

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS  
CENTRO DE CIÊNCIAS E TECNOLOGIAS PARA A SUSTENTABILIDADE  
CAMPUS DE SOROCABA  
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

MALÚ DO NASCIMENTO PIRES SALEM CERQUEIRA

**ASSIMETRIA NA TRANSMISSÃO DE PREÇOS NO MERCADO DO ÓLEO DIESEL  
PARA O ESTADO DE SÃO PAULO**

Sorocaba  
2013

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS  
CENTRO DE CIÊNCIAS E TECNOLOGIAS PARA A SUSTENTABILIDADE  
CAMPUS DE SOROCABA  
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

MALÚ DO NASCIMENTO PIRES SALEM CERQUEIRA

**ASSIMETRIA NA TRANSMISSÃO DE PREÇOS NO MERCADO DO ÓLEO DIESEL  
PARA O ESTADO DE SÃO PAULO**

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao Centro de Ciências e Tecnologias para a Sustentabilidade da Universidade Federal de São Carlos, *campus* Sorocaba, para obtenção do grau de bacharel em Ciências Econômicas.

Orientação: Prof. Dr. Danilo Rolim Dias de Aguiar

Sorocaba  
2013

Cerqueira, Malú do Nascimento Pires Salem  
Assimetria na Transmissão de Preços no Mercado do Óleo Diesel para  
o Estado de São Paulo/ Malú do Nascimento Pires Salem Cerqueira –  
– Sorocaba, 2013  
50 f. : il. ; 210x297mm

Trabalho de Conclusão do Curso de Bacharelado em Ciências  
Econômicas - UFSCar, *Campus* Sorocaba, 2013.  
Orientador: Dr. Danilo Rolim Dias de Aguiar  
Banca examinadora: Dr. Adélson Martins Figueiredo, Dra. Mariusa  
Momenti Pitelli  
Bibliografia

1. Óleo diesel. 2. Assimetria na transmissão de preços. 3. Poder de  
mercado. I. Título. II. Sorocaba-Universidade Federal de São Carlos.

CDD 330

## MALÚ DO NASCIMENTO PIRES SALEM CERQUEIRA

### ASSIMETRIA NA TRANSMISSÃO DE PREÇOS NO MERCADO DO ÓLEO DIESEL PARA O ESTADO DE SÃO PAULO

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao Centro de Ciências e Tecnologias para a Sustentabilidade da Universidade Federal de São Carlos, *campus* Sorocaba, para obtenção do grau de bacharel em Ciências Econômicas. Universidade Federal de São Carlos. Sorocaba, 11 de Janeiro de 2013.

Orientador(a)

---

Dr. Danilo Rolim Dias de Aguiar  
Universidade Federal de São Carlos

Examinador(a)

---

Dr. Adelson Martins Figueiredo  
Universidade Federal de São Carlos

Examinador(a)

---

Dr.(a) Mariusa Momenti Pitelli  
Universidade Federal de São Carlos

**DEDICATÓRIA**

*Aos meus pais Eneida e Octávio e as minhas irmãs Beatriz e Maria Clara.*

## AGRADECIMENTO

Gostaria de agradecer primeiro a Deus pela vida e pela oportunidade de realizar este curso de Graduação.

Aos meus pais José Octávio e Eneida que me ensinaram os valores do conhecimento e não mediram esforços para que eu estudasse e realizasse meus sonhos.

Às minhas irmãs Beatriz e Maria Clara que sempre estiveram presentes em minha vida, divertindo-me, animando e ajudando.

Ao meu namorado Ronaldo que sempre confiou e me deu força para nunca desanimar. Obrigada pela paciência e companhia ao longo desses quatro anos.

Ao meu orientador Danilo, o qual esteve sempre muito presente em minha vida acadêmica, auxiliando neste trabalho e em inúmeros momentos de indecisão com sua experiência e sabedoria.

A todos os outros professores do curso de Ciências Econômicas da UFSCar, os quais por meio das suas aulas e ensinamentos me fizeram apaixonada pela Economia.

Às minhas colegas de classe Amanda, Fernanda e Patrícia que dividiram momentos de alegria, desespero, conquistas no decorrer desses quatro anos. Foi o maior presente que ganhei ao entrar nesta universidade.

A todos os outros familiares: avós, tios e primos - e amigos, os quais de alguma forma contribuíram muito com meu aprendizado, incentivando-me e apoiando.

## RESUMO

CERQUEIRA, Malú do N. P. S. *Assimetria na Transmissão de Preços no Mercado de Óleo Diesel para o Estado de São Paulo*. 2013. 50 f. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Ciências Econômicas) – Centro de Ciências e Tecnologias para Sustentabilidade, Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba, 2013.

Considerando a importância do óleo diesel na economia brasileira, uma vez que variações no preço deste produto afetam os preços de todos os produtos comercializados no país, e as preocupações com possível abuso de poder econômico por parte de postos de combustíveis, este trabalho tem como objetivo principal avaliar o exercício de poder de mercado por parte dos varejistas do estado de São Paulo na revenda de óleo diesel, a partir da análise da assimetria na transmissão de preços. O trabalho está fundamentado no modelo teórico de Estrutura-Condução-Desempenho, formulado primeiramente por Mason (1939). Os dados de preços ao distribuidor e ao consumidor do óleo diesel foram coletados no site da Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis e deflacionados pelo Índice de Preços ao Consumidor desenvolvido pela Fundação Instituto de Pesquisa Econômica para a análise e se referem ao período de Maio de 2004 a Julho de 2012. Utilizaram-se dados de 18 municípios do estado de São Paulo, os quais foram classificados em seis grupos de acordo com sua população, com o objetivo de testar a existência de maior poder de mercado em municípios de pequeno porte. Como metodologia foi utilizada a proposta de Wolfran (1971) e aperfeiçoada por Houck (1977), que avalia se os acréscimos e decréscimos do preço ao distribuidor são transmitidos com mesma intensidade pelos varejistas. Na implementação da análise econométrica foram realizados os seguintes testes: raiz unitária, cointegração, autocorrelação nos resíduos e heterocedasticidade condicional – a fim de se ter certeza de que os estimadores são consistentes e não viesados. A estimação seguiu os métodos de Mínimos Quadrados Ordinários para 16 dos 18 municípios analisados e o modelo de Máxima Verossimilhança para dois municípios que apresentaram heterocedasticidade. Os resultados encontrados mostram que para todos os municípios analisados há uma maior transmissão dos acréscimos do que dos decréscimos de preço para os consumidores, o que sugere existência de poder de mercado por parte dos postos. Também se observa que para os municípios de maior porte, diferentemente do que era esperado, os acréscimos são repassados ainda de forma mais intensa, evidência de que nesses municípios os postos de combustíveis não teriam menor poder de mercado do que em cidade de menor porte.

Palavras-chave: Óleo diesel. Assimetria na transmissão de preços. Poder de mercado. Varejo.

## ABSTRACT

Considering the importance of diesel in the Brazilian economy, once variations in the price of this product affect the prices of all products sold in the country, and the concern about possible abuse of economic power by gas stations, this study aims to evaluate the exercise of market power by retailers in the state of São Paulo on the resale of diesel, from the analysis of asymmetry in price transmission. The work is based on the theoretical model of Structure-Conduct-Performance, first formulated by Mason (1939). The pricing data to the distributor and consumer of diesel oil were collected on the website of the National Agency of Petroleum, Natural Gas and Biofuels, and deflated by the Consumer Price Index developed by the Institute of Economic Research for the analysis and refer to the period from May 2004 to July 2012. Data from 18 municipalities of the state of São Paulo was used, which were classified into six groups according to their population, in order to test the existence of market power in small towns. The methodology applied was the proposal of Wolfram (1971) which was enhanced by Houck (1977), which assesses whether the price increases and decreases are passed to the distributor with the same intensity by retailers. During the implementation of the econometric analysis were performed the following tests: unit root, cointegration, heteroskedasticity and autocorrelation in the residuals - in order to make sure that the estimators are consistent and not biased. The estimation methods followed the Ordinary Least Squares for 16 of the 18 cities analyzed and Maximum Likelihood model for two counties that showed heteroscedasticity. The results show that for all counties analyzed there is a larger transmission of the increases than there is of the decreases in prices for consumers, which suggests the existence of market power by the gas stations. It is also observed that for larger cities, differently from what was expected, the increases are passed on even more intensely, evidencing that in these places the gas stations would not have less market power than they would in small towns.

**Keywords:** Diesel oil; Asymmetry on Pricing Transmission; Market Power; Retailing

**LISTA DE QUADROS****LISTA DE QUADROS**

<b>Quadro 3.1.1:</b> Municípios selecionados para análise por grupo e número de habitantes.....	16
<b>Quadro 4.1:</b> Elasticidades de Acréscimos (Ac) e Decréscimos (Dc) de preços estimados para os municípios do Grupo 1 .....	26
<b>Quadro 4.2.</b> Elasticidades de Acréscimos (Ac) e Decréscimos (Dc) de preços estimados para os municípios do Grupo 2 .....	27
<b>Quadro 4.3.</b> Elasticidades de Acréscimos (Ac) e Decréscimos (Dc) de preços estimados para os municípios do Grupo 3 .....	29
<b>Quadro 4.4.</b> Elasticidades de Acréscimos (Ac) e Decréscimos (Dc) de preços estimados para os municípios do Grupo 4 .....	31
<b>Quadro 4.5.</b> Elasticidades de Acréscimos (Ac) e Decréscimos (Dc) de preços estimados para os municípios do Grupo 5 .....	33
<b>Quadro 4.6.</b> Elasticidades de Acréscimos (Ac) e Decréscimos (Dc) de preços estimados para os municípios do Grupo 6 .....	35

**LISTA DE ABREVIATURAS, SIGLAS E SÍMBOLOS****LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS**

Ac- Acumulado dos acréscimos dos preços

AR – Autorregressivo

ANP - Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis

CADE – Conselho Administrativo de Defesa Econômica

CP – Curto Prazo

Dec – Decréscimos

E-C-D – Estrutura Conduta Desempenho

FIPE – Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas

IPC – Índice de Preços ao Consumidor

LM-ARCH – Máxima Verossimilhança

LP – Longo Prazo

MQO – Mínimos Quadrados Ordinários

SDE – Secretaria de Direito Econômico

SEADE – Secretaria de Acompanhamento Econômico

TAR – ThresholdAutoregressive

VEC – Vetor de Correção de Erro

## SUMÁRIO

<b>1. INTRODUÇÃO</b> .....	9
1.1 CONSIDERAÇÕES INICIAIS .....	9
1.2 O PROBLEMA E SUA IMPORTÂNCIA .....	10
1.3 OBJETIVOS .....	12
1.4 HIPÓTESES .....	12
<b>2. PRESSUPOSTOS TEÓRICOS</b> .....	13
<b>3. METODOLOGIA</b> .....	15
3.1 DADOS .....	15
3.2 MODELO ECONOMETRICO .....	17
3.3 PROCEDIMENTOS ECONOMETRICOS .....	18
<b>3.3.1 Teste Raiz Unitária</b> .....	19
<b>3.3.2 Análise de Cointegração: teste de cointegração de Johansen</b> .....	20
<b>3.3.3 Teste LM</b> .....	20
<b>3.3.4 Teste ARCH</b> .....	21
<b>3.3.5 Critério de Definição do Número de Defasagem</b> .....	21
<b>4. RESULTADOS</b> .....	23
<b>5. DISCUSSÃO DOS RESULTADOS</b> .....	25
5.1 RESULTADOS PARA O GRUPO 1.....	25
5.2 RESULTADOS PARA O GRUPO 2 .....	27
5.3 RESULTADOS PARA O GRUPO3 .....	28
5.4 RESULTADOS PARA O GRUPO4 .....	30
5.5 RESULTADOS PARA O GRUPO5 .....	32
5.6 RESULTADOS PARA O GRUPO6 .....	34
<b>6. CONCLUSÃO</b> .....	36
<b>7. REFERÊNCIAS</b> .....	38
APÊNDICE A – MUNICÍPIOS DA AMOSTRA DA ANP .....	41
APÊNDICE B – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA .....	42
APÊNDICE C – TESTE ARCH E LM .....	46
APÊNDICE D – VALOR DO INVERSO DA RAIZ DO AR, DA SOMA DOS QUADRADOS DOS RESÍDUOS E VALOR DO R <sup>2</sup> DAS REGRESSÕES .....	47



## 1. INTRODUÇÃO

### 1.1. Considerações Iniciais

O setor de combustíveis no Brasil é composto principalmente por três produtos: gasolina, etanol e óleo diesel. Enquanto os dois primeiros são predominantemente utilizados em veículos de passeio, o óleo diesel é utilizado em veículos de transporte. A revenda destes combustíveis é feita, principalmente, por meio do varejo, o qual se resume, basicamente, aos postos de combustíveis. Estes varejistas obtêm os combustíveis de atacadistas que por sua vez obtêm de centrais petroquímicas, refinarias e outros produtores. É importante destacar que a comercialização dos combustíveis é feita por 200 empresas atacadistas que revendem a aproximadamente 26 mil varejistas<sup>1</sup> (BICALHO E GOMES, 2002).

A gasolina e o óleo diesel são combustíveis derivados do petróleo diferindo-se em função da fase em que são extraídos e dos compostos que são misturados em cada um. Desta forma, seus preços estão condicionados à dificuldade de obtenção a partir do petróleo e aos valores dos compostos a eles misturados.

O óleo diesel é utilizado principalmente em veículos de grande porte, como caminhões, navios, transporte ferroviário e balsas, sendo também usado em indústrias. Desta forma, o óleo diesel tem um impacto direto no preço de muitos produtos comercializados no país, e indireto em praticamente todos os produtos, visto que, é utilizado em qualquer uma das modalidades de transporte.

Além disso, vale destacar que os preços no Brasil sofrem influências dos impostos, os quais podem ter alíquotas ou valores diferentes para cada um dos combustíveis, já que muitas vezes o governo se utiliza de uma tributação maior sobre um combustível em comparação a outro com o intuito de incentivar o seu consumo ou reduzir os custos de produtos que necessitam deste combustível em sua comercialização ou produção, afim de reduzir seu preço e incentivar seu consumo.

No Brasil, a partir de 1999, foi criada a ANP<sup>2</sup> com o objetivo de regulamentar e fiscalizar a atividade de distribuição dos combustíveis no Brasil (ESTEVEZ EBICALHO, 2008).

---

<sup>1</sup>Aqueles que revendem diretamente aos consumidores finais, normalmente, são os postos de gasolina.

<sup>2</sup>Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustível. <<www.anp.gov.br>>

## 1.2. O problema e sua importância

Sendo assim, entende-se a importância do presente trabalho em compreender o processo de transmissão de preços entre o comércio atacadista e o varejo no mercado de óleo diesel, para que se possam formular políticas e analisar impactos de choques no mercado de combustíveis, de forma mais coerente com a dinâmica deste mercado.

Além disso, desde meados da década de 90, quando ocorreu a desregulamentação do setor, houve a necessidade de regulamentar a venda e a distribuição de combustíveis de modo a permitir que empresas menores pudessem alcançar as grandes empresas do setor. Contudo, o acréscimo no número de varejistas distribuindo combustíveis aumentou os casos de adulteração e investigados pelo CADE<sup>3</sup>, SDE<sup>4</sup> e SEADE<sup>5</sup> por possível formação de cartéis e abuso de poder de mercado (SILVA et al, 2011).

Essas formas desleais e muitas vezes ilegais de concorrência podem ocorrer de diversas maneiras: formação de cartéis, dumping, formação de trustes e outras. Um indicador de que pode estar ocorrendo poder de mercado por parte dos varejistas é a análise da velocidade e da magnitude nas transmissões de preços para o consumidor final, pois, caso as transmissões se deem de forma atrasada ou com diferentes intensidades, isto pode ser reflexo do exercício de poder de mercado por parte dos varejistas. Contudo, vale destacar que a assimetria na transmissão de preços não está necessariamente relacionada à formação de cartéis, como destaca da Silva et al. (2011), podendo ser simplesmente um resultado da estrutura (concentrada) do mercado.

Sendo assim, dada a importância de se estudar a assimetria na transmissão de preços como *Proxy* do exercício de poder de mercado, diversos trabalhos foram realizadas utilizando métodos semelhantes ao que se propõem nesta pesquisa.

Santos (2012), que utilizou a mesma metodologia proposta neste estudo, testou assimetria na transmissão de preços vertical<sup>6</sup>. Desta forma, a autora utilizou dados da ANP<sup>7</sup> para 18 municípios do Estado de São Paulo, que foram agrupados de acordo com o número de habitantes residentes, e aplicou o teste de assimetria desenvolvido por Wolfran

---

<sup>3</sup> Conselho Administrativo de Defesa Econômica

<sup>4</sup> Secretaria de Direito Econômico

<sup>5</sup> Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados

<sup>6</sup> Assimetria de transmissão de preços vertical refere-se às formas diferentes de resposta de um preço final de determinado produto às alterações de preço em um de seus insumos.

<sup>7</sup> Preço ao distribuidor e ao consumidor.

(1971) e aperfeiçoado por Houck (1977). Seus resultados indicaram que no curto prazo os acréscimos de preços são transmitidos em maior magnitude que os decréscimos, exceto para um município. Já para o longo prazo, há uma transmissão de maior intensidade dos acréscimos para 12 dos 18 municípios analisados.

Birmingham e Brien (2010) testaram se os preços de petróleo e óleo diesel na Irlanda e Inglaterra possuem um comportamento assimétrico por meio de modelos autorregressivos. Concluíram que na Irlanda o mercado de combustíveis é competitivo e suas margens são relativamente pequenas. Também concluíram que tanto no mercado de óleo refinado como no de óleo diesel para ambos os países a resposta a queda de preços é relativamente mais rápida.

No caso do óleo diesel, como destacou Canêdo-Pinheiro (2011), cada vez mais se tem observado um aumento na mistura de biodiesel junto ao óleo diesel<sup>8</sup> com o intuito de incentivar a produção do primeiro, produto este defendido por muitos ambientalistas sobre a égide de ser um biocombustível<sup>9</sup>. Desta forma, como o preço do biodiesel é maior que do óleo diesel, uma mistura obrigatória cada vez maior poderá elevar os preços do óleo diesel impactando no custo do frete brasileiro, sendo de suma importância o conhecimento dos mecanismos de transmissão de preços no setor. Apesar desta importância, existe uma carência de estudos para o Brasil que busquem identificar a presença de assimetria na transmissão de preços neste setor. Canêdo-Pinheiro (2011) utilizou-se da metodologia de Correção de Erros proposta por Meyer & Von Cramon (2004), aplicando-a aos números índices calculados pela FGV<sup>10</sup>: para o preço no atacado, o autor utilizou o IPA – óleo diesel para o preço ao consumidor o IPC – óleo diesel. Seus resultados mostraram que há assimetria na transmissão de preços tanto no curto como no longo prazo para este setor, segundo ele: “enquanto os aumentos são repassados quase que inteiramente em um mês, os decréscimos são repassados de modobem mais lento”.

Portanto, embora a assimetria na transmissão de preços no setor de óleo diesel já tenha sido objeto de estudos prévios, o mesmo utilizou dados agregados (índices), não verificando o que ocorria em nível de municípios de diferentes tamanhos (como fez Santos, 2012, para o mercado de etanol). Um estudo com dados em nível de municípios, divididos em

---

<sup>8</sup> Assim como foi feito com a gasolina, na qual desde 1930 utiliza-se etanol anidro com a gasolina tendo com o objetivo de tornar a segunda menos poluente.

<sup>9</sup> Advém de recursos renováveis, os quais consistem em recursos que se recompõe quando utilizados, ou seja, não possuem risco de esgotamento.

<sup>10</sup>Fundação Getúlio Vargas

grupos de acordo com o tamanho da população, poderia trazer mais luzes sobre o exercício de poder de mercado no setor varejista de óleo diesel no Brasil.

### 1.3. Objetivos

Este trabalho tem como objetivo principal avaliar se há poder de mercado por parte dos varejistas do estado de São Paulo na revenda de óleo diesel, a partir da análise da assimetria na transmissão de preços.

Especificamente, o presente estudo almeja: (i) verificar se os acréscimos e reduções de preços são repassados na mesma magnitude e velocidade pelos postos de gasolina aos consumidores finais, ou seja, testar a assimetria vertical<sup>11</sup>; e (ii) identificar se essas transmissões de preços se dão de forma diferente de acordo com o tamanho das cidades analisadas.

### 1.4. Hipóteses

A pesquisa testará três hipóteses:

- (i) Os acréscimos de preços são repassados em maior magnitude e velocidades que os decréscimos, os quais serão verificados por meio de uma estimação de assimetrias de transmissão de preço;
- (ii) Em cidades menores, pelo fato da concorrência ser menor, há maior poder de mercado dos varejistas quando comparados a cidades maiores, a qual será verificada pela comparação dos parâmetros estimados;
- (iii) O exercício de poder de mercado no setor de óleo diesel é menor do que o constatado por outros estudos para etanol e gasolina. Isto porque os consumidores desse produto (transportadores e indústrias) são bem informados, já que por viajarem constantemente conhecem os preços praticados em outras localidades. Além disso, também por viajarem, têm condições de se planejarem melhor a forma de se abastecerem onde os preços são menores.

---

<sup>11</sup>Meyer e Cramon-Taubadel.

## 2. PRESSUPOSTOS TEÓRICOS

Este trabalho desenvolve-se tendo como base o modelo Estrutura – Conduta – Desempenho (E-C-D), dentro do campo da Organização Industrial. O modelo foi primeiramente delineado por Mason (1939), o qual relacionou a estrutura de mercado, às condutas empresariais e o desempenho econômico (AGUIAR E FIGUEIREDO, 2010). Para Cabral (1994), o modelo é um paradigma que fornece um esquema para análise de mercados.

O modelo E-C-D tem como objetivo relacionar aspectos relevantes da estrutura do mercado - concentração, número de firmas, barreiras à entrada, diferenciação – com as características da conduta das empresas – estratégias, políticas de preços, ampliação em pesquisa e desenvolvimento – que por fim se relacionam ao desempenho econômico de uma indústria.

Segundo o modelo E-C-D o ápice de bem-estar seria dado em um mercado perfeitamente competitivo, onde os produtos são homogêneos e há livre entrada para novas empresas. O outro extremo seria o monopólio, no qual existiria apenas um ofertante que reduziria o bem-estar social gerando um peso morto à sociedade. Contudo, há situações que estão entre esses dois extremos, sendo que quando mais próximo da competição estiver um setor, maior o bem-estar, e quanto mais próximo de um monopólio, menor o bem-estar gerado a nível de consumidor (AGUIAR E FIGUEIREDO, 2010).

O modelo prevê um sentido de causa e efeito predominante, no qual, a estrutura de mercado apresenta elementos que permitem analisar a forma como este está organizado: se é mais próximo de um mercado competitivo ou de um monopólio. De acordo com este sentido, a estrutura irá direcionar as estratégias que as firmas irão adotar e estas influenciarão o desempenho, o qual seria o resultado quanto ao bem-estar social gerado por esta atividade, levando-se em consideração as condutas das firmas. Contudo, apesar deste sentido de causa-efeito ser o predominante, utilizar apenas ele pode negligenciar alguns aspectos que impactam a estrutura do mercado. Portanto, o modelo foi aperfeiçoado e foi percebido que o sentido inverso também pode ocorrer, sendo que desta forma a conduta das

firmas (condutas estratégicas) e a desempenho de mercado (lucros) poderiam influenciar a estrutura de mercado, além do que, as políticas governamentais podem impactar positiva e negativamente o desempenho de determinado setor.

Em relação ao mercado varejista de combustíveis, as condições estruturais do mesmo levam o modelo E-C-D a prever a possibilidade de exercício de poder de mercado. A elevada concentração de mercado, particularmente nos municípios menores, origina condições para que haja exercício de poder de mercado, refletindo em perda de bem-estar social. Ademais, os fatos de o produto ser homogêneo e os preços cobrados serem postados publicamente são condições favoráveis à cooperação entre as firmas (MARTIN, 1993), o que permitiria ainda maior exercício de poder.

### 3. METODOLOGIA

#### 3.1. DADOS

Foram utilizados dados de 18 municípios coletados pela ANP (Apêndice A) do estado de São Paulo, os mesmos utilizados no trabalho de Santos (2012) a fim de se comparar os resultados obtidos para os mercados de etanol e óleo diesel.

Os dados foram coletados e divulgados pela ANP e se referem a preços mensais ao distribuidor e ao consumidor de óleo diesel, entre Maio de 2004 e Julho de 2012, resultando em 99 observações para cada uma das séries. As séries de preços foram deflacionadas pelo Índice de Preços ao Consumidor – Geral divulgado pelo FIPE<sup>12</sup>. Optou-se por utilizar esse índice de preços por ser coletado na cidade de São Paulo e ser o melhor índice para refletir a inflação do estado analisado. Para algumas cidades, existiam “falhas” nas séries, ou seja, faltavam as informações para determinados meses, as quais foram completadas por meio de médias entre o preço do mês anterior e o preço do mês posterior.

O estado de São Paulo foi escolhido para que fosse possível a comparação com os outros dois trabalhos presentes na literatura e também por ser este o principal centro consumidor e de produção industrial do país. Os municípios foram agrupados de acordo com a metodologia proposta por Santos (2012) em seis grandes grupos conforme as suas populações residentes segundo o Censo Demográfico de 2010 divulgado pelo IBGE<sup>13</sup>, seguindo os seguintes critérios: Grupo 1 – municípios com menos de 70 mil habitantes; Grupo 2 – municípios com população entre 70 mil e 100 mil habitantes; GRUPO 3 – municípios com população entre 100 mil e 150 mil habitantes; GRUPO 4 – municípios com população entre 150 mil e 250 mil habitantes; GRUPO 5 - municípios com população entre 250 mil e 400 mil habitantes; GRUPO 6 - municípios com população entre 400 mil e 1,5 milhão de habitantes. Optou-se por excluir a cidade de São Paulo por possuir um hiato muito grande em relação ao número de habitantes podendo distorcer os resultados, por questões locais. Essa divisão se faz

---

<sup>12</sup> Fundação Instituto de Pesquisa Econômica

<sup>13</sup> Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

necessária para que se possa observar se as transmissões de preços são maiores em município de menor porte. Para cada grupo selecionamos os três municípios analisados por Santos (2012) conforme o quadro 3.1.

Quadro 3.1.1: Municípios selecionados para análise por grupo e número de habitantes.

<b>Municípios</b>	<b>Habitantes</b>
<b>Grupo 1</b>	
Apiáí	25.196
Monte Alto	46.647
Paraguaçu Paulista	42.281
<b>Grupo 2</b>	
Avaré	82.935
Itapeva	87.765
Jaboticabal	71.667
<b>Grupo 3</b>	
Birigui	108.722
Botucatu	127.370
Guaratinguetá	112.091
<b>Grupo 4</b>	
Marília	216.784
Presidente Prudente	207.625
São Carlos	221.936
<b>Grupo 5</b>	
Franca	318.785
Limeira	376.010
Piracicaba	364.872
<b>Grupo 6</b>	
Campinas	1.080.999
Osasco	666.469
Sorocaba	586.311

Fonte: Elaborado pelo autor, IBGE (2012).

### 3.2 MODELO ECONOMÉTRICO

Para analisar a presença de assimetria na transmissão de preços foi utilizado o modelo proposto por Wolfram (1971) e aperfeiçoada por Houck (1977), o qual tem como objetivo identificar se os acréscimos ou decréscimos de preços são transmitidos com a mesma intensidade.

Houck (1977) considera um modelo em que a variável dependente  $Pv$  é função apenas de uma variável independente  $Pa$ . A equação (3.1) descreve essa relação.

$$\Delta Pv_i = a_0 + a_1 \Delta Pa_i^{ac} + a_2 \Delta Pa_i^{dc} + \varepsilon_t \quad \text{para } i = 1, 2, 3 \dots t \quad (3.1)$$

Sendo que:

$$\Delta Pv_i = Pv_i - Pv_{i-1}$$

$$\Delta Pa_i^{ac} = Pa_i - Pa_{i-1} \quad \text{se } Pa_i > Pa_{i-1}$$

$$\Delta Pa_i^{ac} = 0 \quad \text{se } Pa_i < Pa_{i-1}$$

$$\Delta Pa_i^{dc} = Pa_{i-1} - Pa_i \quad \text{se } Pa_i < Pa_{i-1}$$

$$\Delta Pa_i^{dc} = 0 \quad \text{se } Pa_i > Pa_{i-1}$$

Onde  $Pv_0$  é o valor inicial de  $Pv$  e  $Pa_0$  é o valor inicial de  $Pa$ .

O valor de  $Pv$  em que um ponto qualquer  $t$  será:

$$Pv_t = Pv_0 + \sum_{i=1}^T \Delta Pv_i \quad \text{para } i = 1, 2, 3 \dots, t, \dots T \quad (3.2)$$

Em que  $T$  é o número total de observações, além do valor inicial. A diferença entre os valores corrente e inicial de  $Pv$  é a soma, de período a período, das mudanças que tem ocorrido. Assim,

$$Pv_t - Pv_0 = \sum_{i=1}^T \Delta Pv_i \quad (3.3)$$

Substituindo a equação (3.2) na equação (3.3) e simplificando-a, tem-se

$$Pv_t - Pv_0 = a_0 t + a_1 (\sum \Delta Pa_i^{ac}) + a_2 (\sum \Delta Pa_i^{dc}) \quad (3.4)$$

Considerando-se  $Y_t^*, Z_t^*, W_t^*$ , iguais a  $(Pv_t - Pv_0)$ ,  $(\sum \Delta Pa_i^{ac})$ ,  $(\sum \Delta Pa_i^{dc})$ , respectivamente, e incluindo o termo estocástico  $\varepsilon_t$ , chega-se à equação a ser estimada:

$$Y_t^* = a_0 t + a_1 Z_t^* + a_2 W_t^* + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

Sendo  $Z_t^*$  a soma de todos os acréscimos, período a período, desde o valor inicial até o período  $t$ , e  $W_t^*$ , o similar para os decréscimos. A variável  $Z_t^*$  é sempre positiva, ao passo que  $W_t^*$  é sempre negativa. Se  $a_0$  não for zero, este pode ser considerado como um coeficiente tendência na equação (3.5). Se alguma outra variável afetasse  $\Delta P v_i$  na equação (3.1), esta também poderia ser considerada na equação (3.5), como desvios de seus valores iniciais.

O teste de assimetria é feito testando-se a hipótese de que, em módulo,  $a_1$  é igual a  $a_2$ . Caso se rejeite essa hipótese, há assimetria. Se  $|a_1| > |a_2|$ , os acréscimos de preços são transmitidos mais intensamente que os decréscimos. Se  $|a_1| < |a_2|$ , os decréscimos de preços são transmitidos mais intensamente. Vale ressaltar que se utilizando os preços na forma de logaritmos naturais, as elasticidades de transmissão serão os próprios coeficientes da equação estimada ( $a_1$  e  $a_2$ ) (AGUIAR e FIGUEIREDO, 2011).

### 3.3 PROCEDIMENTOS ECONOMETRÍCOS

Para realizar os testes de assimetria nas transmissões de preço do óleo diesel, os preços deflacionados foram transformados em logaritmos neperianos, de modo, que os coeficientes das regressões fossem as próprias elasticidades de preços. Em seguida, foi feita uma diferença entre os meses consecutivos e essas diferenças foram acumuladas em dois grupos: positivas – acréscimos – e as negativas – decréscimos. Para o preço do varejo foi feita uma subtração dos preços de todos os meses com o preço do mês inicial. Ou seja, os dados originais foram transformados para representarem as variáveis descritas na equação (3.5).

Após a adequação dos dados, passou-se à estimação das regressões e à execução dos testes econométricos, para o que se utilizou o software Eviews 6.0.

As regressões foram estimadas primeiramente pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Foram utilizados até seis níveis de defasagens para as transmissões de preços e excluídas aquelas que não foram significativas (considerando nível de significância de até 10%).

Para as regressões que, estimadas pelo método de MQO com vetores autorregressivos, apresentaram presença de autocorrelação e heterocedasticidade condicional

nos resíduos, foi feita uma nova estimação pelo método ML – ARCH (máxima verossimilhança) e novamente foram realizados os testes LM e ARCH, afim de ter certeza de que não havia mais autocorrelação e heterocedasticidade nos resíduos e que a equação estava, portanto, bem especificada.

Encontrada a melhor equação, passou-se aos testes dos coeficientes. Para isso, utilizou-se o Wald Test e se realizaram os testes de assimetria de curto prazo e longo prazo. O teste de curto prazo foi feito somando-se os coeficientes instantâneos dos acréscimos (positivo) e dos decréscimos (negativo) de preços, devendo esta soma ser significativamente diferente de zero para que não se rejeitasse a hipótese de assimetria. O teste de longo prazo foi feito somando-se todos os coeficientes de acréscimos e decréscimos de preços e testando se esta soma é igual a zero, havendo assimetria no caso de se rejeitar a hipótese de nulidade da soma.

Nesse processo, os principais testes e procedimentos adotados são descritos a seguir.

### 3.3.1. Teste Raiz Unitária

A estacionariedade é uma das propriedades que uma série temporal deve possuir para que se possam fazer inferências e previsões sobre a mesma. É chamada de estacionariedade fraca<sup>14</sup> quando sua média e sua variância são constantes ao longo do tempo (GUJARATI, 2006) e, se apenas estas condições forem atendidas, pode-se utilizar a mesma para análises e deduções. Sabe-se que uma série é estacionariamente fraca quando as raízes da equação estão fora do círculo unitário.

Como mostra Matos e Politi (2012), testes simples como o Dickey e Fuller aumentado e o teste de Phillip-Perron apresentam poder limitado para amostras finitas. Desta forma, neste trabalho optou-se por utilizar o teste de NG e Perron (2001), utilizado também por Aguiar e Figueiredo (2010), teste este robusto a raízes negativas do componente de média móvel. Este teste é uma proposta de modificações ao teste de Phillip e Perron (1988), onde são feitos “M” testes, considerando que já tenha sido expurgada alguma eventual tendência. As simulações de Monte Carlo mostram consideráveis ganhos de tamanho a partir desse teste (BUENO, 2011)<sup>15</sup>.

---

<sup>14</sup>A estacionariedade forte ocorre quando todos os momentos de sua distribuição de probabilidade não variam ao longo do tempo. (GUJARATI, 2006).

<sup>15</sup>Para mais informações ver BUENO (2011).

### 3.3.2. Análise de Cointegração: teste de cointegração de Johansen

Na área das Ciências Econômicas é muito comum a existência de cointegração<sup>16</sup> entre as séries. Sendo assim, para testar a relação de equilíbrio no longo prazo entre as variáveis utilizou-se o Teste de Cointegração de Johansen (1988) que já é um teste padrão dentro das pesquisas e análises com séries temporais. Se os resultados deste teste apontarem existência de cointegração entre as séries, estas, separadamente, não precisam ser estacionárias, visto que o equilíbrio de longo prazo faz com que a combinação entre elas seja estacionária.

Este teste consiste em avaliar o número de raízes características diferentes de zero. Existem dois testes de cointegração de Johansen: o teste do traço e o teste de máximo valor<sup>17</sup>. Neste trabalho a análise foi feita baseando-se nos resultados de ambos os testes. A hipótese nula é de não existência de cointegração. Neste caso, os valores críticos são encontrados em Osterwald-Lenun.

### 3.3.3. Teste LM

Se o modelo estimado estiver bem especificado, espera-se que os resíduos se distribuam aleatoriamente em torno de zero com variância aproximadamente constante e sejam não correlacionados. Desta forma, é necessário analisar os resíduos da série e testar a presença de autocorrelação entre eles, sendo que no presente trabalho, optou-se pelo teste LM<sup>18</sup>.

O teste LM é geral no sentido de permitir a existência de regressores não estocásticos como o valor defasado do regressando, permitir esquemas autorregressivos de ordem mais elevada como AR(1) (como utilizado neste trabalho) e a presença de médias móveis simples ou de ordem mais elevada de termos de ruído branco (GUJARATI, 2006).

Como mostra Gujarati (2006), o teste consiste em considerar que o erro  $\hat{\epsilon}_t$  segue um esquema autorregressivo de ordem  $h$ , AR( $h$ ), como o demonstrado na equação (3.6):

---

<sup>16</sup>Cointegração entre as séries: Relação de equilíbrio entre duas séries no longo prazo, sendo esta estacionária.

<sup>17</sup>Para mais informações ver Bueno (2011).

<sup>18</sup>Teste LM é também conhecido como teste de Breusch-Godfrey.

$$\hat{e}_t = \beta_1 \hat{e}_{t-1} + \beta_2 \hat{e}_{t-2} + \dots + \beta_h \hat{e}_{t-h} + u_t \quad (3.6)$$

E a hipótese nula a ser testada é a que segue na equação (3.7), a qual mostra que não há correlação serial de qualquer ordem.

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_h = 0 \quad (3.7)$$

A estatística do teste é definida segunda a equação (3.8) sob a hipótese nula. Rejeita-se a nula se o valor calculado for maior que o valor tabelado (BUENO, 2011).

$$LM_h = T \times R^2 \xrightarrow{d} \chi^2_h \quad (3.8)$$

### 3.3.4. Teste ARCH

Para se testar a presença de heterocedasticidade condicional autorregressiva nas séries utilizou-se o teste ARCH, desenvolvido por Engle (1982).

Como mostra Gujarati (2006): “A heterocedasticidade ou variância desigual pode ter uma estrutura autorregressiva no sentido de que a heterocedasticidade observada ao longo de diferentes períodos pode ser autocorrelacionada”. A presença de heterocedasticidade condicional não invalida as regressões feitas por MQO, mas ignorá-la pode resultar em perda de eficiência na estimação.

Para realizar o teste faz-se o erro ao quadrado  $\hat{e}_t^2$  sendo uma regressão dos erros ao quadrado de ordem  $h$ ,  $AR(h)$ , como o demonstrado na equação (3.9):

$$\hat{e}_t^2 = \beta_1 \hat{e}_{t-1}^2 + \beta_2 \hat{e}_{t-2}^2 + \dots + \beta_h \hat{e}_{t-h}^2 + \mu_t \quad (3.9)$$

O teste é dado segundo a equação (3.10):

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_h = 0 \quad (3.10)$$

A estatística do teste é definida segundo a equação (3.11) sob a hipótese nula, rejeitando-a se o valor calculado exceder o valor tabelado<sup>19</sup> (BUENO, 2011).

$$ARCH - LM_h = T \times R^2 \xrightarrow{d} \chi^2_h \quad (3.11)$$

### 3.3.5. Critério de definição do número de defasagens

<sup>19</sup> Para mais informação ver Bueno (2011) e Gujarati (2006)

Para definir o critério de defasagens foi estimada uma regressão por MQO com até seis níveis de defasagens para os acréscimos e os decréscimos dos preços no atacado. Em seguida, foram excluídas as defasagens que não foram significativas e o modelo foi sendo ajustado. Também para essa análise observou-se os valores das somas dos resíduos ao quadrado e do  $R^2$ , sendo que quanto menor o primeiro e mais próximo de 1 o segundo, mais ajustado está o modelo.

#### 4. RESULTADOS

A análise dos resultados segue os passos indicados na seção 3, iniciando-se com os testes de raiz unitária de NG e Perron. Os valores críticos e os resultados para este teste estão no Apêndice B<sup>20</sup>.

Portanto, pelos resultados apresentados no Apêndice B, percebe-se que todas as séries são estacionárias com uma diferença, no nível de confiança de 1%, exceto a soma dos decréscimos e a diferença no preço do varejo para os municípios de Birigui e Jaboticabal, respectivamente, que são estacionárias com duas diferenças e no nível de confiança de 1%.

Sendo assim, foi realizado o teste de cointegração de Johansen para testar a presença de equilíbrio de longo prazo entre a soma dos acréscimos do preço do óleo diesel, soma dos decréscimos do preço do óleo diesel e a diferença do preço do varejo do óleo diesel. Para as cidades de Sorocaba, Campinas, Jaboticabal, Apiaí e Paraguaçu Paulista foi encontrado um vetor de cointegração a um nível de confiança de 5% e 1%, tanto no teste de traço como no teste de máximo valor. Já para as cidades de Piracicaba, Birigui foi encontrado um vetor de cointegração a um nível de 5% de significância em ambos os testes também.

Para os municípios de Marília, Presidente Prudente e Avaré foi encontrado um vetor de cointegração ao nível de significância de 5% apenas no teste do traço, contudo, optou-se por considerar a existência de cointegração entre as séries para esses municípios. Já para os municípios de Osasco, Franca, Limeira, São Carlos, Botucatu, Guaratinguetá, Itapeva e Monte Alto não foi encontrado nenhum vetor de cointegração no nível de significância de 1% e 5%, contudo, como as séries são estacionárias não há problema com as estimações.

Para a definição do número de defasagens, como já foi descrito na seção anterior, foram mantidas na regressão que partiu de até seis níveis de defasagens as que foram significativas a um nível de confiança de até 10%, sendo descartadas as que não foram significativas. Definido este número, a regressão de assimetria na transmissão de preços do óleo diesel foi novamente estimada já com o número apropriado de defasagens. O número de

---

<sup>20</sup> Os valores críticos, que estão no início do Apêndice B, servem como parâmetro para a análise das três séries para cada município testado.

defasagens para cada um dos municípios em suas respectivas equações de transmissão de preços referem ao tempo em que os postos de combustíveis levam para responder aos choques nos preços aos distribuidores, sendo que cada nível de defasagem corresponde a um mês.

Conforme dito anteriormente, as equações de transmissões de preços foram estimadas utilizando logaritmos neperianos, de forma que os parâmetros já são as elasticidades. Para se estimar a regressão utilizou-se primeiramente o método de mínimos quadrados (MQO) e testou-se a presença de autocorrelação e de heterocedasticidade condicional, por meio dos testes LM e ARCH, respectivamente. Para as regressões que apresentaram autocorrelação nos resíduos, foi adicionado um ou mais parâmetros autorregressivos (AR) para eliminar a presença da mesma e novamente a regressão e o teste foram realizados, sendo que desta vez, a autocorrelação não deveria mais estar presente. As regressões que, mesmo adicionando um parâmetro autorregressivo e corrigindo a autocorrelação apresentaram heterocedasticidade condicional, foram novamente estimadas pelo método de máxima verossimilhança (ML-ARCH), para que se corrigisse este problema e a estimativa fosse a mais eficiente possível. Os resultados dos testes da regressão final LM e ARCH estão no Apêndice C, onde se rejeitou a hipótese de presença de autocorrelação e heterocedasticidade para todos os municípios analisados<sup>21</sup>.

Os testes de curto prazo são os efeitos transmitidos no mesmo mês em que houve o choque no preço ao distribuidor do óleo diesel e os efeitos de longo prazo, ou efeitos totais, referem-se à soma dos efeitos de todas as defasagens significativas consideradas nas regressões. Os resultados dos testes para cada um dos municípios seguem nos próximos itens.

No Apêndice D são apresentados os valores do inverso da raiz do AR (para aquelas regressões em que se utilizou o vetor) que devem estar dentro do círculo unitário, a soma dos quadrados dos resíduos e o valor do  $R^2$ , que se referem ao ajustamento do modelo. Vale destacar que muitas estimativas para a constante (c) não foram significativas a 10%; contudo, esse valor não interfere no resultado e na análise dos outros parâmetros observados. Além disso, para encontrar a melhor especificação da equação de transmissão de preços para os municípios, considerou-se, dentre os seis níveis de defasagens, aqueles que foram significativos a 10% de grau de confiança e resultaram em uma menor soma dos quadrados dos resíduos e  $R^2$  mais próximo de 1<sup>22</sup>.

<sup>21</sup> O valor Prob. F deve ser maior que 0,10.

<sup>22</sup> O resultado da soma dos quadrados dos resíduos e do  $R^2$  estão no apêndice D.

## 5. DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

### 5.1 RESULTADOS PARA O GRUPO 1

Para os municípios pertencentes ao grupo 1 – municípios com até 70 mil habitantes – percebe-se um padrão nos resultados, pois no curto prazo os acréscimos são repassados mais intensamente que os decréscimos (Quadro 4.1). Para os três municípios, as estimações foram feitas pelo método MQO.

Supondo um aumento de 10% ao preço do distribuidor, os preços médios de varejo aumentariam, no mesmo mês, 8,21%, 9,34% e 10,71% para os municípios de Apiaí, Monte Alto e Paraguaçu Paulista, respectivamente. Contudo, no caso de uma queda de 10% no preço ao distribuidor, os preços médios de varejo reduziriam 4,50%, 4,34% e 6,93%, respectivamente, para Apiaí, Monte Alto e Paraguaçu Paulista. Desta forma, o efeito de curto prazo é maior para os acréscimos de preços, como mostra o Teste CP no Quadro 4.1, sendo que para os três municípios, o valor encontrado para o teste é significativo a 1%.

Vale destacar que para os municípios de Apiaí e Monte Alto nenhuma defasagem foi considerada (nem para os acréscimos nem para os decréscimos de preços), já que elas não foram significativas a 10%. Portanto, não existe efeito de longo prazo, ou seja, as transmissões de preços se dão apenas no curto prazo.

Já o município de Paraguaçu Paulista apresenta um resultado bastante curioso, visto que o valor do coeficiente para a soma dos acréscimos de preço no mesmo mês em que ocorre o choque é maior que a unidade, o que é possivelmente, um indício de exercício de poder de mercado por parte dos postos de combustíveis desse município, pois se espera que os coeficientes sejam menores que 1, visto que o produto vendido no varejo envolve outros custos de comercialização<sup>23</sup> que são mais estáveis que o preço do óleo diesel, sendo natural que o preço no varejo varie menos que no distribuidor. Desta forma, um aumento de 10% no preço do distribuidor ocasionou um aumento de 10,71% no preço do varejo.

---

<sup>23</sup>Como salários, eletricidade, impostos etc.

Entretanto, quando se leva em consideração o efeito total (Teste LP), apesar dos acréscimos serem repassados em maiores intensidade, percebe-se que este exercício de poder de mercado por parte dos postos de combustíveis não se sustenta na mesma magnitude. Apesar de o efeito total ser positivo, este é reduzido no mês seguinte. Isso deve acontecer por alguma forma de rivalidade que leva os postos de combustíveis a reduzirem seus Mark-ups, resultando no sinal negativo no parâmetro  $Ac_{t-1}$ .

No longo prazo, para este município, o efeito total nos acréscimos de preço seria, considerando um choque de 10% no preço ao distribuidor, de 9,72% nos preços do varejo, enquanto que para o decréscimo haveria repasse de 8,81% no preço ao consumidor. No longo prazo o teste é significativo a 10%, intervalo de confiança considerado neste trabalho.

Quadro 4.1: Elasticidades de Acréscimos (Ac) e Decréscimos (Dc) de preços estimados para os municípios do Grupo 1

Variáveis e testes	Apiáí	Monte Alto	Paraguaçu Paulista
Constante (c)	0,0426438 (0,0000)	0,011791 (0,5059)	0,008584 (0,2477)
$Ac_t$	0,8211771 (0,0000)	0,934203 (0,0000)	1,071348 (0,0000)
$Ac_{t-1}$	-	-	-0,09861 (0,0665)
$Dc_t$	-0,450336 (0,0000)	-0,434208 (0,0000)	-0,69374 (0,0000)
$Dc_{t-2}$	-	-	-0,18795 (0,0576)
$AR(1)$	0,3871130 (0,0001)	0,894934 (0,0000)	0,609046 (0,0000)
Valores da soma dos parâmetros para o teste de assimetria			
Teste CP	0,3708407 (0,0000)	0,499995 (0,0000)	0,377600 (0,0013)
Teste LP	-	-	0,0910309 (0,0970)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Entre parênteses está a probabilidade, ou seja, o nível de confiança da estatística.

Teste CP – Wald Test para se testar a Assimetria na Transmissão de preços de curto prazo (instante t).  
 Teste LP – Wald Test para se testar a Assimetria na Transmissão de preços de longo prazo – Assimetria Total.

## 5.2 RESULTADOS PARA O GRUPO 2

Para os municípios do grupo 2 – municípios com população entre 70 e 100 mil habitantes – as estimações foram feitas por MQO e para os três municípios foram adicionados um vetor autorregressivo para corrigir o problema de autocorrelação nos resíduos. O teste de assimetria de curto prazo indica que as transmissões dos acréscimos de preços são dadas em maiores magnitudes que os decréscimos, dando suporte à hipótese de que os postos de combustíveis detêm poder de mercado.

Supondo um aumento de 10% ao preço do distribuidor, têm-se aumentos de 9,41%, 9,36% e 9,38% nos preços ao consumidor para os municípios de Avaré, Itapeva e Jaboticabal, respectivamente. Já uma redução de 10% ao preço do distribuidor, causa reduções de 5,56%, 6,46% e 6,09% para Avaré, Itapeva e Jaboticabal, respectivamente. Os valores dos testes de curto prazo (Teste CP) foram significativos a 1% para os três municípios. Para este grupo de municípios nenhuma defasagem foi significativa a 10%, o que permite concluir que as transmissões de preços ocorrem todas no mesmo mês.

Quadro 4.2. Elasticidades de Acréscimos (Ac) e Decréscimos (Dc) de preços estimados para os municípios do Grupo 2

Variáveis e testes	Avaré	Itapeva	Jaboticabal
Constante (c)	-0,007553 (0,3657)	0,002068 (0,6849)	0,042546 (0,0000)
$Ac_t$	0,941381 (0,0000)	0,9360622 (0,0000)	0,938273 (0,0000)
$Ac_{t-1}$	-	-	-
$Dc_t$	-0,556832 (0,0000)	-0,6463334 (0,0000)	-0,609138 (0,0000)
$Dc_{t-1}$	-	-	-
$AR(1)$	0,497251 (0,0000)	0,428804 (0,0000)	0,459752 (0,0000)
Valores da soma dos parâmetros para o teste de assimetria			

Teste CP	0,630394 (0,0000)	0,289279 (0,0000)	0,329135 (0,0000)
Teste LP	-	-	-

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Entre parênteses está a probabilidade, ou seja, o nível de confiança da estatística.

Teste CP – Wald Test para se testar a Assimetria na Transmissão de preços de curto prazo (instante t).

Teste LP – Wald Test para se testar a Assimetria na Transmissão de preços de longo prazo – Assimetria Total.

### 5.3 RESULTADOS PARA O GRUPO 3

Para os municípios do grupo 3, as transmissões de preços foram estimadas por MQO com um vetor autorregressivo para Birigui e Botucatu, já para o município de Guaratinguetá as transmissões foram estimadas pelo método ML – ARCH, devido à presença de heterocedasticidade condicional e autocorrelação nos resíduos mesmo com vetores AR.

Para os municípios de Birigui e Botucatu, um aumento de 10% ao preço de distribuidor causa um aumento de 9,08% e 9,25%, respectivamente, ao preço de varejo (Quadro 4.3). Enquanto que, uma queda de 10% ao preço de distribuidor causa uma queda de 1,18% e 1,63%, para Birigui e Botucatu, respectivamente, mostrando, portanto que os postos de combustíveis possuem poder de mercado nessas localidades, conseguindo repassar os acréscimos de forma mais intensa que os decréscimos. Os valores dos testes de curto prazo são significativos a 1% para os três municípios analisados.

No longo prazo há também maiores transmissões nos aumentos dos preços que nas reduções, sendo que o efeito total é de 7,46% para as transmissões das quedas em Birigui e 7,78% para Botucatu, não havendo ajustamentos de longo prazo para os acréscimos em ambas as localidades. Sendo assim, conclui-se que no curto prazo os postos de combustíveis conseguem repassar quase que inteiramente os acréscimos dos preços, enquanto que as quedas são repassadas em pequenas magnitudes, o que insufla os lucros dos varejistas. No longo prazo, os varejistas são obrigados a repassar em maior magnitude essas quedas de preços, provavelmente devido a uma rivalidade existente no setor, mas o efeito total continua sendo de maior transmissão dos acréscimos de preços.

Para a cidade de Guaratinguetá assim como ocorreu para o município de Paraguaçu Paulista, o parâmetro da transmissão do acréscimo de preços tem valor maior que a unidade, reforçando a hipótese de exercício de poder de mercado por parte dos postos de combustíveis na comercialização de óleo diesel. Supondo que aumente em 10% o preço ao distribuidor do óleo diesel, o preço ao consumidor se elevará em 14,36%. Já para uma

redução de 10% no preço ao distribuidor, para o município de Guaratinguetá, há uma redução de 3,96% no preço ao consumidor. No longo prazo, contudo, os postos de combustíveis não conseguem sustentar esse aumento mais que proporcional que eles promoveram no mês em que houve o choque, o que explica o sinal negativo no parâmetro das transmissões do acréscimo de preço no mês seguinte. Portanto, a rivalidade entre os postos reduz, ligeiramente, o poder de mercado que os mesmos desfrutam. Sendo assim, os efeitos totais para a transmissão dos acréscimos de preço são de 9,75% e para os decréscimos são os mesmos que o de curto prazo. Os valores do teste de longo prazo são significativos a 1% para os três municípios.

Quadro 4.3. Elasticidades de Acréscimos (Ac) e Decréscimos (Dc) de preços estimados para os municípios do Grupo 3

<b>Variáveis e testes</b>	<b>Birigui</b>	<b>Botucatu</b>	<b>Guaratinguetá</b>
Constante (c)	0,015103 (0,0614)	-0,0051 (0,5057)	-0,006221 (0,1324)
$Ac_t$	0,908056 (0,0000)	0,925157 (0,000)	1,436342 (0,0000)
$Ac_{t-1}$	-	-	-0,461101 (0,0000)
$Dc_t$	-0,118361 (0,0598)	-0,163765 (0,0125)	-0,396354 (0,0000)
$Dc_{t-1}$	-0,6286 (0,0000)	-0,439548 (0,0000)	-
$Dc_{t-2}$	-	-0,175672 (0,0093)	-
$AR(1)$	0,5909 (0,0000)	0,7359 (0,0000)	-
Valores da soma dos parâmetros para o teste de assimetria			
Teste CP	0,789694 (0,0000)	0,761391 (0,0000)	1,03998 (0,0000)
Teste LP	0,161081 (0,0000)	0,146170 (0,0002)	0,578886 (0,0000)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Entre parênteses está a probabilidade, ou seja, o nível de confiança da estatística.

Teste CP – Wald Test para se testar a Assimetria na Transmissão de preços de curto prazo (instante t).  
 Teste LP – Wald Test para se testar a Assimetria na Transmissão de preços de longo prazo – Assimetria Total.

#### 5.4 RESULTADOS PARA O GRUPO 4

Para os municípios do grupo 4 observa-se também que as transmissões dos acréscimos dos preços se dão de forma mais rápida e em maior intensidade que os decréscimos (Quadro 4.4).

No curto prazo, supondo um aumento de 10% ao preço do distribuidor tem-se um aumento de 11,59%, 8,72% e 9,40% para os municípios de Marília, Presidente Prudente e São Carlos, respectivamente. Supondo uma redução de 10% ao preço do distribuidor tem-se uma redução em 4,95%, 6,40% e 2,94% para os municípios de Marília, Presidente Prudente e São Carlos respectivamente, no mesmo mês.

Vale destacar, novamente, que a elasticidade de transmissão do aumento do preço para a cidade de Marília é superior à unidade, o que sugere ser ainda maior o poder de mercado neste município, assim como em Guaratinguetá e Paraguaçu Paulista, onde o aumento ao preço do consumidor se dá em maior magnitude que o aumento ao preço do distribuidor, embora isso ocorra apenas no primeiro mês.

No longo prazo, observa-se que as transmissões dos aumentos dos preços se dão em maior intensidade, também. Sendo que para Marília, observa-se que no mês seguinte ao choque, assim como foi observado nos outros municípios que apresentaram elasticidade superior à unidade, os postos de combustíveis são obrigados a reduzir parte do aumento em excesso que foi transferido aos consumidores, sendo assim, o efeito total de longo prazo para a soma dos acréscimos do preço foi de 9,6%,

Observa-se que os decréscimos são transmitidos em até seis meses de defasagens, sendo que estes foram significativos nos terceiro, quarto e sexto meses. Vale destacar que no quarto mês após um decréscimo no preço ao distribuidor do óleo diesel há um aumento no preço do mesmo. O efeito total para o decréscimo foi de 8,21%.

Já para Presidente Prudente, parte dos acréscimos é repassada no mês seguinte ao choque, sendo que o efeito total é de 9,99% para as transmissões dos acréscimos e parte das transmissões dos decréscimos dos preços se dá no sexto mês após o choque no valor de 1,51%. Sendo assim, o efeito total de longo prazo para os decréscimos foi de 7,91%.

Para o município de São Carlos, no mês seguinte ao choque, os varejistas são obrigados a reduzir parte da transmissão dos acréscimos, isso explica o sinal negativo no

parâmetro do  $Ac_{t-1}$ , ou seja, os varejistas não conseguem sustentar o aumento do mês em que ocorre o choque, devido a pressões dos consumidores ou rivalidade dos concorrentes. Sendo assim, o efeito total de longo prazo para os acréscimos é de 8,20% e não há efeito total de longo prazo para a transmissão dos decréscimos.

Para os três municípios os valores de curto e longo prazo são significativos a 1%.

Quadro 4.4. Elasticidades de Acréscimos (Ac) e Decréscimos (Dc) de preços estimados para os municípios do Grupo 4

<b>Variáveis e testes</b>	<b>Marília</b>	<b>Presidente Prudente</b>	<b>São Carlos</b>
Constante (c)	-0,007498 (0,4016)	-0,002974 (0,6614)	0,075091 (0,0041)
$Ac_t$	1,159201 (0,0000)	0,872251 (0,0000)	0,940980 (0,0000)
$Ac_{t-1}$	-0,198999 (0,0010)	0,127495 (0,0001)	-0,119996 (0,0299)
$Dc_t$	-0,495525 (0,0000)	-0,640194 (0,0000)	-0,294137 (0,0018)
$Dc_{t-3}$	-0,362270 (0,0191)	-	-
$Dc_{t-4}$	0,351563 (0,0361)	-	-
$Dc_{t-6}$	-0,314797 (0,0015)	-0,151352 (0,0036)	-
$AR(1)$	0,559843 (0,0000)	0,582335 (0,0000)	0,874247 (0,0000)
Valores da soma dos parâmetros para o teste de assimetria			
Teste CP	0,663675 (0,0000)	0,232056 (0,00002)	0,646843 (0,0000)
Teste LP	0,139171 (0,0013)	0,208199 (0,0000)	0,526846 (0,0000)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Entre parênteses está a probabilidade, ou seja, o nível de confiança da estatística.

Teste CP – Wald Test para se testar a Assimetria na Transmissão de preços de curto prazo (instante t).  
 Teste LP – Wald Test para se testar a Assimetria na Transmissão de preços de longo prazo – Assimetria Total.

## 5.5 RESULTADOS PARA O GRUPO 5

Para os municípios do grupo 5 as regressões foram estimadas utilizando o método de MQO. Para os três municípios deste grupo verifica-se que, novamente, os acréscimos são repassados de forma mais intensa e mais rapidamente que os decréscimos. Para o município de Piracicaba foi necessário adicionar dois vetores autorregressivos para que os resíduos não apresentassem autocorrelação.

Observam-se para dois desses três municípios (Quadro 4.5) que as elasticidades da transmissão do acréscimo de preço são maiores que a unidade, reforçando a hipótese de exercício de poder de mercado dos varejistas, conforme se havia verificado para alguns municípios dos outros grupos. Sendo assim, supondo um aumento de 10% ao preço do distribuidor, tem-se uma elevação em 10,95% e 10,60% para os municípios de Franca e Limeira, respectivamente. Isso vai contra a hipótese apresentada no início deste trabalho de que em municípios menores, já que a concorrência seria menor, haveria maior exercício de poder de mercado que em cidades maiores. Para o município de Piracicaba, um acréscimo de 10% terá repasse de 7,73% aos consumidores, no mesmo mês.

Para as transmissões dos decréscimos de preço, supondo uma redução de 10% ao preço do distribuidor, tem-se uma redução nos preços do varejo em 7,65%, 2,90% e 2,54%, para os municípios de Franca, Limeira e Piracicaba, respectivamente. O valor do efeito de curto prazo foi significativo a 1% para os três municípios analisados.

O efeito de longo prazo compensa, em partes, o aumento mais que proporcional nas transmissões de acréscimos de preço. Para os municípios onde se verificou que o aumento de preços no nível de varejo é maior que no nível do distribuidor, percebe-se assim como nos municípios dos outros grupos, onde o mesmo resultado foi encontrado, que a transmissão dos acréscimos do preço no mês seguinte é um parâmetro negativo, pois de alguma forma os postos de combustíveis são obrigados a reduzir os preços. Contudo, essa redução não anula totalmente o efeito de curto prazo. Desta forma, no longo prazo tem-se que para os municípios de Franca, Limeira e Piracicaba as transmissões dos acréscimos se dão em 9,51%, 9,46% e 9,63%, respectivamente. Vale destacar, que apesar da transmissão dos acréscimos no curto prazo para a cidade de Piracicaba ser menor que o das outras cidades, no longo prazo seu efeito é maior, o que sugere que os consumidores de Piracicaba podem ser

mais resistentes a elevados aumentos de preços, absorvendo esses aumentos de forma fracionada.

Para as transmissões dos decréscimos no longo prazo, tem-se um efeito total de 7,65% (efeito igual ao do curto prazo), 7,48% e 6,79% para os municípios de Franca, Limeira e Piracicaba, respectivamente. Vale destacar que os coeficientes das defasagens dos decréscimos de preços são superiores, em módulo, ao do mês em que ocorre o choque no preço do distribuidor. Este é mais um indicador de poder de mercado por parte dos varejistas, que podem elevar suas margens de lucro retardando as transmissões de reduções de preços. No mês seguinte, porém, parte dessa redução deverá ser repassada, pois deve haver alguma forma de rivalidade entre os postos ou pressão por parte do consumidor levando à transmissão dos decréscimos do preço. O valor do teste de assimetria de longo prazo foi significativo a 1% de confiança para todos os municípios.

Quadro 4.5. Elasticidades de Acréscimos ( $A_c$ ) e Decréscimos ( $D_c$ ) de preços estimados para os municípios do Grupo 5

<b>Variáveis e testes</b>	<b>Franca</b>	<b>Limeira</b>	<b>Piracicaba</b>
Constante (c)	0,00004 (0,9943)	0,0204 (0,0305)	0,010457 (0,0657)
$A_{c_t}$	1,095856 (0,000)	1,060984 (0,0000)	0,773766 (0,0000)
$A_{c_{t-1}}$	-0,144199 (0,0110)	-0,114871 (0,018)	0,189679 (0,0000)
$D_{c_t}$	-0,765796 (0,000)	-0,290558 (0,0271)	-0,254610 (0,0398)
$D_{c_{t-1}}$	-	-0,457971 (0,0006)	-0,424647 (0,0007)
$AR(1)$	0,552318 (0,0000)	0,298910 (0,0084)	0,504244 (0,000)
$AR(2)$	-	0,368786 (0,0013)	-
Valores da soma dos parâmetros para o teste de assimetria			
Teste CP	0,3300 (0,0000)	0,770426 (0,0000)	0,519156 (0,0002)

Teste LP	0,18586 (0,0002)	0,197583 (0,0001)	0,2841881 (0,0000)
----------	---------------------	----------------------	-----------------------

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Entre parênteses está a probabilidade, ou seja, o nível de confiança da estatística.

Teste CP – Wald Test para se testar a Assimetria na Transmissão de preços de curto prazo (instante t).

Teste LP – Wald Test para se testar a Assimetria na Transmissão de preços de longo prazo – Assimetria Total.

## 5.6 RESULTADOS PARA O GRUPO 6

Para os municípios do grupo 6, que correspondem às cidades com população entre de 500 mil e 1,5 milhão de habitantes, os resultados também mostraram que as transmissões dos acréscimos dos preços são dadas em maiores intensidades que os decréscimos (Quadro 4.6). Para os municípios de Campinas e Sorocaba utilizou-se o método MQO com um vetor autorregressivo para a estimação. Para a cidade de Osasco utilizou-se o modelo LM-ARCH, já que as séries apresentaram autocorrelação e heterocedasticidade condicional nos resíduos mesmo com vetores autorregressivos.

No curto prazo, observa-se que a elasticidade de transmissão dos acréscimos do preço é maior que a unidade para os três municípios analisados, evidenciando, mais uma vez, exercício de poder de mercado. Desta forma, considerando um aumento de 10% ao preço do distribuidor, têm-se aumentos de 11,73%, 11,18% e 11,73% para as cidades de Campinas, Osasco e Sorocaba. Já uma redução de 10% nos preços do distribuidor corresponde a uma redução de 3,76%, 2,93% e 3,76%, para os municípios de Campinas, Osasco e Sorocaba, respectivamente. O valor do teste de assimetria de curto prazo, nos municípios de Campinas, Osasco e Sorocaba, foram significativos a 1%.

Na análise de longo prazo, assim como ocorrera com os outros municípios que apresentaram elasticidade maior que 1 para as transmissões dos acréscimos de preços, os varejistas são obrigados a reduzir, no mês seguinte ao aumento dos preços, parte da sua margem de lucro que foi conseguida repassando mais que proporcionalmente os acréscimos nos preços do óleo diesel. Sendo assim, o efeito total de longo prazo é de transmissão em maior magnitude dos acréscimos, porém em tamanho menor do que no curto prazo: haveria aumentos de 9,59%, 9,12% e 9,59%, para as cidades de Campinas, Osasco e Sorocaba, respectivamente. Já o efeito total para as transmissões dos decréscimos dos preços é de 6,56% e 6,56% para as cidades de Campinas e Sorocaba, ou seja, os varejistas repassam em menor velocidade as reduções dos preços, o que configura outro indicador de exercício de poder de

mercado, pois mesmo repassando essa redução no outro mês, este repasse se dá com um mês de defasagem, possibilitando aos varejistas ampliarem seus lucros no primeiro mês. Para a cidade de Osasco, não há transmissão de redução no preço no mês seguinte ao choque. Os valores do efeito total (Teste LP) para as três cidades são significativos a 1%.

Quadro 4.6. Elasticidades de Acréscimos (Ac) e Decréscimos (Dc) de preços estimados para os municípios do Grupo 6

Variáveis e testes	Campinas	Osasco	Sorocaba
Constante (c)	-0,000449 (0,8757)	-0,009517 (0,0020)	-0,000449 (0,8757)
$A_t$	1,173479 (0,0000)	1,118688 (0,0000)	1,173479 (0,0000)
$A_{t-1}$	-0,213719 (0,0000)	-0,205839 (0,0000)	-0,213719 (0,0000)
$D_t$	-0,376631 (0,0005)	-0,293266 (0,0000)	-0,376631 (0,0005)
$D_{t-1}$	- 0,279441(0,0080)	-	-0,279441 (0,0080)
$AR(1)$	0,268726 (0,0150)	-	0,268726 (0,0150)
Valores da soma dos parâmetros para o teste de assimetria			
Teste CP	0,796847 (0,0000)	0,825422 (0,0000)	0,7968479 (0,000)
Teste LP	0,303686 (0,0000)	0,619583 (0,0000)	0,3036867 (0,0000)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Entre parênteses está a probabilidade, ou seja, o nível de confiança da estatística.

Teste CP – Wald Test para se testar a Assimetria na Transmissão de preços de curto prazo (instante t).

Teste LP – Wald Test para se testar a Assimetria na Transmissão de preços de longo prazo – Assimetria Total.

## 6. CONCLUSÃO

Os resultados deste trabalho corroboram a primeira hipótese levantada, de que os postos de combustíveis exercem poder de mercado transferindo os acréscimos de preços a uma velocidade e magnitude superior às transmissões dos decréscimos do preço do óleo diesel.

Contudo, as outras hipóteses são refutadas. A primeira hipótese a ser refutada é a de que em municípios menores, pela concorrência ser menor e permitir uma parcela de mercado maior aos postos de combustíveis, o exercício do poder de mercado seria maior. Conforme foi discutido no item anterior, os grupos 5 e 6 foram os grupos que tiveram o maior número de cidades com elasticidade de transmissão dos acréscimos superior a 1, o que indica que os varejistas não só repassam o aumento de preço aos consumidores, como, além disso, repassam este aumento em magnitude superior ao que ela aconteceu. Além disso, a divisão dos municípios em grupos de acordo com a sua população, mostrou-se pouco útil, visto que todos os municípios analisados tiveram um comportamento de transmissão maior e mais rápida para os acréscimos de preços. Desta forma, se fosse levado em consideração características locais de mercado, os resultados poderiam ser diferenciados para cada um dos grupos.

Em relação à terceira hipótese, na qual era esperado que o mercado de óleo diesel fosse mais competitivo e tivesse informações mais perfeitas que o de gasolina e etanol, os resultados encontrados neste trabalho são, em sua maioria, similares aos encontrados por Santos (2012), que estudou os mesmos municípios para o mercado de etanol, o que permite refutar esta hipótese. Este trabalho também encontrou resultados semelhantes aos de Canêdo-Pinheiro (2011), o qual utilizou números índices e identificou a existência de assimetria na transmissão de preços para o caso do óleo diesel.

Ademais, o presente estudo permitiu constatar que o exercício de poder de mercado está mais associado à rapidez com que os acréscimos de preços são transmitidos do que com a magnitude total do efeito, embora para a maioria dos municípios os acréscimos de preços tenham sido transmitidos mais intensamente tanto no curto quanto no longo prazo.

Sendo assim, apesar das suas limitações, este trabalho contribui para que novas políticas públicas ou mesmo as em vigor hoje que buscam incentivar um combustível a outro

por meio de tributação ou mesmo o controlados preços sejam planejadas levando-se em consideração o fato de que os postos de combustíveis conseguem exercer o poder de mercado por meio das transmissões diferenciadas entre os acréscimos e decréscimos dos preços para os consumidores. Além disso, a evidência do exercício de poder de mercado, identificada neste trabalho por parte dos varejistas de óleo diesel, sugere que os órgãos de defesa da concorrência do Brasil devem prestar especial atenção às práticas de abuso de poder por parte dos varejistas.

Sendo assim, apesar dos resultados serem conclusivos, este trabalho ainda deixa em aberto, como extensão, identificar as causas dessa assimetria na transmissão dos preços para os combustíveis comercializados no Brasil.

## 7. REFERÊNCIAS

AGUIAR, D. R. D.; FIGUEIREDO, A. M. Análise econométrica do exercício de poder de mercado no varejo alimentar brasileiro. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 48., 2010, Campo Grande, MS. **Anais...** Campo Grande, MS: Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 2010.

BERMINGHAM, Colin; O' BRIEN, Derry. **Testing for Asymmetric Pricing Behaviour in Irish and UK Petrol and Diesel Markets.**Dublin.Central Bank and Financial Services Authority of Ireland, 2010.

BICALHO, Lúcia Maria Navegantes de Oliveira; GOMES, Maria Mendes da Fonseca. Evolução Recente da Desconcentração dos Mercados de Distribuição de Gasolina e Diesel no Brasil. **Anais do IX Congresso Brasileiro de Energia**, 2002.

BRASIL. Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis. **Pesquisa de Preços de Combustíveis em Postos de Revenda, 2012.** Disponível em: <[www.anp.gov.br](http://www.anp.gov.br)>. Acesso em: 02 jul. 2012.

BRASIL. Agências Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis. **Preços. Levantamento de preços.** Disponível em: <<http://www.anp.gov.br/preco/>>. Acesso em: 02 jul. 2012.

BRASIL. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo demográfico 2010.** Disponível em: <<http://censo2010.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 10 jul. 2012.

BUENO, R. D. L. S. **Econometria de séries temporais.** 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

CABRAL, L. Economia Industrial. Portugal: Mc-Graw-Hill, 1994.

CANÊDO-PINHEIRO, Maurício. **Assimetrias na Transmissão dos Preços dos Combustíveis: O Caso do Óleo Diesel no Brasil.** Texto para Discussão, nº 14, Ago. 2011. Rio de Janeiro: FGV/IBRE. 2011.

DA SILVA, André Surianeet al. **A Transmissão Assimétrica de Preços no Mercado a Varejo de Gasolina do Brasil: Um Enfoque Regional.** Juiz de Fora: UFJF/PPGEA, 2011.

DOS SANTOS, Jaqueline Zani. **Poder de Mercado no Varejo de Etanol no Estado de São Paulo**. Sorocaba: UFSCar/PPGEc, 2012. Dissertação de Mestrado. 2012.

ENGLE, Robert F., **Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation**. *Econometrica* 50 (Jul., 1982), 987-1008. 1982.

ESTEVES, Heloisa B. B.; BICALHO, Lúcia N. **Aspectos técnico-econômicos da logística da distribuição de combustíveis no Brasil**. In: Rio Oil&Gas Expo and Conference 2008, 2008, Rio de Janeiro. Anais...Rio de Janeiro, 2008.

FIPE: Fundação Instituto de Pesquisa Econômica. Índices. IPC. **Índice de Preço ao Consumidor**. Disponível em: <<http://fipe.org.br/web/index.asp>>. Acesso em: 02Jul. 2012.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006. 812 p

HOUCK, J. P. Na approach to specifying and estimating nonreversible functions. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 59, n. 3, p. 570-72, 1977

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

MARTIN, S. **Industrial economics: economic analysis and public policy**. 2nd. ed. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 1993.

POLITI, R. ; MATTOS, E. H. C. . Uma nota sobre Carga Fiscal e Incidência de ICMS: uma análise em painel de dados. **Revista Brasileira de Economia** (Impresso), v. 66, p. 361-374, 2012.

MASON, E. S. Price and production policies of large-scale enterprise. **American Economic Review**, v. 29, n. 1, p. 61-74, mar. 1939.

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

NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, nov. 2001.

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

## APÊNDICE A – Municípios da Amostra da ANP

ARAÇATUBA	GUARULHOS	OLÍMPIA
ARARAQUARA	HORTOLÂNDIA	OSASCO
ARARAS	IBITINGA	OURINHOS
ASSIS	INDAIATUBA	PARAGUAÇU PAULISTA
ATIBAIA	ITANHAÉM	PAULÍNIA
AVARÉ	ITAPECERICA DA SERRA	PINDAMONHANGABA
BARRETOS	ITAPETININGA	PIRACICABA
BARUERI	ITAPEVA	PIRASSUNUNGA
BAURU	ITAPEVI	POÁ
BEBEDOURO	ITAPIRA	PORTO FERREIRA
BIRIGUI	ITÁPOLIS	PRAIA GRANDE
BOTUCATU	ITAQUAQUECETUBA	PRESIDENTE PRUDENTE
BRAGANÇA PAULISTA	ITATIBA	PRESIDENTE VENCESLAU
CAÇAPAVA	ITU	RIBEIRÃO PIRES
CAMPINAS	JABOTICABAL	RIBEIRÃO PRETO
CAMPOS DO JORDÃO	JACAREÍ	RIO CLARO
CAPÃO BONITO	JALES	SALTO
CARAGUATATUBA	JANDIRA	SANTA BÁRBARA DO OESTE
CARAPICUÍBA	JAÚ	SANTA CRUZ DO RIO PARDO
CATANDUVA	JOSÉ BONIFÁCIO	SANTO ANDRÉ
COSMÓPOLIS	JUNDIAÍ	SANTOS
COTIA	LEME	SÃO BERNARDO DO CAMPO
CRUZEIRO	LIMEIRA	SÃO CAETANO DO SUL
CUBATÃO	LINS	SÃO CARLOS
DIADEMA	LORENA	SÃO JOÃO DA BOA VISTA
DRACENA	MARÍLIA	SÃO JOAQUIM DA BARRA
EMBU	MATÃO	SÃO DO JOSÉ DO RIO PRETO
FERRAZ DE VASCONCELOS	MAUÁ	SÃO JOSÉ DOS CAMPOS
FRANCA	MIRASSOL	SÃO PAULO
FRANCISCO MORATO	MOCOCA	SÃO ROQUE
FRANCO DA ROCHA	MOGI DAS CRUZES	SÃO VICENTE
GARÇA	MOGI-GUAÇU	SERTÃOZINHO
GUARATINGUETÁ	MOGI-MIRIM	SOROCABA
GUARUJÁ	MONTE ALTO	SUMARÉ
TATUÍ	TABOÃO DA SERRA	SUZANO
UBATUBA	TUPÃ	TAUBATÉ
VALINHOS	VINHEDO	VOTUPORANGA
VÁRZEA PAULISTA	VOTORANTIM	

## APÊNDICE B - Teste de Raiz Unitária

Valores críticos para os testes de raiz unitária de NG e Perron

Valores críticos (Grau de confiança)	Estatística
1%	-3,42000
5%	-2,91000
10%	-2,62000

### A. Apiaí

Variável analisada	Teste realizado	Estatística
Soma dos acréscimos de Preços	NG test	-4,65544
Soma dos decréscimos de Preços	NG test	-4,65664
Preço do Varejo	NG test	-4,55594

### B. Monte Alto

Variável analisada	Teste realizado	Estatística
Soma dos acréscimos de Preços	NG test	-4,40962
Soma dos decréscimos de Preços	NG test	-5,91461
Preço do Varejo	NG test	-3,77004

### C. Paraguaçu Paulista

Variável analisada	Teste realizado	Estatística
Soma dos acréscimos de Preços	NG test	-3,73378
Soma dos decréscimos de Preços	NG test	-5,59582
Preço do Varejo	NG test	-3,82664

### D. Avaré

Variável analisada	Teste realizado	Estatística
Soma dos acréscimos de Preços	NG test	-3,80416

Soma dos decréscimos de Preços	NG test	-4,89939
Preço do Varejo	NG test	-3,84514

#### E. Itapeva

Variável analisada	Teste realizado	Estatística
Soma dos acréscimos de Preços	NG test	-4,38341
Soma dos decréscimos de Preços	NG test	-4,68075
Preço do Varejo	NG test	-4,45391

#### F. Jaboticabal

Variável analisada	Teste realizado	Estatística
Soma dos acréscimos de Preços	NG test	-4,39657
Soma dos decréscimos de Preços	NG test	-5,54078
Preço do Varejo	NG test	-5,82502

\*O preço de varejo é estacionário na segunda diferença,

#### G. Birigui

Variável analisada	Teste realizado	Estatística
Soma dos acréscimos de Preços	NG test	-4,40722
Soma dos decréscimos de Preços	NG test	-4,40264
Preço do Varejo	NG test	-3,73585

\*A soma dos decréscimos de varejo é estacionária na segunda diferença,

#### H. Botucatu

Variável analisada	Teste realizado	Estatística
Soma dos acréscimos de Preços	NG test	-4,68010
Soma dos decréscimos de Preços	NG test	-4,52098
Preço do Varejo	NG test	-4,52708

#### I. Guaratinguetá

Variável analisada	Teste realizado	Estatística
Soma dos acréscimos de Preços	NG test	-4,65239

Soma dos decréscimos de Preços	NG test	-4,52409
Preço do Varejo	NG test	-4,08527

#### J. Marília

<b>Variável analisada</b>	<b>Teste realizado</b>	<b>Estatística</b>
Soma dos acréscimos de Preços	NG test	-4,39912
Soma dos decréscimos de Preços	NG test	-5,39607
Preço do Varejo	NG test	-4,53550

#### K. Presidente Prudente

<b>Variável analisada</b>	<b>Teste realizado</b>	<b>Estatística</b>
Soma dos acréscimos de Preços	NG test	-4,71088
Soma dos decréscimos de Preços	NG test	-5,86947
Preço do Varejo	NG test	-4,25668

#### L. São Carlos

<b>Variável analisada</b>	<b>Teste realizado</b>	<b>Estatística</b>
Soma dos acréscimos de Preços	NG test	-4,37301
Soma dos decréscimos de Preços	NG test	-4,79284
Preço do Varejo	NG test	-4,37272

#### M. Franca

<b>Variável analisada</b>	<b>Teste realizado</b>	<b>Estatística</b>
Soma dos acréscimos de Preços	NG test	-4,07357
Soma dos decréscimos de Preços	NG test	-5,60152
Preço do Varejo	NG test	-4,44835

#### N. Limeira

<b>Variável analisada</b>	<b>Teste realizado</b>	<b>Estatística</b>
Soma dos acréscimos de Preços	NG test	-3,72335
Soma dos decréscimos de Preços	NG test	-5,68858

Preço do Varejo	NG test	-3,25829
-----------------	---------	----------

---

## O. Piracicaba

<b>Variável analisada</b>	<b>Teste realizado</b>	<b>Estatística</b>
Soma dos acréscimos de Preços	NG test	-4,55355
Soma dos decréscimos de Preços	NG test	-5,90250
Preço do Varejo	NG test	-3,89335

---

## P. Campinas

<b>Variável analisada</b>	<b>Teste realizado</b>	<b>Estatística</b>
Soma dos acréscimos de Preços	NG test	-4,16644
Soma dos decréscimos de Preços	NG test	-5,80411
Preço do Varejo	NG test	-3,70416

---

## Q. Osasco

<b>Variável analisada</b>	<b>Teste realizado</b>	<b>Estatística</b>
Soma dos acréscimos de Preços	NG test	-4,74456
Soma dos decréscimos de Preços	NG test	-4,52733
Preço do Varejo	NG test	-3,59916

---

## R. Sorocaba

<b>Variável analisada</b>	<b>Teste realizado</b>	<b>Estatística</b>
Soma dos acréscimos de Preços	NG test	-4,16644
Soma dos decréscimos de Preços	NG test	-5,80411
Preço do Varejo	NG test	-3,70416

---

**APÊNDICE C – Teste ARCH e LM**

Município	Teste ARCH	Teste LM
Apiaí	Prob. F (1,95) = 0,1769	Prob. F (5,89) = 0,2353
Monte Alto	Prob. F (1,95) = 0,7198	Prob. F (4,90) = 0,2567
Paraguaçu Paulista	Prob. F (2,91) = 0,1957	Prob. F (4,86) = 0,3240
Avaré	Prob. F (1,93) = 0,7563	Prob. F (2,87) = 0,6977
Itapeva	Prob. F (1,95) = 0,3529	Prob. F (2,92) = 0,9332
Jaboticabal	Prob. F (1,95) = 0,1901	Prob. F (4,90) = 0,3471
Birigui	Prob. F (1,93) = 0,2339	Prob. F (4,87) = 0,5095
Botucatu	Prob. F (1,93) = 0,8468	Prob. F (4,86) = 0,6570
Guaratinguetá	Prob. F (1,95) = 0,6066	Prob. F (3,94) = 0,9300
Marília	Prob. F (1,89) = 0,2451	Prob. F (4,80) = 0,9058
Presidente Prudente	Prob. F (1,89) = 0,3424	Prob. F (4,82) = 0,4001
São Carlos	Prob. F (1,94) = 0,8899	Prob. F (5,87) = 0,1983
Franca	Prob. F (2,92) = 0,3213	Prob. F (4,88) = 0,3157
Limeira	Prob. F (4,87) = 0,3877	Prob. F (4,85) = 0,3778
Piracicaba	Prob. F (1,94) = 0,8737	Prob. F (4,87) = 0,9537
Campinas	Prob. F (4,88) = 0,4152	Prob. F (5,86) = 0,1947
Osasco	Prob. F (1,95) = 0,5016	Prob. F (3,94) = 0,8946
Sorocaba	Prob. F (1,95) = 0,5505	Prob. F (2,89) = 0,1703

**APÊNDICE D – Valor do Inverso da Raiz do AR, Soma dos Quadrados dos Resíduos e  
valor do R<sup>2</sup> das regressões**

Município	Inverso da raiz do AR	Soma dos quadrados dos resíduos	R <sup>2</sup>
Apiáí	0,39	0,009782272	0,996830513
Monte Alto	0,89	0,003045882	0,999176279
Paraguaçu Paulista	0,61	0,004195422	0,998458016
Avaré	0,50	0,010993838	0,996869156
Itapeva	0,43	0,005310437	0,998345992
Jaboticabal	0,46	0,005418593	0,998331974
Birigui	0,59	0,005934171	0,997824722
Botucatu	0,74	0,002251383	0,999149666
Guaratinguetá	-	0,023102642	0,993711606
Marília	0,56	0,004825049	0,997853017
Presidente Prudente	0,58	0,002374807	0,998949578
São Carlos	0,87	0,005460203	0,998304952
Franca	0,55	0,005223056	0,998220893
Limeira	0,77 e -0,48	0,004447657	0,998469541
Piracicaba	0,50	0,004389502	0,998643027
Campinas	0,27	0,002519230	0,999177708
Osasco	-	0,024124828	0,992961231
Sorocaba	0,27	0,002519230	0,999177708