

Universidade Federal de Juiz de Fora  
Pós-Graduação em Economia Aplicada  
Mestrado em Economia Aplicada

André Suriane da Silva

**TRANSMISSÃO ASSIMÉTRICA DE PREÇOS:  
O CASO DO MERCADO DE GASOLINA POR ATACADO E VAREJO NO BRASIL**

Juiz de Fora

2011

André Suriane da Silva

**Transmissão Assimétrica de Preços:  
O Caso do Mercado de Gasolina por Atacado e Varejo no Brasil**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, da Universidade Federal de Juiz de Fora, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre.

Orientador: Prof. Dr. Cláudio Roberto Fóffano Vasconcelos.

Juiz de Fora

2011

Silva, André Suriane.

Transmissão assimétrica de preços : o caso do mercado de gasolina por atacado e varejo no Brasil / André Suriane da Silva. – 2011.

130 f. : il.

Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada)–Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2011.

1. Preços. 2. Gasolina. I. Título.

CDU 338.5

André Suriane da Silva

**Transmissão Assimétrica de Preços:  
O Caso do Mercado de Gasolina por Atacado e Varejo no Brasil**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, da Universidade Federal de Juiz de Fora, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre.

Aprovada em: 14/12/2011

**BANCA EXAMINADORA**

---

Prof. Dr. Cláudio Roberto Fóffano Vasconcelos  
Universidade Federal de Juiz de Fora

---

Prof<sup>ª</sup>. Dr<sup>ª</sup>. Silvinha Pinto Vasconcelos  
Universidade Federal de Juiz de Fora

---

Prof. Dr. Wilson Luiz Rotatori Corrêa  
Universidade Federal de Juiz de Fora

---

Prof. Dr. Leonardo Bornacki de Mattos  
Universidade Federal de Viçosa

## **AGRADECIMENTOS**

A Deus, em primeiro lugar, por ter me dado Vida e por proporcionar este momento.

Aos meus pais por me apoiarem em todos os momentos.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Cláudio Roberto Fóffano Vasconcelos, por todo suporte e dedicação na condução deste trabalho.

A Prof<sup>a</sup>. Dr<sup>a</sup>. Silvinha Pinto Vasconcelos, pela dedicação e contribuição que engrandeceram este trabalho.

Ao Prof. Dr. Rogério Silva de Mattos, por todo acompanhamento e pelas críticas e sugestões fundamentais a execução deste trabalho.

Aos membros da banca, Prof. Dr. Wilson Luiz Rotatori Corrêa e Prof. Dr. Leonardo Bornacki de Mattos, que enriqueceram este trabalho.

A ANP pela disponibilização dos dados, fundamentais a execução deste trabalho.

Ao CNPQ e a PPGE/UFJF pelo apoio e presença.

Ao amigo, Prof. Leonardo Augusto Felipe de Mattos, pelas contribuições externas.

Aos meus amigos que também fazem parte desta trajetória.

A minha esposa, Edcléia, por todo amor.

## RESUMO

Este estudo analisa a transmissão assimétrica de preços no mercado de gasolina brasileiro sobre uma abordagem diferente da existente na literatura nacional, qual seja: a análise desagregada em cidades; a relação dos ajustamentos de preços de gasolina no varejo (postos) em decorrência de variação de preços por atacado (distribuidor); e a relação dos ajustamentos de preços de gasolina no atacado em relação aos preços ministrados nos municípios formadores de preços. Entre as hipóteses sugeridas como principais determinantes destas assimetrias estão o custo de ajustamento e a existência de mercados não competitivos. O objetivo geral deste trabalho se configurou em analisar a dinâmica de preços da gasolina no varejo e no atacado no Brasil sob um enfoque regional, utilizando dados semanais para 134 cidades do país, referentes ao período entre maio de 2004 e fevereiro de 2011. Foram utilizando as abordagens de cointegração por correção dos erros com ajustamentos *threshold* (TAR) e *momentum threshold* e (MTAR). Para o caso do varejo, a principal conclusão, para amostra selecionada, é que, há evidência estatística de cointegração entre as séries de preços de gasolina a varejo e atacado em 103 municípios pelo modelo TAR e 96 pelo modelo MTAR. Quanto à questão da assimetria do varejo, tanto pela abordagem do Modelo de Correção de Erros Threshold (ECM TAR) quanto Modelo de Correção de Erros Momentum Threshold (ECM MTAR), concluiu-se que em 70 municípios houve ajustamentos simétricos dos preços. Em termos de distribuição espacial dos resultados do varejo, as regiões Sudeste e Sul apresentaram uma proporção maior de municípios com transmissão simétrica de preços. Este resultado é semelhante aos das regiões Centro Oeste e Norte. Entretanto, na região Nordeste houve uma inversão na proporção de cidades que apresentaram assimetria em relação às demais regiões. Em relação ao atacado, 115 cointegraram para análise ECM TAR e MTAR com os municípios formadores de preços, os resultados sugerem um alto nível de integração entre estes mercados para os preços praticados pelo atacado da gasolina. Sobre a dinâmica de preços, os resultados mostraram que no atacado são mais fortes as evidências de assimetria com uma proporção com de 45% (52 municípios) dos municípios apresentando relação assimétrica pela abordagem ECM TAR e 27% (32 municípios) pela abordagem ECM TAR. Os resultados tanto do varejo quanto no atacado sugerem um baixo nível de eficiência no processo de transmissão de preços, mesmo os resultados da cointegração sugerindo uma relação comum de longo prazo entre os preços para os dois níveis de mercado, os resultados da assimetria mostraram que esta relação não se dá de forma eficiente havendo diferenças nos ajustes de preços para diferentes choques (positivos e negativos). Assim, nem os postos de gasolina repassam de forma eficiente os preços ao consumidor de alterações sofridas no atacado, nem o atacado repassa aos postos de municípios periféricos os preços praticados em grandes mercados consumidores próximos de distribuidoras.

**Palavras chave:** Gasolina, Assimetria de preços, *Threshold*.

## ABSTRACT

This study analyzes the asymmetric price transmission in Brazilian gasoline markets, discussing a different approach considering the national publications before, as the non aggregated analysis into the cities, retail gasoline price adjustments ratio in (gas stations) due to wholesale prices variation (supplier) and the wholesale gasoline price adjustments ratio comparing the municipalities given the price makers. Among the suggested hypotheses as major determinants of those asymmetries are the adjustment cost and non-competitive markets existence. This work aims to analyze retail and wholesale gas prices dynamics in Brazil under a regional approach, using weekly database for 134 municipalities, between May 2004 and February 2011 period. Cointegration approach for threshold adjustments and momentum threshold error corrections (TAR) and (MTAR) were used. The main conclusion for retail industry is cointegration statistical evidence between retail and wholesale price series in 103 municipalities and 96 by the TAR and MTAR models respectively. For retail asymmetries, TAR Error Correction Model and MTAR Error Correction Model approaches pointed to symmetrical price adjustments in 70 municipalities. In terms of spatial distribution on retail results, southeast and south had a higher proportion of municipalities with symmetrical transmission prices. This result is similar to the North and Midwest regions. However, there was a reversal aspect in northeast region. Cities presented asymmetry considering other regions. Considering wholesale market, 115 municipalities cointegrated by ECM TAR and ECM MTAR approach with the price makers municipalities. Results suggest a higher level of integration between these markets for the gasoline wholesale prices. By price dynamics analysis, asymmetry evidences are stronger with a 45% proportion (52 municipalities) introducing asymmetric relationship by ECM TAR approach and 27% (32 municipalities) by ECM TAR approach. Both retail and wholesale results suggest a low efficiency by price transmission process. Cointegration results also suggest a common long-term relationship between prices in retail or wholesale levels. This relation by asymmetry results is not settled efficiently. There are differences in price adjustments to different shocks (positive and negative). Thus, no gas stations transfers efficiently prices to consumers considering market changes and by last, nor the wholesale market transfers to peripheral municipalities gas stations those existing prices in big markets near the suppliers.

**Key words:** Gas, Price asymmetry, *Threshold*

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1. Dispersão dos postos de gasolina por estado, em 2010 .....	21
Figura 2. Logística da distribuição de combustíveis no Brasil.....	27
Figura 3. Magnitude do ajuste .....	31
Figura 4. Velocidade do ajustamento .....	32
Figura 5. Velocidade e magnitude do ajustamento .....	32
Figura 6. APT positiva .....	33
Figura 7. APT negativa.....	34
Figura 8. Localização das refinarias no Brasil .....	62
Figura 9. Diagrama de Voronoi para as distribuidoras do Brasil .....	64



Gráfico 1. Total de postos de gasolina no Brasil segundo Bandeiras (em mil), de 2000 a 2008.....	20
Gráfico 2. Alíquota do ICMS sobre a gasolina em janeiro de 2008 (em %).....	25
Gráfico 3. Preço mensal médio do álcool na distribuidora por região (janeiro de 2004 a abril de 2011) .....	26
Gráfico 4. Preço da mensal médio gasolina na distribuidora por região (de janeiro de 2004 a abril de 2011).....	28
Gráfico 5. Preço mensal médio da gasolina no posto por região (de janeiro de 2004 a abril de 2011) .....	28
Gráfico 6. Comportamento do preço semanal da gasolina em São Paulo, de maio de 2004 a fevereiro de 2005 .....	68
Gráfico 7. Comportamento do preço semanal da gasolina no Rio de Janeiro e em Cuiabá, de maio de 2004 a fevereiro de 2005 .....	69
Gráfico 8. Comportamento do Preço semanal da Gasolina, de maio de 2004 a fevereiro de 2005 .....	70
Gráfico 9. Dispersão dos valores de $\rho_1$ e $\rho_2$ em relação à probabilidade do teste de assimetria para o modelo TAR.....	76
Gráfico 10. Dispersão dos valores de $\rho_1$ e $\rho_2$ em relação à probabilidade do teste de assimetria para o modelo MTAR .....	77
Gráfico 11. Dispersão dos valores de $\rho_1$ e $\rho_2$ espacial em relação à probabilidade do teste de assimetria para o modelo TAR.....	82
Gráfico 12. Dispersão dos valores de $\rho_1$ e $\rho_2$ em relação à probabilidade do teste de assimetria para o modelo MTAR .....	83

Quadro 1. Quadro geral de referências .....	47
Quadro 2. Testes e hipóteses .....	57
Quadro 3. Modelos de análise espacial TAR e MECM TAR .....	61

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Participação das distribuidoras na venda de gasolina do Brasil, em 2000 e 2010.....	20
Tabela 2. Averiguações Preliminares, Processos e Procedimentos Administrativos e encaminhados ao CADE no varejo de combustíveis .....	22
Tabela 3. Características dos municípios analisados segundo dados do IBGE, em 2010.....	66
Tabela 4. Modelo de Correção de Erros TAR, apenas para municípios que apresentaram assimetria .....	73
Tabela 5. Modelo de Correção de Erros MTAR, apenas municípios que apresentaram assimetria.....	75
Tabela 6. Resultados dos municípios por região .....	76
Tabela 7. Resultado do teste de cointegração.....	80
Tabela 8. Teste de Cointegração das regiões do Brasil com relação a São Paulo <sup>+</sup> .....	81
Tabela 9. Resultados da APT espacial por região .....	82

## LISTA DE SIGLAS

ADF	Dickey-Fuller Aumentado (Sigla em Inglês)
AEHC	Álcool etílico hidratado combustível
AIC	Critério de informação Akaike (Sigla em Inglês)
AMC	Áreas Mínimas Comparáveis
ANP	Agência Nacional de Petróleo, Gás-Natural e Biocombustíveis.
APT	Transmissão Assimétrica de Preços (Sigla em Inglês)
ARDL	Modelo Autorregressivo de Defasagens Distribuídas (Sigla em Inglês)
ARFIMA	Autorregressivo fracionalmente Integrado de Médias Móveis (Sigla em Inglês)
ARIMA	Autorregressivo Integrado de Médias Móveis (Sigla em Inglês)
BIC	Critério de informação Bayesiano (Sigla em Inglês)
CADE	Conselho Administrativo de Defesa Econômica
ECM	Modelo de Correção de Erros (Sigla em Inglês)
GLP	Gás liquefeito de petróleo
GNV	Gás natural veicular
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
MTAR	<i>Momentum Threshold</i> Autorregressivo (Sigla em Inglês)
PAM	Modelos de Ajustamento Parcial (Sigla em Inglês)
PIB	Produto Interno Bruto
RSM	Modelos de Mudança de Regime (Sigla em Inglês)
SDE	Secretaria de Direito Econômico
SEAE	Secretaria de Acompanhamento Econômico
TAR	<i>Threshold</i> Autorregressivo (Sigla em Inglês)
TVECM	Modelo Vetorial de Correção dos erros <i>Threshold</i>
VAR	Vetor Autorregressivo
VECM	Modelo vetorial de correção de erros (Sigla em Inglês)
VRSM	Modelo Vetorial de Mudança de Regime (Sigla em Inglês)

## SUMÁRIO

INTRODUÇÃO.....	14
1 MERCADO DE GASOLINA DO BRASIL.....	19
1.1 As divergências regionais na formação de preços da gasolina no Brasil .....	24
2 SOBRE ASSIMETRIA .....	30
2.1 Transmissão Assimétrica de Preços.....	30
2.2 Determinantes da APT.....	34
2.2.1 Determinantes da APT espacial.....	39
2.3 Literatura empírica sobre APT .....	42
3 METODOLOGIA.....	52
3.1 Cointegração em Modelos Lineares .....	53
3.2 Modelos de Correção de Erros TAR e MTAR .....	55
3.3 Modelos empíricos para análise vertical.....	58
3.4 Modelos empíricos para análise espacial.....	60
3.4.1 Determinação das áreas de competição .....	61
3.5 Fonte e natureza dos dados .....	65
4 ANÁLISE DOS RESULTADOS .....	68
4.1 Análise exploratória dos dados .....	68
4.2 Resultados dos modelos de análise vertical.....	71
4.3 Resultados dos modelos de análise espacial .....	79
5 CONCLUSÃO.....	84
5.1 Considerações finais .....	86
REFERÊNCIAS .....	88
ANEXOS.....	98
ANEXO 1. Municípios analisados .....	98
ANEXO 2. Resultado do Teste DF-GLS para as os dados semanais (5 defasagens).....	99
ANEXO 3. Teste TAR de Cointegração .....	102
ANEXO 4. Teste MTAR de Cointegração .....	105
ANEXO 5. Modelo ECM TAR teste de assimetria.....	108
ANEXO 6. Modelo ECM MTAR teste de assimetria .....	110
ANEXO 7. Distribuição F para hipótese nula $\phi_1=\phi_2=0$ , caso de duas variáveis. ....	112
ANEXO 8. Municípios com resultados simétricos para análise vertical .....	113
ANEXO 9. Diagrama de Voronoi .....	114

ANEXO 10. Teste TAR de cointegração para análise espacial segundo a divisão regional. ....	115
ANEXO 11. Teste MTAR de cointegração para análise espacial segundo a divisão regional. ....	118
ANEXO 12. Modelo ECM TAR teste de assimetria espacial por divisão regional. ....	121
ANEXO 13. Modelo ECM MTAR teste de assimetria espacial por divisão regional. ....	124
ANEXO 14. Municípios com resultados simétricos para análise espacial .....	127
ANEXO 15. ECM TAR para APT espacial, apenas municípios que apresentaram assimetria. ....	128
ANEXO 16. ECM MTAR para APT espacial, apenas municípios que apresentaram assimetria. ....	130

## INTRODUÇÃO

A gasolina é ainda hoje uma das principais fontes de energia para grande parte da população mundial. No Brasil, mesmo com possibilidade de usar alternativas como o álcool, principalmente devido aos carros bicombustíveis, a gasolina ainda tem forte papel no uso de combustíveis em geral, mantendo a posição do principal combustível para veículos leves (ANP, 2011). A importância deste combustível para grande parte da população mundial estimulou a intensificação de pesquisas em diversos campos da economia sobre o tema. Uma parte significativa destes trabalhos se voltou para a análise do comportamento dos preços da gasolina no mercado varejista, preocupados principalmente com estruturas de mercado anticompetitivas na formação de preços do combustível.

Em meio aos trabalhos que buscam identificar padrões na dinâmica de preços da gasolina, um número relevante destes trabalhos se voltou para analisar a existência de assimetrias na transmissão de choques de preços, i.e., a diferença da resposta, para choques positivos e negativos, entre os vários níveis de uma cadeia produtiva (fornecedor, produtor, atacadista, varejista,...) a alterações econômicas sofridas em qualquer etapa desta cadeia. Para o mercado a varejo, o problema de Transmissão Assimétrica de Preços (*Asymmetric Price Transmission*), de agora em diante referida como APT, pode ser descrito, de forma simplificada, como diferenças entre ajustamentos positivos e negativos de preços do mercado varejista para variações no preço do insumo. Tal assimetria tem sido frequentemente estudada para produtos agrícolas<sup>1</sup> e para combustíveis (CHEN, *et al.* 2005; DELTAS, 2008; BALMACEDA, 2008; WLAZLOWSKI, 2001; UCHOA, 2006, 2008; SILVA *et al.*, 2010).

No mercado de gasolina, a análise da dinâmica dos preços já tinha relevância na literatura mesmo antes da crise do petróleo nos anos 60, como pode ser observado pelos trabalhos de Livingston e Levitt (1959) nos Estados Unidos da América e Dixon (1964) no Reino Unido, os quais retratam os problemas relacionados ao setor varejista de gasolina. Na crise do petróleo, durante a década de setenta, houve um grande incremento na literatura sobre o tema. Neste período é que também surgiram os primeiros trabalhos sobre APT, impulsionados pela introdução dos modelos ARIMA por Box e Jenkins (1970), de derivações do modelo de Wolfram (1971) para identificação do APT e dos modelos TAR (*Threshold autoregressive*) por Tong (1978).

---

<sup>1</sup> Para mais informações ver: Wolfram (1971); Goodwin e Harper (2000); Confort (2004); Ben-Kaabia e Gil (2007); Fernández-Amador *et al.* (2010).

Na década de noventa, com o pleno desenvolvimento dos modelos TAR, e dos diversos métodos de estimação proporcionados pelo avanço computacional, é que houve um incremento ainda maior na literatura aplicada sobre APT no mundo (HANSEN, 2011). Enders e Granger (1998) destacam que, assim como os métodos, o foco dos trabalhos tem mudado ao longo dos anos, pois, ao invés de simplesmente identificar se existe ou não assimetria, boa parte destes têm se voltado para identificar os diferentes tipos de assimetrias, revelando uma evolução e um refinamento das pesquisas sobre o tema.

No Brasil, a literatura sobre APT ainda é escassa e muito restrita, tanto em termos de mercados analisados quanto em número de publicações. No setor de combustíveis, pelo menos do que se tem conhecimento, apenas os trabalhos de Silva *et al.* (2009) e Uchôa (2006 e 2008) analisaram a APT no país, ambos relacionando o varejo de combustíveis em relação ao preço das *commodities*. No entanto, estes estudos basearam-se em uma análise agregada, desconsiderando os diferentes níveis da cadeia produtiva do combustível, o que mostra como ainda é recente a pesquisa deste tema no país.

Em contraposição, o setor de combustíveis, em especial o varejo de gasolina, tem sido foco de um grande número de investigações visando à análise da existência de infração a concorrência, tanto no varejo quanto na distribuição<sup>2</sup>. Uma indicação da maior ênfase relativa para as questões de concorrência pode ser vista pelo número de casos de cartel em postos investigados pela Secretaria de Direito Econômico (SDE). Até agosto de 2010, aproximadamente 22% dos casos em estoque na SDE estavam relacionados com a revenda de combustíveis (SDE, 2011). Nos últimos anos, a proporção de casos relacionados a postos de gasolina tem se mantido relativamente alta, aproximadamente 15% segundo a SDE (2011), sendo que a maioria retrata a influência dos sindicatos patronais para a coordenação e implementação dos acordos.

O grande número de caso sobre infração da concorrência no setor de combustíveis em estoque do SDE reflete outro problema, a capacidade de obter provas ou indícios da existência de ações colusivas secretas ou tácitas. Grande parte dos casos, não é solucionada de imediato ou é descartada pela dificuldade na averiguação de práticas anticompetitivas. Sobre isto, tem havido um esforço dentro da literatura econômica na pesquisa de metodologias que forneçam indícios da existência ou não de conluios<sup>3</sup>. A literatura econômica, no entanto ainda não está completa no sentido de ligar diretamente a assimetrias de preços a existências de

---

<sup>2</sup> Ver, como exemplo: Nunes e Gomes (2005), Ragazzo e Silva (2006), Leite *et al.* (2009), Vasconcelos e Vasconcelos (2008) e Araujo Jr. *et al.* (2011).

<sup>3</sup> Ver, como exemplo: Vasconcelos e Vasconcelos (2005), Ragazzo e Silva (2006), Vasconcelos e Vasconcelos (2008), Vasconcelos e Vasconcelos (2009)



ações de mercado anticompetitivas, principalmente pela dificuldade de se modelar uma grande quantidade de ações destes agentes que poderiam gerar assimetria na dinâmica dos preços. Porém, a análise da dinâmica de preços traz indícios relevantes sobre a questão do comportamento dos agentes e até mesmo indícios sobre a existência no não de conluios.

Assim, em vista da Teoria Econômica estar ainda em desenvolvimento, a justificativa geral e aparentemente mais sólida para se realizar o estudo sobre a transmissão vertical<sup>4</sup> de choques, i.e., sobre vários níveis de mercado, é dada por Goodwin e Harper (2000), os quais destacam que tal transmissão é uma importante característica descritiva da operação global do mercado. Como o preço é um mecanismo primário em que inúmeros níveis de mercado estão unidos, a extensão deste ajuste e a velocidade em que os choques são transmitidos entre os preços para produtores, atacadistas e varejistas, são importantes fatores que refletem as ações dos participantes nestes diferentes níveis de mercado. Os autores destacam que a natureza assim como a velocidade e a extensão dos ajustes fornecem importantes informações estruturais sobre um setor ou uma cadeia produtiva, e que estas têm importantes implicações para a descoberta de margens de comercialização, de crescimento das firmas e de práticas de precificação de *markup*.

Para o caso da transmissão espacial<sup>5</sup> de choques, os mesmos aspectos podem ser ressaltados quanto à dinâmica de preços, somados a importância da integração regional de mercados e a arbitragem de preços entre regiões. Abdulai (2007) argumenta que a existência de assimetrias espaciais, ou a não integração de mercados, podem gerar movimentos ineficientes dos agentes, tanto produtores quanto consumidores, e do poder público, e não resultar em um estado ótimo de produção e consumo. O autor ressalta importância da análise da transmissão espacial de preços entre mercados espacialmente separados para identificação destas distorções. Além disso, os modelos de APT para análise espacial, assim como os de análise vertical, fornecem informações relevantes sobre a eficiência dos mercados na dinâmica de preços.

Portanto, a busca pela identificação de assimetria de preços no mercado de gasolina advém do fato de se acreditar que desta análise seja possível compreender melhor a dinâmica de preços deste produto e extrair importantes indícios sobre a formação de cartéis. A principal justificativa do estudo assimetria no país, para o mercado de gasolina, advém principalmente do histórico de conluios no setor, listados na literatura como principal causa de assimetria nos diversos mercados analisados, e, portanto pressupostos relevantes para existência de

---

<sup>4</sup> Relaciona a dinâmica de preços entre em um mesmo mercado para os diferentes níveis de sua cadeia produtiva.

<sup>5</sup> Relaciona a dinâmica de preços entre mercados homogêneos espacialmente separados.

assimetria. Entretanto, como afirmam Meyer e Von Cramon-Taubadel (2002), a Teoria Econômica referente às causas da APT ainda está em desenvolvimento. Comumente assume-se que tais assimetrias são causadas pelo poder de mercado e, por consequência, evidências empíricas desses processos são justificativas de intervenção governamental. A outra justificativa já listada pode ser relacionada com a necessidade de se identificar métodos empíricos que permitam levantar indícios sobre a existência de condutas anticompetitivas como a existência de cartel.

Desta forma, visando compreender um ângulo específico da dinâmica de preços do mercado de gasolina brasileiro, no presente estudo realiza-se a análise vertical de APT, relacionando distribuidoras e postos, e investiga-se o setor atacadista entre cidades pela análise espacial de APT. O intuito é fazer uma descrição do processo de APT no país, buscando, até onde for possível, traçar um perfil da APT nos municípios brasileiros ao relacionar os padrões entre os resultados e as características destes, tanto no atacado quanto no varejo. Além disto, neste trabalho busca-se discriminar os principais fatores que determinam a APT no Brasil, utilizando dados semanais dos preços da gasolina nos postos e nas distribuidoras para os principais municípios do país.

Diferentemente de Silva *et al.* (2009) e Uchôa (2006, 2008), que analisaram a APT do país de forma agregada, nesta pesquisa adotou-se uma análise desagregada, para os principais municípios brasileiros, afim de se regionalizar as análises e evitar erros de agregação dos dados. Além disto, os dados utilizados na análise vertical relacionam os preços das distribuidoras como fator de insumo, ao invés do preço do petróleo no mercado internacional, pois, havendo assimetria entre o mercado internacional de petróleo e o preço no posto, não fica claro em que nível do setor a assimetria ocorreu. Cabe destacar ainda que, no caso do Brasil, as transmissões dos choques de preços do petróleo para o preço a varejo da gasolina podem ser ainda mais conflitantes devido à presença da Petrobrás (empresa controladora de grande parte do setor) e do álcool na composição do combustível comum. A Petrobrás, por ser uma empresa de controle estatal, está sujeita a atuações políticas que impedem a livre dinâmica de preços entre mercado interno e externo. Da mesma forma, o álcool, por fazer parte da composição do combustível comum, pode amortecer variações do preço do petróleo no mercado internacional, fator que pode gerar resultados errôneos entre análise interna e externa.

Neste trabalho, além desta introdução, são apresentados, no capítulo 1, as características do mercado de combustíveis no Brasil. O capítulo 2 descreve os processos de APT e seus determinantes em conjunto com uma revisão da literatura empírica sobre o tema.

No capítulo 3, estão à metodologia e a descrição do banco de dados utilizado. No capítulo 4, os principais resultados obtidos, e a conclusão no capítulo 5.

## 1 MERCADO DE GASOLINA DO BRASIL

Nos últimos 20 anos, o mercado de combustíveis no Brasil tem passado por grandes transformações, como o processo de privatização de várias empresas do setor, entre 1992 e 1996, o fim do monopólio da Petrobrás, a liberação parcial dos preços para distribuição e revenda, a criação de uma agência reguladora a ANP (Agência Nacional do Petróleo) em 1997, e a liberação total dos preços em 2001, em todos os estágios da cadeia produtiva (ANP, 2011).

A flexibilização da entrada no setor petroquímico, a partir de 1993, apesar de provocar um significativo aumento no número de distribuidoras, não chegou a resultar numa significativa concorrência entre as integrantes. Grande parte do mercado ainda permaneceu sob o controle de um número pequeno de distribuidoras: por exemplo, 5 (cinco) distribuidoras de gasolina controlavam em 2000, 68,4% do mercado de gasolina no varejo, passando para 73% em 2010, conforme Tabela 1. Utilizando o índice de concentração HHI<sup>6</sup> das 5 maiores empresas, fica ainda mais claro o aumento no nível de concentração deste mercado em 2000 o HHI era de 985.54 em 2010 o HHI subiu para 1469.07, tal aumento se deve principalmente ao aumento da participação das distribuidoras BR de 20% em 2000 para quase 30% em 2010. Assim, mesmo havendo a abertura do mercado para a atuação de novas distribuidoras, o resultado nos últimos 10 anos foi um aumento da concentração das vendas das grandes empresas. Para que as pequenas distribuidoras obtivessem fôlego para permanecer no mercado, foi necessário o estabelecimento de um sistema de quotas pela ANP para garantir às distribuidoras emergentes condições comerciais similares às das grandes empresas. (NUNES; GOMES, 2005; LEITE, *et al.*, 2009).

Conjuntamente com o aumento do número de distribuidoras e a liberação do setor houve um aumento da incidência de casos relacionados à adulteração de combustíveis e à sonegação de impostos. Houve também um crescimento da participação dos postos com bandeira branca, i.e., sem vínculo contratual permanente com as distribuidoras, que aumentaram sua participação no total de postos, entre 2000 e 2010, de 8% para 45%, conforme Gráfico 1. Mas, de uma forma geral, o aumento do número de distribuidoras, apesar de parecer não ter garantido uma maior competição no setor atacadista, levou a um maior grau relativo de competição no setor varejista, ao permitir a disseminação dos postos de

---

<sup>6</sup> Índice de Herfindahl-Hirshman de Herfindahl (1950): o índice representa o somatório do quadrado da proporção que cada empresa tem no mercado, seu valor máximo é 10.000 quando uma empresa detém 100% do mercado.

bandeira branca, e a expansão das pequenas refinarias (ARAÚJO JR. *et al.* 2011; NUNES; GOMES, 2005).

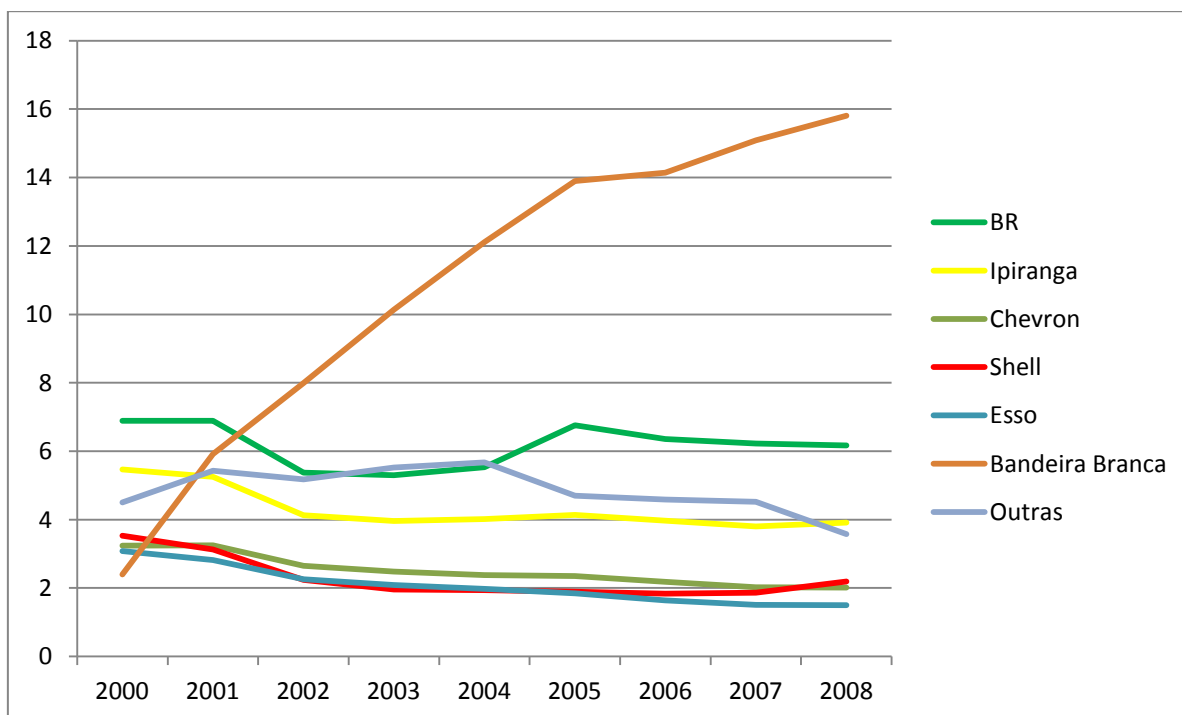
Tabela 1. Participação das distribuidoras na venda de gasolina do Brasil, em 2000 e 2010

Distribuidoras	Participação nas vendas de gasolina* (%)	
	2000	2010
BR	20,0	29,7
Ipiranga	15,2	19,6
Shell	11,3	11,2
Cosan***	12,5	6,7
Alesat	n.d.**	5,7
Texaco	8,4	n.d.**
Outras****	32,6	27,1

Fonte: ANP (2011)

Notas: \* O volume total de vendas do combustível era de 22.383 mil m<sup>3</sup> em 2000 e 29.844 mil m<sup>3</sup> em 2010. \*\* não disponível. \*\*\* Atual controladora da Esso, os valores de 2000 representam a participação da Esso. \*\*\*\*Representam 158 distribuidoras em 2000 e 135 em 2010.

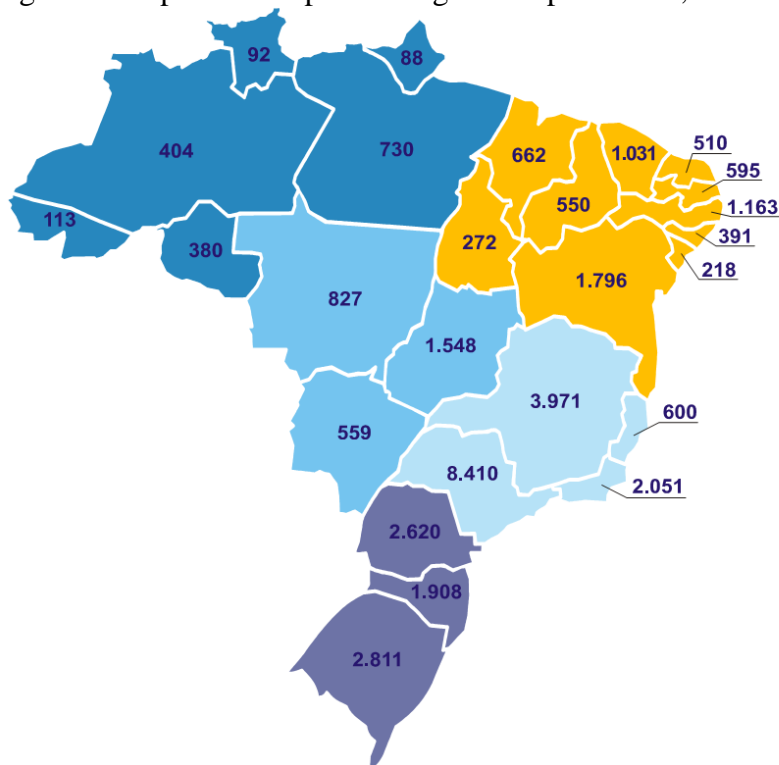
Gráfico 1. Total de postos de gasolina no Brasil segundo Bandeiras (em mil), de 2000 a 2008



Fonte: ANP (2011)

O varejo do mercado brasileiro de gasolina é um setor caracterizado por ser altamente fragmentado, com mais de 35 mil postos registrados em 2008 (Gráfico 1), apesar de alguns estados concentrarem grande parte do total de postos. Como pode ser visto na Figura 1, o estado de São Paulo concentra grande parte dos revendedores no país, com mais de 8.000 associados, seguido de Minas Gerais, com quase 4.000 postos, Rio Grande do Sul, Paraná e Rio de Janeiro, com 2.811, 2.620 e 2.051 postos respectivamente. Nunes e Gomes (2005) argumentam que a fragmentação do setor até poderia se configurar como boa, ao possibilitar a sustentação de um mercado competitivo, pois a formação de cartéis é mais complexa em mercados pulverizados. Porém, paradoxalmente, as associações dos proprietários de postos são comumente investigadas por suspeita de formação de cartel.

Figura 1. Dispersão dos postos de gasolina por estado, em 2010



Fonte: ANP (2011)

O problema relacionado à formação de cartéis nos postos de combustíveis pode ser elucidado pelo número de casos na SDE, relacionados a condutas anticompetitivas no setor varejista. Apenas em 2010, houve um caso concluído para a cidade de Santa Maria, no Rio Grande do Sul, outros três estavam em andamento (Belo Horizonte – MG; Teresina – PI;

Londrina – PR) e de um processo relacionado ao Sindicato do Comércio Varejista de Combustíveis e Lubrificantes do Rio Grande do Sul, descrevendo o poder de influência desta empresa “na elaboração de leis municipais e estadual que mitigam a livre iniciativa e a livre concorrência” (SDE, 2011). Do total de processos administrativos em estoque no SDE no início de 2010, cerca de 11% eram de casos relacionados à revenda de combustível e o estoque de Procedimentos Administrativos no mesmo período representava 34% do total de casos, conforme a Tabela 2. O total de casos tem permanecido relativamente alto, como pode ser visto na Tabela 2, revelando que o setor de gasolina demanda de uma intensa atenção por parte dos órgãos de defesa econômica.

Tabela 2. Averiguações Preliminares, Processos e Procedimentos Administrativos e encaminhados ao CADE no varejo de combustíveis

Tipo de Processo		2007	2008	2009	Estoque em 2010*
Averiguações Preliminares	Total	56	76	89	133
	Revenda de Combustíveis	13 (23%)	11 (14%)	13 (15%)	20 (15%)
Processos Administrativos	Total	34	58	57	110
	Revenda de Combustíveis	01 (3%)	04 (7%)	14 (25%)	12 (11%)
Procedimento Administrativo	Total	126	186	507	260
	Revenda de Combustíveis	54 (43%)	22 (12%)	33 (6,5%)	88 (34%)

Fonte: SDE (2011)

Nota: \*Dados para fevereiro de 2010.

Tendo a perspectiva de que o setor ainda se caracteriza como fortemente influenciado por cartéis, a ANP, que tem como foco a proteção dos interesses dos consumidores em relação à qualidade e precificação dos combustíveis, monitora semanalmente os preços no varejo e no atacado com o intuito de preservar a livre concorrência entre os agentes. Tal pesquisa abrange um total de 10% dos municípios brasileiros para os seguintes produtos: Gasolina<sup>7</sup> comum; Álcool etílico hidratado combustível (AEHC); Óleo diesel não aditivado; Gás natural veicular (GNV) e Gás liquefeito de petróleo (GLP).

<sup>7</sup> O termo “gasolina” refere-se aos combustíveis em geral para uso em motores de combustão interna que tenham como principal componente a gasolina. Para o Brasil, o termo será utilizado para referenciar a gasolina comum (tipo C), que é uma mistura de gasolina pura para uso em motores de combustão interna e o álcool etílico anidro, sendo o tipo mais comercializado no varejo do país.

Além da ANP, o Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE), a Secretaria de Acompanhamento Econômico (SEAE) e a Secretaria de Direito Econômico (SDE), têm sido bastante ativas na investigação e punição de práticas anticoncorrenciais no setor de combustíveis. Em conjunto com estas agências, um número significativo de pesquisadores<sup>8</sup> também tem buscado identificar a presença de falhas de mercado no setor.

Nunes e Gomes (2005) e Araújo Jr. *et al.* (2011) destacam que a forte concentração no setor de distribuição possibilita uma coordenação ainda maior e, em muitos casos as relações contratuais permanentes e entre distribuidoras e varejistas podem ser caracterizadas como uma integração vertical. Esta integração vertical, segundo os autores, é proporcionada por contratos que controlam desde investimentos na construção do posto até volumes mínimos de venda pelos revendedores, o que pode ser um fator adicional na colusão entre varejistas.

Aliado a isso, estaria o fato de a gasolina poder ser classificada como um produto quase homogêneo, o que a tornaria pouco vantajosa na competição por preços. Tal situação, segundo Nunes e Gomes (2005), coloca como principais meios de diferenciação (e/ou formas de competição) do produto, os serviços prestados, a marca (publicidade) e a localização dos postos, sendo que o último é o que tende a ter maior relevância sobre esta diferenciação, ao determinar o mercado geográfico relevante<sup>9</sup> da gasolina. Isto porque um importante fator sobre a diferenciação do preço é o custo de procura: a pesquisa de preço entre postos pode acabar sendo mais custosa que comprar o combustível no posto mais próximo, uma vez que a procura depende do custo de locomoção do próprio veículo (SILVA, *et al.* 2010). Assim, mesmo havendo um grande número de postos de gasolina em uma região, é provável que a competição entre postos se limite a um número pequeno de agentes, visto que a área de influência ou o mercado geográfico relevante, derivado dos custos de procura, são delimitados ao espaço em que o consumidor considera vantajosa a pesquisa de preço. Este espaço do mercado relevante será tanto menor quanto menor a expectativa do consumidor em obter preços melhores.

Portanto, em um mercado onde não há variações significativas entre os preços da gasolina nos postos, o mercado relevante poderá ser tão pequeno que todos os postos deste

---

<sup>8</sup> Para mais detalhes ver: Nunes e Gomes (2005), Leite *et al.* (2009), Vasconcelos e Vasconcelos (2008) e Araújo Jr. *et al.* (2011).

<sup>9</sup> Para o caso brasileiro, a Secretaria de Acompanhamento Econômico (SEAE) dimensiona, para definir o mercado relevante, uma área torno de cada posto que deveria ser controlado por um suposto monopolista capaz de praticar um pequeno, porém significativo e não transitório, aumento de preços (NUNES; GOMES, 2005). A intenção dessa definição é que o mercado relevante seja definido de forma tal que o suposto exercício de poder de mercado seja possível (SDE, 2011).



mercado podem ser caracterizados como monopólio. Ou seja, o consumidor, ao acreditar não haver economia na pesquisa de preço, passa a considerar o posto mais próximo como a única alternativa possível. (BORENSTEIN, *et al.* 1997; PELTZMAN, 2000). Desta forma, combinações de preços entre os postos podem ser caracterizadas como divisões de mercado, sem ser necessário que os preços dos postos sejam iguais. Basta que a economia gerada na diferenciação dos preços entre um posto e outro seja menor que o custo de locomoção no percurso entre os postos.

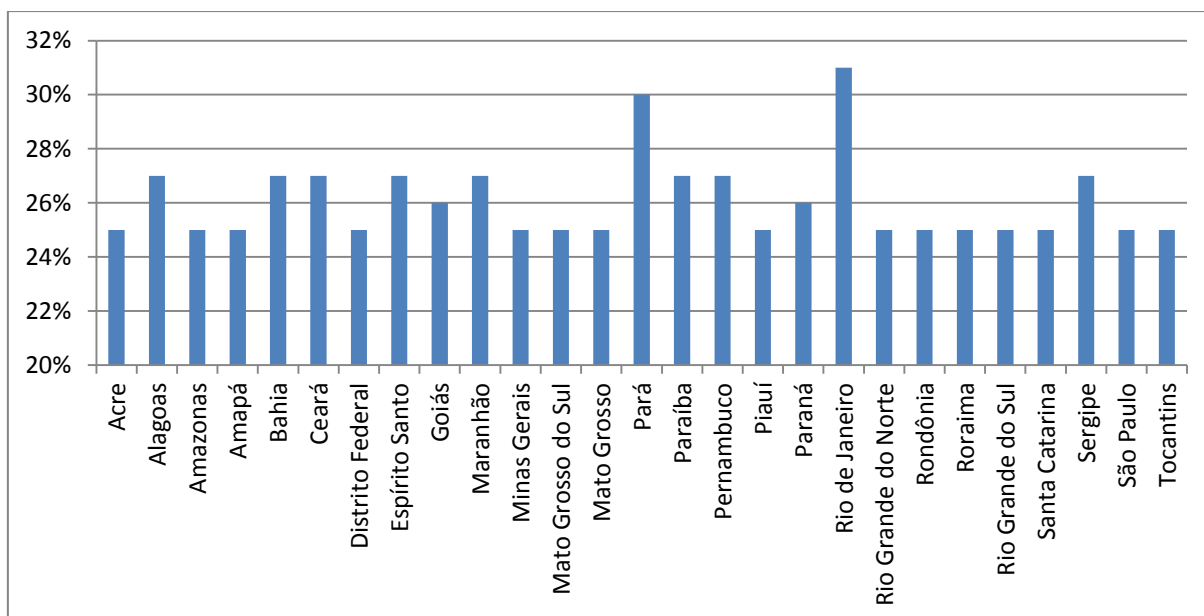
Estas combinações de preço não necessariamente deverão advir de acordos entre os donos de postos, pois a assimetria de informação dos consumidores entre os preços dos postos de combustíveis, ao gerar uma baixa perspectiva de economia de pesquisa de preço, pode levar a uma redução do mercado relevante, e então a manutenção de seus preços elevados, dado que não houve mudança na sua demanda.

### **1.1 As divergências regionais na formação de preços da gasolina no Brasil**

Em relação à estrutura de preços no mercado varejista e atacadista de gasolina do país é importante ressaltar aspectos sobre construção dos preços e as diferenças regionais que tornam a análise agregada menos eficiente para análise de comportamento dos agentes quanto à formação dos preços. Entre os fatores que diferenciam a formação dos preços, ou mesmo a dinâmica dos preços em diferentes regiões podem ser citados: as diferentes taxações praticadas pelos estados para o combustível; a viabilidade do uso do álcool ao invés da gasolina em cada região e os custos de transporte do combustível, que também apresentam divergências devido às diferentes estruturas logísticas enfrentadas em cada região.

Em relação aos diferentes níveis de impostos praticados em cada região o Gráfico 2 resume como as diferentes taxas de ICMS aplicadas à gasolina pelos estados. Nele é possível ver divergências consideráveis na taxa de cada estado em especial os elevados níveis de ICMS cobrados pelo Rio de Janeiro e Pará. Apesar de preliminarmente os impostos não afetarem a processo de transmissão de preços entre distribuidoras e postos e de não haver mudanças constantes nestes impostos que possam distorcer resultados, visto que os impostos são fixos no tempo. A agregação das médias dos preços ignora como diferentes níveis de taxaçoão podem afetar o comportamento dos agentes em diferentes regiões.

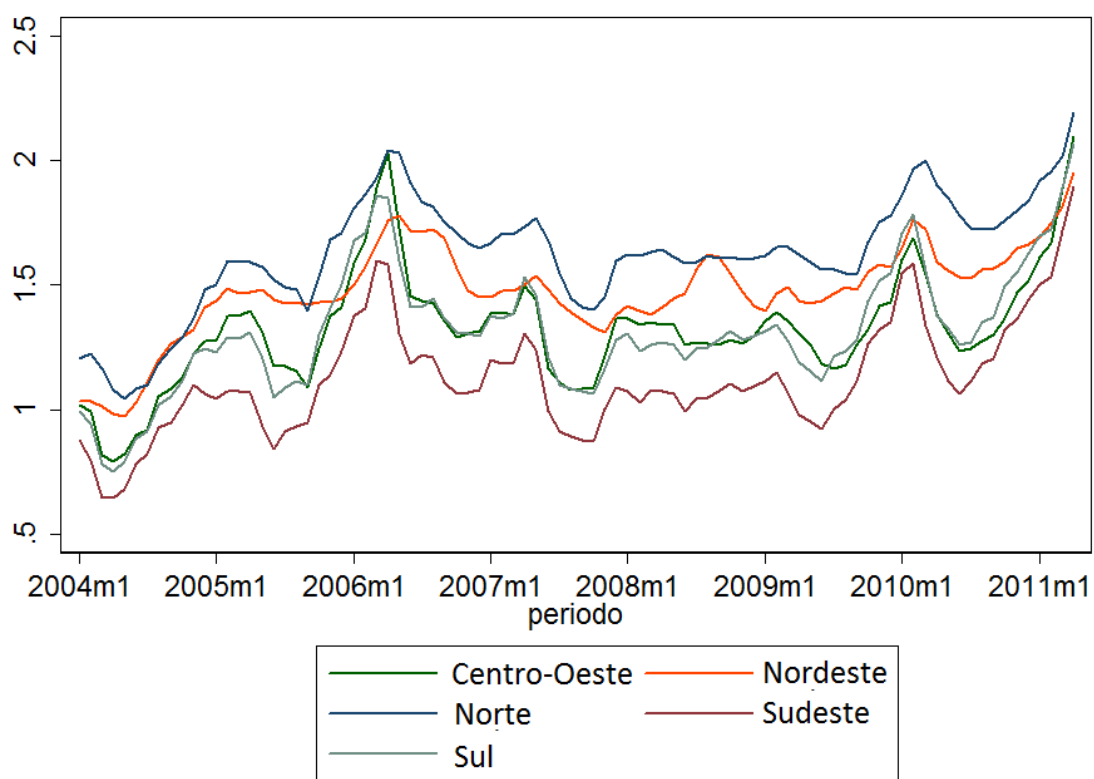
Gráfico 2. Alíquota do ICMS sobre a gasolina em janeiro de 2008 (em %)



Fonte: SINDICOM (2011)

Em relação ao álcool, seu papel também tem diferentes impactos nos estados do país, visto que as regiões produtoras de cana de açúcar têm maior viabilidade relativa em relação ao uso do álcool que as demais regiões, devido aos custos de transporte. O estado de São Paulo principalmente, por ser o principal produtor de cana de açúcar, é onde o uso do combustível apresenta a maior viabilidade em relação aos demais estados. O exemplo da maior viabilidade relativa no uso do álcool em São Paulo pode ser vista no consumo do combustível no estado que em 2008 superou o consumo da gasolina, o que não aconteceu nos demais estados mesmo havendo um aumento significativo do aumento do combustível na maior parte do país. Em 2009 o consumo de etanol no estado de São Paulo já representava 56,2% contra 43,7% do consumo de gasolina, enquanto em todos os demais estados do país a gasolina permanecia como principal combustível (ANP, 2011). O Gráfico 3 mostra as diferenças da dinâmica de preços entre regiões para o preço do álcool, nele é possível visualizar diferenças significativas do preço do álcool em cada região com grande destaque para as regiões Sudeste e Nordeste, produtoras de cana-de-açúcar, com profundas diferenças em suas dinâmicas de preços do álcool. As diferentes regionais, também quanto ao papel do álcool na formação de preços, pode afetar significativamente a dinâmica dos preços de cada região.

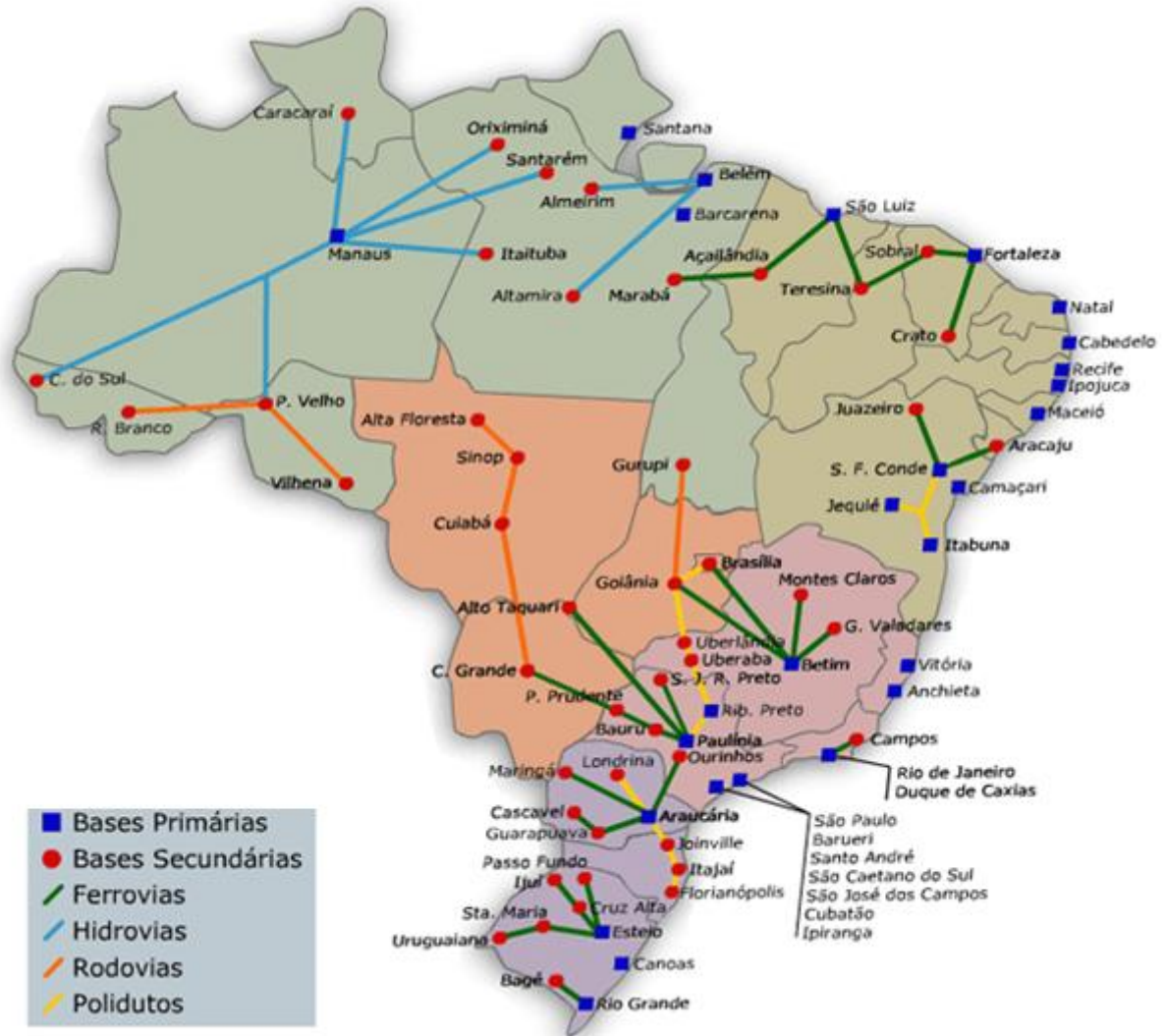
Gráfico 3. Preço mensal médio do álcool na distribuidora por região (janeiro de 2004 a abril de 2011)



Fonte: ANP (2011)

A logística de transporte é outro relevante aspecto que deve ter suas diferenças regionais ressaltadas no processo formação de preços, principalmente dentro do setor atacadista de gasolina. A Figura 2 mostra as diferenças logísticas no transporte de combustíveis do país, nela é possível identificar certa dependência regional com baixa integração nacional da infraestrutura de transporte. Ou seja, muitos estados tem uma ligação logística com os estados vizinhos mais não há ligações fortes entre regiões vizinhas. Está averiguação, apesar de não conclusiva, pode revelar uma baixa integração nacional dos preços, ou mesmo a não arbitragem de preços entre regiões. Além disso, os custos logísticos estão associados a diferentes escalas de transporte, por exemplo, São Paulo que apresenta uma maior demanda e também tem uma maior infraestrutura logística, como pode ser visto na Figura 2, o que pode levar a significativos ganhos de escala em relação aos demais estados. Assim, a infraestrutura de transporte não deve ser ignorada na análise de dinâmica de preços.

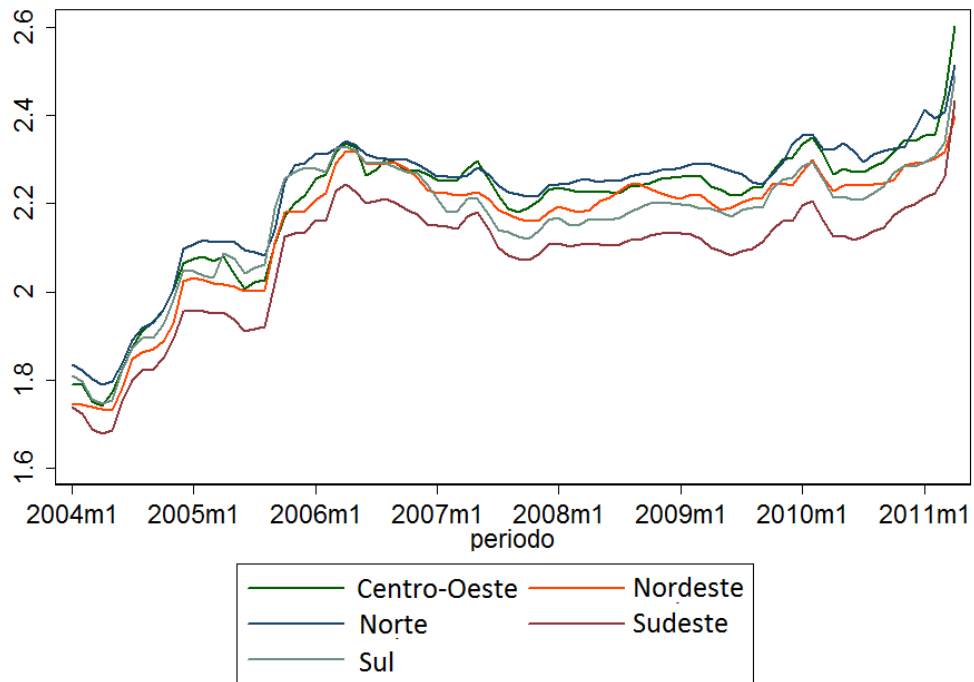
Figura 2. Logística da distribuição de combustíveis no Brasil



Fonte: SINDICOM (2011)

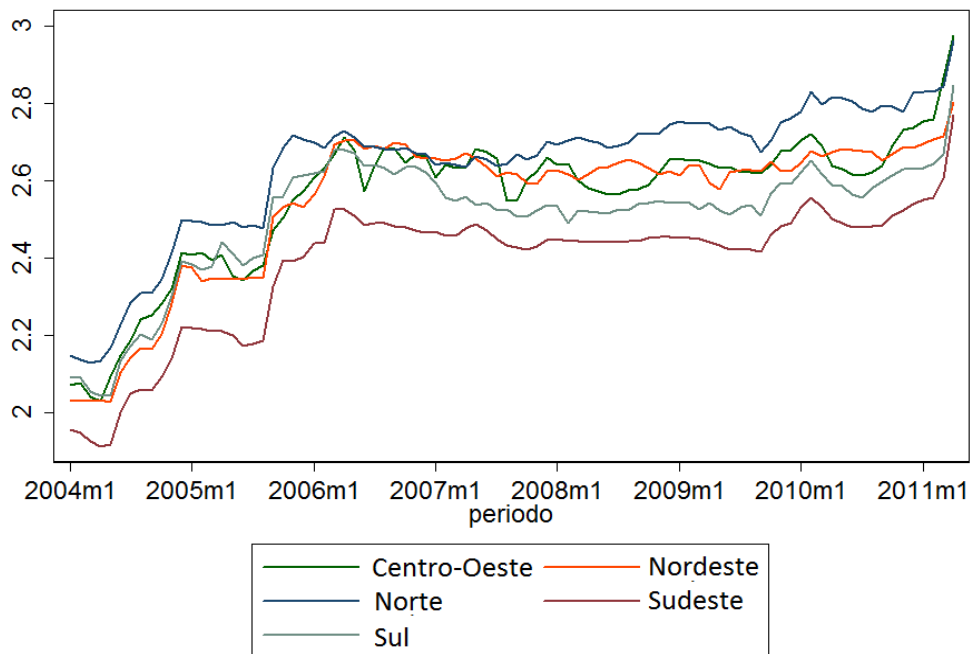
Os fatores listados nesta seção podem ser cruzados com as divergências sobre a dinâmica de preços da gasolina entre regiões. Como pode ser visto no Gráfico 4, apesar das séries de preços nas distribuidoras apresentarem aspectos comuns em suas trajetórias, há regiões em que aumentos e reduções de preços respondem de forma diferente, em alguns casos as variações são repassadas em períodos mais longos enquanto em outras as repostas mais intensa em períodos menores. Para o caso do varejo (Gráfico 5), a discrepância entre as variações nas médias dos preços entre as regiões é ainda maior, sendo que em períodos longos de tempo às séries apresentam trajetórias diferentes de preços.

Gráfico 4. Preço da mensal médio gasolina na distribuidora por região (de janeiro de 2004 a abril de 2011)



Fonte: ANP (2011)

Gráfico 5. Preço mensal médio da gasolina no posto por região (de janeiro de 2004 a abril de 2011)



Fonte: ANP (2011)

Assim, o mercado de gasolina no Brasil não deve ser tratado como um mercado agregado, pois as diferenças entre as regiões quanto à dinâmica dos preços podem levar a resultados que não representam todo o país, já que os mercados de gasolina nacionais apresentam diferenças significativas em suas relações. Somado a isso, resultados agregados trazem um menor número de informações quanto à ação dos agentes na formação dos preços.

Tendo ressaltado aspectos gerais sobre as características do mercado de gasolina, na próxima seção, são apresentados os principais conceitos de assimetria de preço, seguidos de um levantamento sobre os determinantes da APT, bem como os trabalhos nacionais e internacionais sobre o tema, em especial sobre a descrição do processo em mercados de gasolina.

## **2 SOBRE ASSIMETRIA**

### **2.1 Transmissão Assimétrica de Preços**

A APT pode ser descrita como a divergência de ajustamento entre redução e aumento dos preços de um mercado em relação, por exemplo, a choques dos insumos deste mesmo mercado. Em geral, mesmo em rigorosos métodos de análise, assume-se que, tanto em choques positivos quanto em choques negativos, o ajustamento ao longo do tempo de uma dada série econômica acontece da mesma forma, tanto para velocidade quanto para intensidade do ajuste. Esta hipótese, apesar de comumente aceita, nem sempre é verdadeira e vários autores têm identificado a presença de assimetrias de transmissão em importantes séries econômicas, relatando a existência de gargalos na literatura econômica sobre o tema. Isto porque são frequentes os resultados positivos para APT, o que colocaria em dúvida se esta situação seria ou não dominante.

Para um aprofundamento sobre o tema, parte-se do princípio que é necessária uma discriminação dos diferentes tipos de APT. Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) fazem um levantamento abrangente sobre os diversos tipos de assimetria que serão revisados neste capítulo. As APT's podem ser classificadas de acordo com três critérios: (a) identificar se a assimetria é vertical ou espacial; (b) identificar a velocidade e magnitude da assimetria (c) e identificar se a assimetria é positiva ou negativa.

#### **a. APT vertical e APT espacial**

A APT vertical é identificada pela diferente forma como os preços de um determinado mercado final reagem a um aumento ou a uma redução de preços nos seus insumos, ou da divergência de ajustamentos para choques positivos e negativos entre atacadistas e varejistas de um dado mercado. Por exemplo, no mercado de gasolina, se um aumento do preço do petróleo bruto é rapidamente repassado para o preço da gasolina comum nos postos, e, ao contrário, se uma redução nos preços do petróleo bruto tem seu repasse lento para os preços da gasolina nos postos, tem-se uma assimetria vertical.

Em contraste com a transmissão vertical, a transmissão horizontal ou espacial é descrita como a resposta de choques entre firmas de um mesmo nível e setor em diferentes regiões. O termo transmissão espacial se ajusta aos modelos de APT por referenciar como

choques de preços ocorridos em um determinado espaço afetam os demais espaços. A APT espacial pode ser exemplificada pela divergência de ajustes entre reduções e aumentos dos preços nos postos de gasolina no município  $x$ , quando há alterações nos preços da gasolina comum nos postos do município  $y$ .

### b. APT de velocidade e APT de magnitude

A assimetria de magnitude é definida como a divergência na intensidade da reação dos ajustes dos preços finais em resposta a um aumento ou a uma redução dos preços a que são derivados, como pode ser visto na Figura 3. Nela a área cinza mostra a divergência entre a magnitude do ajuste entre choques positivos e negativos. O preço do produto ( $p^{pro}$ ) refere-se ao preço final de um mercado que é influenciado pelo preço de um insumo ( $p^{in}$ ), neste caso o  $p^{pro}$  responde em magnitude diferente para aumentos e reduções no  $p^{in}$ , o que caracteriza a assimetria de magnitude. Enquanto aumentos no  $p^{in}$  têm respostas proporcionais por  $p^{pro}$ , o mesmo não pode ser visto quando há uma redução do  $p^{in}$ , que resulta em uma resposta do  $p^{pro}$  menos intensa.

Figura 3. Magnitude do ajuste

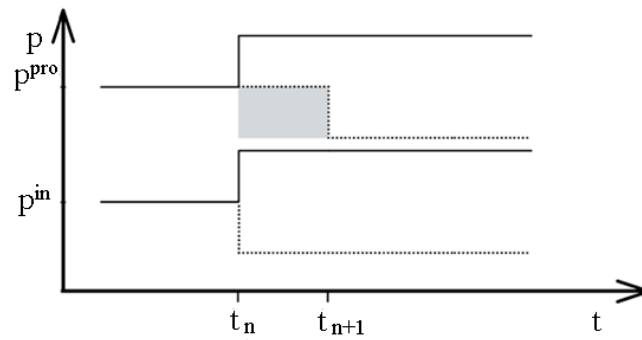


Fonte: Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004)

A assimetria de velocidade refere-se a tempos de resposta diferentes para ajustes positivos e negativos, como pode ser visto na Figura 3. Neste caso, apesar das respostas do  $p^{pro}$  serem de mesma magnitude em relação a aumentos e reduções do  $p^{in}$ , existe um hiato de tempo para a resposta para reduções de  $p^{pro}$  (mostrado pela área cinza da Figura 4). Assim, enquanto é possível ver uma resposta imediata do  $p^{pro}$  a aumentos do  $p^{in}$ , no caso contrário, de reduções no  $p^{in}$  no período  $t_n$ , o  $p^{pro}$  leva  $t_{n+1}$  períodos para responder a esta mudança.



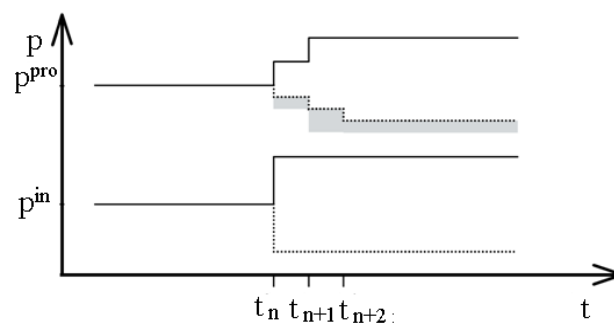
Figura 4. Velocidade do ajustamento



Fonte: Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004)

As assimetrias de magnitude a velocidade são perfeitamente conciliáveis, i.e., ambas podem ocorrer simultaneamente como representado na Figura 5. Neste caso, é possível ver ambos os *gaps* de assimetria, visto que aumentos e reduções de  $p^{in}$  têm impactos diferentes sobre  $p^{pro}$ , conforme pode-se observar na área cinza da Figura. Enquanto um aumento em  $p^{in}$  em  $t_n$  é completamente repassado para  $p^{pro}$  em  $t_{n+1}$ , com apenas um período de *gap*, as reduções em  $p^{in}$  no período  $t_n$  terão impactos sobre  $p^{pro}$  até o período  $t_{n+2}$ , com dois períodos de *gap*. Além disso, há diferenças na magnitude entre as respostas  $p^{pro}$  para reduções e aumentos de  $p^{in}$ , como pode ser visto pela área cinza da Figura 5. Apesar de haver *gaps* de transmissão para  $p^{pro}$  tanto para choques positivos quanto negativos, estes *gaps* são diferentes para os dois choques, o que caracteriza a assimetria.

Figura 5. Velocidade e magnitude do ajustamento



Fonte: Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004)

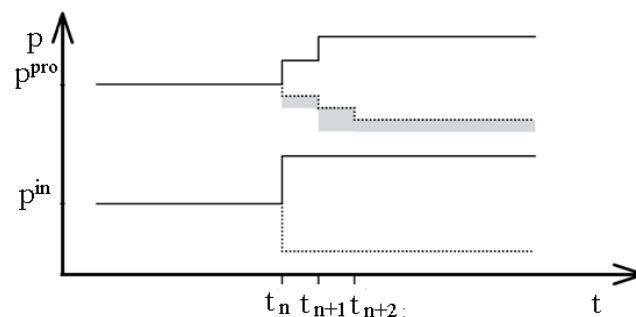
Em uma situação de normalidade ou linearidade (ajuste simétrico), os preços de  $p^{pro}$  teriam relação direta e proporcional tanto para choques positivos quanto negativos de  $p^{in}$ . Da mesma forma, em uma situação simétrica, os choques positivos e negativos de  $p^{in}$  seriam repassados de forma similar, mesmo com *gaps* eles seriam iguais para ambos os choques,

situação que está demarcada pela área cinza da Figura 5. Assim, a assimetria de velocidade pode ser percebida pelos instantes em que os choques se estabilizam em  $p^{pro}$  ( $t_{n+1}$  para choques positivos,  $t_{n+2}$  para choques negativos) enquanto a assimetria de intensidade pode ser vista pela área cinza que se estende por toda a extensão da Figura 5, após o instante  $t_{n+2}$ , revelando que choques positivos têm maior impacto que choques negativos.

### c. APT positiva e APT negativa

Peltzman (2000) diferencia outros dois tipos de assimetria, positiva e negativa, derivadas das assimetrias de velocidade e magnitude, que referencia qual situação (redução ou aumento) tem resposta mais direta e/ou completa de  $p^{pro}$  a variações de  $p^{in}$ . Estas assimetrias podem ser entendidas pela direção para qual  $p^{pro}$  é mais dinâmica. Assim, se aumentos em  $p^{in}$  tem resposta direta e completa em  $p^{pro}$ , enquanto reduções são repassadas com *gaps* de velocidade e/ou magnitude, o resultado é uma assimetria positiva. A Figura 6 mostra uma situação em que ambos os choques têm *gaps* de velocidade, mas que se estabilizam em períodos diferentes ( $t_{n+1}$  para choques positivos,  $t_{n+2}$  para choques negativos). Além disso, os choques negativos sofrem *gaps* de intensidade divergentes dos choques positivos, como pode ser visto pela área cinza que permanece após o instante  $t_{n+2}$ .

Figura 6. APT positiva

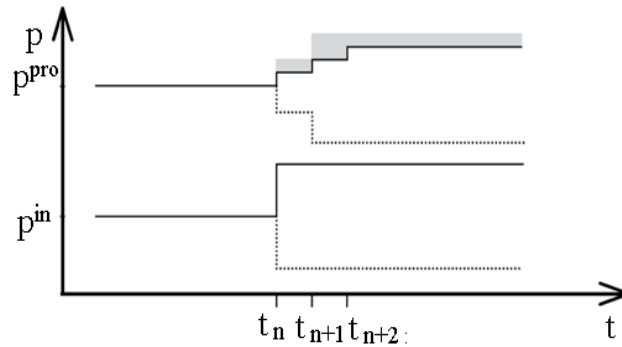


Fonte: Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004)

A assimetria negativa, também relaciona em que situação (positiva ou negativa) os choques são mais dinâmicos. Se reduções em  $p^{in}$  tem resposta direta e completa de  $p^{pro}$ , enquanto aumentos são repassados com *gaps*, o resultado é uma assimetria negativa. A situação demonstrando na Figura 7, assim como na Figura 6, mostra a existência de dois tipos de assimetria: a de velocidade, marcadas pelos diferentes instantes em que  $p^{pro}$  se estabiliza

após choques em  $p^{in}$  ( $t_{n+1}$  para choques negativos,  $t_{n+2}$  para choques positivos), e a de intensidade, vista na diferença entre as linhas contínuas e pontilhadas, destacadas pela área cinza.

Figura 7. APT negativa



Fonte: Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004)

## 2.2 Determinantes da APT

Sobre as hipóteses relacionadas aos determinantes de APT, Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) destacam que as implicações da análise vertical de APT não têm sido examinadas de maneira adequada na literatura. Em comparação com a grande variedade de ligações entre hipótese de poder de mercado e assimetria, poucas tentativas foram delimitadas no sentido de testar esses *links* empiricamente. Para Goodwin e Harper (2000), a transmissão de choques entre os vários níveis de mercado é uma importante característica descritiva da operação global do mercado, fato que também pode ser estendido à análise de mercados homogêneos regionalmente separados. Como mencionado anteriormente, o preço é um mecanismo primário em que inúmeros níveis de mercado estão unidos, e fornecem informações relevantes quanto à concorrência do setor, e por isso demandaria um maior empenho para o desenvolvimento teórico sobre o tema.

No intuito de construir um ferramental teórico sobre APT, na literatura econômica há diversas hipóteses sobre as causas da APT, como intervenção política, assimetria de informações, gerenciamento de estoque, custos de ajustamento e de poder de mercado, sendo que estas duas últimas razões dominam a recente literatura sobre o tema. Vale lembrar que apesar da relativa importância da APT para descrição de operações globais de mercado, a literatura na área ainda está em seus estágios iniciais com poucos textos desenvolvendo

estruturas formais para relacionar APT e as hipóteses sobre suas origens (RAY *et al.*, 2006). Entre os textos que apresentam explicações formais sobre a APT, estão o de Benabou e Gertner (1993) e Borenstein e Shepard (1996), que desenvolvem explicações sobre APT dentro de estruturas monopolistas, Madsen e Yang (1998), Ball e Mankiw (1994) e Ray *et al.* (2006), relacionando os custos de ajustamento e Levy *et al.* (2007), que descrevem o processamento de informação dos consumidores e a rigidez de preços. O trabalho de Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) relaciona algumas destas hipóteses dentro dos resultados obtidos em diversos outros trabalhos.

Apesar da literatura não apresentar formalmente uma explicação sobre as causas da APT, vale destacar os fatores que podem ser elencados como mais relevantes, em especial os aplicados na relação atacado/varejo.

Para o problema de APT relacionada a intervenções governamentais, o Brasil se apresenta como um país no qual tal hipótese está diretamente ligada às interações do mercado interno e externo. Como grande parte do mercado é controlada por uma empresa estatal, a Petrobrás, a presença de assimetrias entre mercado externo e interno pode ter relação direta com políticas públicas de controle de preços. Em casos de choques positivos de preço parece natural o governo agir de forma a evitar que grandes mudanças de preço afetem diretamente o consumidor. Por outro lado, dado o fato da empresa se configurar um monopólio, mesmo com forte controle público, nada impede que a empresa aja de forma a garantir interesses próprios e maximizar lucro, aumentando preços para um patamar não concorrencial, ou de forma a aproveitar de variações do preço do mercado internacional para garantir lucros sobre normais. No mercado a varejo, esta hipótese parece ter menor impacto, principalmente em relação à transmissão entre distribuidoras e postos, já que não há controle direto para estes níveis. Em alguns mercados, a assimetria de informação entre empresas concorrentes pode ter impacto relevante sobre a APT, mas poucos artigos têm feito investigações sobre como esta pode afetar a APT.

Os custos de ajustamento (*ou custos de menu*) têm destaque na literatura como outra causa relevante de APT. Estes custos podem ser originados tanto dos custos de adaptação em ajustamentos de preço<sup>10</sup> quanto de quantidade de insumos usados na produção. Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) destacam que muitos trabalhos mostram que custos de ajustamento têm impacto relevante em alguns mercados nas margens de lucros, o que indica que esta hipótese não deve ser ignorada em processos de APT. Os custos de ajustamento podem ser

---

<sup>10</sup> No caso de custos de ajustamento de preços podem ser chamados de *custos de menu*.

considerados originalmente como custos referentes a uma mudança nos preços nominais, como por exemplo, a reimpressão de listas ou catálogos de preços. O conceito geral de custos de ajustamento pode ser mais abrangente, quando ligado principalmente a grandes vendedores ou revendedores, e pode envolver desde aspectos informacionais e mercadológicos quanto produtivos, administrativos e estratégicos.

Sobre os aspectos relevantes dos custos de ajustamento para APT, Peltzman (2000) argumenta, por exemplo, que em um aumento no preço dos insumos, é mais fácil para uma empresa reduzir a produção do que pesquisar novos insumos para aumentar a produção, pois os custos envolvidos na pesquisa de novos insumos pode não garantir um resultado satisfatório. Tal situação conduz a uma APT positiva. Em caso de produtos perecíveis como alimentos, resultados significativos podem ser encontrados em relação à APT negativa. Ward (1982) destaca que se varejistas de produtos perecíveis acreditam que um aumento nos preços pode levar a redução de suas vendas, e, por conseguinte, perdas em seu estoque, eles podem hesitar em elevar os preços.

Ray *et al.*(2006) formalizam o conceito relacionado a custo de ajustamento para a relação atacado varejo. Para os autores, se os varejistas enfrentam custos de ajustamento dos preços, eles não ajustarão os preços para as pequenas mudanças nos preços no atacado, principalmente se estes custos afetarem as margens de lucro. Isso, segundo os autores, configuraria uma mudança na curva de demanda enfrentada pelos atacadistas. Em essência, ao ver uma região de demanda inelástica, onde pequenas variações de preços no atacado não se traduzem em mudanças proporcionais no preço de varejo, implicaria em uma relação assimétrica para os atacadistas, pois pequenos aumentos de preços no atacado seriam rentáveis por não haver mudanças na demanda. No entanto, reduções de preços no fabricante, serão menos rentáveis para os atacadistas, pois, da mesma forma que os aumentos, tais reduções não se traduziriam em preços no varejo mais baixos e, portanto, gerariam receitas extras por esses cortes de preços no atacado.

Os estoques também têm impacto relevante no processo de APT. No caso de mercado de combustíveis, esta hipótese tem relevância para explicar a APT principalmente quando relacionada ao comportamento do consumidor e à dinâmica dos estoques dos postos de gasolina e os custos de ajustamento. Uchôa (2008) explica, em relação à formação de estoques, que, se os consumidores esperam um aumento da gasolina, eles antecipam suas compras levando a um aumento da demanda em conjunto com uma redução dos estoques do produto a preços antigos, o que por sua vez, determinará um aumento precipitado dos preços. Se, no entanto, a expectativa dos consumidores é de redução de preço do combustível, eles

poderão postergar suas compras e esperar a redução dos preços. Tal situação conduziria a uma queda temporária da demanda e, por sua vez, a manutenção, pelos postos, do estoque da gasolina a preços antigos. Sob estas condições, os postos, por medo de perdas, postergariam as reduções dos preços até que seu estoque fosse refeito.

A suposição predominante em grande parte dos trabalhos sobre APT é a da existência de estruturas de mercados não competitivas. No entanto, Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) destacam que, apesar desta razão ser amplamente citada na literatura, à ocorrência de uma estrutura de mercado não competitiva como causa da APT nem sempre será verdadeira, visto que existem lacunas na Teoria Econômica sobre as origens da APT.

Apesar disso, em estudos sobre mercado de produtos agrícolas é comum a referência à existência de falhas de mercados como fatores relevantes na formação de assimetrias de preço, quase sempre associado à presença de APT positiva, sob a hipótese de que o poder de mercado garante que ajustes negativos sejam repassados lentamente ou em menor intensidade ao consumidor final. Entretanto, Bailey e Brorsen (1989) mostram que o efeito da existência do poder de mercado é ambíguo, pois este poderá levar tanto a assimetria positiva quanto a negativa. Os referidos autores, descrevendo as diferentes relações assimétricas, destacam que se uma empresa acredita que sua concorrente não irá corresponder a um aumento de preços, mas que todas as empresas corresponderam a um corte dos preços, o resultado será uma assimetria positiva. De forma contrária, assimetria negativa será resultante se existir um cenário em que todas as empresas irão corresponder a um aumento e ninguém corresponderá a uma redução de preços. Ward (1982) também sugere que o poder de mercado pode levar à assimetria negativa caso os oligopolistas estejam relutantes em arriscar a perder um *share* significativo do mercado, devido ao aumento dos preços.

Outro fator mostrado por Bedrossian e Moschos (1988), sugere que diferentes níveis de lucratividade entre empresas de um setor podem levar a APT. Para os autores, uma empresa relativamente lucrativa pode mais facilmente assumir o risco de postergar uma redução de preço após um declínio nos preços dos insumos do que uma empresa com menor rentabilidade, pois, as maiores margens de lucro permitem assumir um risco maior nas estratégias de precificação. Os autores destacam também que o poder de mercado não só é resultante da situação de concorrência entre as empresas em um nível específico da cadeia de comercialização, mas também pode resultar da integração vertical entre os diferentes níveis da cadeia, permitindo assim, maior capacidade de assumir riscos ao postergar ajustes de preços. Esta hipótese é relativamente importante para o setor de combustíveis do Brasil que conta com uma significativa integração entre varejistas e atacadistas.

Balke *et al.* (1998) e Brown e Yücel (2000) sugerem que reajustes assimétricos de preços podem surgir de empresas oligopolistas que se envolveram em uma conspiração tácita para manter lucros mais elevados. No exemplo de Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004), em decorrência de aumentos nos preços dos insumos, todas as firmas ajustam rapidamente para cima os preços na produção para sinalizar aos seus concorrentes que a colusão será mantida. No entanto, se os preços dos insumos caem, as empresas vão esperar para baixar os preços do produto para evitar a sinalização de um enfraquecimento do acordo tácito. Além disso, a possibilidade de retaliação das concorrentes a quebras de acordos leva as empresas a um baixo interesse na redução de preço em um primeiro momento de oscilação no mercado atacadista, enquanto os preços podem ser aumentados sem medo de punição em situação de ampliação da demanda.

Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) destacam ainda que, em um contexto de monopólio puro, parece ser razoável considerar a APT positiva. No entanto, no contexto mais comum, tanto assimetrias positivas como negativas são possíveis, dependendo da estrutura de mercado e conduta das firmas. Os autores destacam que muitos trabalhos não possuem uma base teórica satisfatória e que a APT positiva não se apresenta como um resultado imediatamente claro, mesmo na existência de poder de mercado. Aspectos como punição, por exemplo, quando uma empresa acredita que seu concorrente não está disposto a manter a um preço de colusão, podem levar os preços a flutuarem aleatoriamente entre os estados de alta e baixa, e não necessariamente conduzir especificamente a uma assimetria positiva ou negativa.

Poucos trabalhos, no entanto, têm feito um esforço no intuito de relacionar APT e falhas de mercado empiricamente, principalmente pelas dificuldades de incluir e testar diferentes aspectos relacionados ao poder de mercado e a análise de APT. No mercado a varejo de combustível este fenômeno é ainda mais complexo, já que se têm poucas informações referentes a postos que constituam falhas de mercado e possam ser incluídas nestes modelos, como, por exemplo, índices de concentração. Outro problema é que não necessariamente a APT será originária de falhas de mercado tornando ainda mais difícil isolar suas causas, dada a relação entre os dois temas (MEYER; VON CRAMON-TAUBADEL, 2004).

Para o caso do mercado de gasolina do Brasil, no entanto, a justificativa para se testar APT em função de conluíus (e/ou acordos de preços) pode ser atribuída aos resultados encontrados na literatura e pelo esforço das instituições de regulação econômica em monitorar o setor, como visto no Capítulo 1. Assim, apesar da existência da APT não se constituir diretamente como um efeito de conluíus, este é o cenário mais relevante para o caso Brasil

que, como visto anteriormente, tem um longo histórico sobre acordos de preços no mercado varejista. Somado a isto, já existem trabalhos no país que trata especificamente da assimetria no mercado de gasolina e aponta para existência de assimetria no mesmo.

Uchôa (2006) levanta a questão da assimetria no mercado de gasolina do Brasil em e encontra a presença de assimetria no mercado de gasolina. O autor destaca como justificativas econômicas para a existência da assimetria a questão de acordos tácitos, segundo ele, havendo um aumento nos preços das distribuidoras, os postos tenderão a aumentar seus preços rapidamente para sinalizar a seus concorrentes a adesão ao acordo tácito. No caso inverso, de redução dos preços nas distribuidoras, os postos reduzem seus preços de forma lenta para que seus concorrentes não interpretem que ela está diminuindo sua margem de lucro e abandonando o acordo. Por esta razão, o tipo de assimetria de preço pode ser um indicador do grau de competição no mercado. Uchôa (2006) ressalta também, que os custos de transação podem gerar um poder provisório de mercado aos postos, assinalando que a assimetria estaria relacionada à existência de um monopólio local do posto, limitado pela capacidade de procura do consumidor.

As hipóteses listadas anteriormente buscam elucidar as causas da APT vertical. Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) destacam que a maioria destas explicações pode ser estendida para análise espacial de APT. No entanto, existem motivações para APT exclusivamente espaciais como as relacionadas os custos de ajustamento que agora passam a incluir os custos de transporte de mercadorias mais relevantes na medida em que se aumentam as distâncias entre as regiões. A próxima seção faz um pequeno resumo das hipóteses que podem ser aplicadas em um contexto de análise espacial de APT com enfoque para o caso do atacado de gasolina no Brasil responsável pelo transporte do combustível a partir das refinarias, e por consequência, principal canal de transmissão espacial dos preços.

### 2.2.1 Determinantes da APT espacial

Como demonstrado anteriormente, a APT espacial ocorre quando a relação entre preço de impulso ( $p^{im}$ ) e preço de resposta ( $p^{res}$ )<sup>11</sup> refere-se aos preços para o mesmo produto em diferentes regiões geográficas, ao invés de preços em diferentes níveis da cadeia de comercialização. As justificativas listadas por Bailey & Brorsen (1989) para APT, em relação à transmissão espacial de preços, são semelhantes às discutidas na seção 2.2, ou seja,

<sup>11</sup>  $p^{im}$  e  $p^{res}$  na análise espacial são similares aos preços  $p^{in}$  e  $p^{pro}$  da análise vertical mostrada na seção 2.1.



diferenças dos custos de ajustamento, poder de mercado e assimetria de informação entre as regiões. Em outras palavras, as justificativas para a análise espacial também se pautam nestas mesmas hipóteses.

Dado que o preço é um importante indicador de como o mercado opera, a medida de como o preço é repassado reflete, em boa parte, o nível de eficiência deste mercado. A análise espacial tenta reiterar aspectos de eficiência entre mercados homogêneos situados em diferentes regiões. Assim, se em um mercado as reduções e os aumentos são repassados de forma diferente em relação aos seus vizinhos, a justificativa mais plausível para esta diferença vem das hipóteses de imperfeições de mercado citadas anteriormente.

Em relação à hipótese relacionada ao custo de transporte, especificamente para o caso do mercado de gasolina do Brasil, a infraestrutura do comércio deste produto, que é bastante diversificada<sup>12</sup>, poderia afetar a forma como os preços são repassados em diferentes regiões. Assim, dependendo da forma com que as refinarias transportam o combustível, as variações nos custos poderiam implicar em assimetrias de preço entre diferentes regiões, já que os custos de transporte podem pressionar as margens de lucro.

Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) destacam, no entanto, que, se os custos de transporte são assimétricos, os resultados obtidos seriam de uma APT espúria, pois as variações no custo de transporte sempre conduziriam a APT, sem necessariamente que ela ocorra no produto. O esperado, no entanto, é que os preços do transporte sejam constantes para variações no preço do produto transportado, ou que suas variações não afetam diferentes formas de ajustamento. Dito de outra forma, se os preços do produto aumentam ou baixam em um dado local, isto não afeta os custos de transporte, dado que importam no seu cômputo apenas o volume da carga, a distância percorrida e o preço do combustível, e não as variações do preço do produto transportado. No caso do transporte de combustíveis, no entanto, fica claro que as variações dos preços podem levar a assimetrias nos custos de transporte e, por conseguinte no produto ao longo do espaço. Mas, de forma geral, independentemente do tempo em que uma variação do preço em um dado mercado demore a ser transmitida aos mercados vizinhos, as variações dos preços seriam igualmente repassadas entre choques positivos e negativos para grande parte dos produtos.

Assim, como no caso da APT vertical, a hipótese mais relevante para APT espacial está relacionada ao poder de mercado, em especial na capacidade de uma ou mais empresas exercerem poder de mercado em certos locais. Se uma empresa é responsável por grande parte

---

<sup>12</sup> Os meios de transporte incluem ferrovias, hidrovias, rodovias e polidutos ( ver Figura 2 na seção 1.1).

do comércio em uma determinada região, ela pode gerar ganhos de escala no transporte, minar o interesse de novas entrantes estabelecendo o preço em que seja desvantajosa a entrada de novas concorrentes e, ao mesmo tempo, obter proveito de ajustes de preços na produção, como postergar reduções, para obter maiores lucros. Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) mostram que se uma empresa goza de poder em determinados mercados locais, ele pode usá-lo para garantir que as mudanças de preços em resposta às variações de preços sejam postergadas ou adiantadas para obter maiores margens de lucro. Os autores destacam, no entanto, a necessidade de um rigor na especificação de modelos para testes de poder de mercado usando a análise de APT, pois erros de especificação ou de corte transversal, como a agregação de preços, poderiam não garantir a identificação de poder de mercado por esta análise. Além disso, assim como no caso da APT vertical, para a APT espacial o poder de mercado pode levar tanto a APT negativa como positiva. Mesmo reconhecendo as limitações desta análise, principalmente por modelos relacionados à APT ainda estarem em estado de evolução e demandarem um maior desenvolvimento teórico, é possível fazer ligações relevantes entre a APT encontrada e as possíveis imperfeições de mercado.

Abdulai (2000) cita outro aspecto relevante para formação de assimetria espacial: a questão de rede de informações dos mercados<sup>13</sup>. O autor argumenta que os preços em um mercado central, em virtude de seu tamanho e o fato de que ele está no centro de uma rede de informação, i.e., transaciona simultaneamente com vários mercados, o torna menos sensível às alterações de preços em diferentes mercados periféricos do que o contrário. De forma simplificada, um mercado central tende a ser formador de preços, i.e., as variações de preços deste mercado são diretamente refletidas nos mercados vizinhos, enquanto o contrário nem sempre ocorrerá.

Em outro artigo, Abdulai (2007) destaca o importante papel da análise da transmissão espacial de preços na análise de integração entre mercados espacialmente separados. O autor mostra que mercados espacialmente isolados podem transmitir os preços de forma assimétrica o que, por sua vez, levaria a distorções nas decisões de mercado, tanto produtor quanto consumidor. Tal situação, segundo o autor, poderia contribuir para movimentos ineficientes dos agentes. Neste sentido o autor destaca que o papel de políticas públicas, tais como reformas de mercado, dependem amplamente do processo de transmissão de preços entre diferentes níveis de mercado e, especialmente, de mercados geograficamente separados. Abdulai (2007) destaca ainda ser imprescindível à atuação do governo para

---

<sup>13</sup> Este critério é tomado posteriormente neste trabalho para a formação de regiões geográficas na seção 3.4.1

integrar mercados e reduzir distorções regionais, bem como o uso de modelos de identificação de APT como ferramentas relevantes para a construção de políticas públicas.

Em resumo, estudos sobre APT geralmente envolvem análises empíricas para examinar como as mudanças de preços em um mercado são transmitidas para outros mercados separados pela distância, refletindo o grau de integração do mercado, ou como mudanças de preços em um nível de uma cadeia produtiva são transmitido aos demais níveis, indicando a medida que os mercados funcionam de forma eficiente. Os fatores determinantes da APT quase sempre geram um resultado ambíguo quanto ao tipo de assimetria gerado, sendo que, na literatura, é possível encontrar exemplos diferentes para um mesmo tipo de assimetria, seja poder de mercado ou custos de ajuste. A ligação empírico-teórica dependerá quase sempre da estrutura e das hipóteses de ineficiência previamente relacionadas aos mercados. No caso do Brasil, a hipótese predominante é a da existência de conluios, que apesar de ser tomada como fator relevante na formação de assimetrias neste trabalho, não é testada diretamente. Neste estudo, apesar da destacada importância de se analisar os *links* entre teoria e empirismo, o esforço foi no sentido de traçar um perfil detalhado da assimetria no Brasil para o atacado e para o varejo.

Assim, a próxima seção descreve alguns resultados empíricos encontrados na literatura destacando inclusive alguns cruzamentos entre teoria e resultados obtidos pelos autores.

### **2.3 Literatura empírica sobre APT**

Como dito anteriormente, a discussão sobre APT tem um amplo histórico na literatura, tanto em termos teóricos e metodológicos, quanto em evidências empíricas. Muitos trabalhos se basearam em variações do modelo introduzido por Wolfram (1971) e depois modificado por Houck (1979) e Ward (1982) para fazer as primeiras análises empíricas de APT. As várias especificações originadas do modelo de Wolfram (1971) envolvem, em sua maioria, regressões de dados de preços diferenciados com as adequações para a identificação das assimetrias realizadas através de diferenças defasadas positivas e negativas. Mesmo sendo difícil uma generalização dos resultados, a maioria das pesquisas tem revelado a presença de assimetrias no ajuste de preço nos vários tipos de mercado analisados, sendo que os mercados de produtos agrícolas e de combustíveis, baseados em *commodities*, têm tomado grande parte da literatura econômica sobre o tema.

Sobre as metodologias de análise de APT utilizados ao longo dos anos, a literatura já conta com um número significativo de modelos econométricos. Frey e Manera (2007) relacionam algumas importantes classes de modelos aplicados na análise de APT, sendo eles: os Modelos Autorregressivos de Defasagem Distribuída (*Autoregressive Distributed Lag - ARDL*); os Modelos de Ajustamento Parcial (*Partial Adjustment Model - PAM*); os Modelos de Correção o Erro (*Error Correction Model - ECM*); os Modelos de Mudança de Regime (*Regime Switching Model - RSM*) e as extensões multivariadas destes modelos (VAR, VECM e VRSM, que incluem os modelos Threshold VAR e o Threshold VEC)<sup>14</sup>. Tanto os métodos de análise quanto o grande número de produtos analisados mostram uma grande evolução na análise empírica de APT.

Em relação à aplicação dos modelos de para análise empírica, além dos diferentes tipos de assimetrias descritos anteriormente, é importante distinguir outro aspecto relevante quanto ao processo de identificação da APT: as análises de curto e longo prazo. Enquanto a análise de curto prazo relaciona principalmente o tempo de permanência dos choques com defasagens das variáveis do modelo, como nos modelos de defasagem distribuída, a análise de longo prazo enfoca a velocidade de ajustes para o nível de equilíbrio. Tal descrição é importante para relacionar os diferentes tipos de assimetria encontrados em aplicações empíricas de diferentes modelos (FREY; MANERA, 2007).

No setor de gasolina, diversos estudos têm buscado principalmente analisar as assimetrias entre o preço de *commodities* e o mercado varejista. Os resultados, apesar de conflitantes em alguns casos para diferentes metodologias, têm revelado com frequência a presença de assimetrias entre as variações do preço no varejo e variações no preço dos insumos, o que pode revelar uma tendência sobre os resultados deste setor.

Entre os trabalhos que analisam o mercado de gasolina, encontra-se Bacon (1991), usando dados quinzenais do Reino Unido, referentes ao período de 1982 a 1989, buscou observar o comportamento do mercado sob a transmissão de preços *spot* do petróleo bruto até o mercado varejista, utilizando um modelo de ajuste parcial (PAM). O autor concluiu que houve evidências a respeito da assimetria na transmissão de preços, mostrando que as reduções no preço do petróleo bruto (*spot*) são totalmente transmitidas oito semanas ao mercado varejista, enquanto é necessária apenas uma semana para a transmissão integral de um aumento dos preços *spot*.

---

<sup>14</sup> Para mais detalhes ver: Kirchgassner e Kubler (1992), Chavas e Mehta (2002), Gomez e Koerner (2002), Capps (1993), Willett *et al.* (1997), Shepherd (2004).

Karrenbrock (1991) utilizou, para os Estados Unidos da America (EUA), um modelo de defasagem simples para analisar o comportamento dos preços de gasolina no varejo entre janeiro de 1983 a dezembro de 1990. A pesquisa é centrada na verificação de assimetrias de preço entre atacado e varejo. O autor mostrou que, desde a desregulamentação do mercado no início dos anos 80, o preço do petróleo oscilou livremente por conta dos choques e dos movimentos sazonais na demanda por gasolina. O autor concluiu que os aumentos no preço do combustível são transmitidos mais rapidamente ao consumidor do que as reduções do mercado atacadista.

Também para os EUA, Castanias e Johnson (1993) examinaram as flutuações do preço da gasolina conhecidas como guerra da gasolina no período de janeiro de 1968 a dezembro de 1975 em Los Angeles. As flutuações observadas foram regulares, e aparentemente, bastante previsíveis. Os dados parecem consistentes com o modelo de Maskin e Tirole (1988) em que as empresas concorrentes produzem ciclos de Edgeworth<sup>15</sup> e eventualmente se deterioram. No contexto do mercado a varejo de gasolina, os mercados não colusivos podem exibir equilíbrio dinâmico caracterizado por flutuações de preço previsíveis. O modelo de Maskin e Tirole parece ser capaz de explicar o fenômeno conhecido como “guerra da gasolina” adequadamente. Sob uma abordagem diferente, Duffy-Denno (1996) analisou o mercado de gasolina para a cidade de Salt Lake, no estado norte-americano de Utah, para o período de 1989 a 1993, sob a hipótese de ajustes assimétricos no atacado e varejo. Com respeito às magnitudes das mudanças no preço de atacado, foram encontradas evidências de assimetrias de preço durante os períodos de mudanças nos preços médios de atacado. Contudo, durante os choques de mercado, a evidência aponta na direção da simetria de preços do varejo.

Também em relação ao mercado de gasolina, Balabanoff (1993), analisando 6 países<sup>16</sup> para o período entre 1985 e 1992 e Shin (1994), para o período entre 1986 e 1992 EUA, ambos utilizados uma especificação ARDL com dados mensais, o segundo usando

---

<sup>15</sup> Ciclo de preços Edgeworth é a relação assimétrica dos preços em que o mercado tem as seguintes características: duopólio em que os concorrentes têm plena capacidade de assumir o mercado um do outro, custo marginal constante, bem homogêneo e demanda muito sensível a preços. Um dos concorrentes (geralmente o com menor dimensão de mercado) reduz o preço, a fim de ampliar sua atuação no mercado, e inicia uma rodada de redução de preços (já que o concorrente também reduz o preço para manter seu mercado) quando um dos concorrentes fixar seu preço ao seu patamar normal imediatamente todos os concorrentes o seguirão. A assimetria do ciclo é derivada da rápida restauração do preço enquanto a redução inicial é lenta. A teoria tem uma larga aplicação na teoria das APT no mercado de gasolina. Trabalhos recentes, no entanto, têm feito duras críticas quanto à aplicação do modelo em APT em mercado de combustíveis principalmente pelas características necessárias ao Ciclo de Edgeworth não se encaixarem no mercado de combustíveis no varejo (altamente fragmentado, demanda pouco sensível a preço, grau de diferenciação do produto significativo, incapacidade de um agente assumir todo mercado) (NOEL, 2007).

<sup>16</sup> Finlândia, Itália, Japão, Reino Unido, Alemanha e EUA.

também um modelo PAM, obtiveram resultados divergentes. Enquanto Balabanoff (1993) encontrou assimetria para grande parte dos mercados analisados, Shin (1994) não identificou APT em nenhum dos modelos. No entanto, utilizando diferentes especificações ECM com dados mensais também no mercado de gasolina, Manning (1991) para o período entre 1973 e 1988 no Reino Unido, Borenstein e Shepard (1996) para o período entre 1982 e 1991 nos EUA, encontraram resultados semelhantes aos de Balabanoff (1993) para os respectivos países, identificando a presença APT nos mesmos. Também utilizando os modelos ECM, para dados mensais do mercado de gasolina, Eltony (1998), para o período de 1980 a 1996 no Reino Unido e nos EUA, e Reilly e Witt (1998), para o período de 1982 a 1995 no Reino Unido, chegaram a resultados similares ao de Balabanoff (1993): ambos trabalhos concluíram haver assimetria para choques contemporâneos.

Asplund *et al.* (1997) forneceram uma análise detalhada das respostas dos preços da gasolina sueca às mudanças no preço do mercado mundial. Foram utilizados dados diários de preço de uma das principais cadeias de varejo, juntamente com os custos de produção para o período de janeiro de 1980 a dezembro de 1996. As previsões foram feitas com base num modelo de seleção de amostra por um *probit ordenado*. Os resultados mostraram que os ajustes de preço são mais prováveis de ocorrer quando o preço do insumo ou a taxa de câmbio mudam significativamente conforme ajuste anterior. Os resultados dos autores indicam que os preços não são rapidamente ajustados para o preço de equilíbrio de longo prazo. Para explorar mais destes resultados, os autores utilizaram um ECM que mostrou que os preços no curto prazo gradualmente se movem em direção ao equilíbrio de longo prazo em resposta ao choque de custo.

Borenstein *et al.* (1997) em um estudo muito detalhado a respeito de assimetria de preços no mercado de gasolina, tiveram como objetivo analisar a transmissão de preços em diferentes pontos de distribuição. Em uma série de modelos ECM, foi testada a existência de assimetria de preço nos estágios de produção e distribuição da gasolina no mercado norte-americano para o período entre 1986 e 1992. Os autores concluíram que os preços da gasolina no varejo respondem mais rapidamente a aumentos do que reduções nos insumos. Entre as possíveis fontes de assimetria, listada pelos autores, estão às defasagens de ajuste entre produção e estoque e a presença de poder de mercado. Segundo os autores, o preço no curto prazo a gasolina comum mostra assimetria na resposta às mudanças de preços do petróleo bruto, o que pode ser reflexo de ajustamento de estoques. Assimétricas também aparecem nos preços de varejo em resposta aos preços de atacado, possivelmente indicando um poder de mercado de curto prazo.

Em relação às diversas hipóteses assumidas na literatura empírica para a determinação de APT, Borenstein *et al.* (1997) assumem que a manutenção de preços rígidos para baixo no comércio varejista em um ambiente oligopolista poderá levar a assimetria positiva, enquanto aumentos de custo levam a um aumento imediato nos preços da produção. Segundo Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004), dado que as margens de varejo são reduzidas, uma redução do custo não levará a uma redução imediata do preço da produção, pois as empresas tenderão a manter os preços acima do nível concorrencial enquanto as vendas permanecerem acima do limite observado.

A literatura recente sobre o tema tem se tornado cada vez mais diversificada, tanto em produtos quanto em métodos utilizados. Além disso, o número de trabalhos publicados sobre o tema tem obtido incrementos significativos, parte disso devido aos avanços econométricos, acompanhando principalmente a evolução dos modelos de Séries de Tempo que tiveram grandes contribuições nos últimos 30 anos, proporcionadas pela evolução da computação, e também a uma maior disponibilidade de informações.

Entre os trabalhos que analisaram a APT no setor de gasolina recentemente merecem menção os trabalhos de Wlazlowski (2001) no RU, Bettendorf *et al.* (2003) na Holanda, Deltas (2008) e Honarvar (2009) nos EUA, utilizando diferentes especificações do ECM<sup>17</sup>; Chen *et al.* (2005) nos EUA e Bermingham e O'Brien (2010) no RU e Irlanda, utilizando variações do *Threshold* ECM, também para o mercado de diesel. Os trabalhos de Wlazlowski (2001) e Bermingham e O'Brien (2010) mostraram resultados conflitantes para o RU, enquanto o primeiro mostrou a existência de APT, Bermingham e O'Brien (2010) não encontraram evidências quanto ao mesmo, para nenhum dos mercados analisados. Na Holanda, Bettendorf *et al.* (2003) encontraram pouca significância nos resultados para a presença de assimetrias e concluíram por uma baixa relevância da mesma no mercado holandês. Nos EUA, Chen *et al.* (2005), Deltas (2008) e Honarvar (2009) encontraram resultados significativos quanto à presença de assimetrias tanto no setor varejista quanto atacadista. No Quadro 1 há um resumo dos trabalhos empíricos com a especificação dos modelos, período utilizado e com os principais resultados encontrados pelos autores.

---

<sup>17</sup> Para mais trabalhos analisando APT no mercado de gasolina utilizando a abordagem ECM ver: Berardi *et al.* (2000), Salas (2002), Eckert (2002), Bachmeier e Griffin (2003), Bettendorf *et al.* (2003), Galeotti *et al.* (2003), Contin *et al.* (2011), Grasso e Manera (2005), Kaufmann e Laskowski (2005), Radchenko (2005a, 2005b).

Quadro 1. Quadro geral de referências

Continua.

<b>Autores</b>	<b>Região</b>	<b>Período</b>	<b>Dados</b>	<b>Produto</b>	<b>Modelos estimados</b>	<b>Conclusões</b>
Bacon (1990)	RU	1982-1989	Quinzenais	Gasolina	PAM	As reduções no preço do petróleo são totalmente transmitidas no prazo de oito semanas, enquanto uma semana é necessária para a transmissão integralmente de um aumento dos preços do petróleo bruto.
Karrenbrock (1991)	EUA	1983-1990	Mensais	Gasolina	Modelo de defasagens distribuídas	O autor encontrou que os aumentos no preço do combustível são passados mais rapidamente ao consumidor do que as reduções do mercado atacadista.
Duffy-Denno (1996)	Salt Lake City	1989-1993	Semanais	Gasolina	ECM	Com respeito às magnitudes das mudanças no preço de atacado, foram encontradas evidências de assimetrias de preço durante os períodos de mudanças nos preços médios de atacado. Contudo, durante os choques de mercado, a evidência aponta na direção da simetria de preços do varejo.
Asplund <i>et al.</i> (1997)	Suécia	1980-1996	Diários	Gasolina	ECM	Os resultados mostram que os ajustes de preço são mais prováveis a ocorrer quando o preço do insumo ou a taxa de câmbio mudam significativamente conforme ajuste anterior.
Borenstein <i>et al.</i> (1997)	EUA	1986-1992	Semanais	Gasolina	ECM	Os preços da gasolina mostram assimetrias na resposta às mudanças de preços do petróleo bruto, o que reflete em efeitos de ajustamento de estoques. Assimetrias também aparecem nos preços de varejo em resposta aos preços de atacado, possivelmente indicando um poder de mercado de curto prazo.



Quadro 1. Quadro geral de referências

Continuação

<b>Autores</b>	<b>Região</b>	<b>Período</b>	<b>Dados</b>	<b>Produtos</b>	<b>Modelos estimados</b>	<b>Conclusões</b>
Wlazlowski (2001)	RU	1982-2001	Semanais	Gasolina	ECM	Os resultados confirmam que a resposta de curto prazo é maior para aumento nos preços upstream e que o equilíbrio de longo prazo é alcançado mais rapidamente depois dos aumentos nos preços da montante. Análises detalhadas confirmaram a relação de proximidade entre assimetria e tamanho e mudança na margem de mercado.
Bettendorf <i>et al.</i> (2003)	Holanda	1996-2001	Semanais	Gasolina	ECM	Os efeitos assimétricos no preço do combustível na Holanda foram considerados desprezíveis
Chen <i>et al.</i> (2005)	EUA	1991-2003	Semanais	Gasolina	Modelo de Correção de Erros TAR	A transmissão assimétrica encontrada não ocorre apenas através do mercado spot de petróleo bruto e gasolina de refinaria, mas também através dos mercados futuros. Outra evidência também mostra que a assimetria observada na transmissão de preços ocorre principalmente à jusante e não a montante, do processo de transmissão.
Deltas (2008)	Nevada	1988-2002	Mensais	Gasolina	ECM	Verificou que os preços da gasolina no varejo respondem mais rapidamente ao aumento de preços do atacado do que uma diminuição.
Uchôa (2008)	Brasil	2001-2006	Mensais	Gasolina	Modelo de Correção de Erros TAR	A conclusão foi de verificação das transmissões assimétricas dos preços no modelo não linear tanto para o Brasil, quanto para a Bahia.
Honarvar (2009)	EUA	1981-1997	Mensais	Gasolina	ECM	Resultado favorável à presença de assimetria
Silva <i>et al.</i> (2010)	Brasil	2001-2010	Mensais	Gasolina, Gás liquefeito e Diesel.	ARFIMA e TAR	Os preços dos combustíveis tanto no mercado internacional quanto brasileiro apresentam relações similares no que tange ao processo assimétrico.
Birmingham e O'Brien (2010)	RU e Irlanda	1997-2009	Mensais	Gasolina e Diesel	TAR	Conclui que para ambos os mercados não há nenhuma evidência para suportar a hipótese de que os preços a varejo sobem mais depressa do que caem em resposta as alterações nos preços do petróleo.

Fonte: Elaboração própria

Também recentemente, analisando o mercado de gasolina dos EUA, os trabalhos de Radchenko e Tsurumi (2006) e Radchenko (2005b) com especificações do modelo VAR<sup>18</sup> para a identificação de assimetrias, chegaram a diferentes resultados. Enquanto Radchenko e Tsurumi (2006), utilizando dados mensais para o período de 1976 a 1997, não obtiveram resultados positivos para assimetria, Radchenko (2005b), utilizando dados semanais para o período entre 1991 e 2003, mostrou haver uma persistência assimétrica dos preços na tendência da série. Radchenko (2005b) concluiu que os resultados podem ser relacionados com a teoria de coordenação oligopolista como uma provável explicação da APT observada.

No Brasil, Uchôa (2008), que analisou o mercado de gasolina utilizando um modelo de ECM TAR, e Silva *et al.* (2010), que estudaram os mercados de gasolina, álcool e gás natural utilizando os modelos TAR e ARIMA, encontraram indícios significativos para a presença de APT nos mercados de combustíveis (Conforme o Quadro 1). Uchôa (2008) mostrou que, uma vez que se elevam os preços do combustível no mercado internacional, os preços são rapidamente repassados ao consumidor final, no intuito de manter as margens de lucro, mas no caso de uma redução do preço, o repasse para o consumidor final é lento e só ocorre mediante pesquisa insistente do usuário por gasolina de menor preço. Silva *et al.* (2010) mostraram que os preços dos combustíveis, tanto no mercado internacional quanto brasileiro, apresentam relações similares no que tange ao processo assimétrico de transmissão de preços, e tal vínculo é obtido mediante as informações assimétricas entre os agentes e o poder de mercado. No entanto, há divergências para a elasticidade de transmissão e persistência do impacto assimétrico.

Além dos trabalhos sobre a APT no mercado de gasolina, muitos trabalhos sobre APT se voltaram para analisar os mercados agrícolas e alimentares, entre os trabalhos podem ser citados: Ward (1982), Kinnucan e Forker (1987), Punnyawadee *et al.* (1991), Griffith e Piggott (1994), Mohanty *et al.* (1995), Powers (1995) e Parrott (2001) usando especificações ARDL; Von Cramon-Taubadel (1998), Goodwin e Harper (2000), Hassan e Simioni (2002), Conforti *et al.* (2003), e Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) usando diferentes modelos ECM; Goodwin e Holt (1999) e Goodwin e Piggott (2001) usando modelos RSM; Capps (1993), Willett *et al.* (1997), Miller e Hayenga (2001) e Goodwin e Serra (2003) usando modelos multivariados<sup>18</sup>. A maioria dos trabalhos encontrou resultados positivos para assimetria, sendo que os diversos autores citam hipóteses diferentes para sua origem, específicas a cada um dos mercados analisados. Mas parte considerável converge para a

---

<sup>18</sup> Para mais trabalhos sobre APT utilizando especificações VAR ver: Capps (1993), Willett *et al.* (1997) e Shepherd (2004).

hipótese de custos de ajustamento e poder de mercado. No caso Brasil, igualmente aos resultados encontrados internacionalmente, a maioria dos trabalhos têm apontado para existência de assimetria<sup>19</sup>, as hipótese para a existência de assimetria tem apontando para os mesmos aspectos, custos de ajustamento e poder de mercado.

Os trabalhos citados acima consideram principalmente a análise vertical. Para o caso da análise espacial, até onde se tem conhecimento, não houve trabalhos dentro de mercados de combustíveis. Contudo, diversos estudos têm envidado esforços para analisar a questão de integração de mercados, em especial em mercados de bens alimentícios, principalmente devido à importância relativa destes mercados para o bem estar social e a segurança alimentar. No Brasil, na literatura consultada, apenas os trabalhos de Mattos *et al.*(2010a, 2010b) buscaram analisar a questão da dinâmica de preços em um contexto espacial para o mercado de carne de frango.

Os resultados dos trabalhos para APT espacial no mercado agrícola tem mostrado com frequência a existência de assimetrias<sup>20</sup> com diferenças significativas na velocidade dos ajustes entre choques positivos e negativos em regiões vizinhas, indicando imperfeições na transmissão de preços entre as regiões selecionadas no estudo. Para o caso da análise de integração de mercados testes de cointegração apesar de mostrarem aspectos relevantes devem ser tomados apenas como indicações iniciais, sendo necessários testes adicionais para averiguação da integração, como sugere Mattos *et al.*(2010b).

Em resumo, uma parte considerável dos trabalhos tem sido unânime na obtenção de resultados positivos para assimetria (como pode ser visto no Quadro 1). A presença de assimetrias tem sido tão significativa em diversos mercados que, a partir dos anos 90, como destaca Enders e Siklos (2001), os trabalhos mudaram o foco: ao invés de simplesmente testar a hipótese de assimetria, novos trabalhos sobre APT buscam a identificação dos tipos de assimetria ocorridos nos mercados estudados. Os métodos utilizados na identificação de APT também têm sido bastante diversificados, principalmente com a evolução dos modelos de Séries de Tempo, provocando um grande avanço e diversificação nas análises de APT na última década.

Outro aspecto a ressaltar é que, apesar da literatura internacional apresentar um grande avanço quanto a métodos e mercados estudados, no Brasil a literatura sobre o tema é bastante escassa. Mesmo no mercado agrícola, foco de grande parte dos trabalhos

---

<sup>19</sup> Para trabalhos sobre mercados agrícolas e alimentares no Brasil ver: Peltzman (2000), Aguiar e Santana (2002), Mattos, *et al.* (2010), Aguiar e Figueiredo (2010), Silva Neto e Parré (2011), Alves *et al.* (2011).

<sup>20</sup> Para mais detalhes ver: Falsafian e Moghaddasi (2008), Rapsomanikis e Karfakis (2007), Rapsomanikis *et al.* (2006), Falsafian *et al.* (2010).

internacionais, no Brasil ainda que apresente um maior número de artigos em relação ao mercado de combustíveis poucos trabalhos podem ser citados, o que mostra que a literatura sobre APT ainda demanda de estudos que permitam um maior esclarecimento do fenômeno no país. Em especial, a literatura sobre APT no mercado de combustíveis no Brasil é ainda mais escassa, com apenas dois trabalhos referenciados, pelo que se tem conhecimento. A pouca literatura sobre o tema mostra a necessidade de um aprofundamento ainda maior, principalmente quanto à análise regional de processos assimétricos. Isto porque, como já descrito anteriormente, os dois trabalhos citados para o Brasil analisam o mercado agregado relacionando mercados interno e externo, o que pode prejudicar a análise de aspectos relevantes dos mercados de gasolina no país. Em vista destas considerações, no próximo capítulo é descrito o método e o banco de dados de análise deste trabalho, que busca incorporar uma análise desagregada e regionalizada.

### 3 METODOLOGIA

Sobre os métodos de análise de APT, modelos não lineares em séries econômicas temporais têm sido considerados como importantes elementos da moderna literatura econômica aplicada. Enders e Granger (1998) destacam que certas variáveis econômicas não têm um ajuste simétrico ao longo dos anos. Séries temporais econômicas, no entanto, são frequentemente consideradas não estacionárias. Isto levanta uma questão relativa a ajustamentos assimétricos e estacionariedade: a capacidade de distinguir séries temporais não lineares a partir de séries não estacionárias.

Os ECM constituem alternativas metodológicas com ganhos significativos em séries não estacionárias. Entre os modelos ECM não lineares, os modelos “*threshold*”<sup>21</sup> (TAR) e “*momentum threshold*” (MTAR) são amplamente citados na economia. Hansen (2011) construiu um grande referencial destes modelos e descreve sua influência na Teoria Econômica recente. O autor destaca o avanço no número de publicações que utilizam o modelo TAR e seu avanço nos principais publicações sobre séries temporais para economia aplicada.

Entre as vantagens do Modelo de Correção de Erros TAR, estão à abrangência quanto a aspectos de estacionariedade e não linearidade em duas importantes classes de testes estatísticos: os testes de hipótese de raiz unitária (não estacionariedade linear) contra os testes de estacionariedade TAR e MTAR (estacionariedade não linear) (HANSEN, 2011). As considerações sobre estacionariedade e não linearidade nos modelos de APT levaram a implementação de um teste de cointegração (TAR e MTAR) que já incorpora aspectos não lineares com estatísticas bem definidas para os testes de hipóteses, para aumentar o poder dos testes. Os modelos, no entanto, ainda são pouco explorados, inclusive na literatura internacional, mesmo com a possibilidade de usá-los em análise de APT espacial.

Enders e Granger (1998) e Enders (2010) consideraram importantes implicações dos testes TAR e MTAR em modelos de séries temporais em relação aos testes de Raiz-unitária, e Enders e Siklos (2001), base para descrição dos testes deste capítulo, reformularam os testes TAR e MTAR para modelos de ajustes assimétricos cointegrados. Isto posto, a seção 3.1 destaca os principais aspectos sobre os modelos ECM lineares e a seção 3.2 descreve o modelo teórico TAR e MTAR utilizados para análise de APT neste trabalho. A seção 3.3

---

<sup>21</sup> O termo *threshold*, em uma tradução direta “limiar”, é descrito, na estatística principalmente, como o limiar de truncamento de uma função descontínua como a Função de Heaviside utilizada por Enders e Granger (1998) para descrever o processo *threshold* (I e M) nos modelos TAR e MTAR.

ressalta os aspectos dos modelos TAR e MTAR para aplicação empírica e a seção 3.4 faz um breve resumo sobre a natureza dos dados utilizados.

### 3.1 Cointegração em Modelos Lineares

O processo de cointegração em um Modelo de Correção de Erros consiste em uma dinâmica comum entre duas séries não estacionárias, sendo o significado econômico desta dinâmica dado pelos componentes de curto e longo prazo. No entanto, em modelos de cointegração de séries lineares, assume-se que o ajustamento das variáveis é simétrico, o que nem sempre é verdade em séries econômicas.

O modelo ECM pode ser descrito da seguinte maneira: seja um modelo vetorial de cointegração linear, como:

$$\Delta y_t = \Theta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que  $y_t$  é um vetor ( $n \times 1$ );  $\varepsilon_t$  é um ruído branco;  $\Theta$  é igual a  $AB'$  em que  $A$  é uma matriz ( $n \times r$ ) de coeficientes de ajustamento e  $B$  é uma matriz de cointegração ( $n \times r$ ).

A equação (1) pode ser modificada de várias formas e até mesmo ter incluída na sua especificação regressores determinísticos, como uma quebra estrutural. No entanto, em testes de cointegração assume-se o ajustamento simétrico em torno de  $\Delta y_t$  igual à zero. A equação terá um equilíbrio de longo prazo se para qualquer  $y_{t-1} \neq 0$ ,  $\Theta y_{t-1} = 0$ . A matriz  $\Theta$  consiste em uma combinação linear do vetor  $y_{t-1}$  que garante uma tendência estocástica comum entre as variáveis. Enders e Siklos (2001) destacam que, assim como os testes de cointegração, os Modelos de Correção de Erros introduzidos por Engle e Granger (1987) também pressupõem ajustamento simétrico.

O teste de cointegração ECM<sup>22</sup> é implementado em dois passos: o primeiro passo consiste na obtenção dos resíduos da equação (2) estimada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) que descreve uma relação de longo prazo.

$$x_{i,t} = \beta_{i,0} + \sum_{j=1}^n \beta_{i,j} x_{j,t} + \mu_{i,t}, \text{ para } j \neq i \quad (2)$$

<sup>22</sup> Teste proposto por Engle e Granger (1987).

onde:  $x_{j,t}$  são individualmente  $I(1)$  componentes de  $x_{i,t}$ ,  $\beta_{i,j}$  são os parâmetros estimados e  $\mu_{i,t}$ , o termo de erro  $i$  e  $j$  representam as diferentes variáveis utilizadas no modelo.

O segundo passo, também utilizando MQO, consiste em obter estimativas de  $\phi_i$  pela seguinte equação utilizando os erros da equação (3) do primeiro passo:

$$\Delta\mu_{i,t} = \phi_i\mu_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

em que  $\varepsilon_{i,t}$  é um ruído branco.

O teste de cointegração ECM tem como hipótese nula a não cointegração ( $\phi_i = 0$ ) e como hipótese alternativa de que há cointegração ( $-2 < \phi_i < 0$ ). Rejeitar a hipótese nula significa que os resíduos em (2) são estacionários. A representação do teorema de Granger garante que se  $\phi_i \neq 0$ , (2) e (3) implicam em conjunto a existência de um Modelo de Correção de Erros que pode ser representando da seguinte forma:

$$\Delta x_{i,t} = \pi_{i,0} + \rho_i\mu_{i,t-1} + \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^{T-1} \pi_{i,k} \Delta x_{i,t-k} + u_{i,t} \quad (4)$$

em que,  $\mu_{i,t-1}$  é o termo de correção de erros defasado em um período,  $u_{i,t}$  é um ruído branco e  $k$  o número de defasagens.

A proposta dos modelos APT, para o caso dos modelos ECM, deriva da suposição de ajustamento simétrico no vetor de cointegração destes modelos, i.e., se  $\mu_{i,t-1}$  tem para choques positivos e negativos iguais ajustes para o equilíbrio. Se este ajustamento for assimétrico, o modelo representado pela equação (4) não constitui o verdadeiro modelo ECM, pois demandaria elementos que incorporassem os diferentes ajustamentos do modelo para choques positivos e negativos. Assim, na equação 1 as matrizes A (de coeficientes de ajustamento) e/ou B (de cointegração) teriam que ser decompostas para incorporarem as relações assimétricas entre  $y_{t-1}$  e  $\Delta y_t$ . Na seção seguinte, são relacionados os modelos TAR e MTAR cointegrados, que buscam incorporar aspectos assimétricos nos modelos ECM.

### 3.2 Modelos de Correção de Erros TAR e MTAR

Os Modelos de Correção de Erros TAR (*threshold*) e MTAR (*momentum threshold*) apresentam especificação semelhante aos modelos apresentados anteriormente. A exceção se dá pela divisão do vetor de correção de erros em diferentes vetores para choques positivos e negativos, para captar ajustes assimétricos. Isto porque, como exposto por Enders e Siklos (2001), se o ajuste é assimétrico, os testes de cointegração baseados na equação (3) estão especificados de forma errada, pois consideram os processos simétricos.

Os testes TAR e MTAR de cointegração proposto por Enders e Siklos (2001), assim como o teste de ECM, também são implementados em dois passos. O primeiro passo é similar ao modelo ECM e consiste na obtenção dos resíduos da equação (2). A grande diferença está na especificação do vetor de correção de erros do segundo passo, que é dividido em dois vetores, derivados dos resíduos da equação (2). Para a divisão do vetor de erro é adicionado um componente TAR ou MTAR para regredir os erros obtidos pelas estimativas da equação, como segue:

$$\Delta\mu_{i,t} = \phi_{i,1}I_{i,t}\mu_{i,t-1} + \phi_{i,2}(1 - I_{i,t})\mu_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

para o teste de cointegração TAR e;

$$\Delta\mu_{i,t} = \phi_{i,1}M_{i,t}\mu_{i,t-1} + \phi_{i,2}(1 - M_{i,t})\mu_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

para o teste de cointegração MTAR. Em que  $I$  e  $M$  são respectivamente os processo TAR e MTAR definidos por:

$$I_{i,t} = \begin{cases} 1, & \text{se } \mu_{i,t-1} \geq \tau \\ 0, & \text{se } \mu_{i,t-1} < \tau \end{cases} \quad (7)$$

$$M_{i,t} = \begin{cases} 1, & \text{se } \Delta\mu_{i,t-1} \geq \tau \\ 0, & \text{se } \Delta\mu_{i,t-1} < \tau \end{cases} \quad (8)$$

e  $\tau$  é o valor *Threshold*.



Em geral, o valor do  $\tau$  é desconhecido e precisa ser estimado junto com os valores de  $\phi_{i,1}$  e  $\phi_{i,2}$ . No entanto, em uma série de aplicações econômicas, é comum definir  $\tau = 0$  para que o vetor de cointegração coincida como um vetor de equilíbrio.

Assim como no teste de cointegração ECM que tem como hipótese nula  $\phi_i = 0$ , indicando que o modelo não cointegra linearmente, os testes de cointegração TAR e MTAR têm como hipótese nula  $\phi_{i,1} = \phi_{i,2} = 0$ , i.e., de não cointegração mesmo sob a hipótese de não linearidade. Se a hipótese nula for rejeitada, as condições suficientes para que  $\mu_{i,t}$  seja estacionária são de que  $\phi_{i,1} < 0$ ,  $\phi_{i,2} < 0$  e  $(1 + \phi_{i,1})(1 + \phi_{i,2}) < 1$ , para qualquer valor de  $\tau$ . Além disso, as estimativas de  $\phi_{i,1}$  e  $\phi_{i,2}$ , em um contexto multivariado possuem normalidade assintótica. Se estas condições forem satisfeitas,  $\mu_{i,t} = 0$  pode ser considerado o valor de equilíbrio ao longo prazo da equação (2).

A especificação MTAR é uma alternativa do modelo TAR, em que a única alteração é feita pela mudança da especificação do processo *Threshold* definido por  $\Delta\mu_{i,t-1}$ , ao invés de  $\mu_{i,t-1}$ . De forma simplificada, o modelo MTAR permite identificar a direção na qual o modelo é relativamente mais dinâmico. Se, por exemplo,  $|\phi_{i,1}| < |\phi_{i,2}|$ , o modelo apresenta um fraco declínio positivo, enquanto ajustamentos negativos tendem a ser mais rápidos. Esta característica do modelo garante ganhos explicativos a grandes mudanças como a de choques gerados por medidas governamentais, identificando, por exemplo, quais choques afetam por mais tempo à série e quais choques são rapidamente corrigidos (i.e. cria-se condição para a identificação do vetor de equilíbrio de longo prazo). O modelo MTAR é destacado por Enders e Siklos (2001) como mais consistente que o modelo TAR, ao mesmo tempo o modelo traz mais *links* econômicos ao tratar o processo de ajuste em termos de persistência dinâmica dos choques no longo-prazo. Além disso, o teste de cointegração MTAR pode ser mais consistente que o teste de Engle e Granger (1987), sob a hipótese de não linearidade. O modelo TAR, no entanto, busca identificar o valor que desloca o os choques para o vetor de equilíbrio.

As equações (5) e (6) podem não garantir o ajustamento de  $\mu_{i,t}$  em uma dinâmica de longo prazo, tornando os erros autocorrelacionados por exemplo. Caso os resíduos não se aproximem de um ruído branco, o modelo pode ser ajustado de forma a incluir em sua especificação defasagens de  $\Delta\mu_{i,t}$ , como segue abaixo:

$$\Delta\mu_{it} = \phi_{i,1}I_{i,t}\mu_{i,t-1} + \phi_{i,2}(1-I_{i,t})\mu_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{T-1} \lambda_{i,k} \Delta\mu_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

Os critérios AIC (Critério de Informação Akaike) e BIC (Critério de Informação Bayesiano) podem ser utilizados para definir o número de defasagens de  $\Delta\mu_{i,t-k}$  na equação 9, o mesmo é válido para o modelo MTAR.

Não rejeitando a hipótese de cointegração e existindo um único vetor de cointegração, os Modelos de Correção de Erros TAR e MTAR podem ser escritos respectivamente nas seguintes formas:

$$\Delta x_{i,t} = \rho_{1,i}I_t\mu_{it-1} + \rho_{2,i}(1-I_t)\mu_{i,t-1} + \sum_i^n \sum_{k=1}^{T-1} \gamma_{i,k} \Delta x_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

$$\Delta x_{i,t} = \rho_{1,i}M_t\mu_{it-1} + \rho_{2,i}(1-M_t)\mu_{i,t-1} + \sum_i^n \sum_{k=1}^{T-1} \gamma_{i,k} \Delta x_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

$\rho_{1,i}$  e  $\rho_{2,i}$  são a velocidade de ajustamento do modelo.

Após o teste de cointegração, rejeitando a hipótese nula, é adicionado aos Modelos de Correção de Erros TAR e MTAR o teste de assimetria. O teste de assimetria consiste em testar a hipótese nula  $\rho_{1,i} = \rho_{2,i}$  dos parâmetros das equações (10) e (11), ao rejeitar a hipótese nula o modelo será assimétrico. Assim, o ajuste será  $\rho_{1,i}\mu_{i,t-1}$  se  $\mu_{i,t}$  estiver acima valor de equilíbrio, e  $\rho_{2,i}\mu_{i,t-1}$  se  $\mu_{i,t}$  estiver abaixo de equilíbrio de longo prazo. Abaixo, no Quadro 2 apresenta-se um resumo das equações e dos testes relativos a cada etapa.

Quadro 2. Testes e hipóteses

Testes	Modelo de aplicação do teste	Hipótese nula
Cointegração	$\Delta\mu_{it} = \phi_{i,1}I_{i,t}\mu_{i,t-1} + \phi_{i,2}(1-I_{i,t})\mu_{i,t-1} + \dots + \varepsilon_{i,t}$ $\Delta\mu_{it} = \phi_{i,1}M_{i,t}\mu_{i,t-1} + \phi_{i,2}(1-M_{i,t})\mu_{i,t-1} + \dots + \varepsilon_{i,t}$	$\phi_{1,i} = \phi_{2,i} = 0$
Assimetria	$\Delta x_{it} = \rho_{1,i}I_t\mu_{it-1} + \rho_{2,i}(1-I_t)\mu_{i,t-1} + \dots + \varepsilon_{i,t}$ $\Delta x_{it} = \rho_{1,i}M_t\mu_{it-1} + \rho_{2,i}(1-M_t)\mu_{i,t-1} + \dots + \varepsilon_{i,t}$	$\rho_{1,i} = \rho_{2,i}$

Fonte: Elaboração própria

### 3.3 Modelos empíricos para análise vertical

Para a análise empírica foram utilizados os dados dos preços médios da gasolina ao consumidor ( $\bar{p}c$ ) e na distribuidora ( $\bar{p}d$ ), seguindo os passos descritos anteriormente. Primeiramente, foram gerados resíduos através de uma regressão simples estimada por MQO, como segue:

$$\bar{p}c_{h,t} = \beta_{0,h} + \beta_{1,h} \bar{p}d_{h,t} + \mu_{h,t} \quad (12)$$

( $\mu_t$ ) é o erro e (h) diferencia cada um dos municípios utilizados (Anexo 1).

O segundo passo refere-se ao teste de cointegração TAR (*threshold*) ou MTAR (*momentum threshold*) que consiste na regressão dos resíduos gerados no passo anterior em relação às variáveis *threshold*. As variáveis *threshold* foram geradas pelos resíduos defasados, considerando  $\tau = 0$  para as equações (7) e (8). Como mostrado anteriormente, ao adotar o valor de  $\tau$  igual à zero permite que o vetor de cointegração coincida como um vetor de equilíbrio. Dessa forma, os parâmetros  $\rho_1$  e  $\rho_2$  mostram a velocidade de ajustamento dos choques para que o erro retorne a zero. Além disso, como os resíduos são estacionários em torno de zero, é esperado que o verdadeiro  $\tau$  seja próximo de desse valor. O teste se baseou na equação (5) para o modelo TAR e na equação (6) para o modelo MTAR.

Para a identificação do modelo, é necessário que os resíduos  $\varepsilon_t$  sejam não correlacionados. Dessa forma, foram realizados testes de correlação para cada uma dos modelos. Os modelos que apresentaram correlação serial nos resíduos foram ajustados por meio de defasagens da variável dependente conforme a equação (9), utilizando os critérios AIC e BIC para identificação do número de defasagens. Havendo conflito entre os critérios AIC e BIC a escolha foi pelo modelo com menor número de defasagens.

Depois de identificado o modelo mais adequado, foi aplicado o teste de cointegração para os modelos TAR e MTAR que consistiu em testar se  $\phi_1 = \phi_2 = 0$ , como mostrado no Quadro 2, para as equações (5) e (6). Os valores críticos padrão para as estatísticas  $t$  e  $F$  para testar  $\phi_1$  e  $\phi_2$  não se aplicam adequadamente nos testes de cointegração TAR e MTAR<sup>23</sup>. Para aumentar o poder dos testes, Enders e Siklos (2001) e Wane *et al.* (2004) construíram valores críticos para ambos os testes em um contexto multivariado que segundo os autores aumentam o poder dos mesmos, tornando-os tão eficazes quanto os testes padrões de cointegração. Os

<sup>23</sup> Nos anexos 3 e 4 estão os resultados para os testes de cointegração TAR e MTAR respectivamente

autores destacam, no entanto, que mesmo em um contexto multivariado o teste  $t$  ainda é um teste fraco nos modelos assimétricos de cointegração, e que, pelo maior poder do teste F suas hipóteses devem ser tomadas prioritariamente em relação ao teste  $t$ . Por esta razão, optou-se apenas pelo uso do teste  $F^{24}$  para análise de cointegração. Nos testes de cointegração foram considerados os valores críticos para uma amostra de 250 períodos.

Não rejeitando a hipótese de cointegração os Modelos de Correção de Erros TAR e MTAR gerais são descritos da seguinte forma:

$$\Delta \bar{pc}_{h,t} = \rho_{1,h} I_{h,t} \mu_{h,t-1} + \rho_{2,h} (1 - I_{h,t}) \mu_{h,t-1} + \sum_{k=1}^{T-1} (\gamma_{1,k} \Delta \bar{pd}_{h,t-k} + \gamma_{2,k} \Delta \bar{pc}_{h,t-k}) + \varepsilon_{h,t} \quad (13)$$

para o Modelo de Correção de Erros TAR

$$\Delta \bar{pc}_{h,t} = \rho_{1,h} M_{h,t} \mu_{h,t-1} + \rho_{2,h} (1 - M_{h,t}) \mu_{h,t-1} + \sum_{k=1}^{T-1} (\gamma_{1,k} \Delta \bar{pd}_{h,t-k} + \gamma_{2,k} \Delta \bar{pc}_{h,t-k}) + \varepsilon_{h,t} \quad (14)$$

para o Modelo de Correção de Erros MTAR.

Existindo um vetor de cointegração como expresso pelas equações (13) e (14) o passo seguinte é testar a simetria  $\rho_{1,h} = \rho_{2,h}$  que é a hipótese nula do teste. Neste caso, se aplica os valores críticos da estatística F tradicional.

Como visto nos trabalhos de Uchôa (2006, 2008) e Silva *et al.* (2010) existe indícios para de assimetria no mercado de gasolina no país, assim, é esperado que os resultados mostrem certa assimetria. Contudo, como visto no capítulo 1, existem grandes diferenças no setor de combustíveis entre as regiões do Brasil, assim, devido ao nível de desagregação aplicado neste trabalho é esperado que as diferenças regionais quanto à dinâmica de preços, seja por custos de ajustamento ou por poder de mercado, também se revelem na análise de assimetria. Dessa forma, ainda que esperada a assimetria no mercado a varejo da gasolina, baseado no que já foi encontrado na literatura e pelo histórico de conluios no mercado, ela pode não ser um fenômeno global ou mesmo homogêneo para os diferentes municípios do país, mas específico de alguns municípios.

<sup>24</sup> No Anexo 7 está à tabela completa dos valores F críticos estimados por Wane *et al.* (2004) que serviram de base para os testes de cointegração TAR e MTAR.

### 3.4 Modelos empíricos para análise espacial

Os modelos para a análise empírica espacial de assimetria (apresentados no Quadro 3) são similares aos utilizados na análise vertical, sendo que a única alteração se dá pela variável dependente, que no modelo espacial constitui o preço médio da distribuidora ( $\bar{pd}$ ) no município em que é testada a assimetria em relação ao preço médio da distribuidora ( $\bar{pdl}$ ) do município definido como determinante dos preços na região, como pode ser visto na equação 15.

$$\bar{pd}_{h,t} = \beta_{0,h} + \beta_{1,h} \bar{pdl}_{h,t} + \mu_{h,t} \quad (15)$$

O uso do preço médio nas distribuidoras é motivado primeiramente por este ser o nível do setor de combustíveis em que se propagam os preços pelo país, pois o atacado é o principal responsável pela logística de distribuição do combustível. Segundo, pelo fato da competição entre municípios para o consumo de combustível não acontecer no varejo, mas no atacado já que a grande quantidade que os postos compram permite que eles escolham onde comprar. Além disso, a estrutura logística das distribuidoras deveria garantir relação simétrica a variações de preços em diferentes municípios, pelo fato de não haver mudanças persistentes no custo de transporte em detrimento de variações no preço do combustível. Ou seja, havendo aumento dos preços em um município as distribuidoras repassariam estes aumentos a todas as suas filiais da mesma forma que reduções. O quadro abaixo resume as etapas de aplicação dos modelos e os testes referentes aos mesmos para o modelo espacial.

Para o caso da análise espacial como não há trabalhos que estudam o mercado atacadista de gasolina, pouco pode se falar quanto à relação assimétrica, ainda que a mesma seja esperada, dado as características de forte concentração do setor e o histórico de problemas relacionados ao exercício de poder de mercado. Contudo, características regionais aqui também devem ser ressaltadas, primeiramente pela infraestrutura de transporte e segundo pela capacidade de determinação de preços no país pela principal empresa produtora de combustível (Petrobrás). O esperado é um alto grau de integração entre os municípios devido à capacidade da Petrobrás em determinar preços no país, e por serem as mesmas distribuidoras a atuarem em diferentes municípios do país. Assim, é esperada a assimetria assim como no caso da análise vertical, e da mesma forma espera-se que este não seja um fenômeno global, mas específico de alguns municípios.

Quadro 3. Modelos de análise espacial ECM TAR e TAR

Etapas	Modelos	Hipótese nula
Aplicação do teste Cointegração	$\Delta\mu_{h,t} = \phi_{h,1}I_{h,t}\mu_{h,t-1} + \phi_{h,2}(1-I_{h,t})\mu_{h,t-1} + \sum_{k=1}^{T-1} \lambda_{h,k}\Delta\mu_{h,t-k} + \varepsilon_{h,t}$	$\phi_{1,i}=\phi_{2,i}=0$
	$\Delta\mu_{h,t} = \phi_{h,1}M_{h,t}\mu_{h,t-1} + \phi_{h,2}(1-M_{h,t})\mu_{h,t-1} + \sum_{k=1}^{T-1} \lambda_{h,k}\Delta\mu_{h,t-k} + \varepsilon_{h,t}$	
Aplicação do teste de Assimetria	$\Delta\overline{pd}_{h,t} = \rho_{1,h}I_{h,t}\mu_{h,t-1} + \rho_{2,h}(1-I_{h,t})\mu_{h,t-1} + \sum_{k=1}^{T-1} (\gamma_{h,1,k}\Delta\overline{pd}_{h,t-k} + \gamma_{h,2,k}\Delta\overline{pdl}_{h,t-k}) + \varepsilon_{h,t}$	$\rho_{1,i}=\rho_{2,i}$
	$\Delta\overline{pd}_{h,t} = \rho_{1,h}M_{h,t}\mu_{h,t-1} + \rho_{2,h}(1-M_{h,t})\mu_{h,t-1} + \sum_{k=1}^{T-1} (\gamma_{h,1,k}\Delta\overline{pd}_{h,t-k} + \gamma_{h,2,k}\Delta\overline{pdl}_{h,t-k}) + \varepsilon_{h,t}$	

Fonte: Elaboração própria

### 3.4.1 Determinação das áreas de competição

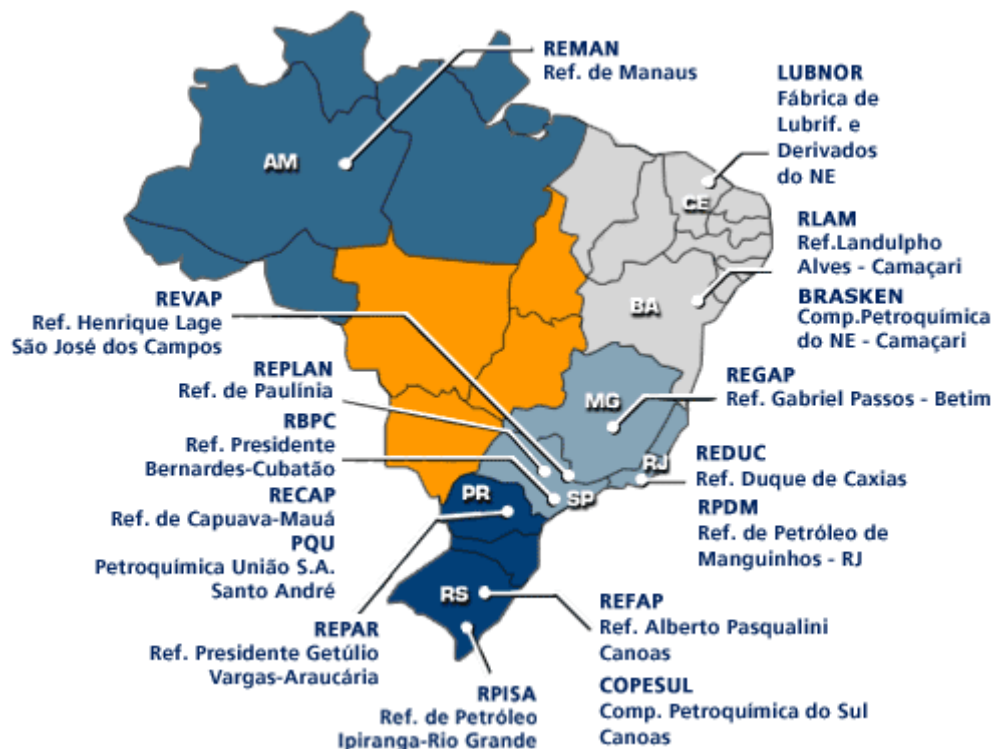
Para construção dos modelos espaciais foi necessário primeiro a delimitação de áreas de competição entre as distribuidoras, com o intuito de identificar entre quais municípios deveria haver uma maior arbitragem de preços e quais municípios deveriam ser os formadores de preço. As áreas foram delimitadas segundo três critérios: (a) localização das refinarias, (b) distância entre os pontos de competição por meio do Diagrama de Voronoi e (c) logística de distribuição.

#### a. Localização das refinarias

Para determinar as áreas de competição foi utilizada como ponto de referência a localização das refinarias, já que o abastecimento de todas as distribuidoras de uma dada região dependeria da refinaria mais próxima ou onde o custo de transporte fosse menor, supondo que os preços determinados pelas refinarias de todo país seriam próximos. Esta

suposição é validada pelo grande controle que a Petrobrás tem sobre os preços do combustível nas refinarias do país. Como os preços nas refinarias estão sujeitos às determinações da ANP e, especialmente, da Petrobrás, suas variações não foram consideradas relevantes para modificar as áreas de competição. A Figura 8 mostra a localização dos municípios em que estão as refinarias que serviram de base para construção das áreas de competição. Apenas a Refinaria do Ceará (LUBNOR) não foi considerada por se dedicar a fabricação de lubrificantes e não de combustíveis.

Figura 8. Localização das refinarias no Brasil



Fonte: SINDICOM (2011)

## b. O Diagrama de Voronoi

Grande parte do problema da análise espacial para comparar a relação entre a dinâmica de variáveis de um local em relação a outro está na capacidade de definir onde esta dinâmica é mais significativa. A solução para parte considerável destas análises está na construção de Áreas Mínimas Comparáveis (AMC) que permite, por exemplo, o agrupamento de municípios em torno de um município que influencie as variáveis da região em questão.

Uma das opções para obtenção de AMC's é o Diagrama de Voronoi<sup>25</sup> que permite delimitar espacialmente as cidades dentro de uma mesma área de competição segundo o critério distância entre os pontos, como visto estes pontos serão determinados pelas refinarias. A Figura 8 mostra a disposição geográfica das refinarias no Brasil, base para construção das AMC's pelo Diagrama de Voronoi, e no anexo 9 está a descrição do diagrama.

### c. **Logística de distribuição**

Considerando os preços nas refinarias como pouco influentes na determinação das áreas de competição, o mesmo não pode ser imposto ao custo de transporte principalmente pelo grande número de opções de transporte da gasolina. O critério logístico busca reduzir os problemas relacionados ao Diagrama de Voronoi que considera unicamente à distância, ignorando aspectos geográficos e logísticos relevantes para o caso da gasolina no país. Como visto na Figura 2 da seção 1.1, existe dependência da região Centro-Oeste a região Sudeste em relação à logística de combustíveis. Sem bases primárias, a região Centro-Oeste tem todo seu sistema de distribuição intermediado pela região sudeste, o que não é captado pelo Diagrama de Voronoi e demanda uma trucagem dos espaços para que a área relacionada à refinaria localizada em Manaus não esteja relacionada à região Centro-Oeste que como visto depende da região Sudeste.

Definidas as etapas e os procedimentos para a obtenção das áreas mínimas, o passo seguinte foi analisar a interação entre as diferentes regiões encontradas para se construir as áreas de interação. Na Figura 9 estão as áreas definidas pelo Diagrama de Voronoi.

Para determinação das áreas finais, no Rio Grande Sul foi considerado apenas uma área, a área menor referente à refinaria RPISA foi integrada à área que cobre o restante do estado. Assim, para a região Sul foram considerados dois grupos de análise: um cobrindo todos os municípios do Rio Grande do Sul, e uma segunda região que cobre Santa Catarina e Paraná. O estado de São Paulo, inicialmente dividido em 3 áreas, foi agrupado em uma única área. Por ser a região com maior consumo e produção do combustível. Os custos de transportes entre as suas refinarias foi considerado pouco relevante para impedir uma competição entre elas, principalmente pelo fato de o transporte do combustível no estado se dar através de polidutos, que reduzem significativamente o custo de transporte total. Além

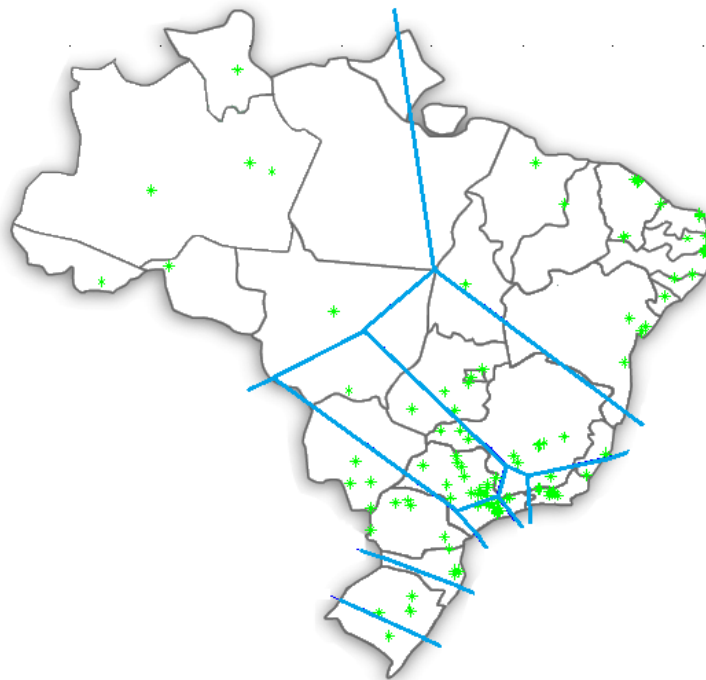
---

<sup>25</sup> O Anexo 9 traz um resumo da construção do diagrama



disso, devido à logística da região Centro-Oeste os estados de Mato Grosso e Mato Grosso do Sul também foram considerados áreas de São Paulo, tornando a área com maior proporção de municípios analisados.

Figura 9. Diagrama de Voronoi para as distribuidoras do Brasil



Fonte: Elaboração própria

Além da região relacionada ao estado de São Paulo, a região sudeste contou com mais dois grupos de análise: um relativo ao estado do Rio de Janeiro, que inclui Juiz de Fora pela proximidade do município com o estado e outra que cobre a maior parte de Minas Gerais, Espírito Santo, Goiás, Brasília e Tocantins (com apenas um município analisado sua logística esta mais voltada para a região sudeste). Para o nordeste, todos os estados foram agrupados em uma única região. Para região norte, assim como a nordeste, todos os estados foram considerados como pertencentes a uma única região, com exceção de Tocantins.

Assim sendo, o modelo espacial parte da divisão de 7 regiões geográficas do país em que serão aplicados individualmente os modelos de análise de APT. As cidades definidas como referência de preços nestas regiões foi:

1. Porto Alegre para o estado do Rio grande do Sul;
2. Curitiba para os estado do Paraná e Santa Catarina;
3. São Paulo para os estados de São Paulo, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul;
4. Rio de Janeiro para o Estado do Rio de Janeiro;

5. Belo Horizonte para o estado de Minas Gerais, Goiás, Espírito Santo, Brasília e Tocantins;
6. Salvador para os estados do Nordeste e
7. Manaus para os estados do Norte.

O critério para a seleção dos municípios se deu primeiramente pela proximidade com a localização das refinarias e pelo potencial de consumo de combustível destes municípios baseados na população e na frota de veículos destes municípios em 2010 segundo dados do IBGE (2011).

### **3.5 Fonte e natureza dos dados**

As séries de preços para a gasolina tanto no varejo como no atacado foram disponibilizadas diretamente pela ANP e retratam uma média ponderada pelo total das vendas nos postos, onde a pesquisa é realizada para cada uma das cidades. Tal pesquisa é realizada pela ANP em 555 municípios em todo o Brasil (10% do total de municípios) e, além de gasolina comum, inclui os preços do diesel, do etanol hidratado combustível, do gás natural veicular (GNV) e o gás liquefeito do petróleo (GLP). A pesquisa é feita semanalmente, por meio de visita pessoal (em geral nos primeiros três dias úteis da semana) aos locais selecionados para amostra (ANP, 2011).

As variáveis preço médio da gasolina no posto e preço médio da gasolina na distribuidora (relatado pelo posto) refere-se ao preço do da gasolina comum (tipo C) que contém em sua composição o álcool combustível. Desta forma, ainda que seja relevante em muitos aspectos o papel do álcool na dinâmica dos preços da gasolina, as variáveis escolhidas já incorporam o álcool em sua relação de preços. Além disso, apesar de esperado certo papel do álcool na formação do preço da gasolina, os resultados analisam a relação da dinâmica de preços entre distribuidora e postos para o mesmo produto (gasolina tipo C), neste caso o papel do álcool mesmo sendo relevante na formação de preços da gasolina de forma geral, é menos relevante na relação entre distribuidoras e postos no processo de disseminação dos preços.

Os dados fornecidos pela ANP foram filtrados de forma a preservar o máximo de cidades no país que tiveram suas séries semanais completas para o período entre Maio de 2004 e fevereiro de 2011, somando 350 semanas. Apesar das séries de dados da ANP se iniciarem em 2001 o período selecionado para a análise neste trabalho inicia-se em Maio de 2004, pois foi neste período que a ANP consolidou a pesquisa para os 555 municípios, para períodos anteriores a esta data, não há informações completas sobre os preços no postos ou

nas distribuidoras para grande parte dos municípios. Também, pelo choque de preços em março de 2011, período final selecionado foi limitado a Fevereiro de 2011. As variáveis utilizadas foram: o preço médio da gasolina comum nos postos ( $\bar{p}c$ ) e preço médio da gasolina comum nas distribuidoras ( $\bar{p}d$ ) para cada município.

Entre os ganhos relativos de considerar o produto já no seu estado final de produção numa análise por município, está a redução de erros por omissão de variável relevante, como o caso de relacionar o preço do petróleo, no mercado internacional, a gasolina no posto, e não considerar o álcool (que compõe 20% do mesmo), a Petrobrás ou mesmo a extensão geográfica do país como fator de impacto sobre o preço da gasolina em um mercado como o de gasolina no Brasil. Além disso, as variáveis de impulso e resposta são regionalmente localizadas (do mesmo município) o que engloba tanto aspectos regionais, como tributação, quanto à redução do impacto de fatores relevantes para diferentes precificações no país, como custo de transporte.

Dos 555 municípios analisados pela ANP foram selecionados inicialmente 134 (Anexo 1), os quais, sendo somadas suas populações, concentram mais de 50% da população total do país e mais de 70% da frota de veículos. Entre as capitais (25 analisadas representando 92% do total) apenas Macapá e Vitória não foram incluídas na análise, por conterem vários períodos sem observações, e apenas o estado do Amapá não teve nenhum município representante. No Anexo 1 estão os municípios analisados e a Tabela 3 mostra algumas das características destes municípios.

Tabela 3. Características dos municípios analisados segundo dados do IBGE, em 2010

Percentil	População (em mil)	Frota de Veículos (em mil)
10	86	10
25	121	30
50	260	75
75	551	165
90	1100	329

Fonte: Elaboração própria

A eficácia na aplicação dos modelos de Séries de Tempo depende fortemente da identificação da ordem de integração das séries. No caso das séries serem  $I(0)$ , integradas em nível, os modelos podem ser estimados com a variável em nível. No entanto, se a ordem de integração for diferente de zero, e a série se caracterizar como um passeio aleatório, os

modelos devem ser ajustados para que as regressões não sejam espúrias<sup>26</sup>. Entre as vantagens de se usar os modelos ECM TAR e MTAR está justamente a possibilidade de utilizar estes modelos em séries não estacionárias em nível, desde que as variáveis apresentem o mesmo grau de integração.

Com o intuito de testar se as variáveis se caracterizam como passeio aleatório, foi criado uma série de testes. Entre os mais utilizados, estão do Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Dickey-Fuller GLS (DF-GLS - Dickey-Fuller *Generalized Least Squares*), Phillips-Perron<sup>27</sup> (PP), NG-Perron<sup>28</sup> e o KPSS<sup>29</sup> (BUENO, 2008). Neste trabalho, pelo grande número de municípios analisados, são apresentados apenas os resultados para os testes DF-GLS para 5 defasagens, pois apesar dos testes ADF e NG-Perron minimizarem os problemas relacionados ao baixo poder dos demais testes, Elliott *et al.*(1996) mostrou que o teste DF-GLS, uma versão mais consistente do Dickey-Fuller, tem maior poder que o ADF.

Os resultados gerais dos testes de raiz unitária estão no Anexo 2, pelo teste foi possível identificar que quase todas as séries são I(1) estacionárias em primeira diferença, o que permite a aplicação dos modelos ECM TAR e MTAR. Apenas as cidades de Assis, São José do Rio Preto e Ubá não foram analisadas por conterem diferentes ordens de integração entre suas séries. Com isso o número de municípios totais em que foram empregados os modelos ECM TAR e MTAR foi de 131. No próximo capítulo são mostradas algumas das características das séries analisadas na seção 4.1, seguidas dos resultados dos modelos TAR e MTAR na seção 4.2.

---

<sup>26</sup> Regressão espúria pode ser estendida pela falsa identificação de forte relação entre séries não estacionárias em nível, quando na verdade apenas as suas tendências têm relação comum, sendo necessário tornar as séries estacionárias para a identificação da verdadeira relação entre elas.

<sup>27</sup> Phillips e Perron, 1988.

<sup>28</sup> Perron, Pierre e Ng, Serena, 1994.

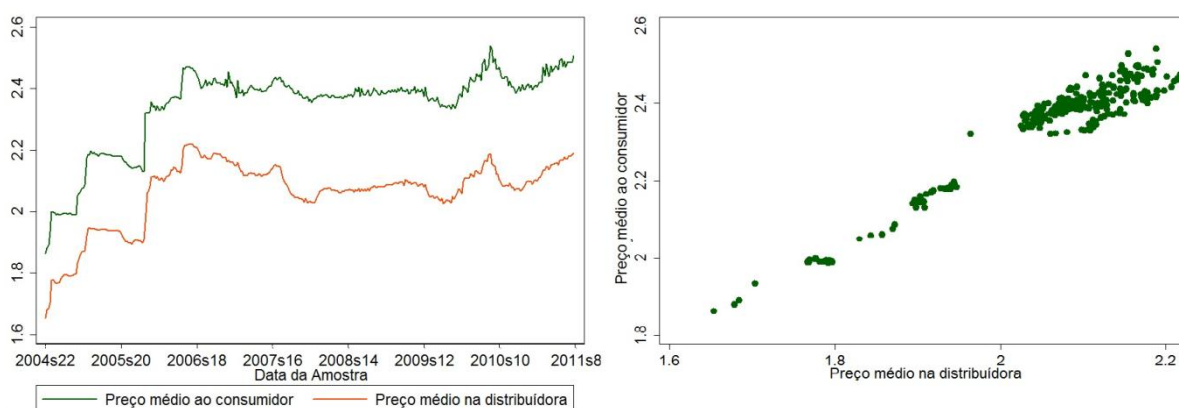
<sup>29</sup> Kwiatkowski et al., 1992.

## 4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

### 4.1 Análise exploratória dos dados

Mesmo antes de uma análise econométrica aprofundada sobre séries de preços de combustíveis em municípios do Brasil, é possível extrair informações relevantes pela inspeção visual das séries. Por exemplo, os Gráficos 6 e 7(a), referentes aos municípios de São Paulo e Rio de Janeiro mostram o comportamento das séries de preços médios da gasolina dos postos de combustíveis, em relação ao preço médio das distribuidoras. Tanto os dados de São Paulo quanto do Rio de Janeiro evidenciam um comportamento similar entre postos e distribuidoras para a variação do preço da gasolina. Os gráficos de dispersão de ambos também apresentam um comportamento similar, indicando que as médias dos preços nos postos e nas distribuidoras evoluem conjuntamente. Apesar da análise visual não garantir que comportamento dos preços nos postos em relação às distribuidoras seja realmente similar, esta traz um conhecimento prévio do comportamento da série e mostra que as variações nos preços dos postos aparentam muita proximidade com as variações nas distribuidoras.

Gráfico 6. Comportamento do preço semanal da gasolina em São Paulo, de maio de 2004 a fevereiro de 2005

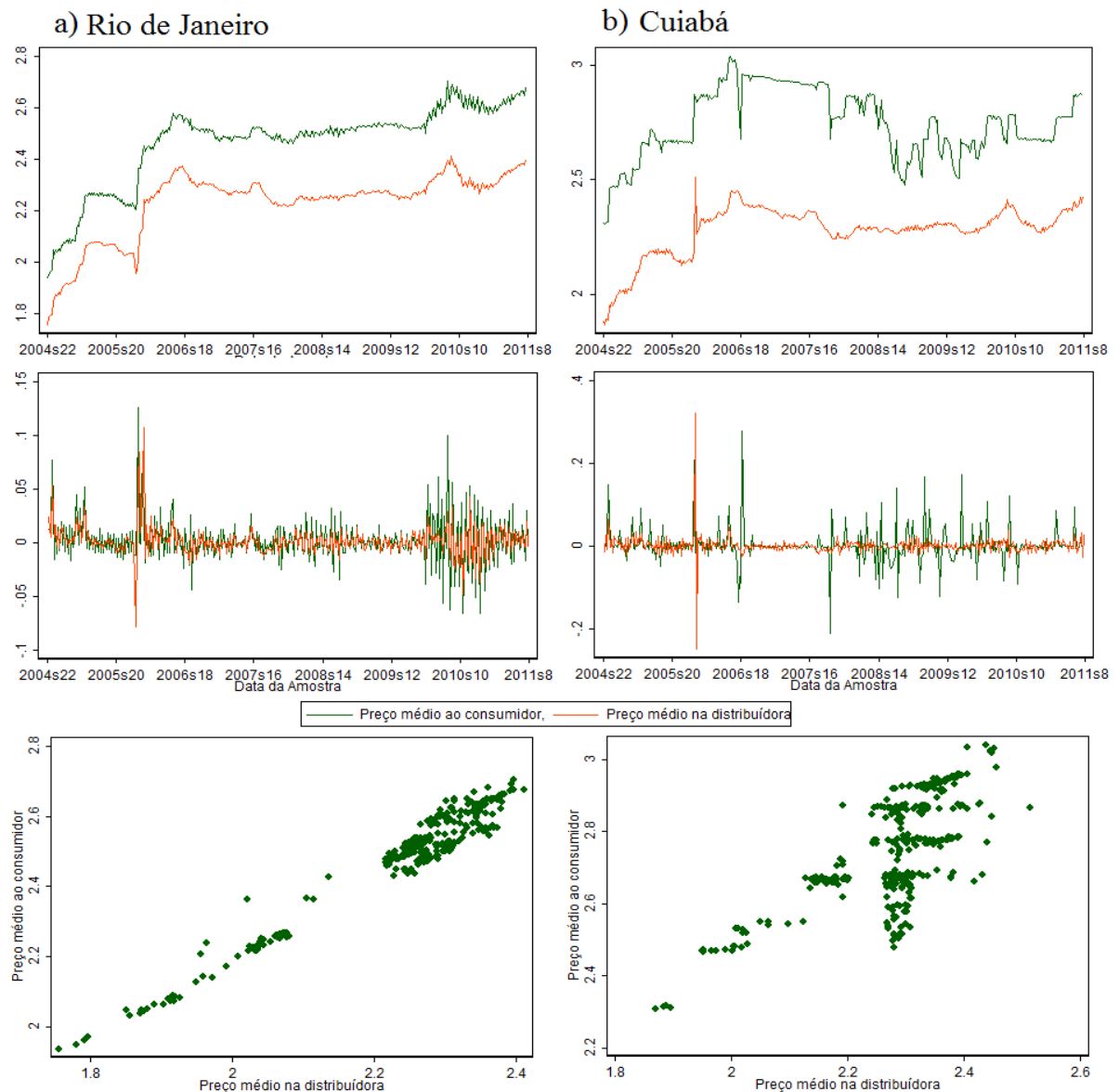


Fonte: Elaboração própria

Mesmo não garantindo similaridade entre os ajustes do varejo e do atacado nestas cidades, se comparadas a variações de preços em outros municípios, é possível ver divergências significativas de preços (atacado e varejo) em importantes cidades do país. O Gráfico 7(b), que mostra as séries de preços da gasolina em Cuiabá, diferentemente dos Gráficos 6 e 7(a), apresenta divergências significativas entre os preços do atacado e do varejo.

As séries de preço de Cuiabá mostram uma clara inércia do preço do varejo em alguns períodos, enquanto em outros o varejo sofre fortes choques dos preços sem que o mesmo tenha ocorrido no atacado. O gráfico de dispersão dos preços do Rio de Janeiro e de Cuiabá mostram como são diferentes as dinâmicas destes mercados a variações do atacado, no Rio de Janeiro as séries do varejo e do atacado parecem apresentar um comportamento comum, enquanto em Cuiabá a situação é completamente diferente, com as dinâmicas apresentando em alguns momentos certa similaridade enquanto em outros não parece haver um relação comum entre as series.

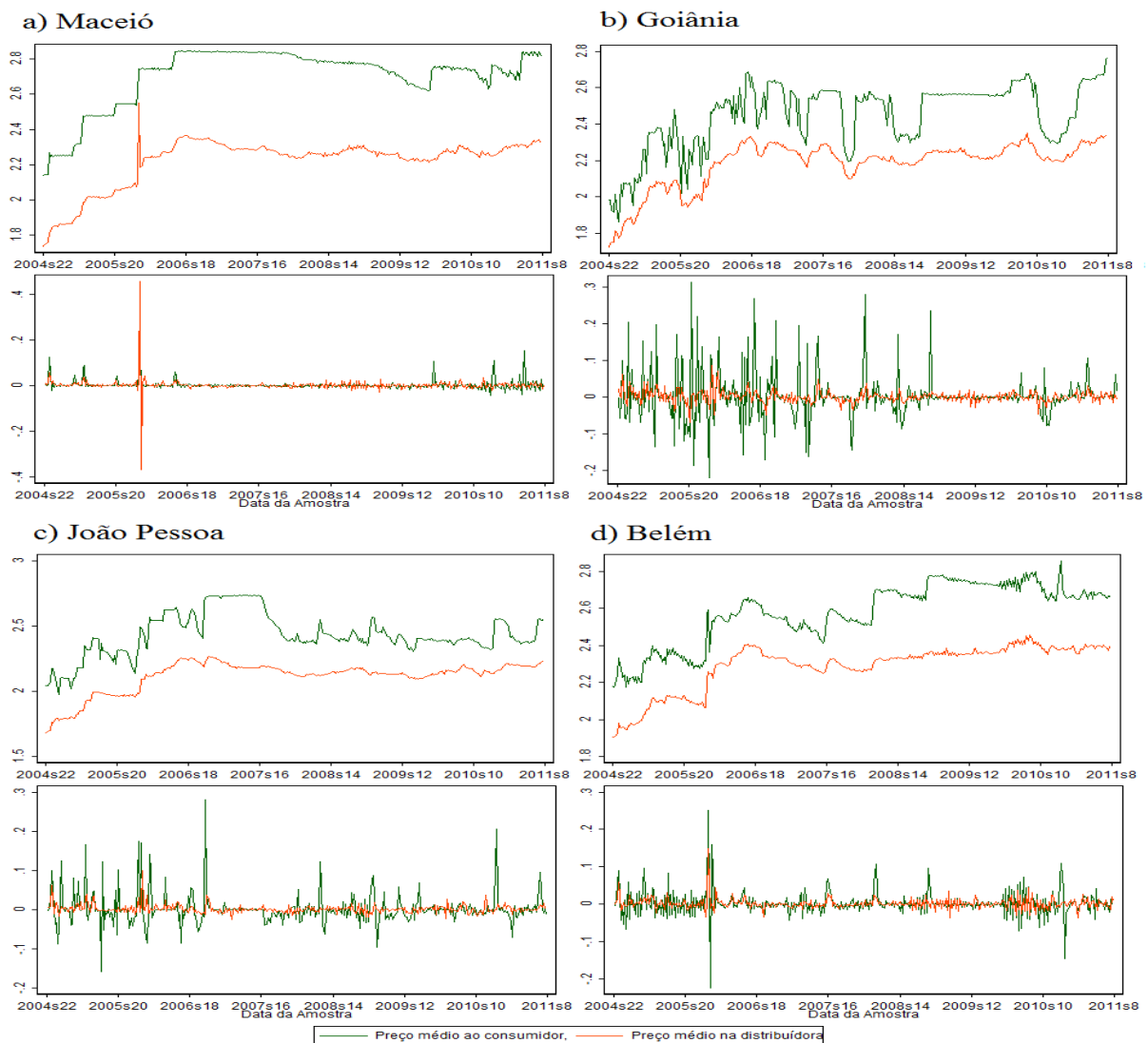
Gráfico 7. Comportamento do preço semanal da gasolina no Rio de Janeiro e em Cuiabá, de maio de 2004 a fevereiro de 2005



Fonte: Elaboração própria

A título de exemplificação, em diversas outras importantes capitais do país é possível visualizar o mesmo comportamento assimétrico da cidade de Cuiabá. Em alguns casos, como das cidades mostradas no Gráfico 8, à divergência do comportamento dos preços entre varejo e atacado é claramente conflituosa, se este for comparado às séries mostradas inicialmente. Algumas séries de preço Gráfico 8 mostram uma clara inércia dos preços do varejo a variações do preço do atacado em alguns pontos, enquanto em outros, os preços do varejo sofrem abrupta alteração sem que o mesmo ocorra no atacado. Além disso, a consideráveis diferenças na dinâmica dos preços entre as diferentes cidades mesmo havendo alguma proximidade entre elas como é o caso de Maceió e João Pessoa.

Gráfico 8. Comportamento do Preço semanal da Gasolina, de maio de 2004 a fevereiro de 2005



Fonte: Elaboração própria

Em Maceió (Gráfico 8(a)) é possível ver o preço da gasolina no varejo praticamente inerte a qualquer queda e preços do atacado, enquanto é relativamente sensível a aumentos do atacado. Em Goiânia, (Gráfico 8(b)) a relação os dados pode ser um indicativo preliminar de acordo de preços, mostrando a série inerte a ajuste de preços em vários períodos, enquanto em outros períodos sofre abrupta alteração dos preços sem que o mesmo tenha ocorrido no varejo. O mesmo pode ser visto nas cidades de João Pessoa e Belém (Gráficos 8(c) e 8(d) respectivamente), em que parece haver uma tentativa de manter o preço acima do concorrencial<sup>30</sup> em especial nos choques de preço do varejo em 2007 para João Pessoa e em 2008 e 2009 para Belém.

Apesar dos aspectos que podem ser retirados das análises gráficas fornecerem alguns *insights*, é de grande importância a averiguação estatística dos dados. A próxima seção mostra os principais resultados obtidos, através da aplicação do método exposto nas seções 3.1 e 3.2.

## 4.2 Resultados dos modelos de análise vertical

Seguindo as etapas listadas nas seções 3.1 e 3.2, antes de testar a assimetria, investigou-se se as séries de preços a varejo e atacado cointegram. Para o teste de cointegração, cuja hipótese nula é de  $\phi_1 = \phi_2 = 0$ , os resultados evidenciaram que 103 municípios cointegraram<sup>31</sup> para o modelo TAR (*threshold*) (resultados completos estão no Anexo 3, no Anexo 5 estão apenas os municípios que cointegraram) e 96 para o modelo MTAR (*momentum threshold*) (resultados completos Anexo 4, no Anexo 6 estão apenas os municípios que cointegraram). A título de comparação, para os testes de cointegração Engle e Granger (1987) 118 municípios cointegraram<sup>32</sup>.

Sobre os municípios que não cointegraram, seja pela abordagem TAR ou MTAR, a situação de não cointegração pode mostrar uma relação pouco significativa entre os preços do varejo e os preços do atacado. No contexto específico, em que o posto de combustível retrata o preço pago pelo combustível de seu fornecedor, o esperado é a cointegração entre as séries do atacado e do varejo, visto que uma é derivada da outra. No entanto, é importante destacar

<sup>30</sup> Preço resultante da competição entre os ofertantes de um dado mercado.

<sup>31</sup> As condições estabelecidas na seção 3.2 para a cointegração foram respeitadas.

<sup>32</sup> O teste foi baseado nos valores críticos para as estatísticas t de MacKinnon (2010). As cidades em que o vetor de cointegração não foi significativo (ao menos em 10%) foram: Americana, Aracaju, Carapicuíba, Dourados, Hortolândia, Itumbiara, Jaú, Nova Andradina, Osasco, Poá, São Carlos, São Paulo, Três Corações.



que o teste de cointegração apesar de relevante para análise da dinâmica de preços deve ser tomado apenas como uma visão preliminar das séries, sendo necessário o uso de métodos mais robustos para melhor averiguação da relação entre as séries, como retrata Mattos, *et al.* (2010b). Neste trabalho o foco principal se deu sobre a análise da assimetria, não aplicável nos municípios que não cointegraram pela abordagem adotada<sup>33</sup>.

Depois de proceder ao teste de cointegração, o passo seguinte consistiu em testar a assimetria, apenas para os municípios que cointegraram, através do modelo ECM TAR e MTAR (Anexos 5 e 6 respectivamente). Assim, o teste de assimetria, cuja hipótese nula  $\rho_1 = \rho_2$ , evidenciou que das 103 séries de município em que há cointegração entre preços por atacado e varejo de gasolina para o modelo TAR, um total de 70 municípios (ou 68%) apresentou ajustamentos simétricos dos preços no modelo ECM TAR a 10% de significância. De forma semelhante, para um universo de 96 séries que cointegram, observou-se ajustamentos simétricos para 70 municípios (ou 73%) no modelo ECM MTAR. As cidades em que não houve a rejeição da hipótese e apresentam relação simétrica para os modelos TAR e MTAR, estão reportadas no Anexo 8 (já resultados completos estão nos Anexos 5 e 6). Assim, apenas para 33 municípios no modelo ECM TAR e 26 no modelo ECM MTAR foi rejeitada a hipótese nula de simetria. As Tabelas 4 e 5 mostram respectivamente os resultados dos Modelos de Correção de Erros TAR e MTAR, para os municípios em que foi rejeitada a hipótese nula de simetria, no Anexo 8 estão os municípios em que não foi rejeitada a hipótese nula indicando não haver assimetria nestes municípios.

Pela abordagem TAR, para a região Centro Oeste (CO), das 10 cidades cujas séries cointegraram, 8 não mostraram assimetria e apenas 2 revelaram algum tipo de assimetria. Para a região Norte (N) 5 cidades não mostraram assimetria em suas séries e apenas para 2 cidades foi rejeitada a hipótese nula. Na região Sul (S), apenas Cascavel, no estado do Paraná, mostrou comportamento assimétrico nas séries. Todas as demais 14 cidades analisadas mostraram relação simétrica, evidenciando um padrão de simetria de transmissão de preços no mercado de gasolina.

---

<sup>33</sup> Não se excluía a possibilidade de se identificar a assimetria ou mesmo a existência da cointegração por outros métodos inclusive por outras abordagens threshold como o TVECM (Modelo Vetorial de Cointegração de Erros Threshold). Para mais detalhes sobre o TVECM ver: Mattos, *et al.* (2010a), Falsafian, *et al.* (2010).

Tabela 4. Modelo de Correção de Erros TAR, apenas para municípios que apresentaram assimetria

UF	Município	Defasagens	$\rho_1^{(+)}$	$\rho_2^{(-)}$	N	Probabilidade (teste de assimetria)
AC	Rio Branco	2	0.042	-0.195	347	0.005
AL	Arapiraca	1	-0.039	-0.261	348	0.073
AM	Manaus	1	0.064	-0.538	348	0.000
BA	Feira de Santana	1	-0.020	-0.317	348	0.016
BA	Itabuna	1	0.066	-0.401	348	0.000
CE	Caucaia	1	0.036	-0.363	348	0.001
CE	Fortaleza	1	-0.006	-0.323	348	0.016
CE	Maracanaú	1	0.013	-0.326	348	0.014
DF	Brasília	1	-0.029	-0.287	348	0.072
ES	Vila Velha	1	0.025	-0.276	348	0.017
GO	Valparaíso de Goiás	1	0.031	-0.334	348	0.003
MA	São Luis	1	0.049	-0.165	348	0.015
MG	Campo Belo	1	0.073	-0.377	348	0.000
MG	Juiz de Fora	1	-0.021	-0.303	348	0.010
MG	Uberaba	1	0.007	-0.215	348	0.074
MG	Uberlândia	1	-0.084	-0.324	348	0.058
PB	João Pessoa	1	0.014	-0.175	348	0.015
PE	Olinda	1	-0.171	-0.739	348	0.002
PE	Paulista	1	-0.116	-0.617	348	0.002
PE	Recife	1	-0.084	-0.776	348	0.000
PR	Cascavel	1	0.077	-0.119	348	0.073
RJ	Barra Mansa	1	0.085	-0.225	348	0.001
RJ	Niterói	1	0.135	-0.226	348	0.003
RJ	Volta Redonda	1	0.148	-0.112	348	0.003
RN	Natal	1	0.110	-0.620	348	0.000
RN	Parnamirim	3	0.043	-0.365	346	0.002
SE	Nossa Senhora do Socorro	1	0.026	-0.407	348	0.004
SP	Avaré	1	-0.276	0.126	348	0.000
SP	Barueri	1	-0.014	-0.608	348	0.000
SP	Bauru	1	-0.022	-0.348	348	0.003
SP	Cubatão	1	0.048	-0.239	348	0.002
SP	Santo Andre	1	-0.228	0.041	348	0.039
SP	São Vicente	3	-0.183	0.069	346	0.006

Fonte: Elaboração própria

A região Sudeste (SE) mostrou resultados semelhantes às regiões CO e N para o modelo TAR, com um uma proporção maior de municípios com relação simétrica (34 no total) para suas séries em relação aos municípios que apresentaram relação assimétrica (14 no total). A região Nordeste (NE) teve uma proporção de cidades inversa das demais regiões

sobre a proporção de cidades que apresentaram assimetria em relação as que se mostraram simétricas: do total, foram 9 que mantiveram a hipótese de simetria contra 14 que rejeitaram a hipótese (Tabelas 4 e 6).

Para região Norte, não é clara qual a predominância dos resultados (se de assimetria ou de simetria) pelo número limitado de cidade analisadas para o modelo TAR. Para a região Sul os resultados mostram que há uma menor incidência de processos assimétricos entre as distribuidoras e os postos. Apesar dos resultados não serem conclusivos, é possível ressaltar a hipótese de um mercado mais competitivo em relação ao resto do país. Para a região CO, mesmo contando com um número limitado de cidades, a não rejeição da hipótese de simetria para a maioria das cidades também pode ser um indicativo de mercado regionalmente mais eficiente em relação ao resto do país no processo de transmissão de preços.

Na região SE, os resultados podem ser divididos entre o estado de São Paulo e os demais estados, pois, das 21 cidades analisadas em São Paulo, apenas 6 tiveram a hipótese de simetria rejeitada, o que mostra que, assim como a região Sul, a transmissão de preços dos varejistas para os consumidores neste estado é mais eficiente que nos demais. Para os demais estados da região, 13 cidades mostraram relação simétrica e 8 relações assimétricas (Tabelas 4 e 6).

A região NE foi a que apresentou maior proporção de cidades com relação assimétrica em suas séries. A grande diferença dos resultados desta região das demais mostra que este pode ser um mercado com maior evidência de falhas de mercado no setor varejista, em especial, as relacionadas a mercados colusivos. Dado que os resultados são um indicador de que este mercado pode apresentar falhas de mercados relacionadas principalmente a formação de cartéis, já que esta parece ser a hipótese predominante quanto às falhas no mercado de gasolina do Brasil (Tabela 4).

Na Tabela 6 é apresentada uma síntese dos resultados para as cidades que apresentaram assimetria no modelo ECM MTAR. O modelo ECM MTAR traz resultados diferentes do modelo ECM TAR para tipo de assimetria e municípios analisados. Como houve redução das cidades com assimetrias na especificação MTAR, pode-se atribuir estas diferenças ao tipo de assimetria captado pelos modelos. Cabe destacar que a abordagem MTAR é em muitos aspectos ser mais robusta que a abordagem TAR e em alguns momentos ter seu teste de cointegração pode ser mais eficiente que o de Engle e Granger (1987), como exposto por Enders e Siklos (2001).

Tabela 5. Modelo de Correção de Erros MTAR, apenas municípios que apresentaram assimetria

<i>UF</i>	<i>Município</i>	<i>Defasagens</i>	$\rho_1^{(+)}$	$\rho_2^{(-)}$	<i>N</i>	<i>Probabilidade</i> (teste de assimetria)
BA	Itabuna	1	-0.109	-0.260	348	0.032
BA	Salvador	1	-0.290	-0.087	348	0.013
GO	Caldas Novas	1	-0.035	-0.235	348	0.012
MG	Campo Belo	1	-0.067	-0.209	348	0.049
MG	Formiga	1	-0.153	0.006	348	0.004
MG	Juiz de Fora	1	-0.218	-0.103	348	0.098
MG	Poços de Caldas	1	-0.093	-0.012	348	0.016
MG	Uberaba	1	-0.035	-0.181	348	0.036
MS	Campo Grande	0	-0.038	-0.121	349	0.080
MT	Rondonópolis	1	-0.133	0.011	348	0.006
PB	Campina Grande	1	-0.022	-0.165	348	0.015
PE	Recife	1	-0.654	-0.429	348	0.038
PR	Cascavel	1	0.025	-0.097	348	0.099
PR	Curitiba	1	-0.397	-0.145	348	0.005
RJ	Niterói	1	0.093	-0.164	348	0.002
RJ	Volta Redonda	1	-0.015	0.096	348	0.028
RN	Natal	1	-0.079	-0.468	348	0.000
RR	Boa Vista	1	0.003	-0.080	348	0.044
RS	Canoas	0	-0.187	-0.348	349	0.088
RS	Pelotas	3	-0.168	-0.035	346	0.073
SC	São Jose	1	0.018	-0.165	348	0.002
SP	Americana	2	0.054	-0.150	347	0.000
SP	Araçatuba	1	-0.183	-0.044	348	0.048
SP	Barueri	1	-0.176	-0.340	348	0.020
SP	Mogi Guaçu	1	-0.115	-0.007	348	0.031
SP	Votorantim	2	-0.132	-0.009	347	0.025

Fonte: Elaboração própria

Entre as principais diferenças encontradas nos resultados, estão o aumento do número de municípios com relação simétrica na região NE (de 9 para 17) e o aumento no número de municípios que apresentaram relação assimétrica no Sul (de 1 para 5) (como pode ser visto nas Tabelas 5 e 6). Para a região Sul o suposto de mais eficiente no processo de transmissão de preços não se manteve, mostrando que esta região assim como o restante do país apresenta distorções na dinâmica dos preços no varejo de gasolina

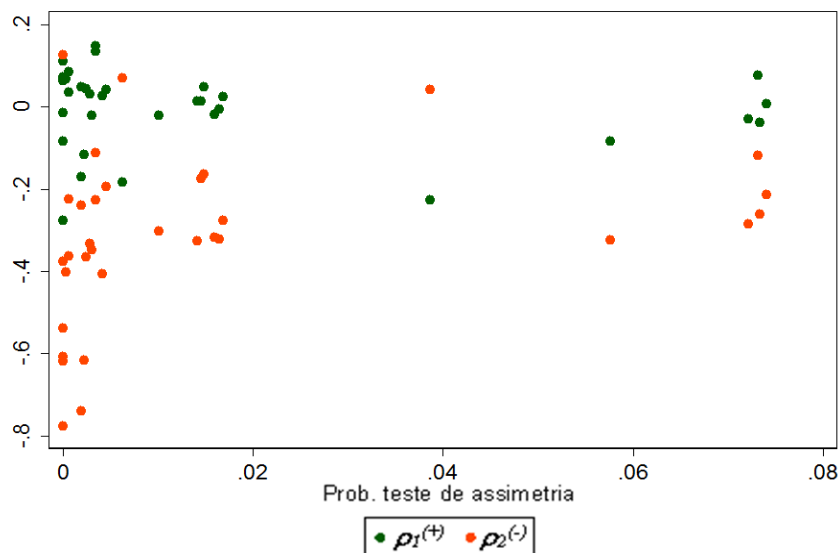
Tabela 6. Resultados dos municípios por região

Modelo	APT	N	NE	SE	S	CO	Total
TAR	não	5	9	34	14	8	70
	sim	2	14	14	1	2	33
	Total	7	23	48	15	10	103
MTAR	não	5	17	31	10	7	70
	sim	1	5	12	5	3	26
	Total	6	22	43	15	10	96

Fonte: Elaboração própria

Para as demais regiões, apesar do número de municípios que apresentaram assimetria pelos dois modelos, ECM TAR e MTAR, não mudar significativamente, observou-se que as cidades mudaram. Além disso, o tipo de assimetria entre os modelos foi diferente para parte considerável das cidades, como pode ser observado nos Gráficos 9 e 10. Enquanto no modelo ECM TAR grande parte dos resultados mostrou  $\rho_1$  mais representativo que  $\rho_2$  (maior predominância de assimetria negativa na trajetória para o equilíbrio), para o modelo ECM MTAR não houve uma maior clara predominância dos valores de  $\rho_1$  em relação aos valores de  $\rho_2$ .

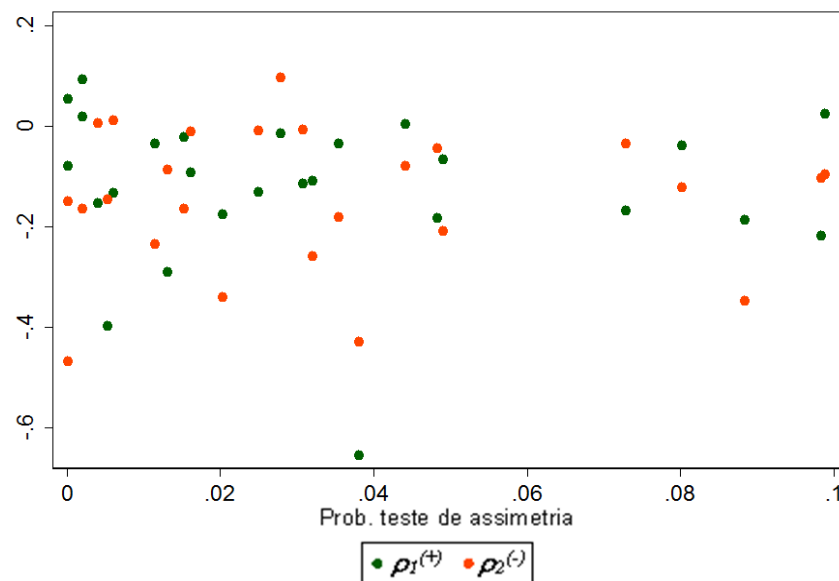
Gráfico 9. Dispersão dos valores de  $\rho_1$  e  $\rho_2$  em relação à probabilidade do teste de assimetria para o modelo TAR



Fonte: Elaboração própria

Os valores de  $\rho_2$  no Gráfico 9 (em laranja), para o modelo TAR, mais distantes de 0, em relação aos valores de  $\rho_1$  (em verde), mostram a maior presença da assimetria negativa na trajetória para o equilíbrio entre as séries de preços da gasolina no atacado e no varejo. Enquanto os valores de  $\rho_1$  e  $\rho_2$  no gráfico 10, para o modelo MTAR, não mostram qual trajetória para o equilíbrio é mais predominante nos municípios, se negativa ou positiva.

Gráfico 10. Dispersão dos valores de  $\rho_1$  e  $\rho_2$  em relação à probabilidade do teste de assimetria para o modelo MTAR



Fonte: Elaboração própria

Não foram encontradas relações entre as características dos municípios, como PIB, com a existência de APT<sup>34</sup>, no modelo ECM TAR. No entanto, quanto relacionadas aos valores de  $\rho_1$  e  $\rho_2$  a frota de veículos no município mostrou maior correlação negativa aos valores de  $\rho_1$ , enquanto o preço médio da gasolina nas distribuidoras no período mostrou correlação positiva com  $\rho_1$ . Neste sentido, o consumo de combustível pode ter impacto relevante na forma como os preços se ajustam e, quanto maior o preço da gasolina na distribuidora, mais rápido serão repassados os aumentos dos preços. Quanto ao modelo ECM MTAR as variáveis PIB e frota de veículos mostraram correlação negativa com os valores de  $\rho_1$ , mostrando o papel mais representativo destas variáveis do consumidor na forma que são repassados os choques positivos entre as séries.

<sup>34</sup> Foi aplicado um modelo simples de regressão linear, junto com a análise de correlação entre as variáveis.

A distribuição dos valores encontrados mostrou uma relação espacial significativa, como visto, o nordeste foi à região com maior proporção de municípios com APT no modelo TAR. Para os modelos TAR houve uma presença maior de resultados favoráveis à assimetria para as regiões sudeste e nordeste. Para os modelos MTAR os resultados favoráveis foram mais frequentes no Sul e no estado de São Paulo. Através disto, é possível ressaltar uma relação espacial entre as assimétricas encontradas nos modelos, principalmente pela divergência de resultados entre os dois modelos para as regiões Sul e Nordeste.

Como mostrado anteriormente, os valores de  $\rho_1$  e  $\rho_2$  captam a velocidade de ajustamento dos preços para o vetor de equilíbrio, o que permite identificar qual tipo de relação assimetria (positiva ou negativa) na dinâmica das séries é predominante em determinado mercado. Para o modelo ECM TAR as cidades em que a hipótese de assimetria foi mantida, observou-se que apenas os coeficientes referentes a choques negativos ( $\rho_2$ ) tiveram significativa relevância. Tal resultado mostra que o retorno ao equilíbrio na relação das séries testadas é relativamente mais rápido para ajustes negativos que ajustes positivos.

Houve divergência entre os modelos TAR e MTAR, quanto ao fator assimétrico. Enquanto no modelo TAR o retorno para o equilíbrio é relativamente mais rápido para choques negativos, no modelo MTAR não houve uma predominância clara de qual o tipo de relação predominante, i.e., se a série é mais dinâmica no retorno para o equilíbrio para choques positivos ou negativos. Assim, para as cidades em que  $\rho_1$  foi mais relevante, ajustes positivos são mais dinâmicos que ajustes negativos para o retorno ao equilíbrio, ou o contrário para os casos em que  $\rho_2$  foi mais relevante, quando se tem uma relação negativa mais dinâmica para o retorno ao equilíbrio.

Cabe ressaltar que a assimetria encontrada nos resultados não pode ser considerada de origem espacial, pois os dados são referentes aos preços médios das distribuidoras que fornecem aos municípios em relação aos postos, i.e., todos os preços são baseados em um mesmo âmbito geográfico, tornando a análise exclusivamente vertical. A próxima seção relato os resultados encontrados na análise espacial.

### 4.3 Resultados dos modelos de análise espacial

Os resultados da análise espacial se apresentaram inicialmente coerentes com relação ao teste de cointegração TAR e MTAR<sup>35</sup> e os aspectos sobre integração regional, listados na seção 2.2.1. Como visto anteriormente, a integração dos mercados é uma importante característica da relação de preços entre mercados espacialmente separados, e fator relevante para as análises de dinâmica de preços. A integração entre mercados indica que as séries de preços entre estes mercados seguem um caminho de equilíbrio comum. Numa situação oposta à indicação seria de que os mercados de gasolina no atacado do Brasil não possuem uma relação de preços similar. Tal situação não só afetaria os diferentes métodos de análise de dinâmica de preços e tornariam as análises agregadas menos eficientes, bem como não conduziriam a uma propagação eficiente de choques de preços de qualquer natureza entre estes mercados. Cabe destacar que, apesar dos testes de cointegração TAR e MTAR, ou mesmo Engle e Granger, revelarem aspectos iniciais relevantes sobre a integração dos mercados, eles não oferecem elementos suficientes para afirmação da integração ou não dos municípios, sendo necessárias abordagens adicionais que fogem ao escopo deste trabalho.

Assim, de maneira geral, os resultados, tanto do teste TAR como MTAR de cointegração, mostram resultados positivos quanto integração dos mercados nacionais de gasolina, ainda que haja a necessidade de comprovações adicionais. Como pode ser visto na Tabela 7, a maior parte dos municípios analisados mostrou ser cointegrada com os municípios considerados como os formadores de preço em cada região. A única exceção se deu a região norte, entre os fatores que podem ser listados para a baixa integração dos municípios desta região com Manaus estão os custos e a logística do transporte. A região Centro-Oeste, apesar de mostrar um grande número de municípios cointegrados com os respectivos municípios formadores de preço, houve também um número significativo de municípios que não cointegrarão pelas abordagens TAR e MTAR. Um dos fatores que podem ter influenciado este resultado pode ser o fator da região não conter nenhum município formador de preço pelos critérios adotados e também pelo custo de transporte já que a região não conta com uma refinaria própria e depende da logística de transporte do estado de São Paulo.

Nas regiões Norte, Sul e Sudeste, o número de municípios cointegrados chegou a 100% em todos os modelos (Tabela 7). Tal resultado mostra que os municípios escolhidos como formadores de preço nas respectivas regiões realmente têm uma relação comum e

---

<sup>35</sup> Os resultados completos dos respectivos teste de cointegração podem ser visto nos Anexos 10 e 11.



dinâmica com os mercados analisados. Assim, estas evidências corroboram com a metodologia utilizada para seleção destes municípios, já que a cointegração é um elemento relevante na análise de integração de mercados e fundamental para análise de APT pela abordagem adotada neste trabalho.

Tabela 7. Resultado do teste de cointegração

<b>Modelo</b>	<b>Cointegra</b>	<b>N</b>	<b>NE</b>	<b>SE</b>	<b>S</b>	<b>CO</b>	<b>Total</b>
TAR	não	5	0	1	0	5	11
	sim*	0	2	2	0	0	4
	sim**	0	1	5	0	3	9
	sim***	2	22	58	14	6	102
MTAR	não	5	0	3	0	3	11
	sim*	0	1	1	0	1	3
	sim**	0	3	7	0	4	14
	sim***	2	21	55	14	6	98
ECM	não	3	0	0	0	2	5
	sim*	2	0	0	0	2	4
	sim**	0	0	3	0	1	4
	sim***	2	25	63	14	9	113
Geral	total	7	25	66	14	14	126

Fonte: Elaboração própria

Nota: \*, \*\* e \*\*\* representam respectivamente 10%, 5% e 1% de significância.

Outro resultado interessante da análise de integração se deve a baixa integração entre estados e regiões, ressalva da regional Centro-Oeste altamente dependente da logística de São Paulo. Em testes de cointegração para São Paulo em relação ao resto do país (Tabela 8, que exclui os municípios já testados para São Paulo reportados na Tabela 7 e nos Anexos 10 e 11), houve uma proporção menor de municípios que apresentaram uma relação comum à dinâmica de preços de São Paulo. Mesmo assim em todas as regiões do país o estado teve ao menos um município cointegrado, como pode ser visto na tabela 8, revelando um relativo impacto dos preços da cidade de São Paulo ao resto do país. De forma geral, a dinâmica de preços no país apresenta uma alta taxa de cointegração das séries com os principais municípios da região a que são pertencentes, o que não acontece quando testadas com as principais cidades das regiões vizinhas.

Mesmo sendo favorável o resultado da cointegração na análise da dinâmica de preços, já que mostra que os preços entre os municípios têm uma relação comum e assim é mais provável a existência de arbitragem de preços entre estes mercados, é preciso completar a análise pela dinâmica de transmissão de choques entre os mesmos. Ao contrário dos testes

de cointegração, os resultados da APT não se apresentaram tão favoráveis em relação à transmissão eficiente dos preços entre os municípios.

Tabela 8. Teste de Cointegração das regiões do Brasil com relação a São Paulo<sup>†</sup>

Modelo	Cointegra	N	NE	SE	S	CO	Total
TAR	não	6	13	16	9	4	48
	sim*	0	1	3	2	0	6
	sim**	1	3	2	2	2	10
	sim***	0	8	1	1	1	11
MTAR	não	5	10	12	12	3	42
	sim*	1	1	3	1	0	6
	sim**	0	5	0	1	1	7
	sim***	1	9	7	0	3	20
ECM	não	4	1	4	6	2	17
	sim*	1	3	5	5	1	15
	sim**	1	12	9	2	1	25
	sim***	1	9	4	1	3	18
Geral	total	7	25	22	14	7	75

Fonte: Elaboração própria

Nota: <sup>†</sup>Não inclui os municípios reportados nos Anexos 10 e 11 para região referente a São Paulo. \*, \*\* e \*\*\* representam respectivamente 10%, 5% e 1% de significância.

Tanto as análises ECM TAR e ECM MTAR mostraram uma alta incidência de APT nos mercados analisados, como pode ser visto na Tabela 9 (para resultados completos Anexos 12 e 13). Tal resultado é um indicativo de que, apesar de haver uma alta integração dos preços da gasolina nas distribuidoras entre os municípios analisados, existem ineficiências na transmissão dos choques traduzidas pelas diferentes formas como estes choques são repassados ao mercado vizinho para aumentos positivos e negativos. Ademais, como podem ser observadas nas Tabelas 9, e nos Anexos 15 e 16, todas as regiões apresentaram um alto nível de APT, que pode ter como causa ineficiências de mercados em especial poder de mercado local por parte das distribuidoras, como mostrado na seção 2.2.1. Para o caso da região Norte, com menos representantes, a hipótese de ineficiência de mercado pode ser mantidas visto que, no contexto da dinâmica de preços, por ter um menor número de municípios cointegrados, a região pode não apresentar uma relação dinâmica de preços entre os municípios vizinhos.

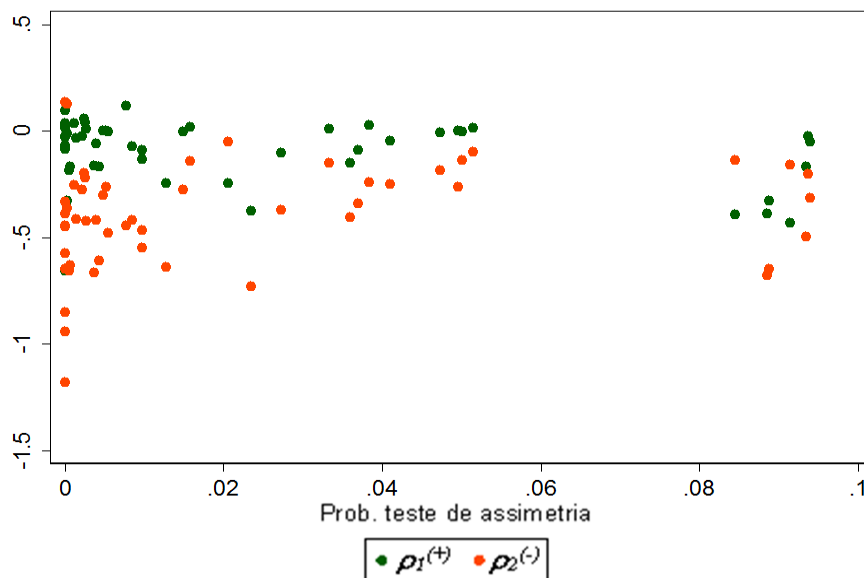
Tabela 9. Resultados da APT espacial por região

Modelo	Assimetria	N	NE	SE	S	CO	Total
TAR	não	2	10	36	8	7	63
	sim	0	15	29	6	2	52
MTAR	não	2	21	45	9	6	83
	sim	0	4	18	5	5	32

Fonte: Elaboração própria

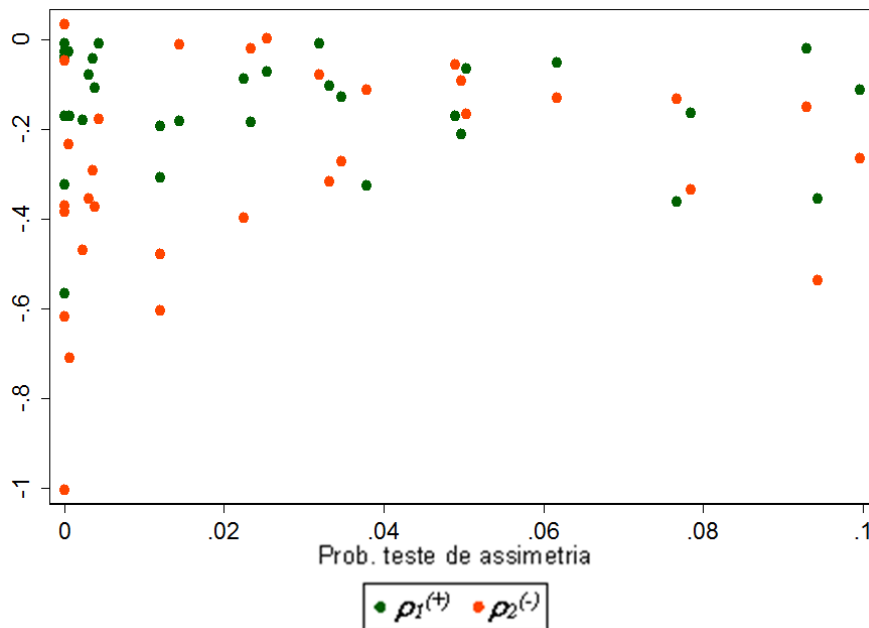
Sobre o tipo de APT encontrado, assim como na análise vertical, a relação assimetria negativa para o retorno ao equilíbrio foi unânime nos resultados espaciais, como pode ser visto pelos valores de  $\rho_2$  nos Gráficos 11 e 12 (em laranja), para o modelo TAR e MTAR respectivamente, mais distantes de zero que os valores de  $\rho_1$  (em verde). Neste sentido, os resultados somados da análise vertical e espacial não divergem dos resultados encontrados na literatura nacional para o modelo TAR, quanto ao modelo MTAR os resultados encontrados na literatura não foram considerados pelo autor adequados já que divergiam dos resultados TAR. Apesar de não poderem ser comparados diretamente, por este trabalho analisar o mercado de gasolina nos diferentes níveis de mercado de forma desagregada, pode servir como base para discussão entre a APT dentro do mercado nacional e APT em relação ao mercado internacional.

Gráfico 11. Dispersão dos valores de  $\rho_1$  e  $\rho_2$  espacial em relação à probabilidade do teste de assimetria para o modelo TAR



Fonte: Elaboração própria

Gráfico 12. Dispersão dos valores de  $\rho_1$  e  $\rho_2$  em relação à probabilidade do teste de assimetria para o modelo MTAR



Fonte: Elaboração própria

Já nos resultados tanto do modelo ECM TAR quanto ECM MTAR, onde foi encontrado assimetria, observou-se que os coeficientes referentes a choques negativos ( $\rho_2$ ) foram mais relevantes no modelo. Tal resultado mostra que ajustes têm uma trajetória de ajustamento para o equilíbrio mais rápida para choques negativos que ajustes positivos (para o modelo TAR) ou que choques negativos são relativamente mais dinâmicos na sua trajetória para o equilíbrio que choques positivos (para o modelo MTAR). Pela análise espacial, não foi possível encontrar relação clara entre as características dos municípios, como frota de veículos, com a existência de APT ou mesmo o tipo de APT encontrado.

## 5 CONCLUSÃO

Sobre as hipóteses relacionadas às origens dos diferentes tipos de assimetria, para o caso do mercado de gasolina no varejo do Brasil no período de tempo considerado, grande parte da literatura (Capítulo 1) tem revelado a formação de conluios neste setor. Apesar das hipóteses não serem conclusivas, a existência de assimetria se apresenta como mais um indício relacionado a possíveis formações de cartéis, ainda que outros fatores como custos de ajustamento não devam ser descartados.

Tomando como hipótese a formação de conluios, a grande diferença dos resultados positivos para a região Nordeste, em relação às demais regiões, indica que este pode ser um mercado com maior número de problemas quanto ao setor varejista. Os resultados são um indicativo de que este mercado tem graves ineficiências no processo de transmissão de preços.

No caso da região Sul, inicialmente tomada como menos suscetível a assimetrias, como visto no modelo TAR, esta não teve os resultados confirmados pelo modelo MTAR, que mostraram a presença de APT em mais 30% de seus municípios. Assim sendo, não é possível descartar a hipótese de conluios neste mercado. Apenas o estado de São Paulo, em que as assimetrias se mostraram um problema menor na formação de preços no mercado varejista, parece ser o mercado mais relativamente competitivo já que os resultados mostram uma relação dinâmica de preços mais eficiente neste estado.

Como mostrado por Chen *et al.* (2005), os ajustamentos de preços de gasolina no mercado varejista ocorrem prioritariamente em decorrência de variações de preços do mercado atacadista e não do mercado internacional. No Brasil, os resultados encontrados por Uchôa (2008) tentam elucidar a integração do mercado varejista interno com o mercado internacional, os resultados significativos a APT encontrados pelo autor, sugerem ser um problema geral do varejo do país. Os resultados apresentados aqui divergem relativamente dos resultados de Uchôa (2008), já que a assimetria não se mostrou um problema nacional mais específico de determinadas regiões. Os resultados de Uchôa (2008) também podem estar sendo influenciados pelo controle estatal dos preços do petróleo por meio da Petrobras, gerando assim uma maior pressão assimétrica que não necessariamente será uma característica do varejo mais da relação produtor-atacadista, por exemplo. Assim, os resultados apresentados no presente trabalho mostram que a APT é um problema local e quase sempre regionalmente localizado, além disto, os resultados convergiram mais significativamente para APT negativa mesmo nos modelos MTAR.

Como referenciado por Bailey e Brorsen (1989) a existência do poder de mercado pode levar tanto a assimetria positiva quanto a negativa, o que corrobora parcialmente com os resultados obtidos aqui. Os resultados mais significativos para ajustes negativos no retorno ao equilíbrio, podem ser confrontados com os trabalhos de Ward (1982) e Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004). Para Ward (1982), como mostrado na seção 2.2, o poder de mercado pode levar à assimetria negativa caso os oligopolistas estejam relutantes em arriscar a perder um *share* significativo do mercado, devido ao aumento dos preços. Assim sendo, a hipótese de conluio principalmente para ajustes negativos parece ser uma hipótese relativamente forte, tomando o histórico literário sobre a suposição no Brasil. Cabe destacar que os trabalhos Ward (1982) e Bailey e Brorsen (1989) se referem a produtos agrícolas, neste caso certas considerações devem ser ressaltadas na comparação dos resultados, principalmente quanto a perecibilidade dos produtos agrícolas e as questões de diferenciação destes produtos em relação à gasolina que é um produto quase homogêneo de baixíssima perecibilidade.

Aliado a Ward (1982) e a Bailey e Brorsen (1989), Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) também sugere haver uma relação entre APT e conluio destacando que tanto APT positiva quanto negativa podem ser originados e acordos tácitos dependendo da estrutura de mercado das firmas. Neste sentido, mesmo não sendo testado diretamente neste trabalho, é importante destacar a relevância da hipótese de conluio para a existência de APT, sendo que para o caso Brasil esta hipótese tem um relevante peso, dado a estrutura de mercado do país e a preocupação de órgãos públicos e de estudos aplicados no setor (seção 1).

Para o caso do atacado de gasolina, apesar dos problemas relacionados à APT espaciais encontrados no setor, os resultados mostraram uma forte integração regional de mercados. Como visto, houve uma alta taxa de integração entre os mercados analisados, mas esta integração se limitou as regiões selecionadas para análise, como exemplo, ao testar a integração dos preços de São Paulo com o resto do país os resultados não mostraram uma forte integração em âmbito nacional. Estes resultados mostram que o consumo, assim como os preços do combustível, é regionalmente delimitado, ou seja, há pouca dinâmica entre os preços de diferentes regiões. A exceção se deu a região Centro-Oeste fortemente dependente da produção e da logística de São Paulo e Minas Gerais e por isso obteve maior integração com a região Sudeste. Para o caso do Norte, é relevante destacar que a logística de transporte e a dependência de alguns estados a países vizinhos, como o caso do Acre, podem ter sido fatores que influenciaram a baixa integração da região.

Quanto à análise espacial da APT os resultados mostram que os atacadistas repassam de forma ineficiente os preços entre diferentes regiões. Novamente aqui predomina a hipótese

de poder de mercado das firmas, devido à forte concentração do setor, como mostrado na seção 2.2.1. Algumas empresas podem exercer poder de mercado se possuem em dados locais controle de grande parte da distribuição. Uma hipótese que pode ser tomada como relevante é que a forte concentração do setor pode reduzir o espaço de pequenas distribuidoras que não tenham plena capacidade de atuar em municípios distantes ou mesmo em municípios pequenos onde o volume vendido por elas não superam os custos das mesmas em ofertar o produto, cabendo as grandes distribuidoras, geralmente com fortes ganhos de escala, em fornecer o combustível para maioria destes municípios. Além disso, esta hipótese pode ser reforçada pelo fato de as grandes distribuidoras serem responsáveis por maior parte da logística do país, e poderem tomar proveito desta posição para obter ganhos sobre as demais.

A forte presença da APT no setor atacadista leva a crer que este setor precisa tanto de monitoramento quanto o setor varejista, visto que o mesmo não é capaz de repassar os preços entre os municípios de forma eficiente. Além disso, deve haver um maior monitoramento da forma como as principais distribuidoras repassam os preços ao longo do país, visto que as 5 maiores controlam cerca de 72% do mercado, o que pode lhes garantir o poder de definir preço ou até mesmo impedir a entrada de pequenas empresas em cidades em que já estejam atuado, principalmente pelos ganhos de escala das mesmas.

## **5.1 Considerações finais**

Este estudo objetivou analisar a existência de transmissão assimétrica de preços no mercado de gasolina brasileiro sobre uma abordagem diferente da existente na literatura nacional. Isto porque, primeiramente, foi feita uma análise desagregada em cidades e os ajustamentos de preços de gasolina no varejo (postos) foram tomados em termos da variação de preços por atacado (distribuidor), com o intuito de identificar a APT no setor varejista. Num segundo momento, foi analisado o atacado dos municípios selecionados com relação ao preço no atacado dos principais municípios do país, buscando compreender a dinâmica da transmissão dos preços ao longo do país. É importante destacar que a desagregação dos dados permitiu mostrar que a assimetria não é um problema nacional mais específico de cada município e diferente para cada uma das regiões do Brasil. Além disso, a abordagem desagregada permite maiores links sobre o comportamento dos agentes por municípios no país.

A principal conclusão em relação à análise do varejo é que há evidência estatística de cointegração entre as séries de preços de gasolina a varejo e atacado em 103 municípios pelo

modelo TAR e que 68% dos municípios apresentaram ajustamentos simétricos dos preços no modelo ECM TAR. Pela abordagem MTAR, constatou-se evidência de cointegração para 96 cidades e que há ajustamento simétrico em 73% dos municípios. Esta análise desagregada evidencia que o padrão para os ajustamentos dos preços no mercado de gasolina a varejo decorrente de choques advindos dos distribuidores, é simétrico.

Para aquelas cidades que apresentaram um comportamento assimétrico na transmissão de preços pode-se concluir, pela amostra selecionada, que a região Sudeste apresentou uma proporção maior de municípios com transmissão simétrica. Este resultado é semelhante aos das regiões Centro Oeste e Norte, apesar da amostra selecionada para estas regiões ser menor que a do Sudeste. Entretanto, a região Nordeste inverteu a proporção de cidades que apresentaram assimetria das que mostraram transmissão simétrica das demais regiões.

Para o caso do atacado de gasolina no Brasil, os resultados mostraram uma alta integração dos mercados que, no entanto, não se traduziu em uma transmissão eficiente dos preços dos combustíveis ao longo do país, pois grande parte dos municípios analisados apresentando algum tipo de assimetria. Os resultados evidenciaram que a APT é um problema mais grave no setor atacadista que varejista e que ambos (varejo e atacado) precisam de igual monitoramento. Cabe destacar que mesmo relevante o papel do álcool na formação de preços da gasolina, a não inclusão do mesmo nos modelos empíricos se deve primeiramente pela escolha das variáveis que relacionam o mesmo produto e minimizam problemas de variáveis omitidas e pela análise se basear na relação de preços entre o atacado e o varejo menos suscetível aos impactos do álcool.

As hipóteses tanto de atacado quanto varejo, em relação à origem das assimetrias, foram de condutas anticompetitivas, apesar de a mesma não ser testada diretamente. A aplicação de links entre APT e as hipótese ainda demanda de um maior desenvolvimento teórico e empírico por parte da literatura para sua aplicação.

Apesar da abordagem ainda não ter bem desenvolvidas modelos teóricos e links que permitam testar as hipóteses diretamente, o modelo traz relevantes indícios sobre a dinâmica de preços nos mercados, podendo inclusive ser testado como ferramenta para análises de conluio. Para trabalhos futuros sugeri-se a aplicação de testes empíricos que relacionem diretamente as hipóteses relativas à assimetria à existência da mesma.



## REFERÊNCIAS

ABDULAI, A. Spatial and Vertical price transmission in food staples market chains in Eastern and Southern Africa: What is the evidence? In: FAO TRADE AND MARKETS DIVISION WORKSHOP ON STAPLE FOOD TRADE AND MARKET POLICY OPTIONS FOR PROMOTING DEVELOPMENT IN EASTERN AND SOUTHERN AFRICA, 2007, Roma. **Annals...** Roma: FAO, 2007. 34 p.

ABDULAI, A. Spatial Price Transmission and asymmetry in the Ghanaian Maize Market, **Journal of Development Economics**, Elsevier, Amsterdam, v. 63, n. 2, p. 327-349, 2000. Disponível em <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304387800001152>>. Acesso em: 15/05/2011.

AGÊNCIA NACIONAL DE PETRÓLEO GÁS NATURAL E BIOCOMBUSTÍVEL (ANP). 2011. Disponível em <[www.anp.gov.br](http://www.anp.gov.br)>. Acesso em: 15/05/2011.

AGUIAR, D. R. D.; FIGUEIREDO, A. M. Análise econométrica do exercício de poder de mercado no varejo alimentar brasileiro. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL – SOBER, 48., 2010, Campo Grande. **Anais...** Campo Grande: SOBER, 2010.

AGUIAR, D. R. D.; SANTANA J. A. Asymmetry in farm to retail price transmission: evidence from Brazil. **Agribusiness**, New York, USA, v. 18, n. 1, p. 37-48, 2002. Disponível em <[https://www.msu.edu/course/aec/891/aguiarandsantana\\_2002.pdf](https://www.msu.edu/course/aec/891/aguiarandsantana_2002.pdf)>. Acesso em: 17/07/2011.

ALVES, A. F.; TONIN, J. M.; CARRER, M. J. Análise da assimetria de transmissão de preço na comercialização da uva fina de mesa no Paraná no período de 1997 a 2010. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL – SOBER, 48., 2011, Belo Horizonte. **Anais...** Belo Horizonte: SOBER, 2011.

ARAÚJO Jr., I.; et alli. Oligopolistic behavior of brazilian gas stations. In: EDMUND, BAER, W.; COES, D. (Org.), **Energy, bio fuels and development: comparing Brazil and the United States**. London: Routledge, 2011.

ASPLUND, M.; ERIKSSON, R.; FRIBERG, R. Price adjustments by a gasoline retail chain. **Working Paper series in Economics and Finance**, Estocolmo, n. 194, 1997. 44 p. Disponível em <<http://swopec.hhs.se/hastef/papers/hastef0194.pdf>>. Acesso em: 17/07/2011.

BACHMEIER, L. J.; GRIFFIN, J. M. New evidence on asymmetric gasoline price responses. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 85, n. 3, p. 772-776, 2003. Disponível em <<http://www.ftc.gov/bc/gasconf/comments2/bachmeierlance.pdf>>. Acesso em: 17/07/2011.

BACON, R. W. Rockets and feathers: the asymmetric speed of adjustment of U.K. retail gasoline prices to cost changes. **Energy Economics**, Elsevier, Amsterdam, v. 13, n. 3, p. 211-218, 1991. Disponível em <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/014098839190022R>>. Acesso em: 17/07/2011.

BAILEY, D. V.; BRORSEN, B. W. Price asymmetry in spatial fed cattle markets. **Western Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 14, n. 2, p. 246-252, 1989. Disponível em <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/32352/1/14020246.pdf>>. Acesso em: 17/07/2011.

BALABANOFF, S. The composite barrel of retail prices and its relationship to crude oil prices. **OPEC Review**, Oxford, v. 17 n. 4, p. 421-449. 1993. Disponível em <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1468-0076.1993.tb00485.x/abstract>>. Acesso em: 17/07/2011.

BALKE, N. S., BROWN, S. P. A. AND YÜCEL, M. K. Crude oil and gasoline prices: an asymmetric relationship? **Economic Review**, Dallas, p. 2-11, 1998. Disponível em <[www.stat.pitt.edu/stoffer/tsa2/oil\\_gas.pdf](http://www.stat.pitt.edu/stoffer/tsa2/oil_gas.pdf)>. Acesso em: 17/07/2011.

BALL, L.; MANKIW, N. G. A sticky-price manifesto. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, New York, v. 41, p. 127-151, 1994.

BALMACEDA, F.; SORUCO, P. Asymmetric dynamic pricing in a local gasoline retail market. **Journal of Industrial Economics**, Oxford, v. 56, n. 3, p. 629-653, 2008.

BEDROSSIAN, A. AND MOSCHOS, D. Industrial structure, concentration and the speed of price adjustment. **The Journal of Industrial Economics**, Oxford, v. 36, n. 4, p. 459-475, 1988. Disponível em <<http://www.jstor.org/pss/2098450>>. Acesso em: 17/07/2011.

BENABOU, R.; GERTNER, R. Search with Learning from Prices – Does Increased Inflationary Uncertainty lead to Higher Markups? **Review of Economic Studies**, Oxford, v. 60, n. 1, p. 69-93, 1993.

BEN-KAABIA, M.; GIL, J. M. Asymmetric price transmission in the Spanish lamb sector. **Europe Review of Agriculture Economics**, Oxford, v. 34, n.1, p. 53-80, 2007.

BERARDI, D.; FRANZOSI, A.; VIGNOCCHI, C. Il prezzo dei carburanti in Italia: asimmetrie e mispecificazioni. **Contributi di ricerche IRS**, Luglio, Italia, n. 50, 2000. 45 p. Disponível em <<http://www.el-fo.it/inviafile.asp?wp=wp50.pdf>>. Acesso em: 17/08/2011.

BERMINGHAM, C.; O'BRIEN, D. Testing for asymmetric pricing behavior in Irish and UK petrol and diesel markets. **Research Technical Paper**, Dublin, n. 3, 2010. 33 p. Disponível em <<http://www.centralbank.ie/data/TechPaperFiles/3RT10.pdf>>. Acesso em: 17/07/2011.

BETTENDORF, L.; VAN DER GEEST, S. A.; VARKEVISSER, M. Price asymmetry in the Dutch retail gasoline market. **Energy Economics**, Elsevier, Amsterdam, v. 25, p. 669-689, 2003. Disponível em <[repub.eur.nl/res/pub/810/rm0205.pdf](http://repub.eur.nl/res/pub/810/rm0205.pdf)>. Acesso em: 17/07/2011.

BOENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

BORENSTEIN, S.; CAMERON, A. C.; GILBERT, R. Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil price changes? **Quarterly Journal of Economics**, Massachusetts, v. 112, n. 1, p. 305-339, 1997. Disponível em <<http://econweb.rutgers.edu/tsurumi/Borenstein%20et%20al%201997.pdf>>. Acesso em: 17/07/2011.

BORENSTEIN, S.; SHEPARD, A., Dynamic Pricing in Retail Gasoline Markets. **Rand Journal of Economics**, Oxford, v. 27, n. 3, p. 429-451, 1996. <http://www.jstor.org/pss/2555838>

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. **Time series analysis: forecasting and control**. São Francisco: Holden Day, 1970.

BROWN, S. P. A.; YÜCEL, M. K. Gasoline and crude oil prices: why the asymmetry? **Economic and Financial Review**, Dallas, p. 23-29, 2000. 7 p. Disponível em <[www.dallasfed.org/research/efr/2000/efr0003b.pdf](http://www.dallasfed.org/research/efr/2000/efr0003b.pdf)>. Acesso em: 17/07/2011.

CADE **Resolução número 20**. 1999. Disponível em: <<http://www.cade.gov.br/leislacao/resolucoes/20resol99.asp>>. Acesso em: 25/06/2011.

CAPPS Jr., O. Uses of supermarket scan data in demand analysis. **Emerging Data Issues in Food Demand Analysis**, Workshop S216 [online], Regional Research Project S-278 Food Demand, Nutrition and Consumer Behavior, 1993. Disponível em: <<http://ageconsearch.umn.edu/handle/11854>>. Acesso em: 25/08/2011.

CASTANIAS, R.; JOHNSON, H. Gas wars: retail gasoline price fluctuations. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 75, n. 1, p. 171-174, 1993. Disponível em <<http://www.jstor.org/stable/2109643>>. Acesso em: 19/04/2011.

CHAVAS, J. P.; MEHTA, A. Price dynamics in a vertical sector: the case of butter. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 86, p. 1078-1093, 2004. Disponível em <<http://www.jstor.org/pss/4492793>>. Acesso em: 19/04/2011.

CHEN, L.; FINNEY, M.; LAI, K. S. A threshold cointegration analysis of asymmetric price transmission from crude oil to gasoline prices. **Economics Letters**, Los Angeles, v. 89, n. 2, p. 233-239, 2005. Disponível em <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S016517650500217X>>. Acesso em: 17/07/2011.

CONFORT, P. Price transmission in selected agricultural markets. **FAO Commodities and Trade Policy Research Working Paper**, Roma, n. 7, 2004. Disponível em <[www.globalfoodsec.net/static/text/FAO\\_price\\_transmission.pdf](http://www.globalfoodsec.net/static/text/FAO_price_transmission.pdf)>. Acesso em: 17/07/2011.

CONFORT, P.; HALLAM, D.; RAPSOMANIKIS, G. **Market integration and price transmission in selected food and cash crop markets of developing countries: review and applications**. FAO Commodity Market Review [online], FAO Commodity and Trade Division Working Paper, 2003. 127p. Disponível em <<http://www.fao.org/docrep/006/y5117e/y5117e06.htm>>. Acesso em: 17/07/2011.

CONTIN, I.; CORRELJ, A.; PALACIOS, M. B. Competition and price asymmetry in the Spanish retail gasoline market. In: JORNADAS DE ECONOMIA INDUSTRIAL, 20., 2011, Granada. **Anais...** Granada: Fundacion Centro de Estudios Andaluces, 2011. Disponível em <[http://www.ugr.es/~xxjei/JEI\(51\).pdf](http://www.ugr.es/~xxjei/JEI(51).pdf)>. Acesso em: 17/07/2011.

DELTAS, G. Retail gasoline price dynamics and local market power. **Journal of Industrial Economics**, Oxford, 56, n. 3, p. 613-628, 2008. Disponível em <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1467-6451.2008.00350.x/abstract>>. Acesso em: 17/07/2011.

DIXON, D. F. Gasoline marketing in the United States: The First Fifty Years. **The Journal of Industrial Economics**, Blackwell Publishing, London, v. 13, n. 1, p. 23-42, 1964. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2097524>>. Acessado em: 13/04/2010.

DUFFY-DENO, K. T. Retail price asymmetries in local gasoline markets. **Energy Economics**, Elsevier, Amsterdam, v. 18, p. 81-92, 1996. Disponível em <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0140988395000518>>. Acesso em: 17/07/2011.

ECKERT, A. Retail price cycles and response asymmetry. **Canadian Journal of Economics**, Montréal, v. 35, n. 1, p. 52–76, 2002.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, Princeton, v. 64, n. 4, p. 813–836, 1996. Disponível em <<http://www.jstor.org/pss/2171846>>. Acesso em: 17/07/2011.

ELTONY, M. N. The asymmetry of gasoline prices: fresh evidence from an error correction model for U.K. and U.S.A. **International Journal of Energy Research**, Oxford, v. 22, p. 271–276, 1998. Disponível em <[http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/\(SICI\)1099-114X\(19980310\)22:3%3C271::AID-ER382%3E3.0.CO;2-R/abstract](http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/(SICI)1099-114X(19980310)22:3%3C271::AID-ER382%3E3.0.CO;2-R/abstract)>. Acesso em: 17/07/2011.

ENDERS, W. **Applied econometric times series**. Nova York: John Wiley & Sons, 2010.

ENDERS, W.; GRANGER, C. W. J. Unit-Root Tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates. **Journal of Business & Economic Statistics**, Boston, v. 16, n. 3, p. 304-311, 1998. Disponível em <<http://www.jstor.org/pss/1392506>>. Acesso em: 17/07/2011.

ENDERS, W.; SIKLOS, P. Cointegration and threshold adjustment. **Journal of Business and Economic Statistics**, Carolina do Norte, v. 19, n. 2, p. 166-176, 2001. Disponível em <[http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=243554](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=243554)>. Acesso em: 17/07/2011.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C.W.J. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. **Econometrica**, v. 55 n. 2, p. 251-276, 1987. Disponível em <[http://www.ntuzov.com/Nik\\_Site/Niks\\_files/Research/papers/stat\\_arb/EG\\_1987.pdf](http://www.ntuzov.com/Nik_Site/Niks_files/Research/papers/stat_arb/EG_1987.pdf)>. Acesso em: 17/07/2011

FALSAFIAN, A.; MOGHADDASI, R. Spatial Integration and Asymmetric Price Transmission in Selected Iranian Chicken Markets. In: INTERNATIONAL CONGRESS OF EUROPEAN ASSOCIATION OF AGRICULTURAL ECONOMISTS, n. 44163, 2008, Ghent, Belgium. **Anais...** Ghent, Belgium: European Association of Agricultural Economists (EAAE), 2008

FALSAFIAN, A.; YAZDANI, S; MOGHADASI, R. Analyzing Vertical Price Transmission in the Iran's Mutton Market. **World Applied Sciences Journal**, [Iran], v. 10, n. 7, p. 791 - 796, 2010.

FERNÁNDEZ-AMADOR, O.; CRESPO-CUARESMA, J.; BAUMGARTNER, J. Milking the prices: the role of asymmetries in the price transmission mechanism for milk products in Austria. **Working Papers**, Innsbruck, Faculty of Economics and Statistics, University of Innsbruck, n. 378, 2010. 19 p. Disponível em <<http://ideas.repec.org/p/wfo/wpaper/y2010i378.html>>. Acesso em: 17/07/2011.

FREY, G.; MANERA, M. Econometric models of asymmetric price transmission. **Journal of Economic Surveys**, Oxford, v. 21, n. 2, p. 349–415, 2007. 67 p. Disponível em <

[http://onlinelibrary.wiley.com/doi/ 10.1111/j.1467-6419.2007.00507.x/abstract](http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1467-6419.2007.00507.x/abstract) >. Acesso em: 17/07/2011.

GALEOTTI, M.; LANZA, A.; MANERA, M. Rockets and feathers revisited: an international comparison on European gasoline markets. **Energy Economics**, Elsevier, Amsterdam, v. 25, p. 175–190, 2003.

GOMEZ, M.I.; KOERNER, J. **Do retail coffee prices increase faster than they fall?** Asymmetric price transmission in France, Germany and the United States. Working Paper, Department of Applied Economics and Management Cornell University, Ithaca, New York, 2002. Disponível em: <[http://congrega.fund.uc3m.es/earie2002/papers/paper\\_49620020329.pdf](http://congrega.fund.uc3m.es/earie2002/papers/paper_49620020329.pdf)>. Acesso em: 17/07/2011.

GOODWIN, B. K.; HARPER, D. C. Price transmission, threshold behavior, and asymmetric adjustment in the U.S. pork sector. **Journal of Agricultural and Applied Economics**, Nashville, v. 32, n. 3, p. 543–553.2000. Disponível em <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/15308/1/32030543.pdf>>. Acesso em:

GOODWIN, B. K.; HOLT, M. T. Asymmetric Adjustment and Price Transmission in the U.S. Beef Sector. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 81, n. 3, p. 630–637, 1999. Disponível em <<http://www.jstor.org/pss/1244026>>. Acesso em: 17/07/2011.

GOODWIN, B. K.; PIGGOTT, N. E. Spatial market integration in the presence of threshold effects. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 83, p. 302–317, 2001.

GOODWIN, B. K.; SERRA, T. Price transmission and asymmetric adjustment in the Spanish dairy sector. **Applied Economics**, Elsevier, Amsterdam, v. 35, p. 1889–1899, 2003.

GRASSO, M.; MANERA, M. Asymmetric error correction models for the oil gasoline price relationship. **Energy Policy**, Elsevier, Amsterdam, v. 35, n. 1, p. 156–177, 2007.

GRIFFITH, G. R.; PIGGOTT, N. E. Asymmetry in beef, lamb and pork farm-retail price transmission in Australia. **Agricultural Economics**, Blackwell, Chichester (UK), v. 10, p. 307–316, 1994.

HANSEN, B. E. Threshold autoregression in economics. **Statistics and Its Interface**, Sommerville, v. 0, p. 1–5, 2011. Disponível em <[http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/papers/saii\\_11.pdf](http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/papers/saii_11.pdf)>. Acesso em: 17/07/2011.

HASSAN, D.; SIMIONI, M. Price linkage and transmission between shippers and retailers in the French vegetable channel. In: International Congress of European Association of Agricultural Economists. Zaragoza. 2002. **Annals...** Zaragoza, European Association of Agricultural Economists. 2002. Disponível em <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/24794/1/cp02ha89.pdf>>. Acesso em: 17/07/2011.

HONARVAR, A. Asymmetry in retail gasoline and crude oil price movements in the United States: an application of hidden cointegration technique; **Energy Economics**, Elsevier, Amsterdam, v. 31, n. 3, p. 395–402, 2009. Disponível em <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S014098830900022X>>. Acesso em: 17/07/2011.

HOUCK, J. P. An approach to specifying and estimating non-reversible functions. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 59, n. 3, p. 570–572, 1977. Disponível em < <http://www.jstor.org/pss/1239663>>. Acesso em: 17/07/2011.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). 2011. Disponível em <[www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br)>. Acesso em: 15/06/2011.

KARRENBROCK, J. The behavior of retail gasoline prices: symmetric or not? **Federal Reserve Bank of St. Louis, Journal Review**, St. Louis, n. 7, p. 19-29, 1991. 11 p. Disponível em < [https://research.stlouisfed.org/publications/review/91/07/Behavior\\_Jul\\_Aug1991.pdf](https://research.stlouisfed.org/publications/review/91/07/Behavior_Jul_Aug1991.pdf)>. Acesso em: 17/07/2011.

KAUFMANN, R.K.; LASKOWSKI, C. Causes for an asymmetric relation between the price of crude oil and refined petroleum products. **Energy Policy**, Elsevier, Amsterdam, v. 33, p. 1587–1596, 2005.

KINNUCAN, H. W.; FORKER, O. D. Asymmetry in farm-retail price transmission for major dairy products. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 69, n. 2, p. 285–292, 1987. Disponível em < <http://agecon2.tamu.edu/people/faculty/capps-oral/agec%20635/Readings/Asymmetry%20in%20Farm-Retail%20Price%20Transmission%20for%20Major%20Dairy%20Products.pdf>>. Acesso em: 17/07/2011.

KIRCHGASSNER, G.; KUBLER, K. Symmetric or asymmetric price adjustments in the oil market: an empirical analysis of the relations between international and domestic prices in the Federal Republic of Germany, 1972-1989. **Energy Economics**, Elsevier, Amsterdam, v. 14, p. 171–185, 1992.

LEITE, A. L. S.; LANZER, E. A.; SERRA, F. A. R. Entre hierarquia e mercado: análise da competição no setor de postos de combustíveis da grande Florianópolis. **Revista Alcance**, v. 16, n. 1, p. 45–61, 2009.

LEVY, D. et alli. Asymmetric Price Adjustment in the Small. **Kiel Working Paper**, Kiel Institute for World Economics, Kiel, Germany, n. 1356, 2007. 43 p. Disponível em <<http://www.ifw-members.ifw-kiel.de/publications/asymmetric-price-adjustment-in-the-small/kap1356.pdf>>. Acesso em: 17/07/2011.

LIVINGSTON, M.; LEVITT, T. Competition and retail gasoline prices. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 41, n. 2, p. 119-132, 1959. Disponível em < <http://www.jstor.org/stable/1927794>>. Acesso em: 19/04/2011.

MACKINNON, J. G. Critical Values for Cointegration Tests. **Working Paper No. 1227**, Queen's Economics Department, Queen's University, Kingston, Ontario, Canada. 2010. Disponível em < [http://qed.econ.queensu.ca/working\\_papers/papers/qed\\_wp\\_1227.pdf](http://qed.econ.queensu.ca/working_papers/papers/qed_wp_1227.pdf)>. Acesso em: 19/04/2011.

MADSEN, J. B.; YANG, B. Z. Asymmetric Price Adjustment in a Menu-cost Model, **Journal of Economics**, v. 68, n.3, p. 295–309, 1998.

MANNING, D. N. Petrol prices, oil price rises and oil price falls: some evidence for the UK since 1972. **Applied Economics**, Elsevier, Amsterdam, v. 23, p. 1535–1541, 1991.

MASKIN, E.; J. TIROLE, A Theory of Dynamic Oligopoly II: Price Competition, Kinked Demand Curves, and Edgeworth Cycles. **Econometrica**, Wiley-BlackWell, Chichester (UK), n. 56, p. 571-599, 1988.

MATTOS, L. B.; *et alli*. Transmissão de preços entre mercados regionais de carne de frango no Brasil. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 8, p. 75-97, 2010a. Disponível em: <<http://www.economia-aplicada.ufv.br/revista/pdf/2010/v8n1/artigo4.pdf>>. Acesso em: 14/12/2011.

MATTOS, L. B.; *et alli*. Uma aplicação de modelos TAR para o mercado de carne de frango no Brasil. **Revista ANPEC**, v. 11, p. 537-557, 2010b. Disponível em: <[http://www.anpec.org.br/revista/vol11/vol11n3p537\\_557.pdf](http://www.anpec.org.br/revista/vol11/vol11n3p537_557.pdf)>. Acesso em: 14/12/2011.

MEYER, J., VON CRAMON-TAUBADEL, S. Asymmetric price transmission: a survey. **Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 55, n. 3, 2004. p. 581-611. Disponível em <<https://www.msu.edu/course/aec/845/READINGS/MeyerCramon-Taubach2004.pdf>>. Acesso em: 17/07/2011.

MILLER, D.J.; HAYENGA, M.L. Price cycles and asymmetric price transmission in the US pork market. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 83, p. 551-562, 2001.

MOHANTY, S.; PETERSON, E.W.; KRUSE, N.C. Price asymmetry in the international wheat market. **Canadian Journal of Agricultural Economics**, Montréal, v. 43, p. 355-366, 1995.

NOEL, M. D. Edgeworth price cycles and focal prices: evidence from the Toronto retail gasoline market. **The Journal of Industrial Economics**, Oxford, v.55, n. 1, p.69-92, 2007. Disponível em <[http://weber.ucsd.edu/~mdnoel/research/NOEL\\_torontocycles.pdf](http://weber.ucsd.edu/~mdnoel/research/NOEL_torontocycles.pdf)>. Acesso em: 17/07/2011.

NUNES, C.; GOMES, C. Aspectos concorrenciais do varejo de combustíveis no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA (ANPEC), 33., 2005, Natal. **Anais...** Natal: ANPEC, 2005. 19 p. Disponível em <<http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A108.pdf>>. Acesso em: 17/07/2011.

PARROTT, S. D., ESTWOOD, D. B.; BROOKER, J. R. Testing for symmetry in price transmission: na extension of the shiller lag structure with an application to fresh tomatoes. **Agribusiness**, Blackwell, Chichester (UK), v. 19, p. 35-49, 2001.

PELTZMAN, S. Prices rise faster than they fall. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 108, n. 3, p. 466-502, 2000. Disponível em <<http://www.jstor.org/stable/3038267>>. Acesso em: 17/04/2011.

POWERS, N.J. Sticky short run prices and vertical pricing: evidence from the market for iceberg lettuce. **Agribusiness**, Blackwell, Chichester (UK), v. 11, p. 57-75, 1995.

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

RADCHENKO, S. Lags in the response of gasoline prices to changes in crude oil prices: the role of short-term and long-term shocks. **Energy Economics**, Elsevier, Amsterdam, v. 27 n. 4, p. 573-602, 2005a.

RADCHENKO, S. Oil price volatility and the asymmetric response of gasoline prices to oil price increases and decreases. **Energy Economics**, Elsevier, Amsterdam, v. 27, n. 5, p. 708–730. 2005b.

RADCHENKO, S.; TSURUMI, H. Limited information Bayesian analysis of a simultaneous equation with an autocorrelated error term and its application to the US gasoline market. **Journal of Econometrics**, Elsevier, Amsterdam, v.133, n. 1, p. 31-49, 2006.

RAGAZZO, C.E.J.; SILVA, R.M. Aspectos econômicos e jurídicos sobre cartéis na revenda de combustíveis: uma agenda para investigações. **Documento de Trabalho** n. 40. Brasília: SEAE, 2006. Disponível em: <[www.seae.fazenda.gov.br/central\\_documentos/documento\\_trabalho/2006/dt\\_40.pdf](http://www.seae.fazenda.gov.br/central_documentos/documento_trabalho/2006/dt_40.pdf)>. Acessado em 15/10/2011.

RAPSOMANIKIS, G.; HALLAM, D.; CONFORTI, P. Market integration and Price transmission in selected food and cash crop markets of developing countries: Review and applications. In: ALEXANDER S.; HALLAM, D. **Agricultural Commodity Markets and Trade: New Approaches to Analyzing Market Structure and Instability**. Massachusetts: Edward Elgar Publishers, 2006. p. 187-217.

RAPSOMANIKIS, G.; KARFAKIS, P. Margins across time and space: threshold cointegration and spatial pricing applications to commodity markets in Tanzania. In: THE WORKSHOP ON STAPLE FOOD TRADE AND MARKET POLICY OPTIONS FOR PROMOTING DEVELOPMENT IN EASTERN AND SOUTHERN AFRICA, 2007, Roma. **Anal...** Roma: FAO, 2007. Disponível em <[www.fao.org/es/esc/foodpriceswing/papers/MarginsAcross.pdf](http://www.fao.org/es/esc/foodpriceswing/papers/MarginsAcross.pdf)>. Acesso em: 17/07/2011.

RAY, S. et alli. Asymmetric Wholesale Pricing: Theory and Evidence. **Marketing Science**, Hanover, v. 25, n. 2, p. 131-154, 2006. Disponível em <[http://www.biu.ac.il/soc/ec/d\\_levy/publications/ms1.pdf](http://www.biu.ac.il/soc/ec/d_levy/publications/ms1.pdf)>. Acesso em: 15/07/2011.

REILLY, B.; WITT, R. Petrol price asymmetries revisited. **Energy Economics**, Elsevier, Amsterdam, v. 20, p. 297–308, 1998.

SALAS, J.M.I.S. Asymmetric price adjustments in a deregulated gasoline market. **Philippine Review of Economics**, Elsevier, Amsterdam, v. 39, p. 38–71, 2002.

SECRETARIA DE DIREITO ECONOMICO (SDE). 2011. Disponível em <<http://portal.mj.gov.br/sde>>. Acesso em: 15/07/2011.

SHEPHERD, B. Trade and market power in a liberalized commodity market: preliminary results for coffee. In: INTERNATIONAL CONGRESS OF EUROPEAN ASSOCIATION OF AGRICULTURAL ECONOMISTS, 85., Florence. 2004. **Annals...** EUROPEAN ASSOCIATION OF AGRICULTURAL ECONOMISTS (EAAE), Florence, 2004.

SHIN, D. Do product prices respond symmetrically to changes in crude oil prices? **OPEC Energy Review**, v. 18, n. 2, p. 137–157, 1994. Disponível em <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1468-0076.1994.tb00497.x/abstract>>. Acesso em: 15/07/2011.



SILVA NETO, W. A.; PARRÉ, J. L. Assimetria na transmissão de preços: evidências empíricas. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL – SOBER, 48., 2011, Belo Horizonte. **Anais...** Belo Horizonte: SOBER, 2011.

SILVA, C. C. et al. Investigando a assimetria e hysteresis nos preços dos combustíveis no mercado brasileiro: uma abordagem através dos modelos threshold e ARFIMA. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL – SOBER, 48., 2010, Campo Grande. **Anais...** Campo Grande: SOBER, 2010. 21 p. Disponível em <[www.sober.org.br/palestra/15/976.pdf](http://www.sober.org.br/palestra/15/976.pdf)>. Acesso em: 17/07/2011

SILVA, C.C. **Transmissão e assimetria nos preços do gás natural no mercado doméstico e internacional**: uma abordagem de séries temporais. 2008. 141 p., Dissertação (Mestrado em Economia), Universidade Federal da Paraíba - UFPB, João Pessoa, Paraíba, 2008.

SINDICOM SINDICATO DAS EMPRESAS DISTRIBUIDORAS DE COMBUSTÍVEIS E LUBRIFICANTES (SINDICOM). 2011. Disponível em <<http://www.sindicom.com.br>>. Acesso em: 15/07/2011.

TONG, H. **Threshold models in non-linear Time Series analysis**. New York: Springer Verlag, 1983.

UCHÔA, C. F. A. **Investigando a dinâmica da assimetria nos preços da gasolina Brasileira**: uma abordagem de séries temporais. 2006. 60 p. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal da Bahia, Salvador, 2006.

UCHÔA, C. F. A. Testando a assimetria nos preços da gasolina brasileira. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v.62, n. 1, p.103-117, 2008.

VASCONCELOS, S. P.; VASCONCELOS, C. F. Análise do comportamento estratégico em preços no mercado de gasolina brasileiro: modelando volatilidade. **Revista Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 26, n. 50, p. 207-222 setembro de 2008.

VASCONCELOS, S. P.; VASCONCELOS, C. F. Ferramentas de detecção dos acordos em preços no mercado de gasolina a varejo. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 37., 2009, Foz do Iguaçu. **Anais...**, Foz do Iguaçu: ANPEC, 2009.

VASCONCELOS, S. P.; VASCONCELOS, C. F. Investigações e obtenção de provas de cartel: porque e como observar paralelismo de conduta. **Ensaio FEE**, v. 26, n. 2. 2005.

VON CRAMON-TAUBADEL, S. Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation: an application to the German pork market. **European Review of Agricultural Economics**, Berlin, v. 25, n. 1, p. 1–18, 1998. Disponível em <<http://erae.oxfordjournals.org/content/25/1/1.abstract>>. Acesso em: 17/07/2011.

WANE, A.; GILBERT, S.; DIBOGLU, S. Critical values of the empirical F-distribution for threshold autoregressive and momentum threshold models. **OpenSIUC**, Department of Economics Southern Illinois University, Illinois, n. 13 (discussion papers), 2004. 18 p. Disponível em <[http://opensiuc.lib.siu.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1022&context=econ\\_dp](http://opensiuc.lib.siu.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1022&context=econ_dp)>. Acesso em: 17/07/2011.

WARD, R. W. Asymmetry in retail, wholesale, and shipping point prices for fresh fruits and vegetables. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 62, p. 205–212, 1982. Disponível em < <http://www.jstor.org/pss/1241124> >. Acesso em: 17/07/2011.

WILLETT, L.S.; HANSMIRE, M.R.; BERNARD, J.C. Asymmetric price response behaviour of red delicious apples. **Agribusiness**, Blackwell, Chichester (UK), v. 13, p. 649–658, 1997.

WLAZLOWSKI, S. Petrol and crude oil prices: asymmetric price transmission. **Munich Personal RePEc Archiv** (MPRA Paper), Munich, n. 1486, 2001. 32 p. Disponível em <[http://mpra.ub.uni-muenchen.de/1486/1/MPRA\\_paper\\_1486.pdf](http://mpra.ub.uni-muenchen.de/1486/1/MPRA_paper_1486.pdf)>. Acesso em: 17/07/2011.

WOLFFRAM, R. Positivist Measures of Aggregate Supply Elasticities. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 53, n. 2, p. 356-359, 1971. Disponível em <<http://www.jstor.org/pss/1237462>>. Acesso em: 17/07/2011.

## ANEXOS.

## ANEXO 1.

## Municípios analisados

Estado	Número de Municípios	Municípios analisados
AC	1	Rio Branco
AL	2	Arapiraca; Maceió
AM	3	Itacoatiara; Manaus; Tefé.
BA	4	Camaçari; Feira de Santana; Itabuna; Salvador.
CE	6	Caucaia; Crato; Fortaleza; Juazeiro do Norte; Maracanaú; Sobral.
DF	1	Brasília
ES	1	Vila Velha
GO	6	Caldas Novas; Formosa; Goiânia; Itumbiara; Rio Verde; Valparaíso de Goiás.
MA	1	São Luis
MG	14	Belo Horizonte; Betim; Campo Belo; Contagem; Coronel Fabriciano; Formiga; Ituiutaba; Juiz de Fora; Poços de Caldas; Sabará; Três Corações; Ubá; Uberaba; Uberlândia.
MS	4	Campo Grande; Dourados; Nova Andradina; Paranaíba.
MT	3	Cuiabá; Rondonópolis; Sinop.
PA	1	Belém
PB	2	Campina Grande; João Pessoa.
PE	5	Arcoverde; Jaboatão dos Guararapes; Olinda; Paulista; Recife.
PI	1	Teresina
PR	7	Cambe; Cascavel; Curitiba; Londrina; Maringá; Toledo; Umuarama.
RJ	9	Barra Mansa; Belford Roxo; Campos dos Goytacazes; Duque de Caxias; Niterói; Nova Iguaçu; Rio de Janeiro; São João de Meriti; Volta Redonda.
RN	3	Mossoró; Natal; Parnamirim.
RO	1	Porto Velho
RR	1	Boa Vista
RS	5	Cachoeira do Sul; Canoas; Caxias do Sul; Pelotas; Porto Alegre.
SC	4	Florianópolis; Joinville; Palhoça; São José.
SE	2	Araçaju; Nossa Senhora do Socorro.
SP	46	Americana; Araçatuba; Araraquara; Araras; Assis; Avaré; Barretos; Barueri; Bauru; Bebedouro; Birigui; Caçapava; Campinas; Carapicuíba; Catanduva; Cubatão; Diadema; Ferraz de Vasconcelos; Guarujá; Guarulhos; Hortolândia; Itapeva; Jaboticabal; Jandira; Jau; Limeira; Mogi Guaçu; Mogi Mirim; Osasco; Piracicaba; Poá; Praia Grande; Ribeirão Preto; Santa Barbara D'oeste; Santo André; Santos; São Bernardo do Campo; São Caetano do Sul; São Carlos; São José do Rio Preto; São José dos Campos; São Paulo; São Vicente; Sorocaba; Sumaré; Votorantim.
TO	1	Palmas

**ANEXO 2.****Resultado do Teste DF-GLS para as os dados semanais (5 defasagens)**

Continua

<i>Municípios</i>	$\bar{dpc}$	$\bar{dpd}$	$\bar{pc}$	$\bar{pd}$
Americana	-7.415	-8.588	1.029	0.820
Aracaju	-25.924	-16.500	0.895	1.403
Araçatuba	-5.133	-12.311	0.261	0.925
Arapiraca	-13.290	-16.484	0.740	1.070
Araraquara	-12.899	-6.512	0.617	0.688
Araras	-10.497	-7.031	0.957	0.599
Arcoverde	-4.538	-15.368	0.749	0.412
Assis*	-9.556	-2.153	0.425	0.832
Avaré	-5.061	-5.132	1.039	0.943
Barra Mansa	-5.091	-13.273	1.309	0.920
Barretos	-11.448	-7.918	1.149	0.986
Barueri	-5.980	-9.344	1.401	0.930
Bauru	-6.507	-17.824	-0.109	0.385
Bebedouro	-6.240	-14.867	0.856	0.474
Belém	-14.204	-12.059	-0.094	0.704
Belford Roxo	-11.497	-9.005	1.693	1.008
Belo Horizonte	-8.106	-4.134	1.010	1.354
Betim	-6.806	-7.930	1.149	1.464
Birigui	-9.852	-13.119	0.406	0.740
Boa Vista	-12.682	-8.587	0.509	0.953
Brasília	-11.585	-8.264	-0.421	0.840
Caçapava	-6.836	-5.467	0.895	0.552
Cachoeira do Sul	-10.488	-8.660	0.072	0.188
Caldas Novas	-10.417	-9.204	1.423	1.912
Camaçari	-10.055	-13.442	0.669	1.007
Cambe	-10.695	-8.016	0.859	0.448
Campina Grande	-13.130	-3.141	0.098	1.548
Campinas	-2.962	-4.326	0.641	0.934
Campo Belo	-7.264	-16.005	1.248	1.158
Campo Grande	-12.446	-8.818	0.122	1.194
Campos dos Goytacazes	-10.062	-6.832	2.160	1.458
Canoas	-11.826	-7.642	-0.787	-0.018
Carapicuíba	-3.306	-6.092	1.400	0.786
Cascavel	-11.170	-9.454	0.189	0.391
Catanduva	-7.500	-9.497	0.963	0.793
Caucaia	-12.692	-12.500	-0.546	0.493
Caxias do Sul	-4.321	-5.487	0.276	0.310
Contagem	-9.264	-6.541	0.768	1.163
Coronel Fabriciano	-9.845	-7.095	0.703	1.441
Crato	-13.110	-12.032	0.324	0.574
Cubatão	-12.040	-15.007	1.239	0.392
Cuiabá	-13.767	-10.669	-0.424	0.616
Curitiba	-4.557	-6.019	-0.906	0.097
Diadema	-6.020	-10.671	0.471	0.574
Dourados	-11.089	-21.935	0.497	0.272
Duque de Caxias	-9.751	-12.436	1.922	1.375
Feira de Santana	-8.392	-9.112	-0.652	0.941
Ferraz de Vasconcelos	-5.871	-2.900	0.713	0.519
Florianópolis	-12.542	-3.507	-0.082	1.055
Formiga	-5.196	-8.589	1.228	1.113
Formosa	-13.194	-17.254	1.229	0.582
Fortaleza	-12.948	-11.077	-1.060	0.166
Goiânia	-15.135	-6.137	-0.632	0.567
Guarujá	-9.695	-12.740	0.896	0.961
Guarulhos	-4.077	-7.701	0.541	0.876

Continuação

<i>Municípios</i>	<i>dpc</i>	<i>dpd</i>	<i>pc</i>	<i>pd</i>
Hortolândia	-12.657	-11.764	0.927	0.728
Itabuna	-13.003	-12.205	-0.154	0.978
Itacoatiara	-15.167	-16.174	0.660	0.742
Itapeva	-5.330	-3.863	0.820	0.761
Ituiutaba	-4.501	-6.572	1.306	1.457
Itumbiara	-13.062	-5.709	0.750	1.208
Jaboatão dos Guararapes	-13.644	-11.430	-0.759	0.132
Jaboticabal	-14.225	-7.068	0.380	0.555
Jandira	-13.583	-5.042	0.913	0.389
Jau	-11.873	-6.993	0.873	0.816
João Pessoa	-11.776	-10.447	-0.746	1.128
Joinville	-7.163	-3.057	-0.191	0.850
Juazeiro do Norte	-14.680	-13.833	0.146	0.642
Juiz de Fora	-10.411	-11.864	0.142	1.175
Limeira	-3.945	-6.656	1.171	0.813
Londrina	-13.191	-6.164	0.136	0.745
Maceió	-13.842	-18.431	0.563	0.393
Manaus	-14.880	-9.886	-0.604	1.221
Maracanaú	-13.122	-10.685	-0.803	0.466
Maringá	-13.546	-9.625	-0.421	0.592
Mogi Guaçu	-12.751	-6.363	0.502	0.790
Mogi Mirim	-13.894	-11.183	0.735	0.589
Mossoró	-9.236	-9.162	0.491	0.931
Natal	-10.638	-10.240	-0.469	0.973
Niterói	-3.018	-11.601	1.456	1.134
Nossa Senhora do Socorro	-13.209	-3.988	0.962	1.486
Nova Andradina	-13.225	-9.448	0.775	0.998
Nova Iguaçú	-3.855	-5.818	2.161	1.343
Olinda	-12.475	-9.483	-0.995	0.620
Osasco	-12.840	-10.471	0.988	0.777
Palhoça	-10.350	-6.846	-0.803	0.535
Palmas	-13.887	-9.839	1.560	1.110
Paranaíba	-3.864	-22.090	1.018	0.941
Parnamirim	-9.207	-10.141	-0.163	0.793
Paulista	-10.629	-5.595	-0.848	0.855
Pelotas	-9.771	-12.151	0.398	0.277
Piracicaba	-7.041	-7.319	1.117	0.808
Poá	-10.132	-7.830	0.613	0.469
Poços de Caldas	-13.070	-6.176	0.256	1.537
Porto Alegre	-6.372	-4.577	-0.547	0.026
Porto Velho	-5.567	-8.973	0.472	1.575
Praia Grande	-8.924	-7.863	1.150	0.872
Recife	-18.003	-12.200	-0.639	0.799
Ribeirão Preto	-3.773	-9.384	0.113	0.827
Rio Branco	-13.294	-11.529	0.690	1.037
Rio de Janeiro	-13.374	-4.874	1.354	1.121
Rio Verde	-12.633	-6.400	0.851	1.390
Rondonópolis	-11.958	-8.712	-0.001	0.838
Sabará	-7.300	-4.624	1.134	1.538
Salvador	-11.207	-9.862	-0.430	0.526
Santa Barbara D'oste	-8.175	-4.993	1.449	1.020
Santo André	-7.358	-3.033	0.696	0.884
Santos	-4.750	-5.019	1.361	0.864
São Bernardo do Campo	-6.878	-4.493	0.724	0.790
São Caetano do Sul	-9.734	-6.901	1.122	0.576
São Carlos	-13.225	-8.423	0.635	0.624
São João de Meriti	-3.190	-2.736	1.585	1.192
São José	-11.177	-5.591	-0.450	0.754
São José do Rio Preto*	-1.835	-6.645	0.349	1.046

<i>Municípios</i>	Conclusão			
	$d\bar{p}c$	$d\bar{p}d$	$\bar{p}c$	$\bar{p}d$
São José dos Campos	-10.582	-12.598	0.919	0.689
São Luis	-4.759	-4.776	0.170	1.234
São Paulo	-8.129	-3.642	0.954	0.782
São Vicente	-7.079	-6.191	1.360	0.661
Sinop	-14.503	-13.663	0.645	0.259
Sobral	-13.239	-15.118	1.316	0.588
Sorocaba	-7.988	-6.150	0.609	0.692
Sumaré	-8.586	-7.886	0.810	0.557
Tefé	-14.266	-19.334	0.803	0.059
Teresina	-13.428	-7.646	-0.538	1.073
Toledo	-10.855	-12.529	0.754	0.710
Três Corações	-3.888	-5.441	1.373	1.351
Ubá*	-1.245	-7.705	0.786	1.176
Uberaba	-13.906	-6.907	0.242	1.545
Uberlândia	-13.558	-8.791	-0.464	1.183
Umuarama	-2.999	-6.920	0.430	0.921
Valparaíso de Goiás	-15.607	-4.238	-0.320	1.010
Vila Velha	-13.817	-13.501	0.184	1.372
Volta Redonda	-9.345	-8.998	1.088	0.494
Votorantim	-6.689	-9.241	0.648	0.546

Nota. Os valores críticos para 1%, 5% e 10% de significância são respectivamente -3.480, -2.877 e -2.590;

Equação do teste:  $\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \zeta_{i,1} \Delta y_{i,t-1} + \zeta_{i,2} \Delta y_{i,t-2} + \dots + \zeta_{i,5} \Delta y_{i,t-5} + e_{i,t}$ .

## ANEXO 3.

## Teste TAR de Cointegração

<i>UF</i>	<i>Município</i>	<i>Def.</i>	$\phi_1$	$\phi_2$	<i>N</i>	<i>Estat. Test.</i>	<i>Cointegra</i>
AC	Rio Branco	2	-0.160	-0.151	347	7.483	sim**
AL	Arapiraca	1	-0.326	-0.233	348	17.136	sim***
AL	Maceió	2	0.151	-0.378	347	19.561	sim***
AM	Itacoatiara	1	-0.221	-0.006	348	9.258	sim**
AM	Manaus	1	0.012	-0.541	348	35.293	sim***
AM	Tefé	1	-0.517	-0.038	348	19.981	sim***
BA	Camaçari	3	-0.196	-0.026	346	6.586	sim*
BA	Feira de Santana	1	-0.071	-0.333	348	17.195	sim***
BA	Itabuna	1	-0.042	-0.353	348	22.687	sim***
BA	Salvador	1	-0.199	-0.256	348	21.208	sim***
CE	Caucaia	1	-0.029	-0.388	348	26.703	sim***
CE	Crato	3	-0.223	-0.128	346	9.928	sim***
CE	Fortaleza	1	-0.049	-0.339	348	24.796	sim***
CE	Juazeiro do Norte	1	-0.480	0.030	348	24.849	sim***
CE	Maracanaú	1	-0.066	-0.342	348	21.882	sim***
CE	Sobral	1	-0.102	-0.054	348	5.147	não
DF	Brasília	1	-0.014	-0.369	348	20.501	sim***
ES	Vila Velha	1	-0.062	-0.343	348	19.964	sim***
GO	Caldas Novas	1	-0.105	-0.149	348	7.848	sim**
GO	Formosa	1	-0.063	-0.162	348	8.465	sim**
GO	Goiânia	1	-0.310	-0.214	348	18.745	sim***
GO	Itumbiara	1	-0.041	-0.033	348	2.637	não
GO	Rio Verde	1	-0.311	-0.096	348	15.376	sim***
GO	Valparaíso de Goiás	1	-0.047	-0.325	348	22.355	sim***
MA	São Luis	1	0.029	-0.176	348	11.043	sim***
MG	Belo Horizonte	1	-0.236	-0.235	348	17.019	sim***
MG	Betim	1	-0.408	-0.163	348	21.038	sim***
MG	Campo Belo	1	-0.102	-0.377	348	17.007	sim***
MG	Contagem	1	-0.307	-0.361	348	22.456	sim***
MG	Coronel Fabriciano	1	-0.147	-0.105	348	8.646	sim**
MG	Formiga	1	-0.202	-0.141	348	11.853	sim***
MG	Ituiutaba	2	-0.191	-0.012	347	7.708	sim**
MG	Juiz de Fora	1	-0.090	-0.294	348	16.140	sim***
MG	Poços de Caldas	1	-0.003	-0.075	348	3.797	não
MG	Sabará	1	-0.140	-0.154	348	9.801	sim***
MG	Três Corações	1	0.021	-0.110	348	4.372	não
MG	Uberaba	1	-0.050	-0.246	348	12.284	sim***
MG	Uberlândia	1	-0.175	-0.344	348	27.417	sim***
MS	Campo Grande	0	-0.098	-0.092	349	9.560	sim***
MS	Dourados	2	-0.212	0.016	347	5.537	não
MS	Nova Andradina	2	-0.191	0.013	347	6.605	sim*
MS	Paranaíba	2	-0.158	-0.008	347	4.981	não
MT	Cuiabá	1	-0.087	-0.071	348	5.429	não
MT	Rondonópolis	1	-0.158	-0.066	348	7.327	sim**
MT	Sinop	1	-0.051	-0.138	348	8.046	sim**
PA	Belém	1	-0.057	-0.108	348	5.649	não
PB	Campina Grande	1	-0.217	-0.092	348	10.493	sim***
PB	João Pessoa	1	0.011	-0.220	348	12.213	sim***
PE	Arcoverde	1	0.036	-0.215	348	8.934	sim**
PE	Jaboatão dos Guararapes	1	-0.440	-0.564	348	45.958	sim***
PE	Olinda	1	-0.222	-0.794	348	60.504	sim***
PE	Paulista	1	-0.119	-0.685	348	48.303	sim***
PE	Recife	1	-0.173	-0.831	348	65.029	sim***
PI	Teresina	1	-0.207	-0.101	348	13.777	sim***
PR	Cambe	1	-0.052	-0.208	348	8.358	sim**
PR	Cascavel	1	-0.297	-0.111	348	16.611	sim***
PR	Curitiba	1	-0.133	-0.525	348	34.667	sim***

Continua

<i>UF</i>	<i>Município</i>	<i>Def.</i>	$\phi_1$	$\phi_2$	<i>N</i>	<i>Estat. Test.</i>	<i>Cointegra</i>
PR	Londrina	1	-0.115	-0.171	348	11.778	sim***
PR	Maringá	1	-0.309	-0.610	348	40.284	sim***
PR	Toledo	4	-0.073	-0.054	345	3.593	não
PR	Umuarama	1	-0.302	-0.313	348	22.336	sim***
RJ	Barra Mansa	1	-0.207	-0.357	348	19.084	sim***
RJ	Belford Roxo	1	-0.195	-0.095	348	8.588	sim**
RJ	Campos dos Goytacazes	2	-0.116	-0.067	347	10.626	sim***
RJ	Duque de Caxias	2	-0.117	-0.046	347	6.584	sim*
RJ	Niterói	1	-0.235	-0.110	348	10.839	sim***
RJ	Nova Iguaçu	1	-0.152	0.002	348	6.198	sim*
RJ	Rio de Janeiro	1	-0.151	-0.001	348	6.830	sim*
RJ	São João de Meriti	1	-0.186	0.016	348	8.352	sim**
RJ	Volta Redonda	1	-0.154	-0.071	348	8.313	sim**
RN	Mossoró	1	-0.039	-0.108	348	5.946	não
RN	Natal	1	-0.027	-0.648	348	47.852	sim***
RN	Parnamirim	3	-0.138	-0.277	346	11.726	sim***
RO	Porto Velho	1	-0.225	-0.115	348	11.765	sim***
RR	Boa Vista	1	-0.046	-0.147	348	7.538	sim**
RS	Cachoeira do Sul	1	-0.164	-0.022	348	7.676	sim**
RS	Canoas	1	-0.304	-0.387	348	29.626	sim***
RS	Caxias do Sul	3	-0.160	-0.183	346	7.822	sim**
RS	Pelotas	3	-0.395	-0.061	346	14.046	sim***
RS	Porto Alegre	0	-0.370	-0.419	349	42.888	sim***
SC	Florianópolis	1	-0.248	-0.058	348	9.735	sim***
SC	Joinville	1	-0.045	-0.217	348	13.875	sim***
SC	Palhoça	1	-0.222	-0.081	348	10.791	sim***
SC	São Jose	1	-0.069	-0.151	348	9.750	sim***
SE	Aracaju	5	-0.066	-0.124	344	2.875	não
SE	Nossa Senhora do Socorro	1	-0.102	-0.511	348	21.832	sim***
SP	Americana	5	-0.124	0.015	344	2.317	não
SP	Araçatuba	1	-0.204	-0.187	348	11.829	sim***
SP	Araraquara	1	-0.170	-0.135	348	9.289	sim**
SP	Araras	1	-0.123	-0.050	348	5.759	não
SP	Avaré	1	-0.229	0.042	348	8.743	sim**
SP	Barretos	1	-0.392	-0.074	348	19.631	sim***
SP	Barueri	1	-0.042	-0.294	348	12.221	sim***
SP	Bauru	1	-0.141	-0.444	348	28.466	sim***
SP	Bebedouro	1	-0.078	-0.189	348	8.542	sim**
SP	Birigui	3	-0.090	-0.151	346	5.470	não
SP	Caçapava	1	-0.125	-0.236	348	12.386	sim***
SP	Campinas	2	-0.125	-0.111	347	6.975	sim*
SP	Carapicuíba	1	-0.066	-0.022	348	2.935	não
SP	Catanduva	1	-0.056	-0.081	348	4.464	não
SP	Cubatão	1	-0.222	-0.234	348	15.106	sim***
SP	Diadema	2	-0.214	-0.140	347	8.640	sim**
SP	Ferraz de Vasconcelos	1	-0.044	-0.066	348	4.072	não
SP	Guarujá	1	-0.146	-0.022	348	5.381	não
SP	Guarulhos	3	-0.037	-0.274	346	6.383	sim*
SP	Hortolândia	1	-0.049	-0.039	348	2.580	não
SP	Itapevi	1	-0.017	-0.106	348	4.770	não
SP	Jaboticabal	1	-0.276	-0.062	348	14.153	sim***
SP	Jandira	1	-0.180	-0.048	348	9.122	sim**
SP	Jau	3	-0.109	-0.002	346	3.457	não
SP	Limeira	1	-0.311	-0.071	348	15.469	sim***
SP	Mogi Guaçu	1	-0.176	-0.074	348	9.704	sim***
SP	Mogi Mirim	1	-0.161	-0.084	348	9.050	sim**
SP	Osasco	1	-0.094	-0.020	348	3.667	não
SP	Piracicaba	2	-0.259	0.015	347	8.106	sim**
SP	Poá	2	-0.125	0.032	347	4.255	não



<i>UF</i>	<i>Município</i>	<i>Def.</i>	$\phi_1$	$\phi_2$	<i>N</i>	<i>Estat. Test.</i>	<i>Cointegra</i>
SP	Praia Grande	1	-0.217	-0.081	348	10.703	sim***
SP	Ribeirão Preto	2	-0.037	-0.074	347	3.995	não
SP	Santa Barbara D'oeste	1	-0.199	0.023	348	7.997	sim**
SP	Santo Andre	1	-0.187	-0.032	348	8.748	sim**
SP	Santos	1	-0.159	0.020	348	7.530	sim**
SP	São Bernardo do Campo	2	-0.057	-0.140	347	4.184	não
SP	São Caetano do Sul	1	-0.118	-0.021	348	4.584	não
SP	São Carlos	3	-0.173	0.013	346	4.710	não
SP	São Jose dos Campos	1	-0.273	-0.243	348	18.090	sim***
SP	São Paulo	1	-0.120	0.008	348	4.388	não
SP	São Vicente	3	-0.302	0.051	346	9.424	sim***
SP	Sorocaba	1	-0.075	-0.162	348	7.836	sim**
SP	Sumaré	1	-0.201	-0.008	348	7.562	sim**
SP	Votorantim	2	-0.056	-0.183	347	6.514	sim*
TO	Palmas	5	0.064	-0.229	344	9.607	sim***

Notas: “\*”, “\*\*” e “\*\*\*” representam respectivamente 10%, 5% e 1% de significância segundo as estatísticas expostas no Anexo 8 para 250 observações.

## ANEXO 4.

## Teste MTAR de Cointegração

Continua

<i>UF</i>	<i>Município</i>	<i>Def.</i>	$\phi_1$	$\phi_2$	<i>N</i>	<i>Estat. Test.</i>	<i>cointegra</i>
AC	Rio Branco	2	-0.154	-0.155	347	7.481	sim*
AL	Arapiraca	1	-0.246	-0.318	348	17.246	sim***
AL	Maceió	2	-0.036	-0.206	347	9.216	sim**
AM	Itacoatiara	1	-0.107	-0.092	348	6.262	não
AM	Manaus	1	-0.242	-0.248	348	22.003	sim***
AM	Tefé	1	-0.183	-0.161	348	10.598	sim***
BA	Camaçari	3	-0.136	-0.085	346	5.647	não
BA	Feira de Santana	1	-0.225	-0.166	348	15.129	sim***
BA	Itabuna	1	-0.132	-0.275	348	21.845	sim***
BA	Salvador	1	-0.357	-0.150	348	25.875	sim***
CE	Caucaia	1	-0.277	-0.177	348	20.776	sim***
CE	Crato	1	-0.161	-0.278	348	17.468	sim***
CE	Fortaleza	1	-0.294	-0.168	348	23.280	sim***
CE	Juazeiro do Norte	1	-0.202	-0.135	348	13.199	sim***
CE	Maracanaú	1	-0.251	-0.203	348	19.388	sim***
CE	Sobral	1	-0.088	-0.065	348	5.108	não
DF	Brasília	1	-0.228	-0.186	348	16.540	sim***
ES	Vila Velha	1	-0.185	-0.239	348	17.329	sim***
GO	Caldas Novas	1	-0.053	-0.223	348	11.778	sim***
GO	Formosa	1	-0.172	-0.040	348	10.423	sim***
GO	Goiânia	1	-0.231	-0.255	348	18.611	sim***
GO	Itumbiara	1	-0.035	-0.038	348	2.633	não
GO	Rio Verde	1	-0.215	-0.149	348	13.875	sim***
GO	Valparaíso de Goiás	1	-0.212	-0.237	348	19.284	sim***
MA	São Luis	1	-0.129	-0.068	348	8.148	sim**
MG	Belo Horizonte	1	-0.224	-0.243	348	17.047	sim***
MG	Betim	1	-0.321	-0.252	348	19.870	sim***
MG	Campo Belo	1	-0.221	-0.230	348	14.126	sim***
MG	Contagem	1	-0.337	-0.326	348	22.385	sim***
MG	Coronel Fabriciano	1	-0.149	-0.102	348	8.857	sim**
MG	Formiga	1	-0.203	-0.133	348	12.187	sim***
MG	Ituiutaba	1	-0.188	-0.108	348	11.306	sim***
MG	Juiz de Fora	1	-0.264	-0.124	348	16.496	sim***
MG	Poços de Caldas	1	-0.090	0.003	348	7.648	sim*
MG	Sabará	1	-0.166	-0.121	348	10.049	sim**
MG	Três Corações	1	0.004	-0.079	348	5.515	não
MG	Uberaba	1	-0.125	-0.181	348	11.146	sim***
MG	Uberlândia	1	-0.346	-0.228	348	27.751	sim***
MS	Campo Grande	0	-0.058	-0.124	349	10.730	sim***
MS	Dourados	2	-0.134	0.019	347	6.796	sim*
MS	Nova Andradina	2	-0.091	-0.010	347	4.348	não
MS	Paranaíba	2	-0.125	-0.048	347	4.276	não
MT	Cuiabá	1	-0.117	-0.049	348	6.473	não
MT	Rondonópolis	1	-0.218	0.010	348	16.785	sim***
MT	Sinop	1	-0.132	-0.068	348	8.321	sim**
PA	Belém	1	-0.086	-0.073	348	5.517	não
PB	Campina Grande	1	-0.073	-0.179	348	11.440	sim***
PB	João Pessoa	1	-0.079	-0.076	348	7.283	sim*
PE	Arcoverde	2	-0.074	-0.055	347	3.424	não
PE	Jaboatão dos Guararapes	1	-0.605	-0.463	348	46.775	sim***
PE	Olinda	1	-0.514	-0.626	348	54.075	sim***
PE	Paulista	1	-0.466	-0.463	348	40.412	sim***
PE	Recife	1	-0.758	-0.498	348	57.385	sim***
PI	Teresina	1	-0.119	-0.168	348	13.646	sim***
PR	Cambe	1	-0.086	-0.170	348	7.811	sim**
PR	Cascavel	1	-0.135	-0.248	348	16.214	sim***
PR	Curitiba	1	-0.393	-0.246	348	31.580	sim***

<i>UF</i>	<i>Município</i>	<i>Def.</i>	$\phi_1$	$\phi_2$	<i>N</i>	<i>Estat. Test.</i>	<i>cointegra</i>
PR	Londrina	1	-0.125	-0.162	348	11.797	sim***
PR	Maringá	1	-0.507	-0.492	348	37.962	sim***
PR	Toledo	4	-0.055	-0.074	345	3.655	não
PR	Umuarama	1	-0.339	-0.277	348	22.620	sim***
RJ	Barra Mansa	1	-0.207	-0.324	348	19.371	sim***
RJ	Belford Roxo	1	-0.232	-0.038	348	11.766	sim***
RJ	Campos dos Goytacazes	2	-0.090	-0.099	347	10.385	sim***
RJ	Duque de Caxias	2	-0.084	-0.091	347	6.256	não
RJ	Niterói	1	-0.221	-0.131	348	10.918	sim***
RJ	Nova Iguaçu	1	-0.164	0.038	348	11.424	sim***
RJ	Rio de Janeiro	1	-0.107	-0.048	348	5.802	não
RJ	São João de Meriti	1	-0.128	-0.054	348	6.656	sim*
RJ	Volta Redonda	1	-0.139	-0.103	348	8.176	sim**
RN	Mossoró	1	-0.128	-0.044	348	7.150	sim*
RN	Natal	1	-0.219	-0.503	348	41.910	sim***
RN	Parnamirim	3	-0.281	-0.167	346	12.235	sim***
RO	Porto Velho	1	-0.212	-0.132	348	11.927	sim***
RR	Boa Vista	1	-0.046	-0.146	348	8.730	sim**
RS	Cachoeira do Sul	1	-0.123	-0.069	348	7.038	sim*
RS	Canoas	0	-0.305	-0.399	349	37.888	sim***
RS	Caxias do Sul	3	-0.134	-0.210	346	8.315	sim**
RS	Pelotas	3	-0.349	-0.105	346	14.081	sim***
RS	Porto Alegre	0	-0.494	-0.313	349	45.480	sim***
SC	Florianópolis	1	-0.145	-0.089	348	8.289	sim**
SC	Joinville	1	-0.088	-0.186	348	13.632	sim***
SC	Palhoça	1	-0.133	-0.116	348	9.769	sim**
SC	São Jose	1	-0.051	-0.190	348	12.588	sim***
SE	Araçaju	5	-0.121	-0.061	344	3.074	não
SE	Nossa Senhora do Socorro	1	-0.148	-0.356	348	19.594	sim***
SP	Americana	2	0.033	-0.160	347	8.496	sim**
SP	Araçatuba	1	-0.308	-0.105	348	15.403	sim***
SP	Araraquara	1	-0.170	-0.134	348	9.389	sim**
SP	Araras	1	-0.081	-0.088	348	5.436	não
SP	Avaré	1	-0.125	-0.026	348	6.566	não
SP	Barretos	1	-0.287	-0.203	348	16.510	sim***
SP	Barueri	1	-0.145	-0.154	348	9.014	sim**
SP	Bauru	1	-0.362	-0.286	348	25.647	sim***
SP	Bebedouro	1	-0.089	-0.165	348	8.717	sim**
SP	Birigui	3	-0.139	-0.093	346	5.516	não
SP	Caçapava	1	-0.158	-0.195	348	12.140	sim***
SP	Campinas	2	-0.167	-0.065	347	8.447	sim**
SP	Carapicuíba	1	-0.063	-0.023	348	3.297	não
SP	Catanduva	1	-0.071	-0.067	348	4.432	não
SP	Cubatão	1	-0.222	-0.234	348	15.113	sim***
SP	Diadema	2	-0.178	-0.173	347	8.507	sim**
SP	Ferraz de Vasconcelos	1	-0.063	-0.049	348	4.093	não
SP	Guarujá	1	-0.077	-0.087	348	4.322	não
SP	Guarulhos	3	-0.109	-0.170	346	4.646	não
SP	Hortolândia	1	-0.055	-0.032	348	2.755	não
SP	Itapevi	1	-0.081	-0.039	348	4.622	não
SP	Jaboticabal	1	-0.239	-0.090	348	14.950	sim***
SP	Jandira	1	-0.186	-0.052	348	10.882	sim***
SP	Jau	3	-0.085	-0.022	346	3.507	não
SP	Limeira	1	-0.252	-0.135	348	14.524	sim***
SP	Mogi Guaçu	1	-0.145	-0.096	348	9.480	sim**
SP	Mogi Mirim	1	-0.157	-0.082	348	9.661	sim**
SP	Osasco	1	-0.090	-0.010	348	4.966	não
SP	Piracicaba	2	-0.137	-0.067	347	5.595	não
SP	Poá	2	-0.078	-0.009	347	3.746	não

<i>UF</i>	<i>Município</i>	<i>Def.</i>	$\phi_1$	$\phi_2$	<i>N</i>	<i>Estat. Test.</i>	<i>cointegra</i>
SP	Praia Grande	1	-0.113	-0.194	348	10.679	sim***
SP	Ribeirão Preto	2	-0.073	-0.041	347	4.186	não
SP	Santa Barbara D'oeste	1	-0.134	-0.037	348	7.062	sim*
SP	Santo Andre	1	-0.128	-0.081	348	7.988	sim**
SP	Santos	1	-0.113	-0.021	348	7.421	sim*
SP	São Bernardo do Campo	2	-0.088	-0.113	347	3.937	não
SP	São Caetano do Sul	1	-0.119	-0.018	348	6.075	não
SP	São Carlos	3	-0.084	-0.044	346	3.203	não
SP	São Jose dos Campos	1	-0.248	-0.276	348	18.124	sim***
SP	São Paulo	1	-0.059	-0.038	348	3.077	não
SP	São Vicente	3	-0.165	-0.046	346	6.313	não
SP	Sorocaba	1	-0.083	-0.151	348	8.132	sim**
SP	Sumaré	1	-0.126	-0.073	348	6.132	não
SP	Votorantim	2	-0.181	-0.047	347	8.362	sim**
TO	Palmas	5	-0.004	-0.143	344	7.078	sim*

Notas: “\*”, “\*\*” e “\*\*\*” representam respectivamente 10%, 5% e 1% de significância segundo as estatísticas expostas no Anexo 8 para 250 observações.

## ANEXO 5.

## Modelo ECM TAR teste de assimetria

Continua

<i>UF</i>	<i>Município</i>	<i>Def.</i>	$\rho_1^{(+)}$	$\rho_2^{(-)}$	<i>N</i>	<i>Probabilidade</i>
AC	Rio Branco	2	0.042	-0.195	347	0.005
AL	Arapiraca	1	-0.039	-0.261	348	0.073
AL	Maceió	2	-0.015	-0.098	347	0.246
AM	Itacoatiara	1	-0.034	-0.004	348	0.678
AM	Manaus	1	0.064	-0.538	348	0.000
AM	Tefé	1	-0.039	-0.009	348	0.602
BA	Camaçari	3	-0.043	-0.136	346	0.484
BA	Feira de Santana	1	-0.020	-0.317	348	0.016
BA	Itabuna	1	0.066	-0.401	348	0.000
BA	Salvador	1	-0.044	-0.269	348	0.142
CE	Caucaia	1	0.036	-0.363	348	0.001
CE	Crato	3	-0.050	-0.162	346	0.205
CE	Fortaleza	1	-0.006	-0.323	348	0.016
CE	Juazeiro do Norte	1	-0.076	-0.080	348	0.966
CE	Maracanaú	1	0.013	-0.326	348	0.014
DF	Brasília	1	-0.029	-0.287	348	0.072
ES	Vila Velha	1	0.025	-0.276	348	0.017
GO	Caldas Novas	1	-0.088	-0.156	348	0.605
GO	Formosa	1	-0.007	-0.044	348	0.513
GO	Goiânia	1	-0.334	-0.169	348	0.376
GO	Rio Verde	1	-0.184	-0.103	348	0.452
GO	Valparaíso de Goiás	1	0.031	-0.334	348	0.003
MA	São Luis	1	0.049	-0.165	348	0.015
MG	Belo Horizonte	1	-0.170	-0.259	348	0.548
MG	Betim	1	-0.139	-0.064	348	0.624
MG	Campo Belo	1	0.073	-0.377	348	0.000
MG	Contagem	1	-0.177	-0.300	348	0.496
MG	Coronel Fabriciano	1	-0.085	-0.114	348	0.721
MG	Formiga	1	-0.118	-0.053	348	0.428
MG	Ituiutaba	2	-0.074	-0.077	347	0.977
MG	Juiz de Fora	1	-0.021	-0.303	348	0.010
MG	Sabará	1	-0.091	-0.216	348	0.208
MG	Uberaba	1	0.007	-0.215	348	0.074
MG	Uberlândia	1	-0.084	-0.324	348	0.058
MS	Campo Grande	0	-0.055	-0.112	349	0.466
MS	Nova Andradina	2	-0.057	-0.034	347	0.727
MT	Rondonópolis	1	-0.073	-0.050	348	0.779
MT	Sinop	1	-0.013	-0.095	348	0.230
PB	Campina Grande	1	-0.150	-0.080	348	0.496
PB	João Pessoa	1	0.014	-0.175	348	0.015
PE	Arcoverde	1	-0.011	-0.060	348	0.401
PE	Jaboatão dos Guararapes	1	-0.293	-0.483	348	0.228
PE	Olinda	1	-0.171	-0.739	348	0.002
PE	Paulista	1	-0.116	-0.617	348	0.002
PE	Recife	1	-0.084	-0.776	348	0.000
PI	Teresina	1	-0.186	-0.094	348	0.406
PR	Cambe	1	0.022	-0.104	348	0.201
PR	Cascavel	1	0.077	-0.119	348	0.073
PR	Curitiba	1	-0.164	-0.371	348	0.195
PR	Londrina	1	-0.048	-0.183	348	0.216
PR	Maringá	1	-0.213	-0.436	348	0.200
PR	Umuarama	1	-0.120	-0.337	348	0.122
RJ	Barra Mansa	1	0.085	-0.225	348	0.001
RJ	Belford Roxo	1	0.032	-0.090	348	0.207
RJ	Campos dos Goytacazes	2	0.039	-0.076	347	0.135
RJ	Duque de Caxias	2	0.028	-0.055	347	0.362
RJ	Niterói	1	0.135	-0.226	348	0.003

<i>UF</i>	<i>Município</i>	<i>Def.</i>	$\rho_1^{(+)}$	$\rho_2^{(-)}$	<i>N</i>	<i>Probabilidade</i>
RJ	Nova Iguaçu	1	0.024	0.022	348	0.976
RJ	Rio de Janeiro	1	-0.006	-0.013	348	0.952
RJ	São João de Meriti	1	-0.013	0.028	348	0.569
RJ	Volta Redonda	1	0.148	-0.112	348	0.003
RN	Natal	1	0.110	-0.620	348	0.000
RN	Parnamirim	3	0.043	-0.365	346	0.002
RO	Porto Velho	1	-0.115	-0.093	348	0.861
RR	Boa Vista	1	-0.012	-0.062	348	0.439
RS	Cachoeira do Sul	1	0.017	-0.089	348	0.213
RS	Canoas	1	-0.294	-0.330	348	0.819
RS	Caxias do Sul	3	-0.050	-0.063	346	0.913
RS	Pelotas	3	-0.049	-0.161	346	0.292
RS	Porto Alegre	0	-0.192	-0.389	349	0.207
SC	Florianópolis	1	-0.193	-0.048	348	0.224
SC	Joinville	1	-0.040	-0.171	348	0.191
SC	Palhoça	1	-0.156	-0.050	348	0.295
SC	São Jose	1	-0.005	-0.114	348	0.278
SE	Nossa Senhora do Socorro	1	0.026	-0.407	348	0.004
SP	Araçatuba	1	-0.060	-0.135	348	0.479
SP	Araraquara	1	-0.101	-0.051	348	0.642
SP	Avaré	1	-0.276	0.126	348	0.000
SP	Barretos	1	-0.026	-0.055	348	0.802
SP	Barueri	1	-0.014	-0.608	348	0.000
SP	Bauru	1	-0.022	-0.348	348	0.003
SP	Bebedouro	1	-0.015	-0.098	348	0.241
SP	Caçapava	1	-0.026	-0.200	348	0.172
SP	Campinas	2	0.030	-0.117	347	0.213
SP	Cubatão	1	0.048	-0.239	348	0.002
SP	Diadema	2	-0.061	-0.198	347	0.311
SP	Guarulhos	3	-0.119	-0.329	346	0.151
SP	Jaboticabal	1	-0.050	-0.151	348	0.358
SP	Jandira	1	-0.060	-0.044	348	0.827
SP	Limeira	1	-0.095	-0.042	348	0.587
SP	Mogi Guaçu	1	-0.048	-0.080	348	0.692
SP	Mogi Mirim	1	-0.141	-0.039	348	0.352
SP	Piracicaba	2	-0.134	-0.035	347	0.273
SP	Praia Grande	1	-0.132	-0.013	348	0.213
SP	Santa Barbara D'oeste	1	-0.059	-0.033	348	0.803
SP	Santo Andre	1	-0.228	0.041	348	0.039
SP	Santos	1	-0.049	0.000	348	0.449
SP	São Jose dos Campos	1	-0.043	-0.172	348	0.310
SP	São Vicente	3	-0.183	0.069	346	0.006
SP	Sorocaba	1	-0.034	-0.081	348	0.647
SP	Sumaré	1	-0.078	-0.042	348	0.698
SP	Votorantim	2	-0.071	-0.056	347	0.876
TO	Palmas	5	-0.018	-0.082	344	0.331

## ANEXO 6.

## Modelo ECM MTAR teste de assimetria

Continua

<i>UF</i>	<i>Município</i>	<i>Def.</i>	$\rho_1^{(+)}$	$\rho_2^{(-)}$	<i>N</i>	<i>Probabilidade</i>
AC	Rio Branco	2	-0.051	-0.126	347	0.171
AL	Arapiraca	1	-0.123	-0.181	348	0.465
AL	Maceió	2	-0.023	-0.086	347	0.193
AM	Manaus	1	-0.212	-0.214	348	0.980
AM	Tefé	1	-0.014	-0.021	348	0.823
BA	Feira de Santana	1	-0.171	-0.149	348	0.752
BA	Itabuna	1	-0.109	-0.260	348	0.032
BA	Salvador	1	-0.290	-0.087	348	0.013
CE	Caucaia	1	-0.200	-0.150	348	0.517
CE	Crato	1	-0.109	-0.094	348	0.816
CE	Fortaleza	1	-0.251	-0.141	348	0.151
CE	Juazeiro do Norte	1	-0.112	-0.041	348	0.184
CE	Maracanaú	1	-0.227	-0.142	348	0.276
DF	Brasília	1	-0.171	-0.156	348	0.846
ES	Vila Velha	1	-0.075	-0.192	348	0.110
GO	Caldas Novas	1	-0.035	-0.235	348	0.012
GO	Formosa	1	-0.007	-0.055	348	0.180
GO	Goiânia	1	-0.212	-0.232	348	0.814
GO	Rio Verde	1	-0.171	-0.096	348	0.263
GO	Valparaíso de Goiás	1	-0.183	-0.219	348	0.642
MA	São Luis	1	-0.094	-0.070	348	0.672
MG	Belo Horizonte	1	-0.175	-0.223	348	0.654
MG	Betim	1	-0.108	-0.097	348	0.902
MG	Campo Belo	1	-0.067	-0.209	348	0.049
MG	Contagem	1	-0.185	-0.269	348	0.483
MG	Coronel Fabriciano	1	-0.130	-0.067	348	0.248
MG	Formiga	1	-0.153	0.006	348	0.004
MG	Ituiutaba	1	-0.078	-0.129	348	0.378
MG	Juiz de Fora	1	-0.218	-0.103	348	0.098
MG	Poços de Caldas	1	-0.093	-0.012	348	0.016
MG	Sabará	1	-0.142	-0.137	348	0.940
MG	Uberaba	1	-0.035	-0.181	348	0.036
MG	Uberlândia	1	-0.271	-0.189	348	0.296
MS	Campo Grande	0	-0.038	-0.121	349	0.080
MS	Dourados	2	0.037	-0.027	347	0.125
MT	Rondonópolis	1	-0.133	0.011	348	0.006
MT	Sinop	1	-0.085	-0.034	348	0.220
PB	Campina Grande	1	-0.022	-0.165	348	0.015
PB	João Pessoa	1	-0.046	-0.067	348	0.595
PE	Jaboatão dos Guararapes	1	-0.399	-0.411	348	0.912
PE	Olinda	1	-0.464	-0.565	348	0.383
PE	Paulista	1	-0.438	-0.401	348	0.701
PE	Recife	1	-0.654	-0.429	348	0.038
PI	Teresina	1	-0.089	-0.165	348	0.202
PR	Cambe	1	0.003	-0.086	348	0.185
PR	Cascavel	1	0.025	-0.097	348	0.099
PR	Curitiba	1	-0.397	-0.145	348	0.005
PR	Londrina	1	-0.112	-0.128	348	0.818
PR	Maringá	1	-0.402	-0.314	348	0.446
PR	Umuarama	1	-0.172	-0.268	348	0.301
RJ	Barra Mansa	1	-0.008	-0.063	348	0.359
RJ	Belford Roxo	1	-0.049	0.018	348	0.293
RJ	Campos dos Goytacazes	2	-0.022	0.000	347	0.623
RJ	Niterói	1	0.093	-0.164	348	0.002
RJ	Nova Iguaçu	1	-0.006	0.068	348	0.134
RJ	São João de Meriti	1	0.010	0.001	348	0.844
RJ	Volta Redonda	1	-0.015	0.096	348	0.028

<i>UF</i>	<i>Município</i>	<i>Def.</i>	$\rho_1^{(+)}$	$\rho_2^{(-)}$	<i>N</i>	<i>Probabilidade</i>
RN	Mossoró	1	-0.091	-0.086	348	0.901
RN	Natal	1	-0.079	-0.468	348	0.000
RN	Parnamirim	3	-0.159	-0.199	346	0.620
RO	Porto Velho	1	-0.110	-0.098	348	0.872
RR	Boa Vista	1	0.003	-0.080	348	0.044
RS	Cachoeira do Sul	1	-0.050	-0.020	348	0.521
RS	Canoas	0	-0.187	-0.348	349	0.088
RS	Caxias do Sul	3	-0.067	-0.045	346	0.758
RS	Pelotas	3	-0.168	-0.035	346	0.073
RS	Porto Alegre	0	-0.355	-0.243	349	0.274
SC	Florianópolis	1	-0.098	-0.090	348	0.906
SC	Joinville	1	-0.061	-0.153	348	0.137
SC	Palhoça	1	-0.061	-0.103	348	0.457
SC	São Jose	1	0.018	-0.165	348	0.002
SE	Nossa Senhora do Socorro	1	-0.104	-0.172	348	0.489
SP	Americana	2	0.054	-0.150	347	0.000
SP	Araçatuba	1	-0.183	-0.044	348	0.048
SP	Araraquara	1	-0.105	-0.045	348	0.344
SP	Barretos	1	0.021	-0.110	348	0.104
SP	Barueri	1	-0.176	-0.340	348	0.020
SP	Bauru	1	-0.267	-0.171	348	0.198
SP	Bebedouro	1	-0.042	-0.053	348	0.790
SP	Caçapava	1	-0.083	-0.132	348	0.480
SP	Campinas	2	-0.011	-0.065	347	0.443
SP	Cubatão	1	-0.051	-0.131	348	0.147
SP	Diadema	2	-0.134	-0.129	347	0.947
SP	Jaboticabal	1	-0.077	-0.125	348	0.446
SP	Jandira	1	-0.054	-0.052	348	0.973
SP	Limeira	1	-0.106	-0.029	348	0.223
SP	Mogi Guaçu	1	-0.115	-0.007	348	0.031
SP	Mogi Mirim	1	-0.116	-0.060	348	0.360
SP	Praia Grande	1	-0.041	-0.113	348	0.210
SP	Santa Barbara D'oste	1	-0.037	-0.054	348	0.774
SP	Santo Andre	1	-0.080	-0.095	348	0.825
SP	Santos	1	-0.031	-0.017	348	0.693
SP	São Jose dos Campos	1	-0.054	-0.149	348	0.205
SP	Sorocaba	1	-0.047	-0.065	348	0.786
SP	Votorantim	2	-0.132	-0.009	347	0.025
TO	Palmas	5	-0.018	-0.082	344	0.114



## ANEXO 7.

Distribuição F para hipótese nula  $\phi_1 = \phi_2 = 0$ , caso de duas variáveis.

Modelo			ECM TAR				ECM MTAR			
Def.	Signif.	Obs.	50	100	250	500	50	100	250	500
<b>0 Def.</b>	90%		5.09	5.01	4.94	4.91	5.59	5.45	5.38	5.36
	95%		6.2	5.98	5.91	5.82	6.73	6.51	6.42	6.35
	99%		8.78	8.24	8.08	7.89	9.5	8.78	8.61	8.43
<b>1 Def.</b>	90%		6.35	5.95	6.14	6.41	7.22	6.97	6.61	6.52
	95%		7.54	6.99	7.11	7.39	8.49	8.15	7.76	7.55
	99%		10.3	9.39	9.38	9.66	11.6	10.7	10.2	9.93
<b>2 Def.</b>	90%		6.12	5.8	6.09	6.44	6.88	6.84	6.51	6.47
	95%		7.25	6.82	7.08	7.47	8.06	7.95	7.57	7.53
	99%		9.84	9.04	9.19	9.64	10.9	10.4	9.91	9.76
<b>3 Def.</b>	90%		5.99	5.79	6.1	6.35	6.79	6.77	6.5	6.46
	95%		7.13	6.77	7.1	7.36	8.04	7.87	7.59	7.54
	99%		9.84	9.01	9.37	9.54	10.7	10.3	9.84	9.77
<b>4 Def.</b>	90%		5.83	5.66	6.07	6.38	6.54	6.61	6.41	6.42
	95%		6.98	6.66	7.08	7.4	7.76	7.73	7.44	7.47
	99%		9.56	8.97	9.32	9.63	10.5	10.1	9.71	9.72
<b>5 Def.</b>	90%		N/A	5.62	6.01	6.38	N/A	6.55	6.4	6.45
	95%		N/A	6.64	7.02	7.42	N/A	7.64	7.44	7.46
	99%		N/A	8.87	9.14	9.69	N/A	10	9.83	9.7
<b>6 Def.</b>	90%		N/A	5.53	6.03	6.32	N/A	6.42	6.36	6.36
	95%		N/A	6.52	7.05	7.34	N/A	7.49	7.41	7.41
	99%		N/A	8.76	9.31	9.55	N/A	9.95	9.73	9.68
<b>7 Def.</b>	90%		N/A	5.49	5.99	6.35	N/A	6.36	6.31	6.38
	95%		N/A	6.5	7	7.32	N/A	7.42	7.31	7.38
	99%		N/A	8.72	9.18	9.53	N/A	9.87	9.6	9.7
<b>8 Def.</b>	90%		N/A	5.37	5.9	6.31	N/A	6.27	6.27	6.38
	95%		N/A	6.33	6.88	7.3	N/A	7.33	7.3	7.39
	99%		N/A	8.48	9.01	9.45	N/A	9.65	9.45	9.63

Fonte: Enders e Siklos (2001) e Wane *et al.* (2004)

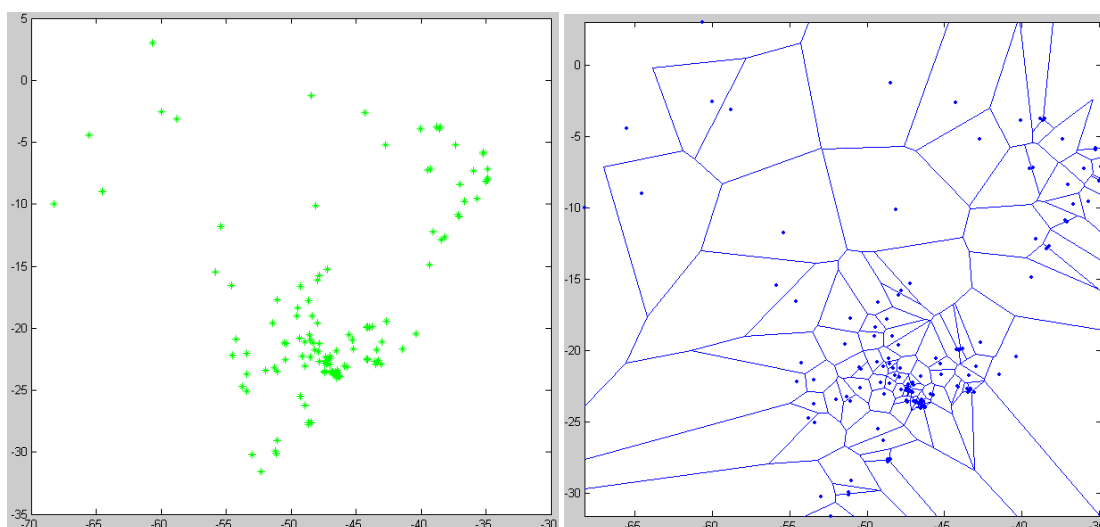
**ANEXO 8.****Municípios com resultados simétricos para análise vertical**

<b>Estado</b>	<b>TAR</b>	<b>MTAR</b>
AC	n.a.	Rio Branco
AL	Maceió	Arapiraca; Maceió
AM	Itacoatiara; Tefé	Manaus; Tefé
BA	Camaçari; Salvador.	Feira de Santana.
CE	Crato; Juazeiro do Norte.	Caucaia; Crato; Fortaleza; Juazeiro do Norte; Maracanaú.
DF	n.a.	Brasília
ES	n.a.	Vila Velha
GO	Caldas Novas; Formosa; Goiânia; Rio Verde.	Formosa; Goiânia; Rio Verde; Valparaíso de Goiás.
MA	n.a.	São Luis
MG	Belo Horizonte; Betim; Contagem; Coronel Fabriciano; Formiga; Ituiutaba; Sabará.	Belo Horizonte; Betim; Contagem; Coronel Fabriciano; Ituiutaba; Sabará; Uberlândia.
MS	Campo Grande; Nova Andradina.	Dourados
MT	Rondonópolis; Sinop	Sinop
PB	Campina Grande	João Pessoa
PE	Arcoverde; Jaboatão dos Guararapes	Jaboatão dos Guararapes; Olinda; Paulista;
PI	Teresina	Teresina
PR	Cambe; Curitiba; Londrina; Maringá; Umuarama.	Cambe; Londrina; Maringá; Umuarama.
RJ	Belford Roxo; Campos dos Goytacazes; Duque de Caxias; Nova Iguaçu; Rio de Janeiro; São João de Meriti.	Barra Mansa; Belford Roxo; Campos dos Goytacazes; Nova Iguaçu; São João de Meriti.
RN	n.a.	Mossoró; Parnamirim
RO	Porto Velho	Porto Velho
RR	Boa Vista	n.a.
RS	Cachoeira do Sul; Canoas; Caxias do Sul; Pelotas; Porto Alegre.	Cachoeira do Sul; Caxias do Sul; Porto Alegre.
SC	Florianópolis; Joinville; Palhoça; São José.	Florianópolis; Joinville; Palhoça.
SE	n.a.	Nossa Senhora do Socorro
SP	Araçatuba; Araraquara; Barretos; Bebedouro; Caçapava; Campinas; Diadema; Guarulhos; Jaboticabal; Jandira; Limeira; Mogi Guaçu; Mogi Mirim; Piracicaba; Praia Grande; Santa Barbara D'oeste; Santos; São José dos Campos; Sorocaba; Sumaré; Votorantim.	Araraquara; Barretos; Bauru; Bebedouro; Caçapava; Campinas; Cubatão; Diadema; Jaboticabal; Jandira; Limeira; Mogi Mirim; Praia Grande; Santa Barbara D'oeste; Santo Andre; Santos; São José dos Campos; Sorocaba.
TO	Palmas	Palmas

## ANEXO 9. Diagrama de Voronoi

Tendo um conjunto de pontos espacialmente localizados, o Diagrama de Voronoi pode ser simplificado como uma subdivisão desse espaço em regiões formadas pelos lugares mais próximos a cada um dos pontos. Como mostrado nas figuras abaixo:

Figura A. Diagrama de Voronoi



Fonte: Elaboração própria

De forma geral o Diagrama de Voronoi pode ser descrito da seguinte forma: sendo  $S = \{p_1, p_2, p_3, \dots\}$  um conjunto de pontos distribuídos em um plano bidimensional  $\mathbb{R}^2$ , que serão os pontos dos quais serão delimitadas as áreas mínimas, neste caso as regiões de Voronoi definidas por  $V$ . Cada região  $V_i$  associada ao valor  $p_i$ ,  $V(p_i)$  será definida da seguinte forma:

$$V(p_i) = \{x \in \mathbb{R}^2 : \|p_i, x\| \leq \|p_j, x\|; 1 \leq j \leq n\}$$

O conjunto definido por  $\text{Vor}(S) = \{V(p_1), V(p_2), V(p_3), \dots\}$  e chamado de Diagrama de Voronoi, exemplificado na Figura A.

## ANEXO 10.

Continua

## Teste TAR de cointegração para análise espacial segundo a divisão regional.

UF	Município ( $p^{im}$ )	Município ( $p^{res}$ )	Def.	$\phi_1$	$\phi_2$	Estat. Test.	cointegra
AC	Manaus	Rio Branco	1	-0.095	-0.029	4.040	não
AL	Salvador	Arapiraca	1	-0.114	-0.099	7.530	sim**
AL	Salvador	Maceió	1	-0.384	0.083	18.288	sim***
AM	Manaus	Itacoatiara	1	-0.321	-0.302	23.160	sim***
AM	Manaus	Tefé	1	-0.174	-0.140	10.283	sim***
BA	Salvador	Camaçari	1	-0.344	-0.764	37.072	sim***
BA	Salvador	Feira de Santana	1	-0.194	-0.455	23.364	sim***
BA	Salvador	Itabuna	1	-0.197	-0.233	16.191	sim***
CE	Salvador	Caucaia	1	0.013	-0.212	11.321	sim***
CE	Salvador	Crato	1	0.028	-0.366	19.865	sim***
CE	Salvador	Fortaleza	1	-0.010	-0.160	10.838	sim***
CE	Salvador	Juazeiro do Norte	1	-0.020	-0.285	14.306	sim***
CE	Salvador	Maracanaú	1	0.029	-0.265	14.363	sim***
CE	Salvador	Sobral	1	-0.112	-0.156	10.119	sim***
DF	Belo Horizonte	Brasília	1	-0.003	-0.123	5.800	não
ES	Belo Horizonte	Vila Velha	1	-0.172	-0.113	10.359	sim***
GO	Belo Horizonte	Caldas Novas	2	-0.026	-0.248	9.214	sim***
GO	Belo Horizonte	Formosa	1	-0.323	-0.165	17.686	sim***
GO	Belo Horizonte	Goiânia	1	-0.145	-0.089	9.264	sim**
GO	Belo Horizonte	Itumbiara	1	-0.096	-0.051	4.394	não
GO	Belo Horizonte	Rio Verde	1	-0.065	-0.156	8.968	sim**
GO	Belo Horizonte	Valparaíso de Goiás	1	-0.190	-0.102	11.822	sim***
MA	Salvador	São Luis	1	-0.097	-0.138	9.776	sim***
MG	Belo Horizonte	Betim	1	-0.759	-0.469	46.979	sim***
MG	Belo Horizonte	Campo Belo	1	-0.241	-0.612	34.203	sim***
MG	Belo Horizonte	Contagem	1	-0.762	-0.414	47.409	sim***
MG	Belo Horizonte	Coronel Fabriciano	1	-0.071	-0.288	15.927	sim***
MG	Belo Horizonte	Formiga	1	-0.143	-0.146	9.748	sim***
MG	Belo Horizonte	Ituiutaba	1	-0.336	-0.200	19.210	sim***
MG	Belo Horizonte	Juiz de Fora	1	-0.108	-0.163	9.641	sim***
MG	Belo Horizonte	Poços de Caldas	1	-0.042	-0.154	6.578	sim*
MG	Belo Horizonte	Sabará	1	-0.253	-0.419	23.266	sim***
MG	Belo Horizonte	Três Corações	1	-0.297	-0.141	16.143	sim***
MG	Belo Horizonte	Ubá	1	-0.150	-0.244	13.823	sim***
MG	Belo Horizonte	Uberaba	1	-0.278	-0.168	15.183	sim***
MG	Belo Horizonte	Uberlândia	1	-0.325	-0.103	16.316	sim***
MS	São Paulo	Campo Grande	1	-0.118	-0.127	9.112	sim**
MS	São Paulo	Dourados	2	-0.147	-0.039	4.642	não
MS	São Paulo	Nova Andradina	1	-0.077	-0.023	3.781	não
MS	São Paulo	Paranaíba	2	-0.050	-0.026	1.454	não
MT	São Paulo	Cuiabá	1	-0.588	0.000	35.045	sim***
MT	São Paulo	Rondonópolis	1	-0.171	-0.143	9.415	sim***
MT	São Paulo	Sinop	1	-0.309	-0.073	24.166	sim***
PA	Manaus	Belém	1	-0.051	-0.016	2.476	não
PB	Salvador	Campina Grande	2	-0.134	-0.075	10.236	sim***
PB	Salvador	João Pessoa	1	-0.107	-0.061	7.001	sim*
PE	Salvador	Arcoverde	0	-0.276	-0.301	29.404	sim***
PE	Salvador	Jaboatão dos Guararapes	1	-0.262	-0.394	27.432	sim***
PE	Salvador	Olinda	1	-0.138	-0.333	18.041	sim***
PE	Salvador	Paulista	1	-0.175	-0.268	17.208	sim***
PE	Salvador	Recife	2	-0.143	-0.443	28.990	sim***
PI	Salvador	Teresina	1	-0.113	-0.044	6.584	sim*
PR	Curitiba	Cambe	1	-0.175	-0.320	21.478	sim***
PR	Curitiba	Cascavel	1	-0.321	-0.150	21.726	sim***
PR	Curitiba	Londrina	1	-0.177	-0.366	26.376	sim***
PR	Curitiba	Maringá	1	-0.221	-0.415	31.511	sim***
PR	Curitiba	Toledo	1	-0.323	-0.451	41.071	sim***

UF	Município ( $p^{im}$ )	Município ( $p^{res}$ )	Def.	$\phi_1$	$\phi_2$	Estat. Test.	cointegra
PR	Curitiba	Umuarama	1	-0.198	-0.460	29.316	sim***
RJ	Rio de Janeiro	Barra Mansa	1	-0.422	-0.273	23.009	sim***
RJ	Rio de Janeiro	Belford Roxo	1	-0.882	-0.415	58.287	sim***
RJ	Rio de Janeiro	Campos dos Goytacazes	3	-0.365	-0.273	11.502	sim***
RJ	Rio de Janeiro	Duque de Caxias	3	-0.091	-0.235	5.772	não
RJ	Rio de Janeiro	Niterói	3	-0.027	-0.366	9.593	sim***
RJ	Rio de Janeiro	Nova Iguaçu	2	-0.290	-0.294	12.431	sim***
RJ	Rio de Janeiro	São João de Meriti	1	-0.326	-0.256	19.614	sim***
RJ	Rio de Janeiro	Volta Redonda	1	-0.405	-0.369	28.735	sim***
RN	Salvador	Mossoró	2	-0.123	-0.202	13.132	sim***
RN	Salvador	Natal	1	-0.151	-0.126	9.824	sim***
RN	Salvador	Parnamirim	1	-0.170	-0.164	13.075	sim***
RO	Manaus	Porto Velho	1	-0.021	-0.059	2.291	não
RR	Manaus	Boa Vista	1	-0.057	-0.033	2.471	não
RS	Porto Alegre	Cachoeira do Sul	0	-0.289	-0.442	37.798	sim***
RS	Porto Alegre	Canoas	1	-0.468	-0.526	39.939	sim***
RS	Porto Alegre	Caxias do Sul	2	-0.423	-0.197	17.584	sim***
RS	Porto Alegre	Pelotas	1	-0.190	-0.276	13.235	sim***
SC	Curitiba	Florianópolis	1	-0.194	-0.066	10.583	sim***
SC	Curitiba	Joinville	1	-0.193	-0.069	14.215	sim***
SC	Curitiba	Palhoça	1	-0.393	0.031	23.615	sim***
SC	Curitiba	São Jose	1	-0.249	-0.054	13.830	sim***
SE	Salvador	Aracaju	1	-0.201	-0.173	14.457	sim***
SE	Salvador	Nossa Senhora do Socorro	2	-0.266	-0.177	22.092	sim***
SP	São Paulo	Americana	2	-0.302	-0.380	16.171	sim***
SP	São Paulo	Araçatuba	1	-0.412	-0.448	26.596	sim***
SP	São Paulo	Araraquara	1	-0.653	-0.394	35.944	sim***
SP	São Paulo	Araras	1	-0.283	-0.440	26.838	sim***
SP	São Paulo	Assis	2	-0.050	-0.263	9.583	sim***
SP	São Paulo	Avaré	1	-0.215	-0.477	25.312	sim***
SP	São Paulo	Barretos	1	-0.109	-0.170	8.870	sim**
SP	São Paulo	Barueri	4	-0.451	-0.814	31.854	sim***
SP	São Paulo	Bauru	2	-0.525	-0.443	25.031	sim***
SP	São Paulo	Bebedouro	1	-0.441	-0.170	23.199	sim***
SP	São Paulo	Birigui	3	-0.349	-0.191	11.724	sim***
SP	São Paulo	Caçapava	1	-0.611	-0.386	40.579	sim***
SP	São Paulo	Campinas	1	-0.099	-0.446	24.969	sim***
SP	São Paulo	Carapicuíba	3	-0.190	-0.220	7.831	sim**
SP	São Paulo	Catanduva	1	-0.248	-0.212	16.117	sim***
SP	São Paulo	Cubatão	1	-0.222	-0.559	36.311	sim***
SP	São Paulo	Diadema	2	-0.599	-0.590	29.220	sim***
SP	São Paulo	Ferraz de Vasconcelos	2	-0.202	-0.274	12.644	sim***
SP	São Paulo	Guarujá	1	-0.205	-0.122	9.007	sim**
SP	São Paulo	Guarulhos	3	-0.417	-0.416	13.994	sim***
SP	São Paulo	Hortolândia	1	-0.110	-0.484	22.489	sim***
SP	São Paulo	Itapevi	1	-0.203	-0.219	13.999	sim***
SP	São Paulo	Jaboticabal	2	-0.234	-0.050	6.458	sim*
SP	São Paulo	Jandira	1	-0.461	-0.406	34.018	sim***
SP	São Paulo	Jau	1	-0.063	-0.503	24.957	sim***
SP	São Paulo	Limeira	1	-0.572	-0.530	41.523	sim***
SP	São Paulo	Mogi Guaçu	1	-0.252	-0.342	20.576	sim***
SP	São Paulo	Mogi Mirim	1	-0.403	-0.487	32.515	sim***
SP	São Paulo	Osasco	1	-0.636	-0.839	50.126	sim***
SP	São Paulo	Piracicaba	1	-0.359	-0.455	29.573	sim***
SP	São Paulo	Poá	1	-0.392	-0.226	21.379	sim***
SP	São Paulo	Praia Grande	1	-0.298	-0.276	18.941	sim***
SP	São Paulo	Ribeirão Preto	2	-0.256	-0.079	8.185	sim**
SP	São Paulo	Santa Barbara D'oeste	1	-0.195	-0.297	14.149	sim***
SP	São Paulo	Santo Andre	1	-1.021	-0.453	58.338	sim***

UF	Município ( $p^{im}$ )	Município ( $p^{res}$ )	Def.	$\phi_1$	$\phi_2$	Estat. Test.	cointegra
SP	São Paulo	Santos	1	-0.394	-0.261	24.209	sim***
SP	São Paulo	São Bernardo do Campo	1	-0.568	-0.736	46.340	sim***
SP	São Paulo	São Caetano do Sul	3	-0.321	-0.370	13.651	sim***
SP	São Paulo	São Carlos	1	-0.129	-0.241	10.503	sim***
SP	São Paulo	São Jose dos Campos	2	-0.504	-0.314	22.292	sim***
SP	São Paulo	São Vicente	1	-0.372	-0.165	19.386	sim***
SP	São Paulo	Sorocaba	3	-0.239	-0.284	8.905	sim**
SP	São Paulo	Sumaré	1	-0.472	-0.597	35.744	sim***
SP	São Paulo	Votorantim	2	-0.249	-0.318	14.348	sim***
TO	Belo Horizonte	Palmas	2	-0.097	-0.039	3.569	não

Notas: “\*”, “\*\*” e “\*\*\*” representam respectivamente 10%, 5% e 1% de significância segundo as estatísticas expostas no Anexo 8 para 250 observações.

Continua

## ANEXO 11.

## Teste MTAR de cointegração para análise espacial segundo a divisão regional.

UF	Município ( $p^{im}$ )	Município ( $p^{res}$ )	Def.	$\phi_1$	$\phi_2$	Estat. Test.	cointegra
AC	Manaus	Rio Branco	1	-0.032	-0.092	4.635	não
AL	Salvador	Arapiraca	1	-0.112	-0.101	7.535	sim*
AL	Salvador	Maceió	1	-0.146	-0.197	10.452	sim***
AM	Manaus	Itacoatiara	1	-0.258	-0.375	24.080	sim***
AM	Manaus	Tefé	1	-0.145	-0.163	10.271	sim***
BA	Salvador	Camaçari	1	-0.296	-0.690	40.858	sim***
BA	Salvador	Feira de Santana	1	-0.198	-0.429	24.696	sim***
BA	Salvador	Itabuna	1	-0.087	-0.359	24.105	sim***
CE	Salvador	Caucaia	1	-0.054	-0.137	9.247	sim**
CE	Salvador	Crato	1	-0.090	-0.196	12.628	sim***
CE	Salvador	Fortaleza	1	-0.160	-0.019	14.305	sim***
CE	Salvador	Juazeiro do Norte	1	-0.123	-0.157	10.357	sim***
CE	Salvador	Maracanaú	1	-0.048	-0.196	12.420	sim***
CE	Salvador	Sobral	1	-0.121	-0.154	10.176	sim**
DF	Belo Horizonte	Brasília	1	-0.090	0.002	7.047	sim*
ES	Belo Horizonte	Vila Velha	1	-0.129	-0.158	10.331	sim***
GO	Belo Horizonte	Caldas Novas	2	-0.069	-0.151	7.892	sim**
GO	Belo Horizonte	Formosa	1	-0.271	-0.200	16.950	sim***
GO	Belo Horizonte	Goiânia	1	-0.200	-0.035	14.315	sim***
GO	Belo Horizonte	Itumbiara	1	-0.094	-0.050	4.638	não
GO	Belo Horizonte	Rio Verde	1	-0.088	-0.125	8.621	sim**
GO	Belo Horizonte	Valparaíso de Goiás	1	-0.135	-0.134	11.255	sim***
MA	Salvador	São Luis	1	-0.047	-0.184	13.283	sim***
MG	Belo Horizonte	Betim	1	-0.716	-0.560	45.562	sim***
MG	Belo Horizonte	Campo Belo	1	-0.385	-0.482	30.725	sim***
MG	Belo Horizonte	Contagem	1	-0.606	-0.507	43.941	sim***
MG	Belo Horizonte	Coronel Fabriciano	1	-0.138	-0.240	14.678	sim***
MG	Belo Horizonte	Formiga	1	-0.215	-0.072	12.474	sim***
MG	Belo Horizonte	Ituiutaba	1	-0.259	-0.267	18.560	sim***
MG	Belo Horizonte	Juiz de Fora	1	-0.159	-0.110	9.822	sim**
MG	Belo Horizonte	Poços de Caldas	1	-0.063	-0.113	6.408	não
MG	Belo Horizonte	Sabará	1	-0.293	-0.331	22.441	sim***
MG	Belo Horizonte	Três Corações	1	-0.244	-0.196	15.397	sim***
MG	Belo Horizonte	Ubá	1	-0.197	-0.201	13.481	sim***
MG	Belo Horizonte	Uberaba	1	-0.214	-0.232	14.744	sim***
MG	Belo Horizonte	Uberlândia	1	-0.228	-0.144	14.601	sim***
MS	São Paulo	Campo Grande	1	-0.184	-0.061	11.609	sim***
MS	São Paulo	Dourados	2	-0.182	-0.014	7.666	sim**
MS	São Paulo	Nova Andradina	1	-0.025	-0.079	4.497	não
MS	São Paulo	Paranaíba	2	-0.063	-0.010	2.124	não
MT	São Paulo	Cuiabá	1	-0.527	-0.129	33.169	sim***
MT	São Paulo	Rondonópolis	1	-0.175	-0.132	9.578	sim**
MT	São Paulo	Sinop	1	-0.143	-0.332	25.694	sim***
PA	Manaus	Belém	1	-0.062	-0.002	4.392	não
PB	Salvador	Campina Grande	2	-0.046	-0.170	13.840	sim***
PB	Salvador	João Pessoa	1	0.005	-0.174	15.500	sim***
PE	Salvador	Arcoverde	1	-0.201	-0.333	22.689	sim***
PE	Salvador	Jaboatão dos Guararapes	1	-0.227	-0.406	29.425	sim***
PE	Salvador	Olinda	1	-0.139	-0.300	19.137	sim***
PE	Salvador	Paulista	1	-0.100	-0.403	26.484	sim***
PE	Salvador	Recife	1	-0.053	-0.392	32.078	sim***
PI	Salvador	Teresina	1	-0.028	-0.124	8.698	sim**
PR	Curitiba	Cambe	1	-0.134	-0.352	25.859	sim***
PR	Curitiba	Cascavel	1	-0.193	-0.240	20.052	sim***
PR	Curitiba	Londrina	1	-0.121	-0.404	33.943	sim***
PR	Curitiba	Maringá	1	-0.248	-0.377	31.476	sim***

UF	Município ( $p^{im}$ )	Município ( $p^{res}$ )	Def.	$\phi_1$	$\phi_2$	Estat. Test.	cointegra
PR	Curitiba	Toledo	1	-0.240	-0.575	51.005	sim***
PR	Curitiba	Umuarama	1	-0.158	-0.457	35.426	sim***
RJ	Rio de Janeiro	Barra Mansa	1	-0.314	-0.382	22.647	sim***
RJ	Rio de Janeiro	Belford Roxo	1	-0.801	-0.450	58.637	sim***
RJ	Rio de Janeiro	Campos dos Goytacazes	3	-0.422	-0.225	13.534	sim***
RJ	Rio de Janeiro	Duque de Caxias	3	-0.145	-0.177	5.244	não
RJ	Rio de Janeiro	Niterói	3	-0.146	-0.238	6.794	sim*
RJ	Rio de Janeiro	Nova Iguaçu	2	-0.296	-0.289	12.433	sim***
RJ	Rio de Janeiro	São João de Meriti	1	-0.401	-0.156	23.412	sim***
RJ	Rio de Janeiro	Volta Redonda	1	-0.325	-0.453	29.766	sim***
RN	Salvador	Mossoró	1	0.001	-0.259	18.665	sim***
RN	Salvador	Natal	1	-0.086	-0.189	11.260	sim***
RN	Salvador	Parnamirim	1	-0.147	-0.192	13.344	sim***
RO	Manaus	Porto Velho	1	-0.001	-0.065	3.805	não
RR	Manaus	Boa Vista	1	-0.029	-0.055	2.660	não
RS	Porto Alegre	Cachoeira do Sul	1	-0.306	-0.390	29.464	sim***
RS	Porto Alegre	Canoas	1	-0.397	-0.646	43.237	sim***
RS	Porto Alegre	Caxias do Sul	2	-0.346	-0.296	16.330	sim***
RS	Porto Alegre	Pelotas	1	-0.143	-0.330	15.748	sim***
SC	Curitiba	Florianópolis	1	-0.055	-0.200	13.246	sim***
SC	Curitiba	Joinville	1	-0.105	-0.154	13.493	sim***
SC	Curitiba	Palhoça	1	-0.150	-0.166	12.636	sim***
SC	Curitiba	São Jose	1	-0.088	-0.204	13.578	sim***
SE	Salvador	Aracaju	1	-0.103	-0.302	19.088	sim***
SE	Salvador	Nossa Senhora do Socorro	2	-0.121	-0.345	28.551	sim***
SP	São Paulo	Americana	2	-0.310	-0.363	16.169	sim***
SP	São Paulo	Araçatuba	1	-0.453	-0.399	26.714	sim***
SP	São Paulo	Araraquara	1	-0.581	-0.452	34.877	sim***
SP	São Paulo	Araras	1	-0.266	-0.425	27.808	sim***
SP	São Paulo	Assis	2	-0.112	-0.165	7.991	sim**
SP	São Paulo	Avaré	1	-0.300	-0.400	23.450	sim***
SP	São Paulo	Barretos	1	-0.145	-0.131	8.706	sim**
SP	São Paulo	Barueri	4	-0.411	-0.708	32.454	sim***
SP	São Paulo	Bauru	2	-0.481	-0.500	24.881	sim***
SP	São Paulo	Bebedouro	1	-0.317	-0.273	21.076	sim***
SP	São Paulo	Birigui	3	-0.316	-0.255	11.188	sim***
SP	São Paulo	Caçapava	1	-0.557	-0.433	40.111	sim***
SP	São Paulo	Campinas	1	-0.176	-0.372	23.068	sim***
SP	São Paulo	Carapicuíba	3	-0.210	-0.203	7.806	sim**
SP	São Paulo	Catanduva	1	-0.255	-0.202	16.297	sim***
SP	São Paulo	Cubatão	1	-0.394	-0.443	33.097	sim***
SP	São Paulo	Diadema	2	-0.649	-0.540	29.729	sim***
SP	São Paulo	Ferraz de Vasconcelos	2	-0.253	-0.216	12.551	sim***
SP	São Paulo	Guarujá	1	-0.138	-0.229	9.441	sim**
SP	São Paulo	Guarulhos	3	-0.382	-0.462	14.233	sim***
SP	São Paulo	Hortolândia	1	-0.265	-0.225	16.240	sim***
SP	São Paulo	Itapevi	1	-0.187	-0.240	14.247	sim***
SP	São Paulo	Jaboticabal	2	-0.152	-0.111	5.312	não
SP	São Paulo	Jandira	1	-0.440	-0.417	33.964	sim***
SP	São Paulo	Jau	1	-0.161	-0.324	18.991	sim***
SP	São Paulo	Limeira	1	-0.628	-0.456	42.972	sim***
SP	São Paulo	Mogi Guaçu	1	-0.321	-0.290	20.352	sim***
SP	São Paulo	Mogi Mirim	1	-0.463	-0.414	32.456	sim***
SP	São Paulo	Osasco	1	-0.569	-0.833	52.256	sim***
SP	São Paulo	Piracicaba	1	-0.410	-0.397	29.363	sim***
SP	São Paulo	Poá	1	-0.219	-0.349	21.835	sim***
SP	São Paulo	Praia Grande	1	-0.195	-0.387	21.639	sim***
SP	São Paulo	Ribeirão Preto	2	-0.212	-0.115	7.990	sim**



UF	Município ( $p^{im}$ )	Município ( $p^{res}$ )	Def.	$\phi_1$	$\phi_2$	Estat. Test.	cointegra
SP	São Paulo	Santa Barbara D'oeste	1	-0.237	-0.237	13.840	sim***
SP	São Paulo	Santo Andre	5	-0.619	-0.296	16.819	sim***
SP	São Paulo	Santos	1	-0.380	-0.265	24.536	sim***
SP	São Paulo	São Bernardo do Campo	1	-0.598	-0.680	45.901	sim***
SP	São Paulo	São Caetano do Sul	3	-0.312	-0.372	13.770	sim***
SP	São Paulo	São Carlos	1	-0.139	-0.207	10.431	sim***
SP	São Paulo	São Jose dos Campos	2	-0.524	-0.285	24.184	sim***
SP	São Paulo	São Vicente	1	-0.218	-0.328	19.064	sim***
SP	São Paulo	Sorocaba	3	-0.245	-0.271	8.895	sim**
SP	São Paulo	Sumaré	1	-0.478	-0.588	35.940	sim***
SP	São Paulo	Votorantim	2	-0.307	-0.244	14.447	sim***
TO	Belo Horizonte	Palmas	2	-0.104	-0.043	3.994	não

Notas: “\*”, “\*\*” e “\*\*\*” representam respectivamente 10%, 5% e 1% de significância segundo as estatísticas expostas no Anexo 8 para 250 observações.

## ANEXO 12.

## Modelo ECM TAR teste de assimetria espacial por divisão regional.

Continua

UF	Município ( $p^{im}$ )	Município ( $p^{res}$ )	Def.	$\rho_1^{(+)}$	$\rho_2^{(-)}$	Prob. Teste de Assimetria
AL	Salvador	Arapiraca	1	-0.002	-0.138	0.050
AL	Salvador	Maceió	1	-0.329	0.126	0.000
AM	Manaus	Itacoatiara	1	-0.237	-0.225	0.930
AM	Manaus	Tefé	1	-0.094	-0.267	0.104
BA	Salvador	Camaçari	1	-0.168	-0.631	0.001
BA	Salvador	Feira de Santana	1	-0.032	-0.415	0.001
BA	Salvador	Itabuna	1	-0.004	-0.275	0.015
CE	Salvador	Caucaia	1	0.011	-0.150	0.033
CE	Salvador	Crato	1	0.013	-0.334	0.000
CE	Salvador	Fortaleza	1	0.020	-0.142	0.016
CE	Salvador	Juazeiro do Norte	1	-0.024	-0.275	0.002
CE	Salvador	Maracanaú	1	0.038	-0.221	0.003
CE	Salvador	Sobral	1	-0.072	-0.145	0.382
ES	Belo Horizonte	Vila Velha	1	-0.155	-0.092	0.549
GO	Belo Horizonte	Caldas Novas	2	-0.027	-0.201	0.094
GO	Belo Horizonte	Formosa	1	-0.321	-0.253	0.523
GO	Belo Horizonte	Goiânia	1	-0.116	-0.103	0.902
GO	Belo Horizonte	Rio Verde	1	-0.046	-0.169	0.125
GO	Belo Horizonte	Valparaíso de Goiás	1	-0.122	-0.205	0.338
MA	Salvador	São Luis	1	-0.024	-0.089	0.307
MG	Belo Horizonte	Betim	1	-0.601	-0.405	0.219
MG	Belo Horizonte	Campo Belo	1	-0.030	-0.648	0.000
MG	Belo Horizonte	Contagem	1	-0.442	-0.391	0.810
MG	Belo Horizonte	Coronel Fabriciano	1	-0.011	-0.363	0.000
MG	Belo Horizonte	Formiga	1	-0.191	-0.112	0.446
MG	Belo Horizonte	Ituiutaba	1	0.011	-0.425	0.003
MG	Belo Horizonte	Juiz de Fora	1	-0.021	-0.158	0.200
MG	Belo Horizonte	Poços de Caldas	1	-0.006	-0.021	0.898
MG	Belo Horizonte	Sabará	1	-0.089	-0.467	0.010
MG	Belo Horizonte	Três Corações	1	-0.125	-0.031	0.534
MG	Belo Horizonte	Ubá	1	-0.088	-0.340	0.037
MG	Belo Horizonte	Uberaba	1	-0.110	-0.139	0.823
MG	Belo Horizonte	Uberlândia	1	-0.110	-0.053	0.661
MS	São Paulo	Campo Grande	1	-0.045	-0.178	0.166
MT	São Paulo	Cuiabá	1	-0.655	0.137	0.000
MT	São Paulo	Rondonópolis	1	-0.153	-0.146	0.947
MT	São Paulo	Sinop	1	-0.096	-0.280	0.123
PB	Salvador	Campina Grande	2	0.014	-0.098	0.051
PB	Salvador	João Pessoa	1	-0.027	-0.057	0.600
PE	Salvador	Arcoverde	0	-0.203	-0.259	0.584
PE	Salvador	Jaboatão dos Guararapes	1	-0.234	-0.289	0.614
PE	Salvador	Olinda	1	-0.044	-0.252	0.041
PE	Salvador	Paulista	1	-0.007	-0.184	0.047
PE	Salvador	Recife	2	0.003	-0.262	0.005
PI	Salvador	Teresina	1	-0.044	-0.034	0.884
PR	Curitiba	Cambe	1	-0.040	-0.199	0.110
PR	Curitiba	Cascavel	1	-0.080	-0.136	0.478
PR	Curitiba	Londrina	1	0.035	-0.254	0.001
PR	Curitiba	Maringá	1	0.001	-0.301	0.005
PR	Curitiba	Toledo	1	0.020	-0.449	0.000
PR	Curitiba	Umuarama	1	0.038	-0.389	0.000
RJ	Rio de Janeiro	Barra Mansa	1	-0.263	-0.316	0.747
RJ	Rio de Janeiro	Belford Roxo	1	-0.440	-0.646	0.253
RJ	Rio de Janeiro	Campos dos Goytacazes	3	-0.432	-0.161	0.091

UF	Município ( $p^{im}$ )	Município ( $p^{res}$ )	Def.	$\rho_1^{(+)}$	$\rho_2^{(-)}$	Prob. Teste de Assimetria
RJ	Rio de Janeiro	Niterói	3	-0.203	-0.273	0.717
RJ	Rio de Janeiro	Nova Iguaçu	2	0.118	-0.443	0.008
RJ	Rio de Janeiro	São João de Meriti	1	-0.305	-0.190	0.429
RJ	Rio de Janeiro	Volta Redonda	1	-0.372	-0.464	0.569
RN	Salvador	Mossoró	2	0.056	-0.197	0.002
RN	Salvador	Natal	1	-0.032	-0.095	0.471
RN	Salvador	Parnamirim	1	-0.051	-0.159	0.257
RS	Porto Alegre	Cachoeira do Sul	0	-0.184	-0.658	0.001
RS	Porto Alegre	Canoas	1	-0.491	-0.331	0.419
RS	Porto Alegre	Caxias do Sul	2	-0.176	-0.180	0.981
RS	Porto Alegre	Pelotas	1	-0.080	-0.206	0.401
SC	Curitiba	Florianópolis	1	-0.063	-0.105	0.530
SC	Curitiba	Joinville	1	-0.030	-0.115	0.140
SC	Curitiba	Palhoça	1	-0.248	-0.051	0.021
SC	Curitiba	São Jose	1	-0.132	-0.096	0.661
SE	Salvador	Aracaju	1	-0.045	-0.093	0.579
SE	Salvador	Nossa Senhora do Socorro	2	-0.018	-0.136	0.139
SP	São Paulo	Americana	2	-0.275	-0.376	0.533
SP	São Paulo	Araçatuba	1	-0.255	-0.276	0.903
SP	São Paulo	Araraquara	1	-0.655	-0.559	0.542
SP	São Paulo	Araras	1	-0.176	-0.400	0.172
SP	São Paulo	Assis	2	0.025	-0.242	0.038
SP	São Paulo	Avaré	1	-0.071	-0.419	0.008
SP	São Paulo	Barretos	1	-0.080	-0.259	0.132
SP	São Paulo	Barueri	4	-0.085	-0.850	0.000
SP	São Paulo	Bauru	2	-0.300	-0.413	0.499
SP	São Paulo	Bebedouro	1	-0.381	-0.268	0.413
SP	São Paulo	Birigui	3	-0.258	-0.220	0.787
SP	São Paulo	Caçapava	1	-0.244	-0.641	0.013
SP	São Paulo	Campinas	1	0.097	-0.447	0.000
SP	São Paulo	Carapicuíba	3	-0.051	-0.317	0.094
SP	São Paulo	Catanduva	1	-0.221	-0.397	0.170
SP	São Paulo	Cubatão	1	-0.135	-0.549	0.010
SP	São Paulo	Diadema	2	-0.376	-0.729	0.024
SP	São Paulo	Ferraz de Vasconcelos	2	-0.101	-0.371	0.027
SP	São Paulo	Guarujá	1	-0.173	-0.125	0.745
SP	São Paulo	Guarulhos	3	-0.344	-0.362	0.929
SP	São Paulo	Hortolândia	1	-0.060	-0.419	0.004
SP	São Paulo	Itapevi	1	-0.044	-0.256	0.123
SP	São Paulo	Jaboticabal	2	0.002	-0.264	0.050
SP	São Paulo	Jandira	1	-0.164	-0.665	0.004
SP	São Paulo	Jau	1	-0.024	-0.576	0.000
SP	São Paulo	Limeira	1	-0.388	-0.678	0.088
SP	São Paulo	Mogi Guaçu	1	-0.149	-0.405	0.036
SP	São Paulo	Mogi Mirim	1	-0.166	-0.610	0.004
SP	São Paulo	Osasco	1	-0.390	-1.180	0.000
SP	São Paulo	Piracicaba	1	-0.168	-0.499	0.093
SP	São Paulo	Poá	1	-0.364	-0.192	0.229
SP	São Paulo	Praia Grande	1	-0.299	-0.220	0.615
SP	São Paulo	Ribeirão Preto	2	-0.220	-0.097	0.390
SP	São Paulo	Santa Barbara D'oeste	1	-0.095	-0.235	0.392
SP	São Paulo	Santo Andre	1	-0.720	-0.633	0.626
SP	São Paulo	Santos	1	-0.002	-0.481	0.005
SP	São Paulo	São Bernardo do Campo	1	-0.067	-0.942	0.000
SP	São Paulo	São Caetano do Sul	3	-0.247	-0.251	0.984
SP	São Paulo	São Carlos	1	-0.158	-0.200	0.727
SP	São Paulo	São Jose dos Campos	2	-0.312	-0.523	0.234
SP	São Paulo	São Vicente	1	-0.392	-0.139	0.084

<b>UF</b>	<b>Município (<math>p^{im}</math>)</b>	<b>Município (<math>p^{res}</math>)</b>	<b>Def.</b>	$\rho_1^{(+)}$	$\rho_2^{(-)}$	<b>Prob. Teste de Assimetria</b>
SP	São Paulo	Sorocaba	3	-0.263	-0.167	0.577
SP	São Paulo	Sumaré	1	-0.328	-0.650	0.089
SP	São Paulo	Votorantim	2	-0.202	-0.338	0.281

**ANEXO 13.****Modelo ECM MTAR teste de assimetria espacial por divisão regional.**

Continua

UF	Município ( $p^{im}$ )	Município ( $p^{res}$ )	Def.	$\rho_1^{(+)}$	$\rho_2^{(-)}$	Prob. Teste de Assimetria
AL	Salvador	Arapiraca	1	-0.086	-0.052	0.402
AL	Salvador	Maceió	1	-0.184	-0.020	0.023
AM	Manaus	Itacoatiara	1	-0.152	-0.315	0.113
AM	Manaus	Tefé	1	-0.153	-0.228	0.238
BA	Salvador	Camaçari	1	-0.178	-0.470	0.002
BA	Salvador	Feira de Santana	1	-0.213	-0.184	0.736
BA	Salvador	Itabuna	1	-0.112	-0.142	0.675
CE	Salvador	Caucaia	1	-0.059	-0.077	0.678
CE	Salvador	Crato	1	-0.145	-0.125	0.682
CE	Salvador	Fortaleza	1	-0.169	0.035	0.000
CE	Salvador	Juazeiro do Norte	1	-0.175	-0.090	0.105
CE	Salvador	Maracanaú	1	-0.067	-0.126	0.283
CE	Salvador	Sobral	1	-0.129	-0.102	0.596
DF	Belo Horizonte	Brasília	1	-0.072	0.004	0.025
ES	Belo Horizonte	Vila Velha	1	-0.125	-0.121	0.949
GO	Belo Horizonte	Caldas Novas	2	-0.049	-0.133	0.140
GO	Belo Horizonte	Formosa	1	-0.299	-0.268	0.688
GO	Belo Horizonte	Goiânia	1	-0.170	-0.055	0.049
GO	Belo Horizonte	Rio Verde	1	-0.066	-0.135	0.170
GO	Belo Horizonte	Valparaíso de Goiás	1	-0.131	-0.204	0.188
MA	Salvador	São Luis	1	-0.082	-0.031	0.168
MG	Belo Horizonte	Betim	1	-0.608	-0.419	0.131
MG	Belo Horizonte	Campo Belo	1	-0.193	-0.479	0.012
MG	Belo Horizonte	Contagem	1	-0.337	-0.481	0.375
MG	Belo Horizonte	Coronel Fabriciano	1	-0.128	-0.272	0.035
MG	Belo Horizonte	Formiga	1	-0.211	-0.090	0.050
MG	Belo Horizonte	Ituiutaba	1	-0.078	-0.355	0.003
MG	Belo Horizonte	Juiz de Fora	1	-0.090	-0.095	0.937
MG	Belo Horizonte	Sabará	1	-0.103	-0.317	0.033
MG	Belo Horizonte	Três Corações	1	-0.025	-0.161	0.176
MG	Belo Horizonte	Ubá	1	-0.168	-0.262	0.222
MG	Belo Horizonte	Uberaba	1	-0.096	-0.156	0.489
MG	Belo Horizonte	Uberlândia	1	-0.106	-0.042	0.460
MS	São Paulo	Campo Grande	1	-0.151	-0.068	0.166
MS	São Paulo	Dourados	2	-0.181	-0.010	0.014
MT	São Paulo	Cuiabá	1	-0.567	-0.046	0.000
MT	São Paulo	Rondonópolis	1	-0.158	-0.138	0.785
MT	São Paulo	Sinop	1	-0.007	-0.384	0.000
PB	Salvador	Campina Grande	2	-0.008	-0.078	0.032
PB	Salvador	João Pessoa	1	-0.029	-0.055	0.396
PE	Salvador	Arcoverde	1	-0.183	-0.141	0.534
PE	Salvador	Jaboatão dos Guararapes	1	-0.221	-0.292	0.348
PE	Salvador	Olinda	1	-0.112	-0.144	0.615
PE	Salvador	Paulista	1	-0.058	-0.109	0.398
PE	Salvador	Recife	1	-0.054	-0.134	0.151
PI	Salvador	Teresina	1	-0.036	-0.041	0.901
PR	Curitiba	Cambe	1	-0.099	-0.111	0.843
PR	Curitiba	Cascavel	1	-0.087	-0.143	0.328
PR	Curitiba	Londrina	1	-0.008	-0.176	0.004
PR	Curitiba	Maringá	1	-0.131	-0.153	0.768
PR	Curitiba	Toledo	1	-0.037	-0.370	0.000
PR	Curitiba	Umuarama	1	-0.027	-0.234	0.001
RJ	Rio de Janeiro	Barra Mansa	1	-0.210	-0.375	0.138
RJ	Rio de Janeiro	Belford Roxo	1	-0.582	-0.517	0.620

UF	Município ( $p^{im}$ )	Município ( $p^{res}$ )	Def.	$\rho_1^{(+)}$	$\rho_2^{(-)}$	Prob. Teste de Assimetria
RJ	Rio de Janeiro	Campos dos Goytacazes	3	-0.336	-0.237	0.376
RJ	Rio de Janeiro	Niterói	3	-0.362	-0.132	0.077
RJ	Rio de Janeiro	Nova Iguaçu	2	-0.086	-0.398	0.022
RJ	Rio de Janeiro	São João de Meriti	1	-0.330	-0.154	0.114
RJ	Rio de Janeiro	Volta Redonda	1	-0.335	-0.514	0.115
RN	Salvador	Mossoró	1	-0.019	-0.075	0.270
RN	Salvador	Natal	1	-0.067	-0.050	0.760
RN	Salvador	Parnamirim	1	-0.126	-0.062	0.315
RS	Porto Alegre	Cachoeira do Sul	1	-0.200	-0.321	0.189
RS	Porto Alegre	Canoas	1	-0.372	-0.541	0.303
RS	Porto Alegre	Caxias do Sul	2	-0.153	-0.214	0.566
RS	Porto Alegre	Pelotas	1	-0.084	-0.196	0.230
SC	Curitiba	Florianópolis	1	-0.051	-0.130	0.062
SC	Curitiba	Joinville	1	-0.048	-0.102	0.122
SC	Curitiba	Palhoça	1	-0.122	-0.157	0.535
SC	Curitiba	São Jose	1	-0.065	-0.166	0.050
SE	Salvador	Aracaju	1	-0.103	-0.012	0.111
SE	Salvador	Nossa Senhora do Socorro	2	-0.069	-0.078	0.870
SP	São Paulo	Americana	2	-0.316	-0.320	0.965
SP	São Paulo	Araçatuba	1	-0.327	-0.192	0.252
SP	São Paulo	Araraquara	1	-0.606	-0.604	0.984
SP	São Paulo	Araras	1	-0.178	-0.354	0.115
SP	São Paulo	Assis	2	-0.020	-0.150	0.093
SP	São Paulo	Avaré	1	-0.162	-0.334	0.078
SP	São Paulo	Barretos	1	-0.115	-0.219	0.164
SP	São Paulo	Barueri	4	-0.027	-0.617	0.000
SP	São Paulo	Bauru	2	-0.346	-0.358	0.921
SP	São Paulo	Bebedouro	1	-0.293	-0.348	0.539
SP	São Paulo	Birigui	3	-0.324	-0.112	0.038
SP	São Paulo	Caçapava	1	-0.354	-0.536	0.094
SP	São Paulo	Campinas	1	-0.112	-0.263	0.100
SP	São Paulo	Carapicuíba	3	-0.109	-0.264	0.148
SP	São Paulo	Catanduva	1	-0.277	-0.362	0.329
SP	São Paulo	Cubatão	1	-0.309	-0.431	0.262
SP	São Paulo	Diadema	2	-0.506	-0.600	0.418
SP	São Paulo	Ferraz de Vasconcelos	2	-0.189	-0.260	0.413
SP	São Paulo	Guarujá	1	-0.121	-0.209	0.379
SP	São Paulo	Guarulhos	3	-0.293	-0.434	0.348
SP	São Paulo	Hortolândia	1	-0.162	-0.231	0.455
SP	São Paulo	Itapevi	1	-0.041	-0.291	0.004
SP	São Paulo	Jandira	1	-0.307	-0.604	0.012
SP	São Paulo	Jau	1	-0.108	-0.372	0.004
SP	São Paulo	Limeira	1	-0.475	-0.589	0.367
SP	São Paulo	Mogi Guaçu	1	-0.236	-0.333	0.264
SP	São Paulo	Mogi Mirim	1	-0.314	-0.439	0.255
SP	São Paulo	Osasco	1	-0.324	-1.004	0.000
SP	São Paulo	Piracicaba	1	-0.240	-0.389	0.236
SP	São Paulo	Poá	1	-0.186	-0.321	0.134
SP	São Paulo	Praia Grande	1	-0.208	-0.324	0.240
SP	São Paulo	Ribeirão Preto	2	-0.173	-0.140	0.710
SP	São Paulo	Santa Barbara D'oeste	1	-0.106	-0.206	0.323
SP	São Paulo	Santo Andre	5	-0.440	-0.265	0.168
SP	São Paulo	Santos	1	-0.169	-0.344	0.140
SP	São Paulo	São Bernardo do Campo	1	-0.170	-0.709	0.001
SP	São Paulo	São Caetano do Sul	3	-0.234	-0.267	0.791
SP	São Paulo	São Carlos	1	-0.165	-0.183	0.812
SP	São Paulo	São Jose dos Campos	2	-0.427	-0.386	0.736
SP	São Paulo	São Vicente	1	-0.234	-0.313	0.388

UF	Município ( $p^{im}$ )	Município ( $p^{res}$ )	Def.	$\rho_1^{(+)}$	$\rho_2^{(-)}$	Prob. Teste de Assimetria
SP	São Paulo	Sorocaba	3	-0.239	-0.213	0.817
SP	São Paulo	Sumaré	1	-0.405	-0.564	0.230
SP	São Paulo	Votorantim	2	-0.203	-0.324	0.180

**ANEXO 14.****Municípios com resultados simétricos para análise espacial**

<b>Estado</b>	<b>TAR</b>	<b>MTAR</b>
AL	n.a.	Arapiraca
AM	Itacoatiara, Tefé	Itacoatiara, Tefé
BA	n.a.	Feira de Santana, Itabuna.
CE	Sobral	Caucaia, Crato, Juazeiro do Norte, Maracanaú, Sobral.
ES	Vila Velha	Vila Velha
GO	Formosa, Goiânia, Rio Verde, Valparaíso de Goiás.	Caldas novas, Formosa, Rio Verde, Valparaíso de Goiás.
MA	São Luis	São Luis
MG	Betim, Contagem, Formiga, Juiz de Fora, Poços de Caldas, Três Corações, Uberaba, Uberlândia.	Betim, Contagem, Juiz de Fora, Três Corações, Ubá, Uberaba, Uberlândia.
MS	Campo Grande	Campo Grande
MT	Rondonópolis, Sinop	Rondonópolis
PB	João Pessoa.	João Pessoa
PE	Arcoverde, Jaboatão dos Guararapes	Arcoverde, Jaboatão dos Guararapes, Olinda, Paulista, Recife.
PI	Teresina	Teresina
PR	Cambe, Cascavel,	Cambe, Cascavel, Maringá.
RJ	Barra Mansa, Belford Roxo, Niterói, São João de Meriti, Volta Redonda.	Barra Mansa, Belford Roxo, Campos dos Goytacazes, São João de Meriti, Volta Redonda.
RN	Natal, Parnamirim	Mossoró, Natal, Parnamirim.
RS	Canoas, Caxias do Sul, Pelotas.	Cachoeira do Sul, Canoas, Caxias do Sul, Pelotas.
SC	Florianópolis, Joinville, São Jose.	Joinville, Palhoça
SE	Aracaju, Nossa Senhora do Socorro.	Aracaju, Nossa Senhora do Socorro.
SP	Americana, Araçatuba, Araraquara, Araras, Barretos, Bauru, Bebedouro, Birigui, Catanduva, Guarujá, Guarulhos, Itapevi, Poá, Praia Grande, Ribeirão Preto, Santa Barbara D'oeste, Santo Andre, São Caetano do Sul, São Carlos, São Jose dos Campos, Sorocaba, Votorantim	Americana, Araçatuba, Araraquara, Araras, Barretos, Bauru, Bebedouro, Carapicuíba, Catanduva, Cubatão, Diadema, Ferraz de Vasconcelos, Guarujá, Guarulhos, Hortolândia, Limeira, Mogi Guaçu, Mogi Mirim, Piracicaba, Poá, Praia Grande, Ribeirão Preto, Santa Barbara D'oeste, Santo Andre, Santos, São Caetano do Sul, São Carlos, São Jose dos Campos, São Vicente, Sorocaba, Sumaré, Votorantim



Continua

**ANEXO 15.****ECM TAR para APT espacial, apenas municípios que apresentaram assimetria.**

UF	Município ( $p^{im}$ )	Município ( $p^{res}$ )	Def.	$\rho_1^{(+)}$	$\rho_2^{(-)}$	Prob. Teste de assimetria
AL	Salvador	Arapiraca	1	-0.002	-0.138	0.050
AL	Salvador	Maceió	1	-0.329	0.126	0.000
BA	Salvador	Camaçari	1	-0.168	-0.631	0.001
BA	Salvador	Feira de Santana	1	-0.032	-0.415	0.001
BA	Salvador	Itabuna	1	-0.004	-0.275	0.015
CE	Salvador	Caucaia	1	0.011	-0.150	0.033
CE	Salvador	Crato	1	0.013	-0.334	0.000
CE	Salvador	Fortaleza	1	0.020	-0.142	0.016
CE	Salvador	Juazeiro do Norte	1	-0.024	-0.275	0.002
CE	Salvador	Maracanaú	1	0.038	-0.221	0.003
GO	Belo Horizonte	Caldas Novas	2	-0.027	-0.201	0.094
MG	Belo Horizonte	Campo Belo	1	-0.030	-0.648	0.000
MG	Belo Horizonte	Coronel Fabriciano	1	-0.011	-0.363	0.000
MG	Belo Horizonte	Ituiutaba	1	0.011	-0.425	0.003
MG	Belo Horizonte	Sabará	1	-0.089	-0.467	0.010
MG	Belo Horizonte	Ubá	1	-0.088	-0.340	0.037
MT	São Paulo	Cuiabá	1	-0.655	0.137	0.000
PB	Salvador	Campina Grande	2	0.014	-0.098	0.051
PE	Salvador	Olinda	1	-0.044	-0.252	0.041
PE	Salvador	Paulista	1	-0.007	-0.184	0.047
PE	Salvador	Recife	2	0.003	-0.262	0.005
PR	Curitiba	Londrina	1	0.035	-0.254	0.001
PR	Curitiba	Maringá	1	0.001	-0.301	0.005
PR	Curitiba	Toledo	1	0.020	-0.449	0.000
PR	Curitiba	Umuarama	1	0.038	-0.389	0.000
RJ	Rio de Janeiro	Campos dos Goytacazes	3	-0.432	-0.161	0.091
RJ	Rio de Janeiro	Nova Iguaçu	2	0.118	-0.443	0.008
RN	Salvador	Mossoró	2	0.056	-0.197	0.002
RS	Porto Alegre	Cachoeira do Sul	0	-0.184	-0.658	0.001
SC	Curitiba	Palhoça	1	-0.248	-0.051	0.021
SP	São Paulo	Assis	2	0.025	-0.242	0.038
SP	São Paulo	Avaré	1	-0.071	-0.419	0.008
SP	São Paulo	Barueri	4	-0.085	-0.850	0.000
SP	São Paulo	Caçapava	1	-0.244	-0.641	0.013
SP	São Paulo	Campinas	1	0.097	-0.447	0.000
SP	São Paulo	Carapicuíba	3	-0.051	-0.317	0.094
SP	São Paulo	Cubatão	1	-0.135	-0.549	0.010
SP	São Paulo	Diadema	2	-0.376	-0.729	0.024
SP	São Paulo	Ferraz de Vasconcelos	2	-0.101	-0.371	0.027
SP	São Paulo	Hortolândia	1	-0.060	-0.419	0.004
SP	São Paulo	Jaboticabal	2	0.002	-0.264	0.050
SP	São Paulo	Jandira	1	-0.164	-0.665	0.004
SP	São Paulo	Jau	1	-0.024	-0.576	0.000
SP	São Paulo	Limeira	1	-0.388	-0.678	0.088
SP	São Paulo	Mogi Guaçu	1	-0.149	-0.405	0.036
SP	São Paulo	Mogi Mirim	1	-0.166	-0.610	0.004
SP	São Paulo	Osasco	1	-0.390	-1.180	0.000

UF	Município ( $p^{im}$ )	Município ( $p^{res}$ )	Def.	$\rho_1^{(+)}$	$\rho_2^{(-)}$	Prob. Teste de assimetria
SP	São Paulo	Piracicaba	1	-0.168	-0.499	0.093
SP	São Paulo	Santos	1	-0.002	-0.481	0.005
SP	São Paulo	São Bernardo do Campo	1	-0.067	-0.942	0.000
SP	São Paulo	São Vicente	1	-0.392	-0.139	0.084
SP	São Paulo	Sumaré	1	-0.328	-0.650	0.089

Fonte: Elaboração própria

**ANEXO 16.****ECM MTAR para APT espacial, apenas municípios que apresentaram assimetria.**

UF	Município ( $p^{im}$ )	Município ( $p^{res}$ )	Def.	$\rho_1^{(+)}$	$\rho_2^{(-)}$	Prob. Teste de assimetria
AL	Salvador	Maceió	1	-0.184	-0.020	0.023
BA	Salvador	Camaçari	1	-0.178	-0.470	0.002
CE	Salvador	Fortaleza	1	-0.169	0.035	0.000
DF	Belo Horizonte	Brasília	1	-0.072	0.004	0.025
GO	Belo Horizonte	Goiânia	1	-0.170	-0.055	0.049
MG	Belo Horizonte	Campo Belo	1	-0.193	-0.479	0.012
MG	Belo Horizonte	Coronel Fabriciano	1	-0.128	-0.272	0.035
MG	Belo Horizonte	Formiga	1	-0.211	-0.090	0.050
MG	Belo Horizonte	Ituiutaba	1	-0.078	-0.355	0.003
MG	Belo Horizonte	Sabará	1	-0.103	-0.317	0.033
MS	São Paulo	Dourados	2	-0.181	-0.010	0.014
MT	São Paulo	Cuiabá	1	-0.567	-0.046	0.000
MT	São Paulo	Sinop	1	-0.007	-0.384	0.000
PB	Salvador	Campina Grande	2	-0.008	-0.078	0.032
PR	Curitiba	Londrina	1	-0.008	-0.176	0.004
PR	Curitiba	Toledo	1	-0.037	-0.370	0.000
PR	Curitiba	Umuarama	1	-0.027	-0.234	0.001
RJ	Rio de Janeiro	Niterói	3	-0.362	-0.132	0.077
RJ	Rio de Janeiro	Nova Iguaçu	2	-0.086	-0.398	0.022
SC	Curitiba	Florianópolis	1	-0.051	-0.130	0.062
SC	Curitiba	São Jose	1	-0.065	-0.166	0.050
SP	São Paulo	Assis	2	-0.020	-0.150	0.093
SP	São Paulo	Avaré	1	-0.162	-0.334	0.078
SP	São Paulo	Barueri	4	-0.027	-0.617	0.000
SP	São Paulo	Birigui	3	-0.324	-0.112	0.038
SP	São Paulo	Caçapava	1	-0.354	-0.536	0.094
SP	São Paulo	Campinas	1	-0.112	-0.263	0.100
SP	São Paulo	Itapevi	1	-0.041	-0.291	0.004
SP	São Paulo	Jandira	1	-0.307	-0.604	0.012
SP	São Paulo	Jau	1	-0.108	-0.372	0.004
SP	São Paulo	Osasco	1	-0.324	-1.004	0.000
SP	São Paulo	São Bernardo do Campo	1	-0.170	-0.709	0.001

Fonte: Elaboração própria