

PODER DE MERCADO E TRANSMISSÃO ASSIMÉTRICA NOS PREÇOS DA GASOLINA EM SALVADOR/BA

Market power and asymmetric gasoline price responses in Salvador/BA

Carlos Frederico A. Uchôa

Economista. Doutor em Economia (UFPE). Professor do Departamento de
Economia da Universidade Federal da Bahia - UFBA. uchoa@ufba.br

Resumo: O objetivo deste artigo é investigar a transmissão de preços no mercado de gasolina de Salvador/BA. A análise do comportamento da margem de ganho dos postos revendedores é importante porque evidencia o grau de competitividade desse mercado, informação valiosa para o desenvolvimento de políticas de defesa da concorrência e de regulação econômica. Para a consecução do objetivo proposto foram conduzidos testes de raiz unitária não linear em um conjunto de 638 observações semanais da margem de ganho. Os resultados mostram que, no período que vai de 15 de maio de 2004 a 30 de junho de 2016, a série exibe um comportamento assimétrico, compatível com um processo de raiz unitária parcial. Por conseguinte, pode-se concluir que o mercado de gasolina nessa localidade é imperfeitamente competitivo, os revendedores têm poder de mercado e isso se traduz em perda de eficiência e bem-estar.

Palavras-chave: Competição imperfeita; transmissão assimétrica; preço da gasolina; modelos não lineares; séries temporais.

Abstract: The main goal of this paper is to investigate the asymmetric price transmission in the Salvador/BA gasoline market. An analysis of retailer's gross margin is important because it makes possible to distinguish between a perfect and the imperfect competition. On the other hand, this distinction is an important element to support the development of antitrust laws. In order to achieve the proposed objective, non-linear stationarity tests performed with a 638 weekly observations dataset for period from May 15, 2004 to June 30, 2016. The results show that the series exhibits an asymmetric pattern, indicating the existence of a partial unit root process. As a consequence, one can conclude that the local gasoline market is imperfectly competitive so that retailers have market power, which translates into loss of efficiency and wellness.

Keywords: Imperfect competition; asymmetrical transmission; gasoline price; nonlinear models; time series.

1 Introdução

O preço dos combustíveis, além de importante componente na formação dos índices de inflação, pesa muito no orçamento das famílias. Muito por isso, a população acompanha de perto alterações dos preços praticados pelos postos revendedores. E a percepção geral é que diante do anúncio de uma redução nos preços cobrados pelas distribuidoras não há qualquer mudança visível nos preços nas bombas. Contudo, quando as refinarias aumentam seus preços o impacto é imediatamente sentido.

A literatura investiga esse fenômeno sob a ótica da Transmissão Assimétrica de Preços (TAP). A TAP ocorre quando há velocidades distintas de ajustamento nos preços de revenda que decorrem de mudanças nos preços a jusante. Quando há TAP os preços de revenda aumentam rapidamente sempre que as distribuidoras aumentam seus preços. No entanto, uma redução nos preços a montante é percebida com uma demora muito maior ou, não raro, parece não ocorrer. Um dos casos mais investigados, em que o fenômeno da TAP foi muitas vezes constatado, é justamente o dos preços da gasolina (MEYER; VON CRAMON-TAUBADEL, 2004).

A TAP nos preços da gasolina tem sido investigada em diversos países, mas os resultados variam de acordo com o método e o mercado analisado. Uma revisão mais ampla da TAP no plano internacional é oferecida por Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) que tratam, inclusive, dos preços da gasolina. No Brasil, a investigação seminal foi empreendida por Uchôa (2008) que empregou modelos de cointegração assimétrica com o intuito de mostrar que os preços da gasolina no mercado nacional mantém uma relação de longo prazo não linear com os preços do petróleo no mercado internacional e com a taxa de câmbio. Seus resultados indicam que, de um período para outro, os preços da gasolina recuperam, em média, 90% das discrepâncias negativas contra apenas 5% das positivas.

Investigações sobre a existência de transmissão assimétrica nos preços de outros combustíveis também não são muito recorrentes no Brasil. A TAP no mercado brasileiro de óleo diesel foi investigada por Canedo-Pinheiro (2012). Em resumo, suas conclusões apontam que, na presença de choques da ordem de 1% nos preços praticados pelas distribuidoras, os consumidores transferem para os varejistas, ao menos, R\$ 2,1 bilhões por ano.

Já Santos, Aguiar e Figueiredo (2015) dedicaram seu estudo à investigação da presença de poder de mercado no varejo de combustíveis de etanol no estado de São Paulo, averiguando se variações nos preços são assimetricamente transmitidas aos consumidores. Como resultado adicional, os autores sugerem que a TAP pode ser um meio útil de investigação da presença de poder de mercado.

Silva et al. (2014) empreenderam um amplo estudo sobre a existência de transmissão assimétrica de preços nos mercados regionais de gasolina no Brasil. Sua abordagem diferenciou-se dos trabalhos anteriores ao analisar a existência de TAP localmente. Com o uso de dados desagregados o estudo mostrou que a assimetria não é um problema nacional, mas específico e que difere de cidade para cidade e entre as regiões brasileiras. No geral, os autores encontraram evidências de transmissão simétrica de preços no mercado de gasolina no varejo, originada de mudanças nos preços praticados pelos distribuidores.

Pesquisas com essa temática são ainda relativamente escassas no Brasil, o que, por si só, justifica a realização deste estudo. Neste sentido, o objetivo do artigo é investigar se há TAP no mercado de gasolina de Salvador/BA, evidenciando o grau de competitividade desse mercado. Por exemplo, se a transmissão é assimétrica e variações positivas nos preços das distribuidoras são repassadas com maior velocidade do que variações negativas, há um indício suficientemente forte de que os revendedores têm poder de mercado. Nesse caso, pode-se deduzir que esse mercado não se caracteriza como uma concorrência perfeita o que implica perda de eficiência e bem-estar. Com relação ao mercado escolhido e ao nível de agregação a ideia é a mesma de Silva et al. (2014), isto é, a análise de um mercado local visa reduzir os problemas decorrentes da agregação.

A principal contribuição, contudo, é o método de investigação. Aqui, ao invés dos modelos de cointegração com correção assimétrica de erros, optou-se pelo uso de testes capazes de identificar a presença de raiz unitária, inclusive parcial, conjuntamente com a hipótese de ajustamento assimétrico. E não há notícia, até onde se possa perceber, de um estudo sobre TAP com essa metodologia. No geral, a contribuição oferecida por esse artigo é ampliar a discussão sobre a TAP no mercado de

gasolina de Salvador/BA e fornecer mais subsídios para a formulação de políticas públicas.

Para a consecução do objetivo proposto, a próxima seção faz uma discussão sobre as teorias que tratam da assimetria na transmissão de preços e sua relação com a existência de competição imperfeita no mercado varejo. A terceira seção traz uma apresentação dos dados utilizados para investigação da existência de TAP nos preços da gasolina. A seguir, na quarta seção, o modelo proposto é estimado e faz-se uma discussão sobre os resultados obtidos. Por fim, a última seção, tece algumas considerações finais.

2 Assimetria na transmissão de preços e competição imperfeita no mercado varejo de gasolina

O alinhamento dos preços praticados pelos postos de gasolina em Salvador/BA é constantemente criticado. Consumidores reclamam por não haver muita opção pois, na busca por preços menores, a diferença observada entre o preço praticado por um revendedor e os demais é insignificante. A explicação mais comum, eleita por grande parte da população local como causa do problema, é a existência de um cartel formado pelos proprietários dos postos de gasolina na cidade (GALVÃO, 2017).

Essa explicação, apesar de recorrentemente invocada pelos consumidores, não se sustenta se baseada exclusivamente na observação dos preços praticados pelos postos revendedores. Por exemplo, em um ambiente perfeitamente competitivo o preço praticado por cada um dos vendedores também será o mesmo, já que cada uma das empresas será tomadora de preços e, portanto, a única opção possível para toda e qualquer firma é vender a quantidade desejada ao preço de mercado. Pode-se perceber, por isso, que o alinhamento dos preços não pode ser usado como prova da existência de um cartel (VARIAN, 2010).

De acordo com a teoria econômica, um cartel é um acordo estabelecido pelos integrantes de um mercado oligopolizado com o intuito de produzir, conjuntamente, uma quantidade que possibilita a obtenção de lucros de monopolista. A ideia, portanto, é estabelecer um preço superior ao custo marginal, através da redução artificial da quantidade produzida, o que acaba aumentando arbitrariamente os lucros. A investigação e, por consequin-

te, a prova da formação de cartel, amparada na teoria econômica, deve ser feita analisando-se os custos e a quantidade produzida, mas não os preços praticados pelos ofertantes (SAMUELSON; NORDHAUS, 2012).

O Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE) adota um critério mais abrangente para definir a existência de cartel e que engloba o que a teoria econômica trata como um caso de conluio. A atuação do CADE visa coibir a formação de cartéis porque sua existência implica aumento desnecessário de preços, o que causa perda de eficiência e bem-estar. Para o órgão haverá formação de cartel todas as vezes que os ofertantes acordarem a fixação de preços, divisão de mercados, estabelecimento de quotas de produção, restrição de quotas de produção, pré-combinar a adoção de posturas em licitações públicas ou agir para influenciar qualquer variável concorrencialmente sensível (CADE, 2016).

Ambas as definições, a adotada pela teoria econômica e pelo CADE, requerem, para provar a existência de cartel, evidências adicionais que não o simples alinhamento dos preços. A mera constatação de homogeneidade dos preços não é, isoladamente, evidência suficientemente robusta para sustentar a existência de um cartel. E, mesmo pelo critério adotado pelo CADE, são necessários indícios de um conluio entre os empresários do setor com o objetivo de aumentar ou combinar o preço praticado. Até porque, como já dito, a homogeneidade dos preços, alvo das constantes reclamações por parte dos consumidores, também ocorre, por exemplo, na concorrência perfeita (CADE, 2016).

Além do cartel, outras teorias procuram aclarar as razões para a existência de TAP nos preços da gasolina. Borenstein et al. (1997), por exemplo, argumentam que os custos com os quais o consumidor deve arcar para procurar preços mais baratos criam vantagens de localização para alguns postos, o que pode resultar em TAP. Nesse caso, a análise do ajustamento dos preços tenta identificar a existência de poder de mercado dos postos revendedores. Diante da existência de poder de mercado, que pode ser definido como a capacidade de manter lucro econômico positivo no longo prazo, o resultado é o aumento arbitrário dos lucros, redução da quantidade produzida e do bem-estar social.

Por outro lado, se um mercado puder ser caracterizado como uma concorrência perfeita, os

preços de revenda devem responder com a mesma velocidade a variações positivas e negativas nos preços da distribuição. O mesmo não acontece quando ofertantes têm poder de mercado. Nesse caso, aumentos e reduções nos preços a montante são repassadas com velocidades distintas para os consumidores. Não se pode concluir pela formação de um cartel, mas é possível afirmar que os ofertantes têm, em algum grau, a possibilidade aumentar arbitrariamente as suas margens de lucro. Por conseguinte, haveria espaço para uma melhoria no nível de eficiência e bem-estar se o grau de competitividade aumentasse.

Tappata (2009) desenvolveu um modelo para explicar a existência de TAP em mercados competitivos (mas não perfeitamente competitivos) do tipo *price-searcher*. Esses mercados são caracterizados por barreiras à entrada e empresas que enfrentam uma curva de demanda negativamente inclinada. Contrariamente à opinião pública, o autor mostra que a TAP pode surgir, não apenas em cartéis, mas também em mercados imperfeitamente competitivos e que a dispersão nos preços observados é consistente com o custo de pesquisa do consumidor. Assim, postos de revenda próximos uns dos outros apresentam dispersão de preços mais estável ao longo do tempo que postos mais isolados geograficamente.

Outra explicação para existência de poder de mercado e, por conseguinte, da TAP é que pode ser mais vantajoso para o consumidor pagar mais caro pela gasolina que está perto de sua residência, ou do trajeto por onde passa com frequência, do que empreender uma custosa pesquisa pelo menor preço. O tempo e o combustível gastos poderiam facilmente resultar em um custo final muito maior do que o da aquisição, ainda que por um preço maior, do combustível no posto mais próximo. Neste caso, a localização de cada posto de gasolina criaria pequeno monopólio local que é limitado pela capacidade de procura do consumidor (PELTZMAN, 2000).

Borenstein et al. (1997) argumentam também que, diante do aumento de preços nas distribuidoras, os donos dos postos de combustível tendem a manter suas margens de lucro, repassando rapidamente o aumento para os preços de revenda. Por outro lado, a queda dos preços no atacado aumenta temporariamente as margens de lucro e a redução tende a ser repassada lentamente aos clientes. A

ideia é que os concorrentes podem manter o nível de preços quando os custos estão caindo, resultando no ajustamento assimétrico. O ajuste completo só ocorreria após uma nova pesquisa dos clientes para encontrar preços menores. Apenas nesse estágio os postos seriam forçados a praticar preços em um nível competitivo, com o que as margens de lucro em cada posto estariam de volta ao nível normal.

A diferenciação de produto sob a hipótese de competição monopolística é também uma hipótese a ser aventada. Nesse caso, a competição se dá entre várias empresas cada uma vendendo produtos que são diferenciados, mas substitutos próximos entre si. Não é um monopólio, mas também não prevalece a situação de concorrência perfeita. Os vendedores procuram apelar para critérios subjetivos como a qualidade, a aparência ou a reputação do produto que oferecem. Logo, consumidores dispostos a pagar mais pela gasolina por acreditar que estão consumindo um produto diferenciado viabilizam a obtenção de lucros extraordinários por parte dos vendedores (SAMUELSON; NORDHAUS, 2012).

O nível dos estoques também deve ser mencionado como um possível fator de degeneração de alguma assimetria. Essa hipótese só pode ser pensada em um ambiente de competição imperfeita. Considere, por exemplo, um posto de revenda que compra e estoca combustível a um determinado preço. Considere ainda a variação nos preços praticados pelas distribuidoras durante o período de tempo de vigência desse estoque. Diante dessa situação o revendedor pode adotar, basicamente, duas posições diferentes. Se o preço no atacado cai, é possível manter o preço cobrado de modo a aumentar a margem de lucro ou reduzir o preço de revenda para atrair mais clientes. Se o preço a montante aumenta, o revendedor tenderá a aumentar mais rapidamente o preço cobrado como forma de evitar perdas na próxima aquisição do produto (MEYER; VON CRAMON-TAUBADEL, 2004).

Por último, a existência de ajustamento assimétrico no mercado varejo de gasolina pode ter origem na resposta do consumidor a variações anunciadas nos preços. Se, por exemplo, os consumidores aumentarem suas compras tentando se antecipar a novos aumentos quando o preço da gasolina está subindo, pode haver um aumento da demanda que fará com que o preço suba ainda mais rapidamente. De outro lado, se os consumidores

não retardam suas compras, tanto quanto aceleraram quando os preços estavam aumentando, quando o preço da gasolina está caindo, então a tendência é de queda mais lenta (UCHÔA, 2008).

As diferentes teorias citadas pretendem fornecer uma explicação para a existência de assimetrias nos preços do mercado de gasolina. Comum a todas essas teorias é o fato de que a TAP implica perda de bem-estar e transferência de renda para os postos revendedores. Se os vendedores têm poder de mercado pode-se concluir que não se trata de um mercado perfeitamente competitivo, já que há a possibilidade para os revendedores de se aproveitarem das alterações nos preços praticados pelas distribuidoras para manterem lucros acima do normal no longo prazo (OWYANG; VERMANN, 2014).

Por isso, um ajustamento assimétrico dos preços da gasolina é indício suficiente para a presença de poder de mercado e, portanto, evidência suficiente sobre a perda de bem-estar dos consumidores. A ausência de TAP é, por sua vez, evidência de uma estrutura de mercado mais próxima da concorrência perfeita. O foco desse artigo é então analisar o tipo de ajustamento exibido pela margem de ganho dos postos revendedores e, com isso, evidenciar a estrutura de mercado subjacente. A conclusão dessa análise permitirá dizer se os postos de revenda estão envolvidos em competição mais próxima da perfeita ou imperfeita o que, por sua vez, é um elemento importante para o desenvolvimento de políticas públicas que visam melhorar o nível de bem-estar.

3 Breve exposição do método de investigação

De acordo com Perdiguero-García (2013), os métodos econométricos de investigação da TAP podem ser divididos, basicamente, em cinco grupos: modelos autorregressivos de defasagem distribuída; modelos de ajustamento parcial; modelos de correção de erros; modelos de regimes de transição ou comutação, estocásticos ou determinísticos, e; modelos de autorregressão vetorial com correção de erros assimétricos. Em razão da variedade de métodos, a escolha do método de investigação da TAP no mercado de gasolina é, ainda hoje, bastante divergente. Os resultados também variam mostrando, ora a existência de um ajustamento simétrico, ora assimétrico, mas, de todo modo, há maioria considerável de trabalhos em diferentes países fornecendo

sólidas evidências de que os preços de revenda de gasolina sobem mais rapidamente, e assim tendem a se manter, do que caem.

O interesse aqui é avaliar se o mercado de gasolina tipo C de Salvador/BA está mais próximo de uma estrutura perfeita ou imperfeitamente competitiva. Para tanto, utiliza-se um modelo econométrico capaz de identificar um comportamento assimétrico da variável de interesse e, depois, o ajustamento em cada um dos regimes isoladamente. Nesse sentido, processos autorregressivos não lineares permitem, por exemplo, assumir que existem diferentes tipos ou velocidades de ajustamento a depender do estado de um parâmetro, que divide o comportamento da série em diferentes estados.

Antes de prosseguir, contudo, convém esclarecer alguns pontos relevantes. Modelos de séries temporais não lineares têm limitações que devem ser respeitadas, sob pena de levar a conclusões desprovidas de sentido. Em primeiro lugar, a aplicação desses modelos é normalmente, por si só, complicada. Por exemplo, é comum que o algoritmo de otimização encontre um ótimo local. Segundo, a maioria dos modelos não lineares é projetada para descrever certos padrões e muitas vezes não pode ser aplicada a qualquer conjunto de dados. Muito por isso, o sucesso de um modelo não linear depende em grande parte do conjunto de dados no qual o procedimento é aplicado. Uma discussão mais profunda sobre esse e outros condicionantes é feita por Granger e Teräsvirta (1993).

Dentre as várias especificações não lineares existentes, um modelo que descreve bem o comportamento assimétrico dos preços da gasolina é o *Threshold Autoregressive Model* (TAR). Este modelo, introduzido por Tong (1978), assume que uma série temporal pode ser dividida em dois regimes distintos e que possuem velocidades de ajustamento distintas a depender do estado em que o sistema se encontra em um determinado momento. Assim, o comportamento da série muda em função de um determinado parâmetro tido como valor limite.

Por exemplo, suponha um determinado parâmetro τ que divide o comportamento de uma série y_t em, digamos, dois regimes. Então, se a série observada está acima deste valor, de forma que no período anterior observou-se $y_t \geq \tau$, os desvios assumem um comportamento diverso daquele observado nos períodos em que as observações estavam

abaixo desse limiar. Generalizando, tal modelo pode assumir a seguinte especificação:

$$y_t = [\phi_{(1,0)} + \phi_{(1,1)} y_{t-1} + \dots + \phi_{(1,p)} y_{t-p}] \cdot I_{\{z_{t-r} < \tau\}} + [\phi_{(2,0)} + \phi_{(2,1)} y_{t-1} + \dots + \phi_{(2,q)} y_{t-q}] \cdot I_{\{z_{t-r} \geq \tau\}} + u_t \quad (3.1)$$

sendo ϕ o conjunto de estimativas dos parâmetros; e as ordens de defasagem do modelo autorregressivo em cada um dos distintos regimes; $I_{\{\cdot\}}$ uma função indicadora tal que $I=1$ se $z_{t-r} < \tau$ e 0 caso contrário; τ o parâmetro limiar divisor do comportamento da série; r a defasagem em que ocorre a alternância de comportamento da série; e u_t um ruído branco. Note que os dois regimes distintos são determinados pelo estado da variável z_t no momento anterior pelo valor de τ .

A variável z_t pode ser tomada como qualquer variável estacionária e, portanto, uma escolha adequada é usar a própria variável de interesse, $z_t = y_{t-r}$. Uma opção igualmente válida é tomar a diferença $z_t = y_t - y_{t-r}$. Nesse caso, o modelo é chamado de *Momentum Threshold Autoregression* (MTAR) e a especificação permite que a série exiba trajetórias mais prolongadas em determinadas direções do que em outras (ENDERS; GRANGER, 1998).

Observe ainda que a Equação (3.1) pode ser formulada dos mais diferentes modos, por exemplo, incluindo uma tendência linear, variando a ordem de defasagens em cada regime, o número de regimes etc. Neste artigo, por questões de parcimônia e interesse prático, optou-se por uma especificação mais simples e que não compromete os resultados. A adequação dessa escolha é analisada mais à frente.

Ambos os modelos, TAR e MTAR, permitem captar a presença de assimetrias que dependem do estado da variável z_{t-r} . O modelo TAR assume que a trajetória para o ajustamento tem comportamentos distintos que dependem do estado de z_{t-r} . Isto é, quando $z_{t-r} \geq \tau$ a série se comporta de modo diverso do observado quando $z_{t-r} < \tau$. Com o modelo MTAR, a suposição é que a série se divide em comportamentos distintos e que dependem da discrepância entre o equilíbrio e valor observado. Se a diferença está aumentando, a série assume um comportamento, mas, se está caindo, outro. Esses dois tipos de comportamento assimétrico foram classificados por Frey e Manera (2007), respectivamente, como trajetória assimétrica de ajuste

para o equilíbrio e *momentum* da trajetória assimétrica de ajuste para o equilíbrio.

Escolhido o modelo, o primeiro problema que se coloca é a definição adequada do parâmetro τ . Em muitos casos, é possível obter informação suficiente para definir seu valor a priori. Por exemplo, o valor pode ser tomado como zero ou como a média amostral da série. No entanto, um engano nesta etapa pode levar a uma estimativa enviesada dos parâmetros. Por outro lado, estimar a Equação (3.1) via MQO requer conhecer o valor de τ .

Uma solução para esse problema foi proposta por Chan (1993). A ideia é tomar o valor de τ como função da Soma dos Quadrados dos Resíduos (SQR). Assim, quanto mais próximo se estiver do verdadeiro valor de τ , mais a SQR diminui. Logo, o valor de τ a ser escolhido é aquele que retorna a menor SQR. Adicionalmente, deve-se pesquisar os valores de τ num intervalo de modo que em nenhum dos regimes reste observações insuficientes à estimação. O critério de pesquisa pode ser definido como:

$$\hat{\tau} = \underset{\tau \in [\tau_1, \tau_2]}{\operatorname{argmin}} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T u_t^2(\tau),$$

tal que para cada τ , a Equação (3.1) é estimada com a estimativa $\hat{\tau}$. O valor definitivo será aquele cuja regressão minimiza a variância dos resíduos. Assim procedendo, ou seja, determinando consistentemente a estimativa do parâmetro τ , é possível obter, assintoticamente, propriedades de uma distribuição normal (CHAN, 1993).

Uma suposição sempre presente na estimação desses modelos é que a série é estacionária, ergódica e não têm raízes unitárias, o que torna impossível distinguir a não estacionariedade de não linearidade. Tal suposição é muitas vezes irreal e, não raro, resulta em conclusões equivocadas. Essa dificuldade é enfrentada nesse artigo com o auxílio da metodologia desenvolvida por Caner e Hansen (2001). O teste desenvolvido pelos autores permite testar, ao mesmo tempo, ambas as hipóteses de raiz unitária e não linearidade. Além disso, em uma série não linear é possível avaliar a estacionariedade da série em apenas um dos regimes.

Resumidamente, o teste de assimetria é uma variação de um teste do tipo Wald com a forma de:

$$W(\hat{\tau}) = T \left(\frac{\sigma_0^2}{\sigma^2(\hat{\tau})} - 1 \right),$$

em que $\sigma^2(\hat{\tau})$ é a SQR obtida da estimativa do teste ADF sob o formato de um modelo TAR ou MTAR com $\hat{\tau}$ consistentemente estimado e σ_0^2 a SQR obtida da estimativa do modelo linear. Adicionalmente, a hipótese nula de raiz unitária é testada através da estatística de teste proposta pelos autores e que é uma generalização do teste de Dickey-Fuller.

Para compreender como isso é feito considere o teste ADF escrito sob a forma de um modelo TAR ou MTAR, isto é,

$$\Delta y_t = [\rho_{(1,0)} + \rho_{(1,1)} y_{t-1} + \rho_{(1,2)} \Delta y_{t-1} + \dots + \rho_{(1,p)} \Delta y_{t-p}] I_{\{z_{t-r} < \tau\}} + [\rho_{(2,0)} + \rho_{(2,1)} y_{t-1} + \rho_{(2,2)} \Delta y_{t-1} + \dots + \rho_{(2,q)} \Delta y_{t-q}] I_{\{z_{t-r} \geq \tau\}} + u_t$$

com $p, q, r, I_{\{z_t\}}, z_t, u_t$ e τ já definidos anteriormente. A hipótese alternativa é $H_1: \rho_{(1,1)} < 0$ e $H_1: \rho_{(2,1)} < 0$. Contudo, a série pode conter uma raiz unitária parcial o que leva à terceira hipótese que assume a forma $H_2: \rho_{(1,1)} < 0$ e $\rho_{(2,1)}$ ou $\rho_{(1,1)} = 0$ e $\rho_{(2,1)} < 0$. Então, se H_2 se verifica o processo se comporta como processo de raiz unitária em um dos regimes e como um processo estacionário no outro, ou seja, o processo é não estacionário, mas não é um processo clássico raiz unitária. Para testar $H_0: \rho_{(1,1)} = \rho_{(2,1)} = 0$ utiliza-se a estatística $R_{2T} = t_1^2 + t_2^2$, em que t_1 e t_2 são os t-valores reportados para os coeficientes de interesse $\rho_{(1,1)}$ e $\rho_{(2,1)}$. Mas ainda é preciso distinguir qual das hipóteses deve prevalecer. Outra estatística de teste, na forma de $R_{1T} = t_1^2 I_{\{\hat{\rho}_{(1,1)} < 0\}} + t_2^2 I_{\{\hat{\rho}_{(2,1)} < 0\}}$, confronta unilateralmente H_0 contra $\rho_{(1,1)} < 0$ ou $\rho_{(2,1)} < 0$.

O problema é que uma estatística de teste significativa pode justificar a rejeição da hipótese de raiz unitária, mas não pode discriminar entre os casos de estacionariedade (H_1) ou de raiz unitária parcial (H_2), o que exigiria um teste focado na alternativa estacionária H_1 . Diante disso, os autores sugerem examinar a estatísticas t individuais t_1 e t_2 como maneira de decidir se o teste rejeita a hipótese nula. Se apenas t_1 ou t_2 é estatisticamente significativo, então é possível concluir que se trata de um de caso raiz unitária parcial (H_2), o que permite distinguir entre (H_0), (H_1) ou (H_2) (CANER; HANSEN, 2001).

Para computar os valores assintóticos da distribuição do teste os autores propõem uma aproximação da distribuição χ^2 através do método proposto por Hansen (1997) enquanto os valores críticos,

que podem apresentar distorções em pequenas amostras, devem ser obtidos por *bootstrap*.

O procedimento para testar a presença de raiz unitária, simultaneamente à existência de não linearidade, pode ser resumido da seguinte maneira: a) inicialmente deve-se estimar uma autorregressão linear com a especificação do teste ADF para determinar o número de defasagens a serem incluídas; b) determina-se em seguida o valor do *threshold* como aquele que, dentro do conjunto de candidatos minimiza a SQR; c) a existência de raiz unitária é averiguada através do teste de Wald de Caner Hansen (2001), e; d) se for possível concluir pela existência de assimetria, então aceita-se os resultados obtidos. Mas, se não for possível confirmar a presença de assimetria, então deve-se acreditar nos resultados do teste ADF que, neste caso, têm maior potência e menor distorção.

Resta ainda definir se o modelo linear é o mais adequado para descrever o comportamento da série. Um teste destinado a averiguar a hipótese de linearidade contra um modelo TAR foi criado por Hansen (1999) e, basicamente, compara a SQR de cada modelo computando $F_{ij} = T[(S_i - S_j) / S_j]$, em que S_i é a SQR do modelo com 2 ou 3 regimes. Os valores críticos do teste são obtidos via *bootstrap*, a partir da reamostragem dos resíduos do modelo sob a hipótese nula. É possível empregar o teste como um teste de linearidade, destinado a verificar se um modelo com *threshold* é preferível ao linear ou ainda como um teste especificação, que visa definir se um modelo comum *threshold* é preferível a um com 3 regimes.

Usando essa metodologia, a série histórica da margem de ganho dos postos revendedores em Salvador/BA será analisada e avaliar-se-á existência de regimes distintos de ajustamento. Adicionalmente, a distinção entre um processo estacionário ou de raiz unitária permitirá identificar se choques advindos dos preços das distribuidoras se propagam indefinidamente em cada um dos distintos regimes ou pela série. Com isso será possível avaliar se nesse mercado há evidências de TAP e evidenciar a existência de poder de mercado dos postos revendedores o que, por conseguinte, mostraria que uma melhora no nível de competitividade e do bem-estar é desejável.

4 Descrição dos dados

Uma escolha adequada para a variável de interesse é a margem média de ganho dos postos revendedores na comercialização da gasolina tipo C. Essa variável permite acompanhar a evolução do ganho médio obtido pelos revendedores de modo que, se for possível concluir que essa série exibe regimes distintos de ajustamento, pode-se afirmar, com algum grau de certeza, que o mercado não é perfeitamente competitivo.

Além disso, a definição de um escopo local para a dimensão espacial da base de dados mostra-se desejável. Afora os argumentos apresentados por Silva et al. (2014), é de se esperar que, sob a hipótese de existência de poder de mercado, tal fenômeno se manifeste com mais clareza em determinada região geográfica do que no agregado nacional. Por exemplo, seria mais aceitável presumir e identificar a existência de um conluio entre os postos revendedores de combustível em Salvador/BA do que em todo o mercado brasileiro.

O Gráfico 1 mostra a evolução dos preços médios semanais da gasolina comprada dos distribuidores e do preço cobrado na revenda. O Gráfico 2 mostra a variável de interesse, isto é, a evolução da margem média de ganho obtida pelos postos revendedores, definida como a diferença entre as duas séries de preços mostradas no Gráfico 1. Ambas as séries cobrem o período que vai de 15 de maio de 2004 a 30 de junho de 2016 e as observações foram deflacionadas pelo Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI). Os dados foram obtidos no website da Agência Nacional de Petróleo (ANP) (ANP, 2016).

A variável de interesse (y_t) é a margem média semanal de ganho dos postos revendedores, definida como a diferença entre o preço de revenda e o preço cobrado pelas distribuidoras. A série tem 638 observações, cobrindo o período que vai de 15 de maio de 2004 a 30 de junho de 2016, e foi linearizada, de modo que as estimativas são conduzidas com a variável de interesse transformada no seu logaritmo natural.

Gráfico 1 – Preços médios da gasolina praticados pelas revendedoras e pelos distribuidores em Salvador BA (em R\$ de agosto de 2016).

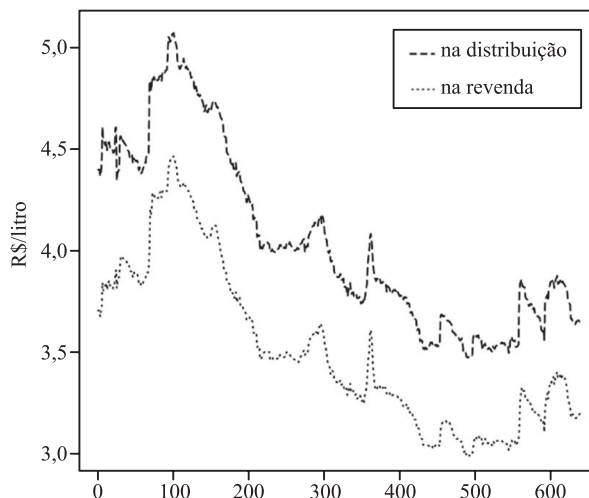
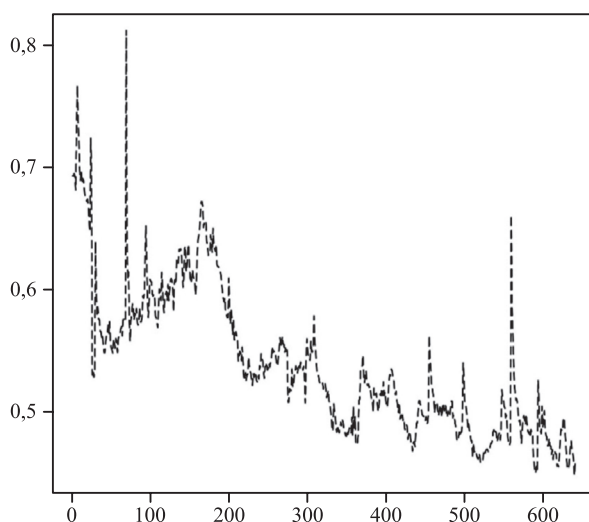


Gráfico 2 – Margem média de ganho com a comercialização de gasolina tipo C em Salvador BA (em R\$ de agosto de 2016)



5 Estimação do modelo

Inicialmente, como é de praxe, deve-se proceder à verificação da ordem de integração a fim de determinar a maneira adequada de tratar a série. A condução do teste de raiz unitária visa avaliar se choques têm efeitos transitórios ou permanentes. Nesse sentido, o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), conduzido 5 defasagens selecionadas pelo Critério de Informação de Akaike (AIC), reporta a seguinte equação como resultado:

$$y = -0,022 - 0,033y_{t-1} - 0,242 \Delta y_{t-1} - 0,207 \Delta y_{t-2} - 0,111 \Delta y_{t-3} - 0,179 \Delta y_{t-4} - 0,111 \Delta y_{t-5} + \hat{u}_t \quad (5.1)$$

$(0,01) \quad (0,01) \quad (0,00) \quad (0,00)$
 $(0,01) \quad (0,00) \quad (0,01)$

em que os p-valores são apresentados entre parênteses e o valor estimado para o coeficiente de interesse é de -0,033. Comparando-se esse resultado com o p-valor associado, que é de 0,008, pode-se, certamente, rejeitar a hipótese nula de raiz unitária. Aqui, a conclusão a que se chega é que a margem de ganho dos postos revendedores é um processo estacionário e, portanto, choques têm efeitos transitórios, ou seja, a série retornará à sua média após a dissipação dos efeitos desses choques.

Dado que o processo é estacionário a série pode ser tratada em nível. O próximo passo é estimar o modelo linear que servirá, inclusive, de ponto de partida para a definição do número adequado de defasagens a serem incluídas no modelo não linear. Sendo assim, considere a seguinte estimativa:

$$y = -0,021 + 0,735y_{t-1} + 0,027 y_{t-2} + 0,095y_{t-3} - 0,069y_{t-4} + 0,073 y_{t-5} + 0,108y_{t-6} + \hat{u}_t \quad (5.2)$$

$(0,01) \quad (0,00) \quad (0,59) \quad (0,05)$
 $(0,16) \quad (0,14) \quad (0,01)$

em que os valores-p são apresentados entre parênteses e valor para o critério AIC é de -4,452. Vale ressaltar que se o modelo é estimado com 7 defasagens o critério de informação atinge o menor valor dentre todas as 48 alternativas testadas (-4,457).

Entretanto, dado o conhecido problema da sobreparametrização do critério, que a sétima defasagem não é estatisticamente significativa e a irrisória diferença entre as duas especificações optou-se, de acordo com o critério da parcimônia, pelo modelo com seis defasagens. Além disso, obviamente a Equação 5.2 poderia ser reestimada, excluindo-se as defasagens 2, 4 e 5, mas trata-se apenas de um ponto de partida.

Em seguida, deve-se verificar se o modelo linear é adequado à descrição do comportamento da margem de ganho. Para tanto, o resultado do teste de linearidade indica se a série pode ser adequadamente tratada através de um modelo linear ou não. No primeiro caso, os revendedores não têm poder de mercado, qualquer alteração nos preços pratica-

dos pelas distribuidoras será imediatamente repassada aos consumidores. Na segunda hipótese, os revendedores têm poder de mercado e podem, em alguma medida, determinar quando e quanto dessa alteração será repassada para os consumidores.

O resultado da aplicação do teste de definição do número de regimes conduz às seguintes conclusões: a) testando-se a hipótese de linearidade (H_0) contra um modelo TAR com dois regimes, o valor do teste é de 44,1 e p-valor associado de 0,02; b) o teste de um modelo linear contra um modelo TAR de três regimes reporta um valor de teste de 68,8 e p-valor de 0,03, e; c) quando o teste é empregado para determinar se hipótese nula de dois regimes contra a alternativa de três regimes (H_0) não deve ser rejeitada, pois o valor da estatística de teste é de 23,1 e o p-valor de 0,18.

Infere-se, portanto, que, com base nos dois primeiros resultados, é possível rejeitar a hipótese nula de linearidade. E o terceiro resultado mostra que um modelo não linear com dois regimes é preferível ao de três regimes. De maneira geral, os resultados permitem concluir que uma especificação não linear com dois regimes é mais adequada à descrição do comportamento da margem de ganho dos postos revendedores. É interessante observar também que esse resultado se contrapõem ao encontrado por Silva et al. (2014) que concluíram pela existência de assimetrias apenas quando empregado um modelo de correção de erros MTAR.

Em seguida são estimados os modelos não lineares descritos na Seção 3. Considere, a esse propósito, a seguinte especificação cujo resultado, obtidos com o um de modelo TAR e 6 defasagens, é o seguinte:

$$y = \left[\begin{aligned} & -0,024 + 0,902y_{t-1} + 0,007y_{t-2} \\ & - 0,037 y_{t-3} + 0,105 y_{t-4} + 0,063y_{t-5} \\ & + 0,138 y_{t-6} \end{aligned} \right] \cdot I_{\{y_t < -0,556\}} + \left[\begin{aligned} & -0,077 + 0,512y_{t-1} - 0,006y_{t-2} \\ & + 0,197y_{t-3} - 0,043y_{t-4} + 0,126y_{t-5} \\ & + 0,058y_{t-6} \end{aligned} \right] \cdot I_{\{y_t \geq -0,556\}} + \hat{u}_t \quad (5.3)$$

$(0,12) \quad (0,00) \quad (0,94)$
 $(0,60) \quad (0,10) \quad (0,26)$
 $(0,00)$
 $(0,00) \quad (0,00) \quad (0,92)$
 $(0,00) \quad (0,18)$
 $(0,43)$

A defasagem da variável *threshold* foi definida minimizando-se o AIC, que é de , e o valor estimado do *threshold* é de -0,556. Logo, o limiar da margem de ganho que divide o comportamento da série é de, aproximadamente, $e^{-0,556}=0,57$. As velocidades de ajustamento diferem consideravelmente de um regime para outro. De acordo com as estimativas obtidas, essas velocidades são de $\phi_{(1,1)}=0,90$, no regime de baixa, e de $\phi_{(2,1)}=0,51$, no regime de alta. Isso significa que quando a diferença entre o preço de revenda e o preço na bomba é inferior a R\$ 0,57, isto é, $y_t < -0,556$, cerca de 90% da discrepância é corrigida até o período seguinte. No entanto, quando a margem de ganho é igual ou maior que R\$ 0,57 apenas metade da discrepância é corrigida até o período seguinte.

A estimação do modelo MTAR, com a variável de estado assumindo a forma de $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$, reporta os seguintes resultados:

$$\begin{aligned}
 y_t = & \left[\begin{array}{l} -0,012 + 0,986y_{t-1} - 0,173y_{t-2} \\ (0,17) \quad (0,00) \quad (0,01) \end{array} \right. \\
 & + \left. \begin{array}{l} 0,059y_{t-6} \\ (0,17) \end{array} \right] \cdot I_{\{\Delta y_t < -0,007\}} \\
 & + \left[\begin{array}{l} -0,009 + 0,482y_{t-1} + 0,388y_{t-2} \\ (0,57) \quad (0,00) \quad (0,00) \end{array} \right. \\
 & - \left. \begin{array}{l} 0,082y_{t-3} - 171y_{t-4} + 0,202y_{t-5} \\ (0,56) \quad (0,06) \quad (0,07) \end{array} \right. \\
 & + \left. \begin{array}{l} 0,151y_{t-6} \\ (0,08) \end{array} \right] \cdot I_{\{\Delta y_t \geq -0,007\}} + \hat{u}_t
 \end{aligned} \tag{5.4}$$

em que o valor limite para a mudança do estado do sistema é $\tau = -0,007$. O valor do AIC para essa especificação é de o que sugere, adicionalmente, que esse modelo é preferível ao da Equação 5.3.

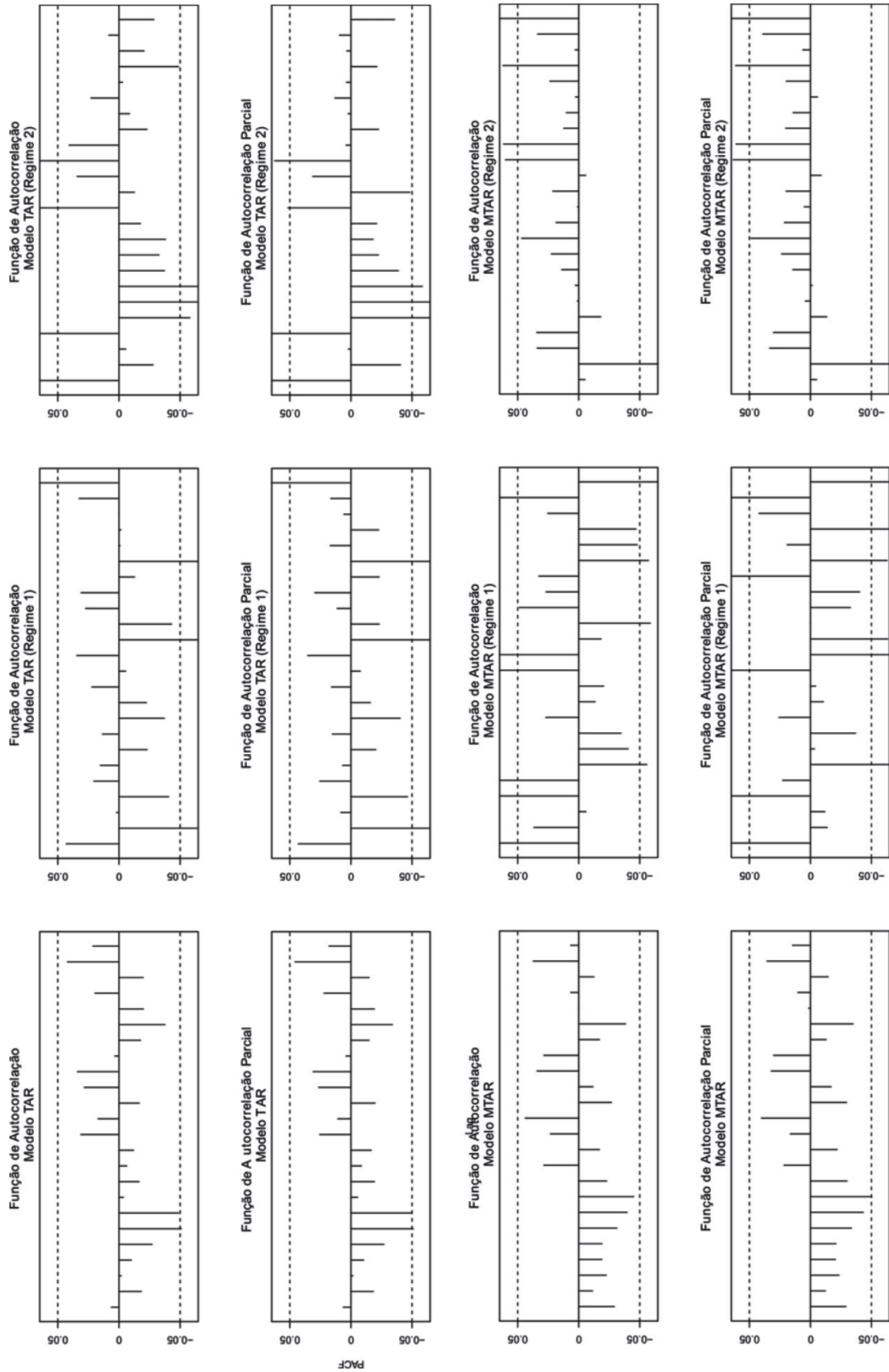
Os resultados obtidos com a Equação 5.4 mostram que quase toda a discrepância é recuperada de um período para o outro quando $y_t - y_{t-1} < 0,007$. Recuperar o valor dessa diferença não é tão direto e quanto no modelo TAR porque envolve a diferença de valores linearizados. Mas uma olhada na base de dados ajuda a entender o que está acontecendo. Por exemplo, em 26 de julho de 2015 o preço médio nas bombas de gasolina era de R\$ 3,75 e nas distribuidoras de R\$ 3,27, o que gerava uma margem média de R\$ 0,485.

Na semana seguinte, em 02 de agosto de 2015, o preço médio praticado pelas distribuidoras havia caído para R\$ 3,19 e nas bombas para 3,67, o que resultava numa margem de ganho de R\$ 0,482. Tomando-se a diferença entre as duas observações, tem-se que o valor correspondente a $\tau = -0,007$ é R\$ -0,003. Pode-se dizer, portanto, que quando a diferença entre um período é outro, é menor que R\$ -0,003, quase toda a discrepância na margem de ganho é recuperada entre a data atual e período imediatamente anterior. Por outro lado, quando a diferença é maior ou igual a R\$ -0,003 cerca de metade da discrepância é recuperada até o período seguinte.

Da análise dos valores estimados para os coeficientes em ambos os modelos surge uma preocupação. O valor de $\phi_{(1,1)}$ é de 0,902 com a Equação (5.3) e de 0,986 com a Equação 5.4. E isso levanta suspeitas sobre as estacionariedade do sistema no regime em que o sistema está acima do *threshold*. De fato, analisando as funções de autocorrelação e autocorrelação parcial, mostradas na Figura 1, é possível perceber que não são significativas as autocorrelações dos resíduos obtidos com ambos os modelos e considerando ambos os regimes indistintamente.

No entanto, considerando separadamente os resíduos dos modelos das Equações (5.3) e (5.4) em cada um dos regimes é possível perceber que não é possível rejeitar a presença de autocorrelação e autocorrelação parcial. Há autocorrelação significativa mesmo em defasagens bastante elevadas. Por isso, a visualização das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial reforçam a suspeita da existência de um processo não estacionário. Ademais, os resultados do teste ADF sugerem a estacionariedade da série em torno de uma média única, mas nada impede que uns dos regimes seja estacionário e o outro não. Para dirimir essa dúvida a série foi submetida ao teste de raiz unitária parcial de Caner e Hansen (2001) cujos resultados são mostrados nas Tabela 1 e Tabela 2.

Figura 1 – Funções de autocorrelação e autocorrelação parcial dos resíduos de (5.3) e (5.4).



O número de defasagens é mais uma vez selecionado, minimizando-se o AIC. O valor de r é selecionado endogenamente maximizando o valor de W_T , o que equivale a minimizar a variância residual. Na Tabela 1, observa-se que W_T é maximiza-

do com $r=1$. Isso significa que a variância residual é minimizada com $W_T=47,92$ e que, portanto, deve-se escolher essa defasagem para determinação do valor de *threshold*. A partir da definição desses parâmetros, o valor encontrado para τ é de $-0,557$.

Tabela 1 – Testes de raiz unitária para os modelos assimétricos com limiar de transição entre os regimes. Modelo TAR, equação (5.3)

Teste bootstrap para presença de threshold				p-valores							
r	W_T	5% V.C.	p-valor	R1T		R1T		t1		t2	
				Boot.	Assint.	Boot.	Assint.	Boot.	Assint.	Boot.	Assint.
1	47,920	33,890	0,033	0,020	0,002	0,021	0,003	0,407	0,723	0,005	0,002
2	37,160	33,210	0,062	0,034	0,005	0,036	0,007	0,280	0,479	0,014	0,012
3	21,570	33,520	0,199	0,296	0,288	0,315	0,328	0,387	0,701	0,138	0,324
4	26,610	32,430	0,113	0,269	0,245	0,288	0,280	0,452	0,798	0,098	0,220
5	31,370	32,530	0,071	0,367	0,394	0,394	0,443	0,384	0,656	0,210	0,486
6	46,370	32,480	0,028	0,489	0,645	0,546	0,708	0,431	0,753	0,327	0,681

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 2 - Testes de raiz unitária para os modelos assimétricos com limiar de transição entre os regimes. Modelo TAR, equação (5.4)

Teste bootstrap para presença de threshold				p-valores							
r	W_T	5% V.C.	p-valor	R_{1T}		R_{1T}		t_1		t_2	
				Boot.	Assint.	Boot.	Assint.	Boot.	Assint.	Boot.	Assint.
1	58,530	31,460	0,013	0,399	0,530	0,427	0,588	0,403	0,759	0,274	0,543
2	41,490	31,170	0,029	0,112	0,094	0,101	0,086	0,943	0,896	0,046	0,044
3	25,200	32,840	0,108	0,317	0,416	0,338	0,467	0,137	0,240	0,805	0,961
4	60,140	33,130	0,012	0,034	0,011	0,036	0,014	0,020	0,008	0,477	0,828
5	30,420	34,150	0,076	0,307	0,403	0,328	0,453	0,130	0,231	0,802	0,961
6	35,090	35,970	0,055	0,220	0,268	0,235	0,305	0,148	0,273	0,393	0,742

Fonte: Elaboração própria.

O teste W_T rejeita, para um valor crítico de 5%, a hipótese nula de não haver comportamento assimétrico, o implica, mais uma vez, rejeitar o modelo linear em favor do modelo TAR. A mesma conclusão pode ser alcançada com $r = 6$. Com a especificação MTAR (Tabela 2) chega-se a mesma conclusão, mas a ordem de defasagem da variável *threshold* é $r=4$, de maneira que, $z_t = y_{t-3} - y_{t-4}$, e $\tau = -0,017$, a especificação que maximiza W_T . E, nesse caso, com um p-valor de 0,012 a hipótese nula de linearidade é também rejeitada. Em resumo, a conclusão a que se chega, mais uma vez, é que a margem de ganho dos postos de venda não pode ser tratada como uma série linear.

A atenção se volta agora para a estacionariedade da série. As estatísticas do teste de raiz unitária

com os modelos TAR e MTAR são R_{1T} , R_{2T} , t_1 e t_2 e estão apresentadas para cada ordem de defasagem de $r=1, \dots, 6$. Ambos os p-valores, assintóticos e de *bootstrap* são igualmente apresentados. Observe que, os valores de R_{1T} e R_{2T} são bastante semelhantes e que no modelo TAR, com $r=1$ e $r=2$, pode-se rejeitar a hipótese nula em favor da alternativa $\rho_1 < 0$ ou $\rho_2 < 0$. Uma conclusão semelhante é obtida analisando-se os resultados para o modelo MTAR com $r=4$. Contudo, ainda que uma estatística de teste significativa a 5% implique rejeição da hipótese de raiz unitária, permanece a incerteza sobre se se trata de um processo estacionário ou de raiz unitária parcial.

Para concluir se o caso em tela é de um processo estacionário ou de raiz unitária parcial é

preciso analisar as estatísticas t_1 e t_2 . Assim procedendo, percebe-se que, no modelo TAR, com $r=1$ os valores-p de t_1 são 0,407 e 0,723, obtidos, respectivamente, por *bootstrap* e assintoticamente. Já os valores de t_2 são de 0,005 e 0,002. Conclui-se, portanto, diante das evidências, que não é possível rejeitar a hipótese de raiz unitária em um dos regimes, mas deve-se rejeitar no outro. À mesma conclusão é obtida a partir dos resultados do modelo MTAR, dado que, para $r=4$, obtém-se $t_1=0,020$ e 0,008 e $t_2=0,477$ e 0,828, respectivamente, por *bootstrap* e assintoticamente. É importante notar ainda que os regimes estacionário e de raiz unitária invertem-se de um modelo para outro.

Com esses resultados, a conclusão a que se chega é que a margem de ganho dos postos de revenda de gasolina em Salvador/BA se comporta como um caso particular de estacionariedade em apenas um dos regimes. Esse resultado vai ao encontro das conclusões de Uchoa (2008) que estimou modelo de correção de erros na forma de TAR em que um dos regimes mostrava-se estatisticamente não significativo, isto é, o sistema retornava ao equilíbrio de longo prazo apenas em um dos regimes. O mesmo pode-se dizer aqui. A raiz unitária parcial indica que a margem de ganho só retorna à sua média em um dos regimes, mas, no outro, choques se propagam indefinidamente. Logo, se a série estiver no regime com raiz unitária não haverá retorno da margem de ganho à sua média e isso significa que os postos de revenda podem não repassar variações nos preços praticados pelas distribuidoras para os consumidores.

Aqui a série empregada na análise é a diferença entre o preço de revenda e o da distribuidora, que se traduz na margem de ganho dos postos revendedores. Se o mercado de gasolina fosse caracterizado como uma estrutura competitiva em que as empresas não tivessem poder de mercado, então a série deveria se ajustar diante de variações positivas e negativas na mesma velocidade. Não é o que acontece. Os resultados indicam que existem dois regimes distintos, um de alta e outro de baixa, bem caracterizados e que, um desses, é não estacionário. Diante disso, é forçoso concluir que os postos revendedores de gasolina podem postergar, ou mesmo não ajustar, a sua margem de ganho, por exemplo, quando ela estiver caindo. Isso evidencia que há poder de mercado e, portanto, que há perda de bem-estar e eficiência.

6 Considerações finais

Os resultados das estimativas e dos testes econométricos mostram que a margem de ganho dos postos revendedores se comporta como um processo de raiz unitária parcial, o que pôde ser constatado com aplicação de testes específicos para detecção desse tipo peculiar de não estacionariedade. Nesse sentido, em um dos regimes a série retorna à sua média amostral após o decurso de certo período de tempo, mas no outro, a série não absorve os choques que se propagam indefinidamente ao longo do tempo. Isso significa que há um regime em que os revendedores podem, por exemplo, aumentar sua margem de ganho e assim mantê-la indefinidamente.

No geral, os resultados contribuem para a discussão sobre a TAP no mercado de gasolina. A principal contribuição desse artigo é quanto ao método de análise que, até onde se pode perceber, ainda não havia sido empregado na investigação da TAP. Com isso, foi possível tratar aspectos específicos do comportamento da série, o que não seria possível com os métodos tradicionalmente empregados. Em resumo, pode-se dizer que, no mercado de gasolina de Salvador/BA, a margem de ganho dos revendedores só se ajusta a mudanças nos preços das distribuidoras em um dos regimes, o que mostra que os revendedores podem auferir lucros extraordinário no longo prazo.

Adicionalmente, a estimação de dois modelos autorregressivos com *threshold* mostrou resultados que permitem concluir que a margem de ganho tem comportamento não linear, o que é incompatível com uma estrutura de mercado caracterizada como uma concorrência perfeita. Por conseguinte, pode-se afirmar que os postos de revenda de gasolina tipo C no município de Salvador/BA têm poder de mercado, dado que a análise do comportamento da margem de ganho dos revendedores evidenciou um padrão de comportamento assimétrico da variável de interesse. Nesse sentido, essa conclusão traz consigo a necessidade de estudos adicionais, que possibilitem identificar quais as razões para essa imperfeição e que tipo de política pública poderia aumentar a competitividade nesse mercado.

Conclui-se, portanto, que o mercado de gasolina de Salvador/BA pode ser caracterizado mais adequadamente como uma competição imperfeita, dado que as firmas têm algum poder de mercado

pois, com ambos os modelos de transição determinística, pode-se afirmar que a margem de ganho dos postos revendedores se comporta de maneiras distintas a depender do estado do sistema. Isso não permite concluir pela existência de um cartel, mas é possível dizer, certamente, que há TAP e que, portanto, os preços não se ajustam com a mesma velocidade diante de quedas ou aumentos nos preços praticados pelas distribuidoras.

Referências

ANP. AGÊNCIA NACIONAL DO PETRÓLEO, GÁS NATURAL E BIOCOMBUSTÍVEIS.

Sistema de levantamento de preços, Brasília, DF, 2016. Disponível em: <<http://www.anp.gov.br/preco/>>. Acesso em: 25 set. 2016.

BACON, R. W. Rockets and feathers: the asymmetric speed of adjustment of UK retail gasoline prices to cost changes. **Energy Economics**, v. 13, p. 211-218, 1991.

BORENSTEIN, S.; CAMERON, A. C.; GILBERT, R. Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil price changes? **The Quarterly Journal of Economics**, v. 112, p. 305-339, 1997.

CANEDO-PINHEIRO, M. Assimetrias na transmissão dos preços dos combustíveis: o caso do óleo diesel no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 66, p. 557-578, Out-Dez., 2012.

CANER, M.; HANSEN, B. E. Threshold autoregression with a near unit root. **Econometrica**, v. 69, p. 1555-1596, Nov 2001.

CHAN, K.-S. Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model. **Annals of Statistics**, v. 35, p. 520-533, 1993.

CADE. CONSELHO ADMINISTRATIVO DE DEFESA ECONÔMICA. **Cartilha do CADE**. Brasília, DF: [s.n.], 2016. Disponível em: <<http://www.cade.gov.br/aceso-a-informacao/publicacoes-institucionais/cartilha-do-cade.pdf>>. Acesso em: 17 fev. 2017.

ENDERS, W.; GRANGER, C. W. J. Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of inter-

est rates. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 16, p. 304-311, Jul 1998.

ENDERS, W.; SIKLOS, P. L. Cointegration and threshold adjustment. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 19, p. 166-176, Abr 2001.

FREY, G.; MANERA, M. Econometric models of asymmetric price transmission. **Journal of Economic Surveys**, v. 21, p. 349-415, 2007.

GALVÃO, G. Preço da gasolina dispara em Salvador. **Tribuna da Bahia - Cidade**, Salvador, 01 fev. 2017. Disponível em: <<http://www.tribuna-dabahia.com.br/2017/02/01/preco-da-gasolina-dispara-em-salvador>>. Acesso em: 17 fev. 2017.

GRANGER, C. W. J.; TERÄSVIRTA, T. **Modelling Nonlinear Economic Relationships**. New: Oxford University Press, 1993.

HAMILTON, J. D. **Time Series Analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994.

HANSEN, B. Inference in TAR models. **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**, v. 2, p. 1-14, 1997.

HANSEN, B. Testing for linearity. **Journal of Economic Surveys**, v. 13, p. 551-576, Dec 1999.

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

OWYANG, M. T.; VERMANN, E. K. Rockets and feathers: why don't gasoline prices always move in sync with oil prices? **The Regional Economist, Federal Reserve Bank of St. Louis**, St. Louis, n. October, 2014. Disponível em: <https://www.stlouisfed.org/~media/Files/PDFs/publications/pub_assets/pdf/re/2014/d/oil_prices.pdf>. Acesso em: 18 fev. 2017.

PELTZMAN, S. Prices rise faster than they fall. **Journal of Political Economy**, v. 108, p. 466-502, 2000.

PERDIGUERO-GARCÍA, J. Symmetric or asymmetric oil prices? A meta-analysis approach. **Energy Policy**, v. 57, p. 389-397, 2013.

SAMUELSON, P. A.; NORDHAUS, W. D. **Economia**. 19.ed. São Paulo, SP: McGrawHill, 2012.

SANTOS, J. Z.; AGUIAR, D. R. D.; FIGUEIREDO, A. M. Assimetria na transmissão de preços e poder de mercado: o caso do mercado varejista de etanol no estado de São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 53, p. Abr-Jun, 2015.

SILVA, A. S. et al. Symmetric transmission of prices in the retail gasoline market in Brazil. **Energy Economics**, v. 43, p. 11-21, 2014.

TAPPATA, M. Rockets and Feathers: Understanding Asymmetric Pricing. **The RAND Journal of Economics**, v. 40, n. 4, p. 673-687, Winter 2009. ISSN 4.

TONG, H. On a threshold model. In: _____ **Pattern recognition and signal processing**. Netherlands: Sijthoff & Noordhoff, 1978. p. 575-586.

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

VARIAN, H. R. **Microeconomic Analysis**. 3.ed. New: W. W. Norton & Company, 2010.