

TRANSMISSÃO ASSIMÉTRICA DE PREÇOS: O CASO DO MERCADO DE GASOLINA A VAREJO NOS MUNICÍPIOS DO BRASIL

André Suriane da Silva
Claudio R. F. Vasconcelos
Silvinha P. Vasconcelos
Rogério Mattos

TD. 008/2011

***Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada
FE/UFJF***

Juiz de Fora

2011

TRANSMISSÃO ASSIMÉTRICA DE PREÇOS: O CASO DO MERCADO DE GASOLINA A VAREJO NOS MUNICÍPIOS DO BRASIL

André Suriane da Silva*
 Claudio R. F. Vasconcelos**
 Silvinha P. Vasconcelos***
 Rogério Mattos****

Resumo

Este trabalho estuda a transmissão assimétrica de preços no mercado de gasolina brasileiro sobre uma abordagem diferente da existente na literatura nacional, qual seja: análise desagregada em cidades e a relação dos ajustamentos de preços de gasolina no varejo (postos) em decorrência de variação de preços por atacado (distribuidor). Assim, a dinâmica de preços entre distribuidoras e postos de gasolina no Brasil foi considerada sob um enfoque regional, utilizando dados semanais para 131 cidades do país, referentes ao período entre maio de 2004 e fevereiro de 2011. Utilizando a abordagem de cointegração com ajustamento *threshold*, a principal conclusão é que, para a amostra selecionada, há evidência estatística de cointegração entre as séries de preços de gasolina a varejo e atacado em 102 municípios pelo modelo TAR e 96 pelo modelo MTAR. Quanto à questão da assimetria, pela abordagem do modelo de correção de erros ECM-TAR concluiu-se que em 67 municípios houve ajustamentos simétricos dos preços e pela abordagem ECM-MTAR constatou-se que há ajustamento simétrico em 71 municípios. Em termos de distribuição espacial destes resultados, a região Sudeste e Sul apresentou uma proporção maior de municípios com transmissão simétrica de preços. Este resultado é semelhante às regiões Centro Oeste e Norte. Entretanto, na região Nordeste houve uma inversão na proporção de cidades que apresentaram assimetria em relação às demais regiões. Portanto, da análise depreende-se que a desagregação do mercado de gasolina em cidades pode apresentar resultados novos com relação a questão da assimetria de transmissão de preços.

Abstract

This study analyzes the asymmetric price transmission in the Brazilian gasoline market on an approach different from that in the national literature, namely, breakdown analysis in cities and the relationship of the adjustments in retail prices (gas stations) as a result of variation in prices by wholesale (distributor). Thus, the aim of this study was to analyze the dynamics of retail prices and distributor on the gasoline market in Brazil under a regional approach, using weekly data for 131 municipalities, covering the period between May 2004 and February 2011. Using the cointegration approach with adjustment "Threshold", the main conclusion is that for the selected sample, there is statistical evidence of cointegration between the series of prices of gasoline to retail and wholesale in 102 municipalities and 96 for the TAR model and model MTAR, respectively. On the issue of asymmetry, the approach to error correction model ECM-TAR concluded that in 67 municipalities were symmetrical adjustments of prices and the ECM-MTAR approach it was found that for symmetric adjustment in 71 municipalities. In terms of spatial distribution of these results, the Southeast and South had a higher proportion of municipalities with symmetrical transmission prices. This result is similar to the Central West and North. However, in the northeast there was a reversal in the proportion of cities that showed asymmetry in relation to other regions. Therefore, the analysis it appears that the breakdown of the gasoline market in cities can present new results regarding the issue of asymmetric price transmission.

Palavras chaves: Gasolina; Assimetria de preços; varejo

Key words: Gas; price asymmetry; retail

JEL: L22; D40; C50

Área 8 - Economia Industrial e da Tecnologia

* Mestrando do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada – PPGEA da UFJF. E-mail: andresuriane@gmail.com

** Prof. do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada – PPGEA da UFJF. E-mail: claudio.foffano@ufjf.edu.br

*** Prof. do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada – PPGEA da UFJF. E-mail: silvinha.vasconcelos@ufjf.edu.br

**** Prof. do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada – PPGEA da UFJF. E-mail: rogerio.mattos@ufjf.edu.br

1. INTRODUÇÃO

Nos últimos 20 anos, o mercado de combustíveis no Brasil tem passado por grandes transformações, que vão desde o processo de privatização de várias empresas estatais, a liberação do setor com o fim do monopólio da Petrobras, a liberação parcial dos preços para distribuição e revenda, passando pela criação da agência reguladora do setor, a ANP (Agência Nacional do Petróleo), até a liberação total dos preços em todos os estágios da cadeia produtiva (NUNES; GOMES, 2005).

A flexibilização da entrada de empresas no setor petroquímico, a partir de 1993, apesar de provocar um significativo aumento no número de distribuidoras (322 em 2001), não pareceu resultar em uma significativa concorrência no setor. Isto porque grande parte do mercado ainda permaneceu sobre o controle de cinco grandes distribuidoras (BR Distribuidora, Ipiranga, Shell, Esso e Texaco). Neste caso, foi necessário o estabelecimento de um sistema de quotas pela ANP para garantir às distribuidoras emergentes condições comerciais similares as grandes empresas. Aliado a isto, o aumento do número de distribuidoras levou a uma maior incidência de casos relacionados à adulteração de combustíveis e sonegação de impostos. Houve também um crescimento da participação dos postos com bandeira branca, sem vínculo contratual permanente com as distribuidoras (no total de postos, aumento de 32% entre 1999 e 2003) (NUNES e GOMES, 2005).

Além destes aspectos no setor distribuidor, no varejo outros indícios de atitudes ilícitas, como a formação de cartéis, são fonte frequente de abertura de processos de investigação, o que envolve não somente a ANP, mas também o Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE), a Secretaria de Acompanhamento Econômico (SEAE) e a Secretaria de Direito Econômico (SDE). Assim, acompanhando a tendência mundial, o setor de combustíveis a varejo no Brasil, mesmo sendo um mercado relativamente fragmentado, tem uma forte tendência a coordenação na fixação de preços entre um grande número de agentes. Nunes e Gomes (2005) destacam que a forte concentração no setor de distribuição¹ possibilita uma coordenação ainda maior.

Outra característica comumente investigada no setor de gasolina a varejo é existência de ajustamentos assimétricos de preços entre vendedores e revendedores, que podem se manifestar de diversas formas e ter mais de uma razão para ocorrerem, não sendo pela Teoria somente atribuível à existência de acordos (tácitos ou secretos) de preços. A relevância do estudo da transmissão de preços é exposta por Goodwin e Harper (2000) que destacam que a transmissão vertical de choques entre os vários níveis de mercado 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 é um importante fator que reflete as ações dos participantes nestes diferentes níveis de mercado.

A transmissão assimétrica de preços, doravante designada pela sigla APT (do inglês *asymmetric price transmission*), é entendida como uma divergência de ajustamento dos preços de um mercado entre a redução e aumento de preços e é comumente aceita como uma hipótese de deficiência de mercado. No entanto, Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) destacam que esta manifestação não necessariamente deriva de tal deficiência. Assim, para perceber que a assimetria pode ter diferentes origens, basta compreender suas diversas classificações. Conforme os autores as APT podem ser classificadas de acordo com três critérios: (a) se a assimetria é vertical ou espacial; (b) velocidade e magnitude da assimetria e (c) se a assimetria é positiva ou negativa.

A APT vertical é identificada pela diferente forma como os preços de um determinado mercado final reagem a um aumento ou uma redução de preços nos seus insumos. 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, uma redução nos preços do petróleo bruto tem seu repasse lento para

¹ As cinco maiores distribuidoras detinham 66% do volume comercializado e 50% dos postos revendedores sob contrato no final de 2003

os preços da gasolina nos postos, tem-se uma assimetria vertical (MEYER E VON CRAMON-TAUBADEL, 2004).

O segundo tipo de assimetria listado, a APT espacial, é descrita pela diferença entre ajustes positivos e negativos de um determinado mercado de uma região a choques do mesmo mercado em uma região vizinha (município, estado, país,...). APT espacial pode ser mostrada pela divergência de ajustes entre reduções e aumentos dos preços nos postos de gasolina do Rio de Janeiro, por exemplo, quando há alterações nos preços da gasolina comum nos postos de São Paulo (RAPSOMANIKIS; KARFAKIS, 2007).

Por sua vez, a assimetria de magnitude é definida como a divergência da magnitude da reação dos ajustes dos preços finais em resposta a um aumento ou redução dos preços a que são derivados. Já a assimetria de velocidade refere-se a tempos de resposta diferentes para ajustes positivos e negativos. Tanto a assimetria de magnitude quanto a de velocidade podem estar conciliadas, ou seja, ambas podem ocorrer simultaneamente.

Por último, a assimetria positiva e negativa, é derivada das assimetrias de velocidade e magnitude, que referencia qual situação (redução ou aumento) tem resposta mais direta do preço final a variações do preço do insumo. Se aumentos no preço do insumo têm resposta direta e completa no preço final, enquanto reduções são repassados com *gaps* de velocidade e/ou magnitude, o resultado é uma assimetria positiva. No entanto, se reduções no preço do insumo tem resposta direta e completa no preço final, enquanto aumentos são repassados com *gaps*, o resultado é uma assimetria negativa. (PELTZMAN, 2000).

Motivado pelo fato do preço ser um mecanismo primário em que inúmeros níveis de mercado estão unidos, e que sua dinâmica fornece informações relevantes quanto à concorrência do setor (GOODWIN E HARPER, 2000), o objetivo geral deste trabalho consiste em analisar a dinâmica de preços entre distribuidoras e postos do mercado de gasolina nos principais municípios do Brasil, em especial analisar se a assimetrias no processo de ajustamento de preços no varejo em relação as distribuidoras.

Considerando que apenas os trabalhos, de Uchôa (2008) e Silva *et al.* (2010), foram identificados na pesquisa bibliográfica realizada, o trabalho busca contribuir para a literatura nacional sobre o tema. Assim, este artigo acrescenta a literatura nacional em termos de nível de desagregação das informações utilizadas (municípios) na análise vertical de transmissão assimétrica de preços no mercado de gasolina no Brasil. A análise foi feita sobre uma amostra de 131 cidades e usou uma abordagem econométrica baseada em modelos de cointegração com ajustamento *threshold*, proposta por Enders e Siklos (2001). Tal abordagem permitiu verificar que em termos de distribuição espacial destes resultados, a região Sudeste e Sul apresentou uma proporção maior de municípios com transmissão simétrica de preços. Este resultado é semelhante às regiões Centro Oeste e Norte. Entretanto, na região Nordeste houve uma inversão na proporção de cidades que apresentaram assimetria em relação às demais regiões. Portanto, da análise depreende-se que a desagregação do mercado de gasolina em cidades pode apresentar resultados novos com relação a questão da assimetria de transmissão de preços.

Além desta introdução, o artigo contém quatro seções. A seção 2 faz uma breve revisão da literatura sobre assimetria de preços. A seção 3 descreve a metodologia econométrica utilizada. A seção 4 apresenta e discute os resultados empíricos obtidos. A seção 5 apresenta as conclusões.

2. TRANSMISSÃO ASSIMÉTRIA DE PREÇOS

A literatura recente indica diversas causas de APT como a existência de intervenção política no mercado, a assimetria de informações, o gerenciamento de estoque, os custos de ajustamento e o poder de mercado, sendo que estas duas últimas razões dominam a recente literatura sobre o tema. Entre tanto, Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004), destacam que, apesar dizer amplamente citado na literatura a ocorrência de uma estrutura de mercado não competitiva como causa da APT, está hipótese nem sempre será verdadeira e que existem lacunas na teoria econômica sobre as origens da APT.

Apesar disso, em estudos sobre mercado de produtos agrícolas é comum à referência a existência de falhas de mercados como relevantes fatores de sobre APT, 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. Esta relação pode não ser tão clara, Bailey e Brorsen (1989) mostram que um poder de mercado poderá levar tanto a uma assimetria positiva ou quanto negativa. Os 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) 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.

Entre os fatores relacionados a falha de mercado Bedrossian e Moschos (1988), sugerem 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.

Balke *et al.* (1998) e Brown e Yücel (2000) sugerem que reajustes assimétricos de preços podem surgir de empresas oligopolísticas 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 da produção para evitar a sinalização de um enfraquecimento do acordo tácito. Além disso, a possibilidade de retaliação das concorrentes a quebras de acordos levam 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 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 apresentam 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 a assimetria positiva ou negativa.

Poucos trabalhos, no entanto, têm revelado 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 existem poucas informações referentes a postos que constituam falhas de mercado e possam ser incluídas nestes modelos, como, por exemplo, o índice de concentração (já que o setor é fragmentado). Outro problema é que não necessariamente a APT será originária de falhas de mercado, tornando ainda mais difícil a relação entre os dois temas (MEYER; VON CRAMON-TAUBADEL, 2004).

No mercado de gasolina do Brasil, no entanto, a suposição de falhas de mercado não foge dos resultados encontrados em diversos trabalhos. Como dito anteriormente, o mercado de gasolina no Brasil tem sido foco principal de estudos sobre acordos de preço, sendo um dos setores mais investigados pela

SDE. Apesar de APT não se apresentar diretamente como um efeito de falhas de mercado, esta hipótese para o caso Brasil é relevante para análise da APT.

Custos de ajustamento (*ou custos de menu*) também tem destaque na literatura como causa relevante de APT. Estes custos podem ser originados tanto dos custos de adaptação em ajustamentos de preço 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 mostra que esta hipótese não deve ser ignorada em processos de APT. Custos de ajustamento podem ser considerados originalmente como os custos referentes a uma mudança nos preços nominais, como por exemplo, a reimpressão de listas ou catálogos de preços, o conceito geral é mais abrangente e pode envolver desde aspectos informacionais e mercadológicos quanto produtivos, administrativos e estratégicos, este último caso pode conduzir as hipóteses semelhantes à de falhas de mercado.

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 a dinâmica dos estoques dos postos de gasolina. Uchôa (2008) indica 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, e a um aumento precipitado dos preços. Se, no entanto, a expectativa é de redução de preço do combustível, os consumidores podem postergar suas compras reduzindo a demanda, levando o posto de gasolina a permanecer com estoque do produto a preços antigo com medo de perdas, os donos dos postos postergaram reduções dos preços até que seu estoque precise ser refeito.

Kinnucan e Forker (1987) notaram que, onde aplicável, intervenções governamentais através de subsídio de preços e manutenção de quotas comerciais também podem levar a assimetrias no ajuste de preços. No caso de intervenções governamentais, o Brasil se apresenta como um caso em que tal hipótese esta diretamente relacionada às interações do mercado interno e externo. Como grande parte do mercado é praticamente dominado por uma empresa de controle 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, o fato da empresa se configurar como quase um monopólio, mesmo com forte controle público, nada garante que a empresa não aja de forma a garantir interesses próprios e maximizar lucro, aumentando preços para um patamar não concorrencial, ou de aproveitar de variações do preço do mercado internacional para garantir lucros não 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.

Como visto, os fatores determinantes da APT quase sempre geram um resultado ambíguo quanto ao tipo de assimetria gerado, sendo que na literatura é possível encontrar tanto exemplos positivos quanto negativos para um mesmo fator, seja poder de mercado ou custos de ajuste. No mercado de gasolina, a hipótese que parece ter certo apelo é a existência de poder de mercado pelos varejistas, sustentado pelo grande número de casos de formação de cartéis julgados tanto no Brasil quanto no mundo.

Independentemente da certeza sobre suas origens, 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 a análise empírica 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*, tem tomado grande parte da literatura econômica sobre o tema.

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, Bacon (1991) utilizou, no Reino Unido, uma base de dados quinzenais referente ao período de 1982 à 1989 para observar o comportamento do mercado de gasolina 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 após oito semanas ao mercado varejista, enquanto é necessária apenas uma semana para a transmissão integral de um aumento dos preços *spot*.

Karrenbrock (1991) utilizou, para os 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 desregulação 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 encontrou que os aumentos no preço do combustível são transmitidos mais rapidamente ao consumidor do que as reduções do mercado atacadista.

Também pelos 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 resultados pareceram consistentes com o modelo de ciclos de *Edgeworth*. Sob uma abordagem diferente, Duffy-Denno (1996) analisou o mercado de gasolina para *Salt Lake City* durante 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 apontou na direção da simetria de preços do varejo.

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 em um simples 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 ajustados para o preço de equilíbrio de longo prazo de uma vez. Para explorar mais estes resultados, os autores utilizaram um modelo de Correção de Erros 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 dos estudos mais detalhados a respeito de assimetria de informação. Os autores tiveram como objetivo analisar a transmissão de preços em diferentes pontos de distribuição. Em uma série de modelos ECM (*Error Correction Model*), foi testada a existência de assimetria de preços 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 as defasagens de ajuste entre produção e estoque e a presença de poder de mercado. Segundo os autores, o preço a vista da gasolina comum mostra assimetria na resposta às mudanças de preços do petróleo bruto, o que pode ser reflexo de ajustamento de estoques. Assimétricas também apareceram nos preços de varejo em resposta aos preços de atacado, possivelmente indicando um poder de mercado de curto prazo.

Goodwin e Harper (2000) ressaltaram que a maioria dos trabalhos sobre APT tem ignorado importantes propriedades de séries de tempo. Em particular, grande parte das pesquisas não tem considerado o potencial para não estacionariedade para preços únicos ou relações entre preços em equilíbrio estacionário de longo prazo (cointegração). Os autores utilizaram uma especificação econométrica de ajustes de preços assimétricos, omitindo os termos de correção dos erros e, desta forma, incompatível com a cointegração em longo prazo. Esta limitação dos modelos padrão de assimetria foi recentemente reconhecida por Von Cramon-Taubadel (1998), numa investigação de ajuste de preço assimétrico para os produtores e atacadistas do mercado de perecíveis alemão. Este autor modificou a especificação de Wolfram (1971), incluindo um termo de correção de erros e encontrou que os preços do atacado reagem mais rapidamente aos choques positivos do que choques negativos, oriundos do nível de unidade agrícola.

Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004), também indicando problemas na literatura sobre o tema, destacaram que as implicações da integração vertical para a simetria da transmissão de preços não tem sido examinada 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.

Peltzman (2000) concluiu que os preços dos produtos tendem a responder mais rapidamente aos aumentos dos insumos do que a redução, e que esta tendência é encontrada em dois de cada três mercados analisados, tanto em mercados de bens de produção como nos mercados de bens de consumo. Em ambos os tipos de mercados, a resposta assimétrica aos choques de custo é substancial e duradoura. Em média, a resposta imediata a um choque de custo positivo é ao menos duas vezes a resposta de um choque negativo e essa diferença é sustentada por pelo menos de 5 a 8 meses. Ao contrário dos estudos anteriores, que documentaram assimetrias semelhantes em mercados selecionados (gasolina, produtos agrícolas, etc.), este estudo utiliza grandes amostras de produtos diversos. O estudo encontra uma correlação negativa entre o grau de assimetria e a volatilidade dos preços dos insumos e nenhuma correlação com custos de estoque, analisado por *proxies*, e custos de menu das variações dos preços. O período amostral utilizado pelo autor vai de 1978-1996. Os dados para preços de atacado e varejo cobrem o período de setembro de 1989 a setembro de 1994. Para o autor, cada vez mais os resultados sugerem uma lacuna em uma parte essencial da teoria econômica relacionada ao tema assimetria.

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 teve incrementos significativos, em parte devido aos avanços econométricos, além de 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 Reino Unido, Bettendorf *et al.* (2003) na Holanda, Deltas (2008) e Honarvar (2009) nos EUA, utilizando diferentes especificações do ECM; Chen *et al.* (2005) nos EUA e Bermingham e O'Brien (2010) no RU e Irlanda, utilizando variações do *Threshold*; Bermingham e O'Brien (2010) que analisaram também o mercado de diesel. Os trabalhos de Wlazlowski (2001) e Bermingham e O'Brien (2010) mostraram resultados conflitantes, enquanto o primeiro mostrou a existência de APT, Bermingham e O'Brien (2010) não encontraram evidências quanto aos mesmos, para nenhum dos mercados analisados. Na Holanda, Bettendorf *et al.* (2003) encontrou pouca significância nos resultados para a presença de assimetrias, e concluíram pela 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 Brasil, Uchôa (2008) analisou o mercado de gasolina utilizando um modelo ECM TAR e Silva *et al.* (2010) estudaram os mercados de gasolina, álcool e gás natural utilizando os modelos TAR e ARFIMA, e ambos os autores encontraram indícios significativos para a presença de APT nos mercados de combustíveis. Uchôa (2008) mostrou que, uma vez que se elevam os preços do combustível no atacado, estes são rapidamente repassados ao consumidor final, no intuito de manter as margens de lucro, mas no caso de uma redução do preço atacadista, o autor encontrou que 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.

Em resumo, uma parte considerável dos trabalhos tem encontrado resultados positivos para assimetria. 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. Frey e Manera (2007) descrevem boa parte destes modelos e fazem um levantamento abrangente quanto aos trabalhos que utilizaram os diversos métodos identificados.

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 para o mercado agrícola, foco de grande parte dos trabalhos internacionais, no Brasil, 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, 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 maior, principalmente quanto à análise regional de processos assimétricos, já que os dois trabalhos citados 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, na próxima seção, descreve-se o método e o banco de dados de usados neste trabalho, que busca incorporar uma análise desagregada e regionalizada ao estudo da existência de assimetria de preços.

3. METODOLOGIA

3.1. Modelo Estimado

Para a análise empírica de existência de assimetria de preços, foram utilizados modelos não lineares de séries de tempo através da abordagem de cointegração com ajustamento *threshold*, como desenvolvido por Enders e Siklos (2001). Inicialmente, partindo da constatação de que as variáveis envolvidas são I(1), estabeleceu-se a seguinte relação de longo prazo:

$$pmc_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i} pmd_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (1)$$

onde pmc é o preço da gasolina a varejo e pmd o preço da gasolina pelo distribuidor; (μ_t) é o desvio da relação de equilíbrio entre $pmc_{i,t}$ e $pmd_{i,t}$ e o subscrito i indica cada um dos municípios utilizados.

De posse dos resíduos estimados da equação (1), os desvios do equilíbrio são modelados por um processo autorregressivo *threshold* chamado teste de cointegração *threshold* - TAR ou *momentum threshold* - MTAR que consiste em regredir a diferença de tais resíduos gerados em relação às variáveis *threshold*. As variáveis *threshold* foram geradas pelos resíduos defasados da equação (1), considerando o valor *threshold*, neste caso, igual a zero, $\tau = 0$. O mesmo procedimento também foi adotado para o MTAR, usando a diferenças dos resíduos defasadas. Assim, o teste se baseia em estimar as equações (2) e (3) para o modelo TAR e MTAR, respectivamente:

$$\Delta\mu_t = I_t\rho_1\mu_{t-1} + (1 - I_t)\rho_2t \quad (2)$$

$$\Delta\mu_t = M_t \rho_1 \mu_{t-1} + (1 - M_t) \rho_2 \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde I e M são, respectivamente, os processos TAR e MTAR definidos por:

$$I_t = \begin{cases} 1 \rightarrow se \mu_{t-1} \geq \tau \\ 0 \rightarrow se \mu_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (4)$$

$$M_t = \begin{cases} 1 \rightarrow se \Delta\mu_{t-1} \geq \tau \\ 0 \rightarrow se \Delta\mu_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (5)$$

e τ é o valor *Threshold*.

Para a identificação do modelo é necessário que os resíduos das equações (2) e (3), (ε_t), sejam não correlacionados. Para isto, foram realizados testes de correlação para cada uma dos modelos. Os que apresentaram correlação serial nos resíduos foram ajustados por meio de defasagens da variável dependente, sendo que foram utilizados os critérios AIC e BIC para a 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, os testes estatísticos de cointegração para os modelos TAR e MTAR consistem em testar a hipótese nula: $\rho_1 = \rho_2 = 0$. Os valores críticos padrão para as estatísticas t e F para testar a hipótese nula ($\rho_1 = \rho_2 = 0$) não se aplicam adequadamente nos modelos TAR e MTAR. Para aumentar o poder dos testes, Enders e Siklos (2001) propõem a construção de valores críticos para ambos os testes, em um contexto multivariado que, segundo os autores, aumenta o poder dos testes e os tornam tão eficazes quanto os testes padrões de cointegração. Os autores destacam, no entanto, que, mesmo em um contexto multivariado, o teste t ainda é um teste fraco nos modelos assimétricos de cointegração, dando destaque a um maior poder relativo do teste F, onde suas hipóteses devem ser tomadas prioritariamente em relação ao teste t . Por esta razão, optou-se apenas pelo uso do teste F para análise de cointegração, estando na Tabela 1 os valores críticos para os testes F. Os valores foram gerados por extrapolação linear simples dos valores de Wane *et al.* (2004), para um número de 350 observações e duas variáveis.

Tabela 1. Valores Críticos de F

NC	0 LAG		1 LAG		2 LAG		3 LAG		4 LAG		5 LAG	
	TAR	MTAR	TAR	MTAR	TAR	MTAR	TAR	MTAR	TAR	MTAR	TAR	MTAR
90%	4.92	5.37	6.27	6.56	6.26	6.49	6.22	6.48	6.22	6.41	6.19	6.42
95%	5.86	6.38	7.25	7.65	7.27	7.55	7.23	7.56	7.24	7.45	7.22	7.45
99%	7.98	8.52	9.52	10.06	9.41	9.83	9.45	9.80	9.47	9.71	9.41	9.76

Fonte: Elaboração própria com base em Wane *et al.* (2004)

Existindo um vetor de cointegração, o Modelo de Correção de Erro - MCE pode ser utilizado para capturar a dinâmica de ajustamento do preço da gasolina a varejo em resposta à mudança nos preços por atacado. Assim, o MCE para o TAR e MTAR é descrito pelas equações (6) e (7), respectivamente:

$$\Delta p m c_{it} = I_t \rho_{1,i} \mu_{it-1} + (1 - I_t) \rho_{2,i} \mu_{it-1} + \sum_{j=1}^k \lambda_j \Delta p m d_{i,t-j} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta p m c_{it} \quad (6)$$

$$\Delta p m c_{it} = M_t \rho_{1,i} \mu_{it-1} + (1 - M_t) \rho_{2,i} \mu_{it-1} + \sum_{j=1}^k \lambda_j \Delta p m d_{i,t-j} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta p m c_{it} \quad (7)$$

De forma diferente do teste *threshold* de cointegração, para o teste de assimetria, cuja hipótese nula é $\rho_1 = \rho_2$, utilizou-se os valores críticos da estatística F padrão.

3.2. 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 do total das vendas nos postos onde a pesquisa é realizada para cada uma das cidades (ANP, 2011). 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. As variáveis utilizadas do banco foram o preço da gasolina comum nos postos e preço da gasolina comum nas distribuidoras para cada município.

Dos 555 municípios analisados pela ANP foram selecionados todos os municípios que detinham suas séries de tempo completas ou que não contivessem longos períodos sem observação para o período analisado, assim, foi possível incluir 134 municípios na análise. Estes 134 municípios representam mais de 50% da população e mais de 70% da frota de veículos do Brasil. Entre as capitais (25 analisados do total) apenas Macapá e Vitória não foram incluídas na análise por conter vários períodos sem observações e apenas o estado do Amapá não teve nenhum representante. No Quadro 1 estão os municípios analisados².

Para aplicação do teste *threshold* de cointegração, primeiramente foram feitos os testes de estacionariedade nas séries para identificar a ordem de integração das mesmas, já que nos modelos há a necessidade de que as séries sejam I(1). Assim, foram realizados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Dickey-Fuller GLS (Generalized Least Squares), Phillips-Perron (PP), NG-Perron e o KPSS³. Neste trabalho foram considerados prioritariamente os resultados para os testes DF-GLS, dado que, segundo Elliott *et al.*(1996), o teste DF-GLS, uma versão mais consistente do DF, tem maior poder que o ADF. O número de municípios totais que foram analisados nos modelos cointegração e ECM TAR e MTAR foram 131. Todas as demais séries mostraram ser integradas na primeira diferença.

Quadro 1. Relação de municípios analisados

Continua

Estado	Número de Municípios	Municípios
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; 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.

² Apenas as cidades de Assis, São José do Rio Preto e Ubá não foram analisadas por conterem diferentes ordens de integração entre suas séries.

³ Phillips e Perron, 1988; Perron, Pierre e Ng, Serena, 1994; Kwiatkowski et al., 1992

Quadro 2. Relação de municípios analisados

Continuação

Estado	Número de Municípios	Municípios
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 Jose.
SE	2	Aracaju; Nossa Senhora do Socorro.
SP	46	Americana; Araçatuba; Araraquara; Araras; Avaré; Barretos; Barueri; Bauru; Bebedouro; Birigui; Caçapava; Campinas; Carapicuíba; Catanduva; Cubatão; Diadema; Ferraz de Vasconcelos; Guarujá; Guarulhos; Hortolândia; Itapevi; Jaboticabal; Jandira; Jau; Limeira; Mogi Golaço; Mogi Mirim; Osasco; Piracicaba; Poá; Praia Grande; Ribeirão Preto; Santa Barbara D'oeste; Santo Andre; Santos; São Bernardo do Campo; São Caetano do Sul; São Carlos; São Jose dos Campos; São Paulo; São Vicente; Sorocaba; Sumaré; Votorantim.
TO	1	Palmas

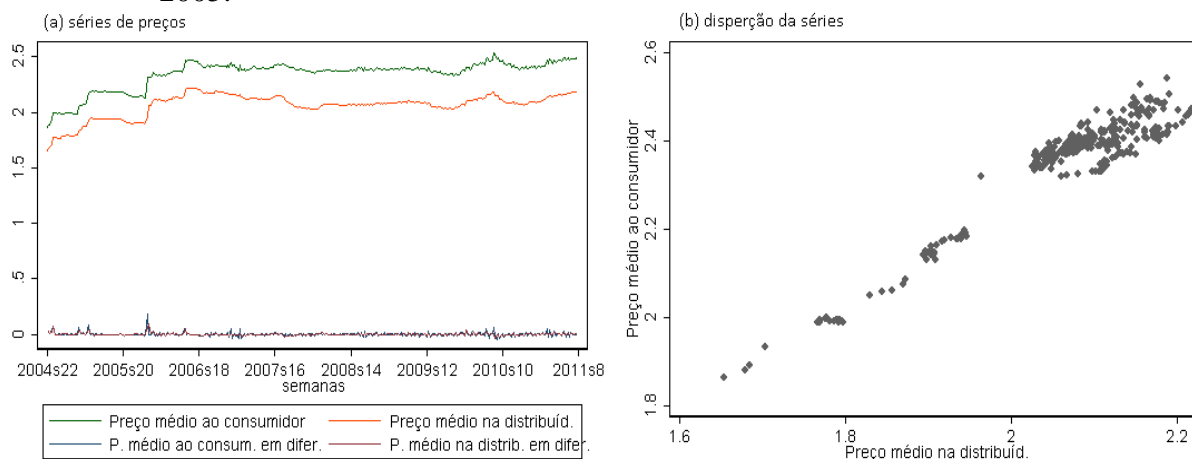
Fonte: Elaboração própria

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 1 e 2, referentes aos municípios de São Paulo e Rio de Janeiro mostram o comportamento das séries de preços médio 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 o comportamento dos preços nos postos em relação às distribuidoras é realmente similar, esta traz um conhecimento prévio do comportamento da série e mostra que as variações nos preços dos postos tem muita proximidade com as variações nas distribuidoras.

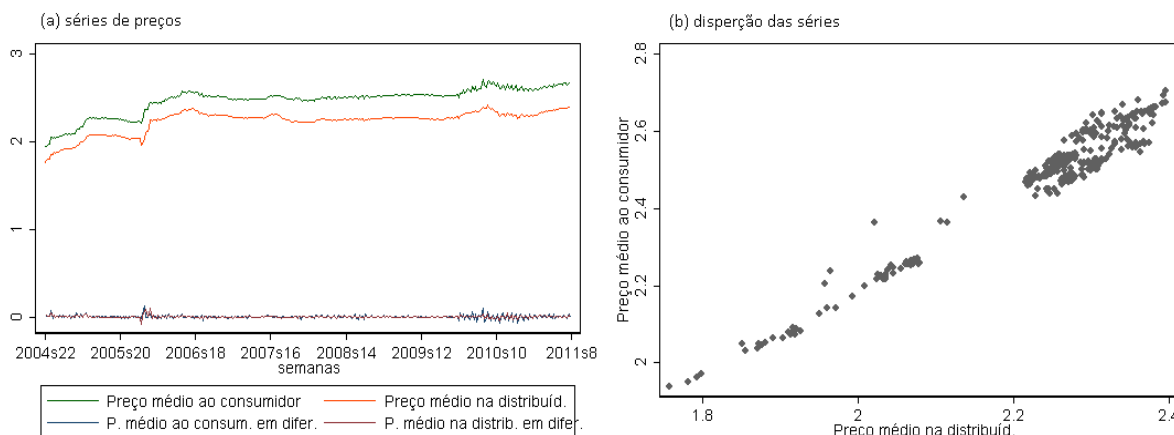
Gráfico 1. Comportamento do preço semanal da gasolina em São Paulo, de maio de 2004 a fevereiro de 2005.



Fonte: Elaboração própria

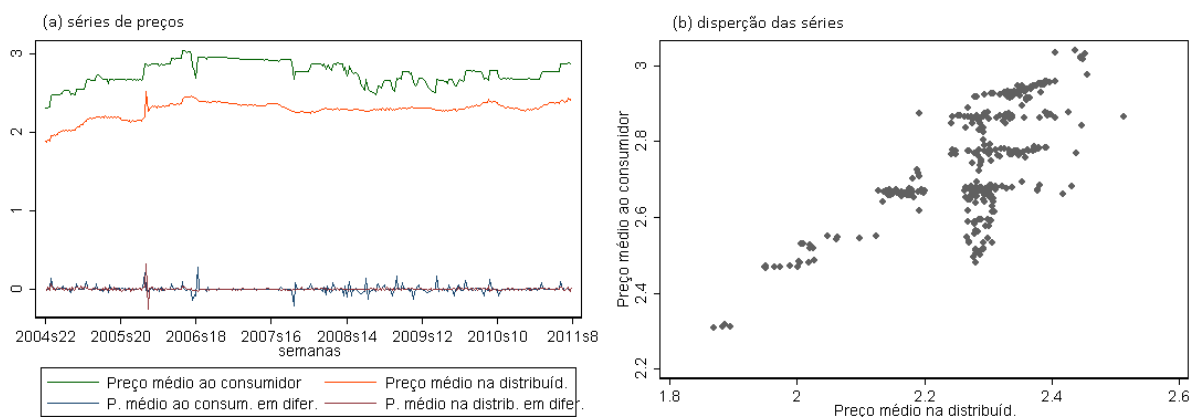
Mesmo não garantindo similaridade entre os ajustes do varejo e do atacado nestas cidades, se comparadas a variações de preços em outros municípios, é possível ver divergências significativas de preços (atacado e varejo) em importantes cidades do país. O Gráfico 3, que mostra às séries de preços de gasolina em Cuiabá, diferentemente dos Gráficos 1 e 2, apresenta divergências significativas entre os preços do atacado e do varejo. Ambos os gráficos indicam 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.

Gráfico 2. Comportamento do preço semanal da gasolina no Rio de Janeiro, de maio de 2004 a fevereiro de 2005



Fonte: Elaboração própria

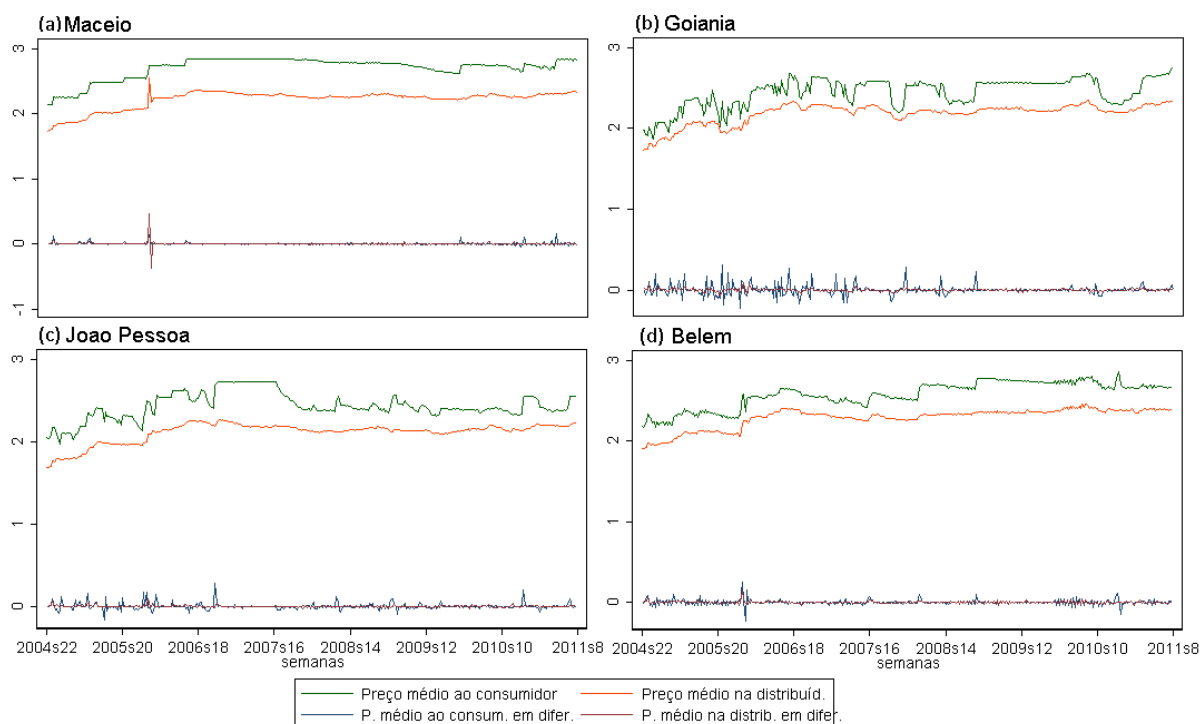
Gráfico 3. Comportamento do preço semanal da gasolina em Cuiabá, de maio de 2004 a fevereiro de 2005



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 4, a divergência do comportamento dos preços entre varejo e atacado é claramente conflituosa, se este for comparado às séries mostradas inicialmente.

Gráfico 4. Comportamento do preço semanal da gasolina, de maio de 2004 a fevereiro de 2005



Fonte: Elaboração própria

Em Maceió (Gráfico 4(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 4(b)) a relação dos 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 4(c) e 4(d) respectivamente), em que parece haver uma tentativa de manter o preço acima do concorrencial em especial nos choques de preço do varejo em 2007 para João Pessoa e em 2008 e 2009 para Belém⁴.

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 do modelo TAR e MTAR

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 por atacado cointegram. Para o teste de cointegração, cuja hipótese nula é de $\rho_1 = \rho_2 = 0$, os resultados evidenciaram que 102 municípios cointegraram para o modelo TAR e 96 para o modelo MTAR. Para os municípios em que não há evidência estatística de cointegração entre preços atacado e varejo, não é possível estabelecer, por esta abordagem, a análise de assimetria de preços.

Depois de proceder ao teste de cointegração, o passo seguinte consistiu em testar, apenas para os municípios que cointegraram, a assimetria através do modelo ECM TAR e MTAR. Assim, o teste de assimetria, cuja hipótese nula $\rho_1 = \rho_2$, evidenciou que das 102 séries de município em que há cointegração entre preços por atacado e varejo de gasolina para o modelo TAR, um total de 67 municípios (ou 66%)

⁴ Dada a limitação de espaço, não serão apresentados todos os gráficos dos preços da gasolina das cidades selecionadas para análise.

apresentaram 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 71 municípios (ou 74%) no modelo ECM MTAR. Estes resultados de não rejeição da hipótese nula estão reportados no Quadro 2.

Quadro 3. Municípios com resultados simétricos

Estado	Municípios com resultados simétricos	
	TAR	MTAR
AC	n.a.	Rio Branco
AL	Maceió	Arapiraca; Maceió
AM	Itacoatiara; Tefé	Manaus; Tefé
BA	Camaçari	Feira de Santana; Salvador.
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; Sabará; Uberlândia.
MS	Campo Grande; Nova Andradina.	Dourados
MT	Rondonópolis; Sinop	Sinop
PB	Campina Grande	João Pessoa
PE	Jaboatão dos Guararapes	Jaboatão dos Guararapes; Olinda; Paulista; Recife.
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.
SC	Florianópolis; Joinville; Palhoça; São Jose.	Florianópolis; Joinville; Palhoça.
SE	n.a.	Nossa Senhora do Socorro
SP	Araçatuba; Araraquara; Barretos; Bebedouro; Caçapava; Campinas; Diadema; Guarulhos; Jaboticabal; Jandira; Limeira; Mogi Golaço; Mogi Mirim; Piracicaba; Praia Grande; Santa Barbara D'oeste; Santos; São Jose dos Campos; Sorocaba; Sumaré; Votorantim.	Araraquara; Avaré; Barretos; Bauru; Bebedouro; Caçapava; Campinas; Cubatão; Diadema; Jaboticabal; Jandira; Limeira; Mogi Mirim; Praia Grande; Santa Barbara D'oeste; Santo Andre; Santos; São Jose dos Campos; Sorocaba.
TO	n.a.	Palmas

Fonte: Elaboração própria

Assim, apenas para 35 municípios no modelo ECM TAR e 25 no modelo ECM MTAR foi rejeitada a hipótese nula de simetria. As Tabelas 2 e 3 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.

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) 4 cidades não mostraram assimetria em suas séries e apenas para 3 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 entre as séries, evidenciando um padrão de simetria de transmissão de preços no mercado de gasolina. A região Sudeste (SE) mostrou resultados semelhantes às regiões CO e N, 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 que apresentaram assimetria inversa das que se mostraram simétricas nas demais regiões: do total, foram 7 que mantiveram a hipótese de simetria contra 15 que rejeitaram a hipótese (Tabelas 2 e 4).

Tabela 2. Modelo de Correção de Erros TAR para municípios que apresentaram assimetria

UF - Município	Defasagens	$\rho_1^{(+)}$	$\rho_2^{(-)}$	N	Prob. teste de assimetria
AC Rio Branco	2	0.04	-0.20	347	0.00
AL Arapiraca	1	-0.04	-0.26	348	0.07
AM Manaus	1	0.06	-0.54	348	0.00
BA Feira de Santana	1	-0.02	-0.32	348	0.02
BA Itabuna	0	0.14	-0.40	349	0.00
BA Salvador	0	0.09	-0.29	349	0.01
CE Caucaia	0	0.07	-0.33	349	0.00
CE Fortaleza	1	-0.01	-0.32	348	0.02
CE Maracanaú	0	0.05	-0.30	349	0.01
DF Brasília	1	-0.03	-0.29	348	0.07
ES Vila Velha	1	0.02	-0.28	348	0.02
GO Valparaíso de Goiás	1	0.03	-0.33	348	0.00
MA São Luis	1	0.05	-0.17	348	0.01
MG Campo Belo	2	0.07	-0.37	347	0.00
MG Juiz de Fora	1	-0.02	-0.30	348	0.01
MG Uberaba	1	0.01	-0.21	348	0.07
MG Uberlândia	1	-0.08	-0.32	348	0.06
PB João Pessoa	1	0.01	-0.17	348	0.01
PE Olinda	0	-0.12	-0.75	349	0.00
PE Paulista	1	-0.12	-0.62	348	0.00
PE Recife	0	-0.01	-0.74	349	0.00
PR Cascavel	1	0.08	-0.12	348	0.07
RJ Barra Mansa	1	0.09	-0.23	348	0.00
RJ Niterói	1	0.13	-0.23	348	0.00
RJ Volta Redonda	1	0.15	-0.11	348	0.00
RN Natal	1	0.11	-0.62	348	0.00
RN Parnamirim	1	-0.03	-0.40	348	0.01
SE Nossa S. Socorro	1	0.03	-0.41	348	0.00
SP Avaré	1	-0.28	0.13	348	0.00
SP Barueri	1	-0.01	-0.61	348	0.00
SP Bauru	1	-0.02	-0.35	348	0.00
SP Cubatão	1	0.05	-0.24	348	0.00
SP Santo Andre	1	-0.23	0.04	348	0.04
SP São Vicente	3	-0.18	0.07	346	0.01
TO Palmas	1	0.00	-0.23	348	0.00

Fonte: Elaboração própria.

Para região N, não é clara qual a predominância dos resultados (se de assimetria ou de simetria) pelo número limitado de cidade analisadas. Para a região S 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 revela um mercado regionalmente mais competitivo em relação ao resto do país.

Na região SE, os resultados podem ser divididos entre o estado de São Paulo e os demais estados, isto porque, das 27 cidades analisadas em São Paulo, apenas 6 tiveram a hipótese de simetria rejeitada, o que mostra que, assim com a região Sul, a estrutura dos mercados desta região parece apresentar menos falhas em relação aos demais estados. Para os demais estados da região, 13 cidades mostraram relação simétrica e 8 relação assimétrica (Tabelas 2 e 4).

A região NE foi a que mais 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. Dado que os resultados são um indicador significativo 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.

Na Tabela 3 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 captada pelos modelos. Entre as principais diferenças encontradas nos resultados, estão o aumento do número de municípios com relação simétrica na região NE (de 7 para 19) e o aumento no número de municípios que apresentaram relação assimétrica no Sul (de 1 para 6) (como pode ser visto nas Tabelas 3 e 4).

Tabela 3. Modelo de Correção de Erros MTAR, para municípios que apresentaram assimetria

UF - Município		Defasagens	$\rho_1^{(+)}$	$\rho_2^{(-)}$	N	Prob. Teste de assimetria
BA	Itabuna	0	-0.06	-0.24	349	0.01
GO	Caldas Novas	1	-0.04	-0.24	348	0.01
MG	Campo Belo	2	-0.07	-0.20	347	0.08
MG	Formiga	1	-0.15	0.01	348	0.00
MG	Juiz de Fora	1	-0.22	-0.10	348	0.10
MG	Poços de Caldas	1	-0.09	-0.01	348	0.02
MG	Uberaba	1	-0.03	-0.18	348	0.04
MS	Campo Grande	1	-0.05	-0.14	348	0.06
MT	Rondonópolis	1	-0.13	0.01	348	0.01
PB	Campina Grande	1	-0.02	-0.17	348	0.02
PE	Recife	0	-0.56	-0.39	349	0.11
PR	Cascavel	1	0.02	-0.10	348	0.10
PR	Curitiba	1	-0.40	-0.15	348	0.01
RJ	Niterói	1	0.09	-0.16	348	0.00
RJ	Volta Redonda	1	-0.01	0.10	348	0.03
RN	Natal	1	-0.08	-0.47	348	0.00
RR	Boa Vista	1	0.00	-0.08	348	0.04
RS	Canoas	0	-0.19	-0.35	349	0.09
RS	Pelotas	4	-0.15	-0.02	345	0.09

Continua

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

UF - Município		Defasagens	$\rho_1^{(+)}$	$\rho_2^{(-)}$	N	Prob. Teste de assimetria
RS	Porto Alegre	1	-0.46	-0.26	348	0.06
SC	São Jose	1	0.02	-0.16	348	0.00
SP	Americana	2	0.05	-0.15	347	0.00
SP	Araçatuba	2	-0.23	-0.09	347	0.05
SP	Barretos	1	0.02	-0.11	348	0.10
SP	Barueri	1	-0.18	-0.34	348	0.02
SP	Mogi Golaço	1	-0.11	-0.01	348	0.03
SP	Votorantim	2	-0.13	-0.01	347	0.02

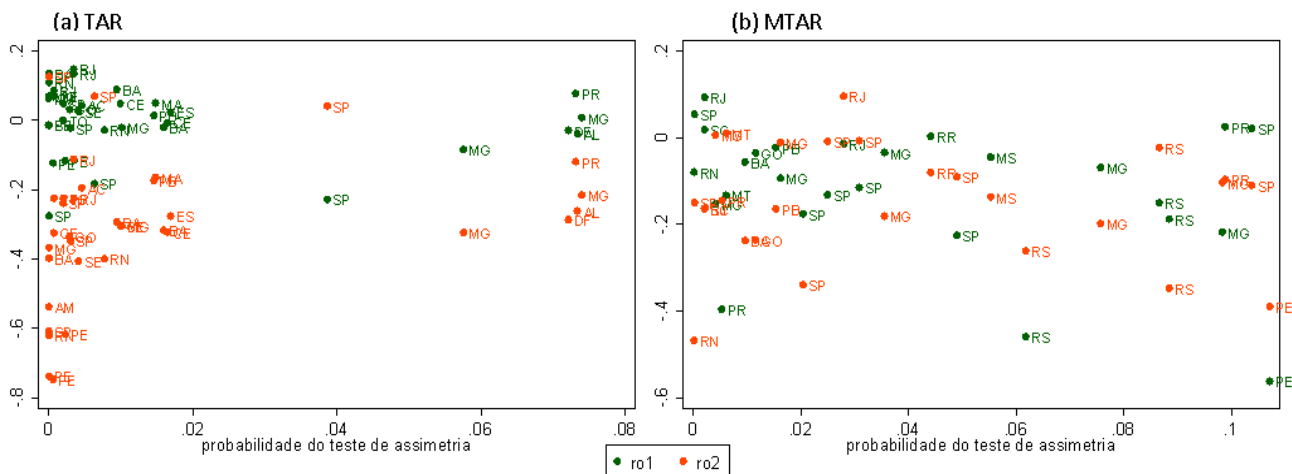
Fonte: Elaboração Própria

Tabela 5. Resumo dos resultados de assimetria de preços de gasolina por região no Brasil, de maio de 2004 a fevereiro de 2011

Modelo	Assimetria	CO	N	NE	S	SE	Total
Tar	Não	8	4	7	14	34	67
	Sim	2	3	15	1	14	35
Mtar	Não	7	5	19	9	31	71
	Sim	3	1	3	6	12	25

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 mudam. Além disso, o fator assimétrico entre os modelos foi diferente para a maioria das cidades, como pode ser observado pelo Gráfico 5. Enquanto no modelo ECM TAR grande parte dos resultados mostrou assimetria negativa (com exceção das cidades do estado de São Paulo), para o modelo ECM MTAR houve uma maior distribuição entre os fatores de assimétrico.

Gráfico 5. Dispersão dos valores de ρ_1 e ρ_2 em relação à probabilidade do teste de assimetria

Fonte: Elaboração Própria

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.

Como mostrado anteriormente, os valores de ρ_1 e ρ_2 captam a velocidade de ajustamento dos preços. 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 (ρ_2) tiveram significativa relevância. Tal resultado mostra que ajustes negativos são repassados mais rapidamente ao consumidor que ajustes positivos, o que caracteriza assimetria vertical negativa. Houve divergência entre os modelos TAR e MTAR, quanto ao fator assimétrico. Enquanto no modelo TAR choques negativos são ajustados mais rapidamente que choques positivos, no modelo MTAR não houve uma predominância de fator assimétrico. Assim, para as cidades em que ρ_1 foi mais relevante, choques positivos são assimilados em menor tempo que choques negativos, ou o contrário para os casos em que ρ_2 foi mais relevante.

Sobre as hipóteses relacionadas às origens desta assimetria, para o caso do mercado de gasolina no Brasil, grande parte da literatura (seção 1) tem revelado a formação de conluíus neste setor e graves falhas de estrutura no mercado. Apesar das hipóteses não serem conclusivas, a existência de assimetria se apresenta como mais um indício relacionado a possíveis falhas de mercado, ainda que outros fatores como assimetria de informação não devam ser descartados.

6. CONCLUSÕES

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, primeiro, foi feita uma análise desagregada em cidades e, segundo, os ajustamentos de preços de gasolina no varejo (postos) foram tomados em termos da variação de preços por atacado (distribuidor).

A principal conclusão é que há evidência estatística de cointegração entre as séries de preços de gasolina a varejo e atacado em 102 municípios pelo modelo TAR e que 66% 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 74% dos municípios. Portanto, esta análise desagregada evidência que o padrão para os ajustamentos dos preços no mercado de gasolina a varejo decorrente de choques advindos dos distribuidores, é simétrico. Entretanto, este resultado diverge do encontrado por Uchôa (op. cit.).

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 às 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. A grande diferença dos resultados desta região das demais demonstra que este pode ser um mercado com maior número de problemas quanto no setor varejista. Os resultados são um indicador de que este mercado pode apresentar falhas de mercado associadas à formação de cartéis, já que esta parece ser a hipótese predominante quanto às falhas no mercado de gasolina do Brasil.

Portanto, da análise depreende-se que a desagregação do mercado de gasolina em cidades apresenta resultados novos com relação a questão da assimetria de transmissão de preços. Além disto, como ressaltado em Chen *et al.* (2005), os ajustamentos de preços de gasolina no mercado varejista do Brasil ocorrem prioritariamente em decorrência de variações de preços das distribuidoras e não em respostas a mudanças no mercado de óleo cru.

7. REFERÊNCIAS

- AGÊNCIA NACIONAL DE PETRÓLEO GÁS NATURAL E BIOCOMBUSTÍVEL (ANP). 2011. Disponível em <www.anp.gov.br>. Acesso em: 15/05/2011
- 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
- BACON, R. W. rockets arid feathers: the asymmetric speed of adjustment of U.K. retail gasoline prices to cost changes. **Energy Economics**, Oxford, v. 13, p. 211-218, 1991.
- BAILEY, D. V.; BRORSEN, B. W. Price asymmetry in spatial fed cattle markets. **Western Journal of Agricultural Economics**, EUA, v. 14, n. 2, p. 246-252, 1989.
- BALKE, N. S., BROWN, S. P. A.; YÜCEL, M. K. Crude oil and gasoline prices: an asymmetric relationship? **Economic Review**, Dallas, p. 2-11, 1998. 10 p. Disponível em <www.stat.pitt.edu/stoffer/tsa2/oil_gas.pdf>. Acesso em: 17/07/2011
- BEDROSSIAN, A.; 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.
- BERMINGHAM, C.; O'BRIEN, D. Testing for Asymmetric Pricing Behaviour 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**, Roterdã, v. 25, p. 669-689, 2003.
- 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.
- 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>. Acesso em: 17/07/2011
- CASTANIAS, R.; JOHNSON, H. Gas wars: retail gasoline price fluctuations. **The Review of Economics and Statistics**, Massachusetts, v. 75, n. 1, p. 171-174, 1993.
- CHEN, L.; FINNEY, M.; LAI, K. S. A *Threshold* cointegration analysis of asymmetric price transmission from crude oil to gasoline prices. **Economics Letters**, v. 89, n. 2, Los Angeles, p. 233-239, 2005.
- DELTAS, G. Retail gasoline price dynamics and local market power. **Journal of Industrial Economics**, Oxford, 56, n. 3, p. 613-628, 2008.
- DUFFY-DENO, K. T. Retail price asymmetries in local gasoline markets. **Energy Economics**, Salt Lake City, v. 18, p. 81-92, 1996.
- 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.
- 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.
- 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>>. 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.
- HONARVAR, A. Asymmetry in retail gasoline and crude oil price movements in the United States: an application of hidden cointegration technique; **Energy Economics**, Calgary, v. 31, n. 3, p. 395-402, 2009.
- HOUCK, J. P. An approach to specifying and estimating non-reversible functions. **American Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 59, n. 3, p. 570-572, 1977.
- KARRENBROCK, J. The behavior of retail gasoline prices: symmetric or not? **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>. Acesso em: 17/07/2011

- KINNUCAN, H. W.; FORKER, O. D. Asymmetry in farm-retail price transmission for major dairy products. **American Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 69, n. 2, p. 285–292, 1987.
- LIVINGSTON, M.; LEVITT, T. Competition and retail gasoline prices. **The Review of Economics and Statistics**, Massachusetts, v. 41, n. 2, p. 119-132, 1959.
- MEYER, J., VON CRAMON-TAUBADEL, S. Asymmetric price transmission: a survey. **Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 55, n. 3, 2004. p. 581-611.
- 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.
- 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
- 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
- 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. **Anais...** Roma: FAO, 2007. Disponível em < www.fao.org/es/esc/foodpriceswing/papers/MarginsAcross.pdf>. Acesso em: 17/07/2011
- 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>. Acesso em: 17/07/2011
- 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.
- 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, Bahia, 2006.
- VON CRAMON-TAUBADEL, S. Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation: an application to the German pork market. **European Review of Agricultural Economics**, v. 25, n. 1, p. 1–18, 1998.
- 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>. 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**, Oxford, v. 62, p. 205–212, 1982.
- 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://mpa.ub.uni-muenchen.de/1486/1/MPRA_paper_1486.pdf>. Acesso em: 17/07/2011
- WOLFFRAM, R. Positivistic measures of aggregate supply elasticities. **American Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 53, n. 2, p. 356-359, 1971.