



---

## **CONTRATO FUTURO DE BASE DE PREÇOS DE MILHO NO BRASIL: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS DE TRANSMISSÃO ASSIMÉTRICA ENTRE AS REGIÕES**

Autores: André Luis Ramos Sanches<sup>1</sup>; Geraldo Sant'Anna de Camargo Barros<sup>1</sup>; Lucilio  
Rogerio Aparecido Alves<sup>1</sup>;

Filiação: <sup>1</sup>Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"; Universidade de São Paulo;  
Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada

E-mail: andresanches@usp.br

### **Grupo de Pesquisa: Mercados Agrícolas e Comércio Exterior**

#### **Resumo**

Este artigo tem como objetivo analisar as relações de preços de milho no mercado brasileiro, em especial, os preços nas regiões de referência do contrato futuro de base de milho listado na Bolsa de Valores Brasil, Bolsa, Balcão (B3). São analisadas as relações de causalidade, integração, bem como se choques positivos nos preços do milho em Campinas/SP influenciam os preços de diferentes regiões na mesma intensidade que choques negativos através do modelo de Houck (1977) e adaptações para a correção de erros. Os resultados indicam que todas as regiões selecionadas, exceto Triângulo Mineiro e Barreiras, absorvem proporcionalmente aumentos e quedas nos preços na região de Campinas/SP, e que os preços nas diferentes regiões analisadas apresentam forte relação com os preços do mercado paulista. Conclui-se que o contrato futuro de base de preços de milho listado na B3 tem condições de contribuir para a eficiência do hedge (seguro de preço) na fixação de preços do cereal em termos regionais no mercado brasileiro.

**Palavras-chave:** Mercado de milho; Assimetria de transmissão de preços; Correção de erros

#### **Abstract**

*This paper aims to assess corn prices in the Brazilian market, mainly in the reference regions for the future contract at the B3 Stock Exchange. Causal and integration relationships are analyzed, as well as whether corn price rises in Campinas (SP) influence quotes in other regions as intensely as price drops. These analysis are based on the Houck model (1977) and adaptation was needed in order to correct errors. Results indicate that all surveyed regions, except for the Triângulo Mineiro and Barreiras (BA), proportionally absorb price drops and rises from Campinas, and that quotes in the regions surveyed are strongly related to values in the market of São Paulo State. In conclusion, the future corn contract at B3 is able to contribute for the hedge efficiency (price insurance) on regional price fixing in the Brazilian Market.*

**Key words:** Corn market; Asymmetric price transmission; Error correction



## 1. Introdução

Os preços de milho no mercado brasileiro são altamente sensíveis a choques regionais de oferta e demanda. A elevada variação nos preços ocorre, principalmente, em função da importância do consumo interno<sup>1</sup>, o que tende a provocar oscilações expressivas nos preços em direção contrária aos choques de oferta. Outros produtos agropecuários têm seus preços predominantemente formados no mercado internacional, apresentando-se em geral mais estáveis.

A necessidade de gerenciar os riscos dos agentes envolvidos nesta cadeia em termos de oscilação de preço (hedge) é evidente. Neste ambiente, a Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo (BMF&Bovespa) lançou em setembro de 2008, e posteriormente mantido pela Bolsa de Valores Brasil, Bolsa, Balcão (B3) o contrato futuro de base de preço de milho. Este contrato permite que os agentes fixem o preço do cereal na própria região de produção ou consumo, o que era, até então, um modelo inédito no mercado financeiro brasileiro.

O contrato foi lançado para que os agentes consigam, através da negociação simultânea com o contrato futuro de liquidação financeira, aumentar a eficiência da proteção contra oscilações indesejadas de preço, visto que ao fixar o preço em diferentes regiões, os agentes tendem a reduzir a volatilidade entre o preço regional e os preços em Campinas/SP, base do contrato futuro financeiro. Atualmente a Bolsa disponibiliza o contrato futuro de base para as regiões de Cascavel/PR, Triângulo Mineiro/MG, Rio Verde/GO .

Tecnicamente o contrato futuro de base regional tem condições de aumentar a eficiência contra o risco de base; no entanto, atualmente este novo modelo de contrato não apresenta liquidez na Bolsa. A sofisticação crescente do negócio do milho exige soluções inovadoras para o gerenciamento do risco de preços do produto, mas que nem sempre são aproveitadas e/ou entendidas pelos agentes de mercado.

A presença de algum tipo falha de mercado e/ou assimetria de transmissão de preços entre as regiões de referência pode vir a inibir os agentes a fazer uso deste novo contrato. Espera-se que choques positivos em determinado mercado regional devem ser transmitidos na mesma intensidade que choques negativos nos preços a outros mercados com que realiza transações. Desvios desse padrão são entendidos como transmissão assimétrica de preços.

Nesta perspectiva, o objetivo do artigo é analisar as relações de preços de milho no mercado brasileiro, em especial, os preços nas regiões de referência do contrato futuro de base listado na Bolsa. São analisadas as relações de causalidade, integração e simetria na transmissão de preços através do modelo de Houck (1977) e adaptações necessárias para a correção de erros nas análises de longo prazo.

As relações entre os preços do milho na região de Campinas/SP e as regiões de Ponta Grossa/PR, Chapecó/SC, Dourados/MS, Sorriso/MT e Barreiras/BA também são analisadas. Apesar de não estarem listadas no modelo atual de contrato, essas regiões apresentam elevada importância em termos de oferta no mercado doméstico do cereal, e conseqüentemente, no processo de formação de preços regionais.

Além desta parte introdutória, o trabalho é dividido em outras cinco seções. Na segunda são apresentadas as características atuais do contrato futuro de base de preços de milho no Brasil, seguido por uma breve revisão sobre assimetria de transmissão de preços. Na

<sup>1</sup> Segundo a Companhia Nacional de Abastecimento, 70% da produção brasileira de milho foi destinado ao consumo interno entre os anos-safras de 2011/12 e 2015/16 (Conab, 2017).



quarta seção é descrito a metodologia e base de dados utilizada no trabalho, seguido pelos resultados e conclusões.

## 2. O contrato futuro de base de preço de milho

O contrato de milho com liquidação financeira negociado na B3 é considerado a principal referência de preços futuros de milho no Brasil, e atualmente o de maior liquidez entre os contratos agropecuários da Bolsa. No contrato de liquidação financeira, após o vencimento, as posições em aberto são liquidadas pela Bolsa com base na média aritmética dos últimos três dias (incluindo o dia de vencimento) do Indicador Esalq/BM&FBovespa para a região de Campinas/SP.

Devido às características regionais de oferta e demanda no processo de formação de preços de milho no mercado brasileiro, a Bolsa lançou junto com o contrato futuro financeiro, o contrato futuro de base regional de preços, no qual a base é a diferença entre o preço em determinada região e o preço em Campinas, no mesmo período de tempo.

O contrato futuro de base de preço de milho, diferente do contrato financeiro, pode ter um valor positivo, nulo ou negativo, uma vez que o ativo-objeto do contrato é exatamente o valor da base de milho entre a região de Campinas e as regiões de referência: Cascavel (oeste do Paraná), Uberlândia (Triângulo Mineiro) e Rio Verde (sudoeste de Goiás).

A fixação do preço regional do milho, através do mercado futuro de bases de preços é feita em duas operações, via a negociação do contrato financeiro de milho e do contrato futuro de base. Por exemplo, um vendedor da região de Rio Verde que queira se proteger de variações de base deve analisar o histórico entre o preço da região e o preço do contrato futuro, que tem como região formadora de preço a cidade de Campinas/SP. Esse agente após analisar a evolução da base, num caso hipotético, realiza a venda de um contrato futuro de milho, por exemplo a R\$ 25,00/saca de 60 Kg (preço em Campinas) e uma venda de base, por exemplo a R\$ - 5,00 (cinco Reais negativos). Neste caso, a operação resultaria, para o vendedor, na fixação de preço de R\$ 20,00/saca em Rio Verde.

As características do contrato futuro de base de preços de milho negociados na Bolsa são apresentadas no Quadro 3.

Objeto de negociação	<p>Mercado interno Milho em grão a granel, e com até 14% de umidade; máximo de 1% de impurezas; máximo de 6% de grãos ardidos ou brotados e livres de grãos mofados; máximo de 12% de grãos quebrados, partidos ou chochos.</p> <p>Mercado externo Se a região-base for uma localidade portuária, o objeto de negociação atenderá às especificações: milho em grão a granel, amarelo, da última safra e de produção brasileira, livre de insetos vivos, com até 14,5% de umidade; até 1,5% de impurezas na peneira 4,76 mm; até 3% de grãos quebrados; até 20 PPB de aflatoxina; até 5% de grãos danificados, sendo no máximo 1% de ardidos e/ou germinados; e livre de sementes venenosas, mas com uma tolerância máxima de 0,10% de mamona e cascas de mamona.</p>
Código de negociação	CTM (Contrato Futuro de Base de Preço de Milho/Triângulo Mineiro, MG); COP (Contrato Futuro de Base de Preço de Milho/Cascavel, PR); CRV (Contrato Futuro de Base de Preço de Milho/Rio Verde, GO).
Tamanho do contrato	450 sacas de 60kg Líquidos (equivalentes a 27 toneladas métricas).



Cotação	Reais por saca, com duas casas decimais.
Varição mínima de apreçoação	R\$0,01.
Lote padrão	1 contrato.
Último dia de negociação	Dia 15 do mês de vencimento.
Data de vencimento	Dia 15 do mês de vencimento. Caso não houver sessão de negociação, a data de vencimento será a próxima sessão de negociação.
Meses de vencimento	Janeiro, março, maio, julho, agosto, setembro e novembro.
Local de entrega	A liquidação por entrega deverá ser cumprida via transferência, do cliente-vendedor ao cliente-comprador, do produto-objeto deste contrato.
Período de aviso de entrega	Os clientes-vendedores ou os terceiros indicados, que tiverem a intenção de liquidar suas posições por entrega física, deverão, entre o 5º dia útil anterior ao último dia útil de negociação, até uma hora após o encerramento da sessão de negociação do penúltimo dia útil de negociação, atender às exigências do contrato.
Liquidação no vencimento	Física.

Quadro 1. Características principais do contrato futuro de base milho da B3.

Fonte: Bolsa de Valores Brasil, Bolsa, Balcão (2018).

### 3. Assimetria na transmissão de preços

Segundo Frey e Manera (2007), a assimetria na transmissão de preços (ATP) caracteriza-se como um processo em que diferentes níveis de mercado reagem aos choques de preços de forma distinta, em proporções e/ou velocidades, nas diversas fases de comercialização da cadeia produtiva analisada. Desse modo, busca-se quantificar os efeitos distintos dos aumentos e quedas de preços ao longo da cadeia produtiva.

A presença de ATP pode ser classificada, segundo Meyer e von Cramon-Taubadel (2004) a partir dos seguintes critérios: (a) assimetria vertical ou espacial; (b) assimetria positiva ou negativa e; (c) velocidade e magnitude da assimetria.

O conceito de ATP vertical consiste em diferenças no ajustamento e/ou elasticidades de transmissão dos preços em diferentes níveis de mercados. Segundo Barros e Burnquist (1987), a elasticidade de transmissão vertical de preços corresponde à variação relativa no preço a um nível de mercado (varejo, por exemplo) em relação à variação no preço a outro nível (atacado, por exemplo), considerando que os dois níveis de mercado serão mantidos em equilíbrio após o choque inicial.

Por outro lado, a ATP horizontal consiste em diferenças no ajustamento e/ou elasticidades dos preços no mesmo nível de mercado, mas em diferentes regiões. Este conceito baseia-se na formação competitiva dos preços e na Lei do Preço Único, o qual estabelece que bens idênticos transacionados em diferentes regiões devem ser vendidos pelo mesmo preço, em mercados concorrenciais sem consideração de custos de transação (transporte, etc.) e de barreiras ao comércio (MARGARIDO *et al.*, 2012). Considerados os custos de transação, os preços em diferentes regiões que transacionam entre si serão diferentes, de forma a cobrir tais custos (BARROS, 2017).



Em ambas as análises, vertical e horizontal, a ATP pode ser classificada de acordo com a velocidade e pela magnitude. De modo que ajustamentos nos preços decorrentes de choques positivos (ou negativos) podem ter magnitude e/ou velocidade maior do que o ajustamento de choques negativos (ou positivos).

Meyer e von Cramon-Taubadel (2004) fizeram uma extensa revisão sobre o conceito e aplicações de ATP. Os autores destacam que o bem-estar dos agentes está diretamente associado às variações nos preços, e a presença de ATP implica em diferente distribuição de bem-estar entre os agentes (vendedores e/ou consumidores).

Um amplo número de estudos dedica-se a testar empiricamente a existência de assimetria de transmissão de preços de produtos agropecuários ou sistemas agroalimentares. Kinnucan e Forker (1987) analisaram a relação dos preços em nível do produtor e de varejo do setor lácteo nos Estados Unidos para o período de 1971 a 1981. Pela abordagem de Houck (1977), os autores apontam a existência de assimetria de transmissão, com os preços no varejo se ajustando mais rapidamente e em maior intensidade aos aumentos do que às quedas nos preços ao produtor. Os autores indicam que existência de assimetria pode ser resultante das intervenções do governo neste mercado.

O mercado australiano de carne bovina, suína e ovina foi analisado por Griffith e Piggott (1994). Os autores identificaram a existência de assimetria, na qual os aumentos nos preços em nível do atacado e varejo são repassados em maior intensidade que as reduções.

A presença de assimetria de transmissão espacial de preços no setor lácteo foi analisada por Capps-Jr e Sherwell (2007) para sete cidades nos Estados Unidos, no período de 1994 a 2002. Através da abordagem proposta por Houck (1977) e adaptações necessárias para correção dos erros, os autores identificaram a presença de assimetria de transmissão de preços entre diferentes regiões, no nível de preços do produtor.

Ainda com relação ao setor lácteo, Weldesenbelt (2013) identificou a presença de assimetria de transmissão de preços entre os níveis de produtor, varejo e atacado, no mercado da Eslováquia, entre 1993 e 2010. Através do modelo de Houck (1977) e adaptações para o modelo com correção de erros, o autor identificou assimetria de transmissão no curto e longo prazos.

Para o mercado brasileiro, a literatura que analisa empiricamente a assimetria de transmissão é ampla, podendo-se citar os trabalhos de Aguiar e Santana (2002); Aguiar e Figueiredo (2011); Cunha e Wander (2014) e Santos *et al.* (2015).

A relação de preços entre produtor e varejo, para uma cesta de produtos do mercado paulista foi analisado por Aguiar e Santana (2002), para o período de 1987 a 1998, via abordagem proposta por Houck (1977). Além da presença de assimetria de transmissão de preços para diversos mercados, os autores identificaram a relação entre capacidade de armazenamento e concentração de mercados com a presença de assimetrias de transmissão de preços. Na mesma linha, Aguiar e Figueiredo (2011) também identificaram a presença de assimetria de transmissão de preços para uma cesta de produtos no mercado paulista, ao comparar os períodos de 1994-1999 e 2000-2008, via abordagem proposta por Houck (1977).

Para o mercado paulista de feijão, Cunha e Wander (2014) testaram a presença de assimetria de transmissão ao nível de preço ao produtor, varejo e atacado, para o período de 1994 a 2011, via a abordagem proposta por Houck (1977) e adaptações para um modelo de correção de erros. Os autores identificaram que os aumentos dos preços ao nível do produtor são transmitidos mais intensamente aos níveis do atacado e varejo, comparado as quedas nos preços.



Ainda na mesma linha, Santos *et al.* (2015) verificaram a existência de assimetria de transmissão de preços no mercado varejista de etanol em São Paulo. Os autores discutem a possibilidade de poder de mercado por parte dos varejistas, uma vez que foi identificado que aumentos são transmitidos em maior intensidade comparado às quedas.

Apesar de um amplo número de trabalhos já ter analisado a assimetria de transmissão de preços de produtos agrícolas por meio da abordagem proposta por Houck (1977), não foi identificado nenhum trabalho que tenha analisado empiricamente a presença de assimetria de transmissão de preços entre diferentes níveis de mercado ou entre diferentes regiões do mercado brasileiro de milho.

#### **4. Metodologia**

A análise de assimetria de transmissão de preços (ATP) implementada neste trabalho é baseado no ferramental analítico desenvolvido por Wolfram (1971) e aperfeiçoado por Houck (1977) e Ward (1982), e posteriormente adaptado por Engle e Granger (1987) e von Cramon-Taubadel (1998) com a correção de erros nas análises de longo prazo. O trabalho segue o procedimento adotado por Kinnucan e Forker (1987), Griffith e Piggot (1994), Capps-Jr e Sherwell (2007), Weldesenbelt (2013), Cunha e Wander e (2014).

Antes de iniciar a análise de ATP, realizam-se os testes econométricos preliminares do ferramental analítico de séries temporais. Inicialmente é verificado como o processo estocástico gerador das séries analisadas se comporta ao longo do tempo. A estacionariedade das séries e a presença de uma única raiz no processo estocástico gerador foram verificadas a partir dos testes Dickey-Fuller *generalized least squares* (DF-GLS) proposto por Elliott, Rothenberg e Stock (1996) e do teste PP (Phillips-Perron, 1988).

Seguindo o procedimento proposto por Enders (2010) quando as séries forem não estacionárias em nível, elas deverão ser diferenciadas  $d$  vezes até tornarem-se estacionárias, passando a ser chamadas de séries integradas de ordem  $d$ ,  $I(d)$ . Na sequência é analisada a cointegração entre os diferentes mercados.

Os testes do traço e do máximo autovalor proposto por Johansen (1988) foram implementados para avaliar a presença de cointegração entre as séries. Com o objetivo de identificar a relação de causalidade e analisar se os movimentos do preço de um mercado/região precedem os movimentos do preço de outro mercado/região foram implementados os testes de causalidade de Granger (1969).

##### **4.1 Cálculo da base**

A base é calculada pela diferença de preços entre cada região e uma referência, neste caso a região de Campinas/SP, no mesmo período de tempo. A dispersão da base, por sua vez, é calculada pelo desvio-padrão mensal da evolução da base.

##### **4.2 Modelo empírico de análise de assimetria na transmissão de preços**

Nesta seção é apresentado o método de análise de Assimetria de Transmissão de Preços (ATP) proposto por Houck (1977), seguidas pelas adaptações desse modelo propostas por Engle e Granger (1987) e von Cramon-Taubadel (1998), no qual os autores incorporam a correção de erros no modelo de ATP para análise de mercados cointegrados, método adotado neste estudo.



A análise parte de uma função relacionando os preços em duas regiões  $y$  e  $x$ , - dados por  $P_y$  e  $P_x$  admitindo-se que as variações comecem em  $x$  e sejam transmitidas simultaneamente a  $y$ .

$$P_{Yt} = \beta_0 P_{Xt}^{\beta_1} \varepsilon_t$$

ou em logs:

$$\ln P_{Yt} = \beta_0 + \beta_1 \ln P_{Xt} + \ln \varepsilon_t$$

De forma intuitiva, o procedimento apresentado adiante consiste em se estimar regressões entre variação no preço de um mercado (ou níveis de mercado) como variável dependente em função de aumentos e quedas nos preços de outro mercado (ou nível diferente) como variáveis independentes. Inicialmente o método de análise de ATP foi proposto por Wolfram (1971) e posteriormente adaptado por Houck (1977) e Ward (1982).

Fundamentado na técnica de segmentar aumentos e quedas no processo de variação dos preços, o modelo proposto por Houck (1977) para análise de assimetria na transmissão de preços é definido pela equação abaixo:

$$\begin{aligned} \Delta \ln P_{Yt} &= \ln P_{Yt} - \ln P_{Yt-1} \\ \Delta \ln P_{Yt} &= (\beta_0 + \beta_1 \ln P_{Xt} + \ln \varepsilon_t) - (\beta_0 + \beta_1 \ln P_{Xt-1} + \ln \varepsilon_{t-1}) \\ \Delta \ln P_{Yt} &= \beta_1 (\ln P_{Xt} - \ln P_{Xt-1}) + (\ln \varepsilon_t - \ln \varepsilon_{t-1}) \\ \Delta \ln P_{Yt} &= \Delta \beta_1 \ln P_{Xt} + \Delta \ln \varepsilon_t \\ \Delta \ln P_{Yt} &= \beta_1 \Delta \ln P_{Xt}^+ + \beta_2 \Delta \ln P_{Xt}^- + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

em que:

$\ln P_{Yt}$  é o logaritmo do preço no mercado  $Y$ , que repercute a variação de preço, no período de tempo  $t$ ;

$\ln P_{Xt}$  é o logaritmo do preço no mercado  $X$ , onde ocorre a variação inicial de preço, no período de tempo  $t$ ;

$\Delta \ln P_{Yt}$  é a diferença entre o logaritmo do preço no mercado  $Y$  no tempo  $t$  e o período anterior  $t-1$ ;

$P_X^+$  e  $P_X^-$  são variáveis construídas para denotar aumentos e quedas, respectivamente, nos preços do mercado  $X$  conforme:

$$\begin{aligned} P_{Xt}^+ &= P_{Xt} \text{ se } P_{Xt} > P_{Xt-1} \text{ e zero, caso contrário;} \\ P_{Xt}^- &= P_{Xt} \text{ se } P_{Xt} < P_{Xt-1} \text{ e zero, caso contrário;} \end{aligned}$$

em que:

$\beta_1, \beta_2$  são coeficientes distintos a serem estimados;

$\varepsilon$  é o termo estocástico do erro no período de tempo  $t$ .

Ward (1982) estendeu o modelo assimétrico de Houck (equação 1) para uma representação dinâmica, a fim de incluir o efeito defasado dos aumentos e quedas nos preços, distribuídos no tempo, conforme apresentado adiante:

$$\Delta \ln P_{Yt} = \sum_{i=0}^{k_1} \beta_{1i} \Delta P_{Xt-i}^+ + \sum_{i=0}^{k_2} \beta_{2i} \Delta P_{Xt-i}^- + \varepsilon_t \quad (2)$$

em que:

$\beta_1$  e  $\beta_2$  mensuram o impacto no mercado  $Y$  de aumentos e quedas nos preços no mercado  $X$ , respectivamente;

$k_1$  é a quantidade de defasagens para os aumentos nos preços;

$k_2$  é a quantidade de defasagens que mede as quedas nos preços.

Após estruturada a Equação (2), define-se o teste de assimetria de transmissão de preços:

$$\begin{aligned} H_0: \sum_{i=0}^{k_1} \beta_{1i} &= \sum_{i=0}^{k_2} \beta_{2i} \\ H_A: \sum_{i=0}^{k_1} \beta_{1i} &\neq \sum_{i=0}^{k_2} \beta_{2i} \end{aligned}$$



em que as hipóteses podem ser avaliadas usando o *teste-F* Wald.

A hipótese nula do teste ( $H_0$ ) indica que a soma dos impactos na transmissão dos aumentos nos preços do mercado  $X$  é equivalente à soma dos impactos das reduções nos preços neste mesmo mercado. Caso se rejeite a hipótese nula ( $H_0$ ), há evidências de assimetria, o que significa que as respostas dos preços do mercado  $Y$  aos aumentos dos preços no mercado  $X$  não são equivalentes às respostas às reduções.

Posteriormente, Engle e Granger (1987) propuseram adaptações ao modelo de Houck (1977) para mercados cointegrados no longo prazo, ao adicionar o fator de correção de erros na análise de assimetria de transmissão.

O modelo de ATP de Engle e Granger (1987) é apresentado em duas etapas. Inicialmente são realizados os testes de cointegração entre os mercados analisados. Caso os preços de ambos os mercados analisados sejam cointegrados, assume-se que ambas as séries de preços tenham caminho temporal ligados, de forma que a relação de equilíbrio de longo prazo pode ser expressa da seguinte forma:

$$\Delta \ln P_{Yt} = \beta_1 \ln P_{Xt} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Na sequência, após assegurada a normalidade dos resíduos da regressão de cointegração (3), as defasagens dos resíduos da regressão de cointegração são adicionadas ao modelo como termo de correção de erros (TCE), em que:

$$\varepsilon_t = TCE_t$$

$$\Delta \ln P_{Yt} = \sum_{i=0}^k \beta_{1i} \Delta P_{Xt-i} + \sum_{i=1}^l \beta_{2i} \Delta P_{Yt-i} + \beta_3 TCE_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Na Equação (4), é especificado o modelo de correção de erro a partir do equilíbrio de longo prazo proposto por Engle e Granger (1987). Neste novo modelo, adiciona-se na equação defasagens da variável dependente e os resíduos da regressão de cointegração, de modo que o termo  $\beta_3$  mensura o ajuste dos desvios em relação ao longo-prazo, enquanto que o de curto prazo é mensurado pelos termos  $\beta_{li}$  de  $i = 1, \dots, k$ . A inclusão de defasagens da variável dependente tem como objetivo incluir no modelo o componente autoregressivo das oscilações dos preços, enquanto o TCE representa a relação de longo prazo entre as variáveis.

Em uma nova proposta, von Cramon-Taubadel (1998) desagregou o termo de correção do erro (TCE) da Equação (4) em termos positivos ( $TCE^+$ ) e negativos ( $TCE^-$ ) definido abaixo:

$$TCE_t^+ = TCE_t \text{ se } TCE_t > 0, \text{ e zero, caso contrário;}$$

$$TCE_t^- = TCE_t \text{ se } TCE_t < 0; \text{ e zero, caso contrário;}$$

Além do termo de correção de erros, a proposta dos autores é analisar a variável independente ( $\Delta P_X$ ) da Equação (4) também de forma desagregada, em termos positivos ( $\Delta P_{Xt}^+$ ) e negativos ( $\Delta P_{Xt}^-$ ), conforme definido abaixo:

$$\Delta P_{Xt}^+ = P_{Xt} \text{ se } P_{Xt} > P_{Xt-1} \text{ e zero, caso contrário;}$$

$$\Delta P_{Xt}^- = P_{Xt} \text{ se } P_{Xt} < P_{Xt-1} \text{ e zero, caso contrário;}$$

A versão modificada do modelo de Houck (1977) proposta por von Cramon-Taubadel e Loy (1999) é a seguinte:

$$\Delta \ln P_{Yt} = \sum_{i=0}^{k1} \beta_{1i}^+ \Delta P_{Xt-i}^+ + \sum_{i=0}^{k2} \beta_{2i}^- \Delta P_{Xt-i}^- + \sum_{i=1}^l \beta_{3i} \Delta P_{Yt-i} + \beta_4^+ TCE_t^+ + \beta_4^- TCE_t^- + \varepsilon_t \quad (5)$$

Após estimada a equação (5), através do *teste-F* Wald, verifica-se a presença de assimetria de transmissão de preços, no qual a hipótese nula ( $H_0$ ) do teste de simetria passa a considerar os termos de curto-prazo e longo-prazo, conforme expresso abaixo:

$$H_0: \sum_{i=0}^{k1} \beta_{1i}^+ = \sum_{i=0}^{k2} \beta_{2i}^- \quad \text{no curto - prazo}$$

$$H_A: \sum_{i=0}^{k1} \beta_{1i}^+ \neq \sum_{i=0}^{k2} \beta_{2i}^-$$





$$H_0: \beta_4^+ = \beta_4^- \quad \text{no longo- prazo}$$
$$H_A: \beta_4^+ \neq \beta_4^-$$

Tey (2009) apresenta evidências empíricas de que o modelo de correção de erros para análise de assimetria na transmissão de preços é mais robusto frente ao modelo inicialmente proposto por Houck (1977).

### 4.3 Base de dados

Para atender aos objetivos propostos neste trabalho, foram utilizados os preços de milho disponível no mercado físico nas regiões de Campinas/SP, Cascavel/PR, Ponta Grossa/PR, Chapecó/SC, Triângulo Mineiro/MG, Dourados/MS, Sorriso/MT, Rio Verde/GO e Barreiras/BA disponibilizados pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA/ESALQ/USP (2017).

Os dados utilizados envolveram o período de 4 de agosto de 2008 a 30 de dezembro de 2016, com periodicidade semanal. Todas as séries de preços foram corrigidas pelo IGP-DI, tendo como referência o mês de dezembro de 2016. Cabe destacar que os dados de preços foram transformados em logaritmos neperianos.

## 5. Resultados

### 5.1 Estacionariedade, causalidade e cointegração das séries

A estacionariedade das séries foi investigada a partir da implementação dos procedimentos propostos por Elliott, Rothenberg e Stock (1996) para os testes DF-GLS e PP (Phillips-Perron, 1988), para verificar a existência de uma única raiz unitária.

O conjunto dos testes de raiz unitária indica que as séries logarítmicas de preços para todas as regiões analisadas são integradas de ordem 1, ou seja, são não estacionárias em nível e são estacionárias em primeira diferença. Vale ressaltar que nenhum tipo de conflito foi observado entre os resultados obtidos pelos DF-GLS e PP, ou seja, os três testes indicam o mesmo resultado quanto a estacionariedade das séries.

Os resultados do teste de DF-GLS e PP podem ser consultados no Anexo. Para o teste DF-GLS, considerando o nível de significância de até 5%, os resultados indicam a presença de uma raiz unitária, ou não estacionariedade, em todas as séries analisadas. Quando analisadas as séries na primeira diferença, os resultados indicam a rejeição da hipótese nula (existência de raiz unitária) em todas as séries. Os resultados do teste PP apresentado no Anexo B, o qual adota como hipótese nula a ausência de tendência estocástica, confirmou as conclusões quanto à não rejeição de uma raiz unitária das séries em nível, e estacionariedade das séries na primeira diferença.

Após constatada a estacionariedade da primeira diferença de todas as séries, foi avaliada a existência de cointegração de todas as séries em relação aos preços de Campinas, utilizando o procedimento proposto por Johansen (1988). Os resultados do teste do traço e do teste de autovalor são apresentados na Tabela 1.

Os resultados do teste do traço indicam que a hipótese nula, de não haver cointegração ( $r = 0$ ), é rejeitada ao nível de significância de 1% em todas as situações analisadas, pois a estatística do teste encontrado em todas as regiões é superior ao valor crítico de 20,4. Posteriormente, a hipótese nula de que haja ao menos um vetor de cointegração ( $r \leq 1$ ) não pode ser rejeitada, ao nível de significância de 1% em todas as regiões, pois a estatística do teste encontrado em todas as regiões é inferior ao valor crítico de 6,65.



Os resultados do teste de autovalor, assim como o texto do traço, indicam a existência de um único vetor de cointegração entre os preços em Campinas/SP e todas as regiões analisadas (duas a duas). Ao nível de significância de 1%, a hipótese nula, de não haver cointegração ( $r = 0$ ) é rejeitada em todas as situações analisadas, pois a estatística do teste encontrado em todas as regiões é superior ao valor crítico de 15,63.

Ao dar continuidade ao teste, a hipótese nula de que haja um vetor de cointegração ( $r = 1$ ) não pode ser rejeitada, em todas as regiões, pois a estatística do teste encontrado em todas as regiões é inferior ao valor crítico de 6,65, ao nível de significância de 1%.

Tabela 1. Resultado dos testes de cointegração de Johansen (1988), entre os preços em Campinas/SP e os preços das regiões selecionadas

Variável	Número de defasagens	Teste do traço			Teste de máximo autovalor		
		Hipótese nula	Hipótese alternativa	Estatística do teste ( $\lambda$ traço)	Hipótese nula	Hipótese alternativa	Estatística do teste ( $\lambda$ max)
Ponta Grossa/PR	$p = 3$	$r = 0$	$r > 0$	22,591	$r = 0$	$r = 1$	16,156
		$r \leq 1$	$r > 1$	6,435	$r = 1$	$r = 2$	6,435
Cascavel/PR	$p = 5$	$r = 0$	$r > 0$	27,987	$r = 0$	$r = 1$	22,036
		$r \leq 1$	$r > 1$	5,950	$r = 1$	$r = 2$	5,950
Chapecó/SC	$p = 1$	$r = 0$	$r > 0$	33,371	$r = 0$	$r = 1$	29,679
		$r \leq 1$	$r > 1$	3,692	$r = 1$	$r = 2$	3,692
Triângulo Mineiro/MG	$p = 4$	$r = 0$	$r > 0$	21,562	$r = 0$	$r = 1$	15,085
		$r \leq 1$	$r > 1$	6,478	$r = 1$	$r = 2$	6,478
Rio Verde/GO	$p = 5$	$r = 0$	$r > 0$	25,465	$r = 0$	$r = 1$	18,863
		$r \leq 1$	$r > 1$	6,602	$r = 1$	$r = 2$	6,602
Sorriso/MT	$p = 2$	$r = 0$	$r > 0$	31,956	$r = 0$	$r = 1$	26,626
		$r \leq 1$	$r > 1$	5,331	$r = 1$	$r = 2$	5,331
Dourados/MS	$p = 1$	$r = 0$	$r > 0$	40,390	$r = 0$	$r = 1$	36,309
		$r \leq 1$	$r > 1$	4,081	$r = 1$	$r = 2$	4,081
Barreiras/BA	$p = 1$	$r = 0$	$r > 0$	38,316	$r = 0$	$r = 1$	34,227
		$r \leq 1$	$r > 1$	4,089	$r = 1$	$r = 2$	4,089

Notas: <sup>1</sup> $r$  é o rank de cointegração. <sup>2</sup>Os valores críticos obtidos em Osterwald-Lenun (1992).

Teste do traço: valores críticos  $r = 0$  (1% = 20,04 e 5% = 15,41) e  $r \leq 1$  (1% = 6,65 e 5% = 3,76).

Teste de máximo autovalor: valores críticos  $r = 0$  (1% = 15,63 e 5% = 14,07) e  $r = 1$  (1% = 6,65 e 5% = 3,76).

Fonte: Resultados da pesquisa.

Após identificada a relação de cointegração das séries de preços, são analisados os testes de causalidade de Granger (1969), no qual garantir a estacionariedade das séries é condição necessária. Por isso o teste de causalidade de Granger foi conduzido com todas as séries na primeira diferença.

O teste de causalidade de Granger (1969) tem como objetivo principal testar a hipótese nula de que as mudanças em uma variável não conseguem prever o comportamento da outra variável. Buscou-se identificar as relações de causalidade entre o comportamento dos preços nas diferentes regiões selecionadas e Campinas. O teste de causalidade de Granger permite fazer algumas inferências sobre a direção dos fluxos de informação entre duas séries de preços.

Uma vez que o teste de causalidade de Granger é sensível ao número de defasagens incluídos na regressão, o Critério de Informação de Akaike (AIC) e Critério de Informação de Schwarz (SIC) são usados para definir um número adequado de defasagens. Os resultados dos testes de causalidade são apresentados na Tabela 2.



Tabela 2. Resultado dos testes de causalidade de Granger entre os preços em Campinas/SP e as séries de preços das regiões selecionadas

Variável (Y)	Defasagens	Hipótese nula do teste $H(0)$ : (Y) não causa Granger Campinas/SP		Hipótese nula do teste $H(0)$ : Campinas não causa Granger (Y)	
		$\lambda^2$	p -valor	$\lambda^2$	p -valor
Ponta Grossa/PR	2;2	25,0610	0,0000*	82,5660	0,0000*
Cascavel/PR	2;2	62,9720	0,0000*	8,9804	0,0000*
Chapecó/SC	2;2	34,7470	0,0000*	77,7600	0,0000*
Triângulo Mineiro/MG	2;2	18,9000	0,0000*	68,5410	0,0000*
Rio Verde/GO	2;2	15,7990	0,0000*	95,6380	0,0000*
Sorriso/MT	2;2	13,4760	0,0000*	28,1880	0,0000*
Dourados/MS	2;2	46,9250	0,0000*	59,3790	0,0000*
Barreiras/BA	2;2	0,6361	0,7280	39,4600	0,0000*

Notas: \* indica nível de significância estatística a 1%  
Fonte: Resultados da pesquisa.

Os resultados encontrados indicam causalidade bidirecional no sentido de Granger entre os preços de Campinas e todas as outras regiões analisadas ao nível de significância de 1%, com exceção de Barreiras. Identificou-se causalidade unidirecional no sentido de Granger em relação Campinas-Barreiras, com Campinas causando os preços na região baiana. Os resultados sugerem, portanto, que as oscilações de preço podem originar-se tanto na região de consumo como nas de oferta com transmissão entre elas.

## 5.2 Análise da assimetria de transmissão de preços

### 5.2.1 Modelo sem correção de erros

Após identificada a relação de cointegração de longo prazo e causalidade de Granger entre as séries de preços, aplica-se a abordagem proposta por Houck (1977) e adaptações sugeridas por Ward (1982), para testar a existência de assimetria de transmissão de preços entre a região de Campinas e as regiões selecionadas, seguindo o modelo proposto na equação (2).

Com relação ao número de observações, as séries de tempo analisadas contem 438 observações, sendo que das variações nos preços em Campinas, 53% são positivas ( $\Delta CAMP^+$ ) e 47% das variações são negativas ( $\Delta CAMP^-$ ).

Foram simuladas equações, com o número de defasagens das variáveis com aumento ( $k_1$ ) nos preços e queda ( $k_2$ ), variando de 0 a 10. A defasagem de cada variável das regressões foi definida pelo menor valor do Critério de Informação Bayesiano (BIC). Foi constatado que apenas uma defasagem em ambas as variáveis ( $k_1 = k_2 = 1$ ) é o modelo que minimiza o critério de informação BIC nas equações referente as oito regiões analisadas.

O modelo com  $k_1 = k_2 = 1$  indica que todas as regiões analisadas respondem a variações nos preços em Campinas, com até um período de defasagem. Os resultados e coeficientes estimados pela abordagem de Houck, seguindo a estrutura da equação (2) são apresentados na Tabela 3. Os coeficientes apresentaram sinais esperados e altamente significativos, com exceção da primeira defasagem de aumentos nos preços em Campinas ( $\Delta CAMP_{t-1}^+$ ), estatisticamente não significativa na regressão relativo a Cascavel/PR.



Tabela 3. Resultado dos testes de assimetria de transmissão de preços em Campinas/SP e os preços das regiões selecionadas, pela abordagem de Houck (1977).

Variável	Variável dependente ( $\Delta Y$ )							
	$\Delta PG$	$\Delta CASC$	$\Delta CHAP$	$\Delta TM$	$\Delta RV$	$\Delta SORR$	$\Delta DOU$	$\Delta BARR$
$\Delta CAMP_t^+$	0,4053*	0,7853*	0,4236*	0,6297*	0,4762*	0,7696*	0,7102*	0,2315*
$\Delta CAMP_{t-1}^+$	0,3085*	0,0843*	0,2635*	0,3844*	0,4139*	0,2797*	0,3359*	0,3382*
$\Delta CAMP_t^-$	0,5796*	0,7463*	0,3318*	0,2802*	0,3620*	0,3577*	0,6616*	0,1433*
$\Delta CAMP_{t-1}^-$	0,2648*	-0,0370	0,2060*	0,2732*	0,3618*	0,2878*	0,1575*	0,1802**
R <sup>2</sup>	0,6258	0,5316	0,5020	0,5851	0,5282	0,2939	0,5405	0,1797
DW	1,7360	1,5158	1,7478	1,4917	1,5575	1,5262	1,7717	1,2927
B-G ( <i>p-valor</i> )	0,0048	0,0000	0,0067	0,0000	0,0000	0,0000	0,0184	0,0000
J-B ( <i>p-valor</i> )	0,2024	0,2024	0,2024	0,5646	0,5646	0,5646	0,5646	0,5646
B-P ( <i>p-valor</i> )	0,5847	0,0408	0,8302	0,0016	0,2290	0,0004	0,9383	0,0001
ARCH ( <i>p-valor</i> )	0,0128	0,0018	0,3306	0,0000	0,1025	0,0140	0,1912	0,0000
BIC	-2.460	-2.182	-2.432	-2.337	-2.245	-1.734	-2.113	-2.019
Resultados do teste de assimetria <sup>2</sup>								
Curto prazo								
<i>F</i> (1,0430)	4,4900	0,1200	1,1700	13,6200	1,1800	4,7600	0,1600	0,4200
<i>p-valor</i>	0,3047	0,7307	0,2808	0,0003	0,2785	0,0297	0,6915	0,5183
Longo prazo								
<i>F</i> (1,0430)	1,9700	1,5700	2,4100	18,5000	1,9500	3,5800	2,6900	2,5500
<i>p-valor</i>	0,1610	0,2107	0,1212	0,0009	0,1630	0,0592	0,1016	0,1112

Notas: <sup>1</sup> Indica o nível de significância: (\*) significativo a 1% , (\*\*) significativo a 5% e (\*\*\*) significativo a 10%

<sup>2</sup> Teste de Assimetria Houck (1977)

	Curto Prazo	Longo Prazo
$H_0 = \text{Simetria}$	$\beta_{1i} = \beta_{2i}$	$\sum_{i=0}^{k1} \beta_{1i} = \sum_{i=0}^{k2} \beta_{2i}$
$H_A = \text{Assimetria}$	$\beta_{1i} \neq \beta_{2i}$	$\sum_{i=0}^{k1} \beta_{1i} \neq \sum_{i=0}^{k2} \beta_{2i}$

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota-se, a partir do R<sup>2</sup> das equações estimadas, que um percentual elevado das variações nos preços em todas as regiões selecionadas é explicado pelos choques nos preços em Campinas, corroborando a influência desta região no processo de formação de preços no mercado brasileiro de milho.

Os resultados demonstram que 64% das variações nos preços em Ponta Grossa são explicadas por variações em Campinas, 63% no Triângulo Mineiro e 57% em Cascavel, identificados via R<sup>2</sup>. Os menores valores foram identificados nos modelos em relação a Barreiras 31%, região com grande importância para o abastecimento da macrorregião do Nordeste, o que pode contribuir para a pouca influência de Campinas; e Sorriso com 34%, região em que direciona grande parte da produção para o mercado externo.

Com relação à intensidade dos ajustes nos preços, nota-se que em todas as regiões as variações nos preços em Campinas são transmitidas apenas parcialmente no primeiro momento ( $\Delta CAMP_t^+ < 1$  e  $\Delta CAMP_t^- < 1$ ); por exemplo, apenas 40% do aumento nos preços na região de Campinas, e 57% das quedas, são transmitidos à região de Cascavel no período corrente.

Além disso, a maior parte dos ajustes nos preços ocorrem imediatamente aos choques nos preços na região paulista ( $\Delta CAMP_t^+ > \Delta CAMP_{t-1}^+$  e  $\Delta CAMP_t^- > \Delta CAMP_{t-1}^-$ ), por exemplo, 40% do aumento nos preços na região de Campinas são transmitidos à região de Cascavel no período corrente, e 30% é transmitido com um período de defasagem. A maior



parte do ajuste nos preços ocorre no primeiro momento após o choque nos preços em Campinas em todas as regiões analisadas.

Para testar a presença de assimetria de transmissão de preços, aplica-se o teste de Ward (1982). Verifica-se que a hipótese nula do teste, de que as regiões analisadas respondem na mesma intensidade a aumentos e quedas nos preços em Campinas, não pode ser rejeitada em todos os modelos analisados, no curto e longo prazos, com nível de significância de 5%. A exceção é a região do Triângulo Mineiro, em que os testes indicam que não é possível rejeitar a hipótese nula do teste (de transmissão simétrica), ao nível de significância de 1%, no curto e longo prazos.

Os resultados dos testes para identificar a presença de autocorreção das variáveis (Breusch-Godfrey, Durbin-Watson), da normalidade dos resíduos (Jarque-Bera) e a heterocedasticidade dos resíduos (Breusch-Pagan, ARCH), são apresentados na Tabela 3. Os resultados indicam que não é possível rejeitar a hipótese nula do teste, de que existe autocorrelação entre as variáveis, nas equações referente as regiões de Cascavel, Rio Verde e Sorriso. Com relação à normalidade dos resíduos, a hipótese nula do teste, de que os resíduos são normalmente distribuídos, deve ser rejeitada apenas nas equações referentes as regiões de Ponta Grossa, Triângulo Mineiro e Rio Verde. Por fim, os testes indicam ausência de heterocedasticidade apenas nos modelos referente à Chapecó e Dourados<sup>2</sup>.

### 5.2.2 Modelo com correção de erros

O modelo de transmissão de preços com correção de erros proposto por Engle e Granger (1987), e o teste de assimetria de transmissão com correção de erros proposto von Cramon-Taubaded e Loy (1999) só são possíveis de serem aplicados após identificada a relação de longo prazo entre as séries, constatada na seção anterior, via teste de cointegração de Johansen (1988).

Inicialmente são apresentados os coeficientes estimados no modelo de transmissão com correção de erros proposto por Engle e Granger (1987), na Tabela 4, seguindo a estrutura da equação 4. Foram simuladas regressões, com o número de defasagens da variável explicativa (k) variando de 0 a 10, e para a variável dependente (l) de 1 a 10.

O modelo foi definido pelo número de defasagens que minimiza o Critério de Informação Bayesiano (BIC), e os resultados indicam  $k = l = 1$  nas oito regressões, referentes as regiões analisadas. Além dos preços na região de Campinas e dos preços das diferentes regiões analisadas, incorpora-se ao modelo o resíduo da equação de longo prazo estimado pela equação (3), defasado em um período, ( $TCE_t$ ).

Os resultados indicam que todas as regiões analisadas respondem aos choques nos preços em Campinas, e que esta variação, por sua vez, influencia todas as regiões com até um período de defasagem. E todas as regiões analisadas também sofrem influência dos preços da própria região com um período de defasagem  $\Delta Y_{t-1}$ .

---

<sup>2</sup> Na presença de autocorrelação e heterocedasticidade, os estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários ainda são não tendenciosos, consistentes e com distribuição normalmente assintótica (GUJARATI, 2004).



Tabela 4. Resultado do modelo de transmissão de preços em Campinas/SP e os preços das regiões selecionadas, pela abordagem de Engle e Granger (1987)

Variável	Variável dependente ( $\Delta Y$ )							
	$\Delta PG$	$\Delta CASC$	$\Delta CHAP$	$\Delta TM$	$\Delta RV$	$\Delta SORR$	$\Delta DOU$	$\Delta BARR$
$\Delta CAMP_t$	0,4402*	0,6261*	0,3495*	0,4338*	0,3952*	0,5199*	0,6069*	0,1801*
$\Delta CAMP_{t-1}$	-0,4432*	-0,6323*	-0,3491*	-0,4372*	-0,3917*	-0,5187*	-0,6054*	-0,1749*
$\Delta Y_{t-1}$	0,4890*	0,1571*	0,4990*	0,5428*	0,6377*	0,4399*	0,3799*	0,8313*
TCE	-0,3107*	0,1068	-0,3511*	-0,2440*	-0,3661*	-0,1815**	-0,2471*	-0,4571*
R <sup>2</sup>	0,6178	0,5321	0,5023	0,6097	0,5686	0,3299	0,5230	0,3000
DW	2,0633	1,9166	2,0221	2,0026	2,1415	2,0773	2,0209	2,1402
J-B ( <i>p-valor</i> )	0,2678	0,0000	0,0038	0,1737	0,3264	0,0001	0,0000	0,0000
B-P ( <i>p-valor</i> )	0,7260	0,3146	0,7242	0,0230	0,0195	0,0034	0,6039	0,0639
ARCH ( <i>p-valor</i> )	0,0014	0,0003	0,6524	0,0423	0,6580	0,0268	0,2354	0,0023
BIC	-2.469	-2.180	-2.429	-2.362	-2.282	-1.756	-2.096	-2.092
AIC	-2.449	-2.200	-2.450	-2.382	-2.302	-1.778	-2.117	-2.112

Nota: \* indica nível de significância estatística a 1%, (\*\*) significativo a 5%.  
Fonte: Resultados da pesquisa.

Os coeficientes apresentaram sinais esperados e altamente significativos. Todos os coeficientes da primeira defasagem do termo de correção de erros (TCE) são negativos e estatisticamente significativos, a única exceção é a regressão relativo a Cascavel/PR. Espera-se que o termo de correção de erros seja negativo, pois na relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, quando os preços estiverem acima (abaixo) do nível de equilíbrio, é esperado ajuste negativo (positivo).

Apesar de todos os coeficientes dos termos de correção de erro estimados apresentarem o mesmo sinal (negativo), a magnitude dos coeficientes é diferente, demonstrado que as regiões respondem de forma diferente aos desvios no equilíbrio de longo prazo dos preços. Os resultados indicam que após um desvio no equilíbrio de longo prazo dos preços em Ponta Grossa no período corrente, os preços na região são ajustados em 31% deste desvio no período seguinte, para as outras regiões a magnitude deste ajuste varia de 18% (Sorriso) a 45% (Barreiras).

Os resultados dos testes de assimetria de transmissão de preços com correção de erros proposto por von Cramon-Taubaded e Loy (1999) são apresentados na Tabela 5, seguindo a estrutura da equação 5.

Para definir o número ótimo de defasagens das variáveis, foram simuladas regressões, com o número de defasagens das variáveis aumento nos preços (k1), e queda (k2) em Campinas variando de 0 a 10, e com as defasagens dos preços das diferentes regiões (l) variando de 1 a 10, e o resíduo da equação de longo prazo, desagregado em variações positivas e negativas, conforme sugerido na equação (5). O número de defasagens foi definido pelo menor valor do Critério de Informação Bayesiano (BIC), assim como nas duas outras abordagens discutidas anteriormente.

Os resultados indicam que as regiões analisadas respondem de forma diferente às variações nos preços (média semanal) em Campinas, e que esta variação, por sua vez, influenciam todas as outras regiões, do período corrente até dois períodos de defasagem.

Os resultados indicam que o ajuste decorrente de desvios no equilíbrio de longo prazo dos preços ocorre somente no curto prazo (com exceção da região de Barreiras), devido ao fato dos coeficientes dos termos de correção dos erros (TCE+; TCE-) não são significantes a



maior parte das regiões, enquanto parte dos coeficientes que estimam o ajuste no curto prazo ( $\Delta CAMP_t^+$ ;  $\Delta CAMP_t^-$ ) são significativos.

Tabela 5. Resultado dos testes de assimetria de transmissão de preços em Campinas/SP e os preços das regiões selecionadas, pela abordagem de von Cramon-Taubadel e Loy (1999)

Variável	Variável dependente ( $\Delta Y$ )							
	$\Delta PG$	$\Delta CASC$	$\Delta CHAP$	$\Delta TM$	$\Delta RV$	$\Delta SORR$	$\Delta DOU$	$\Delta BARR$
Constante	0,0018*	-0,0005	-0,0014	-0,0017	-0,0008	-0,0010	-0,0021	-0,0042**
$\Delta CAMP_t^+$	0,4013	0,7305*	0,4183*	0,6158*	0,4528*	0,7216*	0,7148*	0,2266*
$\Delta CAMP_{t-1}^+$	0,2223	-0,1463	0,1578	0,1671	0,0113	-0,0848	0,1217	-0,3121
$\Delta CAMP_{t-2}^+$	-	-	-	-0,0088	-	-	0,0535	-
$\Delta CAMP_t^-$	0,5525*	0,5853*	0,2994*	0,2860*	0,3541*	0,2970**	0,6152*	0,1800
$\Delta CAMP_{t-1}^-$	0,1371	-0,2073	0,1308	0,0561	0,0114	0,0181	0,0065	-0,3560
$\Delta CAMP_{t-2}^-$	-	-	-	0,1772*	-	-	-	-
$\Delta Y_{t-1}$	0,1731	0,4156***	0,1999	0,2819	0,6063**	0,4830	0,2218	1,7053*
$\Delta Y_{t-2}$	-	-0,0953**	-	-	-	-	-	-
$TCE_t^+$	-0,0920	-0,2041	-0,0474	-0,1599	-0,3370	-0,2907	-0,1177	-1,1531**
$TCE_t^-$	0,0786	-0,0233	-0,0559	0,0926	-0,3258	-0,1523	-0,0792	-1,5323*
R2	0,6328	0,5625	0,5065	0,6369	0,5672	0,3334	0,5446	0,3204
DW	2,0562	1,9692	2,0203	1,9710	2,1472	2,0873	2,0090	2,1062
J-B ( <i>p-valor</i> )	0,2508	0,0000	0,0027	0,6735	0,3054	0,0001	0,0000	0,0000
B-P ( <i>p-valor</i> )	0,8341	0,4101	0,6171	0,0034	0,0153	0,0015	0,5616	0,0003
ARCH ( <i>p-valor</i> )	0,0265	0,0057	0,6789	0,3216	0,3167	0,0455	0,1375	0,0078
White ( <i>p-valor</i> )	0,0000	0,0000	0,4022	0,0017	0,0000	0,0964	0,0004	0,0700
BIC	-2.451	-2.184	-2.418	-2.358	-2.265	-1.743	-2.096	-2.090
AIC	-2.484	-2.220	-2.451	-2.399	-2.298	-1.776	-2.133	-2.123
Resultados do teste de assimetria <sup>1</sup>								
Curto prazo								
$F(1,428)$	0,4800	2,6300	2,3000	17,0500	0,7400	2,3400	2,3300	0,4100
<i>p-valor</i>	0,4867	0,1055	0,1305	0,0000	0,3894	0,1266	0,1280	0,5203
Longo prazo								
$F(1,428)$	1,5500	1,6300	0,0000	3,4700	0,0100	0,9900	0,0800	9,0600
<i>p-valor</i>	0,2136	0,2022	0,9520	0,0632	0,9356	0,3194	0,7839	0,0028

Notas: <sup>1</sup> Indica o nível de significância: (\*) significativo a 1% , (\*\*) significativo a 5% e (\*\*\*) significativo a 10%

<sup>2</sup> Teste de Assimetria von Cramon-Taubadel e Loy (1999), equação (5)

$$\begin{array}{l}
 \text{Curto Prazo} \\
 H_0 = \text{Simetria} \quad \sum_{i=0}^{k1} \beta_{1i}^+ = \sum_{i=0}^{k2} \beta_{2i}^- \\
 H_A = \text{Assimetria} \quad \sum_{i=0}^{k1} \beta_{1i}^+ \neq \sum_{i=0}^{k2} \beta_{2i}^- \\
 \text{Longo Prazo} \\
 \beta_4^+ = \beta_4^- \\
 \beta_4^+ \neq \beta_4^-
 \end{array}$$

Fonte: Resultados da pesquisa

Com relação ao teste de ausência de assimetria de transmissão no curto prazo, os resultados indicam que a hipótese nula não pode ser rejeitada ao nível de significância estatística de 5%, em todas as regiões analisadas, com exceção da região do Triângulo Mineiro. Os testes de assimetria indicam que em até duas semanas, ocorre ajuste na mesma proporção a aumentos e quedas nos preços em Campinas nos preços de todas as regiões, exceto para a região mineira.

Para o longo prazo, a hipótese nula do teste de assimetria de transmissão, de que as regiões respondem a aumentos nos preços em Campinas de forma simétrica as quedas, são



rejeitadas apenas no modelo referente a região de Barreiras, ao nível de significância estatística de 5%.

Com exceção da região de Barreiras, os resultados de simetria de transmissão de longo prazo indicam que as regiões analisadas respondem na mesma intensidade à aumentos e quedas nos preços na região de Campinas.

Por fim, a Tabela 5 apresenta os resultados dos testes de presença de autocorreção das variáveis (Breusch-Godfrey, Durbin-Watson), da normalidade dos resíduos (Jarque-Bera) e a heterocedasticidade dos resíduos (Breusch-Pagan, ARCH).

Os testes indicam que a hipótese de normalidade dos resíduos não deve ser rejeitada apenas nos modelos referente as regiões de Ponta Grossa, Triângulo Mineiro e Rio Verde; e que a hipótese de presença de ausência de heterocedasticidade não deve ser rejeitada apenas nos modelos referente Chapecó e Dourados. Foram identificados problemas de autocorrelação das variáveis nos modelos referente as regiões de Rio Verde, Sorriso e Barreiras.

## **6. Conclusão**

O estudo apresentado neste artigo analisou o comportamento dos preços e as relações entre diferentes regiões no mercado brasileiro de milho, para o período de agosto de 2008 a dezembro de 2016. Buscou-se identificar as relações de causalidade, integração e presença de assimetria na transmissão de preços de oito regiões selecionadas com relação à Campinas, através do modelo de Houck (1977) e adaptações necessárias para a correção de erros nas análises de longo prazo.

Os resultados encontrados indicam que todas as séries de preços analisadas são integradas de primeira ordem, ou estacionárias na primeira diferença. Os resultados do teste de Johansen (1988) indicam que as séries de preços de todas as regiões analisadas são cointegradas com a série de preços da região de Campinas. Para os resultados do teste de causalidade de Granger (1964), foi constatado que os preços de todas as regiões apresentam relação bicausal com os preços na região de Campinas, com exceção da região de Barreiras, na qual foi identificada relação unidirecional, com os preços de Campinas causando no sentido de Granger os preços na região baiana.

Com relação aos testes de assimetria de transmissão de preços, os resultados do teste proposto por Houck indicam que a hipótese nula do teste não pode ser rejeitada em todos os modelos analisados, no curto e longo prazos. A exceção da região do Triângulo Mineiro, em que os testes indicam que não é possível rejeitar a hipótese nula do teste, ao nível de significância de 1%.

Ao considerar as adaptações necessárias para a correção de erros nas análises de longo prazo, os resultados do teste de assimetria seguindo o modelo proposto por von Cramon-Taubaded e Loy (1999) indicam que a hipótese nula, de presença de assimetria de transmissão, não pode ser rejeitada para os modelos referente a todas as regiões, exceto para os preços no Triângulo Mineiro. Para o longo prazo, a hipótese nula do teste, de transmissão simétrica, deve ser rejeitada apenas no modelo referente a região de Barreiras.

Para os dois modelos analisados (sem correção e com correção de erros), o único conflito nos resultados dos testes de presença de assimetria ocorre com relação ao longo prazo, para as regiões do Triângulo Mineiro e Barreiras. Enquanto que para todas as outras regiões, os modelos indicam que aumentos e quedas nos preços em Campinas são transmitidos na mesma proporção para todas as regiões analisadas, no curto e longo prazos.





Com relação às causas da presença de assimetria, diferentes aspectos são destacados na literatura econômica como justificativa deste processo como o poder de mercado, a assimetria de informação e os custos de menu destacados Meyer e von Cramon-Taubabel, (2004). Outros aspectos relacionados as causas de assimetria de transmissão são ressaltados por Aguiar (2011), como as características dos produtos, concentração de mercado, transitoriedade das variações de preços, intervenção governamental e grau de organização dos consumidores, enquanto Kinnucan e Forker (1987) chamam a atenção para a definição de preços mínimos por parte do governo. Por outro lado, Lima e Resende (2008) e Ray et al. (2006) apontam como possíveis causas de assimetrias de transmissão, os custos de transportes e manutenção de estoques.

Mais especificamente para o mercado brasileiro de milho, diferentes aspectos podem estar relacionados aos resultados encontrados neste estudo. A presença de transmissão assimétrica em relação ao Triângulo Mineiro pode estar relacionada ao calendário agrícola da região. Minas Gerais está entre os três estados com maior produção de milho primeira safra, e concentra cerca de 90% da produção na primeira safra; no entanto, a região do Triângulo Mineiro possui calendário agrícola diferente da região Sul (principal região produtora de milho primeira safra) devido as diferenças nas condições edafoclimáticas.

Além das diferenças no período de colheita, a concentração de grandes indústrias processadoras na região do Triângulo Mineiro e menor concorrência em termos de consumo pode contribuir para a presença de assimetria de transmissão em relação as variações no preço de Campinas. A concentração de mercado é apontada na literatura como uma das possíveis causas de presença de assimetria (AGUIAR, 2011); porém para identificar as reais causas da presença de assimetria de transmissão são necessários novos estudos que fogem do escopo deste trabalho.

A cointegração e a transmissão simétrica de preços de Campinas em relação à maior parte das regiões analisadas, pode estar relacionada ao fato do estado de São Paulo consumir uma quantidade muito maior de milho do que produz<sup>3</sup>, exigindo a importação de uma quantidade grande de cereal de outros estados. Além disso, os preços da região de Campinas são utilizados como referência para as posições em aberto do contrato de liquidação financeira negociados na Bolsa, o que pode contribuir para os resultados encontrados neste estudo.

Dessa forma, os resultados trazem implicações tanto para o direcionamento de futuras pesquisas quanto para os agentes que atuam neste mercado e necessitam estabelecer estratégias para a gestão do risco de variações indesejadas nos preços.

Ao identificar que aumentos e quedas nos preços em Campinas são transmitidos proporcionalmente a diferentes regiões, além do melhor entendimento das relações de preços deste mercado, os resultados indicam que os preços nas regiões de referência do contrato futuro de base de milho apresentam forte relação com os preços no mercado paulista. Nesta perspectiva, os resultados apontam que a ferramenta disponibilizada pela Bolsa (o contrato futuro de base) pode ser um importante mecanismo de gestão de risco de base e aumento da eficiência do hedge (seguro de preço) de milho no Brasil, facilitando a fixação do preço regional por compradores ou vendedores, diante da maior visibilidade de preço.

---

<sup>3</sup> Entre os anos de 2014 a 2016, em média, a produção de milho do estado respondeu por 52% do consumo, ou seja, consumidores do estado buscaram em outros estados 48% do milho consumido neste período, segundo estimativas do Instituto de Economia Agrícola (2017).



Por fim, vale considerar que este estudo é mais um passo na tentativa de obter mais detalhes quanto à dinâmica de formação de preços do milho no Brasil. Para estudos futuros, é importante mensurar o risco de base no mercado brasileiro de milho

## Referências

- AGUIAR, D. R. D. Assimetria na transmissão de preços agrícolas: conceito, resultados e perspectivas. In: **49º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural**, Belo Horizonte-MG. *Anais...* Brasília: SOBER, 2011.
- AGUIAR, D. R. D. e FIGUEIREDO, A.M. Poder de Mercado no Varejo Alimentar: uma análise usando os preços do estado de São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, vol. 49, n. 4, pp. 967-990, 2011.
- AGUIAR, D. R. D. e SANTANA, J. A. Asymmetry in Farm to Retail Price Transmission: Evidence from Brazil **Agribusiness**, Estados Unidos, v. 18, n. 1, p. 37-48, 2002.
- BARROS, G.S.A.C. Economia da comercialização agrícola. Piracicaba. ESALQ/LES/CEPEA. 2017.
- BARROS, G.S.A.C.; BURNQUIST, H.L. Causalidade e transmissão de preços agrícolas entre níveis de atacado e varejo. In: ENCONTRO LATINO AMERICANO DA ECONOMETRIC SOCIETY, 7., São Paulo, 1987. *Anais...* São Paulo, s. ed., 1987. p.175-190.
- BRESSLER K.; BARROS, G.S.A.C. Economia da comercialização agrícola. A dimensão espacial dos preços. Piracicaba. ESALQ/LES/CEPEA. 2015
- BOLSA DE VALORE BRASIL, BOLSA BALCÃO - B3. **Commodities**. Futuro de Base de Preço de Milho. Disponível em: < <http://www.bmfbovespa.com.br> >. Acesso em 10 jan. 2018.
- CAPPS-JR., O. e SHERWELL, P. Alternative Approaches in Detecting Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission of Fluid Milk. **Agribusiness**, v. 23, n. 3, p. 317-331, 2007.
- CEPEA. Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. **Milho**. Disponível em: < <http://www.cepea.esalq.usp.br> >. Acesso em 10 jan. 2017.
- COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO – CONAB. **Quadro de Suprimentos**. Disponível em: < <http://www.conab.gov.br> >. Acesso em 12 jun. 2017.
- CUNHA, C.A.; WANDER, A.E. Asymmetry in farm-to-retail dry bean price transmission in São Paulo, Brazil. **Journal on Chain and Network Science**, Wageningen, v. 14, n. 1, p. 31-41, 2014.
- DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, Chicago, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, 1981.
- ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T.J.; STOCK, J.H. Efficient test for an autoregressive unit root. **Econometrica**, Hoboken, v. 64, n. 4, p. 813-836, July 1996.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 3rd ed. Danvers: Wiley, 2010. 544 p.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Co-integration and error correction representation, estimation and testing. **Econometrica**, New York, v. 52, n. 2, p. 251-276, 1987.
- FREY, G. e MANERA, M. Econometric Models of Asymmetric Price Transmission. **Journal of Economic Surveys**, v. 21, n. 2, p. 349-415, 2007.
- GRANGER, C.W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. **Econometrica**, Chicago, v. 37, n. 3, p. 424 – 438, 1969.



- GRIFFITH, G. R. e PIGGOTT, N. E. Asymmetry in beef, lamb and pork farm-retail price transmission in Australia. **Agricultural Economics**, v. 10, p. 307-316, 1994.
- GUJARATI. **Basic Econometrics**, Fourth Edition. The McGraw-Hill Companies, 2004.
- HOUCK, J.P. An approach to specifying and estimating nonreversible functions. **American Journal of Agricultural Economics**, Cary, v. 59, n. 3, p. 570-572, 1977.
- INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA. **Estimativa de Oferta e Demanda de Milho no Estado de São Paulo**. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br>> . Acesso em: 16 de maio. 2017.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Cambridge, v. 12, p. 231-254, 1988.
- KINNUCAN, H.W. e FORKER, O. D. Asymmetry in farm-retail price transmission for major dairy products. **American Journal of Agricultural Economics**, n. 69, p. 285-292, 1987.
- LIMA, M. A. M. e RESENDE, M. Transmissão Assimétrica de Preço do Atacado para o Varejo: um estudo empírico. **Texto para Discussão 001/2008**. Universidade Federal do Rio de Janeiro – IE/UFRJ, 2008.
- MACKINNON, J.G. Numerical distribution functions for unit root and cointegrations tests. **Journal of Applied Econometrics**, Davers, v. 11 April, p 601 – 618, 1996.
- MARGARIDO, M. A. e TUROLLA F. A. Análise da transmissão espacial de preços no mercado internacional de trigo. In: 2a **Conferência em gestão de risco e comercialização de commodities**, 2012, São Paulo. Conferência em Gestão de Risco e Comercialização de Commodities. São Paulo: BM&FBOVESPA, 2012.
- MEYER, J. e VON. CRAMON-TAUBADEL, S. Asymmetric price transmission: a survey. **Journal of Agricultural Economics**, v. 55, n. 3, p. 581-611, 2004.
- OSTERWALD-LENUN, M. A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank test Statistics. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Malden, v. 54, p. 461 – 472, 1992.
- PHILLIPS, P; PERRON, P. Testing for Unit Root in Time Series regression. **Biometrika**. v. 78, p.335-4, June 1988.
- RAY, S., CHEN, H., BERGEN, M. E. e LEVY, D. Asymmetric wholesale pricing: theory and evidence. **Marketing Science**, v. 25, n. 2, p. 131-154, 2006.
- SANTOS, J.Z.; AGUIAR, D. R. D.; FIGUEIREDO, A. M. Assimetria de transmissão de preços e poder de mercado: o caso do mercado varejistas de etanol no estado de São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.53, n, 02, 195-210. 2015.
- TEY, Y.S. Symmetry in farm-retail price transmission: pork in Malaysia. **MPRA Munich: MPRA Paper**, 2009. (Paper, 16693). Disponível em: <[http://mpra.ub.uni-muenchen.de/16693/2/MPRA\\_paper\\_16693.pdf](http://mpra.ub.uni-muenchen.de/16693/2/MPRA_paper_16693.pdf)>. Acesso em: 20 maio 2017.
- VON CRAMON-TAUBADEL, S. Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation: an application to the German pork market. **European Review of Agricultural Economics**, Den Haag, v. 25, p. 1-18, 1998.
- VON CRAMON-TAUBADEL, S.; LOY, J-P. The identification of asymmetric price transmission process with integrated time series. **Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik**, Stuttgart, v. 218, n.2, p. 85-106, 1999.
- WARD, R.W. Asymmetry in retail, wholesale, and shipping point pricing for fresh vegetables. **American Journal of Agricultural Economics**, Cary, v. 64, n.2, p. 205-212, 1982.



WELDESENBELT, T. Asymmetric price transmission in the Slovak Liquid milk market. **Agricultural Economics**. Praga, v. 59, n. 11, p. 512-524, 2013.

WOLFRAM, R. Positivistic measures of aggregate supply elasticities: some new approaches – some critical notes. **American Journal of Agricultural Economics**, Cary, v. 53, n.2, p. 356-59, 1971.

Anexo A. Resultado dos testes de raiz unitária Dickey-Fuller *generalized least squares* (DF-GLS) para as séries de preços nas regiões selecionadas

Variável	Número de defasagens	Em nível			Na primeira diferença		
		Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Campinas/SP	3;2	-0,211	-2,216	-2,459	-10,509	-4,863	-7,641
Ponta Grossa/PR	2;1	-0,076	-2,583	-2,630	-9,967	-5,636	-8,069
Cascavel/PR	3;2	-0,129	-2,578	-2,615	-9,961	-5,933	-8,316
Chapecó/SC	2;1	-0,080	-2,264	-2,392	-10,177	-4,180	-6,880
Triângulo Mineiro/MG	2;2	-0,167	-2,236	-2,435	-9,568	-4,421	-6,938
Rio Verde/GO	2;3	-0,073	-2,668	-2,699	-8,415	-4,740	-6,917
Sorriso/MT	3;2	-0,101	-2,458	-2,490	-8,848	-5,380	-7,589
Dourados/MS	2;2	-0,171	-2,705	-2,742	-9,932	-4,360	-6,979
Barreiras/BA	3;2	0,034	-1,934	-2,044	-8,256	-4,665	-6,853

Notas: <sup>1</sup>Na ausência de termos deterministas, o teste DG-GLS é equivalente ao proposto por Dickey Fuller (1981). <sup>2</sup>Para o modelo com constante, os valores críticos foram obtidos em Mackinnom (1996), para o modelo com constante e tendência em Elliott, Rothenberg e Stock (1996).

Modelo 1: na versão sem constante, valores críticos a 1% = -2,580 e 5% = -1,950.

Modelo 2: na versão com constante e sem tendência, valores críticos a 1% = -2,580 e 5% = -1,985.

Modelo 3: na versão com constante e com tendência, valores críticos a 1% = -3,480 e 5% = -2,878.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Anexo B. Resultado dos testes de raiz unitária Phillips-Perron (PP) para as séries de preços nas regiões selecionadas

Variável	Número de defasagens	Em nível			Na primeira diferença		
		Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Campinas/SP	3;2	-0,188	-2,571	-2,497	-11,269	-11,243	-11,257
Ponta Grossa/PR	2;1	-0,082	-2,245	-2,033	-10,812	-10,787	-10,800
Cascavel/PR	3;2	-0,099	-2,449	-2,339	-11,255	-11,230	-11,242
Chapecó/SC	2;1	-0,099	-2,191	-1,990	-11,916	-11,889	-11,902
Triângulo Mineiro/MG	2;2	-0,108	-2,324	-2,057	-10,368	-10,345	-10,357
Rio Verde/GO	2;3	-0,050	-2,090	-1,910	-10,734	-10,712	-10,722
Sorriso/MT	3;2	0,030	-2,070	-1,883	-13,099	-13,083	-13,088
Dourados/MS	2;1	-0,097	-2,241	-2,182	-11,914	-11,885	-11,901
Barreiras/BA	3;2	-0,033	-2,126	-1,712	-12,461	-12,465	-12,447

Notas: valores críticos do teste obtidos em Phillips-Perron (1988).

Modelo 1: na versão sem constante, valores críticos a 1% = -2,580 e 5% = -1,950.

Modelo 2: na versão com constante e sem tendência, valores críticos a 1% = -3,982 e 5% = -3,422.

Modelo 3: na versão com constante e com tendência, valores críticos a 1% = -3,445 e 5% = -2,872.

Fonte: Resultados da pesquisa.