

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS
CENTRO DE CIÊNCIAS EM GESTÃO E TECNOLOGIA
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MARINA LAURINDO COSTA

**ANÁLISE DE TRANSMISSÃO DE PREÇOS PARA PRODUTOS DA CESTA BÁSICA
NA CIDADE DE SÃO PAULO**

Sorocaba
2016

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS
CENTRO DE CIÊNCIAS EM GESTÃO E TECNOLOGIA
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MARINA LAURINDO COSTA

**ANÁLISE DE TRANSMISSÃO DE PREÇOS PARA PRODUTOS DA CESTA BÁSICA
NA CIDADE DE SÃO PAULO**

Monografia apresentada ao Curso de
Graduação em Ciências Econômicas, para
obtenção do título de bacharel em Economia

Orientação: Prof. Dr. Adelson Martins
Figueiredo

Sorocaba
2016

Ficha Catalográfica

Costa, Marina Laurindo Costa

Análise de transmissão de preços para produtos da cesta básica na cidade de São Paulo/ Marina Laurindo Costa. Sorocaba, 2016

57 f.: 30cm

Trabalho de Conclusão de Curso (graduação) - Universidade Federal de São Carlos, campus Sorocaba, Sorocaba

Orientador: Adelson Martins Figueiredo

Banca examinadora: Maria Aparecida Silva Oliveira, Mariusa Momenti Pitelli

Bibliografia

1. Transmissão de preços. 2. Atacado-Varejo. 3. São Paulo. I. Orientador. II. Universidade Federal de São Carlos. III. Título.

MARINA LAURINDO COSTA

**ANÁLISE DE TRANSMISSÃO DE PREÇOS PARA PRODUTOS DA CESTA BÁSICA
NA CIDADE DE SÃO PAULO**

Monografia apresentada ao Curso de Graduação em Ciências Econômicas, para obtenção do título de bacharel em Economia. Universidade Federal de São Carlos. Sorocaba, 12 de dezembro de 2016.

Orientador

Dr. Adelson Martins Figueiredo
Universidade Federal de São Carlos – *campus* Sorocaba

Examinadora

Dra. Mariusa Momenti Pitelli
Universidade Federal de São Carlos – *campus* Sorocaba

Examinadora

Dra. Maria Aparecida Silva Oliveira
Universidade Federal de São Carlos – *campus* Sorocaba

DEDICATÓRIA

A Deus por ter me concedido o dom de realizar este trabalho da melhor forma possível. Aos meus pais, Carlos e Maria Ludovina, e ao meu irmão, Mateus, pelo incentivo e apoio incondicional.

AGRADECIMENTO

Agradeço primeiramente a Deus, que me ouviu nos momentos difíceis, me confortou e me deu forças para concluir este trabalho.

Aos meus queridos pais, que muitas vezes trabalharam dobrado em prol da minha formação, sacrificando seus sonhos em favor dos meus. Para vocês que me ajudaram a superar as minhas decepções e aplaudiram minhas conquistas.

Ao meu irmão, pelo exemplo de dedicação e caráter, pelo incentivo a estudar e buscar meus objetivos.

As minhas amigas Aline e Amanda, pelo companheirismo nestes anos de faculdade, pela amizade, as palavras de incentivo, pela confiança e paciência. Vocês que estiveram sempre ao meu lado e me deram abrigo sempre que eu precisei.

Agradeço ao Professor Dr. Adelson Martins Figueiredo pela sua dedicação, pela orientação deste trabalho e pelos momentos de aprendizado.

As professoras integrantes da Banca Examinadora pela atenção e contribuição dedicadas a este estudo.

Aos meus professores e colegas de curso por terem compartilhado comigo etapas importantes de aprendizado.

E a todos que direta ou indiretamente fizeram parte da minha formação, meu muito obrigada.

RESUMO

COSTA, Marina Laurindo. *Análise de transmissão de preços para os produtos da cesta básica na cidade de São Paulo*. 2016. 51 f. Monografia (Graduação em Ciência Econômicas) – Universidade Federal de São Carlos, *campus* Sorocaba, Sorocaba, 20016.

O objetivo desse trabalho é investigar a transmissão de preços entre o atacado e o varejo para os produtos da cesta básica 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 está havendo distorções no repasse de preços, que possa estar atingindo o bem-estar do consumidor da cidade de São Paulo, visto que há evidências de concentração no mercado varejista brasileiro. Esta análise foi feita através da estimação de um modelo econométrico, onde estimou-se a elasticidade de transmissão de preços e testou-se a simetria no repasse de preços no longo-prazo. Os resultados indicam que, para maioria dos produtos analisados, há assimetria na transmissão de preços entre atacado e varejo. Com isso há indícios de que os varejistas estão exercendo poder de mercado, o que pode ser prejudicial ao consumidor final, pois nesse cenário o varejo repassa ao consumidor os aumentos de preços do atacado.

Palavras-chave: Transmissão de preços. Alimentos. Atacado. Varejo. São Paulo.

ABSTRACT

The aim of this paper is to study the price transmission between wholesale and retail for the products of the basic food basket in the city of São Paulo. Through the analysis of price transmission between it can be observed if there are market distortions that may be infringing the consumer welfare of the city of São Paulo, since there are evidences of concentration in the Brazilian retail market. This analysis was done through the estimation of an econometric model, where was estimated the elasticity of price transmission and was tested the symmetry in the long-term price transmission. The results indicate that, for most of the products, there is an asymmetry in the prices transmission between wholesale and retail. So, there are indications of noncompetitive price behavior, because wholesale price increases are more fully passed through to retail point relative to wholesale price decreases.

Keywords: Price transmission. Wholesale. Retail. Food. São Paulo.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Modelos Estimados.....	35
Tabela 2 – Estimativas dos coeficientes de longo-prazo dos Modelos de Correção de Erro (VEC).....	39
Tabela 3 – Resultados dos testes de simetria dos produtos analisados.....	40
Tabela 4 – Decomposição da variância do erro de previsão da variação do preço cobrado pelo varejo.....	42
Tabela 5 – Decomposição da variância do erro de previsão da variação do preço cobrado pelo varejo.....	43
Tabela 6 – Decomposição da variância do erro de previsão da variação do preço cobrado pelo varejo.....	43

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ABRAS Associação Brasileira de Supermercados

APAS Associação Paulista de Supermercados

DIEESE Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos

IBGE Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

IEA Instituto de Economia Agrícola

IPC Índice de Preços ao Consumidor

IPEA Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	12
2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA.....	16
3 METODOLOGIA.....	29
3.1 Procedimentos econométricos.....	29
3.2 Fonte e tratamento de dados.....	31
4 RESULTADOS E DISCUSSÕES.....	34
4.1 Modelos Estimados.....	34
4.2 Elasticidades de transmissão de preços.....	37
4.3 Repasse de preços no longo-prazo.....	39
4.4 Repasse de preços no curto-prazo.....	40
5 CONCLUSÃO.....	44
6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	46
7 APÊNDICE.....	49

1. INTRODUÇÃO

Os canais de distribuição de produtos alimentícios, assim como os demais, são definidos por Stern et al. (1996), citado em Neves (1999, p. 32), como “um conjunto de organizações interdependentes envolvidas no processo de tornar o produto ou serviço da empresa disponível para consumo ou uso”. Segundo o mesmo, tais organizações devem desenvolver relacionamentos atuando de forma coordenada, para que se atinja a estrutura ótima, onde os custos totais do sistema sejam minimizados. Segundo Neves (1999), há racionalidade econômica na existência dos canais de distribuição, que se alicerça nas seguintes premissas: aumentar a eficiência do processo, ajustar a discrepância da oferta no processo de suprimentos, trabalhar juntamente com agências de marketing para promover a rotinização das transações, facilitar o processo de busca dos produtos pelos consumidores e especialização em atividades.

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). Tal fato pode ser observado pelo significativo crescimento do setor nos anos de 1990, que foi de 41,6%, o qual pode ter sido em resposta às movimentações que ocorreram na indústria alimentícia na mesma época (NEVES, 1999).

Uma nova forma de atuação vem ganhando espaço no atacado atualmente, grandes empresas atacadistas estão investindo no ramo chamado de “atacarejo”, que foi denominado por Calsavara (2009) como um modo de distribuição atacadista que atendem, além de pequenos varejistas, o consumidor final. Além disso, o “atacarejo” tem como característica a localização e o design da loja de baixo custo, e as mercadorias são oferecidas a preços baixos (CALSAVARA, 2009). Esse ramo encontra-se em expansão no país, sendo que no ano de 2015 já atingia 46% da população brasileira, onde a maioria dos novos compradores são da classe C (APAS,2016).

Outro elo de extrema importância para a distribuição de alimentos é o setor varejista, sendo significativo no que diz respeito ao final da cadeia de valor dos produtos, visto que é nele que o consumidor entra em contato com os bens finais produzidos pela indústria.

Marcando o final de um ciclo iniciado no projeto de produtos e serviços (GUIDOLIN et.al.,2009).

Na década de 1990, este setor passa por transformações expressivas atreladas aos grandes grupos varejistas da época, tais transformações decorrem do aumento significativo de fusões e aquisições que ocorreram no setor varejista, além disso, nesta mesma época houve ingresso de grupos varejistas estrangeiros no país (DELGADO E OLIVEIRA, 2015). Os grandes grupos varejistas mundiais, ao entrarem no mercado brasileiro, optaram diversas vezes por aquisição de redes varejistas regionais e por parcerias com empresas já consolidadas no mercado, tais estratégias de investimento diminuem os custos e riscos de entrada. Aumentando, desta maneira, o número de empresas controladas por capital estrangeiro no mercado nacional (FLEXOR,2007).

A mudança na dinâmica competitiva do setor se deu via expansão de grandes redes varejistas nacionais, como o Grupo Pão de Açúcar, e instalação e expansão de grandes redes estrangeiras, como a americana Wal-Mart e a francesa Carrefour (DELGADO E OLIVEIRA, 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, sendo que no período de 1994 a 1999 as cinco maiores empresas atingiram um *market share* de 40% (AGUIAR E FIQUEIREDO, 2012).

Observando os Apêndices A e B, é possível constatar que houve um aumento da concentração do mercado varejista entre 1998 e 2013, destacando que, entre 1998 e 1999, a elevação no valor dos índices de concentração foram mais expressivas. Percebe-se, através da análise do Apêndice B, que entre 1998 e 2013 houve um crescimento da participação tanto das cinco quanto das dez maiores empresas varejistas, visto que as cinco maiores empresas controlavam, em 2013, aproximadamente 60% do total do mercado, enquanto este valor em 1998 era de aproximadamente 46%. Portanto, o mercado supermercadista passou a ser moderadamente elevado no ano de 2013.

Dois aspectos contribuíram para esta transformação no setor varejista nacional, ao mesmo tempo em que grandes empresas buscavam sua expansão via internacionalização o cenário econômico interno era favorável aos investimentos estrangeiros, com a liberalização econômica e o Plano real (FLEXOR,2007). Estes aspectos ajudam a explicar a dimensão crescente que este setor logrou na década de 1990, movimentando um enorme fluxo de recursos.

A entrada de grandes grupos empresariais no setor varejista brasileiro, seja com atividades próprias seja em associação com grupos brasileiros, e a, conseqüente, concentração do mercado pode provocar um aumento no poder de negociação do varejo sobre seus fornecedores. Porém, a concentração do mercado varejista pode ou não ser prejudicial ao consumidor final, um mercado onde poucas firmas concentram boa parte das vendas do setor, como tem sido observado no mercado varejista brasileiro, pode ser desfavorável ao bem-estar social, pois estas firmas poderiam agir de maneira anticompetitiva. De acordo com o modelo Estrutura-Condução-Desempenho (ECD), as grandes firmas poderiam gerar barreiras à entrada, como: diferenciação do produto, vantagens absolutas de custo, economias de escala e investimentos iniciais elevados. Permitindo, dessa maneira, que as firmas já instaladas elevem seus preços de venda sem atrair a entrada de potenciais competidores, dessa forma, poderiam atingir negativamente o sistema econômico como um todo (FERRAZ, 2014)

Contrária a essa abordagem a Escola de Chicago defende a eficiência, visando o aumento de bem-estar do consumidor. Segundo os teóricos dessa abordagem na presença de economias de escala, podem ocorrer ganhos de eficiência por parte das maiores firmas (FERRAZ, 2014). Porém, segundo Ferraz (2014), um ato de concentração só trará benefícios se a perda de excedente trazida pelo aumento de preços for menor que o aumento do excedente econômico gerado pelos ganhos de eficiência.

No que diz respeito à venda de alimento, os supermercados e hipermercados se destacam dentre as demais empresas varejistas, em 2000 a participação dos supermercados no total de vendas ficava em torno de 75%, sendo que são estes estabelecimentos os responsáveis pelos melhores preços e pela maior qualidade dos produtos alimentícios comercializados (OLIVEIRA et.al., 2013). Supermercados e hipermercados ampliam, a cada ano, sua participação nas vendas de alimento, sendo que, entre 2005 e 2015, a taxa de crescimento da receita bruta de vendas de supermercados e hipermercados foi superior à taxa de crescimento da receita bruta total do varejo de alimento no Brasil¹.

O presente trabalho tem por objetivo fazer uma análise de transmissão de preços entre atacado e varejo para os produtos mais importantes presentes na cesta básica do consumidor da cidade de São Paulo. Para que possa ser feita tal inferência foi utilizada a análise de séries temporais, para que se possa inferir a respeito da transmissão de preços entre dois elos da cadeia de distribuição de alimentos, atacado e varejo.

¹ Observado através de dados do IBGE (2016).

Por meio da análise de transmissão de preços entre estes dois elos da cadeia de distribuição de alimentos, será possível observar se está havendo distorções no repasse de preços, que possa estar reduzindo o bem-estar do consumidor da cidade de São Paulo, visto que há evidências de concentração no mercado varejista brasileiro. Tais distorções no repasse de preços podem ocorrer quando um mercado é concentrado, o que pode possibilitar o exercício de poder de mercado. Poder de mercado é a capacidade de um agente econômico de manter os preços acima dos níveis competitivos, de forma a aumentar seus lucros, por um período significativo de tempo (POSSAS, 1996). Sendo que, quando há exercício de poder de mercado, pode haver redução do bem-estar social, que se dá pela diferença entre o aumento do excedente do vendedor e a redução do excedente do consumidor (PINDYCK; RUBINFELD, 2010, p.325).

2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

No que diz respeito a transmissão de preços diversos trabalhos buscam inferir se há assimetria na transmissão, ou seja, se as transmissões dos aumentos de preços são diferentes das transmissões das quedas de preço e também a elasticidade de transmissão. A partir da análise de transmissão de preços, é possível inferir sobre a magnitude, a velocidade e a simetria na transmissão entre os elos de mercado. Portanto, através da análise dos resultados obtidos pelo uso desta abordagem, pode-se concluir se há eficiência de mercado, pois é possível fazer uma análise da estratégia de preços que está sendo praticada pelos varejistas.

Sendo assim, existe também a possibilidade de argumentar se está havendo alguma perda de bem-estar do consumidor, já que, em caso assimetria na transmissão de preços – onde o varejo pode influenciar os preços de maneira efetiva, repassando aos consumidores os aumentos de preços do atacado mais do que proporcionalmente do que as quedas – haverá redução do bem-estar do consumidor. Essa situação indica a possibilidade de estar havendo exercício de poder de mercado por parte dos varejistas, ou seja, as firmas estão se distanciando da competição perfeita.

Um artigo escrito por Von Cramon-Taubadel e Meyer (2004), faz uma pesquisa na literatura existente até então, sobre assimetria de transmissão de preço. A pesquisa tem por objetivo mostrar a evolução das diferentes especificações, utilizadas por diversos autores, ao longo do tempo. Para isso, foi feita então uma classificação dos diferentes tipos e causas da assimetria de transmissão de preço e a descrição dos modelos econométricos usados nos estudos revisados, além de comparar estes modelos.

A primeira classe de modelos descritos é chamada por Von Cramon-Taubadel e Meyer (2004) de “Abordagens Pré-cointegração para Testar Assimetria de Transmissão de Preço”, os mesmos assumiram uma transmissão de preços simétrica e linear entre preços na produção (p_t^{pr}) e os preços dos insumos (p_t^{in}), onde p_t^{pr} é originado por p_t^{in} . Originando a seguinte equação:

$$p_t^{pr} = \alpha + \beta_1 p_t^{in} + \mu_t \quad (1)$$

A partir daí Von Cramon-Taubadel e Meyer (2004) apresentam uma evolução pela qual essas abordagens passaram ao longo do tempo, começando pela técnica proposta por Tweeten e Quance (1969), que fazem uso da variável *dummy* para estimar a função linear não reversível. Que foi representada por Von Cramon-Taubadel e Meyer (2004) de tal forma:

$$p_t^{pr} = \alpha + \beta_1^+ D_t^+ p_t^{in} + \beta_1^- D_t^- p_t^{in} + \varepsilon_t \quad (2)$$

em que D_t^+ e D_t^- são variáveis *dummy*, onde a primeira inclui apenas acréscimos no preço dos insumos e a segunda inclui apenas decréscimo do mesmo, ou seja, $D_t^+ = 1$ se $p_t^{in} \geq p_{t-1}^{in}$, caso contrário $D_t^+ = 0$, e $D_t^- = 1$ se $p_t^{in} \leq p_{t-1}^{in}$, caso contrário $D_t^- = 0$. Sendo que a hipótese a ser testada é que $\beta_1^+ = \beta_1^-$, caso essa hipótese seja rejeitada haverá evidência de assimetria na transmissão de preço, a hipótese pode ser testada usando a estatística F.

Wolffram (1971) propôs uma adaptação a especificação proposta por Tweeten e Quance (1969), pois segundo ele a técnica anterior resultaria em estimativas não constantes de α e estimativas viesadas de β_1^+ e β_1^- , portanto ele inclui no modelo anterior a primeira diferença da variável explanatória:

$$p_t^{pr} = \alpha + \beta_1^+ (p_0^{in} + \sum_{t=1}^T D^+ \Delta p_t^{in}) + \beta_1^- (p_0^{in} - \sum_{t=1}^T D^- \Delta p_t^{in}) + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde Δ é o operador da primeira diferença.

Houck (1977) propõe uma especificação consistente com a que foi proposta por Wolffram (1971), porém nessa nova técnica a observação inicial (p_0^{in}) não é incluída, assim a variável dependente passa a ser definida como $p_t^{pr} - p_0^{pr}$, chamada nesse caso de p_t^{pr*} :

$$p_t^{pr*} = \alpha + \beta_1^+ \sum_{t=1}^T D^+ \Delta p_t^{in} + \beta_1^- \sum_{t=1}^T D^- \Delta p_t^{in} + \varepsilon_t \quad (4)$$

A primeira especificação proposta por Houck, tem como objetivo verificar a hipótese que: uma unidade de aumento no preço de um seguimento do sistema de período para período tem impacto diferente no preço de outro segmento do que uma unidade de diminuição no preço e, para isso, não incluía o somatório de acréscimos e decréscimos período a período dos preços dos insumos, incluía simplesmente a primeira diferença dessa variável. Essa relação é representada pela seguinte expressão (HOUCK, 1977):

$$\Delta p_t^{pr} = \alpha + \beta_1^+ D^+ \Delta p_t^{in} + \beta_1^- D^- \Delta p_t^{in} + \gamma_t \quad (5)$$

Segundo Houck (1977), o principal interesse ao estimar o modelo é testar a hipótese nula de que há transmissão simétrica de preços ($\beta_1^+ = \beta_1^-$), contra a hipótese alternativa de que os preços são assimétricos ($\beta_1^+ > \beta_1^-$ ou $\beta_1^+ < \beta_1^-$), para confirmar ou recusar a hipótese de assimetria na transmissão de preços. Houck (1977) aplica seu método

para duas commodities agrícolas diferentes dos Estados Unidos: leite e feijão carioca. Sendo que para o primeiro a estimação foi feita usando o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), usando uma base de dados anual para o período de 1947-1972. Enquanto para feijão carioca, os dados utilizados foram no período de 1953-1975 e a função também foi estimada usando MQO. As séries de preços de ambas as funções foram defasadas com relação aos seus valores iniciais. Em ambos os modelos estimados a hipótese nula foi sustentada, porém ambas estimações não foram totalmente conclusivas.

O autor conclui atentando para dois problemas que podem ocorrer ao usar o seu método de estimação, o primeiro relacionado aos graus de Liberdade, pois ao segmentar e transformar os dados como o sugerido consome-se dois graus de liberdade, e segundo, é possível que as variáveis explanatórias sejam altamente correlacionadas, devido ao processo de segmentação das variáveis em aumento e diminuição no preço (HOUCK,1977).

Ward (1982) apresenta uma extensão da especificação proposta por Houck (1977), onde ele ao invés de expressar o valor corrente dos preços de produção em função dos preços dos insumos, ele permite que o efeito dessas variáveis persista ao longo do tempo (FREY e MANERA, 2005), ou seja, Ward (1982) inclui na sua especificação defasagens das variáveis exógenas. Von Cramon-Taubadel e Meyer (2004) representam esta técnica da seguinte forma:

$$p_t^{pr*} = \alpha_t + \sum_{j=1}^K (\beta_j^+ \sum_{t=1}^T D^+ \Delta p_{t-j+1}^{in}) + \sum_{j=1}^L (\beta_j^- \sum_{t=1}^T D^- \Delta p_{t-j+1}^{in}) + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$p_t^{pr} = \alpha + \sum_{j=1}^K (\beta_j^+ D^+ \Delta p_{t-j+1}^{in}) + \sum_{j=1}^L (\beta_j^- D^- \Delta p_{t-j+1}^{in}) + \varepsilon_t \quad (7)$$

Sendo a segunda equação uma versão simplificada da primeira e que o grau de defasagem K e L, que aparece em ambas equações, podem assumir valores diferentes. Para analisar a velocidade da transmissão de preço, segundo a técnica proposta por Ward (1982), deve-se comparar individualmente os parâmetros β estimados, enquanto a comparação da soma desses coeficientes fornecerá a análise da magnitude da transmissão de preço (VON CRAMON-TAUBADEL e MEYER 2004).

Há uma vasta literatura no que diz respeito a aplicação desses modelos apresentados, para analisar diferentes produtos e mercados. Worth (1999) utiliza uma técnica de estimação similar a proposta por Ward (1982), para analisar o comportamento dos preços sem frete (preços F.O.B.) e dos preços de varejo de seis vegetais nos Estados Unidos, que são

eles: cenoura, aipo, alface, cebola, batata e tomate. Essa especificação foi utilizada no estudo, pois o mesmo tinha também como objetivo comparar seus resultados com pesquisas similares realizadas previamente.

Para análise de transmissão de preços, foram utilizados dados nacionais dos Estados Unidos com periodicidade mensal dos preços F.O.B. e dos preços de varejo, para os seis vegetais supracitados, de janeiro de 1960 a maio de 1999, os dados foram divididos em dois períodos, de 1960 a 1979 e 1980 a maio de 1999, o autor tinha o intuito de testar se o mercado agrícola sofreu alguma mudança de um período para o outro. Foi também incluída uma variável de tendência, devido a outros fatores que podem alterar os preços F.O.B, como custos de transporte, custos da mão-de-obra, entre outros. Foi realizado o teste de Durbin-Watson, que indicou a presença de autocorrelação nos dados, que foi corrigida através da estimação de uma regressão linear com o procedimento de Prais-Winstons.

Os resultados estatísticos obtidos por Worth (1999), mostraram que os preços de varejo da cenoura e do tomate respondem mais rapidamente aos acréscimos nos preços F.O.B., já para os demais vegetais estudados não há evidências de assimetria na transmissão de preço. Ou seja, os resultados são consistentes com exercício de poder de mercado dos varejistas no que diz respeito a cenoura e ao tomate.

Carman e Sexton (2005), basearam-se neste modelo para analisar os preços no varejo de leite praticados por supermercados e o comportamento das margens de comercialização para quatro diferentes tipos de leite em nove grandes mercados metropolitanos do Oeste do Estados Unidos. Foram analisados dados mensais, no período de abril 1999 a abril 2003 (49 meses), para os quatro maiores mercados metropolitanos da Califórnia e para os maiores mercados metropolitanos em cinco estados vizinhos. O estudo faz uso de uma combinação de métodos para fazer essa análise, incluindo análise gráfica e descritiva, além de modelagem econométrica formal com teste de hipóteses estatístico.

As variedades de leite estudadas são: leite integral ($P_{I,V}$), leite desnatado ($P_{D,V}$) e leites com um ($P_{1,V}$) e dois por cento de gordura ($P_{2,V}$) (CARMAN E SEXTON, 2005). Onde, num mercado com preços competitivos, os autores mostraram que os preços de varejo desses tipos de leite estudos deveriam se comportar de tal forma: $P_{I,V} > P_{2,V} > P_{1,V} > P_{D,V}$. Sendo que os autores também utilizaram essa relação para avaliar se havia imperfeição nos mercados estudados.

Carman e Sexton (2005), utilizaram o modelo proposto por Houck para fazer uma análise de transmissão de preços entre produtor e varejo, onde, segundo os mesmos, os coeficientes estimados da equação podem ser testados para determinar se os movimentos de preços no varejo em resposta as alterações dos preços agrícolas são simétricas ou assimétricas. Além disso, eles podem fornecer informações sobre métodos de precificação usados pelos varejistas em uma determinada área de mercado. Em todas equações estimadas foi encontrado correlação serial, portanto, os modelos foram estimados novamente usando o procedimento econométrico de Cochrane-Orcutt, o qual ajusta um modelo linear para correlação serial no termo de erro.

Os autores concluíram que em todos os mercados analisados há evidências de que os preços de varejo respondem mais rapidamente a aumentos no preço do produtor, sendo que nos mercados fora do Estado da Califórnia as evidências são ainda mais fortes de exercício de poder de mercado na atribuição de preços para o leite por supermercados.

Assim como o estudo apresentado anteriormente, Azevedo e Politi (2008) também adotam a especificação proposta por Houck (1977) e aprimorada por Carman e Sexton (2005), que acrescentaram à estrutura um índice de custo de mercado. Com principal objetivo de comparar o padrão de concorrência nos mercados de leite longa vida e pasteurizado, os autores fazem uma comparação entre as estratégias de precificação em cada um dos mercados, também discutem a questão da transmissão de preços entre os elos da cadeia produtiva em três aspectos: a velocidade da transmissão, sua magnitude e a simetria para as quedas e elevações de preços.

Azevedo e Politi (2008) utilizaram na análise, dados mensais, de dezembro de 1999 a dezembro de 2005, para os preços pagos ao produtor no estado de São Paulo e para os preços pagos pelo consumidor no varejo da cidade de São Paulo. E o IPC foi utilizado como *proxy* para as alterações no custo de comercialização. Os dados não foram deflacionados para a análise em questão. Foi aplicado o teste de causalidade de Granger para confirmar que mudança de preços pagos ao produtor provocam alterações no preço de varejo.

Como citado por Houck (1977) ao dividir a variável explicativa em duas, acréscimo e decréscimo, aumenta o problema de autocorrelação temporal entre os componentes da série, sendo assim a estrutura do termo de erro da regressão linear da variação do preço no varejo em função das variáveis explicativas é a de um AR (1)

(AZEVEDO E POLITI, 2008). Para correção da autocorrelação AR (1), Azevedo e Politi (2008) utilizaram o método de Cochrane-Orcutt. E para dessazonalizar as séries de preços foi utilizada a técnica de médias móveis, por apresentar menor problema de autocorrelação.

Os resultados obtidos por Azevedo e Politi (2008) mostraram que para o leite longa vida não foi encontrada nenhuma evidência de exercício de poder de mercado em relação a assimetria de transmissão, nem em relação a velocidade de transmissão de preços. Porém, no que diz respeito a magnitude de transmissão de preço há indício de imperfeição de mercado. Já o mercado de leite pasteurizado se mostra pouco competitivo, a hipótese de monopólio não é rejeitada pelo teste empírico, que segundo o autor pode estar atrelado a menor liquidez de um mercado baseado em produto perecível.

A partir das informações obtidas pelos artigos citados anteriormente, que analisaram a assimetria de transmissão através da aplicação da técnica proposta por Houck (1977), podem-se inferir três aspectos importantes a serem observados na análise. Sendo que o primeiro diz respeito a simetria de preços, dizendo que se tanto o preço no atacado quanto o preço do varejista se moverem junto, significa que os dois coeficientes serão positivos. Além disso, eles serão iguais caso o acréscimo e o decréscimo do preço do atacado influenciarem o preço de varejo da mesma forma, ou seja, haverá simetria de transmissão. Pode ser utilizada a estatística t para testar a hipótese nula de que há transmissão simétrica de preços ($\beta_1^+ = \beta_1^-$), contra a hipótese alternativa de que os preços são assimétricos ($\beta_1^+ > \beta_1^-$ ou $\beta_1^+ < \beta_1^-$). Uma vez que, se a hipótese em que $\beta_1^+ > \beta_1^-$ não for rejeitada, tem-se que a transmissão de acréscimo de preços do produtor ao varejo é maior que a transmissão do decréscimo (CARMAN e SEXTON 2005).

O segundo aspecto é a respeito da velocidade de transmissão, que são analisadas através da defasagem dos movimentos de acréscimo e decréscimo, de modo que se elas forem diferentes, as alterações de preços são repassadas em momentos diferentes, dependendo se o movimento for de aumento ou de diminuição. E caso essa diferença de defasagem não exista, então não haverá evidência de poder de mercado (CARMAN e SEXTON 2005).

A análise do último aspecto, segundo Azevedo e Politi (2008), contribui para entender se a estrutura do mercado está mais próxima do modelo concorrencial ou do oligopólio., uma vez que os valores assumidos pelos coeficientes de acréscimos e decréscimos fornecem informações a respeito das estratégias de preços da indústria e do varejo. Desse

modo, assumiu-se a hipótese nula $\beta_1^+ = \beta_1^- = 1$, no caso de concorrência perfeita, sendo que a rejeição dessa hipótese resulta em uma evidência de exercício de distorções de mercado, já que, em concorrência perfeita, há uma resposta imediata no preço final a qualquer alteração no preço do insumo. Quando há distorções de mercado é esperado que as alterações do preço final fossem metade da oscilação do custo marginal do monopolista, pois em caso de monopólio, a curva de demanda apresenta metade da inclinação da curva de receita marginal. Sendo assim, a hipótese nula a ser testada nesse caso será de que $\beta_1^+ = \beta_1^- = 0,5$, se a mesma não for rejeitada, evidentemente são praticados preços de monopólio.

Lass (2005), também estuda respostas assimétricas do preço do leite no varejo, só que para o nordeste do Estados Unidos, mais precisamente para a região chamada de Nova Inglaterra². Além do objetivo de estudar a questão que se preocupa com a respostas assimétricas dos preços de varejo do leite em relação a aumentos e quedas no preço do produtor, o autor preocupa-se em mostrar se as empresas de canais de mercado mudaram seu comportamento de preço em resposta a implementação do *Northeast Dairy Compact (Compact)*³.

Em sua análise, Lass (2005) utiliza uma especificação diferente dos trabalhos anteriores, que foi a técnica sugerida por Kinnucan e Forrker (1987), que nada mais é que uma extensão da especificação proposta por Ward (1986). Logo eles decidiram empregar a primeira equação proposta por Ward (1982), equação (6), para avaliar o impacto cumulativo das variações de preços. O diferencial dessa técnica é a inclusão do papel dos custos de comercialização para estimar a equação (FREY e MANERA, 2005). Sendo que a equação foi representada por Lass (2005) da seguinte forma:

$$R_t = \delta_0 t + \sum_{i=0}^2 \pi_i^R FR_{t-1} + \sum_{i=0}^2 \pi_i^R FF_{t-i} + \beta P_t + e_t \quad (8)$$

onde R_t é a variação acumulada no preço de varejo, no tempo t ; FR_t mede os acréscimos acumulados dos preços do produtor, até o período t ; e FF_t mede os decréscimos acumulados dos preços do produtor, até o período t .

² Nova Inglaterra é uma região localizada no nordeste dos Estados Unidos, que inclui os seguintes estados: Connecticut, Maine, Massachusetts, New Hampshire, Rhode Island e Vermont.

³ *Northeast Dairy Compact (Compact)* é um programa que foi instaurado em julho de 1997, e durou até setembro de 2001, e teve como objetivo estabelecer um piso para o preço do produtor de leite, de US\$16,94 por quintal, para a região da Nova Inglaterra, nos Estados Unidos.

Foram testadas duas hipóteses nula, sendo a primeira de curto-prazo, que testa se velocidade de ajustamento é equivalente para aumentos versus queda nos preços do produtor ($H_0: \pi_i^R = \pi_i^F$), e a outra é referente ao longo prazo ($H_0: \sum_{i=0}^2 \pi_i^R = \sum_{i=0}^2 \pi_i^F$), que irá fornecer evidência estatística sobre a hipótese de o preço de varejo retornar para o mesmo nível depois de equivalente aumento ou queda no preço do produtor (LASS,2005).

A periodicidade dos dados utilizados por Lass (2005), para a análise dos preços do produtor e do varejo, foi mensal, de janeiro de 1982 até setembro de 2001, para as cidades Boston, Massachusetts, Hartford e Connecticut, representando o mercado de Nova Inglaterra. Também foi incluído no modelo índices de custo de comercialização. Foram estimados modelos para dois períodos separados de tempo, um para o período antes da instituição do *Compact* (janeiro,1990 - junho,1997), e outro para o período do *Compact* (julho/1997 a setembro/2001).

Para o período anterior ao *Compact* encontrou-se que as variáveis são não estacionárias, portanto usou-se a série na primeira diferença para a estimação. Já para o período do *Compact* as variáveis além de não estacionária, a série era também co-integrada, portanto a série foi utilizada no nível para a estimação. Para estimação foi utilizado o método de Máxima Verossimilhança. O estudo concluiu que houve uma mudança na estrutura de mercado de um período para o outro. Além disso, as taxas de transmissão para aumento no preço do produtor mostraram-se estatisticamente melhores no período do *Compact* do que no período anterior. Os testes de hipótese concluíram que existe tanto assimetria de curto-prazo quanto de longo-prazo no período do *Compact*, porém para o período anterior os testes de hipótese foram menos convincentes (LASS, 2005).

Outra classe de modelos, classificada por Von Cramon-Taubadel e Meyer (2004), é chamada de “Testes de assimetria de transmissão de preço baseada em análises de co-integração”, pois começaram a surgir artigos que notaram que quando as variáveis incluídas na regressão analisada são não estacionárias acaba resultando em regressão espúria, ou seja, pode-se rejeitar uma hipótese nula que não necessariamente seja falsa. Como consequência, surgiram então métodos de estimação que procuram solucionar este problema, principalmente no que diz respeito ao estudo de transmissão de preço, já que grande parte das séries de preço são aparentemente não estacionárias.

Na literatura estudada o primeiro modelo que permite o teste de assimetria na transmissão de preço, sem gerar um resultado espúrio, é exposto no estudo feito Frey e Manera (2005), o modelo foi proposto por Engle e Granger (1987) e, subsequentemente, modificado por Granger e Lee (1989). É um Modelo de Correção de Erro (ECM), onde é sugerido que a estimação seja feita em dois passos, começando pela estimação da relação de equilíbrio e assim testar se há co-integração, seguidamente, propõe-se a estimação do ECM, onde todas as variáveis da regressão são expressas na primeira diferença, além dos resíduos estacionários gerados no primeiro passo.

Von Cramon-Taubadel e Meyer (2004) expõem em sua pesquisa a técnica usada por Von Cramon-Taubadel e Fahlbusch (1994), que é consistente com a técnica proposta por Granger e Lee. O autor usa os dois passos, explicados acima, para testar se há assimetria de transmissão entre o preço dos insumos (p_t^{in}) e o preço na produção (p_t^{pr}), no caso de co-integração entre as séries não estacionárias. Ao realizar o segundo passo, que compreende em estimar um ECM que relacione as variações em p_t^{pr} com as variações em p_t^{in} , bem como os resíduos gerados no primeiro passo, também chamado de termo de correção de erro (ECT). A inclusão de ECT no modelo permite que p_t^{pr} responda as mudanças em p_t^{in} , assim como, corrige quaisquer desvios do equilíbrio de longo prazo que possa ter sido deixado para trás pelo período antecedente. Von Cramon-Taubadel e Fahlbusch (1994), citado por Von Cramon-Taubadel e Meyer (2004), propõem que o termo de correção de erro também seja dividido entre componentes positivos (ECT^+) e negativos (ECT^-), para que se torne possível testar a assimetria de transmissão de preços. O modelo proposto foi descrito da seguinte forma:

$$\Delta p_t^{pr} = \alpha + \sum_{j=1}^K \beta_j \Delta p_{t-j+1}^{in} + \phi^+ ECT_{t-1}^+ + \phi^- ECT_{t-1}^- + \gamma_t \quad (9)$$

Von Cramon-Taubadel e Loy (1996), citado por Von Cramon-Taubadel e Meyer (2004), sugerem uma extensão ao modelo anterior, onde dividem também Δp_t^{in} em componentes positivos e negativos, que segundo eles permitirá efeitos dinâmicos mais complexos:

$$\Delta p_t^{pr} = \alpha + \sum_{j=1}^K (\beta_j^+ D^+ \Delta p_{t-j+1}^{in}) + \sum_{j=1}^L (\beta_j^- D^- \Delta p_{t-j+1}^{in}) + \phi^+ ECT_{t-1}^+ + \phi^- ECT_{t-1}^- + \gamma_t \quad (10)$$

A pesquisa feita por Von Cramon-Taubadel e Meyer (2004) aponta três pontos importantes no que diz respeito as duas últimas equações. Primeiramente, como co-integração e o modelo de correção de erros são ambos baseados na ideia de equilíbrio de longo prazo, portanto em ambas as equações é possível apenas considerar a assimetria no que diz respeito a sua velocidade, e não a sua magnitude. Segundo, como o teste de co-integração padrão de Dickey-Fuller é baseado na suposição de ajustamento simétrico, isso pode provocar uma inferência inválida no segundo passo da abordagem citada, devido a esse fato, o teste de Dickey-Fuller foi modificado por Enders e Granger (1998) e Enders e Siklos (2001), permitindo que a co-integração seja testada sem a manutenção da hipótese de ajustamento simétrico ao equilíbrio de longo prazo. E por último, ambas as equações são baseadas em correção de erro linear, em que uma proporção constante de qualquer desvio do equilíbrio de longo prazo é corrigido, independentemente do tamanho desse desvio (VON CRAMON-TAUBADEL e MEYER 2004).

Capps e Sherwell (2007) comparam duas abordagens diferentes usadas para o estudo assimetria de preço, com objetivo de analisar o comportamento dos testes para assimetria de acordo com a abordagem convencional proposta por Houck (1977) e com a abordagem Modelo de Correção de Erro (ECM) proposta por Cramon-Taubadel e Loy (1996), os quais dizem que a abordagem é mais apropriada do que a anterior se os dados de preços utilizados forem co-integrados. O estudo também tem como objetivo estimar a elasticidade de transmissão de preço.

As séries de preços utilizadas no estudo de Capps e Sherwell (2007), são mensais, de janeiro de 1994 a outubro de 2002, essas séries são preços do produtor e do varejo para leite integral e com 2% de gordura, para sete cidades do Estados Unidos: Atlanta, Boston, Chicago, Dallas, Hartford, St. Louis, Seattle. Foram escolhidas sete cidades de regiões diferentes para alcançar diversidade geográfica. As séries de preços em questão não foram deflacionadas.

Os autores realizaram o teste de causalidade de Granger associado aos preços do produtor e do varejo, sendo que para todas as cidades, exceto Boston e Hartford, os preços do produtor Granger causam os preços do varejo. E para checar a estacionariedade das séries de preços, foi utilizado o teste de Dickey e Fuller Aumentado (ADF), sendo que para as séries integradas da mesma ordem foi utilizado o teste de Johansen para checar há co-integração (CAPPS E SHERWELL, 2007). Os resultados dos testes mostraram que as séries

de preços do produtor e do varejo para leite integral eram co-integradas para as cidades de Atlanta, Chicago e Dallas, e para o leite com 2% de gordura as séries eram co-integradas para todas as cidades exceto Boston e Hartford. Portanto, os autores utilizaram a abordagem Modelo de Correção de Erro para as séries co-integradas além do modelo proposto por Houck (1977).

A duração do processo de defasagem distribuída foi determinada por Capps e Sherwell (2007), baseado nos critérios de informação de Akaike e Schwarz. E nas equações com correlação serial evidente são apresentadas estimativas de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) e quando não há evidência de correlação serial são então apresentadas estimativas de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Os resultados empíricos encontrados no estudo foram consistentes com assimetria na transmissão de preços entre o produtor e o varejo em todas as cidades analisadas. Os resultados da abordagem ECM mostraram que, o preço do leite no varejo se ajusta mais devagar a decréscimos nos preços do produtor e mais rapidamente a acréscimos. Além disso, os acréscimos de preços do produtor de leite são repassados mais integralmente do que decréscimos nos preços, sendo assim, evidente o poder de mercado do varejo (CAPPS E SHERWELL, 2007).

Com objetivo de analisar a transmissão de preço entre o varejo e o atacado para o mercado do milho em Gana, Acquah (2010) também fez uso do modelo de correção de erro (ECM). Essa análise adota séries de preços para varejo e atacado com periodicidade semanal, de janeiro de 1994 a dezembro de 2003, para a cidade de Kumasi na região Ashanti em Gana. As séries de preços foram deflacionadas, devido ao período apresentar alto nível de inflação.

Como resultado do teste de causalidade de Granger feito por Acquah (2010), conclui-se que os preços de atacado Granger causam os preços de varejo. Encontrou-se também que as variáveis são co-integradas, foram utilizados os testes de Dickey-Fuller e Philipp Peron, primeiramente, e então empregou-se o teste de Engle-Granger. E para determinar as defasagens incluídas no modelo, utilizou-se os critérios de informação de Akaike e Schwarz. Acqua (2010) concluiu, com a análise dos resultados que a transmissão de preços entre varejo e atacado na época era claramente assimétrica, pois rejeitou-se a hipótese de que acréscimos e decréscimos nos preços de atacado afetam o preço de varejo da mesma forma.

Outra técnica é proposta por Guanzioli et al. (2008), que tinham como objetivo investigar a transmissão de preços entre exportadores de Amêndoa da Castanha de Caju (ACC) e produtores de castanha de caju com casca. Guanzioli et al. (2008) construíram um modelo teórico baseado na Lei do Preço Único e no modelo por Ravallion (1986).

Levando em consideração a Lei do Preço Único os autores estabeleceram a seguinte relação matemática entre os preços no mercado externo e interno:

$$PI_t = PE_t \times E_t \quad (11)$$

onde PI_t = preço doméstico do produto i , no período t ; PE_t = preço externo do produto i , no período t ; e E_t = taxa de câmbio nominal, no período t . Aplicou-se então logaritmo em ambos os lados da equação (11), transformando o modelo em:

$$\text{Log}(PI_t) = \log(PE_t) \times \log(E_t) \quad (12)$$

Sendo que o intuito do artigo era trabalhar com preços recebidos pelo produtor e com preços médios recebidos por exportação em reais, os autores reformularam a equação (12), chegando a seguinte relação:

$$\text{Log}(PP_t) = \log(PEC_t) \quad (13)$$

onde PP_t = preço recebido pelo produtor, no período t ; PEC_t = preço externo convertido para reais, ou seja, $PEC_t = PE_t \times E_t$, no período t .

Dessa forma, o modelo econométrico a seguir foi proposto por Guanzioli et al. (2008) para estimar a elasticidade de transmissão de preços entre o preço no nível do produtor de castanha de caju e o preço de exportação:

$$\log(PP_t) = \alpha + \beta \sum_{j=1}^p \log(PP)_{t-j} + \gamma_j \sum_{j=0}^p \log(PEC)_{t-j} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Segundo Guanzioli et al. (2008), se $\sum_{j=0}^p \gamma_j = 0$ ($j=0, \dots, p$), então os preços recebidos pelos produtores de castanha não são afetados pelos preços recebidos pelas empresas exportadoras, se $\gamma_0 = 1$, significa que há integração de curto prazo entre os mercados, e por último se $\sum_{j=1}^p \beta_j + \sum_{j=0}^p \gamma_j = 1$, haverá repasse das flutuações de preços para o produtor no longo prazo.

Para identificar a modelagem mais apropriada das séries de preços de ACC os autores utilizaram os testes ADF, para identificação de raiz unitária, o teste do traço de Johansen (1988), com intuito de verificar se as séries de preços são co-integradas, e o teste de causalidade de Granger, para verificar o sentido da causalidade entre os preços recebidos pela venda de caju em nível de produtor e de exportação. Encontrou-se os seguintes resultados para os testes supracitados: as séries de preços utilizadas são integradas de ordem um, $I(1)$; há dois vetores de co-integração entre os preços; e a causalidade é unidirecional dos preços de exportação para os preços ao produtor (GUANZIROLI et al., 2008).

O modelo estimado para análise em questão foi um VAR restrito, onde, para os coeficientes de sazonalidade que não foram significativos, impôs-se a restrição de que o parâmetro seria zero. Os resultados empíricos obtidos mostram que $\sum_{j=1}^p \beta_j + \sum_{j=0}^p \gamma_j = 1$, indicando que no longo prazo os exportadores conseguem repassar parte das flutuações de preços para os produtores. Encontrou-se também que as variações de preços são repassadas com um mês de defasagem e são repassadas parcialmente, apenas 26,7% das variações nos preços de exportação são repassados para os produtores de castanha. Além disso, as variações dos preços de exportação estão atreladas as variações do câmbio. Portanto, há evidências de assimetria no poder de mercado, pois como dito anteriormente não há repasse integral dos ganhos obtidos pelas empresas exportadoras (GUANZIROLI et al., 2008).

3. METODOLOGIA

3.1. Procedimentos econométricos

Em decorrência de que, a maior parte das séries econômicas são não estacionárias, foi realizado inicialmente os testes de raízes unitárias e co-integração, com a finalidade de identificar a modelagem mais adequada das séries temporais a ser utilizada. Para testar a estacionariedade das séries, utilizou-se no presente trabalho o teste ADF (*Argumented Dickey-Fuller*), o teste consiste na estimação de três equações para cada série temporal por mínimos quadrados ordinários, para então fazer a comparação dos valores críticos gerados pelas equações do teste ADF com as estatísticas τ . Segundo Fava (1999), os três modelos empregados para a realização do teste de raiz unitária são apresentados de forma genérica a seguir:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (17)$$

onde, $\gamma = \rho - 1$, Δy_{t-i} são os termos diferenciados defasados da variável dependente e ε_t é um ruído branco. Ao estimar as três equações, apresentadas acima, é possível testar a seguintes hipóteses: $H_0: \gamma = 0$ e $H_1: \gamma < 0$. Sendo que, se $\tau_{calculado} < \tau_{critico}$ a hipótese nula é rejeitada, portanto a série é estacionária, porém se $\tau_{calculado} > \tau_{critico}$, a hipótese nula não é rejeitada, e a série é não estacionária.

Para verificar a possibilidade de se trabalhar com a séries no nível, sem correr o risco de regressão espúria e preservando, assim, as propriedades de longo prazo, foi utilizado o teste de co-integração de Johansen, que consiste em testar o número de raízes características diferentes de zero existentes. Através da estimação da seguinte equação é possível obter as relações de co-integração:

$$\Delta y_t = \pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (17)$$

em que, π é a matriz que contém as relações de longo prazo ou os vetores de co-integração, sendo r o posto dessa matriz, que é igual ao número de vetores linearmente independente ou co-integrados. Desse modo, se o posto de π for igual a zero, $r(\pi) = 0$, então

não há vetores de co-integração, deve-se estimar um VAR na diferença; se $r(\pi) = k$ a matriz π tem posto completo, deve-se estimar um VAR no nível; se $0 < r(\pi) < k$ implica que existem r vetores de co-integração e $r < k$, nesse caso estima-se um VECM.

O presente trabalho utilizou o teste do traço para realizar o teste de co-integração de Johansen, no qual a estatística do traço é dada por:

$$\lambda_{traço} = -T \sum_{i=r_0+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (18)$$

em que T é o número de observações e λ_i são os autovetores estimados. A hipótese nula do teste do traço é que não há nenhum vetor de co-integração ($r \leq r_0$), contra a hipótese nula de que há pelo menos um vetor de co-integração ($r_0 < r < k$). Uma vez feito o teste do traço temos conhecimento do número de vetores de co-integração existentes no modelo, assim, é possível determinar a modelagem mais apropriada a ser utilizada.

O objetivo deste trabalho é investigar a transmissão de preços entre o atacado e o varejo para os principais produtos da cesta básica do consumidor da cidade de São Paulo. O modelo estimado foi o mesmo para todos os produtos, é um modelo baseado na modelagem proposta por Houck (1977), abrangendo os níveis de mercado atacado e varejo. Esse modelo é um VEC (Vetor de Correção de Erros), que é ideal para o caso multivariado com presença de co-integração, como citado acima, pois essa modelagem permite a análise de co-integração entre as variáveis. O modelo VEC, estimado neste trabalho, 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:

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \gamma + \epsilon_t \quad (19)$$

onde $y_t' = [SPV_t \ SAC_t \ SDC_t]'$ é um vetor transposto de variáveis; sendo que SPV_t é a variação de preços reais recebidos no varejo, SAC_t é a soma dos acréscimos de preços no seguimento atacadista e SDC_t é a soma dos decréscimos de preços no segmento atacadista; γ é um vetor (3x1) com as constantes estimadas, α é um vetor (3x1) com os coeficientes de ajustamento, β é um vetor (3x1) com os parâmetros de co-integração, Γ_i é uma matriz (3x3) com os coeficientes da parte autoregressiva estimada e ϵ_t é um vetor (3x1) com os termos de erros aleatórios. Portanto, apresentado a equação (19) em forma matricial temos:

$$\begin{pmatrix} \Delta SDC_t \\ \Delta SAC_t \\ \Delta SPV_t \end{pmatrix} = \alpha\beta' \begin{pmatrix} SDC_{t-1} \\ SAC_{t-1} \\ SPV_{t-1} \end{pmatrix} + \Gamma_i \begin{pmatrix} \Delta SDC_{t-1} \\ \Delta SAC_{t-1} \\ \Delta SPV_{t-1} \end{pmatrix} + \dots + \Gamma_{p-1} \begin{pmatrix} \Delta SDC_{p-1} \\ \Delta SAC_{p-1} \\ \Delta SPV_{p-1} \end{pmatrix} + \gamma + \epsilon_t \quad (20)$$

A variável explicativa do modelo, que é o preço real praticado pelo atacado, é dividida em duas variáveis, que são obtidas através da somatória das diferenças do aumento (diminuição) do preço de um mês em relação ao mês anterior. 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, ou seja, a elasticidade da transmissão de preços, com essa análise é possível ter informações a respeito das estratégias de preço do segmento varejista. Segundo aspecto que será analisado é a simetria de preços, para isso utiliza-se o teste Wald, a hipótese nula a ser testada é a de que $\beta_1 = \beta_2 = 1$, caso essa hipótese seja rejeitada significa que não há comprovação estatística de que a transmissão de preços seja simétrica. Ou seja, as séries de aumento e diminuição de preços no atacado não tem mesmo grau de influência sobre o preço recebido no varejo.

O terceiro aspecto analisado é a velocidade de transmissão de preços entre atacado e varejo, por meio das funções impulso resposta (FRI). A FRI nos permite avaliar o horizonte temporal resultado de um choque dado em qualquer variável do sistema sob uma determinada variável. Foi feita também a análise das decomposições das variâncias, através dessa análise é possível identificar-se a porcentagem que cada variável afeta a variância do erro de previsão das variações de preços reais do segmento varejista.

3.2. Fonte e tratamento de dados

De acordo com a DIEESE (Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos), a cesta básica do consumidor brasileiro contém: carne, leite, feijão, arroz, farinha, batata, tomate, pão, café, banana, açúcar, óleo e manteiga. Porém, devido a carência de dados, serão analisados apenas os produtos da cesta básica que foram encontrados dados dos preços praticados pelo atacado e varejo, os quais são: arroz, carne, farinha, feijão, óleo, leite, manteiga e batata. O tomate também foi analisado no presente trabalho, porém para esse produto, foram encontrados os preços praticados pelo varejo e os preços recebidos pelos

produtores, contudo, devido a evolução do setor varejista, especialmente o varejo de alimentos, a concentração do setor vem aliada à necessidade de redução de custos e, com isso, a comercialização direta de frutas, legumes e verduras entre produtores e varejistas tem se tornado comum. Isso aumenta a eficiência do setor, diminuí os custos do produto e ainda disponibiliza ao consumidor um produto mais fresco. Assim é possível analisar também o tomate, pois na nova configuração do setor varejista o produtor pode estar comercializando o produto direto ao varejo, sem a presença de um intermediário atacadista.

A periodicidade das séries de preços usadas nas análises é mensal, entre janeiro de 2007 e agosto de 2016, com exceção das séries de preço do leite que é, de novembro de 2010 a agosto de 2016. Além disso, todas as séries foram deflacionas por meio do Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna da Fundação Getúlio Vargas, obtido no IPEADATA (2016). As séries de preços para os níveis de comercialização atacado e varejo⁴, na região metropolitana de São Paulo, foram obtidas no Instituto de Economia Agrícola (IEA, 2016), para todos os produtos analisados neste trabalho.

A variável de preços praticados no atacado para a carne bovina se refere a carne do traseiro bovino em R\$/Kg, portanto foi necessário calcular o preço da carne no varejo, correspondente ao traseiro bovino. Sendo que os cortes de carne que correspondem ao traseiro são: alcatra, capa de filé, coxão duro, coxão mole, filé mignon, lagarto, patinho e musculo. Portanto, o preço do varejo da carne é dado pelo somatório de cada corte ponderado pelo seu rendimento sobre a carcaça resfriada, os rendimentos de cada corte de carne bovina são mostrados no Apêndice C.

Os preços do arroz, carne, farinha, feijão, batata e tomate, foram transformados em R\$/Kg para os dois segmentos de mercado; as séries de preços do leite são dadas em R\$/litro; os preços de atacado e varejo do óleo são dados em R\$/lata; e os preços da manteiga para os dois elos de mercado são dados em R\$/200gr. As séries de preços do segmento atacadista na capital São Paulo para os produtos: arroz, feijão, batata e tomate, são uma média simples dos preços das diferentes variedades disponíveis para cada um desses produtos. Além disso, optou-se por utilizar a abordagem proposta por Aguiar e Santana (2002), a qual faz uso do modelo proposto por Houck (1977) a partir da transformação logarítmica dos preços de

⁴ Os dados de preços médios do varejo da cidade de São Paulo são coletados em 169 supermercados, 69 feiras-livres, 40 açougues, 79 quitadas/ hortifrúteis e 13 padarias (IEA, 2016)

cada segmento, dessa forma, o resultado fornece a transmissão da variação do preço de forma direta.

4. RESULTADOS DE DISCUSSÕES

4.1. Modelos estimados⁵

Para definição da modelagem mais apropriada a ser utilizada para cada um dos produtos analisados, o primeiro passo foi testar a estacionariedade de todas as variáveis utilizadas no trabalho, empregando o teste ADF⁶. O teste compreende em testar três modelos para cada variável, sendo o primeiro com constante e tendência, o segundo com constante e sem tendência e o último sem constante e sem tendência. Se os valores estimados forem maiores que os valores críticos, então não se rejeita a hipótese nula de que a série possui raiz unitária. Para as séries no nível, não houve rejeição da hipótese nula, para nenhuma das variáveis testadas, portanto, nenhuma variável utilizada neste trabalho é estacionária no nível. Ao testar as séries na primeira diferença, todos os valores estimados foram menores que os valores críticos, logo as séries são integradas de ordem 1 [I(1)].

Tendo em vista que as séries utilizadas são não estacionárias, prosseguiu-se com o teste de co-integração, para verificar a possibilidade de trabalhar com as séries no nível. Para isso utilizou-se o teste de co-integração de Johansen – teste do traço⁷ – no qual verificou-se que a existência de pelo menos um vetor de co-integração entre as variáveis de todos os modelos. Assim, confirmou-se que há relações de longo prazo entre as alterações de preços dos produtos da cesta básica praticados no atacado sobre os preços cobrados no varejo.

Com base no resultado destes testes, optou-se em estimar o modelo VEC, o mesmo apresentado na equação (19), para fazer a análise de transmissão de preços entre atacado e varejo para todos os produtos a serem analisados. Os *lags* de defasagem foram definidos de acordo com o critério de informação de Akaike (AIC). Dessa maneira, foi estimado um VEC (1,3) para o arroz, um VEC (1,4) para o feijão, um VEC (1,7) para o leite, um VEC (1,3) para o óleo e para a carne, e para a farinha, o tomate e a batata foi estimado um VEC (1,2). Sendo que os *lags* de defasagem foram alterados para correção da autocorrelação para os seguintes modelos: arroz, farinha, feijão e batata. O modelo estimado para o leite também sofreu alteração nos *lags*, o critério de informação indicou doze *lags*, porém ao estimar o VEC (1,12) o modelo não era estável, portanto optou-se por diminuir para sete *lags* de defasagem, para corrigir a estabilidade do modelo. A Tabela 1 apresenta todos os modelos

⁵ Todos os testes e estimações foram feitas através *software* StataSE

⁶ Os resultados do teste ADF são mostrados no Apêndice D, E e F.

⁷ No Apêndice G são apresentados os resultados do teste do traço

estimados, tais modelos têm por objetivo analisar como o preço do varejo é impactado pelas variações de preços do atacado, para tais produtos da cesta básica do consumidor da cidade de São Paulo: arroz, carne, farinha, feijão, leite, manteiga, óleo, tomate e batata.

Tabela 1 - Modelos Estimados

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

Arroz	$\begin{bmatrix} \Delta SDC_t \\ \Delta SAC_t \\ \Delta SPV_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0,079 ** \\ 0,004 ns \\ 0,205 * \end{bmatrix} [0,103 \quad 1,000 \quad 0,922 * \quad -0,872 *] \begin{bmatrix} \mu_1 \\ SDC_{t-1} \\ SAC_{t-1} \\ SPV_{t-1} \end{bmatrix}$	$+ \begin{bmatrix} 0,356 * & 0,110 *** & -0,031 ns \\ 0,139 ns & 0,327 * & 0,108 ns \\ 0,336 ns & 0,440 * & -0,182 *** \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta SDC_{t-1} \\ \Delta SAC_{t-1} \\ \Delta SPV_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,014 ns \\ 0,019 * \\ -0,001 ns \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1(t)} \\ \epsilon_{2(t)} \\ \epsilon_{3(t)} \end{bmatrix}$
<hr/>		
Carne	$\begin{bmatrix} \Delta SDC_t \\ \Delta SAC_t \\ \Delta SPV_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,044 ns \\ -0,026 ns \\ 0,232 * \end{bmatrix} [-0,052 \quad 1,000 \quad 1,443 * \quad -1,799 *] \begin{bmatrix} \mu_1 \\ SDC_{t-1} \\ SAC_{t-1} \\ SPV_{t-1} \end{bmatrix}$	$+ \begin{bmatrix} 0,042 ns & -0,122 ns & 0,073 ns \\ 0,031 ns & 0,138 ns & 0,146 ns \\ 0,088 ns & 0,152 *** & 0,077 ns \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta SDC_{t-1} \\ \Delta SAC_{t-1} \\ \Delta SPV_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,007 ** \\ 0,020 * \\ 0,004 ns \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1(t)} \\ \epsilon_{2(t)} \\ \epsilon_{3(t)} \end{bmatrix}$
<hr/>		
Farinha	$\begin{bmatrix} \Delta SDC_t \\ \Delta SAC_t \\ \Delta SPV_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0,042 ns \\ -0,064 ns \\ 0,159 * \end{bmatrix} [0,076 \quad 1,000 \quad 1,228 * \quad -1,567 *] \begin{bmatrix} \mu_1 \\ SDC_{t-1} \\ SAC_{t-1} \\ SPV_{t-1} \end{bmatrix}$	$+ \begin{bmatrix} 0,058 ns & -0,184 ** & 0,219 * \\ -0,074 ns & -0,048 ns & 0,300 * \\ -0,109 ns & -0,019 ns & 0,141 ns \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta SDC_{t-1} \\ \Delta SAC_{t-1} \\ \Delta SPV_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,011 * \\ 0,023 * \\ 0,006 ns \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1(t)} \\ \epsilon_{2(t)} \\ \epsilon_{3(t)} \end{bmatrix}$
<hr/>		
Feijão	$\begin{bmatrix} \Delta SDC_t \\ \Delta SAC_t \\ \Delta SPV_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,039 ns \\ -0,051 ns \\ 0,146 * \end{bmatrix} [-0,138 \quad 1,000 \quad 1,068 * \quad -1,379 *] \begin{bmatrix} \mu_1 \\ SDC_{t-1} \\ SAC_{t-1} \\ SPV_{t-1} \end{bmatrix}$	$+ \begin{bmatrix} 0,260 ** & 0,108 ns & -0,086 ns \\ 0,341 *** & 0,285 ** & -0,220 ** \\ 0,532 * & 0,689 * & -0,180 ** \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta SAC_{t-1} \\ \Delta SDC_{t-1} \\ \Delta SPV_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,022 * \\ 0,046 * \\ 0,022 *** \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1(t)} \\ \epsilon_{2(t)} \\ \epsilon_{3(t)} \end{bmatrix}$

Continua...

Continuação – Tabela 1

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \Delta SDC_t \\ \Delta SAC_t \\ \Delta SPV_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} -0,336^{**} \\ 0,401ns \\ 0,216ns \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -0,006 & 1,000 & 1,008^* & -0,781^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_1 \\ SDC_{t-1} \\ SAC_{t-1} \\ SPV_{t-1} \end{bmatrix} \\ \text{Leite} &+ \begin{bmatrix} 0,253ns & 0,275ns & 0,069ns \\ 0,325ns & -0,343ns & 0,465ns \\ 0,219ns & 0,276ns & -0,048ns \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta SDC_{t-1} \\ \Delta SAC_{t-1} \\ \Delta SPV_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,016^{***} \\ 0,006ns \\ 0,013ns \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1(t)} \\ \epsilon_{2(t)} \\ \epsilon_{3(t)} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \Delta SDC_t \\ \Delta SAC_t \\ \Delta SPV_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 0,141ns \\ -0,355^{***} \\ 0,023ns \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0,211 & 1,000 & 2,726^* & -4,899^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_1 \\ SDC_{t-1} \\ SAC_{t-1} \\ SPV_{t-1} \end{bmatrix} \\ \text{Manteiga} &+ \begin{bmatrix} -0,156ns & -0,122ns & -0,006ns \\ -0,356^{**} & 0,169ns & 0,049ns \\ 0,158ns & 0,012ns & -0,338^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta SDC_{t-1} \\ \Delta SAC_{t-1} \\ \Delta SPV_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,008ns \\ 0,014^{***} \\ 0,027^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1(t)} \\ \epsilon_{2(t)} \\ \epsilon_{3(t)} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \Delta SDC_t \\ \Delta SAC_t \\ \Delta SPV_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} -0,173^* \\ -0,247^* \\ -0,032ns \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0,007 & 1,000 & 1,008^* & -0,936^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_1 \\ SDC_{t-1} \\ SAC_{t-1} \\ SPV_{t-1} \end{bmatrix} \\ \text{Óleo} &+ \begin{bmatrix} 0,139ns & 0,093ns & 0,197^{**} \\ 0,071ns & 0,398^* & 0,050ns \\ 0,328^{**} & 0,487^* & -0,092ns \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta SDC_{t-1} \\ \Delta SAC_{t-1} \\ \Delta SPV_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,016^* \\ 0,010^{**} \\ 0,005ns \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1(t)} \\ \epsilon_{2(t)} \\ \epsilon_{3(t)} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \Delta SDC_t \\ \Delta SAC_t \\ \Delta SPV_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 0,090ns \\ -0,013ns \\ 0,242^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -0,468 & 1,000 & 1,145^* & -2,320^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_1 \\ SDC_{t-1} \\ SAC_{t-1} \\ SPV_{t-1} \end{bmatrix} \\ \text{Tomate} &+ \begin{bmatrix} -0,325^{**} & -0,032ns & 0,315^{***} \\ -0,285^{**} & 0,022ns & 0,228ns \\ 0,015ns & -0,148ns & 0,360^{**} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta SDC_{t-1} \\ \Delta SAC_{t-1} \\ \Delta SPV_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,138 \\ 0,089^* \\ 0,056^{**} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1(t)} \\ \epsilon_{2(t)} \\ \epsilon_{3(t)} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \Delta SDC_t \\ \Delta SAC_t \\ \Delta SPV_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 0,159ns \\ 0,101ns \\ 0,176^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0,669 & 1,000 & 1,249^* & -2,339^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_1 \\ SDC_{t-1} \\ SAC_{t-1} \\ SPV_{t-1} \end{bmatrix} \\ \text{Batata} &+ \begin{bmatrix} -0,119ns & -0,341^* & 0,494^* \\ 0,259ns & -0,133ns & 0,038ns \\ 0,422^* & 0,113ns & 0,110ns \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta SDC_{t-1} \\ \Delta SAC_{t-1} \\ \Delta SPV_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,075^* \\ 0,091^* \\ 0,015ns \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1(t)} \\ \epsilon_{2(t)} \\ \epsilon_{3(t)} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

* Significativo a 1%

**Significativo a 5%

*** Significativo a 10%

ns = não significativo
Fonte: Elaboração própria

Após a estimação verificou-se a estabilidade dos modelos, sendo que todos os modelos têm 3 variáveis e 1 relação de co-integração, portanto todos os modelos requerem a imposição de 2 raízes unitárias, assim os autovalores encontrados devem estar fora do círculo unitário⁸. Todos os modelos estimados são estáveis, pois apresentam autovalores fora do círculo unitário. O teste LM também foi feito para testar a autocorrelação serial nos resíduos⁹, no qual verificou-se, a um nível de significância de 5%, não se rejeita a hipótese nula de ausência de correlação serial para os produtos: arroz, carne, óleo, tomate e batata. Sendo que, para os demais produtos – farinha, feijão, leite e manteiga – o modelo ainda apresenta autocorrelação serial nos resíduos, apesar da alteração nos *lags* de defasagem dos modelos para melhorar a autocorrelação.

Ainda foi feito o teste de causalidade de Granger¹⁰, que define o sentido de causalidade entre os preços. Para realização do teste foram incluídos os números de defasagens de acordo com o indicado pelo critério de informação Akaike (AIC) para cada um dos modelos, sendo que as defasagens utilizadas foram: Arroz=3; carne=2; farinha=1; feijão=2; leite=7; manteiga=2; óleo=3; tomate=2; batata=2. Assumindo um nível de significância de 10%, os resultados do teste indicam que, para a maioria dos modelos, as variáveis SAC e SDC Granger causam SPV e SPV Granger causa tanto SAC quanto SDC, com exceção dos modelos: arroz, carne, farinha e manteiga. Para o modelo estimado para a farinha, a variável SPV não Granger causa SDC, enquanto o teste indica que no modelo estimado para carne, a variável SAC não Granger causa SPV, no caso do arroz, o resultado indica que as variáveis SAC e SDC não Granger causam SPV. E no caso da manteiga, a variável SDC não Granger causa SPV. Observa-se, portanto, que para a maioria dos modelos há participação das variações de preço do atacado na formação de preços do varejo, como também o preço do varejo tem influência na variação de preços do atacado.

4.2. Elasticidades de transmissão de preços

De acordo com as estimativas dos coeficientes de longo prazo, apresentados na Tabela 2, atenta-se para fato de que, para a maioria dos modelos estimados, a soma dos

⁸ Resultados dos testes de estabilidade dos modelos no Apêndice H

⁹ Para verificar as estatísticas do teste LM ver Apêndice I

¹⁰ Os resultados do teste de causalidade de Granger são mostrados no Apêndice J

acrécimos de preços reais no atacado afeta a variação de preços do varejo de forma mais intensa do que a soma dos decréscimos de preços reais no atacado, logo, há evidências de rigidez de preços para baixo. Com exceção do modelo estimado para o produto arroz, no qual se a soma dos decréscimos de preços reais no atacado atingir 1% haverá uma redução de 1,15%¹¹ na variação do preço real do varejo, enquanto a soma de acréscimos de preços reais no atacado de 1% aumenta a variação do preço real do varejo em 1,06%. E para os modelos estimados para leite e óleo a soma dos acréscimos e a soma dos decréscimos de preço afetam a variação de preço do varejo, praticamente, com a mesma intensidade.

No que diz respeito ao horizonte temporal em que o preço do varejo retorna ao equilíbrio, observou-se que para maioria dos produtos analisados o preço do varejo volta ao equilíbrio entre o quarto e sétimo mês, exceto para os produtos: manteiga e óleo. Para tais o horizonte temporal para que os preços de varejo retornem ao equilíbrio é de: 44 meses para a manteiga e 32 meses para o óleo.

¹¹ Sendo que $\alpha\beta'y_{t-1} = \alpha\varepsilon_t$, então temos a relação de longo prazo dada por $\beta'y_{t-1} = 0$. Portanto, $SDC_{t-1} + 0,922SAC_{t-1} - 0,872SPV_{t-1} = 0$, isolando SPV_{t-1} , temos $1,15SDC_{t-1} + 1,06SAC_{t-1} = SPV_{t-1}$.

Tabela 2 - Estimativas dos coeficientes de longo prazo dos Modelos Vetoriais de Correção de Erros (VEC)

Modelos	Variáveis	Estimativas dos coeficientes de ajustamento ($\hat{\alpha}$)	Estimativas dos parâmetros de longo prazo ($\hat{\beta}$)
Arroz	SDCt	-0.079	1.000
	SACt	0.004	0.922
	SPVt	0.205	-0.872
Carne	SDCt	0.044	1.000
	SACt	-0.026	1.443
	SPVt	0.233	-1.799
Farinha	SDCt	-0.042	1.000
	SACt	-0.064	1.228
	SPVt	0.160	-1.567
Feijão	SDCt	0.039	1.000
	SACt	-0.052	1.068
	SPVt	0.146	-1.379
Leite	SDCt	-0.336	1.000
	SACt	0.401	1.008
	SPVt	0.216	-0.781
Manteiga	SDCt	0.014	1.000
	SACt	-0.036	2.726
	SPVt	0.023	-4.900
Óleo	SDCt	-0.173	1.000
	SACt	-0.247	1.008
	SPVt	-0.032	-0.936
Tomate	SDCt	0.090	1.000
	SACt	-0.013	1.145
	SPVt	0.242	-2.320
Batata	SDCt	0.159	1.000
	SACt	0.101	1.249
	SPVt	0.176	-2.339

Fonte: Elaboração própria

4.3. Repasse de preços no longo-prazo

A Tabela 3 mostra os resultados do teste de simetria de preços nos modelos no longo-prazo, visto que a hipótese nula do teste é de que o parâmetro de co-integração para o acréscimo é igual ao do decréscimo, e ambos iguais a unidade, se houver rejeição da hipótese nula haverá assimetria no repasse de preços no longo-prazo.

Tabela 3 - Resultados do teste de simetria dos produtos analisados

Modelo	Estatística do teste	P-valor
Arroz	0.800	0.371
Carne	13.720	0.000
Farinha	5.839	0.016
Feijão	0.725	0.394
Leite	0.014	0.906
Manteiga	7.231	0.007
Óleo	0.020	0.889
Tomate	4.616	0.032
Batata	5.812	0.016

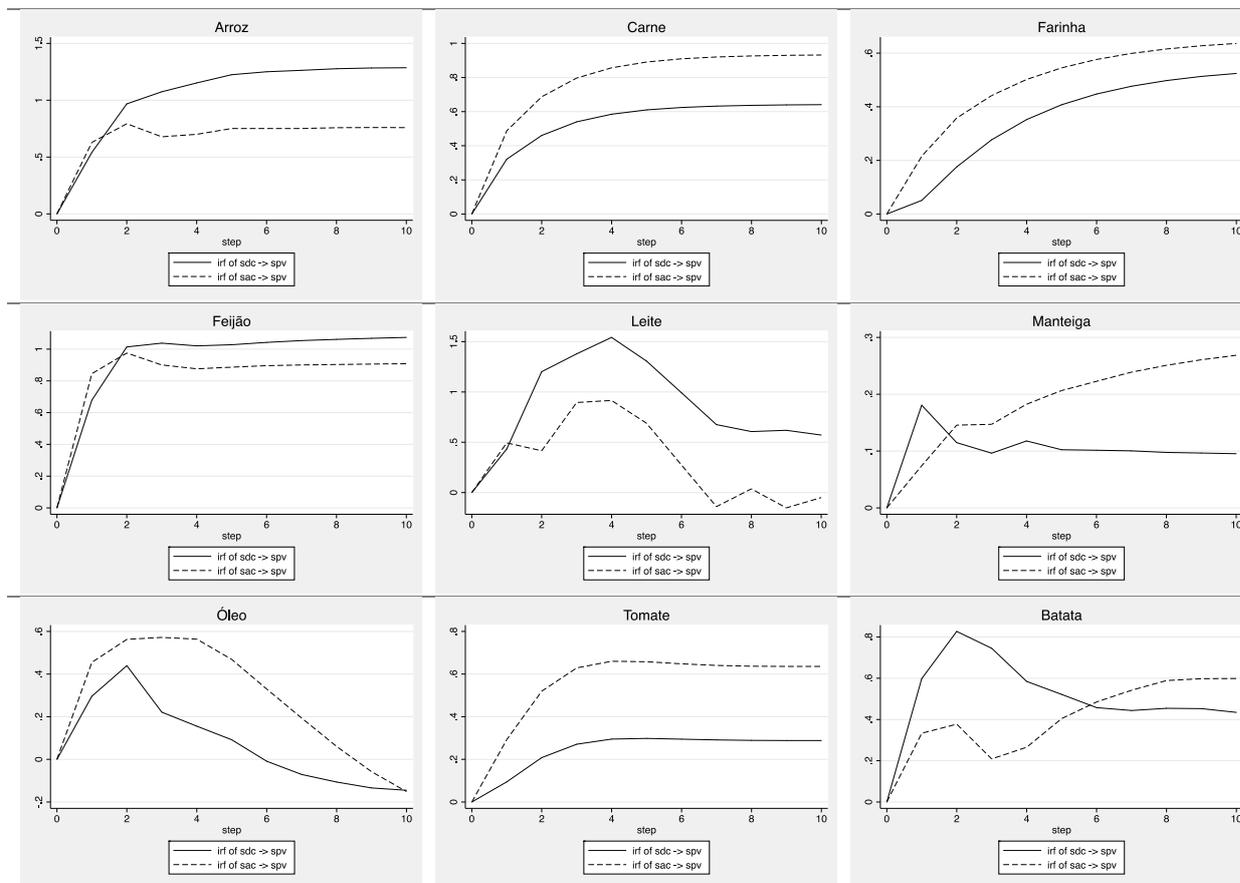
Fonte: elaboração própria

Assumindo um nível de significância de 5% apenas para os produtos arroz, feijão, leite e óleo não foi rejeitada a hipótese nula, portanto há simetria na transmissão de preços reais entre atacado e varejo, apenas para esses quatro produtos. Sendo assim, para os demais produtos analisados da cesta básica na cidade de São Paulo, o repasse de preço no longo-prazo entre atacado e varejo é assimétrico. O que é um indício de que está havendo distorções de mercado, conseqüentemente, o varejo de alimentos está repassando ao consumidor da região metropolitana de São Paulo os acréscimos de preços no atacado mais intensamente que os decréscimos, conforme as elasticidades analisadas anteriormente.

4.4. Repasse de preços no curto-prazo

A Figura 1 mostra as funções impulso-resposta (IRF) de todos os modelos estimados, sendo que no eixo x tem-se o tempo, medido em meses, e no eixo y tem-se a magnitude, medida em desvio padrão. Tais funções mostram os ajustamentos no curto prazo de preços no varejo dado um choque nas variáveis de acréscimo e decréscimo do preço no atacado.

Figura 1 – Resposta das variações de preços do varejo á um choque de um desvio padrão nos acréscimos e decréscimos de preços reais no atacado.



Fonte: Elaboração própria

Analisando as funções impulso resposta, observou-se que para os modelos dos produtos arroz, leite, feijão e batata os decréscimos nos preços do atacado, após o choque, foram repassados para o preço de varejo mais rapidamente e em maior intensidade do que os acréscimos. Porém, no caso da batata, enquanto no sexto mês o efeito do choque de um desvio padrão no decréscimo de preços está diminuindo, o efeito do choque no acréscimo de preços no atacado sobre o preço do varejo continua aumentando, portanto para este produto embora a variável de decréscimo tenha um efeito mais rápido e intenso sobre o preço do varejo, a variável de acréscimo tem um efeito lento, porém crescente.

Para os demais modelos estimados, tem-se que os decréscimos reais de preço no atacado são significativos entre o primeiro e o segundo mês, sendo que, o repasse dos decréscimos foram inferiores ao dos acréscimos para os seguintes produtos: óleo, tomate, carne e farinha. Contudo, no caso da carne e da farinha, o efeito dos decréscimos sobre o preço do varejo é crescente durante os primeiros dez meses. Já no caso da manteiga os decréscimos de preços no atacado são significativos no primeiro mês, sendo que nesse

primeiro mês o repasse dos acréscimos foram inferiores ao repasse dos decréscimos, porém o repasse dos acréscimos de preços são significativos até o décimo mês, superando o repasse dos decréscimos.

Por meio da decomposição da variância do erro de previsão é possível medir a porcentagem da variância do erro padrão decorrente de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão. Ou seja, pode-se dizer o quão importante uma variável é para explicar o erro da previsão da outra variável. Os resultados da decomposição da variância do erro de previsão da variação do preço cobrado pelo varejo para todos os produtos que estão sendo analisados no presente trabalho, são apresentados nas Tabelas 4, 5 e 6 para um horizonte de previsão 10 meses.

Tabela 4 - Decomposição da variância do erro de previsão da variação do preço cobrado pelo varejo

Mês	Arroz			Carne			Farinha		
	Variáveis			Variáveis			Variáveis		
	SPV	SAC	SDC	SPV	SAC	SDC	SPV	SAC	SDC
1	80.96%	12.49%	6.55%	84.67%	9.48%	5.85%	81.41%	15.75%	2.84%
2	53.88%	30.68%	15.43%	48.33%	28.89%	22.79%	72.09%	23.18%	4.72%
3	38.85%	38.01%	23.14%	31.00%	37.68%	31.32%	63.24%	28.91%	7.85%
4	33.06%	39.12%	27.82%	21.67%	42.22%	36.11%	55.83%	32.96%	11.21%
5	29.41%	39.63%	30.96%	16.24%	44.75%	39.00%	49.72%	35.91%	14.38%
6	26.42%	40.25%	33.33%	12.84%	46.30%	40.86%	44.70%	38.10%	17.20%
7	24.37%	40.57%	35.06%	10.56%	47.31%	42.13%	40.61%	39.75%	19.64%
8	22.91%	40.76%	36.33%	8.94%	48.01%	43.04%	37.24%	41.03%	21.73%
9	21.74%	40.92%	37.34%	7.75%	48.53%	43.72%	34.46%	42.03%	23.51%
10	20.82%	41.04%	38.14%	6.83%	48.92%	44.24%	32.14%	42.84%	25.02%

Fonte: elaboração própria

Destaca-se que para maioria dos modelos analisados, os acréscimos de preços do atacado influenciam mais o erro de previsão do preço cobrado pelo varejo do que os decréscimos. Exceto no caso do tomate, batata e leite, em que há uma influência maior dos decréscimos de preços no erro de previsão. No caso do feijão, os acréscimos de preço do atacado no décimo mês explicam, aproximadamente, 51% do erro de previsão do preço cobrado pelo varejo. Todos os modelos apresentam alguma rigidez nos preços, porém essa rigidez é mais forte no caso da manteiga e do óleo, pois para esses dois produtos mais de 50% da variância explicada se deve a própria variável.

Tabela 5 - Decomposição da variância do erro de previsão da variação do preço cobrado pelo varejo

Mês	Feijão			Leite			Manteiga		
	Variáveis			Variáveis			Variáveis		
	SPV	SAC	SDC	SPV	SAC	SDC	SPV	SAC	SDC
1	69.98%	22.78%	1.09%	35.65%	25.93%	38.42%	90.41%	6.97%	2.62%
2	28.73%	47.67%	8.84%	17.71%	32.81%	49.48%	82.83%	8.55%	8.62%
3	17.77%	50.62%	10.62%	12.53%	26.53%	60.94%	77.55%	11.54%	10.91%
4	13.58%	50.82%	12.26%	8.30%	26.90%	64.80%	74.60%	13.47%	11.93%
5	11.25%	50.85%	15.23%	6.52%	26.09%	67.40%	71.20%	15.46%	13.34%
6	9.64%	50.89%	16.99%	5.56%	25.54%	68.90%	68.30%	17.40%	14.30%
7	8.44%	50.88%	18.28%	5.65%	24.72%	69.63%	65.74%	19.15%	15.11%
8	7.50%	50.83%	19.58%	6.97%	23.64%	69.38%	63.39%	20.78%	15.83%
9	6.76%	50.77%	20.62%	7.50%	23.18%	69.32%	61.30%	22.27%	16.43%
10	6.15%	50.69%	21.44%	8.07%	22.54%	69.38%	59.42%	23.62%	16.96%

Fonte: elaboração própria

Tabela 6 - Decomposição da variância do erro de previsão da variação do preço cobrado pelo varejo

Mês	Óleo			Tomate			Batata		
	Variáveis			Variáveis			Variáveis		
	SPV	SAC	SDC	SPV	SAC	SDC	SPV	SAC	SDC
1	66.68%	22.25%	11.07%	37.70%	19.38%	42.92%	26.53%	26.19%	47.28%
2	46.04%	34.88%	19.08%	26.69%	26.85%	46.46%	13.33%	25.72%	60.95%
3	39.97%	37.54%	22.49%	19.21%	31.87%	48.92%	9.33%	23.30%	67.38%
4	41.22%	38.60%	20.19%	14.96%	35.01%	50.03%	7.76%	21.00%	71.24%
5	42.82%	38.72%	18.47%	12.49%	36.96%	50.55%	7.42%	20.41%	72.17%
6	44.91%	37.94%	17.14%	10.84%	38.28%	50.88%	8.33%	20.37%	71.30%
7	47.45%	36.66%	15.89%	9.61%	39.25%	51.14%	9.34%	20.91%	69.75%
8	49.95%	35.20%	14.86%	8.63%	40.00%	51.38%	10.34%	21.80%	67.85%
9	52.29%	33.68%	14.03%	7.82%	40.60%	51.58%	11.70%	22.63%	65.67%
10	54.46%	32.19%	13.35%	7.16%	41.10%	51.75%	13.15%	23.30%	63.55%

Fonte: elaboração própria

5. CONCLUSÃO

Este trabalho teve como objetivo analisar a transmissão de preços no curto e no longo prazo, entre o atacado e varejo, para produtos da cesta básica na cidade de São Paulo. Porém, não foram encontradas disponíveis as séries de preço do atacado e varejo de todos os produtos presentes na cesta básica do consumidor brasileiro, portanto foram analisados os produtos que encontrou-se suas respectivas séries de preços, os produtos analisados foram: arroz, carne bovina, farinha, feijão, leite, manteiga, óleo, tomate e batata. A partir da análise de transmissão de preços, é possível verificar se a mudança estrutural pela qual o mercado varejista brasileiro está passando desde 1990 - aumento da concentração de mercado e aumento da participação das grandes redes supermercadistas nacionais e internacionais no total de vendas de alimentos no país - pode estar causando distorções de mercado no repasse de preços por parte dos varejistas.

Identificou-se que, no curto-prazo, a intensidade do repasse dos decréscimos é menor do que a dos acréscimos, para a maioria dos produtos analisados. Além disso, os decréscimos no preço do atacado são repassados ao preço real cobrado varejo de forma mais rápida, diminuindo a intensidade dos repasses a partir do segundo mês, enquanto o repasse dos acréscimos de preços permanece intenso por um tempo mais longo. Com exceção no caso do arroz, leite, feijão e a batata, nesse caso os decréscimos de preço são repassados ao preço do varejo com uma maior intensidade do que os acréscimos. Portanto, há indícios de que haja distorções de mercado, sendo que, em geral o varejo de alimento está repassando ao consumidor os acréscimos de preços reais de maneira mais intensa do que os decréscimos.

A análise de longo-prazo deixa ainda mais clara estas distorções no repasse de preços por parte setor varejista, devido ao teste de simetria na transmissão de preços no longo-prazo, o qual resultou que, para cinco dos nove produtos analisados, a transmissão de preços entre atacado e varejo é assimétrica. Consequentemente, para estes produtos quando há um aumento nos preços reais no nível de atacado o repasse para o preço praticado pelo varejo é mais que proporcional ao repasse de quedas de preços. Como os resultados apontaram para um mercado pouco competitivo para cinco dos nove produtos analisados, o bem-estar da sociedade pode estar sendo afetado. Já que, quando um mercado se distância do modelo de concorrência perfeita haverá perda do bem-estar social. No entanto, para os produtos arroz, feijão leite e óleo a transmissão de preços é simétrica, aproximando-se mais do modelo competitivo.

O presente trabalho utilizou dados reais para a análise, ou seja, foram retirados das séries de preços o efeito inflacionário, o que inclui a inflação de custos. Portanto, se no período analisado não houveram novos custos de distribuição ou diferenciação dos produtos, pode-se dizer que está havendo exercício de poder de mercado por parte do mercado varejista, pois o repasse dos acréscimos de preços reais do atacado são mais que proporcionais ao repasse dos decréscimos de preço.

Não há como afirmar com certeza se está havendo exercício de poder de mercado por parte dos varejistas, mas como foi observado as empresas varejistas da cidade de São Paulo estão influenciando os preços de maneira efetiva, o que é um indício de exercício de poder de mercado. Pois as empresas conseguem controlar os repasses de preços reais, estabelecendo a magnitude do repasse e a velocidade do repasse, dessa forma, os varejistas podem agir de maneira a manter seus lucros ou aumentá-los quando puderem. Estes efeitos anticompetitivos podem ser originários da concentração de mercado que tem se intensificado no setor varejista.

Conclui-se que a transmissão assimétrica de preços – confirmada para cinco dos nove produtos analisados – pode estar causando perda do bem-estar social do consumidor da cidade de São Paulo. Além disso, é possível observar, através dos gráficos apresentado no Apêndice K e L, que, durante o período analisado, está havendo um aumento no preço real destes produtos da cesta básica na cidade de São Paulo. Por se tratar de um período em que está ocorrendo também uma queda no salário real da população, devido ao cenário atual de crise econômica, o consumidor pode diminuir o consumo ou parar de consumir certos produtos.

A principal limitação dessa pesquisa foi a carência de dados, não foi possível encontrar séries de preços de todos os produtos da cesta básica para a cidade de São Paulo, nos dois níveis de mercado analisados: atacado e varejo. Além disso, apesar da vasta literatura sobre o assunto e da evolução pela qual a modelagem proposta por Houck (1977) tem passado desde então, ainda há divergências na maneira correta de como se deve tratar o modelo, considerando as propriedades de séries temporais. Outra limitação é que a análise de transmissão de preços não leva em consideração a diferenciação de produtos ou imperfeições de mercado, o que pode ser insuficiente para concluir sobre o padrão de concorrência.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ACQUAH, Henry De-Graft et al. Asymmetry in Retail-Wholesale Price Transmission for Maize: Evidence from Ghana. **American-Eurasian Journal of Agriculture and Environmental Science**, v. 7, p. 452-456, 2010.

AGUIAR, Danilo RD; BARROS, Geraldo SAC. Análise dinâmica de margens de comercialização: uma aplicação aos mercados de arroz e de feijão no estado de São Paulo. **Revista Brasileira de Economia**, v. 49, n. 4, p. 583-610, 1995.

AGUIAR, Danilo RD; FIGUEIREDO, Adelson Martins. 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.

AGUIAR, Danilo RD; SANTANA, Josana A. Asymmetry in farm to retail price transmission: evidence from Brazil. **Agribusiness**, v. 18, n. 1, p. 37-48, 2002.

APAS – Associação Paulista de Supermercados. Oportunidades por Atacado. **Revista Supervarejo**, edição de fevereiro de 2016.

AZEVEDO, Paulo Furquim de; POLITI, Ricardo Batista. Concorrência e estratégias de precificação no sistema agroindustrial do leite. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 46, n. 3, p. 767-802, 2008.

BAKUCS, Lajos Zoltan; FERTŐ, Imre; SZABO, Gabor G. Price transmission in the Hungarian vegetable sector. **Studies in Agricultural Economics**, v. 106, p. 23-40, 2007.

BARROS, Geraldo Sant'Ana de Camargo. Transmissão de preços pela central de abastecimento de São Paulo, Brasil. **Revista brasileira de Economia**, v. 44, n. 1, p. 5-20, 1990.

BEIRAL, Paula Rubia Simões. **O mercado brasileiro de etanol: concentração e poder de mercado sob a ótica da Nova Organização Industrial Empírica**. 2011. Tese de Doutorado. Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”.

CAPPS, Oral; SHERWELL, Pablo. Alternative approaches in detecting asymmetry in farm-retail price transmission of fluid milk. **Agribusiness**, v. 23, n. 3, p. 313-331, 2007.

CALSAVARA, André Rynaldo. Atacarejo: estratégia planejada ou mera coincidência?. **Administração de Empresas em Revista**, v. 8, n. 9, p. 47-64, 2011.

CARMAN, Hoy F.; SEXTON, Richard J. Supermarket fluid milk pricing practices in the Western United States. **Agribusiness**, New York, vol. 21, p. 509-530, 2005.

DE MOURA, Thaís Lacava et al. Formatos de varejo: o caso do consumidor de alimentos. **CEP**, v. 13565, p. 905, 2005.

DE OLIVEIRA, Júlio César; DOS SANTOS DELGADO, Felipe. ANÁLISE DA EVOLUÇÃO DA CONCENTRAÇÃO INDUSTRIAL NO VAREJO SUPERMERCADISTA BRASILEIRO ENTRE 1998 E 2013. **Estudos do CEPE**, n. 42, p. 41-60, 2015.

FARINA, E. M. M. Q.; NUNES, Rubens. A evolução do sistema agroalimentar e a redução de preços para o consumidor: o efeito de atuação dos grandes compradores. **São Paulo: PENSA, Estudo Temático**, n. 2, p. 31, 2002.

FAVA, V. L. Testes de raízes unitárias e co-integração. In: Marco A. S. Vasconcellos; Denisard C. O. Alves. (Org.). **Manual de Econometria: Nível Intermediário**. SÃO PAULO: ATLAS, 1999, v., p. 245-252.

FERRAZ, André Santos. As Abordagens Teóricas sobre Atos de Concentração das Escolas de Harvard e de Chicago. **Revista de Defesa da Concorrência**, v. 2, n. 2, p. 180-206, 2014.

FREY, Giliola; MANERA, Matteo. Econometric models of asymmetric price transmission. **Journal of Economic surveys**, v. 21, n. 2, p. 349-415, 2007.

FIGUEIREDO, Adelson Martins; SOUZA FILHO, Hildo M; GUANZIROLI, Carlos E; VALENTE JUNIOR, Airton S. Análise da transmissão de preços no mercado brasileiro de castanha de caju. **Revista Econômica do Nordeste**, vol.41, nº 4, p. 716-730, 2010.

FIGUEIREDO, Heloisa Loiola; FIGUEIREDO, Adelson Martins; AGUIAR, Danilo RD. Análise de transmissão de preços no mercado de carne bovina. **Revista de Economia e sociologia Rural**. 19 p., 2016. No prelo.

FLEXOR, Georges Gérard. "A globalização do varejo e seus impactos no Brasil: o caso do WAL-MART." *XIII Congresso Brasileiro de Sociologia*. 2007.

GOODWIN, Barry K., and Daniel C. Harper. "Price transmission, threshold behavior, and asymmetric adjustment in the US pork sector." *Journal of Agricultural and Applied Economics* 32.03 (2000): 543-553.

GUANZIROLI, Carlos E.; BUAINAIN, A. M.; SOUSA FILHO, Hildo M. **Metodologia para estudo das relações de mercado em sistemas agroindustriais**. IICA, 2008.

GUIDOLIN, Silvia Maria; COSTA, Ana Cristina Rodrigues da; NUNES, Bernardo Furtado. Conectando indústria e consumidor: desafios do varejo brasileiro no mercado global. **BNDES Setorial: Comércio e Serviços**, n. 30, p. 3-61, 2009.

HOUCK, James P. An approach to specifying and estimating nonreversible functions. **American Journal of Agricultural Economics**, Ames, IA, vol. 59, 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: 30/08/2016.

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: 30/08/2016.

INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS APLICADAS, BASE DE DADOS MACROECONÔMICOS (IPEADATA). **IPC - geral - índice - Fundação Getulio Vargas, Conjuntura Econômica - IGP (FGV/Conj. Econ. - IGP)**. Disponível em <www.ipeadata.gov.br> Acesso em: 30/08/2016.

LASS, Daniel 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, Marcos Fava. **Um modelo para planejamento de canais de distribuição no setor de alimentos**. 1999. Tese de Doutorado. Universidade de São Paulo.

OLIVEIRA, Leidy Diana Souza de; LIMA-FILHO, Dario de Oliveira; WATANABE, Eluiza Alberto de Moraes. Nível de Desenvolvimento e Tecnologia de Distribuição de Alimentos em Países Selecionados. **Revista Economia Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 51, n. 1, p.9-24, abr. 2013. Trimestral.

PINDYCK, Robert S.; RUBINFELD, Daniel L. Microeconomia. 7a. edição. **Pearson, São Paulo**, 2010, p. 325.

POSSAS, Mario Luiz. Os conceitos de mercado relevante e de poder de mercado no âmbito da defesa da concorrência. **Revista do IBRAC**, v. 3, n. 5, p. 10-35, 1996.

STERN, Louis W.; ADEL, I. El-Ansary, and Anne T. Coughlan. *Marketing Channels*. **Prentice Hall**, 1996, p. 576.

WARD, Ronald W. Asymmetry in retail, wholesale, and shipping point pricing for fresh vegetables. **American journal of agricultural economics**, v. 64, n. 2, p. 205-212, 1982.

WEDEKIN, Ivan; NEVES, Marcos Fava. Sistema de distribuição de alimentos: o impacto das novas tecnologias. **Revista de Administração**, São Paulo, v. 4, n. 30, p.5-18, out. 1995. Trimestral.

WORTH, Thomas. The FOB retail price relationship for selected fresh vegetables. **Economic Research Service/ USDA**, p. 26-31, 1999.

ZAMPIROLI, Poliana Dare et al. Margens De Comercialização E Transmissão De Preços Da Goiaba Produzida Na Região Norte Fluminense. Em: **44º Congresso, Julho, 23-27, 2006, Fortaleza, Ceará, Brasil**. Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), 2006.

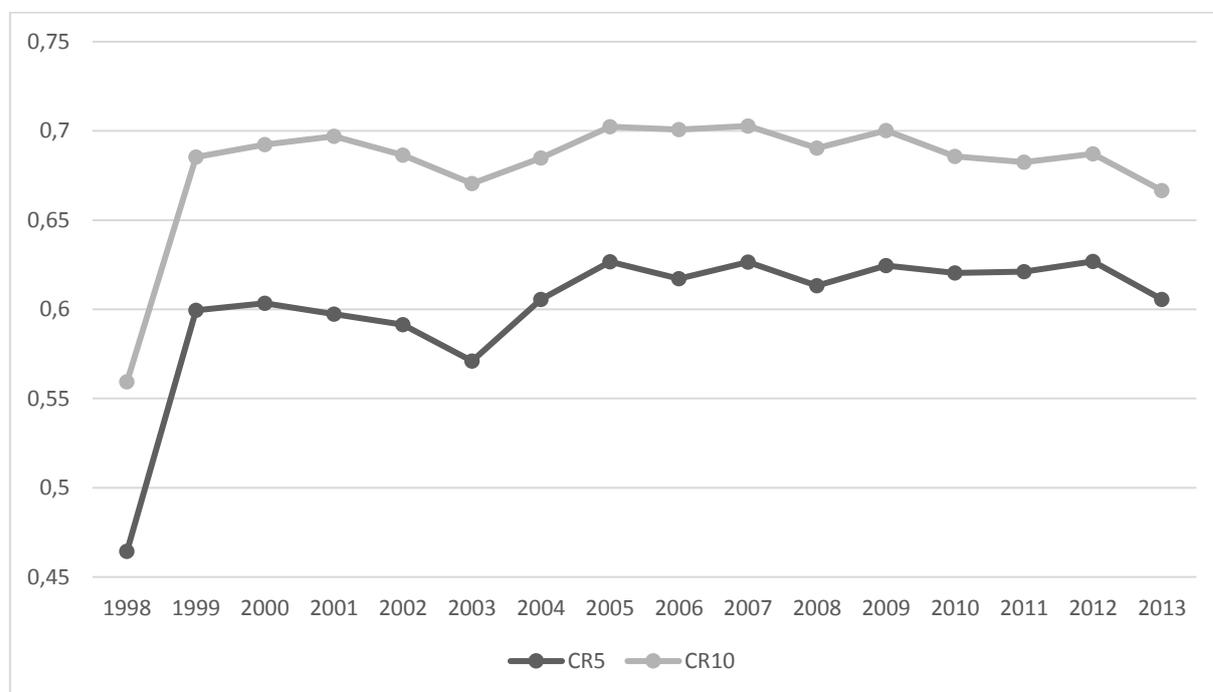
7. APÊNDICES

Apêndice A – Índices de concentração

ANO	CR5	CR10	H	H'	ET	Nº DE EMPRESAS
1998	0,46440	0,55940	0,06169	0,06178	414,781	688
1999	0,59946	0,68527	0,09577	0,09609	348,018	300
2000	0,60332	0,69234	0,10131	0,10151	346,618	500
2001	0,59731	0,69707	0,09717	0,09750	342,129	300
2002	0,59142	0,68636	0,10055	0,10088	342,835	300
2003	0,57092	0,67042	0,09680	0,09712	348,569	300
2004	0,60549	0,68483	0,10774	0,10796	343,207	500
2005	0,62662	0,70236	0,12070	0,12094	328,813	500
2006	0,61719	0,70081	0,11585	0,11608	330,464	500
2007	0,62643	0,70278	0,11962	0,11986	324,504	500
2008	0,61321	0,69035	0,11438	0,11461	331,646	500
2009	0,62448	0,70016	0,11962	0,11984	326,236	527
2010	0,62036	0,68571	0,11936	0,11953	336,680	679
2011	0,62113	0,68252	0,12639	0,12657	338,482	696
2012	0,62685	0,68707	0,12338	0,12355	337,994	710
2013	0,60548	0,66649	0,11747	0,11758	353,266	1069

Fonte: Delgado e Oliveira, 2015

Apêndice B - Evolução dos índices de concentração CR5 e CR10 (1998-2013)



Fonte: Delgado e Oliveira, 2015

Apêndice C - Rendimento da carne bovina resfriada para corte traseiro com osso

Descrição do tipo de carne considerada	Proporção de corte em kg	Rendimento %
Detalhes de rendimentos da carcaça resfriada¹²	229,62	1,00
Rendimento do traseiro especial	110,2176	0,48
Filé	8,0367	0,04
Contrafilé	26,4063	0,12
Capa e aba	6,42936	0,03
Alcatra	15,15492	0,07
Patinho	34,90224	0,15
Coxão duro	19,97694	0,09
Coxão mole	29,8506	0,13
Lagarto	8,26632	0,04
Musculo	12,6291	0,06
Retalho	5,7405	0,03
Gordura	16,99188	0,07
Ossos	43,6278	0,19

Fonte: Figueiredo (2016)

¹² Simulado para um animal com peso de 430Kg

Apêndice D - Teste ADF para as variáveis utilizadas na construção dos modelos

Modelo	ADF-Nível				ADF-1 Diferença			
		Estatística	5%			Estatística	5%	
Arroz	C/T	-2.107	-3.448	C/T	-7.186	-3.448		
	SACt C	-0.782	-1.658	SACt C	-7.221	-1.658		
	-	5.142	-1.95	-	-5.774	-1.95		
	C/T	-0.562	-3.448	C/T	-7.761	-3.448		
	SDCt C	-3.087	-1.658	SDCt C	-7.282	-1.658		
	-	3.403	-1.95	-	-6.192	-1.95		
	C/T	-1.83	-3.448	C/T	-10.46	-3.448		
	SPVt C	-0.065	-1.658	SPVt C	-10.484	-1.658		
	-	2.163	-1.95	-	-9.949	-1.95		
Carne	C/T	-2.021	-3.448	C/T	-9.108	-3.448		
	SACt C	-1.414	-1.658	SACt C	-9.026	-1.658		
	-	5.733	-1.95	-	-6.492	-1.95		
	C/T	-1.538	-3.448	C/T	-10.354	-3.448		
	SDCt C	-0.692	-1.658	SDCt C	-10.374	-1.658		
	-	3.912	-1.95	-	-8.551	-1.95		
	C/T	-2.247	-3.448	C/T	-8.84	-3.448		
	SPVt C	-0.918	-1.658	SPVt C	-8.846	-1.658		
	-	3.482	-1.95	-	-7.714	-1.95		
Farinha	C/T	-2.091	-3.448	C/T	-10.064	-3.448		
	SACt C	-0.443	-1.658	SACt C	-10.1	-1.658		
	-	5.794	-1.95	-	-7.217	-1.95		
	C/T	-1.191	-3.448	C/T	-11.026	-3.448		
	SDCt C	-0.934	-1.658	SDCt C	-11.006	-1.658		
	-	4.157	-1.95	-	-8.736	-1.95		
	C/T	-1.989	-3.448	C/T	-9.864	-3.448		
	SPVt C	-0.36	-1.658	SPVt C	-9.913	-1.658		
	-	2.715	-1.95	-	-9.082	-1.95		
Feijão	C/T	-2.256	-3.448	C/T	-8.778	-3.448		
	SACt C	-0.967	-1.658	SACt C	-8.787	-1.658		
	-	4.839	-1.95	-	-7.051	-1.95		
	C/T	-0.461	-3.448	C/T	-8.026	-3.448		
	SDCt C	-1.875	-1.658	SDCt C	-7.86	-1.658		
	-	3.838	-1.95	-	-6.524	-1.95		
	C/T	-1.481	-3.448	C/T	-8.559	-3.448		
	SPVt C	-0.446	-1.658	SPVt C	-8.587	-1.658		
	-	1.474	-1.95	-	-8.408	-1.95		

Fonte: Elaboração Própria

Apêndice E - Teste ADF para as variáveis utilizadas na construção dos modelos

Modelo	ADF-Nível				ADF-1 Diferença			
			Estatística	5%			Estatística	5%
Leite	SACt	C/T	0.063	-3.481	C/T	-6.882	-3.482	
		C	2.346	-1.668	C	-6.46	-1.668	
		-	6.111	-1.95	-	-4.94	-1.95	
	SDCt	C/T	-1.849	-3.481	C/T	-5.309	-3.482	
		C	0.982	-1.668	C	-5.189	-1.668	
		-	3.881	-1.95	-	-4.168	-1.95	
	SPVt	C/T	0.152	-3.481	C/T	-5.501	-3.482	
		C	1.683	-1.668	C	-5.406	-1.668	
		-	3.883	-1.95	-	-4.89	-1.95	
Manteiga	SACt	C/T	-0.963	-3.448	C/T	-10.62	-3.448	
		C	1.13	-1.658	C	-10.548	-1.658	
		-	7.432	-1.95	-	-7.098	-1.95	
	SDCt	C/T	-1.424	-3.448	C/T	-12.439	-3.448	
		C	-0.749	-1.658	C	-12.45	-1.658	
		-	4.027	-1.95	-	-9.804	-1.95	
	SPVt	C/T	-2.784	-3.448	C/T	-14.623	-3.448	
		C	0.171	-1.658	C	-14.656	-1.658	
		-	4.258	-1.95	-	-11.647	-1.95	
Óleo	SACt	C/T	-1.977	-3.448	C/T	-6.851	-3.448	
		C	-1.245	-1.658	C	-6.815	-1.658	
		-	5.786	-1.95	-	-5.157	-1.95	
	SDCt	C/T	-1.524	-3.448	C/T	-7.999	-3.448	
		C	-0.156	-1.658	C	-8.036	-1.658	
		-	4.828	-1.95	-	-6.518	-1.95	
	SPVt	C/T	-1.849	-3.448	C/T	-7.208	-3.448	
		C	-1.309	-1.658	C	-7.236	-1.658	
		-	2.106	-1.95	-	-6.956	-1.95	
Tomate	SACt	C/T	-2.041	-3.448	C/T	-10.648	-3.448	
		C	-0.699	-1.658	C	-10.668	-1.658	
		-	6.077	-1.95	-	-7.237	-1.95	
	SDCt	C/T	-2.425	-3.448	C/T	-12.329	-3.448	
		C	-0.802	-1.658	C	-12.326	-1.658	
		-	5.018	-1.95	-	-8.885	-1.95	
	SPVt	C/T	-4.292	-3.448	C/T	-8.784	-3.448	
		C	-1.655	-1.658	C	-8.82	-1.658	
		-	-0.401	-1.95	-	-8.832	-1.95	

Fonte: Elaboração Própria

Apêndice F - Teste ADF para as variáveis utilizadas na construção dos modelos

Modelo	ADF-Nível				ADF-1 Diferença			
			Estatística	5%			Estatística	5%
Batata	SACt	C/T	-2.928	-3.448	C/T	-10.227	-3.448	
		C	0.127	-1.658	C	-10.271	-1.658	
		-	6.115	-1.95	-	-7.406	-1.95	
	SDCt	C/T	-2.657	-3.448	C/T	-8.747	-3.448	
		C	0.191	-1.658	C	-8.77	-1.658	
		-	5.809	-1.95	-	-6.712	-1.95	
	SPVt	C/T	-3.261	-3.448	C/T	-8.309	-3.448	
		C	-1.444	-1.658	C	-8.34	-1.658	
		-	0.906	-1.95	-	-8.21	-1.95	

Fonte: Elaboração própria

Apêndice G - Teste de co-integração de Johansen – Resultados do teste do traço

Modelo	Hipótese nula	Estatística do traço	Valor crítico 5%
Arroz	r=0	35.4044	29.6800
	r=1	12.2591	15.4100
	r=2	0.4609	3.7600
Carne	r=0	40.4265	29.6800
	r=1	8.6065	15.4100
	r=2	2.3169	3.7600
Farinha	r=0	30.4452	29.6800
	r=1	3.1973	15.4100
	r=2	0.4859	3.7600
Feijão	r=0	54.1823	29.6800
	r=1	12.1743	15.4100
	r=2	1.5577	3.7600
Leite	r=0	36.8298	29.6800
	r=1	12.2607	15.4100
	r=2	2.4975	3.7600
Manteiga	r=0	33.1117	29.6800
	r=1	5.5729	15.4100
	r=2	1.2616	3.7600
Óleo	r=0	37.2085	29.6800
	r=1	13.9691	15.4100
	r=2	1.0137	3.7600
Tomate	r=0	42.0780	29.6800
	r=1	10.9215	15.4100
	r=2	2.7885	3.7600
Batata	r=0	63.8045	29.6800
	r=1	13.5026	15.4100
	r=2	0.4120	3.7600

Fonte: Elaboração própria

Apêndice H - Análise da estabilidade dos modelos

Arroz	Carne	Farinha	Feijão	Leite	Manteiga	Óleo	Tomate	Batata
Módulo das raízes do polinômio característico								
1	1	1	1	1	1	1	1	1
1	1	1	1	1	1	1	1	1
0.723012	0.566599	0.725745	0.830713	0.962058	0.803436	0.81708	0.505358	0.690626
0.594421	0.254224	0.213821	0.348842	0.962058	0.378492	0.81708	0.505358	0.670589
0.537098	0.103077	0.145221	0.348842	0.931968	0.378492	0.555411	0.299753	0.670589
0.537098	0.079636	0.145221	0.127222	0.931968	0.350385	0.555411	0.051763	0.665417
0.420645				0.916678	0.350385	0.489986		0.665417
0.420645				0.898848	0.344939	0.335212		0.624838
0.104449				0.898848	0.344939	0.230829		0.480484
				0.876623				0.473026
				0.876623				0.124901
				0.846273				0.051842
				0.846273				
				0.840553				
				0.840553				
				0.807951				
				0.807951				
				0.802332				
				0.802332				
				0.792619				
				0.792619				

Fonte: Elaboração própria

Apêndice I - Teste de Autocorrelção (LM)

Modelo	Defasagem	Estatística	p-valor
Arroz	9	16.085	0.065
Carne	9	12.863	0.169
Farinha	9	17.514	0.041
Feijão	9	17.813	0.037
Leite	9	20.940	0.013
Manteiga	9	4.445	0.035
Óleo	9	14.183	0.116
Tomate	9	12.950	0.165
Batata	9	15.221	0.085

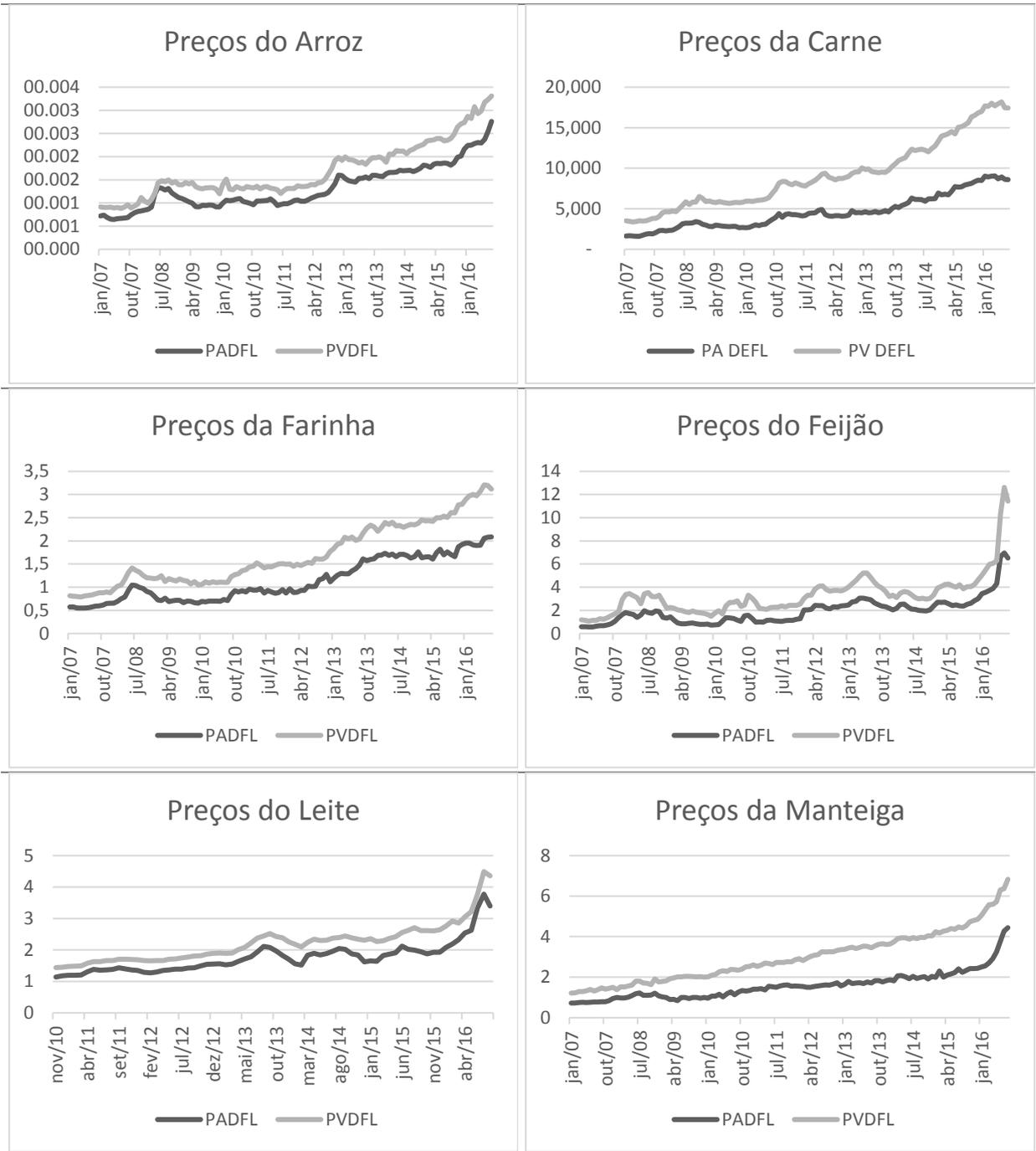
Fonte: Elaboração própria

Apêndice J - Teste de causalidade de Granger

Modelo	Hipótese Nula	Estatística	valor p
Arroz	SAC não Granger-causa SPV	3.5004	0.3207
	SDC não Granger-causa SPV	3.7254	0.2927
	SPV não Granger-causa SAC	32.2847	0.0000
	SPV não Granger-causa SDC	10.8429	0.0126
Carne	SAC não Granger-causa SPV	4.0446	0.1324
	SDC não Granger-causa SPV	8.4541	0.0146
	SPV não Granger-causa SAC	43.3503	0.0000
	SPV não Granger-causa SDC	16.4459	0.0003
Farinha	SAC não Granger-causa SPV	13.8590	0.0010
	SDC não Granger-causa SPV	9.0001	0.0111
	SPV não Granger-causa SAC	5.8360	0.0540
	SPV não Granger-causa SDC	1.4924	0.4742
Feijão	SAC não Granger-causa SPV	12.3961	0.0297
	SDC não Granger-causa SPV	12.1804	0.0324
	SPV não Granger-causa SAC	74.9853	0.0000
	SPV não Granger-causa SDC	26.3384	0.0000
Leite	SAC não Granger-causa SPV	23.8605	0.0012
	SDC não Granger-causa SPV	29.9084	0.0001
	SPV não Granger-causa SAC	46.9272	0.0000
	SPV não Granger-causa SDC	14.1495	0.0486
Manteiga	SAC não Granger-causa SPV	7.1256	0.0284
	SDC não Granger-causa SPV	2.7296	0.2554
	SPV não Granger-causa SAC	5.6714	0.0587
	SPV não Granger-causa SDC	4.4947	0.1057
Óleo	SAC não Granger-causa SPV	8.3329	0.0396
	SDC não Granger-causa SPV	37.1452	0.0000
	SPV não Granger-causa SAC	31.8158	0.0000
	SPV não Granger-causa SDC	16.4056	0.0009
Tomate	SAC não Granger-causa SPV	11.0189	0.0040
	SDC não Granger-causa SPV	13.9036	0.0010
	SPV não Granger-causa SAC	34.3618	0.0000
	SPV não Granger-causa SDC	33.0564	0.0000
Batata	SAC não Granger-causa SPV	9.1170	0.0582
	SDC não Granger-causa SPV	11.4596	0.0219
	SPV não Granger-causa SAC	19.9093	0.0000
	SPV não Granger-causa SDC	28.1378	0.0000

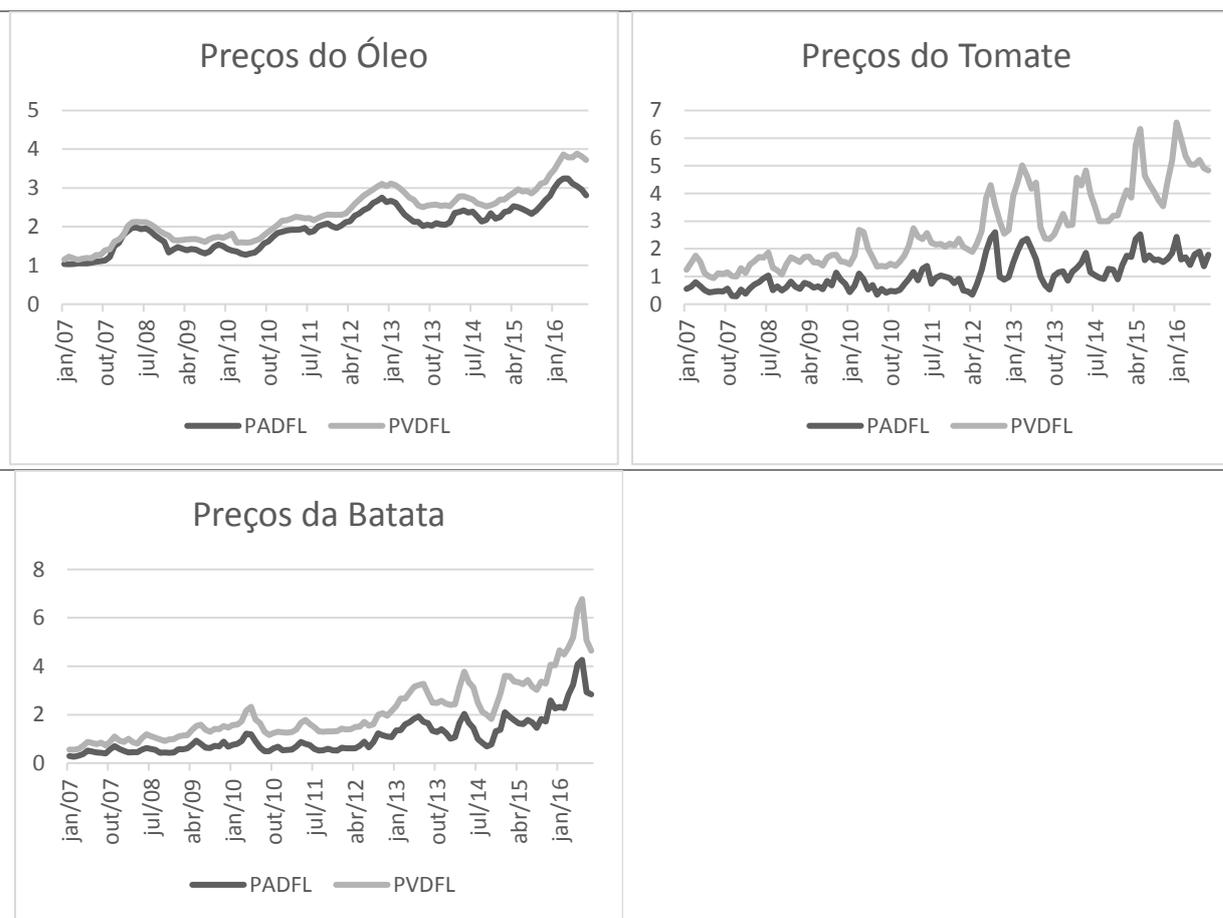
Fonte: Elaboração própria

Apêndice K - Séries de preços dessazonalizadas dos produtos analisados



Fonte: Elaboração Própria

Apêndice L - Séries de preços dessazonalizadas dos produtos analisados



Fonte: Elaboração própria