

## ANÁLISE DA TRANSMISSÃO DE PREÇO NA COMERCIALIZAÇÃO DE ALIMENTOS EM SÃO PAULO

Marina Laurindo Costa<sup>1</sup>, Adelson Martins Figueiredo<sup>2</sup>, Mariusa Momenti Pitelli<sup>3</sup>,  
Flavia Mayumi Fugita Nakano<sup>4</sup>

**Resumo:** O objetivo do trabalho é analisar a transmissão de preços em produtos da cesta básica entre os níveis de comercialização atacado e varejo na cidade de São Paulo. Por meio da análise de transmissão de preços entre estes dois elos da cadeia de distribuição de alimentos, será possível observar se há distorções no repasse de preços, que possa prejudicar o bem-estar do consumidor, visto que há evidências de concentração no mercado varejista. Utilizam-se modelos econométricos a fim de obter a elasticidade de transmissão de preços e testar a simetria no repasse de preços de longo prazo. Os resultados indicam que, para a minoria dos produtos analisados, há assimetria na transmissão de preços entre atacado e varejo. Com isso há indícios de que variações no preço real são repassadas ao consumidor final e que apenas para manteiga, carne e batata esses repasses são assimétricos, elevando o preço real cobrado no varejo.

**Palavras-chave:** Transmissão de Preço. Assimetria. Cesta Básica.

## ANALYSIS OF PRICE TRANSMISSION IN FOOD MARKETING IN SÃO PAULO

**Abstract:** This paper aims to analyze price transmission between wholesale and retail of some products of basic food basket in the city of São Paulo. Through this analysis between these two chains links of food distribution, it may observe if there are market distortions that may infringe consumer welfare, once there are evidences of concentration in the retail market. This analysis has been done through the estimation of an econometric model, which it has been estimated the elasticity of price transmission and it has been tested the symmetry in the long-term price transmission. The results indicate that for the minority of selected products there is asymmetry in prices transmission between wholesale and retail. Evidences for asymmetry in price transmission were found

---

1 Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de São Carlos.

2 Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa; Professor da Universidade Federal de São Carlos.

3 Doutora em Economia Aplicada pela Universidade de São Paulo; Professora da Universidade Federal de São Carlos.

4 Mestranda em Economia pela Universidade Federal de São Carlos.

in models from butter, beef and potato, which means real prices variations in wholesale are passed more than proportionally to final consumer.

**Keywords:** Price Transmission. Asymmetry. Basic Food Basket.

**JEL classification:** L11; C22

## 1. Introdução

O setor agropecuário é um dos setores de maior destaque da economia do Brasil, sendo o país um dos grandes produtores mundiais de *commodities*. Trata-se de um setor que possuiu grande importância não somente para a pauta exportadora, como para o abastecimento da demanda interna de matérias-primas e produtos alimentícios. No ano de 2019, o PIB do agronegócio foi equivalente a R\$1,552 trilhão o que correspondeu a 21,4% do PIB do país naquele ano (CEPEA; CNA, 2020).

No que compreende aos produtos alimentícios os principais canais de distribuição são: atacado e varejo (NEVES, 1999). O setor atacadista é o agente intermediário entre a indústria alimentar, varejistas, compradores industriais, institucionais, comerciais e consumidores finais. Com a evolução das exigências dos consumidores em relação aos produtos, tanto os varejistas quanto as indústrias demandam serviços mais específicos por parte do setor atacadista que, conseqüentemente, tem aumentado seu grau de especialização (NEVES, 1999).

O setor varejista é importante no que diz respeito ao final da cadeia de valor dos produtos, visto que é nele que o consumidor adquire os bens finais produzidos pela indústria (GUIDOLIN; COSTA; NUNES, 2009). Na década de 1990, este setor passa por transformações expressivas atreladas aos grandes grupos varejistas da época, decorrentes do aumento significativo de fusões e aquisições. Além disso, nesta mesma época houve ingresso de grupos varejistas estrangeiros no país (OLIVEIRA; DELGADO, 2015). Sendo que o varejo brasileiro segue uma tendência mundial de concentração do mercado varejista, observou-se no país o aumento da concentração de mercado, em que no período de 2000 a 2008 as cinco maiores empresas atingiram um *market share* de 40% (AGUIAR; FIGUEIREDO, 2011).

Nota-se que o setor varejista nacional, especificamente o de alimentos, é caracterizado pela presença de grandes grupos econômicos de capital estrangeiro, em que muitos utilizaram da prática de fusões e aquisições com redes já consolidadas no país. Como exemplo, tem-se o ato de concentração nº 08012.005586/2012-13, em que a empresa francesa Casino adquiriu o controle da Companhia Brasileira de Distribuição<sup>5</sup> (BRASIL, 2012).

Nesse sentido, o objetivo deste artigo é analisar os processos de transmissão de preços entre o atacado e o varejo em alguns produtos da cesta básica na cidade de São Paulo. Em

---

5 Anteriormente à operação, a CBD era controlada pela *holding* Wilkes que, por sua vez, era controlada conjuntamente pela Casino e pelo Grupo Abílio Diniz. Então, o Grupo Casino já compartilhava o controle da Wilkes com o Grupo Abílio Diniz (BRASIL, 2012). Disponível em: [www.cade.gov.br](http://www.cade.gov.br) Acesso em: 18 de set. de 2017.

síntese, se a transmissão ocorre de forma assimétrica, variações nos preços no varejo podem ser mais do que proporcionais às variações nos preços cobrados pelos atacadistas. A hipótese é de que a transmissão de preços entre o varejo e o atacado de alimentos é assimétrica.

Este artigo é dividido em 5 seções. Na primeira seção é realizada a introdução; o referencial empírico é exposto na seção 2; a seção 3 apresenta a metodologia, que inclui a apresentação do modelo econométrico, os dados utilizados na aplicação empírica e os procedimentos econométricos; na seção 4 é realizada a análise dos resultados; e na seção 5 as considerações finais do trabalho.

## **2. Referencial Empírico**

Diversos exemplares na literatura buscaram evidências empíricas de processos assimétricos na transmissão de preços. Uma resenha acerca dos métodos empregados foi realizada por Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004), os quais dividem em Métodos de pré cointegração, Métodos baseados na análise da cointegração e Métodos Threshold. A técnica de pré cointegração também é conhecida como Métodos de primeira diferença e foram concebidas por Tweeten e Quance (1969) e popularizados através da ampliação proposta no Modelo de Houck (HOUCK, 1977). Consiste em dividir as variações de preços em fases crescentes e decrescentes, resultando na estimação de dois coeficientes de ajustamento de preços. Este modelo foi empregado para o estudo da assimetria em produtos vegetais (WORTH, 1999); mercado de leite em cidades dos Estados Unidos (CARMAN; SEXTON, 2005; LASS, 2005; CAPPS JR.; SHERWELL, 2007).

A compreensão de que os preços, assim como outras séries temporais econômicas, são não estacionários levou ao emprego da análise da cointegração para o arcabouço do processo de transmissão de preços. Os pioneiros dessa técnica foram Von Cramon-Taubadel e Fahlbusch (1994), que propõem a utilização do Vetor de Correção de Erros com a incorporação de termos de ajuste assimétrico. Exemplares de estudos incluem a análise de preços da carne de porco na Alemanha (VON CRAMON-TAUBADEL, 1998); carne bovina, aves e ovos nos Estados Unidos (VAVRA; GOODWIN, 2005); cadeia produtiva de carne bovina no Brasil (PERSONA; FIGUEIREDO; AGUIAR, 2019).

Por último, os modelos Threshold configuram-se como uma ampliação da modelagem de correção de erros. Proposta inicialmente por Tong (1978), concebe que desvios temporários ao equilíbrio de longo prazo somente se reverterão a respostas nos preços se ultrapassarem um limite específico. É possível destacar estudos para o mercado de porco nos Estados Unidos (GOODWIN; HARPER; 2000); milho, trigo e soja no Brasil (BALCOMBE; BAILEY; BROOKS, 2007).

## **3. Metodologia**

Neste artigo emprega-se um modelo baseado na modelagem proposta por Houck (1977), abrangendo os níveis de mercado atacado e varejo. Trata-se de um Vetor de Correção de Erros (VEC), que é ideal para o caso multivariado com presença de cointegração. O modelo, que relaciona os acréscimos e decréscimos de preços reais praticados no atacado e as variações de preços no varejo, pode ser escrito da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \gamma + \epsilon_t \quad (1)$$

Em que  $y_t' = [SPV_t \quad SAC_t \quad SDC_t]'$  é um vetor transposto de variáveis. Sendo:

- $SPV_t$ , a variação de preços reais recebidos no varejo;
- $SAC_t$  a soma dos acréscimos de preços no segmento atacadista;
- $SDC_t$  a soma dos decréscimos de preços no segmento atacadista.

Além disso,  $\gamma$  é um vetor  $(3 \times 1)$  com as constantes estimadas,  $\alpha$  é um vetor  $(3 \times 1)$  com os coeficientes de ajustamento,  $\beta$  é um vetor  $(3 \times 1)$  com os parâmetros de cointegração,  $\Gamma_i$  é uma matriz  $(3 \times 3)$  com os coeficientes da parte autoregressiva estimada e  $\epsilon_t$  é um vetor  $(3 \times 1)$  com os termos de erros aleatórios. Portanto, apresentando a equação 1 em forma matricial tem-se:

$$\begin{pmatrix} \Delta SDC_t \\ \Delta SAC_t \\ \Delta SPV_t \end{pmatrix} = \alpha \beta' \begin{pmatrix} SDC_{t-1} \\ SAC_{t-1} \\ SPV_{t-1} \end{pmatrix} + \Gamma_1 \begin{pmatrix} \Delta SDC_{t-1} \\ \Delta SAC_{t-1} \\ \Delta SPV_{t-1} \end{pmatrix} + \dots + \Gamma_{p-1} \begin{pmatrix} \Delta SDC_{p-1} \\ \Delta SAC_{p-1} \\ \Delta SPV_{p-1} \end{pmatrix} + \gamma + \epsilon_t \quad (2)$$

A variável explicativa do modelo é o preço real praticado pelo atacado segmentada em duas variáveis. Estas obtidas através da somatória das diferenças do aumento (diminuição) do preço de um mês em relação ao mês inicial<sup>6</sup>. Portanto, a variável de acréscimo ( $SAC_t$ ) só é alterada quando há aumento nos preços praticados pelo atacado, assim como a variável de decréscimo ( $SDC_t$ ) só é alterada quando há queda nos preços.

Os resultados obtidos através da estimação desse modelo, para todos os produtos, serão analisados em três aspectos. Sendo o primeiro baseado nos valores assumidos pelos coeficientes, interpretada como a elasticidade da transmissão de preços. Através desta análise é possível obter informações a respeito das estratégias de preço do segmento varejista. O segundo aspecto analisado é a simetria de preços, para isso utiliza-se o Teste Wald, em que a hipótese nula a ser testada é a de que  $\beta_{11} = \beta_{12} = 1$

O terceiro aspecto analisado é a velocidade de transmissão de preços entre atacado e varejo, por meio das funções impulso resposta (FIR), e a análise das decomposições das variâncias. De forma a complementar a análise de transmissão no curto prazo, calculou-se a variação parcial de custos do consumidor, a fim de se verificar como a precificação no varejo afeta o bem-estar do consumidor.

---

6 Detalhes sobre o cálculo dessas variáveis podem ser encontrados em Houck (1977), Carman e Sexton (2005), Azevedo e Politi (2005), Persona, Figueiredo e Aguiar (2019).

### 3.1 Dados

Os produtos que compõem a cesta básica do consumidor brasileiro são: carne, leite, feijão, arroz, farinha, batata, legumes (tomate), pão francês, café em pó, frutas (banana), açúcar, banha ou óleo e manteiga (DIEESE, 2016). Dentre esses produtos, foram selecionados oito para a análise do processo de transmissão dos preços praticados pelo atacado e varejo. Os produtos alimentícios analisados são apresentados na Tabela 1.

Tabela 1 – Dados referentes aos produtos selecionados

Produto Alimentício	Comentários	Transformações nos dados	Fonte
Arroz	Preço em R\$/kg.	Deflacionado através do IGP. Em logaritmo natural.	IEA
Batata	Preço em R\$/kg.		
Carne bovina	Preço do varejo calculado a partir dos cortes que compõem o traseiro bovino. Preço em R\$/kg.		
Farinha	Preço em R\$/kg.		
Feijão	Preço em R\$/kg.		
Leite	Em R\$/litro		
Manteiga	Em R\$/200gr.		
Óleo	Em R\$/lata.		

Fonte: Elaboração dos autores.

As séries de preços para os níveis de comercialização atacado<sup>7</sup> e varejo<sup>8</sup> são de periodicidade mensal. Os dados foram obtidos junto ao Instituto de Economia Agrícola (IEA) e compreendem o período entre janeiro de 2007 e agosto de 2016<sup>9</sup>.

O preço do varejo da carne é dado pelo somatório de cada corte ponderado pelo seu rendimento sobre a carcaça resfriada; os cortes de carne que correspondem ao traseiro são: alcatra, capa de filé, coxão duro, coxão mole, filé mignon, lagarto, patinho e músculo

7 Os preços médios referem-se à média dos preços de venda mínimos e máximos. Inclui os custos de beneficiamento, transporte e tributação. (IEA, 2016a). “A amostra de estabelecimentos a serem pesquisados é probabilística e estratificada, ou seja, sorteada e distribuída por cinco distritos que guardam relação espacial com o mercado atacadista existente na cidade” (IEA, 2016a, não paginado). Ademais, no presente estudo, séries de preços do segmento atacadista de alguns produtos são uma média dos preços das diferentes variedades disponíveis para cada um desses produtos.

8 Correspondente à média de preços levantada em 360 estabelecimentos varejistas na cidade de São Paulo – incluindo supermercados, feiras, quitandas, hortifrúteis, açougues e padarias – ponderada pelo dispêndio com produtos alimentícios de um domicílio de tamanho e renda média na cidade de São Paulo (IEA, 2016b).

9 Devido à disponibilidade dos dados, a série de preços do leite corresponde ao período entre novembro de 2010 a agosto de 2016.

(PERSONA; FIGUEIREDO; AGUIAR, 2019). Anteriormente às estimações, deflacionou-se as séries de preços utilizando o Índice Geral de Preços (IGP) disponibilizados pela Fundação Getúlio Vargas. Optou-se pela transformação logarítmica, pois assim, o resultado fornece a elasticidade de transmissão de preço de forma direta (AGUIAR; SANTANA, 2002). Na estimação dos modelos de regressão, utilizou-se o *software* Stata.

### 3.2 Procedimentos Econométricos

Como mencionado anteriormente, utiliza-se um modelo de vetor de correção de erros para verificar a existência de processos assimétricos de transmissão de preços nos produtos agrícolas selecionados. A fim de definir a modelagem mais apropriada para cada um dos modelos, emprega-se o teste Dickey-Fuller aumentado (ADF) em todas as séries de preços (Tabelas 1A no Apêndice). Os testes para as séries no nível indicaram a não rejeição da hipótese nula de presença de raiz unitária, exceto para os seguintes casos: 1) SACt na equação com constante e tendência para carne e óleo 2) SDCt na equação com constante para arroz e feijão, 3) SPVt na equação com constante e tendência para carne e óleo 4) SPVt na equação com constante para óleo. Como há diferentes equações de testes ADF quando se inclui os termos determinísticos procedeu-se dois passos para verificar se essas séries são mesmo estacionárias.

Testou-se a presença de constante e de tendência na equação dos testes ADF – conforme proposto por Dickey e Fuller (1981) – por meio das estatísticas  $\Phi_i$  obtidas é possível inferir que a 1% de probabilidade rejeitam-se a presença de tendência e de constante nas equações dos testes ADF. Assim, pode-se inferir que todas as séries apresentam raiz unitárias.

Em seguida, aplicou-se o teste KPSS, que indicou a presença de raiz unitária ao nível de significância de 5% para todas as séries considerando o modelo com constante (Tabela 2A no Apêndice). Assim, pode-se considerar que nenhuma das séries apresenta estacionariedade no nível. Ao realizar os testes para as séries na primeira diferença, passa-se a não rejeitar a hipótese nula, confirmando que todas as séries possuem a mesma ordem de integração – tornam-se estacionárias com uma diferenciação.

As defasagens a serem incluídas nos modelos foram definidas inicialmente através da minimização do critério de informação de Akaike (AIC), podendo ser observado na Tabela 3A no Apêndice. Com a ressalva de que para alguns produtos foram incluídas defasagens diferentes das sinalizadas pelo critério de informação, a fim de corrigir a autocorrelação e melhorar o ajustamento dos modelos.

Proseguiu-se com o teste de cointegração de Johansen (1988, 1992) objetivando verificar a existência de ao menos um vetor de cointegração entre as variáveis em um mesmo modelo (ver Tabela 4A no Apêndice). Utilizando o teste do traço, verificou-se a existência de relação de longo prazo entre as alterações de preços dos produtos da cesta básica praticados no atacado sobre os preços cobrados no varejo.

Com base na constatação de não estacionariedade no nível para todas as séries e na existência de ao menos um vetor de cointegração entre as variáveis, pode-se estimar o

modelo VEC de acordo com o Modelo de Houck, com o objetivo de analisar como o preço do varejo é impactado pelas variações de preços do atacado.

O teste Breusch-Godfrey (Teste dos Multiplicadores de Lagrange – LM – Tabela 5A no Apêndice), ao nível de significância estatística de 5%, indicou a não rejeição da hipótese nula de ausência de autocorrelação nos resíduos dos modelos até 12 defasagens para os produtos arroz, carne, farinha, manteiga e óleo. Já para os produtos batata, feijão e leite o problema da autocorrelação ainda persistiu, podendo gerar perdas de robustez, gerando alguma limitação na inferência sobre os resultados decorrentes dos modelos desses produtos. Todos os modelos atendem a condição de estabilidade, apresentando raízes polinomiais fora do círculo unitário.

#### 4. Resultados e Discussão

##### 4.1 Elasticidade de Transmissão de Preços

A análise dos coeficientes de longo prazo ( $\beta$ ), apresentados na Tabela 2, mostra que, para todos os alimentos estudados, os coeficientes de longo prazo são significativos a 1%.

Tabela 2 – Estimativas dos coeficientes de longo prazo

Modelos	Variáveis	Estimativas dos coeficientes de ajustamento ( $\hat{\alpha}$ )	Estimativas dos parâmetros <sup>(1)</sup> de longo prazo ( $\hat{\beta}$ )
Arroz	SDC <sub>t</sub>	-0,0017949 ns	1,000
	SAC <sub>t</sub>	-0,1201968 *	1,195517*
	SPV <sub>t</sub>	0,0418359 ns	-1,094443 *
Batata	SDC <sub>t</sub>	0,043549 ns	1,000
	SAC <sub>t</sub>	0,049703 ns	1,087399 *
	SPV <sub>t</sub>	0,3929763*	-1,480834*
Carne	SDC <sub>t</sub>	0,0441983 ns	1,000
	SAC <sub>t</sub>	-0,0261914 ns	1, 443479*
	SPV <sub>t</sub>	0,2329468*	-1, 799362*
Farinha	SDC <sub>t</sub>	-0,1316708**	1,000
	SAC <sub>t</sub>	-0,1482406***	1,100236*
	SPV <sub>t</sub>	0,1392569***	-1,258529*
Feijão	SDC <sub>t</sub>	0,078915**	1,000
	SAC <sub>t</sub>	0,0673771 ns	0,9943883*
	SPV <sub>t</sub>	0,4396779 *	-1,155856*
Leite	SDC <sub>t</sub>	-0,4281108*	1,000
	SAC <sub>t</sub>	0,1319247 ns	1,037706*
	SPV <sub>t</sub>	0,1496012 ns	- 0,925694*

Manteiga	SDC <sub>t</sub>	0,0043534 ns	1,000
	SAC <sub>t</sub>	-0,0243204*	4,690146*
	SPV <sub>t</sub>	0,0229498*	-9,5402*
Óleo	SDC <sub>t</sub>	-0,172757 *	1,000
	SAC <sub>t</sub>	-0,2474205 *	1,008055*
	SPV <sub>t</sub>	-0,0317386 ns	-0,9364004 *

Notas: \* Significativo a 1%; \*\*Significativo a 5%; \*\*\* Significativo a 10%; ns = não significativo. (1) Para elaboração dessa tabela desconsiderou-se a constante presente na equação de cointegração,  $\beta' y_{t-1} = 0$ .

Fonte: Elaboração dos autores.

A soma dos acréscimos de preços reais no atacado afeta a variação de preços no varejo de forma mais intensa do que a soma dos decréscimos de preços reais no atacado, havendo evidências de rigidez de preços para baixo, exceto para feijão, em que os valores são muito próximos<sup>10</sup>. De acordo com esta análise, há evidências estatísticas de rigidez de preços para baixo no processo de transmissão de preços durante o período analisado.

Como foi encontrado relação de cointegração para os modelos dos produtos analisados, há uma conexão de longo prazo entre quedas e aumentos de preços no atacado e mudanças de preços no varejo, para cada um deles. A análise estatística dos coeficientes de ajustamento dos modelos indica que para cinco dos oito modelos estimados, as variações de preço no varejo contribuíram para que se retornasse ao equilíbrio de longo prazo, quais sejam: batata, carne, farinha, feijão e manteiga. Os coeficientes de ajustamento dos preços do varejo não foram significativos para os produtos arroz, leite e óleo.

#### 4.2 Repasse de preços no longo prazo

Outro instrumento de análise empregado é o Teste de Wald, em que se testa a simetria de preços no longo-prazo. Sob a hipótese nula de que  $\beta_{11} = \beta_{12} = 1$ , a rejeição da hipótese nula aponta para a assimetria no repasse de preços no longo-prazo.

Tabela 3 – Teste de simetria de preços

Modelo	Estatística do teste	P-valor
Arroz	1,788	0,181
Batata	14,490	0,000
Carne	13,720	0,000
Farinha	0,619	0,431

10 Tem-se a relação de longo prazo dada por  $\beta' y_{t-1} = 0$ . Exemplificando para o feijão,  $SDC_{t-1} + 0,9943883 SAC_{t-1} - 1,155856 SPV_{t-1} = 0$ , isolando  $SPV_{t-1}$ , tem-se:  $0,865159674 SDC_{t-1} + 0,860304657 SAC_{t-1} = SPV_{t-1}$ .

<b>Modelo</b>	<b>Estatística do teste</b>	<b>P-valor</b>
Feijão	0,044	0,833
Leite	0,562	0,453
Manteiga	15,470	0,000
Óleo	0,019	0,889

Fonte: Elaboração dos autores.

A análise dos resultados apresentados na Tabela 3 ao nível de significância de 5% indica simetria na transmissão de preços entre atacado e varejo nos seguintes produtos: arroz, farinha, feijão, leite e óleo. Por outro lado, a rejeição da hipótese nula nos testes referentes aos modelos da batata, carne e manteiga indica evidências de que o repasse de longo prazo entre atacado e varejo é assimétrico, ou seja, para estes produtos, os acréscimos de preços no atacado foram repassados aos preços do varejo de forma mais intensa do que os decréscimos de preços.

### **4.3 Repasse de preços no curto prazo**

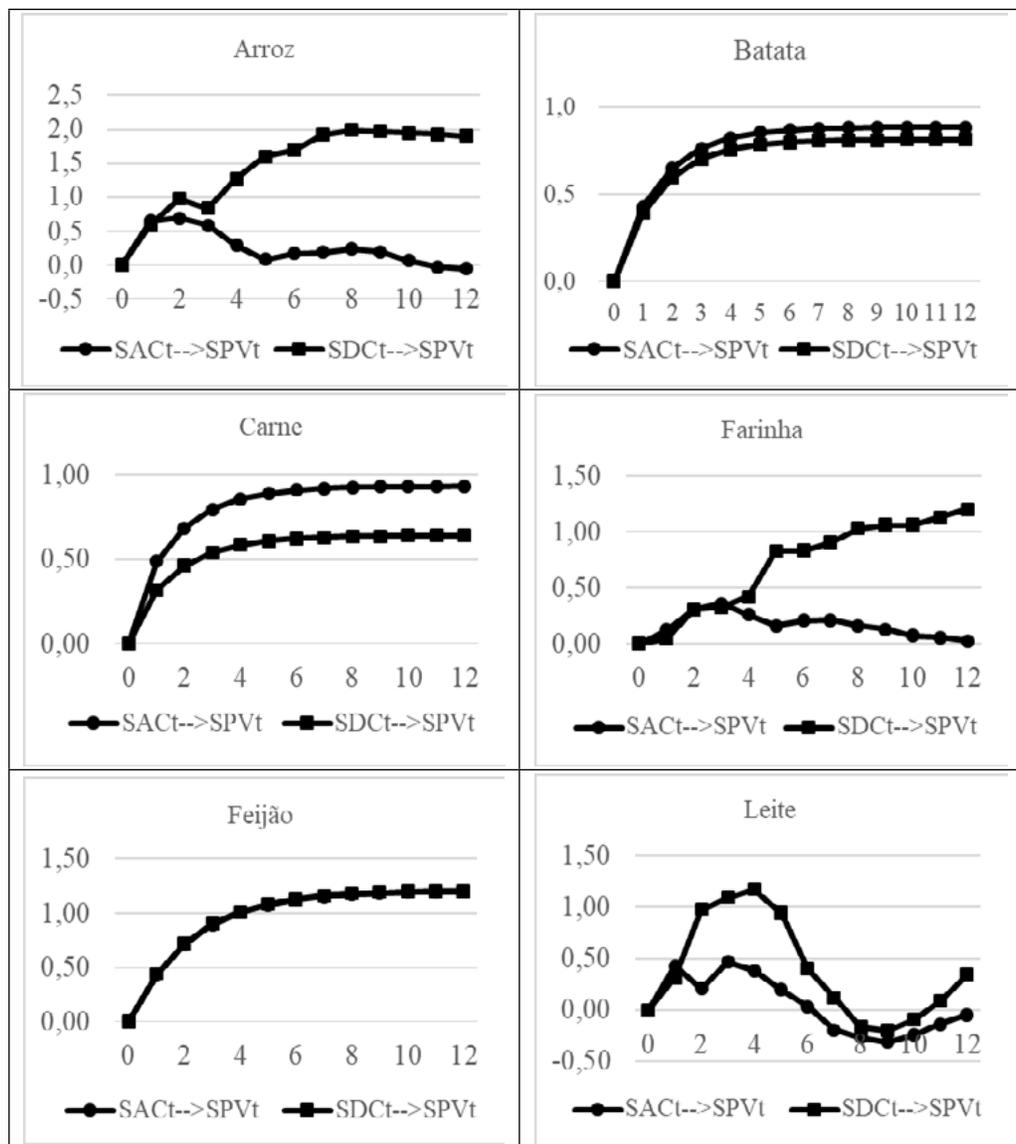
A análise da transmissão de preços no curto prazo é realizada através das funções impulso-resposta, sendo possível verificar o ajuste de curto prazo dos preços no varejo a partir de um choque exógeno nas variáveis de acréscimo e decréscimo dos preços no atacado. Na Figura 1, as linhas tracejadas representam a resposta dos preços no varejo a partir de um choque na soma dos acréscimos de preços no atacado, enquanto as linhas contínuas referem-se à resposta dos preços no varejo a partir de um choque na soma dos decréscimos de preços no atacado. Nas funções, o eixo horizontal representa a trajetória temporal, medida em meses, e no eixo vertical, tem-se a magnitude medida em desvios-padrão.

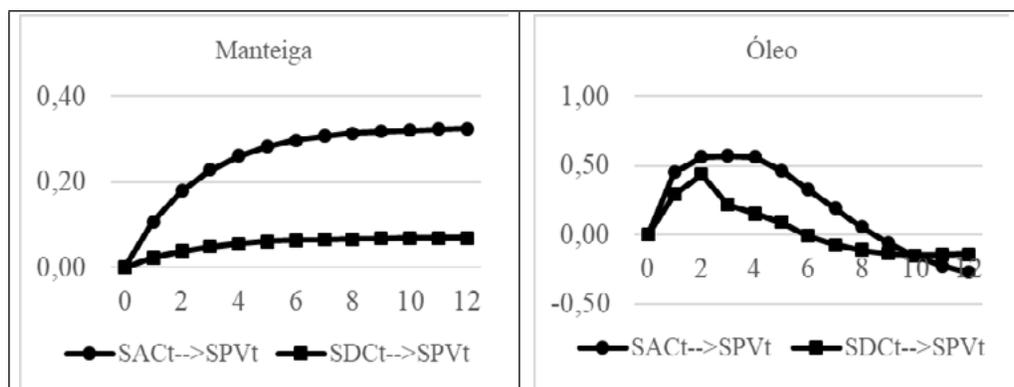
A simetria na transmissão de preços no curto prazo pode ser vista por meio da inclinação e do deslocamento das curvas no horizonte de 12 meses. Como exemplo, pode-se usar o gráfico da função impulso resposta do feijão que apresenta repasses proporcionais no curto prazo tanto para acréscimos quanto para decréscimos de preços. Assim, as curvas de resposta das variações de preços no varejo são identicamente iguais. Portanto, nesse caso é possível inspecionar graficamente que tanto acréscimos de preços quanto decréscimos de preços são repassados proporcionalmente para o preço no varejo havendo simetria na transmissão de curto prazo. Em uma cadeia produtiva na qual há concorrência e que não há exercício de poder mercado espera-se que aconteça exatamente a situação ilustrada para o feijão.

Nota-se que nos modelos de arroz, farinha e leite os decréscimos dos preços no atacado foram repassados para o preço no varejo de forma mais intensa do que os acréscimos. Observa-se também que o efeito dos acréscimos nos modelos de arroz, farinha, leite e óleo se dissipa mais rapidamente ao longo do tempo. Já o repasse dos decréscimos foi inferior ao dos acréscimos para os produtos batata, carne, manteiga e óleo. Para os produtos batata, carne, manteiga, a trajetória temporal dos acréscimos e dos decréscimos são parecidas. Especificamente para os modelos da carne e manteiga, o repasse dos acréscimos se deu em maior intensidade do que a dos decréscimos em todo o período.

De qualquer modo, por inspeção gráfica é possível afirmar que em média há simetria apenas para feijão, enquanto para os demais produtos a transmissão do segmento atacado para o varejo é assimétrica, no curto prazo.

Figura 1 – Resposta das variações de preços no varejo a um choque nos acréscimos e decréscimos de preços reais no atacado





Fonte: Elaboração dos autores.

Conforme Canêdo-Pinheiro (2012), uma medida complementar importante na análise de transmissão de preço é o cálculo da variação de custos do consumidor oriunda das mudanças nos preços dos produtos. Baseando-se em Borenstein et al. (1997), pode-se obter uma medida dos custos ao consumidor por meio da diferença acumulada dos choques positivos e negativos de preços no tempo. Assim, essa medida pode ser obtida calculando-se a área entre as curvas SACT e SDCt das funções de impulso resposta (FIR) apresentadas na Figura 1. Denotando o multiplicador de impacto da FIR como  $\Psi_i^+$  para uma resposta positiva de preços e  $\Psi_i^-$  para uma resposta negativa, pode-se obter uma variação parcial de custos (VPC) do consumidor no horizonte temporal h como propuseram Borenstein et al. (1997) por

$$VPC = \int_i^h (\Psi_i^+ - \Psi_i^-) \quad (3)$$

Na Tabela 4 apresenta-se a variação parcial de custos do consumidor que pode ser interpretada como uma variação parcial no bem-estar. Nessa tabela, percebe-se ganhos de bem-estar para 4 produtos: arroz, farinha, feijão e leite. Para esses produtos detectou-se que o varejo os precifica de forma a gerar algum ganho ao consumidor. Enquanto para os demais produtos teve-se perdas de bem-estar, sendo que as mais impactantes em termos de custos para o consumidor foram carne e manteiga.

Tabela 4 – Variação parcial de bem-estar do consumidor para produtos da cesta básica

Produto	Varição% <sup>2</sup>	Média de Preços <sup>1</sup>	VPC (R\$)
Arroz	-15,52	3,05	-0,47
Batata	0,78	5,25	0,04
Carne	3,23	17,76	0,57
Farinha	-7,09	3,06	-0,22
Feijão	-0,07	7,91	-0,01
Leite	-4,47	3,42	-0,15

<b>Produto</b>	<b>Varição%<sup>2</sup></b>	<b>Média de Preços<sup>1</sup></b>	<b>VPC (R\$)</b>
Manteiga	2,57	5,84	0,15
Óleo	2,05	3,75	0,08

Notas: <sup>1</sup> A VPC foi calculada para a média de preços de janeiro a agosto de 2016 – dados do último ano contido na base de dados usada nesta pesquisa. <sup>2</sup> A variação percentual é interessante, pois permite calcular a VPC para dados atuais somente multiplicando a porcentagem pelo preço.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Uma análise complementar é a decomposição da variância do erro de previsão, pela qual é possível medir a porcentagem da variância do erro de previsão decorrente de cada variável endógena ao longo do horizonte de projeção. Permitindo, assim, avaliar o quanto uma variável explica o erro de previsão da outra. Os resultados são apresentados nas Tabelas 5, 6 e 7 e correspondem a um horizonte temporal de previsão equivalente a 10 meses.

No caso da carne, no mês 10, o acréscimo de preço no atacado explica 48,92% da variância do erro de previsão de preço no varejo, enquanto o decréscimo no preço do atacado explica 44,24%. Para a batata, o decréscimo de preço no atacado explica 62,29% da variância do erro de previsão de preço no varejo no último mês, enquanto para o arroz explica 41,49%.

Tabela 5 – Decomposição da variância do erro da previsão da variável SPV – Preço praticado pelo Varejo - Arroz, Batata e Carne

<b>Mês</b>	<b>Arroz</b>			<b>Batata</b>			<b>Carne</b>		
	<b>Variáveis</b>			<b>Variáveis</b>			<b>Variáveis</b>		
	<b>SPV</b>	<b>SAC</b>	<b>SDC</b>	<b>SPV</b>	<b>SAC</b>	<b>SDC</b>	<b>SPV</b>	<b>SAC</b>	<b>SDC</b>
1	79,31%	17,18%	3,50%	27,97%	26,52%	45,51%	84,67%	9,48%	5,85%
2	54,11%	34,43%	11,46%	15,01%	31,04%	53,95%	48,33%	28,89%	22,79%
3	42,47%	39,20%	18,33%	9,27%	32,99%	57,74%	31,00%	37,68%	31,32%
4	38,85%	40,63%	20,52%	6,50%	33,91%	59,59%	21,67%	42,22%	36,11%
5	38,70%	36,87%	24,43%	5,00%	34,40%	60,60%	16,24%	44,75%	39,00%
6	39,48%	32,03%	28,49%	4,09%	34,69%	61,22%	12,84%	46,30%	40,86%
7	38,79%	29,21%	31,99%	3,50%	34,87%	61,62%	10,56%	47,31%	42,13%
8	37,38%	29,94%	35,68%	3,08%	35,00%	61,91%	8,94%	48,01%	43,04%
9	35,70%	25,39%	38,91%	2,77%	35,10%	62,12%	7,75%	48,53%	43,72%
10	34,43%	24,09%	41,49%	2,54%	35,18%	62,29%	6,83%	48,92%	44,24%

Fonte: Elaboração dos autores.

Observa-se que para o produto feijão, o acréscimo de preço no atacado explica 45,87% da variância do erro de previsão do preço no varejo, enquanto 44,82% da variância do erro de previsão do preço no varejo é explicado pelo decréscimo de preço no atacado. Já para a farinha, no último mês analisado, 47,64% variância do erro de previsão do preço

no varejo é explicado pelo próprio preço no varejo. Para o leite o decréscimo de preço no atacado explica 49,12% da variância do erro de previsão do preço no varejo.

Tabela 6 – Decomposição da variância do erro da previsão da variável SPV – Preço praticado pelo Varejo – Farinha, Feijão e Leite

Mês	Farinha			Feijão			Leite		
	Variáveis			Variáveis			Variáveis		
	SPV	SAC	SDC	SPV	SAC	SDC	SPV	SAC	SDC
1	79,90%	16,61%	3,50%	64,81%	21,33%	13,85%	33,54%	39,87%	26,59%
2	74,60%	20,74%	4,66%	43,75%	31,82%	24,43%	18,92%	48,69%	32,40%
3	65,15%	25,62%	9,23%	29,28%	38,48%	32,24%	16,72%	39,78%	43,50%
4	60,36%	28,38%	11,26%	20,80%	42,07%	37,12%	13,52%	38,50%	47,97%
5	58,48%	28,39%	13,13%	16,01%	43,91%	40,07%	11,84%	36,72%	51,44%
6	55,69%	26,35%	17,96%	13,25%	44,86%	41,89%	11,49%	35,37%	53,15%
7	53,04%	25,41 %	21,54%	11,58%	45,36%	43,06%	12,25%	35,01%	52,73%
8	50,87%	24,50%	24,63%	10,52%	45,63%	43,85%	13,86%	34,36%	51,78%
9	49,01%	23,28%	27,70%	9,81%	45,78%	44,40%	15,76%	33,86%	50,38%
10	47,64%	22,16%	30,20%	9,31%	45,87%	44,82%	17,57%	33,31%	49,12%

Fonte: Elaboração dos autores.

Já para os produtos manteiga e óleo, no último mês analisado, mais de 50% da variância do erro de previsão de preço no varejo é explicado pelo próprio preço no varejo. Em comparação aos outros produtos, a parcela do erro de previsão explicada pela variável SDC é reduzida.

Tabela 7 – Decomposição da variância do erro da previsão da variável SPV – Preço praticado pelo Varejo – Manteiga e Óleo

Mês	Manteiga			Óleo		
	Variáveis			Variáveis		
	SPV	SAC	SDC	SPV	SAC	SDC
1	93,65%	4,61%	1,74%	66,68%	22,25%	11,07%
2	89,34%	7,65%	3,01%	46,04%	34,88%	19,08%
3	84,69%	10,92%	4,39%	39,97%	37,54%	22,49%
4	80,09%	14,14%	5,77%	41,22%	38,60%	20,19%
5	75,77%	17,16%	7,06%	42,82%	38,72%	18,47%
6	71,85%	19,90%	8,25%	44,91%	37,94%	17,14%
7	68,34%	22,35%	9,31%	47,45%	36,66%	15,89%

Mês	Manteiga			Óleo		
	Variáveis			Variáveis		
	SPV	SAC	SDC	SPV	SAC	SDC
8	65,23%	24,52%	10,25%	49,95%	35,20%	14,86%
9	62,49%	26,43%	11,08%	52,29%	33,68%	14,03%
10	60,07%	28,11%	11,81%	54,46%	32,19%	13,35%

Fonte: Elaboração dos autores.

Observa-se uma rigidez de preços maior para os produtos manteiga, óleo e farinha. Ademais, o fato de que ao longo dos meses a parcela do erro de previsão do preço no varejo tenha relevantes parcelas atribuídas à variação dos preços no atacado (SAC<sub>t</sub> e SDC<sub>t</sub>) leva a crer que existe influência sobre a precificação de um nível de comercialização sobre o outro.

## 5. Conclusões

Neste artigo, buscou-se analisar a transmissão de preços entre os canais de comercialização atacado e varejo, em produtos selecionados da cesta básica na cidade de São Paulo, entre 2007 e 2016. Para isto, utilizou-se um dos métodos mais comumente empregados pela literatura especializada, o Modelo de Houck, analisando o repasse dos preços no atacado para o varejo no curto e longo prazo.

No curto prazo, o varejo transmite mais intensamente as quedas de preços no atacado do que as elevações de preços na comercialização de arroz, farinha e leite. Já o repasse dos decréscimos foi inferior ao dos acréscimos para os produtos batata, carne, manteiga e óleo. Para feijão, o varejo transmite aumentos e quedas de preços no atacado de forma proporcional. No cálculo da variação parcial de bem-estar do consumidor, observou-se que para os modelos do arroz, farinha, feijão e leite, o varejo os precifica estrategicamente de forma a gerar ganhos temporários (curto prazo) ao consumidor. Isso pode ocorrer porque esses produtos com ganhos de bem-estar são básicos na alimentação do consumidor e acredita-se que o varejo estabeleça preços mais baixos para esses produtos tentando atraí-lo.

O teste de simetria permitiu verificar que para cinco de oito produtos analisados há evidências de que o repasse de longo prazo entre atacado e varejo é simétrico (arroz, farinha, feijão, leite e óleo). Assim, quando há variações dos preços reais no nível atacado o repasse para o preço praticado pelo varejo é proporcional.

Para os produtos carne e manteiga, tanto no curto prazo como no longo prazo, a transmissão de um aumento de preços reais no nível de atacado tende a ser repassado mais que proporcionalmente para o preço praticado pelo varejo, o que afeta, portanto, negativamente o bem-estar do consumidor. Considerando que o estudo foi realizado usando preços reais, há duas possíveis razões para os produtos terem apresentado assimetria no longo prazo: i) aumento de margem de preço, e/ou ii) aumento de custos não captado pela inflação.

Uma limitação deste artigo é que a análise de transmissão de preços não leva em consideração a diferenciação de produtos, possibilidades de substituição e imperfeições de

mercado, o que impossibilita chegar a qualquer conclusão sobre o padrão de concorrência. Outra limitação refere-se à disponibilidade de dados, em que os preços no atacado são para a região metropolitana de São Paulo enquanto os preços no varejo são referentes à cidade de São Paulo. Ademais, cita-se o fato de que a variação parcial de bem-estar apresenta alguma limitação, pois foi calculada apenas com base nas alterações dos preços dos produtos considerados e não capta mudanças nas quantidades compradas oriundas de variações nos preços relativos.

No entanto, pode-se considerar que para os produtos em que houve simetria de preços no longo prazo, mesmo que haja alguma imperfeição nesses mercados que possibilite o exercício do poder de mercado, tal poder não está sendo exercido de forma duradoura sobre o consumidor.

## Referências

- AGUIAR, D. R.D.; SANTANA, J. A. Asymmetry in farm to retail price transmission: evidence from Brazil. **Agribusiness**, v. 18, n. 1, p. 37-48, 2002.
- AGUIAR, D.R.D; 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**, v. 49, n. 4, p. 967-990, 2011.
- AZEVEDO, P. F.; POLITI, R. B. Concorrência e estratégias de precificação no sistema agroindustrial do leite, **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 46, n. 3, p. 767–802, 2008.
- BRASIL. Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE). Ato de Concentração n. 08012.005586/2012-13. 2012. Disponível em: [www.cade.gov.br](http://www.cade.gov.br) . Acesso em: 18 de set. 2017.
- BALCOMBE, K., BAILEY, A.; BROOKS, J. Threshold effects in price transmission: the case of Brazilian wheat, maize, and soya prices. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 89, n. 2, p. 308-323, 2007.
- BOREINSTEIN, S.; CAMERON, A. C.; GILBERT, R. Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil price changes? **Quarterly Journal of Economics**, v. 112, n. 1, p. 305–339, 1997.
- CANEDO-PINEIRO, M. Assimetrias na transmissão dos preços dos combustíveis: o caso do óleo diesel no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro, v. 66, n. 4, p. 557-578, 2012.
- CAPPS JR, O.; SHERWELL, P. Alternative approaches in detecting asymmetry in farm-retail price transmission of fluid milk. **Agribusiness**, v. 23, n. 3, p. 313-331, 2007.

CARMAN, H. F.; SEXTON, R. J. Supermarket fluid milk pricing practices in the Western United States. **Agribusiness**, v. 21, n. 4, p. 509-530, 2005.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA (CEPEA); CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA AGRICULTURA E PECUÁRIA (CNA). PIB do Agronegócio Brasileiro. Disponível em: <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/pib-do-agronegocio-brasileiro.aspx>. Acesso em 14 de ago. de 2020.

DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS (DIEESE). Cesta Básica. Metodologia. 2016. Disponível em: <https://www.dieese.org.br/metodologia/metodologiaCestaBasica2016.pdf>. Acesso em 13 de mar. 2018.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p. 1057-1073, 1981.

GUIDOLIN, S. M.; COSTA, A. C. R.; NUNES, B. F. Conectando indústria e consumidor: desafios do varejo brasileiro no mercado global. **BNDES Setorial: Comércio e Serviços**, n. 30, p. 3-61, 2009.

GOODWIN, B. K.; HARPER, D. C. Price transmission, threshold behavior, and asymmetric adjustment in the US pork sector. **Journal of Agricultural and Applied Economics**, v. 32, n. 3, p. 543-553, 2000.

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

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA (IEA). Preços Médios Mensais de Venda no Mercado Atacadista na Região Metropolitana de São Paulo. Disponível em <http://www.iea.sp.gov.br/out/bancodedados.html>. Acesso em: 30 de ago. 2016a.

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA (IEA). Preços Médios Mensais no Varejo na Capital. Disponível em: <http://www.iea.sp.gov.br/out/bancodedados.html>. Acesso em: 30 de ago. 2016b.

INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS APLICADAS, BASE DE DADOS MACROECONÔMICOS (IPEADATA). **IPC - geral - índice - Fundação Getúlio Vargas, Conjuntura Econômica - IGP (FGV/Conj. Econ. - IGP)**. Disponível em [www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br). Acesso em: 30 de ago. 2016.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, n. 12, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S. Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis. **Journal of Econometrics**, v. 52, n. 3, p. 389-402, 1992.

LASS, D. A. Asymmetric response of retail milk prices in the northeast revisited. **Agribusiness**, v. 21, n. 4, p. 493-508, 2005.

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

NEVES, M. F. Um modelo para planejamento de canais de distribuição no setor de alimentos. Universidade de São Paulo (Tese de Doutorado).1999.

OLIVEIRA, J. C.; DELGADO, F.S. Análise da evolução da concentração industrial no varejo supermercadista brasileiro entre 1998 e 2013. **Estudos do CEPE**, n. 42, p. 41-60, 2015.

PERSONA, H. L.; FIGUEIREDO, A. M.; AGUIAR, D. R. D. Análise de assimetria na transmissão de preços por meio de modelos VEC: aplicação à cadeia produtiva de carne bovina. **Economia Aplicada**, v. 23, n. 4, pp. 5-26, 2019. DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea131211>

TONG, H. On a threshold model. In: Chen, C, (ed.) **Pattern Recognition and Signal Processing**. NATO ASI Series E: Applied Sc. (29). Sijthoff & Noordhoff, Netherlands, p. 575-586, 1978.

TWEETEN, L. G.; QUANCE, C. L. Positivistic measures of aggregate supply elasticities: some new approaches. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 51, n. 2, p. 342-352, 1969.

VAVRA, P.; GOODWIN, B. K. Analysis of price transmission along the food chain. **OECD Food, Agriculture and Fisheries Papers**, n. 3, OECD Publishing, Paris. 2005.

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**, v. 25, n. 1, p. 1-18, 1998.

VON CRAMON-TAUBADEL, S; FAHLBUSCH, S. Identifying asymmetric price transmission with error correction models. In Poster Session EAAE European Seminar in Reading. 1994.

WORTH, T. The FOB-retail price relationship for selected fresh vegetables. **Economic Research Service/USDA-Vegetables and Specialties**, v. 279, 1999.

## APÊNDICE A

Tabela 1A – Resultados do Teste ADF

Produto	Série no Nível							Série na Primeira Diferença			
			tau	VC. 5%	$\Phi_i$	$\Phi_i$ VC.5%	$\Phi_i$ VC.1%			tau	VC. 5%
Arroz	SACt	C/T	-3,07	-3,45	4,60	6,49	8,73	SACt	C/T	-4,86	-3,45
		C	-1,03	-1,66	4,23	4,71	6,70		C	-4,84	-1,66
		-	2,46	-1,95	-	-	-		-	-2,87	-1,95
	SDCt	C/T	-0,58	-3,45	0,00	6,49	8,73	SDCt	C/T	-4,59	-3,45
		C	<b>-1,80</b>	<b>-1,66</b>	4,21	4,71	6,70		C	-4,14	-1,66
		-	1,56	-1,95	-	-	-		-	-3,18	-1,95
	SPVt	C/T	-1,77	-3,45	1,71	6,49	8,73	SPVt	C/T	-4,22	-3,45
		C	-0,22	-1,66	1,28	4,71	6,70		C	-4,22	-1,66
		-	1,98	-1,95	-	-	-		-	-3,54	-1,95
Batata	SACt	C/T	-2,16	-3,45	2,62	6,49	8,73	SACt	C/T	-10,23	-3,45
		C	0,95	-1,66	6,69	4,71	6,70		C	-10,27	-1,66
		-	4,32	-1,95	-	-	-		-	-7,41	-1,95
	SDCt	C/T	-2,54	-3,45	0,00	6,49	8,73	SDCt	C/T	-8,75	-3,45
		C	-0,05	-1,66	6,23	4,71	6,70		C	-8,77	-1,66
		-	3,25	-1,95	-	-	-		-	-6,71	-1,95
	SPVt	C/T	-2,92	-3,45	4,31	6,49	8,73	SPVt	C/T	-8,31	-3,45
		C	-0,63	-1,66	0,95	4,71	6,70		C	-8,34	-1,66
		-	1,39	-1,95	-	-	-		-	-8,21	-1,95
Carne	SACt	C/T	-3,34	-3,45	5,31	6,49	8,73	SACt	C/T	-9,11	-3,45
		C	<b>-1,82</b>	<b>-1,66</b>	7,95	4,71	6,70		C	-9,03	-1,66
		-	2,03	-1,95	-	-	-		-	-6,49	-1,95
	SDCt	C/T	-1,27	-3,45	0,00	6,49	8,73	SDCt	C/T	-10,35	-3,45
		C	-0,79	-1,66	5,26	4,71	6,70		C	-10,37	-1,66
		-	2,55	-1,95	-	-	-		-	-8,55	-1,95
	SPVt	C/T	<b>-3,46</b>	<b>-3,45</b>	5,74	6,49	8,73	SPVt	C/T	-8,84	-3,45
		C	-1,24	-1,66	3,45	4,71	6,70		C	-8,85	-1,66
		-	1,67	-1,95	-	-	-		-	-7,71	-1,95
Farinha	SACt	C/T	-2,17	-3,45	2,33	6,49	8,73	SACt	C/T	-10,06	-3,45
		C	-0,88	-1,66	7,40	4,71	6,70		C	-10,10	-1,66
		-	2,54	-1,95	-	-	-		-	-7,22	-1,95
	SDCt	C/T	-2,07	-3,45	0,00	6,49	8,73	SDCt	C/T	-11,03	-3,45
		C	-1,05	-1,66	2,99	4,71	6,70		C	-11,01	-1,66
		-	1,30	-1,95	-	-	-		-	-8,74	-1,95
	SPVt	C/T	-2,64	-3,45	3,38	6,49	8,73	SPVt	C/T	-9,86	-3,45
		C	-0,74	-1,66	2,04	4,71	6,70		C	-9,91	-1,66
		-	1,59	-1,95	-	-	-		-	-9,08	-1,95

Produto	Série no Nível							Série na Primeira Diferença			
			tau	VC. 5%	$\Phi_i$	$\Phi_i$ VC.5%	$\Phi_i$ VC.1%			tau	VC. 5%
Feijão	SACt	C/T	-2,68	-3,45	3,34	6,49	8,73	SACt	C/T	-8,78	-3,45
		C	-1,25	-1,66	5,58	4,71	6,70		C	-8,79	-1,66
		-	2,76	-1,95	-	-	-		-	-7,05	-1,95
	SDCt	C/T	-1,48	-3,45	0,00	6,49	8,73	SDCt	C/T	-8,03	-3,45
		C	<b>-1,69</b>	<b>-1,66</b>	4,05	4,71	6,70		C	-7,86	-1,66
		-	1,23	-1,95	-	-	-		-	-6,52	-1,95
	SPVt	C/T	-2,71	-3,45	3,02	6,49	8,73	SPVt	C/T	-8,56	-3,45
		C	-1,31	-1,66	1,68	4,71	6,70		C	-8,59	-1,66
		-	0,78	-1,95	-	-	-		-	-8,41	-1,95
Leite	SACt	C/T	-0,67	-3,48	0,25	6,73	9,31	SACt	C/T	-6,88	-3,48
		C	1,66	-1,67	0,69	4,86	7,06		C	-6,46	-1,67
		-	3,02	-1,95	-	-	-		-	-4,94	-1,95
	SDCt	C/T	-2,17	-3,48	0,00	6,73	9,31	SDCt	C/T	-5,31	-3,48
		C	0,55	-1,67	1,57	4,86	7,06		C	-5,19	-1,67
		-	2,09	-1,95	-	-	-		-	-4,17	-1,95
	SPVt	C/T	-2,02	-3,48	2,05	6,73	9,31	SPVt	C/T	-5,50	-3,48
		C	0,43	-1,67	0,34	4,86	7,06		C	-5,41	-1,67
		-	2,00	-1,95	-	-	-		-	-4,89	-1,95
Manteiga	SACt	C/T	-1,46	-3,45	1,24	6,49	8,73	SACt	C/T	-10,62	-3,45
		C	0,71	-1,66	2,84	4,71	6,70		C	-10,55	-1,66
		-	2,95	-1,95	-	-	-		-	-7,10	-1,95
	SDCt	C/T	-1,75	-3,45	0,00	6,49	8,73	SDCt	C/T	-12,44	-3,45
		C	-1,08	-1,66	3,88	4,71	6,70		C	-12,45	-1,66
		-	1,43	-1,95	-	-	-		-	-9,80	-1,95
	SPVt	C/T	-1,24	-3,45	0,90	6,49	8,73	SPVt	C/T	-14,62	-3,45
		C	0,73	-1,66	2,33	4,71	6,70		C	-14,66	-1,66
		-	3,70	-1,95	-	-	-		-	-11,65	-1,95
Óleo	SACt	C/T	<b>-3,73</b>	<b>-3,45</b>	6,74	6,49	8,73	SACt	C/T	-6,85	-3,45
		C	-1,41	-1,66	5,13	4,71	6,70		C	-6,82	-1,66
		-	1,96	-1,95	-	-	-		-	-5,16	-1,95
	SDCt	C/T	-3,00	-3,45	0,00	6,49	8,73	SDCt	C/T	-8,00	-3,45
		C	-0,53	-1,66	2,05	4,71	6,70		C	-8,04	-1,66
		-	1,70	-1,95	-	-	-		-	-6,52	-1,95
	SPVt	C/T	<b>-4,20</b>	<b>-3,45</b>	7,02	6,49	8,73	SPVt	C/T	-7,21	-3,45
		C	<b>-2,06</b>	<b>-1,66</b>	3,04	4,71	6,70		C	-7,24	-1,66
		-	0,32	-1,95	-	-	-		-	-6,96	-1,95

Notas: <sup>1</sup> VC: valor crítico; C/T: modelo com constante e tendência; C: modelo com constante. <sup>2</sup> A estatística  $\Phi_i$  foi calculada conforme Dikey & Fuller (1981): para modelos C/T calcularam-se  $\Phi_3$  e para modelos C calcularam-se  $\Phi_1$ . <sup>3</sup> Para realização do teste Dickey-Fuller utilizou-se o critério de Newey West para definir as defasagens nas equações dos testes – exceto para leite, em que se usou 3 lags para os demais produtos o critério apontou 4 lags.

Fonte: Elaboração dos autores.

Tabela 2A – Resultados do Teste KPSS

Produto	Série	Modelo	lags	Estatística		
				Nível	1ªDif.	V.C. 5%
Arroz	SACt	C/T	4	0,174	0,064	0,146
		C	4	2,360	0,083	0,463
	SDCt	C/T	4	0,541	0,043	0,146
		C	4	2,270	0,550	0,463
	SPVt	C/T	4	0,246	0,070	0,146
		C	4	2,140	0,112	0,463
Batata	SACt	C/T	4	0,307	0,034	0,146
		C	4	2,410	0,056	0,463
	SDCt	C/T	4	<b>0,097</b>	0,040	0,146
		C	4	2,400	0,055	0,463
	SPVt	C/T	4	0,123	0,036	0,146
		C	4	2,160	0,039	0,463
Carne	SACt	C/T	4	<b>0,139</b>	0,042	0,146
		C	4	2,390	0,137	0,463
	SDCt	C/T	4	0,361	0,099	0,146
		C	4	2,410	0,132	0,463
	SPVt	C/T	4	<b>0,121</b>	0,042	0,146
		C	4	2,320	0,058	0,463
Farinha	SACt	C/T	4	0,153	0,060	0,146
		C	4	2,410	0,066	0,463
	SDCt	C/T	4	0,365	0,077	0,146
		C	4	2,360	0,137	0,463
	SPVt	C/T	4	0,169	0,046	0,146
		C	4	2,300	0,049	0,463
Feijão	SACt	C/T	4	0,338	0,074	0,146
		C	4	2,380	0,117	0,463
	SDCt	C/T	4	0,483	0,079	0,146
		C	4	2,280	0,319	0,463
	SPVt	C/T	4	<b>0,080</b>	0,089	0,146
		C	4	1,610	0,109	0,463
Leite	SACt	C/T	3	0,285	0,080	0,146
		C	3	1,820	0,405	0,463
	SDCt	C/T	3	0,313	0,071	0,146
		C	3	1,770	0,212	0,463
	SPVt	C/T	3	<b>0,106</b>	0,117	0,146
		C	3	1,690	0,235	0,463
Manteiga	SACt	C/T	4	0,248	0,136	0,146
		C	4	2,390	0,200	0,463
	SDCt	C/T	4	0,316	0,102	0,146
		C	4	2,350	0,142	0,463
	SPVt	C/T	4	0,237	0,158	0,146
		C	4	2,390	0,176	0,463

Produto	Série	Modelo	lags	Estatística		
				Nível	1ªDif.	V.C. 5%
Óleo	SACt	C/T	4	0,242	0,034	0,146
		C	4	2,370	0,084	0,463
	SDCt	C/T	4	0,200	0,062	0,146
		C	4	2,320	0,061	0,463
	SPVt	C/T	4	<b>0,096</b>	0,057	0,146
		C	4	2,040	0,070	0,463

Fonte: Elaboração dos autores.

Tabela 3A – Seleção do Número de Defasagens dos Modelos

Modelo	Critério de Informação	
	AIC	CED
Arroz	2	7
Batata	2	1
Carne	2	2
Farinha	1	7
Feijão	2	1
Leite	12	4
Manteiga	2	1
Óleo	3	3

Notas: AIC é o critério de Informação Akaike, usado inicialmente para especificação do modelo; CED critério efetivo de defasagem, usado quando as defasagens iniciais foram alteradas para correção da autocorrelação e melhorar o ajustamento dos modelos – lembra-se ainda que os modelos VEC são estimados com p-1 defasagens.

Fonte: Elaboração dos autores.

Tabela 4A – Resultados do Teste do Traço de Johansen

Modelo	Hipótese nula	Estatística do traço	Valor crítico 5%
Arroz	r=0	31,7029	29,68
	r=1	12,2711*	15,41
	r=2	0,2902	3,76
Batata	r=0	63,8045	29,68
	r=1	13,5026*	15,41
	r=2	0,4120	3,76
Carne	r=0	40,4265	29,68
	r=1	8,6065*	15,41
	r=2	2,3169	3,76
Farinha	r=0	32,7413	29,68
	r=1	14,2328*	15,41
	r=2	2,6532	3,76
Feijão	r=0	54,1823	29,68
	r=1	12,1743*	15,41
	r=2	1,5577	3,76

Modelo	Hipótese nula	Estatística do traço	Valor crítico 5%
Leite	r=0	45,6044	29,68
	r=1	13,1987*	15,41
	r=2	2,3182	3,76
Manteiga	r=0	33,1117	29,68
	r=1	5,5729*	15,41
	r=2	1,2616	3,76
Óleo	r=0	37,2085	29,68
	r=1	13,9691*	15,41
	r=2	1,0137	3,76

Notas: <sup>1</sup> modelo com constante; <sup>2</sup> \* não rejeita a 5%.

Fonte: Elaboração dos autores.

Tabela 5A – Resultados do Teste Breusch-Godfrey de correlação serial nos resíduos com 12 lags

Modelo	Estatística	Defasagens (p)											
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Arroz	$\chi_p^2$	15,7	4,7	11,6	10,7	10,8	3,6	10,8	6,4	10,0	5,9	6,0	11,7
	Valor (p)	0,07	0,86	0,23	0,29	0,29	0,94	0,29	0,70	0,35	0,75	0,74	0,23
Batata	$\chi_p^2$	12,2	14,9	20,6	10,6	12,6	16,7	14,2	9,3	21,1	5,4	10,2	15,4
	Valor (p)	0,20	0,09	<b>0,01</b>	0,31	0,18	0,05	0,12	0,41	<b>0,01</b>	0,80	0,33	0,08
Carne	$\chi_p^2$	4,4	5,3	2,6	4,8	6,7	5,3	6,6	8,2	12,9	7,2	5,6	12,5
	Valor (p)	0,88	0,81	0,98	0,85	0,67	0,81	0,68	0,52	0,17	0,62	0,78	0,19
Farinha	$\chi_p^2$	5,4	3,2	9,7	1,8	3,9	4,0	2,9	5,0	3,4	2,8	8,9	5,5
	Valor (p)	0,80	0,96	0,37	0,99	0,92	0,91	0,97	0,83	0,95	0,97	0,44	0,79
Feijão	$\chi_p^2$	25,3	19,2	24,7	7,4	5,0	13,0	8,0	8,3	8,5	17,0	20,4	8,4
	Valor (p)	<b>0,00</b>	<b>0,02</b>	<b>0,00</b>	0,59	0,83	0,16	0,54	0,51	0,48	0,05	<b>0,02</b>	0,50
Leite	$\chi_p^2$	2,8	4,4	12,4	5,9	7,7	22,2	9,4	18,2	19,5	7,5	17,3	12,0
	Valor (p)	0,97	0,88	0,19	0,75	0,57	<b>0,01</b>	0,40	<b>0,03</b>	<b>0,02</b>	0,59	<b>0,04</b>	0,21
Manteiga	$\chi_p^2$	10,5	12,9	13,8	4,4	5,8	4,0	9,7	2,6	16,0	9,1	10,6	5,9
	Valor (p)	0,31	0,16	0,13	0,88	0,75	0,91	0,37	0,98	0,07	0,43	0,30	0,75
Óleo	$\chi_p^2$	14,2	8,6	5,5	12,8	10,2	14,1	5,1	10,6	8,6	11,6	9,9	16,8
	Valor (p)	0,12	0,47	0,79	0,17	0,33	0,12	0,82	0,31	0,48	0,24	0,36	0,05

Fonte: Elaboração dos autores.