

PROGRAMA  
DE PÓS-GRADUAÇÃO  
EM ECONOMIA  
FE/UFJF



## Assimetria de preços na cadeia produtiva do leite UHT no Brasil

---

Vicente José Ferreira da Costa  
Rogério Silva de Mattos  
Glauco Rodrigues Carvalho

Faculdade de Economia

[TD.001/2018]  
Juiz de Fora  
[2018]

## **Resumo**

As políticas econômicas da década de 90 foram impactantes para o setor agrícola do Brasil. O setor produtor de leite também foi afetado e várias transformações ocorreram desde então. O elo produtor e o elo industrial possuem elevada fragmentação, o que dificulta o relacionamento e coordenação na cadeia produtiva. O preço é uma importante variável econômica e nele estão embutidas todas as percepções e expectativas dos agentes de um dado mercado. A partir de uma análise de assimetria na transmissão de preços (ATP), pôde-se identificar como atuam esses diferentes agentes do mercado de leite UHT. O teste de causalidade de Granger (1969) permitiu verificar como as séries de preços se relacionam entre elas. Utilizando dados mensais para preço ao produtor, atacado e varejo entre janeiro de 2005 e agosto de 2017 encontrou-se que o elo produtor não causa no sentido de Granger nenhum outro elo da cadeia produtiva. Já o atacado e o varejo, além de ambos causarem o produtor, apresentaram uma causalidade bidirecional entre eles. Para a ATP foi utilizado o modelo de Houck (1977). O produtor foi detectado como simétrico com relação aos outros dois elos da cadeia produtiva. No entanto, entre atacado e varejo, foi detectada assimetria, indicando que os repasses não são estatisticamente iguais. O elo que se beneficia desta assimetria é o varejo, que não transmite as variações positivas tanto quanto as negativas. Como diz Scalco (2011), a cadeia como um todo perde quando em algum de seus elos tem um agente exercendo poder de mercado. Essa situação é explicada pela forte concentração das redes varejistas e pela grande dispersão tanto da indústria quanto dos produtores.

**Palavras-chave:** Leite, Indústria, Varejo, Assimetria, Causalidade, Poder de mercado.

## **Abstract**

The Brazilian Agribusiness went through major transformations in the 1990s, including the the Brazilian dairy chain. Both dairy farms and industry feature a fragmented market structure, which makes the whole dairy chain to display low coordination among agents. The relationship with retailers is also difficult because of the market power of the latter. As price is an important variable signalling market expectations and relationships between economic agents, the purpose of this study was to analyse the asymmetric price transmission (ATP) within the dairy supply chain using monthly data at farm, wholesale, and retail levels from January 2005 to August 2017. The Granger test (1969) indicates that retail and wholesale prices are not Granger-caused by farm price, what runs against the conclusions of similar studies. However, the Granger-causality test indicates a two-sided relationship between wholesale and retail prices. The Houck model (1977) was used for the ATP analysis. According to the results, the price transmission between them and the farm price was considered as symmetric. However, an asymmetric price transmission was detected between wholesale and retail. It means that the increases of the retail price are not spread to the wholesale as the decreases are. As claimed by Scalco (2011), when one of the agents of a production chain practices market power the whole supply chain is damaged. It can be explained by the market power exerted by the retailers on both the dairy farms and dairy industry.

**Key-words:** Milk, Industry, Retail, Asymmetry, Causality, Market power.

## 1 Introdução

A produção agropecuária brasileira é bastante diversificada e o país se destaca na produção e exportação de vários produtos. No caso do leite, o Brasil é o quarto maior produtor mundial, com cerca de 35 bilhões de litros em 2016, segundo a Organização das Nações Unidas para a Alimentação e Agricultura (FAO, 2017).

A indústria brasileira de laticínios faturou em 2016 cerca de 67,5 bilhões de reais, representando 13,6% do faturamento total do setor de alimentos (ABIA, 2017). Com isso, os laticínios ocupam a terceira posição no setor de alimentos, atrás apenas da indústria de carnes e da indústria de café, chá e cereais.

No final dos anos 80 e início dos 90, houve uma grande transformação na economia brasileira e no setor de alimentos. A maior abertura comercial e a desregulamentação de alguns mercados levou vários setores a uma estrutura mais competitiva. Essas modificações foram responsáveis por importantes alterações no setor lácteo, exposto a uma maior competição internacional, inclusive com a entrada de empresas multinacionais nas fronteiras brasileiras (DELIBERAL; TOMIELO; MALAFAIA, 2013).

O fim do tabelamento dos preços em 1991, a granelização da coleta e regulamentação dos padrões mínimos de qualidade do leite, via Instrução Normativa 51 (IN-51), fez parte das transformações recentes da cadeia produtiva. Outra importante transformação foi a introdução do leite UHT (Ultra High Temperature), que segundo a Associação Brasileira de Leite Longa Vida (ABLV), representa 86% do consumo brasileiro de leite fluido (ABLV, 2017).

O leite UHT foi considerado por diversos autores uma das grandes inovações que geraram mudanças estruturais na cadeia produtiva do leite (JANK e GALAN (1998); NEVES e CONSOLI (2006); CARVALHO, 2010)). A gradativa substituição do leite pasteurizado pelo leite UHT possibilitou a atuação nacional de diversas empresas, já que o produto não necessita de refrigeração para sua distribuição. Além disso, a expansão do UHT mudou os canais de comercialização do leite, passando de padarias e pequenos varejistas para as grandes redes de supermercado. Dessa forma, o setor de laticínio perdeu poder de barganha na venda de produtos lácteos (JANK e GALAN (1998); FARINA (2002)).

Alguns autores argumentam que a concentração no setor industrial vem aumentando nos últimos 20 anos, devido a abertura e a maior estabilidade econômica do país. Muitas fusões foram realizadas, assim como empresas estrangeiras adquiriram ativos brasileiros. Farina et al (2005) alegam que realmente houve aumento da competição ao longo de todo o sistema agroindustrial brasileiro. Foi observado um forte crescimento do número de fusões e aquisições, tanto no segmento de processamento quanto no varejo. Este último foi muito beneficiado pelo explosivo aumento do consumo de alimentos decorrentes da maior estabilidade econômica.

Sbrissia (2005) ressalta que as alterações do mercado ocorridas na década de 90, contribuíram para colocar os pequenos produtores e as indústrias de pequeno porte em uma posição de fragilidade com relação ao poder de negociação. As grandes redes varejistas passaram a controlar a maioria das decisões que envolviam o mercado lácteo,

uma vez que tinham mais facilidade para estocar grande quantidade de leite, assim como podiam facilmente buscar leite em outras localidades.

Considerando que o mercado de leite UHT é bastante competitivo e com margens geralmente baixas, analisar a assimetria e transmissão de preços ao longo da cadeia produtiva pode gerar insights sobre a coordenação setorial, as falhas de mercado e o poder de barganha dos agentes da cadeia produtiva.

A falta de coordenação na cadeia produtiva do leite é observada em vários estudos. Castro (1998) resume dizendo que ela se encontra principalmente na relação entre produtores de matéria prima e a indústria processadora. Para Deliberal et al (2013), ela é consequência da fragmentação do setor produtivo.

De acordo com Tirole (2014), a concorrência é entendida como uma proteção aos consumidores dos diferentes lobbies ou influências políticas. No entanto, ele ressalta que ela é raramente perfeita e que as falhas e o poder de mercado precisam ser monitorados. Outro autor francês reforça a discussão sobre a assimetria. Laffont (1997) deixa claro que situações de informação assimétrica podem induzir fortemente à prática de conluio pelos indivíduos envolvidos. Além de ser um indicador de problemas, diversos autores ressaltam que o estudo da assimetria de preço serve também como um indicador de eficiência dos mercados (CAPPSS; SHERWELL, 2007).

Aguiar e Santana (2002) afirmam que é possível ter alguns insights sobre a eficiência do mercado, assim como sobre o bem estar tanto do consumidor quanto do produtor através da análise de transmissões de preços. Goodwin e Harper (2000) reforçam que a análise de transmissão de preços entre os agentes de uma cadeia produtiva fornece informações importantes sobre as operações e sobre o funcionamento do mercado. Isto porque o preço é um mecanismo que informa a união entre vários setores de uma economia ou de vários elos de uma cadeia. Sua dinâmica é de extrema importância e tem alto poder explicativo sobre como o mercado é organizado.

Capps e Sherwell (2007) analisaram a transmissão de preços de leite nos EUA em dois elos da cadeia produtiva: produtor e varejo. Eles concluíram que existe assimetria na transmissão de preços em várias cidades do país. O trabalho deles serviu de orientação inicial para essa pesquisa. No entanto, escolheu-se incluir uma variável a mais na análise: o elo do atacado. Os autores norte-americanos consideraram somente os preços pagos ao produtor e os preços do produto no varejo.

Portanto, acredita-se que as informações encontradas neste estudo podem melhorar o posicionamento das empresas que operam nesse mercado, além de auxiliar em potenciais políticas setoriais. Dessa forma, foi escolhido analisar três elos da cadeia produtiva: o produtor, a indústria de laticínios (atacado) e o mercado varejista. A variável de análise foi o preço praticado entre esses elos. O método utilizado foi de Análise de Transmissão de Preços (ATP) e permitiu verificar se existe algum problema de assimetria entre os elos ou se estão bem coordenados.

Os dados foram fornecidos pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) e pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Referem-se às séries mensais de preço do leite UHT para o período de janeiro de 2005 a agosto de 2017. Os preços são referentes aos três elos da cadeia produtiva, ou seja, produtor, atacado e varejo. Vale destacar que o leite UHT é o mais consumido no país (ABLV, 2017).

Este trabalho está organizado em três seções além desta introdução. A segunda seção refere-se à metodologia utilizada na pesquisa, com ênfase no modelo utilizado, na descrição dos dados e nas variáveis consideradas. A terceira seção refere-se aos resultados obtidos e, finalmente, na quarta seção estão as principais conclusões do estudo.

## 2 Revisão de Literatura

A assimetria de informação em cadeias produtivas abre espaços para falhas de mercado decorrentes de comportamentos oportunistas ocorrendo entre os elos da cadeia. A diferença no conhecimento das informações permite que certos agentes da cadeia priorizem em excesso seu próprio benefício, prejudicando o da cadeia como um todo (FIANNI, 2002).

Alguns autores propõem uma maior coordenação entre os agentes que permita reduzir as vantagens de um sobre outro. Uma das maneiras de evitar atitudes indesejáveis é orientar os agentes a se organizar para prevenir situações adversas de mercado, seja para fazer frente a comportamentos oportunistas ou à ocorrência de eventos inesperados (WILLIAMSON, 1975). Ward (1982) aponta que uma das hipóteses para explicar a existência de assimetria é a falta de união de um lado da cadeia. O caso brasileiro parece se enquadrar bem nessa situação. Segundo o *International Farm Comparison Network* (HEMME et al, 2014), o número médio de vacas por fazenda no país é de apenas 20 animais por propriedade. Sendo a maioria dos produtores de porte pequeno, isso torna difícil sua união para fazer frente aos outros elos da cadeia.

O sistema agroindustrial do leite apresenta alto risco e baixo nível de coordenação, o que afeta sua competitividade (SCRAMIM; BATALHA, 1999). Quando existe assimetria, significa que um dos elos não está repassando preço ou que não está recebendo ou captando as informações que a variação de preço embute.

Existem vários tipos de assimetria de transmissão de preços (ATPs). Por exemplo, von Cramon-Taubadel e Meyer (2004) dividem as ATPs em duas categorias: positiva e negativa. A positiva existe quando preços secundários reagem mais rapidamente e em maior magnitude aos aumentos do que às quedas dos preços primários de certo bem. Em oposição, a negativa ocorre quando os preços secundários reagem menos aos aumentos do que às quedas dos preços primários.

Peltzman (2000) afirma que geralmente os preços no fim da cadeia têm uma tendência a responder mais rápido aos acréscimos do que aos decréscimos dos preços do começo da cadeia. Na agricultura, em particular, o mais esperado é a transmissão assimétrica de preços positiva porque entre a fazenda e o consumidor normalmente existe um agente oportunista que abusa de poder de mercado (von CRAMON-TAUBADEL e MEYER, 2004).

A literatura evidencia com mais frequência a assimetria positiva. Aguiar e Santana (2002) analisaram diversos bens agrícolas no Brasil e encontraram para o leite em pó assimetria positiva na transmissão de preços entre o varejo e o produtor. Em um estudo sobre transmissão de preços para vários produtos lácteos, Kinnukan e Forker (1987) também encontraram assimetria positiva. Além desses, podem ser citados também os estudos de Bernard e Willet (1996) e de Aguiar e Connor (1997). O ponto comum desses

trabalhos é a verificação de que aumentos nos preços são transmitidos mais intensamente do que quedas.

Há também alguns trabalhos que encontraram assimetria negativa na transmissão de preços de bens agrícolas. Ward (1982) verifica que quedas de preços são transmitidas em maiores proporções do que aumentos nos preços e sugere que isso ocorre quando os oligopolistas são avessos ao risco de perder *market-share* aumentando os preços. Punyawadee, Boyd e Faminow (1991) chegam às mesmas conclusões.

Para Bailey e Brorsen (1989), a assimetria negativa ocorre porque certas firmas pensam que um aumento de preço não será acompanhado pelos concorrentes mas que uma queda sim. A assimetria negativa, por sua vez, ocorre no caso oposto, isto é, as firmas pensam que os concorrentes só acompanhariam aumentos dos preços. Segundo os mesmos autores, porém, não se pode dizer em que sentido o poder de mercado provoca uma assimetria de transmissão de preços.

Von Cramon-Taubadel e Meyer (2004) abordam ainda o tema das assimetrias verticais e horizontais. A transmissão de preços vertical se refere aos diferentes elos da cadeia de produção e comercialização de certo bem. Por sua vez, a transmissão de preços horizontal está relacionada a uma dimensão espacial e refere-se a respostas a choques entre firmas no mesmo nível da cadeia. Por exemplo, o trabalho de Silva *et al* (2011) estuda as transmissões espaciais de preços de gasolina no Brasil. É uma maneira de identificar integração regional dos mercados – o que foi de fato observado pelos autores – assim como a possível existência de arbitragem de preços entre as regiões. Esta aplicação de Silva et al (2011) é um exemplo de análise de assimetria horizontal.

Existem ainda muitos outros estudos sobre as diferentes possibilidades de assimetria de transmissão de preços no setor de combustíveis no Brasil. Um estudo que identificou assimetria positiva foi o de Borenstein *et al* (1997). Os autores relatam que as firmas de gasolina repassam rapidamente os aumentos de preço de petróleo cru, mas, quando ocorre queda do preço da matéria prima, elas seguram o preço enquanto o nível de venda se mantém acima de certo patamar.

### 3. Metodologia

A análise empírica da ATP normalmente é feita em duas etapas. Na primeira, dado que em geral as análises são feitas a partir de séries temporais de preços, métodos da moderna econometria de séries temporais são usados. Inicialmente, investiga-se se as séries são estacionárias ou não com testes de raiz unitária. Sendo não estacionárias, investiga-se também se existe co-integração e qual a estrutura de causalidade entre as séries. Após essa investigação é feita a análise de ATP propriamente dita, mediante a estimativa de modelos de séries temporais que incorporam a ATP e a correspondente aplicação de testes de assimetria. Neste trabalho, foram usadas duas abordagens para testar ATP: o modelo de Houck e o modelo vetorial de correção de erros com assimetria. Esta seção descreve sucintamente os procedimentos econôméticos usados no trabalho.

### 3.1 Teste de raízes unitárias

Para verificar inicialmente se as séries de preços são estacionárias ou não, bem como determinar a ordem de integração das mesmas no caso de não-estacionariedade, foi usado o teste de raiz unitária de Dicky–Fuller na sua versão aumentada (Dickey e Fuller, 1981). O teste confronta a hipótese nula de que a série é não estacionária no sentido de possuir uma raiz unitária (i.e., embute tendência estocástica) contra a alternativa de que a série não possui raiz unitária (i.e., sem tendência estocástica).

É importante salientar que este teste está disponível em três opções e que a escolha da opção apropriada é relevante para as conclusões obtidas. Nas três opções, estima–se sob certas restrições uma equação do tipo:

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

onde  $Y_t$  é a variável de interesse,  $t$  é a variável tempo e  $\varepsilon_t$  é um erro aleatório  $I(0)$ .  $\delta$ ,  $b$  e  $\lambda$  são parâmetros. Testa–se a hipótese nula de que  $\lambda = 0$ , o que equivale a assumir que a série possui raiz unitária (i.e., embute tendência estocástica). A primeira opção assume que a equação não possui constante nem interceto ( $\delta = b = 0$ ). A segunda opção assume que a série não possui intercepto ( $b = 0$ ). Nessas duas primeiras opções, a hipótese nula equivale a dizer que a série possui apenas tendência estocástica e a hipótese alternativa que a série é estacionária (sem qualquer tipo de tendência). Como o confronto entre hipóteses é o mesmo nessas duas opções, descrevemos apenas a segunda. Nesta, a equação é estimada apenas com intercepto, isto é:

$$\Delta Y_t = \delta + \lambda Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Por sua vez, a terceira opção assume na hipótese nula que a série possui uma tendência determinística junto com uma raiz unitária e que na alternativa possui apenas uma tendência determinística. Na terceira opção do teste, a equação (2) é estimada por completo, ou seja, com intercepto e termo de tendência:  $\delta \neq 0$  e  $b \neq 0$ .

Caso a hipótese nula não seja rejeitada, isto é, se for concluído que a série possui raiz unitária, então é importante repetir o teste para a série diferenciada para determinar a ordem de integração da mesma. Por exemplo, caso a série diferenciada não apresente raiz unitária, então conclui–se que ela é integrada de ordem um, ou  $I(1)$ .

### 3.2 Causalidade de Granger

Uma parte importante da investigação sobre existência ou não de ATP envolve determinar a relação de causalidade entre as séries de preços de diferentes elos da cadeia produtiva. Por exemplo, presume–se normalmente que a causalidade usual é do primeiro elo, geralmente o produtor, para os demais elos, normalmente atacado e varejo. Porém,

nem sempre é assim e os estudos empíricos sobre ATP normalmente realizam uma verificação, antes de testar para a presença de ATP, de qual a sequência de causalidade efetiva que acontece numa cadeia. Um aspecto importante é que o elo que detém maior poder de mercado pode ser aquele que comanda a dinâmica de reajustes de preços dentro da cadeia e nem sempre esse elo é o primeiro. Neste sentido, um procedimento adequado é realizar um teste de causalidade e neste trabalho foi usado o conhecido teste de Granger.

O teste de causalidade de Granger parte do princípio que uma série temporal, digamos  $X_t$ , causa outra, digamos  $Y_t$ , quando o comportamento passado de  $X_t$  ajuda a prever o de  $Y_t$ . Em caso positivo, diz-se que  $X_t$  causa  $Y_t$  no sentido de Granger ou, como é muito usado atualmente, que  $X_t$  Granger-causa  $Y_t$ . Formalmente, essa causalidade é capturada por um modelo como:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \cdots + \alpha_m Y_{t-m} + \beta_1 X_{t-n} + \cdots + \beta_n X_{t-n} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Para verificar se  $X_t$  Granger-causa  $Y_t$ , testa-se  $H_0: \beta_1 = \cdots = \beta_n = 0$ . Se ela for rejeitada, conclui-se que sim; do contrário, conclui-se que não (GRANGER, 1969).

Os modelos aplicados na área de agricultura normalmente consideram que as variações nos preços para o produtor na fazenda são os causadores de variações de preço no varejo. Por exemplo, Lamm e Wescott (1981) apontaram que a causalidade de variações de preço no setor de produção de leite se dá no sentido produtor-varejo. Kinnucan e Forker (1987) recomendam explicitamente assumir que existe uma causalidade de Granger no sentido produtor-varejo e não varejo-produtor. Mais recentemente, Capps e Sherwell (2007) estudaram assimetria de preços seguindo essa mesma hipótese de causalidade.

### 3.3 Modelo de Houck

O modelo mais usado atualmente para análise de ATP foi proposto por Houck(1977). O modelo é baseado nos trabalhos de Tweeten e Quance (1971) e de Wolffram (1971), notadamente o último. O modelo de Wolffram foi o primeiro a representar assimetria no comportamento de uma série de preços em resposta a variações positivas ou negativas em outra série de preços. Formalmente, seu modelo é descrito como:

$$\Delta p_t^j = \alpha_0 + {}^+ \beta_1 {}^+ \Delta p_t^i + {}^- \beta_1 {}^- \Delta p_t^i + \varepsilon_t \quad (4)$$

Onde o  $p^j$  e  $p^i$  são os preços de um bem em dois pontos distintos  $i$  e  $j$  da cadeia. O coeficiente  ${}^+ \beta_1$  representa o impacto decorrente de uma variação unitária positiva e  ${}^- \beta_1$  o impacto de uma variação unitária negativa, ambos de  $p^i$  em  $p^j$ . A ATP é detectada quando há uma diferença significativa entre os betas.

Hansen (1993) e Hamilton (1994) observaram que, caso as séries sejam não estacionárias, a estimação do modelo de Wolffram é ineficiente. No intuito de remediar este problema, Houck (1977) formula um novo modelo como alternativa ao de Wolffram que pode ser representado de uma maneira estática e de uma maneira dinâmica. O modelo estático corresponde à seguinte equação:

$$\Delta P_{vt} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta P_{pt}^+ + \alpha_2 \Delta P_{pt}^- + \varepsilon_t \quad (5)$$

onde  $P_{vt}$  é o preço do varejo,  $P_{pt}$  é o preço do produtor,  $\Delta P_{pt}^+ = \Delta P_{pt}$  se  $P_{pt} > P_{pt-1}$  ou 0 caso contrário,  $\Delta P_{pt}^- = \Delta P_{pt}$  se  $P_{pt} < P_{pt-1}$  ou 0 caso contrário, e  $\varepsilon_t$  é um termo de erro aleatório ruído branco.  $\alpha_0$ ,  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  são parâmetros, sendo que os dois últimos representam o coeficiente de sensibilidade das variações no preço do varejo  $\Delta P_{vt}$  em relação à variações positivas  $\Delta P_{pt}^+$  e negativas  $\Delta P_{pt}^-$ , respectivamente, do preço ao produtor. O teste de assimetria neste modelo estático envolve testar a hipótese nula  $H_0: \alpha_1 = \alpha_2$ , que significa assimetria, contra a hipótese alternativa  $H_1: \alpha_1 \neq \alpha_2$ , que significa assimetria (HOUCK, 1977).

O modelo dinâmico de Houck para ATP leva em conta a distribuição dos efeitos no tempo e é representado como:

$$\Delta P_{vt} = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{M1} \alpha_{1i} \Delta P_{p,t-i}^+ + \sum_{i=0}^{M2} \alpha_{2i} \Delta P_{p,t-i}^- + \varepsilon_t \quad (6)$$

Onde as variáveis e a constante  $\alpha_0$  são definidas como no modelo estático. Os parâmetros  $\alpha_{1i}$  e  $\alpha_{2i}$  ( $i = 0, 1, \dots$ ) são coeficientes de sensibilidade das variações de preço do varejo  $\Delta P_{vt}$  às variações positivas  $\Delta P_{p,t-i}^+$  e negativas  $\Delta P_{p,t-i}^-$ .  $M1$  é o lag máximo relevante das variações positivas e  $M2$  o lag máximo correspondente das variações negativas. No âmbito deste modelo dinâmico, a hipótese de assimetria é representada como:

$$H_0: \sum_{i=0}^{M1} \alpha_{1i} = \sum_{i=0}^{M2} \alpha_{2i} \quad (7)$$

ou seja, quando o impacto acumulado sobre a variação de preço do varejo decorrente das variações positivas do preço ao produtor é igual ao impacto acumulado das variações negativas. A hipótese alternativa  $H_1$ , que representa assimetria, corresponde situação em que esses impactos acumulados são diferentes. Para realizar o teste de simetria, i.e., da hipótese nula descrita em (7), foi usado o teste de Wald (1943).

### 3.4 Modelo VCE

Von Cramon-Taubadel e Loy (1999) apontaram que o modelo de Houck não é apropriado quando as séries de preços são co-integradas. Para corrigir esta problema, eles

propõem um modelo de correção de erros com assimetria baseado no trabalho de Granger e Lee (1989). Essa proposta é testada em um estudo sobre preços de trigo no mercado internacional onde eles compararam seus resultados com estudos realizados com outros modelos. Os resultados são distintos e eles concluem que ambos os modelos de Wolffram e de Houck não servem para analisar séries que apresentam cointegração.

O modelo proposto por von Cramon-Taubadel e Loy (1999) para o caso de dois preços, varejo e produtor, é representado como abaixo:

$$\Delta P_{vt} = \beta_0 + \sum_{i=1}^{P_1} \beta_{3i} \Delta P_{vt-1} + \sum_{i=0}^{P_2} \beta_{4i}^+ \Delta P_{pt-i}^+ + \sum_{i=0}^{P_3} \beta_{4i}^- \Delta P_{pt-i}^- + \beta_2^+ MCE_{t-1}^+ + \beta_2^- MCE_{t-1}^- + \nu_t \quad (8)$$

onde as variações de preços são definidas como antes e as variáveis  $MCE_{t-1}^+$  e  $MCE_{t-1}^-$  são derivadas do erro de desequilíbrio  $MCE_t$  da relação de co-integração entre  $P_{vt}$  e  $P_{pt}$ .  $MCE_t^+ = MCE_t$  quando  $MCE_t > 0$  e 0 do contrário, e  $MCE_t^- = MCE_t$  quando  $MCE_t < 0$  e 0 do contrário.  $\beta_0$ ,  $\beta_2^+$ ,  $\beta_2^-$ ,  $\beta_{3i}$ ,  $\beta_{4i}^+$  e  $\beta_{4i}^-$  ( $i=0,1,\dots$ ) são parâmetros. Este modelo caracteriza a simetria ou assimetria de um modo mais sofisticado, envolvendo o curto e o longo prazo. A hipótese nula de simetria global do modelo é formulada como:

$$H_0: \sum_{i=0}^{P_2} \beta_{4i}^+ = \sum_{i=0}^{P_3} \beta_{4i}^- \quad \text{e} \quad \beta_2^+ = \beta_2^- \quad (9)$$

Na estimativa dos modelos de assimetria, para comparar este modelo com o de Houck, Capps e Sherwell (2007) sugerem usar o critério de Akaike (1974) ou o critério de Schwarz (1978).

O modelo de correção de erros apresentado por von Cramon-Taubadel e Loy (1999) parece ser mais eficiente por envolver a possibilidade de assimetria de curto e de longo-prazo. No entanto, o trabalho de Capps e Sherwell (2007) conclui que a abordagem de Houck (1977) em certos casos é mais eficiente que o modelo VCE. Os autores não chegam a dizer qual das duas metodologias é a mais eficiente, pois não foi observada qualquer superioridade entre elas. Este trabalho utilizou as duas metodologias, de Houck e von Cramon-Taubadel & Loy, para analisar as transmissões de preços no setor de leite UHT<sup>1</sup>.

### 3.5 Base de dados

Os dados para confecção do estudo foram obtidos em duas fontes diferentes. As séries de preços ao produtor e preços ao atacado do leite UHT foram obtidas junto ao Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA). Os dados de preço ao consumidor para a mesma variável foram obtidos a partir de aberturas do Índice de Preços

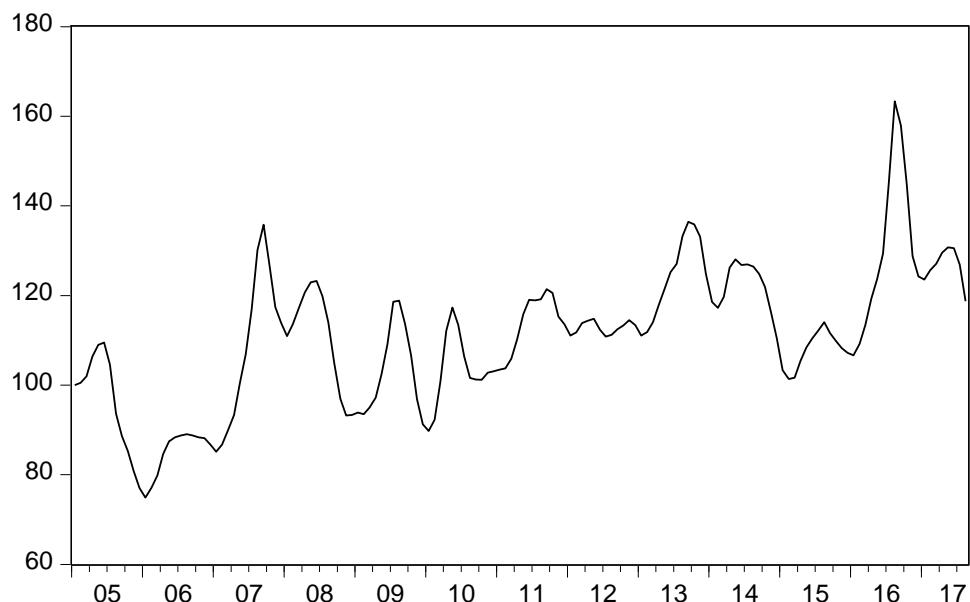
---

<sup>1</sup> O trabalho de Carvalhães (2014) é um exemplo de uma análise de transmissão de preços de leite UHT onde também se encontram as duas metodologias, acima apresentadas.

ao Consumidor Amplo (IPCA) disponibilizadas na plataforma on-line do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

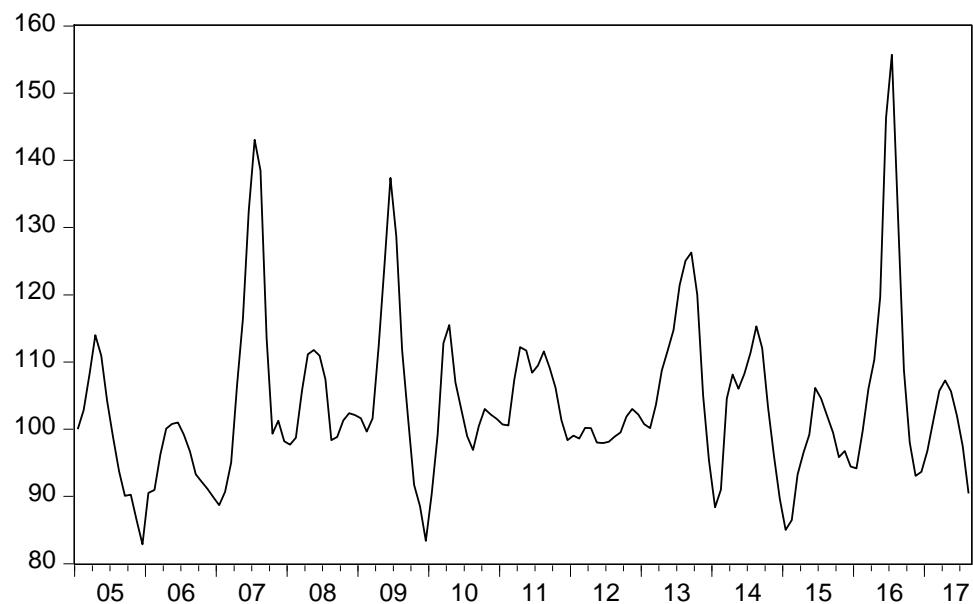
As três séries consistem de preços mensais de janeiro de 2005 a agosto de 2017 e estão deflacionadas. Assim, os preços do leite ao produtor são preços reais deflacionados pelo IPCA. O preço do leite no varejo é representado pela abertura do IPCA correspondente ao leite longa vida e foi deflacionado também pelo índice geral do IPCA. As três séries de preços estão em forma de índices de base fixa, com período base em jan/2005 (índice = 100). Os gráficos 1–4 apresentam visualmente o comportamento dessas séries de preços.

Gráfico 1: Índice do preço real do leite pago ao produtor, (jan/2005 = 100).



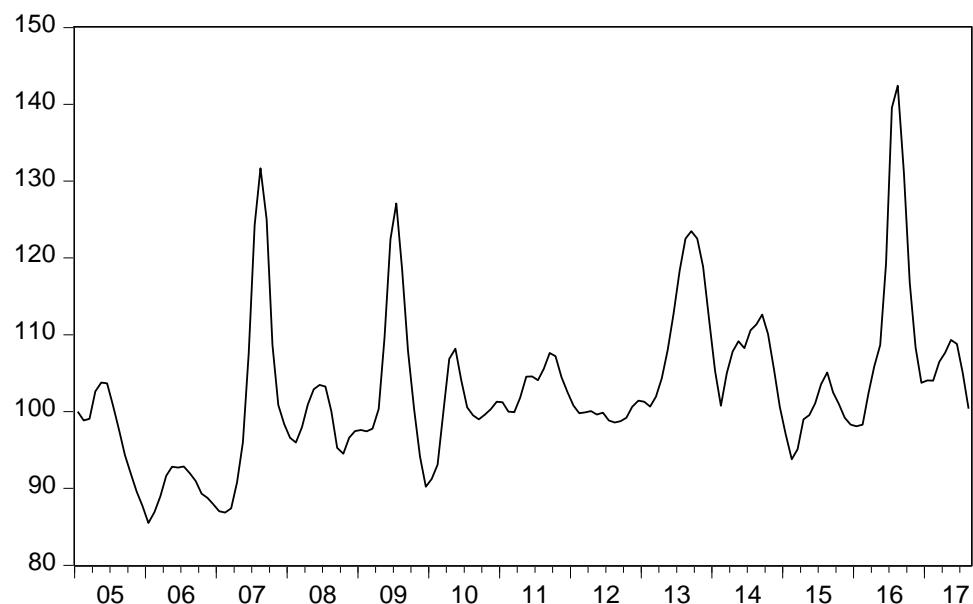
Fonte: CEPEA. Dados deflacionados pelo IPCA- IBGE

Gráfico 2: Índice do preço real do leite UHT no atacado, (jan/2005 = 100).



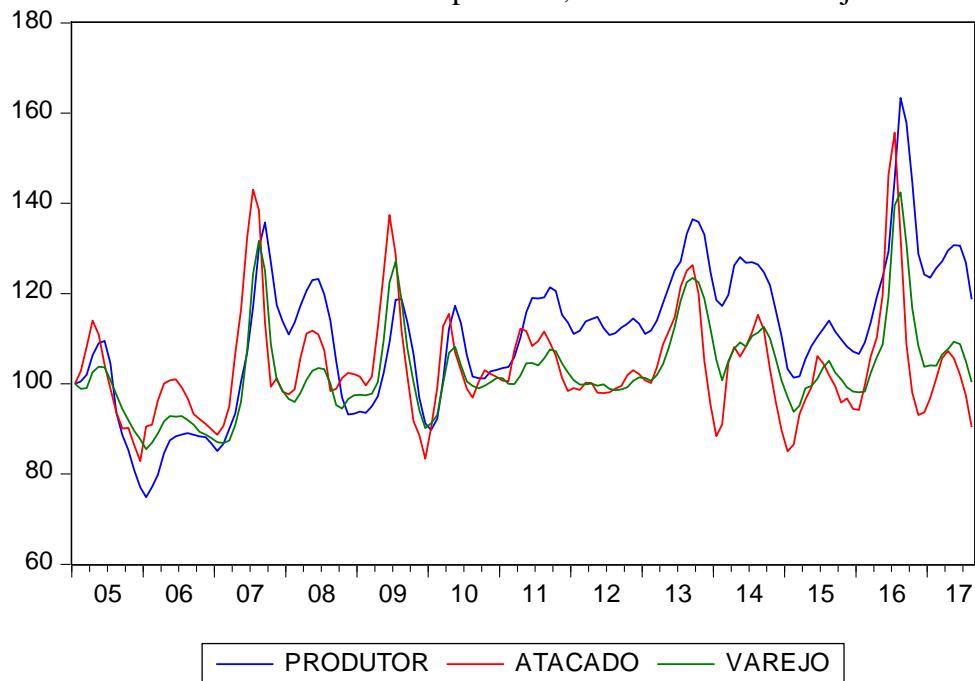
Fonte: CEPEA. Dados deflacionados pelo IPCA- IBGE

Gráfico 3: Índice do preço real do leite UHT no varejo, (jan/2005 = 100).



Fonte: CEPEA. Dados deflacionados pelo IPCA- IBGE

Gráfico 4: Evolução dos índices de preços reais do leite fluido pago em três níveis da cadeia: ao produtor, no atacado e no varejo.



Fonte: CEPEA. Dados deflacionados pelo IPCA- IBGE

A Tabela 1 apresenta algumas estatísticas descritivas extraídas do comportamento das séries de preço do leite, aos níveis do produtor, do atacado e do varejo, apresentados nos gráficos 1–4.

Tabela 1: Estatísticas descritivas das séries de preço do leite UHT.

	Produtor	Atacado	Varejo
<b>Máximo</b>	163,34	155,69	142,42
<b>Mediana</b>	111,97	101,32	100,84
<b>Média</b>	110,79	103,78	102,88
<b>Mínimo</b>	74,89	82,86	85,51
<b>Desvio padrão</b>	15,54	11,96	9,95

## 5 Resultados

### 5.1 Testes de Raiz Unitária

A Tabela 2 mostra os resultados do teste ADF para as três séries de preços do leite UHT aqui analisadas. A 5% de significância, o teste indica que a série de preço do produtor possui uma raiz unitária mais um termo de tendência determinística linear e, conforme a última coluna, segue um processo I(1). Ao mesmo nível de significância, o teste indica que as séries de preços do atacado e do varejo são estacionárias ou I(0).

Uma vez que foi detectada só uma série I(1), foi necessário descartar uma análise de cointegração. Logo, o modelo de von Cramon-Taubadel não pode ser aplicado porque não permite estimar o mecanismo de correção de erros, através da estimação de um modelo VCE, que seria utilizado para testar a simetria na transmissão de preços. Assim, o estudo feito aqui usou apenas o modelo de Houck (1977).

Tabela 2: Teste de raiz unitária das séries de preços do leite em nível e primeira diferença

Série	Opção do teste	Número de lags	Estatística de teste	Valor crítico		Ordem de integração
				5%	1%	
$P_p$	Constante e tendência	2	-2,9060	-3,4402	-4,0208	I(1)
$\Delta P_p$	Constante	1	-8,3908	-2,8808	-3,4745	
$P_a$	Constante	2	-4,2032	-2,8809	-3,4748	I(0)
$\Delta P_a$	-	-	-	-	-	
$P_v$	Constante	3	-3,2939	-2,8809	-3,4748	I(0)
$\Delta P_v$	-	-	-	-	-	

Fonte: Elaboração dos autores.

### 5.2 Teste de Granger

O teste de causalidade de Granger foi aplicado para identificar o sentido da transmissão de preços dentro da cadeia produtiva do leite. Foram adotados basicamente dois procedimentos. Primeiro, o teste de Granger foi aplicado considerando somente as séries de preços do produtor e do varejo. O objetivo foi comparar os resultados com outros estudos, como Capps e Sherwell (2007) que consideraram somente esses dois elos da cadeia produtiva. Segundo, o teste de Granger foi aplicado considerando as três séries de preços: produtor, atacado e varejo.

### 5.2.1 Teste de Granger produtor e varejo

Antes de aplicar o teste de Granger, é preciso definir o lag máximo a ser incluído na especificação do modelo. Isso foi feito a partir da estimação de um VAR irrestrito e a escolha do lag máximo igual a 3 pelo critério de Schwarz. O modelo foi estimado com as duas séries de preço diferenciadas, porque, conforme literatura sobre ATP, o que se quer identificar são relações de causalidade entre variações e não entre níveis dos preços. A Tabela 3 mostra os resultados.

Tabela 3: Teste de Granger para  $\Delta P_p$  e  $\Delta P_v$ .

Hipótese nula	Estatística F	Prob.	Conclusão
$\Delta P_v$ não Granger-causa $\Delta P_p$	49,1106	0,0000*	Rejeita $H_0$
$\Delta P_p$ não Granger-causa $\Delta P_v$	1,27352	0,2859	Não Rejeita $H_0$

Teste de Granger com lag de 3 meses.

\*Nível de significância de 95%

O teste de Granger rejeita a hipótese nula a 5% de significância de que variações do preço do varejo não causam variações do preço do produtor. Porém, não rejeita quando a hipótese nula representa causalidade no sentido oposto. Conclui-se, portanto, que existe uma causalidade no sentido de Granger apenas do varejo para o produtor, como ilustra a Figura 5:

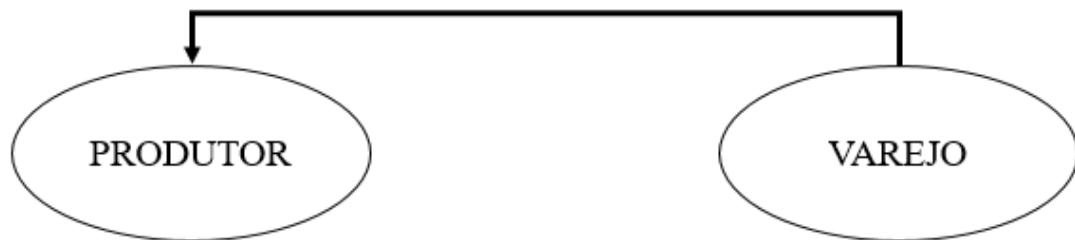


Figura 5: Fluxograma da causalidade de Granger entre produtor e varejo.

Fonte: Elaboração dos autores

Essa relação de causalidade orientou a especificação do modelo usado para teste de ATP mais adiante, ou seja, o preço do leite ao produtor seria a variável dependente da equação e o preço do leite no varejo a variável explicativa.

### 5.2.2 Teste de Granger produtor, atacado e varejo

Esta seção inclui na análise de causalidade o preço no atacado. Isso envolve aplicar o teste de causalidade de Granger para cada par de variáveis e nos dois sentidos, perfazendo um total de 6 permutações. A Tabela 4 mostra o resultado dessas aplicações do teste de Granger, isto é, considerando agora as três variáveis  $\Delta P_p$ ,  $\Delta P_a$  e  $\Delta P_v$ .

Tabela 4: Teste de Granger para as variáveis  $\Delta P_p$ ,  $\Delta P_a$  e  $\Delta P_v$ .

Hipótese nula	Estatística F	Prob.	Conclusão
$\Delta P_a$ não Granger-causa $\Delta P_p$	126,700	0,0000*	Rejeita $H_0$
$\Delta P_p$ não Granger-causa $\Delta P_a$	1,162	0,3155	Não Rejeita $H_0$
$\Delta P_v$ não Granger-causa $\Delta P_p$	69,224	0,0000*	Rejeita $H_0$
$\Delta P_p$ não Granger-causa $\Delta P_v$	2,382	0,0959	Não Rejeita $H_0$
$\Delta P_v$ não Granger-causa $\Delta P_a$	8,406	0,0004*	Rejeita $H_0$
$\Delta P_a$ não Granger-causa $\Delta P_v$	111,641	0,0000*	Rejeita $H_0$

Teste de Granger com lag de 2 meses.

\* indica significância a 5%.

Os resultados na Tabela 8 permitem extrair quatro conclusões relevantes sobre a estrutura de causalidade no sentido de Granger:

- preço do atacado causa preço do produtor, mas não acontece o contrário;
- preço do varejo causa preço do produtor, mas não acontece o contrário; e
- preço do atacado e preço do varejo se causam mutuamente.

Essas relações de causalidade ficam claras no diagrama visual da Figura 6.

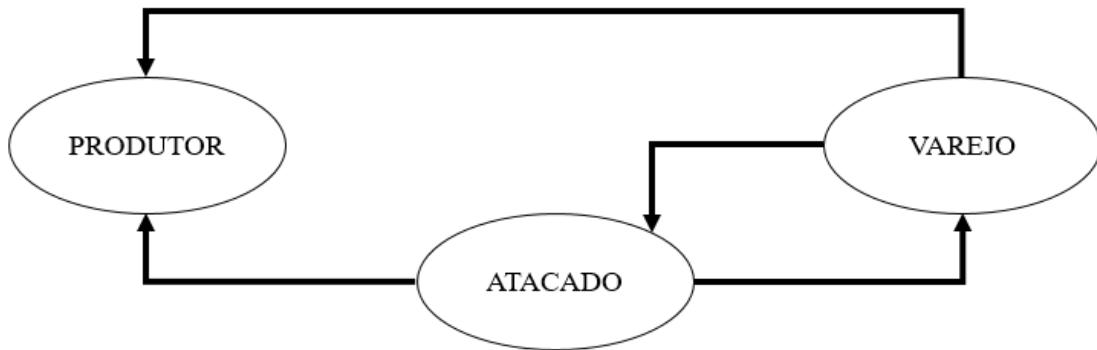


Figura 6: Causalidades segundo teste de Granger para as variáveis  $\Delta P_p$ ,  $\Delta P_a$  e  $\Delta P_v$ .

Fonte: Elaboração dos autores.

Em um mercado eficiente, seria esperada a causalidade bidirecional entre os três pares de preços. No entanto, detectou-se causalidade bidirecional apenas entre preço do atacado e preço do varejo. Isso indica que pelo menos um dos elos está com poder de mercado excessivo dentro da cadeia. Mas, outro aspecto importante é que o produtor, que

é o primeiro elo da cadeia produtiva do leite UHT, não transmite variações de preço aos outros dois elos posteriores. Ao contrário, os dízimos últimos é que transmitem para o produtor. Este fato é diferente do encontrado em outros estudos presentes na literatura, que normalmente identificam causalidade unidirecional no sentido produtor-varejo, portanto do primeiro para o último elo (lembre que a maioria dos estudos não inclui o elo do atacado). Diante desse resultado, o preço ao produtor (primeiro elo) passou a ser considerado variável dependente na estimativa do modelo de Houck para fins de se realizar o teste de simetria.

### 5.3 Modelo de Houck

As relações de causalidade entre os elos da cadeia do leite determinadas na última subseção orientaram a especificação dos modelos usados para testar a simetria na transmissão dos preços. No intuito de poder usar o modelo dinâmico de Houck (1977) conforme equação (6), as séries de variações dos preços do atacado e do varejo foram divididas em duas: uma contendo as variações positivas e outra as variações negativas. Ou seja, a série  $\Delta P_a$  foi dividida em  $\Delta P_a^+$  e  $\Delta P_a^-$  e a série  $\Delta P_v$  foi dividida em  $\Delta P_v^+$  e  $\Delta P_v^-$ . Não foi necessário fazer o mesmo com a série de variações de preços do produtor porque ela não foi considerada variável explicativa em nenhum dos modelos. A quantidade de *lags* em cada modelo foi determinada minimizando-se o critério de informação SIC (de Schwarz (1978)). As equações foram estimadas por MQO, como feito usualmente na literatura.

Foram estimados quatro modelos, de acordo com as relações de causalidade obtidas no teste de Granger. O primeiro modelo é o preço do produtor em função do preço do varejo. Pode-se assim analisar a cadeia sem o preço do atacado. O preço do produtor precisou de um *lag* somente do varejo. O segundo modelo tem como dependente o produtor e como explicativa o atacado. Neste caso, foram necessários dois *lags* para as variações positivas e três *lags* para as variações negativas da série do atacado. O terceiro modelo tem como independente o varejo e como dependente o atacado. O último modelo é o inverso da relação do terceiro modelo, ou seja, varejo em função do atacado. No terceiro modelo, foi incluído somente um *lag* das variações passadas do varejo para explicar o atacado. Em todos os modelos, foi testada a presença de autocorrelação dos erros em primeira ordem usando-se a estatística de Durbin-Watson (DW). Nos casos em que foi detectada a autocorrelação, foram adicionados termos auto-regressivos. A tabela 5 apresenta os resultados da estimativa dos quatro modelos, incluindo as usuais estatísticas R<sup>2</sup>, critério de Akaike (AIC), critério de Schwarz (SIC) e o critério de Hannan-Quinn (HQC).

Tabela 5: Resultados do modelo de Houck.

	<b>Produtor -Varejo</b>	<b>Produtor -Atacado</b>	<b>Atacado -Varejo</b>	<b>Varejo -Atacado</b>
Intercepto	0,046917 (0,8955)	-0,153546 (0,7333)	0,763756 (0,0519)	-0,322995 (0,0825)
$\Delta P_{vt}^+$	0,310095 (0,0000)	-	1,733870 (0,0000)	-
$\Delta P_{vt-1}^+$	0,724296 (0,0000)	-	-1,341240 (0,0000)	-
$\Delta P_{vt}^-$	0,608320 (0,0000)	-	1,577865 (0,0000)	-
$\Delta P_{vt-1}^-$	0,429957 (0,0000)	-	-0,626895 (0,0000)	-
$\Delta P_{at}^+$	-	0,064782 (0,1967)	-	0,255674 (0,0000)
$\Delta P_{at-1}^+$	-	0,432902 (0,0000)	-	0,459829 (0,0000)
$\Delta P_{at-2}^+$	-	0,337424 (0,0000)	-	0,148416 (0,0003)
$\Delta P_{at-3}^+$	-	-	-	-
$\Delta P_{at}^-$	-	0,001504 (0,9776)	-	0,209193 (0,0000)
$\Delta P_{at-1}^-$	-	0,391319 (0,0000)	-	0,354928 (0,0000)
$\Delta P_{at-2}^-$	-	0,224879 (0,0000)	-	0,139213 (0,0000)
$\Delta P_{at-3}^-$	-	0,109107 (0,0173)	-	-
AR (1)	0,622515 (0,0000)	0,469092 (0,0000)	-	0,269079 (0,0023)
AR (2)	-0,193733 (0,0231)	-	-	-0,213503 (0,0169)
R <sup>2</sup>	0,8621	0,8627	0,7571	0,9261
DW	2,0065	1,8681	2,0543	2,0213
AIC	4,1633	4,1919	5,3473	3,4273
SIC	4,3051	4,3750	5,4476	3,6104
HQC	4,2209	4,2663	5,3881	3,5017

Fonte: Elaboração dos autores. Valores de prova entre parênteses.

Após a estimação dos quatro modelos dinâmicos da tabela 5, foi possível realizar o teste de simetria na transmissão de preços segundo a hipótese nula de simetria definida na expressão (7). Os resultados do teste de Wald para cada modelo estão listados na tabela 6.

Tabela 6: Resultado do teste de Wald.

	<b>Produtor – Varejo</b>	<b>Produtor - Atacado</b>	<b>Atacado - Varejo</b>	<b>Varejo - Atacado</b>
<b>Estatística de Wald</b>	0,000650	0,584081	9,606859	6,978268
<b>Valor de Prova</b>	0,9797	0,4460	0,0023	0,0092
<b>Decisão</b>	Não rejeita $H_0$ a 5%	Não rejeita $H_0$ a 5%	Rejeita $H_0$ a 5%	Rejeita $H_0$ a 5%
<b>Tipo de Transmissão</b>	Simétrica	Simétrica	Assimétrica	Assimétrica

Fonte: Elaboração dos autores.

As estatísticas da tabela 6 indicam que as relações entre produtor-varejo e entre produtor-atacado são simétricas porque nesses dois casos a hipótese nula não é rejeitada a 5% de significância. Por sua vez, as estatísticas da tabela 6 indicam que as relações entre atacado-varejo e varejo-atacado apresentam ATP porque a hipótese nula foi rejeitada ao mesmo nível de significância. É interessante notar que o teste de simetria indica que a ATP ocorre nas duas direções dentro do elo varejo e atacado.

No que concerne à relação entre produtor e atacado, a existência de simetria sugere que um diferencial de poder de mercado inexiste entre esses dois elos. Apesar do atacado apresentar maior grau de concentração, isso talvez não seja suficiente para que ele exerça poder de mercado sobre o produtor no que concerne à preço. Uma possível explicação refere-se ao fato da indústria de laticínios ser ainda fragmentada em estrutura e tem operado com elevada capacidade ociosa. Neste sentido, em período de entressafra (baixa oferta de leite) há uma forte competição entre elas com repasses de preços ao produtor. O mesmo resultado foi obtido por Scalco (2011), em um estudo sobre poder de mercado na cadeia do leite UHT. O autor também argumenta que isso não caracteriza uma situação ideal para o produtor, uma vez que ele pode sofrer a influência do poder de mercado do elo final, o varejo.

Por sua vez, a relação assimétrica bidirecional verificada entre o varejo e o atacado merece ser examinada mais de perto. Com base nas estimativas da equação referente a atacado-varejo apresentadas na tabela 5, a soma das variações positivas ficou em 0,392 e a soma das variações negativas ficou em 0,950 (Tabela 5). Isso indica que na ATP do varejo para o produtor os efeitos das variações negativas são mais intensos que os das variações positivas. Ou seja, o varejo transmite mais as quedas do que as altas de preço para o atacado. Por exemplo, uma queda do preço no varejo impacta mais no atacado do que um aumento do preço. Essa característica se altera quando examinamos as estimativas da equação referente a varejo-atacado da tabela 5. Nessa equação, a soma dos coeficientes das variações positivas é 0,864 contra 0,703 para a soma dos coeficientes das variações negativas. Logo, o atacado transmite mais as variações positivas do que as negativas.

A conclusão a que isso nos leva é que o varejo é o maior beneficiado na relação com o atacado. O varejo repassa para o produtor de modo mais intenso as quedas do que os aumentos nos preços. Por outro lado, o varejo aceita (repassando para o consumidor ou os laticínios) de modo mais intenso os aumentos do que as quedas de preço. Isso sugere que o varejo exerce poder de mercado e tira maior proveito, mantendo suas margens de

comercialização. Scalco (2011) aponta que basta existir poder de mercado entre alguns elos da cadeia para que ela seja prejudicada. Ou seja, o produtor, apesar de não sofrer poder de mercado diretamente, sofre por intermédio do atacado.

Embora a relação entre produtor e varejo apresente simetria, esse resultado é um tanto inesperado. Ele pode ser explicado, talvez, pelo existência de alguma variável omitida que, caso fosse considerada explicitamente no modelo estimado, permitiria capturar alguma ATP com o varejo.

Um fato que gera surpresa é o elo atacadista não repassar os preços da mesma maneira para o resto da cadeia. Uma explicação plausível é que as redes varejistas têm acesso a todo o leite do Brasil e a indústria de laticínios depende dos varejistas para a comercialização de seus produtos. Assim, o varejo pode receber leite UHT de várias origens, estimulando uma competição via preço entre os laticínios.

Em resumo, o varejo possui alto poder de negociação frente a indústria de laticínios. No entanto, esta última é menos concentrada e processa menores quantidades quando comparado à quantidade que a rede do varejo vende do produto. Além do custo de transporte, a indústria também perde em qualidade ao captar leite a distâncias maiores. Ou seja, o leite cru é sujeito a contaminação e perda de qualidade em função do tempo gasto no transporte até o laticínio. Desta forma, os laticínios priorizam comprar de produtores mais próximos e procuram adotar políticas de fomento a produção em suas bacias leiteiras. Dessa forma, existe uma certa interdependência indústria e produtor.

O resultado contraria Castro (1998), que disse que o maior problema de coordenação da cadeia está entre a indústria processadora e o produtor. Tem de ser levado em conta que o período analisado no presente trabalho é posterior às conclusões do autor. No caso atual, o problema de coordenação tem origem no varejo, e chega no produtor somente por intermédio do atacado.

Contraria também a configuração observada por Carvalhães (2014) em Goiás, onde o atacado surgiu como responsável pela falta de coordenação. Considerando o Brasil todo, o foco caiu sobre o varejo. Já entre o atacado e o varejo, o resultado foi no mesmo sentido que a conclusão de Scalco (2011) que detectou um exercício de poder de oligopsonio do varejo sobre o atacado.

Encontrar assimetria de transmissão de preços no setor lácteo também foi um fato recorrente em diversos outros trabalhos. Capps e Sherwell (2007), Aguiar e Santana (2002), Carvalhães (2014) que concluem no mesmo sentido que esta pesquisa. Uma contribuição a este estudo seria uma análise de ATP nos principais estados brasileiros.

## 6 Conclusão

Apesar de ser um dos maiores produtores mundiais, o Brasil está abaixo do resto do mundo no quesito produtividade de leite. A configuração do sistema produtivo é muito aquém do que deveria ser, considerando o potencial natural propício para a agropecuária e o potencial de mercado interno que o país possui.

Quando se analisa o setor de leite no Brasil, pode-se notar uma conturbada relação entre os elos da cadeia. A fragmentação dos produtores, assim como a fragmentação das indústrias de laticínios cria dificuldades nas relações comerciais para compra de insumos

ou vendas de produtos, sobretudo diante de um segmento varejista mais concentrado. A expansão do leite UHT mudou os canais de comercialização de leite fluido e os laticínios passaram a depender mais dos grandes varejistas para a comercialização.

A análise econômica de ATP mostrou-se um instrumento importante para entender as relações entre os elos da cadeia produtiva do leite UHT no Brasil. Alguns *insights* sobre a configuração do mercado nessa estrutura de elos foram obtidos, como por exemplo os testes de simetria aqui realizados que permitiram identificar duas relações simétricas e duas assimétricas. Não houve assimetria na transmissão de preço entre o produtor e os elos do atacado e varejo. Os dois últimos, entretanto, apresentaram relações assimétricas.

O bom funcionamento da cadeia produtiva no processo de transmissão de preços é prejudicado pelo comportamento do varejo. Este parece se valer de seu poder de mercado para manter margens mais equilibradas, dificultando que os sinais de mercado sobre a demanda por leite UHT chegue na outra ponta da cadeia. Isso acaba deixando produtores e indústrias mais expostos a riscos de preços e margens. Confirmando as conclusões de Aguiar e Santana (2002) e de Capps e Sherwell (2007), os resultados obtidos nessa pesquisa indicam que o mercado não é eficiente e que o bem estar dos consumidores é comprometido por um comportamento sem coordenação de um dos elos da cadeia produtiva do leite. Os resultados também confirmam Peltzman (2000), para quem os preços no fim da cadeia têm uma tendência a responder mais rápido a acréscimos que a decréscimos dos preços do começo da cadeia.

Com relação ao mercado de leite UHT, essa análise corrobora a interpretação de Sbrissia (2005) de que as grandes redes varejistas passaram a controlar a maioria das decisões no mercado de leite fluido. Uma maior atuação do órgão regulador poderia ser interessante para evitar movimentos assimétricos de preços e uso de poder de mercado.

Um menor grau de concentração no varejo poderia trazer um maior nível de bem estar do consumidor, do produtor e da indústria. Os preços tenderiam a serem transmitidos de maneira simétrica, melhorando o funcionamento da cadeia produtiva como um todo, com potenciais reflexos sobre a eficiência produtiva.

Do lado do produtor, unir-se é uma boa alternativa para resolver a fragmentação do setor produtivo. Um maior poder de barganha dos produtores e das indústrias melhoraria as relações com o varejo. Além disso, a indústria precisa trabalhar de forma mais coordenada, com estratégias de cooperação em busca de ganhos conjuntos na cadeia produtiva.

Este estudo analisou somente um produto do universo dos lácteos. Como sugestão de estudos futuros, seria interessante estender a metodologia de análise de ATP a outros derivados do leite comercializados no país, por exemplo para ver se existe o mesmo padrão de assimetria da cadeia do leite UHT. Outro ponto a ser explorado é a regionalização da análise. Este estudo levou em conta a média dos preços praticados no país, mas os resultados podem ser outros se a análise for desagregada regionalmente.

## Referências

- ABIA. Associação Brasileira das Indústrias da Alimentação. **Números do setor**. ABIA, 2017.
- ABLV. Associação Brasileira de Leite Longa Vida. **Relatório Anual 2016**. São Paulo. ABLV, 2017.
- AGUIAR, D.; SANTANA J. A. Asymmetry in farm to retail price transmission: Evidence for Brazil. **Agribusiness**. v. 18, p. 37-48, 2002.
- AGUIAR, D. R. D.; CONNOR, J. M. The effects of changes in regulatory and trade policies on the structure, conduct and performance of the Brazilian dairy processing industry. Staff paper. nº 97-15, Department of Agricultural Economics, Purdue University, West Lafayette, USA.
- AKAIKE, H. A new look at the statistical identification model. **Institute of Electrical and Electronics Engineer's Transactions on Automatic Control**. v. 19, p. 716-723, 1974.
- BAILEY, D.; BRORSEN, B. W. Price asymmetry in spatial fed cattle markets. **Western Journal of Agricultural Economics**. v. 14, p. 246-252, 1989.
- BERNARD, J. C.; WILLET, L. S. Asymmetric price relationship in the US broiler industry. **Journal of Agricultural and Applied Economics**. v. 28, p. 279-289, 1996.
- BORENSTEIN, S.; CAMERON, A. C.; GILBERT, R. Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil price changes? **The Quarterly Journal of Economics**. v. 112, p. 305-339, 1997.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, 1981.
- CAPPS, O. Jr.; SHERWELL, P. Alternative approaches in detecting asymmetry in farm-retail price transmission of fluid milk. **Agribusiness**. v. 23, p. 313-331, 2007.
- CARVALHÃES, G. C. **Análise de transmissão de preços no mercado de leite em Goiás de 2005 a 2013**. Goiânia, 2014. Dissertação (Mestrado em Agronegócio). Universidade Federal de Goiás.
- CARVALHO, G. R. **A Indústria de laticínios no Brasil: passado, presente e futuro**. Circular Técnica n.102, Embrapa, p. 1-12, 2010. Disponível em: <<https://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/bitstream/doc/870411/1/CT102.pdf>> Acesso: 11 jan. 2017.
- CASTRO, M.C.; NEVES, B.S. Análise da evolução recente e perspectivas da indústria laticinaria no Brasil. **O agronegócio do leite no Brasil**. Juiz de Fora: Embrapa Gado de Leite, 1998.
- CEPEA – Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. **Indicadores de Preços**. Disponível em: <<http://cepea.esalq.usp.br/leite/?page=155>>. Acesso em: 01/06/2017.
- DELIBERAL, J. P.; TOMIELO, T.; MALAFAIA, G. C. Relacionamento na Cadeia Produtiva do Leite sob a Ótica dos Laticínios. **XIII Mostra de Iniciação Científica, Pós-**

**Graduação, Pesquisa e Extensão UCS** p. 11 , 2013.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. **Econometrica**. v.55, p. 251-276, 1987.

FAO. Food and Agriculture Organization of the United Nations. **FAOSTAT**. Roma, FAO, 2017.

FARINA, E. M. M. Q. Consolidation, Multinationalisation, and Competition in Brazil: Impacts on Horticulture and Dairy Products Systems. **Development Policy Review**. v. 20 (4), p. 441-457, 2002.

FARINA, E. M. M. Q.; NUNES, R.; MONTEIRO, G. F. de. Supermarkets and Their Impacts on the Agrifood System of Brazil: The Competition Among Retailers. **Agribusiness**. v. 21(2), p. 133-147, 2005.

FIANNI, R. Teoria dos Custos de Transação. **Economia industrial: fundamentos teóricos e práticos no Brasil**. Rio de Janeiro: Campus, p.267-276, 2002.

GOODWIN, B. K.; HARPER, D. C. Price transmission, Threshold behavior, and asymmetric adjustment in the U.S. pork sector. **Journal of Agricultural and Applied Economics**, Nashville, v. 32, n. 3. p. 543-553.2000.

GRANGER, C. W. J.; LEE, T. H. Investigation of production, sales, and inventory relationships using multicointegration and non-symmetric error correction models. **Journal of Applied Economics**, v. 4, p. 145-159, 1989.

GRANGER, C. W. J.; NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics**. p. 111-120, 1974.

HANSEN, G. Quantitative Wirtschaftsforschung. **Verlag Franz Vahlen**, München, 1993.

HAMILTON, J. D. Time Series Analysis. **Princeton University Press**, Princeton, 1994.

HEMME, T. et al; IFCN – International Farm Comparison Network, **Dairy Report 2014**, 2015.

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

IBGE/CENSO. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – **Censo Agropecuário**. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2006/segunda-apuracao>>. Acesso em 2 de ago. 2017.

IBGE/IPCA. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – **Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo**. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/snipc>>. Acesso em 2 de ago. 2017.

IBGE/PPM. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – **Pesquisa Pecuária Municipal**. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/ppm/quadros/brasil/2017>>. Acesso em 2 de ago. 2017.

IBGE/PTL. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – **Pesquisa Trimestral do Leite**. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/tabela/1086>>. Acesso em 2 de ago 2017.

JANK, M. S.; GALAN, V. B. **Competitividade do sistema agroindustrial do leite**. São Paulo: USP-PENSA 1998.

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

LAFFONT, J. J. Collusion et information asymétrique. **L'Actualité économique**. v. 73, n. 4, p. 595-609, Décembre 1997, 1997.

LAMM, R. M.; WESTCOTT, P. C. The effects of changing input costs on food prices. **American Journal of Agricultural Economics**. v. 63, p.187-196, 1981.

NEVES, M.F.; CÔNSOLI, M.A. **Estratégias para o leite no brasil**. Oakes: Atlas, 2006. 304p

PELTZMAN, S. Prices rise faster than they fall. **Journal of Political Economy**. v. 108, p. 466-502, 2000.

PUNYAWADEE, V.; BOYD, M. S.; FAMINOW, M. D. Testing for asymmetric pricing in the Alberta pork market. **Canadian Journal of Agricultural Economics**. v. 39, p. 493-501, 1991.

SBRİSSIA, G. F. Sistema Agroindustrial do leite: custos de transferência e preços locais. Dissertação de mestrado, USP. Piracicaba, 2005.

SCALCO, P. R. **Identificação de poder de mercado no segmento de leite in natura e UHT**. Viçosa, 1981. Tese (Doutorado Economia Aplicada). Universidade Federal de Viçosa.

SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model. **Annals of Statistics**. v. 6, p. 461–464, 1978.

SCRAMIM, F. C. S.; BATALHA, M. O. Supply Chain Management em cadeias Agroindustriais: discussões acerca das aplicações no setor lácteo brasileiro. In: **Workshop Brasileiro de Gestão de Sistemas Agroalimentares**, 2, 1999.

SILVA, A. S.; VASCONCELOS, C. R. F.; VASCONCELOS, S. P.; MATTOS, R. Transmissão assimétrica de Preços: O caso do mercado de gasolina a varejo nos municípios do Brasil. Programa de Pós – Graduação em Economia Aplicada FE/UFJF. Juiz de Fora, 2011.

TIROLE, J. Market failures and public policy. **The Nobel Prizes**. p. 507-527, 2014.

TWEETEN, L. G.; QUANCE, C. L. Positivistic Measures of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches. **The American Economic Review**, v. 59, n. 2, p. 175-183, 1971

von CRAMON-TAUBADEL, S.; LOY, J. P. The identification of asymmetric price transmission processes with integrated time series. **Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik**. v. 218, p. 85-106, 1999.

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

von CRAMON-TAUBADEL, S.; MEYER, J. Asymmetric price transmission: Fact or artefact? **EAAE Seminar “The food consumer in the early 21<sup>st</sup> century”**, Zaragoza, Spain, 2000.

WALD, A. Tests of statistical hypothesis concerning several parameters aawhen the

number of observations is large. **Transactions of the American Mathematical Society** 54, 426–482, 1943.

WARD, R. W. Asymmetry in retail, wholesale and shipping point pricing for fresh vegetables. **American Journal of Agricultural Economics.** v. 64, p. 205–212, 1982.

WILLIAMSON, O.E. Market and Hierarchies: analysis and antitrust implications. **London: The free press**, 1975.

WOLFFRAM, R. Positive measure of aggregate supply elasticities: Some new approaches and some critical notes. **American Journal of Agricultural Economics.** v. 53, p. 356–359, 1971.