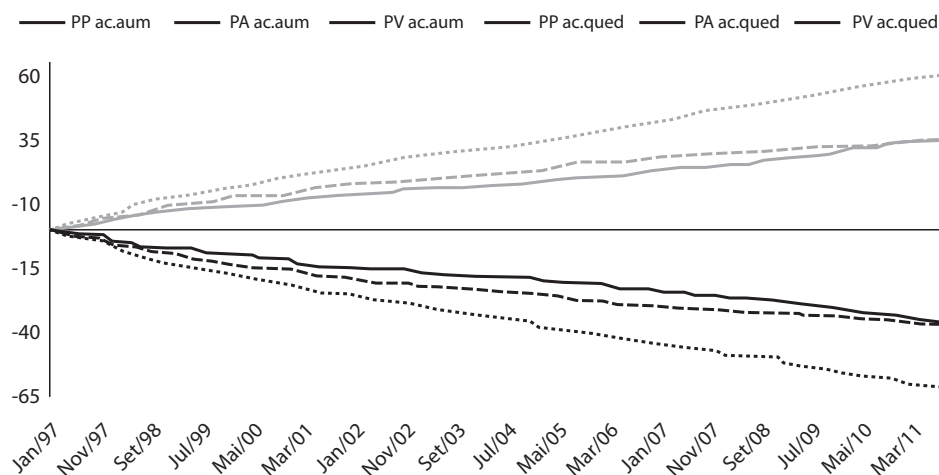
de São Paulo. Ademais, choques de preços no atacado têm papel importante nas variações dos preços ao produtor e ao varejo. Isto reflete a importância do atacadista no processo de comercialização e de formação do preço final do produto, apontando para a existência de indícios de poder de mercado por parte deste elo da cadeia produtiva da uva fina de mesa no Paraná.

#### 4.3. Análise da assimetria na transmissão de preços

Após as análises realizadas na seção anterior, foram identificadas, 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, o teste de assimetria proposto por Griffith e Piggott (1994) foi realizado. 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 4).

Nesse sentido, são mostrados, na Figura 4, os acúmulos dos aumentos e das quedas de preços

**Figura 4.** Acúmulo dos aumentos e reduções nos preços ao nível de produtor, atacado e varejo da uva fina de mesa no Paraná



Nota: As notações ac.aum e ac.qued referem-se ao acúmulo de aumentos e declínios dos preços no nível de mercado analisado, respectivamente.  
Fonte: Resultados da pesquisa.

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.

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 foi implementado com a metodologia VAR. Nesta, 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 5.** Teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para o modelo de assimetria na transmissão de preços

Série	Lag	ADF			Ordem de Integração
		$\tau$	$\tau_m$	$\tau_t$	
Nível					
PPac.aum	3	2,482*	-0,092	-1,679	I(1)
PPac.qued	4	2,161*	-0,927	-2,400	I(1)
PAac.aum	1	1,784	-3,404*	-3,456*	I(1)
PAac.qued	1	1,731	-3,764	-3,053	I(1)
PVac.aum	2	1,856	-1,811	-3,468*	I(1)
PVac.qued	5	2,546*	-2,634	-3,325	I(1)
Primeira diferença					
PPac.aum	0	-9,266	-12,599	-12,578	I(0)
PPac.qued	3	-4,709	-9,024	-9,039	I(0)
PAac.aum	0	-9,880	-12,889	-13,531	I(0)
PAac.qued	0	-9,822	-12,476	-13,204	I(0)
PVac.aum	0	-9,222	-13,620	-13,787	I(0)
PVac.qued	3	-3,459	-7,689	-8,146	I(0)

\* Representa nível de significância de 1%. Para a definição do lag foi utilizada a menor defasagem indicada pelo Critério de Akaike ou Schwarz. As nomenclaturas referem-se às variáveis compostas de acúmulos dos aumentos de preço (ac.aum) e às variáveis compostas de acúmulos de quedas de preços (ac.qued), para cada nível de mercado.

Fonte: Resultados da pesquisa.

**Tabela 6.** Equação de transmissão de acréscimos e decréscimos de preços da uva fina de mesa entre os diferentes níveis de mercado

Variáveis	Coefficiente	Desvio padrão	P >  z
PRODUTOR – VAREJO			
PPac.aum	0,683	0,223	0,002
PPac.qued	0,481	0,231	0,037
PRODUTOR – ATACADO			
PPac.aum	-0,011	0,147	0,938
PPac.qued	-0,097	0,146	0,750
ATACADO – VAREJO			
PPac.aum	0,747	0,206	0,000
PPac.qued	0,492	0,205	0,017

Notas: 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 no nível de mercado analisado, respectivamente.

Fonte: Resultados da pesquisa.

**Tabela 7.** Teste de Assimetria na Transmissão de Preços (ATP)

Variáveis	Produtor-Varejo	Atacado-Varejo	Produtor-Atacado
Coefficiente estimado dos acúmulos dos aumentos de preço	0,683	0,747	-0,011
Coefficiente estimado dos acúmulos das quedas de preço	0,481	0,492	-0,097
<b>Teste t</b>	<b>9,070</b>	<b>15,130</b>	<b>4,161</b>

Fonte: Resultados da pesquisa.

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, comparando-se os coeficientes calculados para os acréscimos e para os decréscimos dos preços, verifica-se que os acréscimos dos preços são transmitidos em proporção maior do que os decréscimos, 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 um resultado conclusivo, 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), de acordo com a Equação 6, cujos resultados são mostrados na Tabela 7.

A hipótese nula de ausência de assimetria na transmissão de preços 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 concluir 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.

No tocante à assimetria de transmissão de preço, cabe destacar que a mesma pode ser influenciada pela necessidade de venda rápida do produto devido à sua perecibilidade e, conseqüentemente, ao alto volume de perdas de

comercialização<sup>14</sup>. Tal fato parece reduzir o poder de barganha das redes varejistas. Esse resultado está de acordo com Aguiar (2009), que constatou que as redes varejistas exercem poder de mercado para alguns produtos agroalimentares à medida que não o exercem para outros produtos, sendo necessário, portanto, fazer análises desagregadas em nível de produto.

## 5. Conclusões

Neste 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, junto aos estudos empíricos realizados com a uva fina de mesa, como a análise da sazonalidade, margens de comercialização, perdas pós-colheita, entre outros temas relacionados à comercialização, o presente estudo pretendeu contribuir para o entendimento do processo de comercialização da uva fina de mesa.

No que tange à relação entre os diferentes níveis de mercado, verifica-se bicausalidade entre produtor e varejo. Na relação entre atacado e

<sup>14</sup> Carrer e Alves (2011) estimaram que as perdas de uva de mesa no varejo paranaense representam aproximadamente 13% do volume comercializado, o que, de certa forma, reflete a grande dificuldade de as redes varejistas estocarem o produto quando a demanda cai. Os mesmos autores estimaram que as perdas no atacado representam, em média, apenas 3,4% do volume comercializado, o que parece ser um indicativo da maior flexibilidade para os atacadistas negociarem as condições de compra e venda do produto.

varejo, os resultados apresentam sentido uniausal, em que apenas o preço no atacado causa no sentido de Granger os preços no varejo. Também na relação entre atacado e produtor, os resultados apresentam sentido uniausal, em que apenas o preço no atacado causa no sentido de Granger os preços ao produtor.

Esses resultados devem-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 o 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 permite visualizar que os choques não antecipados que ocorrem no 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, junto aos resultados do teste outrora adotado por Griffith e Piggott (1994), comprova a presença de assimetria na transmissão de preços.

Os resultados deste estudo permitem algumas inferências para a análise da cadeia produtiva da uva de mesa no Paraná. A organização da produção de uva no Paraná entre vários produtores de pequeno e médio porte associada às características do produto (notadamente especificidade temporal) garantem às unidades atacadistas vantagens no processo de comercialização. Além disso, o mercado atacadista da uva de mesa no Paraná é caracterizado pela presença de poucos agentes com alto grau de especialização na

comercialização da uva e, portanto, com acesso a informações privilegiadas. Esses fatos permitem inferir que esse elo tem maior poder de barganha.

Dentre as limitações do estudo, pode-se mencionar que não foi verificada a velocidade de transmissão dos preços entre os diferentes níveis de mercado da uva fina de mesa no Paraná. Desse modo, estudos complementares podem ser efetuados com a aplicação da abordagem de cointegração com ajustamento *threshold* (TAR) ou *momentum threshold* (MTAR), ou ainda modelos vetoriais autorregressivos ou de correção de erro com *threshold* (TVAR e TVEC).

Por fim, o presente estudo abre uma agenda para novas pesquisas sobre o processo de transmissão de preços em produtos da fruticultura no Brasil. Esses produtos têm características de comercialização diferentes de outros produtos agroalimentares; portanto, merecem análises específicas. Além disso, esses produtos ganham cada vez mais importância em termos de consumo, valor da produção e geração de empregos, sendo necessário entender melhor as características da comercialização e transmissão de preços ao longo da cadeia de produção.

## 6. Referências bibliográficas

- AGUIAR, D. R. D. Concentração do mercado varejista alimentar brasileiro. In: 47<sup>o</sup> Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, Porto Alegre-RS. *Anais...* Brasília: SOBER, 2009.
- AGUIAR, D. R. D. Assimetria na transmissão de preços agrícolas: conceito, resultados e perspectivas. In: 49<sup>o</sup> Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, Belo Horizonte-MG. *Anais...* Brasília: SOBER, 2011.
- AGUIAR, D. R. D. e 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. e FIGUEIREDO, A.M. Poder de Mercado no Varejo Alimentar: uma análise usando os preços do estado de São Paulo. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, vol. 49, n. 4, pp. 967-990, 2011.
- AZEVEDO, P. F. e POLITI, R. B. Concorrência e Estratégias de Precificação no Sistema Agroindustrial

- do Leite. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, vol. 46, n. 3, p. 767-802, 2008.
- BARROS, G. S. C. *Economia da Comercialização Agrícola*. Piracicaba-SP: CEPEA/LES-ESALQ/USP. 221 p. 2007.
- BARROS, M. C. e BOTEON, M. Avaliação do desempenho regional dos principais pólos produtores de uva no Brasil. In: 40<sup>o</sup> Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, Passo Fundo-RS. *Anais...* BRASÍLIA: SOBER, 2002.
- CAPPS-JR., O. e SHERWELL, P. Alternative Approaches in Detecting Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission of Fluid Milk. *Agribusiness*, v. 23, n. 3, p. 317-331, 2007.
- CARMAN, H. F. e SEXTON, R. J. Supermarket fluid milk pricing practices in the Western United States. *Agribusiness*, New York, v. 21, p. 509-530, 2005.
- CARRER, M. J. e ALVES, A. F. Estudo das perdas na comercialização de uvas finas de mesa com semente nas principais cidades do interior do Paraná – Londrina, Maringá, Cascavel e Foz do Iguaçu. *Informações Econômicas*, v. 41, n. 4, 2011.
- CENTRAIS DE ABASTECIMENTO DO PARANÁ S.A. – CEASA/PR. Volumes comercializados nas unidades atacadas. Disponível em <[www.ceasa.pr.gov.br](http://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.
- CRAMON-TAUBADEL, S. V. Estimating Asymmetric Price Transmission with the Error Correction Representation: an Application to the German Pork Market. *European Review of Agricultural Economics*, v. 25, n. 1, p. 1-18, 1998.
- ESTATÍSTICAS DE COMÉRCIO EXTERIOR DO AGRONEGÓCIO BRASILEIRO – AGROSTAT. Disponível em <<http://sistemasweb.agricultura.gov.br/pages/AGROSTAT.html>>. Acesso em: 20 janeiro 2011.
- FAO. Statistical Databases. Disponível em: <<http://faostat.fao.org/>>. Acesso em: 07 dezembro 2012.
- FARRELL, M. J. Irreversible demand functions. *Econometrica*, v. 20, p. 171-186, 1952.
- FREY, G. e 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](http://www.fiesp.com.br/publicacoes)>.
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relationships by econometric models and cross spectral methods. *Econometrica*, v. 37, p. 424-438, 1969.
- GRIFFITH, G. R. e 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*, 3. 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.
- HURVICH, C. M. e TSAI, C. L. Bias of corrected AIC criterion for underfitted regression and times series models. *Biometrika*, v. 3, n. 78, p. 409-509, 1991.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Banco de dados agregados: Produção agrícola municipal 2011. Disponível em <[www.sidra.ibge.gov.br](http://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](http://www.sidra.ibge.gov.br)>. Acesso em: 04 abril 2011.
- JOHNSTON, J. e DI NARDO, J. *Métodos Econométricos*, 4. 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. e 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. e 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. e CRAMON-TAUBADEL, S. Asymmetric price transmission: a survey. *Journal of Agricultural Economics*, v. 55, n. 3, p. 581-611, 2004.
- MILLER, D. J. e 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. e 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.
- NO, S. C., ZAPATA, H. O., SALASSI, M. E. e GAUTHIER, W. M. Asymmetry in Farm-Milled Rice Price Transmission in the Major Rice Producing States in the U.S. *Journal of American Academy of Business*, v. 4, p. 460-463, 2004.
- OLIVEIRA, N. M., OLIVEIRA, V. A. e DIAS, C. A. F. Assimetria na transmissão de preços de produtos hortifrutícolas no estado de São Paulo. In: 44º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, Fortaleza-CE. *Anais...* Brasília: SOBER, 2006.
- SATO, G. S. e 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](http://www.iea.sp.gov.br)>. Acesso em: 20 setembro 2010.
- SILVA, A. L. e MACHADO, M. D. Canais de distribuição para produtos agroindustriais. In: BATALHA, M. O. *Gestão do agronegócio*. São Carlos: EdUfscar, 2005, 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.
- SIMS, C. Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, v. 48, p. 1-48, 1980.
- TWEETEN, L. G. e QUANCE, C. L. Positivistic Measures of aggregate Supply Elasticities: Some new Approaches. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 51, p. 342-352, 1969.
- WARD, R. W. Asymmetry in Retail, Wholesale and Shipping Point Pricing for Fresh Vegetables. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 64, n. 2, 205-212, 1982.
- WOLFFRAM, R. Positivistic Measures of aggregate Supply Elasticities: Some new Approaches – some critical Notes. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 53, p. 356-359, 1971.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Introdução à Econometria: uma abordagem moderna*. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006.

## Anexos

**Tabela A1.** Critério de Informação de Akaike Corrigido (AICC), variáveis em nível, LPP, LPA e LPV, no período de janeiro de 1997 a outubro de 2011

Variáveis	Número de Defasagens
Variáveis em Nível	
LPp	4
LPa	4
LPv	4
Variáveis em Primeira Diferença	
D.LPp	4
D.LPa	4
D.LPv	4

\* As nomenclaturas adotadas nas variáveis acima referem-se à variável em primeira diferença (D) e logaritmo (l).

Fonte: Elaborado pelos autores.

**Tabela A2.** Resultado dos Testes de Raiz Unitária ADF para as variáveis LPP LPA e LPV, no período de janeiro de 1997 a outubro de 2011

Variável	Lag <sup>a</sup>	Em Nível			Na Primeira Diferença			I(.)
		$\tau_{\mu}^1$	$\tau_{\tau}^2$	$\tau^3$	$\tau_{\mu}^1$	$\tau_{\tau}^2$	$\tau^3$	
LPp	4	-3,270**	-3,276*	-0,852	-10,333	-10,331	10,360	I(1)
LPa	4	-2,713***	-2,897	-0,657	-10,091	-10,094	-10,109	I(1)
LPv	4	-3,414**	-3,359***	-0,594	-9,712	-9,699	-9,737	I(1)

<sup>1</sup> Modelo sem tendência, porém com constante; <sup>2</sup> Modelo com tendência e com constante; <sup>3</sup> Modelo sem tendência e sem constante.

\* Para a definição do lag foi utilizado o Akaike Criterion Corrigido (AICC); \*\* Significativo a 5%; \*\*\* Significativo a 10%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

**Tabela A3.** Resultado dos Testes de Estacionariedade KPSS para as variáveis LPP LPA e LPV, no período de janeiro de 1997 a outubro de 2011

Variável	Lag	em Nível		na Primeira Diferença		I(.)
		$\tau_{\mu}^1$	$\tau_{\tau}^2$	$\tau_{\mu}^1$	$\tau_{\tau}^2$	
LPp	4	0,852	0,551	0,032*	0,0187*	I(1)
LPa	4	1,472	0,607	0,056*	0,016*	I(1)
LPv	4	0,622***	0,584***	0,038**	0,017*	I(1)

<sup>1</sup> Modelo sem tendência, porém com constante; <sup>2</sup> Modelo com tendência e com constante; <sup>3</sup> Modelo sem tendência e sem constante;

\* Significativo a 1%; \*\* Significativo a 5%; \*\*\* Significativo a 10%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

**Tabela A4.** Resultado dos Testes de Raiz Unitária NG-Perron, para as variáveis LPP LPA e LPV, no período de janeiro de 1997 a outubro de 2011

Variável	Lag	Em Nível		Na Primeira Diferença					
		Ng-Perron $\tau_{\mu}$		Ng-Perron $\tau_{\tau}$		Ng-Perron $\tau_{\mu}$		Ng-Perron $\tau_{\tau}$	
		MZa	MZt	MZa	MZt	MZa	MZt	MZa	MZt
LPP	4	-43,43	-4,65	-51,67	-5,06	-1,31*	-0,80*	-16,33*	-2,81*
LPA	4	-11,98***	-2,41***	-35,23	-4,16	-0,16*	-0,22*	-5,89*	-1,71*
LPV	4	-31,67	-3,97	-48,21	-4,89	0,28*	0,72*	-0,11*	-0,21*

<sup>1</sup> Modelo sem tendência, porém com constante; <sup>2</sup> Modelo com tendência e com constante; <sup>3</sup> Modelo sem tendência e sem constante.

\* Significativo a 1%; \*\* Significativo a 5%; \*\*\* Significativo a 10%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

**Quadro A1.** Determinação do número de defasagens para o modelo VAR

lag	LL	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	274,525		7,5e-06	-3,29121	-3,26828	-3,23474
1	310,209	71,369	5,4e-06	-3,61465	-3,52296	-3,38877
2	347,210	74,002	3,8e-06	-3,95406	-3,79359	-3,55875*
3	364,667	34,915	3,5e-06	-4,05657	-3,82733*	-3,49185
4	377,142	24,950	3,3e-06	-4,09869	-3,80068	-3,36456
5	391,325	28,367	3,1e-06	4,16152	-3,25797	-3,79474
6	402,471	22,292	3,1e-06	-4,18753	-3,75198	-3,11457
7	417,968	30,994	2,8e-06	-4,26628	-3,76196	-3,02391
8	428,781	21,625	2,8e-06	-4,28826	-3,71516	-2,87646
9	436,457	15,351	2,8e-06	-4,2722	-3,63033	-2,69099
10	449,429	25,945*	2,7e-06*	-4,32035*	-3,60971	-2,56973

Fonte: Dados da pesquisa.

**Quadro A2.** Teste de normalidade dos resíduos

	Jarque-Bera test		Skewness test			Kurtosis test		
	$\chi^2$	Prob.	Skewness	$\chi^2$	Prob.	Kurtosis	$\chi^2$	Prob.
D_lpp	18,537	0,00009	-0,24932	1,709	0,19107	4,5645	16,827	0,00004
D_lpa	2,334	0,31129	0,09221	0,234	0,62871	3,5527	2,100	0,14728
D_lpv	1,864	0,39385	-0,25252	1,754	0,18543	3,1265	0,110	0,74014
ALL	22,734	0,00089		3,697	0,29613		19,038	0,00027

Fonte: Dados da pesquisa.

**Quadro A3.** Teste de LM de autocorrelação

lag	$\chi^2$	Prob.	lag	$\chi^2$	Prob.
1	23,9418	0,00439	7	7,7574	0,55877
2	19,0148	0,02507	8	5,3527	0,80254
3	12,5926	0,18192	9	6,9863	0,63855
4	8,6933	0,46605	10	12,5229	0,18541
5	8,6973	0,46567	11	9,3754	0,40337
6	12,9972	0,16273	12	5,9897	0,74095

$H_0$ : no autocorrelation at lag order

Fonte: Dados da pesquisa.

**Quadro A4.** Teste de Máximo Autovalor de Estabilidade do Modelo

Eigenvalue	$\chi^2$	Graf
0,03517078 + 0,6314057i	0,632384	
0,03517078 - 0,6314057i	0,632384	
-0,3153875 + 0,5104442i	0,600019	
-0,3153875 - 0,5104442i	0,600019	
-0,1207533 + 0,5431512i	0,556412	
-0,1207533 - 0,5431512i	0,556412	

Fonte: Dados da pesquisa.