

Elasticidade de transmissão dos preços na comercialização do leite no estado do Paraná

Elasticity of price transmission in milk marketing in the Paraná state

Elton Mendes*

Frísia, Brasil
ton.mendess@gmail.com

Renato Alves Oliveira**

UEPG, Brasil
natoliveiralves@hotmail.com

Luciano Ribeiro Bueno**

UEPG, Brasil
cocovith@hotmail.com

Jeronimo Alves Santos***

UFSCar, Brasil
jeronimo2100@yahoo.com.br

Resumo. Este trabalho tem como objetivo avaliar a transmissão de preços do leite no estado do Paraná, no período de janeiro de 2006 a agosto de 2016, determinando a sua intensidade entre os agentes (produtor, atacado e varejo). Como ferramenta metodológica utilizou-se o Modelo de Autorregressão Vetorial com Correção de Erro (VEC). Testou-se a hipótese de que o atacado se apresenta como o agente relevante na formação de preços na cadeia de comercialização do leite. Os resultados dos testes de elasticidade de transmissão e causalidade de Granger apontaram que o atacado apresenta influência significativa na formação dos preços do litro do leite para o Estado do Paraná. Com base nesses resultados é possível o gestor na cadeia de comercialização do leite compreender melhor a dinâmica na formação dos preços, recomendando-se a utilização de variáveis como clima, preço da ração, frete para verificar a participação na formação dos preços do leite em cada mercado.

Palavras-chave: Leite; Vetor Auto Regressivo; Elasticidade de Transmissão.

Abstract. The paper aimed to assess the transmission of milk prices in the state of Paraná, between January 2006 and August 2016, determining their intensity among the agents (producer, wholesale and retail). As a methodological tool, the Model of Autoregression with Error Correction (VEC) was used. It was tested the hypothesis that the wholesale presents itself as the relevant agent in the formation of prices in the milk commercialization chain. The results of Granger's elasticity and transmission elasticity tests showed that the wholesale price has a significant influence on the price of the liter of milk for the State of Paraná. Based on the results, it is possible or to manage a milk marketing chain to better understand the price combination, recommending whether to use variations in climate, feed price, freight to verify participation in the formation of milk prices in each market.

Keywords: Milk; Vector Autoregressive; Elasticity of Transmission.

* Frísia Cooperativa Agroindustrial. Av. dos Pioneiros, 2324, Centro, 84145-000, Carambeí, PR, Brasil.

** Universidade Estadual de Ponta Grossa. Praça Santos Andrade, 1, Centro, 84010-330, Ponta Grossa, PR, Brasil.

*** Universidade Federal de São Carlos. Rod. Washington Luiz, s/n, 13565-905, São Carlos, SP, Brasil.

Introdução

O Brasil se encontra como quarto maior produtor de leite no cenário mundial, ficando atrás apenas dos Estados Unidos, Índia e China, com um volume de 34,3 mil toneladas, e um valor bruto de produção de R\$ 32,4 bilhões (EMBRAPA, 2017).

Os índices de ascensão da produção nacional de leite tornaram possível a participação relevante deste mercado frente à cadeia agroindustrial. Para Fernandes *et al.* (2010 *apud* ALVIN, 2003) o leite se encontra entre os seis primeiros produtos mais importantes da agropecuária nacional, superando café beneficiado e o arroz.

As áreas de maior concentração da produção de leite não são distribuídas de forma homogênea no país, 77,44% do volume produzido em 2016 concentra-se nos Estados de Minas Gerais, Goiás, Rio Grande do Sul, Paraná, São Paulo e Santa Catarina.

O mercado de leite representa parcela importante no agronegócio brasileiro gerando empregos e renda (ZOCCAL *et al.*, 2007). Porém passou por severas transformações a partir da década de 1990. Segundo Gomes (2000), fatores como: abertura comercial, queda do tabelamento do preço e da estabilidade da economia do país, como também popularização do leite tipo “longa vida”, contribuíram para aumento de toda a cadeia do setor leiteiro do produtor ao consumidor.

A Tabela 1 demonstra a variação da produção de leite entre os períodos (2006 e 2016), entre os estados brasileiros com maior participação. O Paraná se destacou como o estado que apresentou o segundo maior crescimento em produção de leite com uma variação de 74,82% sendo o Rio Grande do Sul com maior crescimento de 75,75%. Minas Gerais apresentou uma variação de 25,65%, porém desponta no cenário nacional como líder na produção leiteira.

O Paraná se caracteriza por possuir tradição agropecuária. A pecuária leiteira encontra-se praticamente consolidada nas bacias das regiões Centro Sul e Oeste do estado, e em fase de consolidação nas outras regiões. Os programas de melhoramento genético, controle sanitário, manejo,

alimentação e capacitação técnica profissional, implantados pelas cooperativas, empresas privadas, produtores e órgãos governamentais, apresentaram resultados importantes para o desenvolvimento da bovinocultura de leite no estado (PARRÉ *et al.* 2011).

Os municípios de maior destaque, no Estado, em produção de leite são: Castro, Marechal Cândido Rondon, Carambeí, Toledo e Cascavel (IPARDES, 2012). Sendo Castro a cidade com a maior produtividade no Brasil com uma produção de 255 milhões de litro ao ano (IBGE, 2016).

Medeiros *et al.* (2016) verificaram que os estados que são considerados formadores de preços do leite in natura são Paraná, Minas Gerais e Rio Grande do Sul, por exercerem influência nos preços dos estados de São Paulo, Goiás e Bahia.

A comercialização envolve uma série de atividades através das quais bens e serviços são transferidos dos produtores aos consumidores segundo Barros (2007). Existem diferentes níveis de mercado para uma mercadoria ou bem. Sobre produtos agropecuários há o mercado do produtor, o mercado atacadista e o mercado varejista. O mercado atacadista se destaca devido apresentar transações mais volumosas.

De acordo com CEPEA (2015), os preços médios recebidos pelos produtores paranaenses estão acima da média nacional. Para o período analisado em agosto de 2016, o preço médio recebido pelo produtor paranaense foi de R\$ 1,5907 enquanto que a média brasileira ficou em R\$ 1,5768.

A Tabela 2 demonstra os valores recebidos pelos produtores paranaenses no período de agosto de 2016. Os produtores da região Norte Central Paranaense e Sudoeste são os que apresentam maiores valores recebidos superando a média nacional para o período analisado.

Em relação à evolução dos preços de leite pagos ao produtor, atacado e varejo verifica-se que estes apresentam uma tendência linear e de ciclos ao longo do período analisado janeiro de 2006 a agosto de 2016.

A Figura 1 apresenta os preços médios recebidos no âmbito do produtor, atacado e varejo. Diante deste contexto, pretende-se

identificar a transmissão de preços do leite no estado do Paraná, no período de janeiro de 2006 a agosto de 2016, determinando a sua intensidade entre os agentes (produtor, atacado e varejo).

Estudo sobre análise de transmissão entre os agentes da cadeia de comercialização de leite apresenta suma importância, pois pode ser utilizada como ferramenta para a correção de possíveis desvios no mercado de leite, como também para compreender a formação de preços nos diversos níveis. Ainda há poucos trabalhos desta natureza no comércio de leite do Paraná.

Para testar a hipótese de que o atacado se apresenta como o agente relevante na formação de preços, na cadeia de comercialização do leite, foi utilizado Modelos de Autorregressão Vetorial com Correção de Erro (VEC) como ferramenta metodológica.

Revisão de literatura

Estudos voltados ao que diz respeito aos preços da pecuária leiteira paranaense concentram-se nas análises da transmissão e causalidade entre os estados com maior participação na produção nacional.

Com o objetivo de identificar a transmissão de preços inter e intramercado para o setor lácteo brasileiro entre 2004 e 2013, Carvalho *et al.* (2013) observaram que os subprodutos não fermentados são os que possuem maior efeito explicativo sobre os preços pagos ao produtor. Quanto à análise de preços inter mercados, o estado de Minas Gerais é o maior formador do preço do leite pago ao produtor, logo em seguida o estado de São Paulo.

Fernandes *et al.* (2010) realizaram um estudo para verificar a elasticidade de transmissão e formação espacial entre os preços pagos ao produtor. Utilizaram como metodologia o VEC. Verificaram que os preços pagos ao produtor paranaense são explicados pelas variações nos preços pagos aos produtores do Estado de Minas Gerais.

No estudo realizado por Dias *et al.* (2007), os autores analisaram a transmissão de

preços para o leite paranaense, utilizando o Modelo de Vetor Autorregressivo (VAR). Verificaram que os preços recebidos pelos produtores do Estado de Goiás são transmitidos para os produtores paranaenses.

A partir do teste de causalidade, Medeiros *et al.* (2016) mostraram que o estado do Paraná apresenta comportamento diferente dos estados (MG, BA, RS e GO), uma vez que os preços pagos aos produtores de leite paranaenses recebem influência de todos os outros estados, com exceção do estado de São Paulo.

Ramos *et al.* (2016) observaram a relação de integração entre os mercados produtores de leite (MG, BA, SP, RS, GO e PR) no período 2000 a 2015, assim como a transmissão de preços intermercados. Concluíram que eventuais políticas que afetam o processo de formação de preços em um estado também podem ter efeito nos preços de todos os demais estados onde ocorra integração e tenham relações fortes.

Morais e Bender Filho (2017) analisaram os impactos de políticas a produção de leite no Estado do Paraná. O modelo Programa de Equilíbrio Geral da Economia Brasileira (PAEG) foi utilizado como metodologia. Verificaram que todo o subsídio voltado para a pecuária leiteira gera incentivos para toda a cadeia de comercialização do leite.

Barros, Lima e Fernandes (2010) verificaram causalidade bidirecional entre o *markup* da indústria, do varejo, e o preço pago aos produtores de leite no Brasil entre 1998 e 2008, ou seja, o preço ao produtor quanto o *markup* do varejo afetam o *markup* da indústria, da mesma forma que o preço ao produtor e a margem da indústria afetam o *markup* do varejo. Corroborando a este estudo será possível verificar ao caso do Paraná como os preços em cada mercado da comercialização são afetados.

Referencial teórico

Margem de comercialização

A margem de comercialização (M) corresponde diferença entre os preços

recebidos pelos agentes (produtor, atacado e varejo), no qual tem a função de analisar o comportamento dos preços nos níveis de mercado. Para Mendes (2013) as margens podem ser divididas em margem absoluta e margem relativa.

A margem absoluta na comercialização do leite pode ser entendida como: a diferença entre o preço do litro do leite pasteurizado recebido pela agroindústria, e o preço recebido pelo produtor do leite in natura.

Pode se observar que a interação entre os agentes forma um mercado de leite ultrapasteurizado e um mercado do leite in natura, implicando num sistema simples de comercialização no qual considera somente a variação dos preços.

A margem absoluta pode ser representada matematicamente conforme a equação (1):

$$M = P_v - P_p \quad (1)$$

Onde: M representa a margem P_v o preço no varejo e P_p preço ao produtor.

A margem relativa pode ser entendida como uma proporção que o agente intermediário da cadeia pretende multiplicar os preços do agente inferior da cadeia, onde pode ser representado pela equação (2):

$$M = b \cdot P_p \quad (2)$$

Os preços no varejo seriam determinados algebricamente por:

$$P_v = P_p + M \quad (3)$$

$$P_v = P_p + b \cdot P_p \quad (4)$$

$$P_v = P_p + (1 + b) \quad (5)$$

De acordo com Figueiredo *et al.* (2013) como informações de custos e lucros são de difícil acesso. Torna se necessário que as margens sejam mensuradas pela diferença entre os preços praticados pelo mercado utilizando a combinação das margens absoluta e relativa.

A mecânica da combinação das margens é entendida como a adição de uma parcela fixa mais uma parcela relativa por um

agente de determinado mercado para outro agente. Assim se obtém:

$$P_v = \alpha + (1 + \beta) \cdot P_p \quad (6)$$

Onde: α representa a margem fixa e β a parcela relativa

A equação (6) pode ser interpretada na forma econométrica, onde se somente α for diferente de zero, podemos afirmar que o sistema de comercialização está operando com margens constantes (fixas). Se somente β apresentar ser diferente de zero, o sistema está trabalhando com margens relativas (fixas). Se ambos for estatisticamente diferente de zero o sistema utilizou a combinação das margens.

Transmissão de preços

A elasticidade de transmissão de preços é utilizada como ferramenta para verificar a dinâmica de preços entre mercados integrados. Porém para identificar o mercado que lidera a dinâmica de preços e utilizado o teste de causalidade (BARROS, 2007).

O conceito de transmissão de preços pode ser entendido como: a relação existente entre os preços praticados pelos agentes ao longo da cadeia de comercialização (BALCOMBE; MORRISON, 2002 **apud** LIBERA, 2009).

O conceito de transmissão de preços entre agentes de um mesmo mercado (produtor e varejo) pode ser expresso matematicamente como:

$$\epsilon_{vp} = \frac{\Delta P_v}{\Delta P_p} \cdot \frac{P_p}{P_v} \quad (7)$$

Onde: ϵ_{vp} representa a elasticidade transmissão de preços entre o produtor e o varejo. Se $\epsilon_{vp} < 1$ os impactos entre os agentes serão inelásticos, ou seja, a variação ocorrida no preço do varejo será menos que proporcional a variação do preço ao produtor.

Para a $\epsilon_{vp} > 1$ as variações dos preços ao produtor será transmitida mais que proporcionalmente para o varejo implicando em um impacto elástico. Porém

se $\epsilon_{vp} = 1$ as variações serão transmitidas na mesma proporção, ou seja, se os preços recebidos pelos produtores auferirem um aumento de 1%, este resultará em um aumento no varejo na proporção de 1%.

Metodologia

Para estimar a elasticidade de transmissão de preços de leite no âmbito do produtor, atacado e varejo, foi utilizado o VECM. Os testes de raiz unitária e cointegração foram utilizados para a verificação da modelagem mais apropriada. Os testes de causalidade de Granger, relação impulso resposta e a decomposição da variância dos erros de previsão foram analisadas para verificar a robustez do modelo.

Material

As séries de preços do leite, referente ao produtor, atacado e varejo foram coletados na Secretaria da Agricultura e do Abastecimento do Paraná SEAB-PR e compreendem entre os períodos de janeiro de 2006 a agosto de 2016. A escolha do período inicial foi baseada no qual a pecuária leiteira apresentou superávit gerando receita e empregos (ZOCCAL *et al.*, 2007).

As variáveis em análise foram logaritimizadas e os testes foram realizados utilizando o software Eviews 7.0.

Modelagem do Vetor Autorregressivos – VAR

Critérios de informação para o número de defasagem

Os critérios de informação utilizam como base para determinar o número de defasagem: a ordem dos modelos a serem analisados, o número de amostra e a variância do termo de erro. Para Matos (2000), estas medidas são úteis para estruturar a função da variância dos resíduos onde é incorporado um ajuste no

qual capta a perda de graus de liberdade da estimação dos parâmetros.

A interpretação sugere que seja obtida a duração da defasagem que assuma o menor critério entre (n) estimativas.

Critério de Informação de Akaike (AIC)

$$\text{LnCIA} = \frac{2k}{n} + \ln\left(\frac{\text{SQR}}{n}\right) \quad (8)$$

Em que LnCIA é logaritmo natural do critério de informação de Akaike e $2/kn$ é o fator de correção. Onde k é o número de parâmetros (incluindo o intercepto), n assume o valor do tamanho da amostra.

O Critério de Informação Bayesiano Schwarz (BIC)

$$\text{LnCIS} = \frac{K}{n} \cdot \ln(n) + \ln\left(\frac{\text{SQR}}{n}\right) \quad (9)$$

O critério de informação de Schwarz semelhante ao Critério de Akaike, porem impõe uma medida mais severa no fator de correção $[(k/n) \ln n]$ (penalidade). Para (Hill, 1999) os fatores de correção dos critérios de CIA e CIS, tem como função ponderar reduções na soma dos quadrados dos erros obtida pelo acréscimo de defasagem adicional.

Teste de raiz unitária

O teste de raiz unitária consiste em verificar a condição de que as séries temporais apresentam ou não ser estacionárias. Para uma série temporal apresentar ser estacionária, é necessário que seus pressupostos estatísticos não sejam violados:

Em primeiro lugar, sua média tem de ser constante ao longo do tempo ($E(y)$ é constante para todo t). Outra condição é que a sua variância também seja invariante ao longo do tempo ($\text{Var}(y)$ é constante para todo t). Finalmente, a sua covariância indica que a autocorrelação entre dois valores de y tomados a partir de dois períodos de tempo distintos depende somente do intervalo do tempo entre esses dois valores e não da sua data ($\text{Cov}(y_t, y_{t+s})$ é constante para todo t que não seja igual a s) (FREITAS *et al.*, 2001, p.3 *apud* MANFIO, 2005).

O teste de Dickey e Fuller (DF) e Dickey e Fuller Aumentado (ADF) tem por finalidade determinar a condição de que as séries apresentam ser estacionárias, através da estimação das equações representadas a seguir:

Representação de um passeio aleatório:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Representação de um passeio aleatório com deslocamento:

$$\Delta Y_t = \delta + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Representação de um passeio aleatório com deslocamento e tendência:

$$\Delta Y_t = \delta + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Para Gujarati (2012), a equação do teste ADF, se dá pela extensão das equações: 10, 11 e 12, adicionando os valores defasados da variável dependente ΔY_t . Assumindo a forma:

$$\Delta Y_t = \delta + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{s=1}^p \beta_s \Delta Y_{t-s} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Onde: Δ é o operador matemático da diferença ($Y_t - Y_{t-1}$), δ é o intercepto da série, β é o coeficiente e t representa a tendência linear, no qual $\gamma = (\rho - 1)$ é o coeficiente de presença de raiz unitária e p é o número de defasagens necessárias na série. Segundo (Hill, 1999), para determinar o valor de p , ou seja, o acréscimo de defasagem em um modelo AR(p) é utilizado o critério de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (SBC).

O teste ADF avalia, se uma série é estacionária ou não sob a condição do teste de hipótese onde: se ($\rho=1$) admite-se a hipótese nula de presença de raiz unitária, contra a hipótese alternativa de que a série é estacionária se ($\rho < 1$).

O teste de Phillips-Perron permite estimar com maior eficiência a estatística (Zt), mesmo na presença de autocorrelação serial e variáveis defasadas. Phillips-Perron utilizam de ajustes não paramétricos, ou seja, não há imposição de diferenciação paramétrica para os resíduos.

A correção da estatística τ proposta por Phillips-Perron torna a estatística do teste

mais rigorosa de que as realizadas com o teste DF, porém a interpretação do teste segue o mesmo critério, pois as equações e os testes são idênticos dado que a distribuição da estatística τ não se altera com a correção.

$$\Delta y_t = \alpha_{y_{t-1}} + u_t \rightarrow Z_t \quad (14)$$

$$\Delta y_t = \mu + \alpha_{y_{t-1}} + u_t \rightarrow Z_{t\mu} \quad (15)$$

$$\Delta y_t = \mu + \delta t + \alpha_{y_{t-1}} + u_t \rightarrow Z_{t\mu} \quad (16)$$

De acordo com Bueno (2012), a estatística de correção $Z_{t,\mu}$ para τ_μ é estimada da seguinte forma:

Estime as médias:

$$\bar{y} = \frac{\sum_{t=1}^T y_t}{T}, \bar{y}_{-1} = \frac{\sum_{t=1}^T y_{t-1}}{T} \quad (17)$$

Estime o parâmetro de maior interesse:

$$\hat{\alpha} = \frac{\sum_{t=1}^T (y_{t-1} - \bar{y}_{-1})(y_t - \bar{y})}{\sum_{t=1}^T (y_{t-1} - \bar{y}_{-1})^2} - 1 \quad (18)$$

Estime a constante ou *drift*:

$$\hat{\mu} = \bar{y} - (\hat{\alpha} + 1)\bar{y}_{-1} \quad (19)$$

Estime a variância populacional:

$$\hat{\alpha}^2 = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{\mu}_t^2}{T} = \frac{\sum_{t=1}^T (\Delta y_t - \hat{\mu} - \hat{\alpha} y_{t-1})^2}{T} \quad (20)$$

Calcule o desvio-padrão:

$$s(\hat{\alpha}) = \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2}} \quad (21)$$

Calcule a estatística de Dickey-Fuller:

$$\hat{\tau}_\mu = \frac{\hat{\alpha}}{s(\hat{\alpha})} \quad (22)$$

Estime a variância de longo prazo, HAC:

$$\hat{v}^2 = \hat{\sigma}^2 + \frac{2}{T} \sum_{j=1}^M \omega \left(\frac{j}{M+1} \right) \sum_{t=j+1}^T \hat{\mu}_t \hat{\mu}_{t-j} \quad (23)$$

Calcule a estatística de Phillips Perron:

$$\hat{Z}_{t,\mu} = \hat{\tau}_\mu \left(\frac{\hat{\sigma}}{\hat{v}} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{\hat{v}^2 - \hat{\sigma}^2}{\hat{v} \sqrt{T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2}} \right) \quad (24)$$

Teste de cointegração e modelo de correção de erro

Johansen propõem a ideia de utilizar a configuração multivariada para determinar o posto da matriz Φ . Os testes para identificação do posto da matriz são

baseados em uma estimação de máxima verossimilhança com restrição.

Para a realização do teste é necessário introduzir variáveis determinísticas ao modelo, sabendo-se que os valores críticos dependem da configuração destas variáveis. As variáveis determinísticas farão parte da variável X_t no nível do vetor de integração:

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + \delta' d_t + e_t \quad (25)$$

A vantagem de reescrever o modelo anterior na forma VECM é que as informações de curto e longo prazo são incorporadas, assim se obtém:

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Delta_i \Delta X_{t-i} + \delta' d_t + e_t \quad (26)$$

De acordo com (Bueno, 2012) isso é possível, pois a metodologia proposta por Johansen permite a estimação do VECM simultaneamente aos vetores de cointegração.

Para analisar se as séries são integradas existem duas estatísticas propostas por Johansen: Teste Traço e Maximo Autovalor.

Estatística do teste Traço:

$$\lambda_{tr}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (27)$$

Teste de hipótese do teste traço assume como hipótese nula a existência de r^* vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de $r > r^*$ vetores:

$$H_0: r = r^* \quad H_1: r > r^* \quad (28)$$

Teste Máximo Autovalor:

$$LR(r) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (29)$$

A hipótese nula apresenta r^* vetores de cointegração contra a hipótese alternativa que apresenta r^*+1 vetores de cointegração:

$$H_0: r = r^* \quad H_1: r = r^* + 1 \quad (30)$$

Vetores autorregressivos (VAR)

Para Gujarati (2012), um modelo vetor auto regressivos é ilustrado da seguinte forma: onde o termo autorregressivo, deriva

da presença do valor defasado da variável dependente no lado direito da equação, já o termo vetor deve se ao fato de que o modelo está trabalhando com duas (ou mais) variáveis; na forma matemática é explicado conforme a equação (31) abaixo.

$$AX_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i X_{t-i} + \beta \varepsilon_t \quad (31)$$

Em que A é uma matriz ($n \times n$), β_0 é um vetor de constante ($n \times 1$), β_i são matrizes ($n \times n$) e β é uma matriz diagonal de ($n \times n$) já ε_t é um vetor de ($n \times 1$) conhecido como choques estruturais por afetarem individualmente as variáveis endógenas.

Bueno (2012) sugere que o modelo (31) seja estimado em sua forma reduzida, pelo fato da endogeneidade das variáveis sendo representado na forma a seguir:

$$X_t = A^{-1} B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1} B_i X_{t-i} + A^{-1} B \varepsilon_t = \Phi_1 + X_{t-1} + e_t \quad (32)$$

A forma reduzida do modelo (VAR) descrita pela equação (32) pode ser representada pela forma bivariada de ordem (1) para uma melhor visualização.

$$y_t = b_{10} - \alpha_{12} Z_t + b_{11} y_{t-1} + b_{12} Z_{t-1} + \sigma_y \varepsilon_{yt} \quad (33)$$

$$z_t = b_{20} - \alpha_{21} y_t + b_{21} y_{t-1} + b_{22} Z_{t-1} + \sigma_z \varepsilon_{zt} \quad (34)$$

O modelo bivariado apresenta correlação nas variáveis: y_t e z_t pois ambas possuem influencia em seus valores defasados e nos seus valores contemporâneos, sendo assim não podem ser estimadas diretamente. As técnicas utilizadas pelo modelo VAR tendem a eliminar este problema, ou seja, o modelo prevê a trajetória da variável em análise antes que ocorra um choque estrutural, pois sua forma compõe uma estrutura de choques ($e_t = A^{-1} B \varepsilon_t$).

Os pressupostos assumidos pelo modelo são:

$$y_t e z_t \text{ são estacionários} \quad (35)$$

$$\varepsilon_{yt} \sim RB(0, 1) \quad e \quad \varepsilon_{zt} \sim RB(0, 1) \quad (36)$$

$$\varepsilon_{yt} \perp \varepsilon_{zt} \Rightarrow Cov(\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{zt}) = 0 \quad (37)$$

A forma matricial do modelo estrutural (31) pode ser escrita como:

Modelo Estrutural

$$AX_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i X_{t-1} + \beta \varepsilon_t \quad (31)$$

Forma matricial

$$\begin{bmatrix} 1 & a_{21} \\ a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_y \\ 0 \end{bmatrix} \quad (38)$$

Modelo econométrico do estudo proposto

O modelo VAR foi adotado para análise de transmissão de preço modelo de acordo com as equações abaixo:

$$LN.PP_t = \alpha_0 + a_1 LN.PP_{t-1} + a_2 LN.PP_{t-2} + a_3 LN.PA_{t-1} + a_4 LN.PA_{t-2} + a_5 LN.PV_{t-1} + a_6 LN.PV_{t-2} + e_{1t} \quad (39)$$

$$LN.PA_t = \alpha_0 + b_1 LN.PP_{t-1} + b_2 LN.PP_{t-2} + b_3 LN.PA_{t-1} + b_4 LN.PA_{t-2} + b_5 LN.PV_{t-1} + b_6 LN.PV_{t-2} + e_{2t} \quad (40)$$

$$LN.PV_t = \alpha_0 + c_1 LN.PP_{t-1} + c_2 LN.PP_{t-2} + c_3 LN.PA_{t-1} + c_4 LN.PA_{t-2} + c_5 LN.PV_{t-1} + c_6 LN.PV_{t-2} + e_{3t} \quad (41)$$

Onde: α_0 corresponde à constante do modelo e os coeficientes de elasticidade são representados por $(a_1...a_6)$, $(b_1...b_6)$ e $(c_1...c_6)$. O termo de erro é representado por e_{3t} . A variável (LN.PP) correspondem ao logaritmo dos preços recebidos pelos produtores, (LN.PA) logaritmo dos preços recebidos pelo atacado e (LN.PV) ao logaritmo dos preços recebidos pelo varejo.

Resultados e discussão

Realizado os testes de raiz unitária constatou-se que as séries de preço no âmbito do produtor, atacado e varejo, em nível apresentam ser estacionária para o teste ADF, porém as variáveis LN_PP e LN_PA em nível não apresentaram ser estacionária segundo o teste de Phillips-Perron.

De acordo com os resultados da tabela 3 em primeira diferença, todas as variáveis apresentam ser estacionárias, para um nível de 5% de significância, ou seja, seus valores calculados em módulo são maiores que seus respectivos valores críticos. Uma vez que o teste de hipótese confirme que as séries de preços em nível não apresentam ser estacionária a teoria sugere que seja aplicado à primeira diferença para tornar uma série não estacionária em estacionária. Dias et al.,(2007) observaram que os preços recebidos pelo produtor de leite do Paraná no período de 1995 a 2006 eram também estacionárias em primeira diferença corroborando ao resultado deste estudo.

A Tabela 3 representa os resultados da aplicação dos testes ADF e Phillips-Perron. A estatística traço proposta por Johansen foi utilizada para verificar a existência de relação de longo prazo entre as variáveis.

A Tabela 4 demonstra os resultados obtidos através do teste traço, onde a hipótese nula de que não há vetores de cointegração é rejeitada, em favor da hipótese alternativa de que há pelo menos um vetor de cointegração entre as series estudadas. Rejeita-se a hipótese de que não há cointegração dado a estatística de traço (37.10) que é maior que o valor crítico (29.79). Sendo assim necessária a utilização do modelo VEC. De acordo com (Bueno, 2012) este é o modelo econométrico que fornece o tratamento mais indicado para as séries em análise.

No trabalho de Fernandes *et al.* (2010), os preços se co-movimentam sincronizadamente, sugere-se que os estados de SP, RS, PR, GO e MG são eficientes com relação à difusão de informações do preço do leite e como o número de vetores de co-integração foi relativamente inferior ao número de variáveis, logo, estimou-se um VEC.

A Tabela 5 apresenta os resultados dos critérios de informação de Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn. O número de defasagens escolhido pra estimar o modelo VEC foi atribuído pelo critério de informação de Schwarz, sendo duas defasagens (lags) para cada variável do modelo, pois apresentaram os menores critérios de informação. Portanto

a estimação dos coeficientes foi realizada pelo modelo VEC, pois permite analisar o comportamento dinâmico da elasticidade de transmissão nas séries de preços do leite.

De acordo com os resultados demonstrados na Tabela 6, os coeficientes são apresentados como uma variação de preços em certo âmbito de mercado e tende a variar percentualmente quando o preço de outro mercado variar em 1% mantendo as demais constantes.

Observa-se que (LN. PP) recebe influência própria e das variáveis (LN. PA) e (LN. PV), com uma defasagem, ou seja, a cada impacto de 1% nas variáveis explicativas a variável (LN. PP) absorve (0,25%) de uma influência própria, (0,14%) de variação no preço ao produtor provém da variável (LN. PA) e (0,16%) provém da influência da variável (LN. PV). A variável (LN. PA) recebe influência de um impacto próprio em (0,73%), com uma defasagem. A variável (LN. PV) responde negativamente a sua própria influência em (-0,23%) e recebe variações nos preços pela variável (LN. PA) em (0,87%), ambas com uma defasagem. É possível observar a modelagem VEC em outros trabalhos sobre o mercado de leite.

É interessante observar que Fernandes *et al.* (2010) sugerem que os preços do leite no Paraná variam de maneira mais intensa às variações nos preços de Minas Gerais, estudo que analisou a elasticidade de transmissão de preços entre as principais regiões produtoras de leite do Brasil, no período de 1997 a 2005.

Os autores ainda evidenciaram que a variação de 1% nos preços recebidos pelos produtores de leite de Minas Gerais leva a uma variação de 0,93% nos preços no Paraná, permanecendo as demais variáveis constantes. Isso sugere que as variações dos preços provenientes de Minas Gerais, podem influenciar na elasticidade de transmissão dos preços do Paraná.

A Tabela 7 demonstra o resultado do teste de causalidade de Granger com o objetivo de confirmar a direção das transmissões de preços. O teste aponta que, para um nível de significância de 1%, há causalidade entre os preços analisados, provenientes do atacado e ao produtor

ocorrendo relação bicausal. Para os preços do varejo e produtor verifica se uma causalidade unicausal partindo do varejo para o produtor dado um nível de 1% de significância. A bicausalidade sugere que os preços entre o produtor e o atacado podem ser transmitidos simultaneamente. A unicausalidade indica o varejo sendo o principal na formação do preço do leite ao produtor, e não o contrário. Estes resultados é um forte indício de que o atacado e o varejo são eficientes no sentido de transmissão de informação de preço ao produtor, onde será melhor verificado com a análise da decomposição da variância.

Utilizando o mesmo teste o trabalho de Ramos *et al.* (2016) observaram que os valores passados dos preços recebidos pelos produtores de Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás, e São Paulo, além, dos valores passados do próprio estado da Bahia, explicam o preço presente pago ao produtor baiano. Com isso, é importante observar uma relevante dinâmica dos preços do leite tanto no próprio estado quanto entre os estados.

De acordo com a análise da função de impulso resposta demonstrada na Figura 2 verifica-se que variações não antecipadas nos preços ao produtor decorrentes de sua influência própria, apresentam elevações acentuadas até o quinto período, do sétimo período em diante, os preços se estabilizam, contudo, num patamar mais elevado em relação ao período do choque inicial nos preços.

Um choque causado pelo atacado, variável (LN.PA) resulta em fortes elevações nos preços ao produtor até o sexto período, porém a partir do sétimo período até o nono período apresenta uma queda acentuada tendendo a estabilizar-se no décimo período. Os choques ocorridos pelo varejo não apresentam influencia na variável dos preços ao produtor. Observa-se que o choque com maior relevância provocado no preço ao produtor é proveniente da série de preços do atacado (LN.PA).

A Tabela 8 demonstra as proporções relativas de uma sequência de choques na variável (LN. PP), contra choques ocorridos nas demais variáveis (LN. PA) e (LN. PV),

através da decomposição da variância dos erros de previsão, dado um período de 10 meses.

No primeiro período 100% das variações do preço ao produtor são explicadas por seus respectivos preços. Após 10 períodos verifica-se que 44% dos preços recebidos pelos produtores são provenientes da sua própria influência, e 54% dos preços recebidos provêm da variável (LN. PA) e (1,44%) atribui-se a (LN. PV).

A Tabela 9 demonstra a decomposição da variância dos erros de previsão da variável (LN.PA) dada um período de 10 meses. Em um primeiro momento aproximadamente (90,5%) de sua variação é decorrente de seu próprio comportamento, e (9,5%) das suas variações é representado pela variável (LN.PP). E passados 10 meses cerca de (77%) das variações em (LN. PA) são representadas pela própria variável, os 23% restantes são representados pela variável LN. PP (21%) e cerca de (2%) pela variável LN.PV.

A Tabela 10 representa a decomposição da variância dos erros de previsão da variável (LN. PV) dada um período de 10 meses. Em um primeiro momento cerca de (67,3%) das variações ocorridas na variável (LN.PV) é proveniente de seu próprio comportamento, enquanto que a variável LN.PP representa (8,4%) já (24,4%) das variações é representado pela variável LN.PA. Passados 10 períodos (21%) das variações na variável (LN.PV) são representadas pelo seu próprio comportamento, (61%) é representado pela variável LN.PA e (18%) pela variável LN.PP.

Com base nessas informações é possível o gestor na cadeia de comercialização do leite compreender melhor a dinâmica na formação dos preços do leite no Paraná, a partir do nível ao produtor, passando pelo atacado até ao varejo.

A partir da decomposição da variância a formação do preço ao produtor tem bastante influência do preço ao atacado a partir do quinto mês chegando a mais de 50%. A formação do preço ao atacado tem forte influência apenas com o próprio preço até o período de 10 meses. A formação do preço ao varejo tem grande influência do próprio

preço no primeiro mês, mas em seguida até os 10 meses a formação do seu preço é mais expressiva através do preço do atacado chegando a 60% de participação.

Consideração final

A produção de leite encontrada em quase todo o território nacional apresenta grande expressividade no Paraná, sendo fundamental analisar a transmissão dos preços na comercialização.

Os dados analisados permitem concluir que os preços do litro do leite no nível do atacado assumem forte influência na formação dos preços no nível do produtor e do varejo, isso pode ser explicado pelo fato de que o atacado possui uma gama maior de informações em relação aos demais agentes na cadeia de comercialização.

Foi verificado no mercado de leite Paranaense uma relação econômica de longo prazo entre os agentes (produtor, atacado e varejo), a partir do teste de cointegração.

Importante observação encontrada a partir da análise da decomposição da variância, o atacado explica 54% das variações dos preços recebidos pelos produtores e 61% nos preços do varejo, passados dez meses.

Recomenda-se estudos futuros sobre a análise de transmissão de preços do leite entre variáveis (como frete, clima, preço da ração etc) podem possibilitar uma melhor eficiência da gestão de preços pelos agentes da comercialização do leite.

Referências

- BARROS, F.; LIMA, J.; FERNANDES, R. 2010. Análise da estrutura de mercado na cadeia produtiva do Leite no período de 1998 a 2008. **Revista de Economia e Agronegócio-REA**, v. 8, n. 2, p.177-198.
- BARROS, G. 2007. **Economia da comercialização agrícola**. 1ª edição. Piracicaba, Fealq, 221p.
- BUENO, R. S.2012. **Econometria de séries temporais**. 2ª edição. São Paulo, Cengage Learning, 339 p.

- CARVALHO, B.; ROSADO, P.; SHIKI, S. N.; CRUZ, A. 2013. Análise de Transmissão de Preços Intra e Intermercado de Leite e Derivados no Brasil. In: Carneiro, A. V.; Torres, D.; Lima, I. B. de; Mendes, L. C. R.; Resende, M. L.; Rodrigues, C. do C.; Resende, E.; Teixeira, M. da G. (Org.). **Sustentabilidade Econômica da Agricultura Familiar**. 1ed. São João del-Rei: Editora UFSJ, v.1, p. 169-198.
- CEPEA - Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. 2015. **Perspectivas para o Agronegócio em 2015**. Disponível em: <http://www.cepea.esalq.usp.br/comunicacao/Cepea_Perspectivas%20Agroneg2015_relatorio.pdf>. Acesso em: 01/10/2018.
- DIAS, D.; KRETZMANN, C.; ALVES, A.; PARRÉ, J. 2008. Análise da transmissão de preço para o leite paranaense utilizando modelos de séries temporais. Rama: **Revista em Agronegócio e Meio Ambiente**, v. 1, p. 9-24.
- EMBRAPA. 2017. **Indicadores do Leite e Derivados**. Disponível em: <https://www.embrapa.br/busca-de-publicacoes/-/publicacao/1081033/indicadores-leite-e-derivados-v-8-n-69-2017>. Acesso em: 15/11/2018.
- FERNANDES, R.; BRAGA, M.; LIMA, J. 2010. Elasticidade de transmissão e formação espacial de preços de leite ao produtor nos maiores estados produtores. **Revista de Economia e Administração** (Impresso), v. 9, p. 368-385. <https://doi.org/10.11132/rea.2009.217>
- FIGUEIREDO, M.; SOUZA FILHO, M.; PAULLILO, O. 2013. Análise das Margens e Transmissão de Preços no Sistema Agroindustrial do Suco de Laranja no Brasil. **RESR**, Piracicaba-SP, v.51, Nº 2, p. 331-350. <https://doi.org/10.1590/S0103-20032013000200007>
- GOMES, S. 2000. **Evolução recente e perspectivas da produção de leite no Brasil**. O agronegócio do leite no Brasil. Brasília: Embrapa Gado de Leite (2001). Disponível em: <http://arquivo.ufv.br>. Acesso em: 15/10/2018.
- GUJARATI, D.; PORTER, D. 2012. **Econometria básica**. 5ª edição. Porto Alegre, AMGH, 924 p.
- HILL, R. 1999. **Econometria básica**. 1ª edição., Barra Funda, Saraiva, 496 p.
- IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. 2018. **Pesquisa Pecuária Municipal 2018**. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/pesquisas/ppm/default.asp>>. Acesso em: 20/04/2018.
- LIBERA, D. 2009. **Integração entre os mercados de milho e soja: uma análise através da transmissão de preços**. Porto Alegre, RS. Dissertação de Mestrado em Agronegócio. Universidade Federal do Rio Grande do Sul. 156 p.
- MANFIO, D. 2005. **Análise da transmissão de preços e margens de comercialização do feijão preto no Estado do Paraná, no período de 1982 a 2004**. Curitiba, PR. Dissertação de Mestrado em Desenvolvimento Econômico. Universidade Federal do Paraná. 145 p.
- MATOS, O. 2000. **Econometria básica**. 3ª edição., São Paulo, Atlas, 308 p.
- MEDEIROS, A.; MORAES, B.; BENDER FILHO, R. 2016. Mercado brasileiro de leite: causalidade de preços nos principais estados produtores. **Revista UNEMAT de Contabilidade**, v. 5, p. 137-159. <https://doi.org/10.30681/ruc.v5i10.1384>
- MENDES, J.; PADILHA JUNIOR, J. 2013. **Agronegócio: uma abordagem econômica**. 5ª edição, Pearson, São Paulo. 365 p.
- MORAES, B.; BENDER FILHO, R. 2017. Mercado Brasileiro de Lácteos: análise do impacto de políticas de estímulo à produção. **Revista de Economia e Sociologia Rural** (Impresso), v. 55, p. 783-800. <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-94790550410>
- PARRÉ, J.; BANKUTI, S.; ZANMARIA, N. 2011. Perfil Socioeconômico de produtores de leite da região Sudoeste do Paraná: um estudo a partir de diferentes níveis de produtividade. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 09, p. 275-299.

RAMOS, J.; BORBA, M.; MELO, A.; LIMA, F.; MELO, A. 2016. Transmissão de preços pagos aos produtores de leite nos estados brasileiros de maior produção com foco no estado baiano no período de dez anos. **Revista Eletrônica de Ciências Sociais Aplicadas**, v. 5, p. 3-26

<https://www.bdpa.cnptia.embrapa.br/consulta/busca>. Acesso em 23/11/2018.

Submetido: 8/10/2019

Aceito: 15/4/2020

ZOCAL, R.; CHAIB FILHO, H.; GARAGORRY, F. 2007. **Áreas de concentração da pecuária leiteira**. Disponível em:

Os Editores agradecem a Henrique Bidarte Massuquetti pelo apoio editorial.

Tabela 1. Volume de leite em mil litros para os principais Estados produtores para os anos de 2006 e 2016.

Table 1. Volume of milk in thousand liters for the main producing states for the years 2006 and 2016.

Estados	Produção (mil litros)		
	2006	2016	Variação %
Minas Gerais	7.094.111	8.913.827	25,65
Rio Grande do Sul	2.625.132	4.613.780	75,75
Paraná	2.703.577	4.726.291	74,82
Goiás	2.613.622	2.933.441	12,24
São Paulo	1.744.008	1.706.147	(2,17)
Total	16.780.450	22.893.486	36,43

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Pesquisa Pecuária Municipal (2018).

Tabela 2. Preço líquido médio por litro de leite recebido pelos produtores do Paraná em 2016.

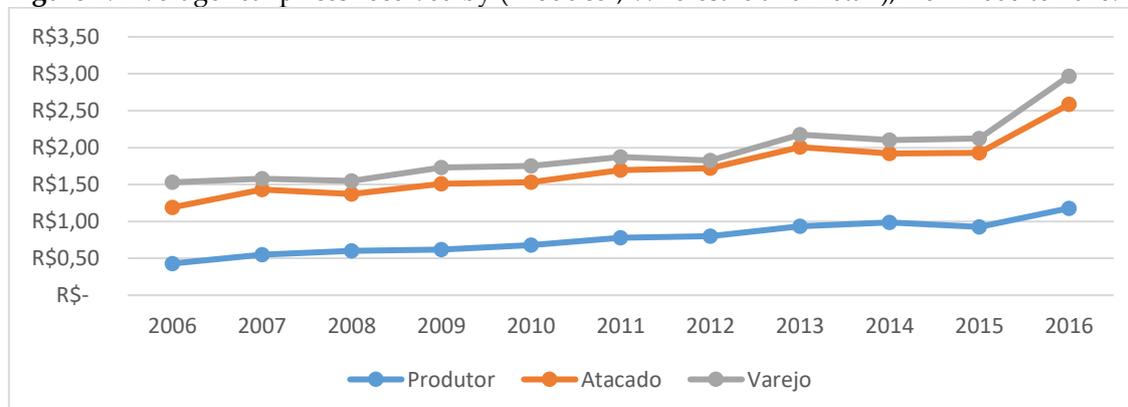
Table 2. Average net price per liter of milk received by producers in Paraná in 2016.

Mesorregião	Preço líquido (R\$/litro) médio
Centro Oriental Paranaense	1,5342
Oeste Paranaense	1,5713
Norte Central Paranaense	1,5854
Sudoeste Paranaense	1,6609
Média estadual - PR	1,5907
Média nacional	1,5768

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do CEPEA/leite (2018).

Figura 1. Preços médios reais recebidos pelo (Produtor, Atacado e Varejo), no período de 2006 a 2016.

Figure 1. Average real prices received by (Producer, Wholesale and Retail), from 2006 to 2016.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da SEAB- DERAL (2018).

Tabela 3. Teste de raiz unitária.**Table 3.** Unit root test.

Variáveis	Testes ADF (Estatística-t e p-valor)	Teste de Phillips-Perron (Estatística-t e p-valor)
LN_PP (nível)	(-5.4168) e (0.0001)	(-2.932977) e (0.1558)
LN_PA (nível)	(-6.7718) e (0.0001)	(-3.013896) e (0.1326)
LN_PV (nível)	(-5.1870) e (0.0002)	(-3.370071) e (0.0601)
LN_PP (1ª diferença)	(-7.1720) * e (0.0000)	(-3.870692) ** e (0.0161)
LN_PA (1ª diferença)	(-7.710) * e (0.0000)	(-6.184103) * e (0.0000)
LN_PV (1ª diferença)	(-7.4425) * e (0.0000)	(-6.809017) * e (0.0000)

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nível de significância: (*Significativo a 1%) e (**Significativo a 5%).

Tabela 4. Resultados do teste de cointegração de Johansen (estatística- traço λ_{tr}).**Table 4.** Results of the Johansen cointegration test (trait-statistic " λ_{tr} ").

Hipótese nula	Hipótese alternativa	Estatística de traço (0,05)	Valores críticos
Não há Cointegração	Há cointegração	37.10985	29.79707
Nº cointegração ≤ 1	Nº cointegração = 2	3.951472	15.49471
Nº cointegração ≤ 2	Nº cointegração = 3	0.053059	3.841466

Fonte: Resultado da pesquisa.

Tabela 5. Critério de seleção da ordem de defasagens (lags).**Table 5.** Criteria for selecting the order of lags (lags).

Lags	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	287.6958	NA	2.11e-06	-4.555133	-4.487253	-4.527557
1	703.6424	805.2726	3.14e-09	-11.06628	-10.79476	-10.95598
2	755.1530	97.25207*	1.59e-09*	-11.74645*	-11.27129*	-11.55342*
3	757.4335	4.196119	1.77e-09	-11.63894	-10.96014	-11.36318

Fonte: Resultado da pesquisa.

Tabela 6. Coeficientes estimados do modelo VEC.**Table 6.** Estimated coefficients of the VEC model.

Variáveis:	D(LN.PP)	D(LN.PA)	D(LN.PV)
Cointeq1	-0.080067 (0.02476)	0.170126 (0.06599)	-0.022238 (0.04569)
	[-3.23417]	[2.57797]	[-0.48671]
D(LN.PP (-1))	0.252442 (0.09154)	0.095243 (0.24401)	0.127290 (0.16894)
	[2.75775] *	[0.39032]	[0.75345]
D(LN.PP (-2))	-0.000606 (0.07542)	-0.218363 (0.20104)	-0.119622 (0.13919)
	[-0.00804]	[-1.08616]	[-0.85940]
D(LN.PA (-1))	0.138146 (0.05098)	0.730278 (0.13588)	0.866841 (0.09408)
	[2.71003] *	[5.37431] *	[9.21391] *
D(LN.PA (-2))	-0.001596 (0.06849)	-0.126275 (0.18257)	-0.028702 (0.12641)
	[-0.02331]	[-0.69163]	[-0.22706]
D(LN.PV (-1))	0.156090 (0.05982)	0.066642 (0.15947)	-0.234041 (0.11041)
	[2.60915] *	[0.41790]	[-2.11975]**
D(LN.PV (-2))	0.008144 (0.05541)	0.062098 (0.14769)	-0.125869 (0.10226)
	[0.14698]	[0.42046]	[-1.23093]
C	0.005796 (0.00216)	0.001995 (0.00575)	0.005068 (0.00398)
	[2.68698]	[0.34694]	[1.27319]

Fonte: Resultado da pesquisa.

Valores entre parênteses indicam o desvio padrão e valores entre colchetes indicam o teste t calculado. *

Significativo a 1%, ** significativo a 5%.

Tabela 7. Teste de causalidade de Granger.

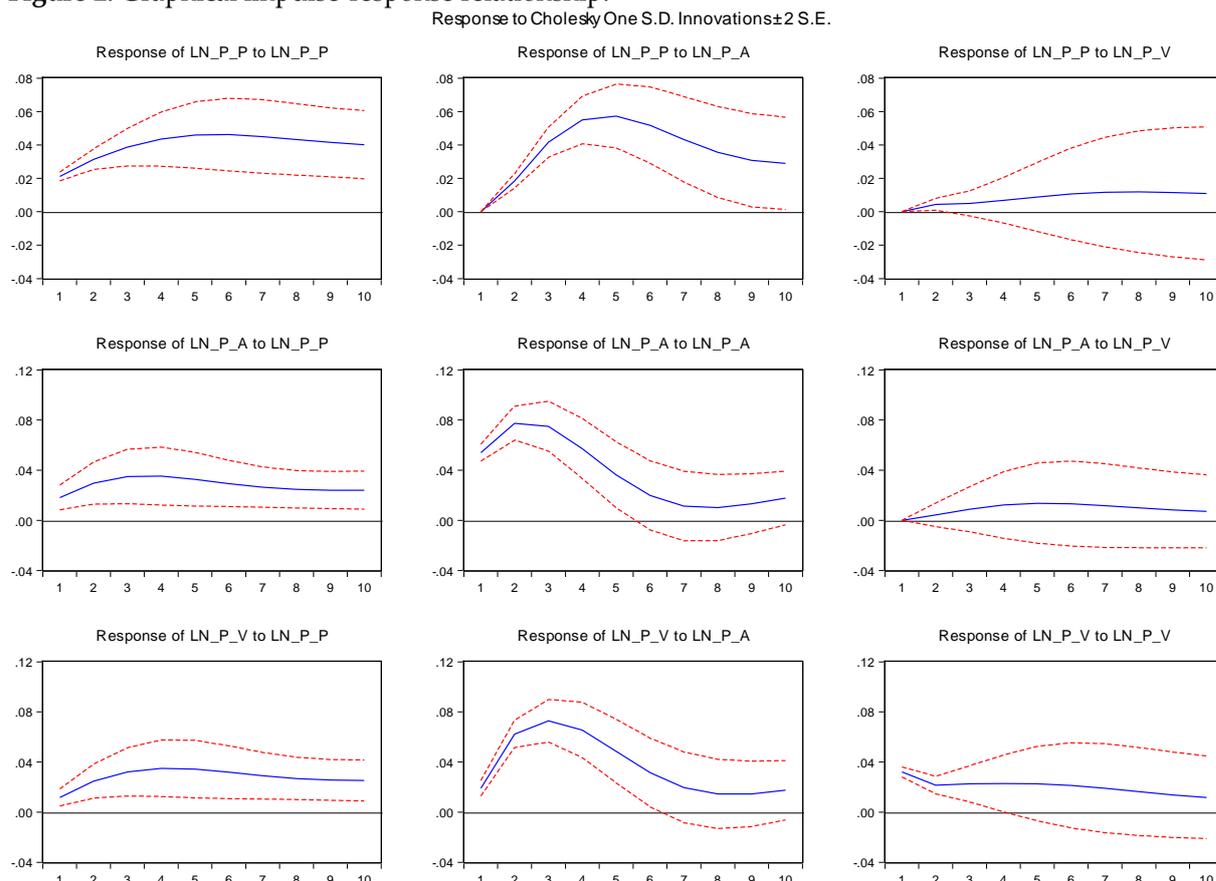
Table 7. Granger's causality Test.

Hipótese nula:	Obs.	F- Estatístico	Prob.
LN.PA não causa Granger em LN.PP	126	72.0610	2.E-21
LN. PP não causa Granger em LN.PA		8.30770	0.0004
LN. PV não causa Granger em LN. PP	126	39.2780	7.E-14
LN. PP não causa Granger em LN. PV		4.15528	0.0180
LN. PV não causa Granger em LN.PA	126	2.36471	0.0983
LN.PA não causa Granger em LN. PV		88.7319	2.E-24

Fonte: Resultado da pesquisa.

Figura 2. Relação gráfica de impulso-resposta.

Figure 2. Graphical impulse-response relationship.



Fonte: Resultado da pesquisa.

Tabela 8. Decomposição da Variância dos Erros de Previsão em Percentagem de (LN.PP) para as variáveis (LN.PP), (LN.PA) e (LN.PV).

Table 8. Decomposition of the Variance of Forecasting Errors in Percentage of (LN.PP) for the variables (LN.PP), (LN.PA) and (LN.PV).

Período	S.E.	LN.PP	LN.PA	LN.PV
1	0.021432	100.0000	0.000000	0.000000
5	0.122891	43.86247	55.34081	0.796716
10	0.169792	44.28095	54.27764	1.441414

Fonte: Resultado da pesquisa.

Tabela 9. Decomposição da Variância dos Erros de Previsão em Percentagem de (LN.PA) para as variáveis (LN.PP), (LN.PA) e (LN.PV).

Table 9. Decomposition of the Variance of Forecasting Errors in Percentage of (LN.PA) for the variables (LN.PP), (LN.PA) and (LN.PV).

Período	S.E.	LN.PP	LN.PA	LN.PV
1	0.021432	9.476459	90.52354	0.000000
5	0.122891	15.29889	83.07020	1.630917
10	0.169792	20.91069	76.68319	2.406117

Fonte: Resultado da pesquisa.

Tabela 10. Decomposição da Variância dos Erros de Previsão em Percentagem de (LN.PV) para as variáveis (LN.PP), (LN.PA) e (LN.PV).

Table 10. Decomposition of the Variance of Forecasting Errors in Percentage of (LN.PV) for the variables (LN.PP), (LN.PA) and (LN.PV).

Período	S.E.	LN.PP	LN.PA	LN.PV
1	0.021432	8.385869	24.36273	67.25140
5	0.122891	14.91761	69.92274	15.15966
10	0.169792	18.10840	60.92770	20.96390

Fonte: Resultado da pesquisa.