

Poder de Mercado na Revenda de Gasolina Comum no Brasil¹

Roberta Rodrigues Salvini²
Leonardo Bornacki de Mattos³
Leonardo Chaves Borges Cardoso⁴

Resumo

São recorrentes as suspeitas acerca do exercício do poder de mercado na revenda de gasolina comum no Brasil. Tal fato repercute em elevado número de denúncias envolvendo condutas anticompetitivas junto ao Sistema Brasileiro de Defesa da Concorrência (SBDC). O presente trabalho busca investigar o exercício do poder de mercado local pelos proprietários dos postos no Brasil, através de repasses assimétricos nos preços de atacado para os preços de varejo. Painéis de preços, em nível municipal e em nível de postos de combustíveis, para a gasolina comum, nas semanas entre janeiro de 2010 e agosto de 2019 foram utilizados na análise empírica, a estimação de AECM. Tanto para a dimensão município, como para a dimensão postos de combustíveis, a assimetria positiva se confirma: acréscimos nos preços de distribuição são transferidos com maior intensidade para os preços ao consumidor final, frente a decréscimos a montante. A diferenciação de produto via bandeira parece não afetar a assimetria – postos bandeira branca e postos Petrobrás, Ipiranga, Raízen e Alesat apresentam o mesmo nível de assimetria no decorrer de quatro semanas. Mas, a diferenciação espacial importa – postos com menos de dois rivais em um raio de 1,5 Km apresentam assimetria superior aos postos com maior número de vizinhos. Estes resultados apontam para a necessidade de políticas públicas que garantam a concorrência no setor.

Palavras-chave: Assimetria; Modelo de Correção de Erros; Gasolina.

Market Power in the Resale of Common Gasoline in Brazil

Abstract

There are frequent suspicions about the exercise of market power in the Brazilian retail gasoline market. This fact resonates with a high number of complaints involving anticompetitive conduct. This paper investigates local market power by the gas station owners in Brazil through asymmetric price transmission from wholesale to retail prices. We estimated an AECM using price panels at city and gas station level, for the gasoline market, for the weeks between January 2010 and August 2019. Findings confirmed positive asymmetry at city and gas station levels - increases in wholesale prices are transferred with greater intensity to retail prices when compared to decreases. Product differentiation does not seem to affect asymmetry: white flag stations and Petrobrás, Ipiranga, Raízen, and Alesat stations have the same level of asymmetry over four weeks. However, spatial differentiation matters: stations with less than two rivals within a radius of 1.5 km show an asymmetry superior to stations with a greater number of neighbors. These results point to the need for public policies that guarantee competition in the sector.

Keywords: Asymmetry; Error Correction Model; Gasoline.

JEL: C23; D22; L11; R32.

Área 7 - Infra-estrutura, transporte, energia, mobilidade e comunicação

¹ Esta pesquisa teve o apoio do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

² Doutora em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa; salvini.roberta@gmail.com

³ Professor do Departamento de Economia Rural da UFV; lbmattos@ufv.br

⁴ Professor do Departamento de Economia Rural da UFV; leonardocardoso005@gmail.com

1. Introdução

A revenda de combustíveis automotivos no Brasil é caracterizada pela comercialização de produtos relativamente homogêneos, pela baixa elasticidade-preço da demanda dos consumidores no curto prazo⁵ e pelas reduzidas barreiras à entrada de novos agentes (AGÊNCIA NACIONAL DO PETRÓLEO, GÁS NATURAL E BIOCOMBUSTÍVEIS – ANP, 2016). Sendo assim, em um ambiente competitivo compreendido por uma região delimitada (como um município, por exemplo) espera-se que o diferencial entre os preços estabelecidos por diferentes postos de combustíveis seja reduzido, com poucas divergências no que diz respeito às margens de comercialização adotadas e à transmissão de custos para o preço final do combustível. No entanto, outras variáveis, como a localização do posto, as formas de pagamento aceitas pelo estabelecimento e, particularmente, a exposição da marca comercial de determinada distribuidora e as vantagens a ela subentendidas podem oportunizar a cobrança de preços diferenciados pelo combustível ofertado, caracterizando o exercício de poder de mercado a nível local por parte dos proprietários dos postos de combustíveis.

O poder de mercado não está associado somente à capacidade de um revendedor estabelecer preços significativa e persistentemente acima do nível competitivo, mas pode se manifestar também através de diferentes respostas do varejo a choques de custos: variações positivas no preço *a montante* seriam repassadas com maior intensidade ao preço final do combustível, frente a variações negativas⁶. Segundo Meyer e von Cramon-Taubadel (2004), divergências nas transmissões conforme os preços aumentem ou diminuam caracterizam o chamado processo de ajustamento assimétrico dos preços, o qual teria implicações em termos de redistribuição de bem-estar entre os agentes envolvidos e de políticas de defesa da concorrência.

Destaca-se que o segmento de revenda de combustíveis é o que possui maior número de denúncias de condutas anticompetitivas junto ao Sistema Brasileiro de Defesa da Concorrência (SBDC). Em média, são quatro denúncias por semana sobre cartel na revenda de combustíveis, superando a marca de 200 denúncias por ano. Tal fato decorre, dentre outros fatores, da importância assumida pelo setor na economia, da fácil percepção por empresas e indivíduos das constantes variações nos preços dos produtos e dos impactos diretos decorrentes, além da compreensão generalizada de paralelismo na precificação dos combustíveis, o que não necessariamente implica em conduta anticompetitiva. Nos casos de condenação, foi constatado que a prática anticompetitiva resultava em efeitos nocivos à sociedade, como a elevação injustificada de preços, restrição das opções de pagamento para os clientes, extinção das estratégias competitivas das empresas e bloqueio à entrada de novos concorrentes no mercado (CONSELHO ADMINISTRATIVO DE DEFESA ECONÔMICA – CADE, 2014).

Este estudo propõe uma investigação acerca do exercício do poder de mercado na revenda de gasolina comum no Brasil. São recorrentes as suspeitas com relação a essa conduta envolvendo os proprietários dos postos na comercialização de combustíveis, e sua ocorrência pode estar condicionada a certos aspectos inerentes à estrutura desse segmento. Notadamente, pretende-se averiguar em que medida características do mercado local, tais como a identidade da marca exibida pelos postos, a margem média de comercialização

⁵ Especificamente, Santos (2013) aponta para a elasticidade-preço da demanda no curto prazo de -0,399 para a gasolina e de -0,178 para o gás natural veicular no Brasil. A elasticidade de -1,252 para o etanol sugere maior sensibilidade pelos consumidores desse biocombustível a variações no preço do produto.

⁶ Bacon (1991), em seu trabalho seminal, nomeia o fenômeno com o termo “*Rockets and Feathers*”, fazendo alusão à subida dos preços da gasolina no varejo como um foguete após elevação em seus custos, e correspondente descida suave nos preços deste combustível como uma pena, posterior às reduções nos custos, como no preço do petróleo bruto.

adotada pelos varejistas e o número de rivais nas proximidades podem influir no exercício do poder de mercado, acarretando em assimetria nas transmissões de preços atacado-varejo.

Diversos estudos se propuseram a investigar a assimetria na transmissão de preços, em especial para os combustíveis de origem fóssil. Os trabalhos são aplicados para diversos países, dando enfoque aos estágios de produção e distribuição dos produtos⁷ (BACON, 1991; KARRENBROCK, 1991; DUFFY-DENO, 1996; BALKE et al., 1998; BACHMEIER; GRIFFIN, 2003; GALEOTTI et al., 2003; GRASSO; MANERA, 2007; dentre outros).

No que diz respeito ao mercado brasileiro, as primeiras análises realizadas possuem um viés agregativo, concentrando-se nas médias de preço para todo o país. Uchôa (2008) obteve evidências de que as elevações no preço da gasolina no varejo brasileiro, fruto de alterações no preço do petróleo ou na taxa de câmbio, tendem a ocorrer mais rapidamente, ao passo que as quedas ocorreriam mais lentamente. Índícios de assimetria positiva⁸ também foram encontrados por Canêdo-Pinheiro (2012), mas nesse caso para os preços de revenda do óleo diesel brasileiro, em resposta a seu preço no atacado.

Pesquisas posteriores consideraram a heterogeneidade entre municípios ao conduzir as estimativas. Silva et al. (2014), por exemplo, constataram ajustes simétricos entre os preços atacado-varejo da gasolina em cerca de 70% dos municípios brasileiros analisados, fazendo da assimetria um problema pontual, característico de algumas cidades, e que difere conforme as regiões do país. Santos et al. (2015), por sua vez, encontram assimetria para os preços de revenda do etanol hidratado em mais de 60% dos municípios paulistas investigados, tanto no curto quanto no longo prazo.

Em Cardoso (2016) a assimetria foi explorada como um atributo a nível de firma (postos de combustíveis) no Brasil. Tentou-se assim eliminar o viés da soma, ou seja, o cancelamento da assimetria positiva de alguns postos frente a assimetria negativa de outros, quando no manuseio de bases agregadas. O autor alcançou resultados heterogêneos: 71% dos postos de combustíveis respondem simetricamente a variações no preço de distribuição da gasolina, 23% apresentam assimetria positiva e 6% demonstram assimetria negativa.

No entanto, pesquisas têm sido conduzidas, a partir de informações relevantes ao exercício do poder de mercado, pela caracterização do mercado local. Por exemplo, pôde-se observar assimetria mais acentuada para os preços de postos associados a alguma marca, em comparação aos postos não vinculados, o que acarretaria em um custo extra ao consumidor, uma vez que este opta por comprar de uma marca particular (BALMACEDA; SORUCO, 2008, em Santiago, no Chile; CHESNES, 2016, nos Estados Unidos; PALENCIA-GONZÁLEZ et al., 2020, na Espanha). Maiores margens médias atacado-varejo também implicariam em ajustes de preços dos combustíveis mais lentos e assimétricos (DELTAS, 2008, nos Estados Unidos). A existência de concorrentes nas proximidades reduz a probabilidade de assimetria, condizente com o pressuposto de que a maior competição espacial decresceria as possibilidades de arbitragem (CARDOSO, 2016, para o Brasil). Enquanto características como o número de bombas, o tamanho do estabelecimento e a existência de uma área de serviço afetam positivamente a resposta assimétrica dos preços, como produto de maior diferenciação, para variáveis como densidade populacional e renda das famílias, os resultados são ambíguos (VERLINDA, 2008, na Califórnia - Estados Unidos).

⁷ O estágio de produção compreende a transmissão dos preços do produtor (ou de insumos) para o atacado (distribuidoras), enquanto o estágio de distribuição corresponde ao repasse de preços do atacado para o varejo (BORENSTEIN et al., 1997).

⁸ Quando o preço do produto responde com maior intensidade a um aumento no preço do insumo que a um decréscimo nesta variável, identifica-se a assimetria positiva; caso contrário, se o preço do produto responder de maneira mais intensa a uma redução no preço do insumo, tem-se a assimetria negativa (PELTZMAN, 2000).

Pouco se tem avançado nessa direção no Brasil, o que realça a importância de um estudo que busque averiguar como se comporta a assimetria de acordo com características diretamente associadas ao exercício de poder de mercado no varejo de combustíveis local. Para tal fim, utiliza-se um painel de dados balanceado a nível municipal, além de um painel não balanceado a nível de postos, com informações acerca de preços, marca, concorrência, entre outras.

Este estudo condiz com o discurso sustentado pelo Conselho Administrativo de Defesa Econômica – CADE (2018), sobre a necessidade de aprimorar a disponibilidade de informações acerca da comercialização de combustíveis, tendo em vista o aperfeiçoamento da inteligência na repressão a condutas anticompetitivas. Logo, dá embasamento para a formulação de políticas públicas, que busquem garantir maior concorrência para o setor em questão.

O restante do trabalho está organizado como segue: a esta seção introdutória acrescenta-se o referencial teórico acerca da assimetria de preços. Na seção 3, a metodologia empírica é discutida. A seção 4 refere-se aos resultados quanto à assimetria na precificação da gasolina comum e sua variante conforme condições de mercado local. A última seção contém as considerações finais.

2. Tipos e causas da assimetria

Em um ambiente em que a competição perfeita tenha lugar, é esperado que os agentes (individualmente) atuem sem exercer influência sobre o preço de mercado, o qual termina por se igualar ao custo marginal: em caso de acréscimos nos preços de entrada (elo anterior da cadeia), as firmas precisam ajustar o preço final positivamente, repassando as variações nos custos e evitando lucros negativos. Em caso contrário, o ajuste negativo no preço de venda representa a manutenção de parcela de mercado, que poderia migrar para outros concorrentes, caso o preço desse agente em específico não acompanhasse a variação no *input* (CARDOSO, 2016).

Logo, a transmissão assimétrica de preços é fruto de uma falha de mercado – neste caso, do poder de mercado – que pode surgir devido a diversos fatores. Neste trabalho em específico, assumimos preliminarmente que o poder de mercado provém da diferenciação de produto (através da bandeira) e espacial (número de concorrentes em determinado raio de alcance). Mas, outras causas podem estar associadas, como se mostra a seguir.

Uma delas diz respeito à possibilidade de colusão tácita entre os revendedores de gasolina comum, em que os agentes têm os preços anteriores cobrados como ponto focal de referência, aos quais se deve retornar caso haja variações negativas no atacado - reproduzindo a assimetria (BORENSTEIN et al., 1997). Para tanto, o preço de mercado deve estar acima de um nível *threshold*. Essa coordenação se sustenta até que uma das firmas reduza o preço abaixo desse *threshold*, refletindo em menor demanda para as concorrentes (o que não ocorre se os benefícios advindos do esquema superarem os ganhos com a quebra do acordo implícito, ou se há coação de algum tipo por parte de alguns dos membros, por exemplo). Caso essa justificativa se sustente, espera-se um nível de assimetria similar para os concorrentes ao longo das semanas, o que não se verifica havendo diferenciação entre as bandeiras (aqui, maior assimetria deveria permanecer para os revendedores bandeirados e isolados espacialmente).

As diferenças nos custos de pesquisa por preços por parte dos consumidores também trazem poder de mercado aos revendedores, na precificação dos combustíveis. Tappata (2009) introduz um Modelo de Pesquisa Não Sequencial, que parte das premissas de que os consumidores são imperfeitamente informados acerca dos preços de mercado, e operam com custos de pesquisa positivos, enquanto a função de demanda das firmas é sensível aos custos prévios de realização. Desse modo, se o custo marginal corrente é elevado, espera-se que

permaneça em nível semelhante nos próximos períodos (o que equivale a pouca dispersão dos preços), levando a pouca pesquisa nos períodos subsequentes. Nesse caso, o revendedor tem pouco incentivo a repassar reduções no preço do *input*. Caso contrário, quando o custo marginal é inferior, espera-se comportamento divergente: maior dispersão de preços no varejo e intensificação da pesquisa por menores preços, e repasse de acréscimos no *input* com maior intensidade.

Yang e Ye (2008) apresentaram um modelo dinâmico de pesquisa com aprendizagem, no qual os consumidores são classificados entre os que possuem baixo custo de pesquisa (sempre pesquisam), os com alto custo de pesquisa (nunca pesquisam), e os consumidores críticos (cujo custo de pesquisa é intermediário). Além disso, firmas têm custo de produção comum, que pode ser alto ou baixo, e que não é de conhecimento dos consumidores. Logo, suas crenças são formadas a partir da observação dos preços passados. A assimetria surge naturalmente: em caso de choques positivos nos preços, os consumidores críticos imediatamente tomam logo conhecimento da distribuição de preços e param com a pesquisa. Assim, há redução na intensidade de pesquisa, e os preços se ajustam completamente. Quando ocorrem choques de custos negativos, o consumidor crítico toma um tempo para absorver o verdadeiro custo, o que leva a um aumento gradual na intensidade de pesquisa, e a um ajuste/queda gradual nos preços.

O surgimento de aplicativos de pesquisa tenderia a minimizar esses custos. Um exemplo foi o chamado “ANP No Posto”, que permitiu ao consumidor pesquisar os preços cobrados diariamente nos postos e a qualidade do combustível, nos estabelecimentos situados no entorno de sua localização⁹. Ainda, pode-se ter acesso aos preços dos postos participantes do Levantamento Semanal de Preços, efetuado pela ANP, através de solicitação ao Sistema de Acesso à informação ao cidadão¹⁰. É possível também que a redução da assimetria de informação seja usada pelos proprietários dos postos de forma a facilitar o comportamento colusivo. Segundo Luco (2019), o aumento da disponibilização das informações sobre os preços do varejo de combustíveis no Chile aumentou as margens de lucro dos postos em 9% na média.

Além disso, oscilações da demanda frente às futuras variações nos preços podem levar ao poder de mercado temporário. Se há a perspectiva/anúncio de acréscimos nos preços de distribuição, a demanda no varejo acelera, a fim de contornar tais elevações, dando suporte para uma variação positiva de maior intensidade nos preços nas bombas. O anúncio de decréscimos nos preços de distribuição, por sua vez, não teria tanto impacto sobre a demanda, que permaneceria estável, contribuindo para que o revendedor postergue o repasse dessas mesmas reduções. Esse mecanismo está associado à política de estoques de combustíveis nos postos, por parte dos revendedores: maior demanda antecipa o esgotamento dos estoques, que passam a ser adquiridos com os preços ajustados para cima; como a redução no *input* tem menor impacto sobre a demanda, os estoques permanecem, ao preço anterior à mudança (BRAGOUDAKIS; SIDERIS, 2012; SALVINI, 2016). Configura assimetria, com tempo inferior de permanência, comparada as outras causas, uma vez que o consumo permanece independente dos preços, e o ajuste de estoques é relativamente rápido.

Tais casos, em sua maioria, repercutem em assimetria positiva – que ocorre quando o preço do *output* responde com maior intensidade a acréscimos no preço do *input*; caso contrário, se os decréscimos nos preços forem transmitidos com maior intensidade, tem-se a chamada assimetria negativa. Enquanto parcela dos estudos identifica assimetria na

⁹ Lançado em janeiro de 2020, era voltado inicialmente ao estado de Goiás, porém foi descontinuado poucos meses depois.

¹⁰ A ANP disponibiliza, em seu sítio eletrônico, médias semanais dos preços da gasolina C, etanol hidratado, óleo diesel B, gás natural veicular (GNV) e gás liquefeito de petróleo (GLP – botijão de 13 quilos), somente em níveis municipal, estadual, regional e nacional (ANP, 2020).

velocidade da transmissão de preços (ou seja, diferenças nos intervalos de tempo necessários para que elevações e reduções nos preços sejam repassadas – mas convergência dos preços no longo prazo), alguns chegam à assimetria na magnitude da transmissão (o repasse difere em grandeza de valores, levando a diferenças permanentes entre os níveis de preços) (PELTZMAN, 2000; MEYER; VON CRAMON-TAUBADEL, 2004).

3. Metodologia

3.1 Estratégia econométrica

A abordagem aqui empregada, tendo em vista o mecanismo de transmissão de preços da gasolina comum entre o atacado (distribuidoras) e o varejo (proprietários dos postos) em diversos municípios brasileiros, consiste em um Modelo de Correção de Erros (ECM¹¹) em sua versão Assimétrica, o qual capta as diferenças nos repasses das variações positivas e negativas dos preços *ex ante* sobre os preços ao consumidor final. Partindo do pressuposto de que as variáveis em consideração são integradas de ordem um ($I(1)$) e cointegradas¹², tem-se a seguinte relação (BORENSTEIN et al., 1997; BALMACEDA; SORUCO, 2008):

$$\begin{aligned} \Delta p_{m,t} = & \sum_{i=0}^{I^+} \beta_i^+ \Delta P_{m,t-i}^+ + \sum_{i=0}^{I^-} \beta_i^- \Delta P_{m,t-i}^- + \\ & + \sum_{k=1}^{K^+} \gamma_k^+ \Delta p_{m,t-k}^+ + \sum_{k=1}^{K^-} \gamma_k^- \Delta p_{m,t-k}^- + \\ & + \lambda(p_{m,t-1} - \alpha - \theta P_{m,t-1} - \delta t) + v_{m,t} \end{aligned} \quad (3.1)$$

onde $p_{m,t}$ representa o preço médio da gasolina no varejo (postos de combustíveis) para o município m no período t ; já $P_{m,t}$ denota o preço médio de compra no atacado para o mesmo município; sendo Δ o operador de variação, temos: $\Delta p_{m,t}^+ = \max\{\Delta p_{m,t}, 0\}$, $\Delta p_{m,t}^- = \min\{\Delta p_{m,t}, 0\}$, $\Delta P_{m,t}^+ = \max\{\Delta P_{m,t}, 0\}$, $\Delta P_{m,t}^- = \min\{\Delta P_{m,t}, 0\}$; e $v_{m,t}$ consiste no erro aleatório.

Na equação (3.1), variações no preço do varejo são função de oscilações nos preços de atacado (presentes e defasadas) e nos próprios preços ao consumidor defasados, as quais representam dinâmicas de curto prazo. Especificamente, os coeficientes β_i reproduzem a resposta de curto prazo no preço do varejo para variações no preço de atacado para os municípios em análise, enquanto γ_k denotam a resposta no curto prazo do varejo a oscilações em seu próprio preço k períodos atrás (efeito persistência).

Ainda, tem-se o termo de correção de erro ($p_{m,t-1} - \alpha - \theta P_{m,t-1} - \delta t$), o qual representa os desvios do preço de varejo (um período defasado) de sua relação de longo prazo com os preços de distribuição (ENGLE; GRANGER, 1987). Uma vez que é esperado que os preços decresçam (aumentem) caso estejam acima (abaixo) do equilíbrio, acredita-se que λ seja negativo. A convergência dos preços para o equilíbrio de longo prazo é tão mais acelerada quando mais próximo λ estiver de 1.

Em um primeiro momento, é possível investigar a existência de assimetria na relação entre preços e custos a partir da seguinte hipótese nula:

$$H_0^1: \sum_{i=0}^{I^+} \beta_i^+ = \sum_{i=0}^{I^-} \beta_i^- \quad (3.2)$$

¹¹ Do inglês “Error Correction Model”.

¹² Testes confirmam tal assertiva. Disponíveis sob solicitação.

Caso rejeitada, configura-se a assimetria de curto prazo na transmissão de preços, e a hipótese central deste trabalho é confirmada.

Análise complementar, sugerida por Borenstein et al. (1997), consiste na estimativa da Função de Ajuste Cumulativo – FAC, a qual expressa o ajustamento do preço do combustível no varejo ao longo de t semanas, após uma variação de R\$ 1,00 em seu preço de distribuição. Tal função é estabelecida na forma:

$$\begin{aligned}
B_0^+ &= \beta_0^+ \\
B_1^+ &= B_0^+ + \beta_1^+ + \lambda(B_0^+ - \theta) + \gamma_1^+ \text{Max}(0, B_0^+) + \gamma_1^- \text{Min}(0, B_0^+) \\
B_2^+ &= B_1^+ + \beta_2^+ + \lambda(B_1^+ - \theta) + \gamma_1^+ \text{Max}(0, B_1^+ - B_0^+) + \\
&\quad + \gamma_1^- \text{Min}(0, B_1^+ - B_0^+) + \gamma_2^+ \text{Max}(0, B_0^+) + \gamma_2^- \text{Min}(0, B_0^+) \\
&\dots \\
B_t^+ &= B_{t-1}^+ + \beta_t^+ + \lambda(B_{t-1}^+ - \theta) + \sum_{j=1}^{t-1} [\gamma_j^+ \text{Max}(0, B_{t-j}^+ - B_{t-j-1}^+) + \\
&\quad + \gamma_j^- \text{Min}(0, B_{t-j}^+ - B_{t-j-1}^+)] + \gamma_t^+ \text{Max}(0, B_0^+) \\
&\quad + \gamma_t^- \text{Min}(0, B_0^+)
\end{aligned} \tag{3.3}$$

O ajuste cumulativo após t semanas é dado pela soma: (i) do ajuste presenciado até o período anterior (B_{t-1}^+); (ii) do impacto contemporâneo do preço no atacado sobre o preço ao consumidor (β_t^+); (iii) dos efeitos associados aos desvios do equilíbrio de longo prazo [$\lambda(B_{t-1}^+ - \theta)$]; e (iv) dos efeitos das oscilações passadas no próprio preço do varejo (restante em (3.3)). A FAC para choques negativos pode ser estruturada de maneira similar.

Outro caminho para se apurar a assimetria é através da diferença entre as FACs positiva e negativa, tal qual segue:

$$H_0^2: B_t^+ - B_t^-, \quad t = 0, \dots, T \tag{3.4}$$

Uma vez que a análise inicial repousa sobre um painel no qual tanto o número de municípios amostrados como o número de semanas é relativamente grande, torna-se fundamental avaliar a pertinência de estimativas que tomem em conta a heterogeneidade dos parâmetros obtidos e a dependência não observada entre as unidades *cross-sectional*. À medida que se eleva o número de municípios, é improvável pensar que todos apresentem os mesmos coeficientes de transmissão, e através de modelos que permitam a heterogeneidade dos coeficientes é possível identificar os efeitos para cada município. Além do mais, a existência de possíveis choques comuns sobre o setor em municípios adjacentes (por exemplo, como a construção de uma rodovia, que atravessa municípios vizinhos, ampliando a demanda local; fatores institucionais que afetam determinada região; ou mesmo *spillovers* locais entre os municípios) não capturados pelas oscilações de preços no atacado, coloca a crença sobre *cross-sectional* dependência, a qual leva a erros autocorrelacionados e a estimativas viesadas (DITZEN, 2018).

A fim de contornar a presença de fatores comuns não observados, médias contemporâneas e defasadas¹³ das unidades *cross-sectional* para as variáveis dependente e estritamente exógena são acrescentadas ao modelo base. Neste caso, tem-se o Estimador de Efeitos Correlacionados Comuns Dinâmico (PESARAN, 2006; CHUDIK; PESARAN, 2015). Além disso, após a abordagem que considera parâmetros homogêneos nas estimações, tem-se aquela que emprega a total heterogeneidade (conhecida como “*Mean Group*”), na qual são

¹³ Especificamente, $\sqrt[3]{T}$ defasagens das médias *cross-sectional*.

estimados coeficientes para cada unidade em análise separadamente, seguida pela obtenção da média entre os parâmetros de todos os municípios¹⁴ (PESARAN; SMITH, 1995).

Deve-se ressaltar que, de acordo com as propriedades assintóticas dos estimadores (em específico dos estimadores individuais e de “*Mean Group*”), é necessário que a dimensão *cross-sectional* e a dimensão temporal cresçam a uma mesma taxa, ou em outras palavras, que a relação N/T seja uma constante. Uma base de dados que contenha uma dimensão mais extensa do que a outra pode levar a estimativas inconsistentes, mesmo que ambas sejam extensas individualmente. Na presente pesquisa, em particular, os dados a nível municipal atendem a prerrogativa acima, com número de municípios semelhante ao número de semanas analisadas. O mesmo não se repete para a base de preços a nível de postos de combustíveis, onde a dimensão posto é muito superior à dimensão tempo, o que leva a abordagem a seguir.

Antes, resalta-se que, através da estimativa do modelo expresso na relação (3.1) com preços em nível de postos de combustíveis, foi possível detectar a presença de erros heterocedásticos: por meio da estatística de Wald modificada (GREENE, 2012), foi possível rejeitar a hipótese nula de homocedasticidade entre grupos; autocorrelação dos resíduos: por meio do teste proposto por Cumby e Huizinga (1992), detectou-se autocorrelação em painel; e a *cross-sectional* dependência (correlação contemporânea entre os resíduos) foi confirmada, através do teste de Pesaran (2015), cuja hipótese nula é de fraca dependência entre as unidades. Para todos os testes acima, a hipótese nula foi rejeitada com 99% de nível de significância.

Um método econométrico que contorna a heterocedasticidade, autocorrelação e *cross-sectional* dependência dos resíduos foi proposto por Driscoll e Kraay (1998), que consiste na estimação de uma matriz de covariância não paramétrica para painel de efeitos fixos, que produz erros-padrão robustos aos inconvenientes supracitados. Além disso, tal estimador aplica uma correção do tipo Newey-West para a sequência de médias *cross-sectional* das condições de momento. Isso garante que o estimador da matriz de covariância seja consistente, independente da dimensão *cross-sectional*.

3.2 Descrição dos dados

A Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis – ANP é o órgão responsável pelo levantamento de preços nos estágios de distribuição e revenda dos combustíveis, entre eles a gasolina comum, em território brasileiro. A empresa contratada, por período específico, para tal finalidade opera uma pesquisa semanal através de visita pessoal aos postos de combustíveis situados nos municípios que compõem a amostra, os quais devem reportar tanto o preço estabelecido pelo agente ao consumidor final, como o preço de aquisição do produto junto às distribuidoras¹⁵ (sem obrigatoriedade do último). Os preços são coletados nos três primeiros dias úteis de cada semana, e reportados por meio eletrônico, com posterior controle de qualidade das informações colhidas (ANP, 2018).

A primeira estratégia de análise aqui empregada consiste da estimativa do modelo descrito pela expressão (3.1) (e posteriores) a partir de médias dos preços do referido combustível em âmbito municipal. Os postos pesquisados semanalmente em cada município são escolhidos a partir de uma seleção aleatória, ou seja, postos diferentes podem ser entrevistados a cada semana, o que nos traz a um painel não balanceado de preços a nível de postos de combustíveis. Dessa forma, pouquíssimos postos apresentam informação para todo o período considerado, e vários deles não apresentam o número de observações necessárias à obtenção de resultados robustos. Diante disso, optou-se por, num primeiro momento, seguir a análise com um painel balanceado de médias dos preços da gasolina comum em nível

¹⁴ Uma vez que o objeto de interesse é o mercado como um todo, e não um município em particular.

¹⁵ Neste caso, é considerado o preço que consta na última nota fiscal de compra disponível no revendedor varejista (ANP, 2018).

municipal, e fazer uso do painel em nível de agente varejista num segundo momento, em análises que prezem por características dos agentes, como a marca comercial, por exemplo.

O período considerado abrange as semanas entre janeiro de 2010 e agosto de 2019, e trata-se de um painel de preços médios semanais nominais¹⁶. Em 2010, a pesquisa compreendia um total de 555 municípios, cerca de 10% dos municípios brasileiros, distribuídos entre todos os estados e o Distrito Federal. A escolha desses municípios se dá com base em critérios econômicos, como renda, população, número de postos revendedores e frota de veículos, com vistas em sua representatividade. Busca-se a participação equilibrada de municípios de diversos portes, com foco na melhor cobertura do território nacional, contribuindo para melhor compreensão do comportamento dos agentes envolvidos. O desenho da pesquisa compreende critérios estatísticos, com fins em sua significância e confiabilidade (ANP, 2004, 2020).

Desde 2009, a mesma empresa¹⁷ é a responsável pelo Levantamento de Preços. Em agosto de 2015, um novo contrato foi assinado com a empresa mencionada. Não ocorreu pesquisa na semana de 16 de agosto¹⁸, e partir daí um novo cronograma de pesquisa foi adotado, com queda no número de municípios amostrados (cerca de 74%) na semana seguinte, e subsequente readaptação, até 20 de dezembro, quando um novo número de municípios (501) passa a ser amostrado. Houve também queda no número de postos de combustíveis amostrados (cerca de 35%). Optou-se por desconsiderar o referido período da análise a nível municipal, devido à irregularidade na amostragem. Ele volta a ser considerado quando da análise com a base de preços em nível de postos de combustíveis. A queda de 555 para 501 municípios deve-se a cortes orçamentários. Dentre os critérios de exclusão, consta municípios com menos de nove postos revendedores ativos em março de 2015.

Entre 30 de julho e 30 de dezembro de 2017, ocorreu uma mudança na metodologia de pesquisa adotada. Os municípios foram divididos em dois grupos de amostragem, que se alternavam a cada semana: as 27 capitais e mais 215 municípios eram entrevistados em um primeiro momento, enquanto as mesmas capitais e outros 217 municípios eram amostrados na semana seguinte, e assim sucessivamente. Dessa maneira, durante esse período foram mescladas as informações a cada duas semanas consecutivas, com as capitais sendo amostradas sempre na primeira semana. Houve também redução no número de municípios amostrados, para 459. Desta vez, o critério foi a exclusão de municípios com menos de 12 postos em operação.

Em 2018, retornou-se a amostragem semanal dos 459 municípios considerados anteriormente. Em maio, uma greve anunciada pelos caminhoneiros¹⁹ por todo o país também prejudicou a pesquisa nas semanas de 20 e 27 de maio de 2018, com redução de 85% no quantitativo de vendas com combustível auferidas pelo Levantamento de preços. Tais semanas também foram desconsideradas das amostras (nível municipal e nível postos de combustíveis) em análise.

Dentre os 459 municípios, somente 447 apresentam informações em nível de varejo para os 473 intervalos de tempo considerados, e são eles que compõem a primeira amostra.

Devido à baixa reportagem dos preços de aquisição da gasolina comum pelos proprietários dos postos (cerca de 50% das observações de preço de atacado em nível de postos são *missings*), e consequente baixa representatividade em nível municipal (ainda 9%

¹⁶ Conforme Azevedo e Politi (2008), as estimações foram realizadas com séries nominais, já que o objetivo é avaliar como as variações nos preços no varejo respondem às alterações ocorridas no atacado, independente da origem de tais oscilações. Nesse contexto, a própria inflação pode contribuir para a assimetria, caso constatada.

¹⁷ A Análise & Síntese Pesquisa e Marketing Ltda. assumiu em 12 de agosto de 2009.

¹⁸ O contrato anterior vigeu até 11 de agosto de 2015, e a publicação do extrato do novo contrato no Diário Oficial da União ocorreu em 21 de agosto de 2015.

¹⁹ Tal paralisação tinha como propósito a redução da carga tributária sobre o óleo diesel (ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DOS CAMINHONEIROS - ABCAM, 2018).

dos preços permanecem *missings*), utilizaram-se os preços de atacado estatuais como uma *proxy* para o preço de aquisição do produto pelos varejistas junto às distribuidoras²⁰.

A próxima estratégia de análise aqui empregada consiste em conduzir as estimativas a partir de um painel de preços a nível de postos de combustíveis. Como citado anteriormente, trata-se de um painel de preços nominais semanais não balanceado, ou seja, as unidades observadas não estão presentes em todos os intervalos de tempo. No período de 2010 a 2019, 26.850 postos distintos foram objetos do Levantamento de Preços da ANP. A fim de garantir a confiabilidade das estimativas, mantiveram-se no painel somente séries que apresentassem mais de 50 observações, o que nos trouxe a 17.931 postos. A diferença entre os preços médios de revenda nos dois grupos (amostra completa e amostra com mais de 50 observações por painel) é de menos de 1 centavo.

Além disso, somente os painéis com menos de 80% de observações *missings* para a variável preço de atacado permaneceram, o que corresponde a 13.087 postos. Ainda, as observações foram agrupadas consecutivamente para as variáveis preço de atacado e preço de varejo, de modo que as séries não apresentassem *gaps* (intervalos). Isso se fez necessário para melhor construção/manuseio das variáveis defasadas.

A partir daí, a amostra foi segregada conforme características, de extrema relevância para a identificação da origem do poder de mercado na revenda de gasolina comum. Primeiro, buscou-se identificar se haveria diferenças na assimetria para postos que apresentaram maior margem média: aqueles postos cuja margem média relativa, considerando todo o período amostrado, foi superior à margem média dos postos situados no mesmo município; e menor margem média. Enquanto 6.336 postos apresentaram margem média superior à margem média municipal, 6.751 demonstraram margens inferiores.

Em seguida, tomaram-se características ligadas à diferenciação de produto e diferenciação geográfica. Primeiro, com relação às principais marcas comerciais. As estimativas foram conduzidas para cinco grupos distintos: Postos Bandeira Branca (4.416 postos), Postos Petrobras (3.335 postos), Postos Ipiranga (2.470 postos), Postos Raízen (1.820 postos) e Postos Alesat²¹ (492 postos). Como já mencionado na segunda seção, se a assimetria apresentar diferença significativa entre esses grupos (em especial entre as principais bandeiras e a bandeira branca), tem-se um indicativo de poder de mercado a partir da diferenciação de produto. Caso contrário, se a assimetria for estatisticamente equivalente entre os grupos, tende-se para a justificativa de ponto focal.

Para análise de robustez, as estimativas também foram conduzidas a partir da desagregação da amostra em três grandes grupos: Postos Bandeira Branca, Postos *Premium* (que agrega as quatro grandes bandeiras: Petrobrás, Ipiranga, Raízen e Alesat) e Postos *Low Cost* (que compreende todas as outras bandeiras menores que operam no mercado brasileiro, e que não se enquadram em Bandeira Branca, nem em Bandeira *Premium*).

Para abarcar a diferenciação geográfica, os endereços presentes na base de dados cedida pela ANP foram georreferenciados, através do pacote *geocodehere*, disponível no *software Stata*, que obtém as coordenadas a partir da base de endereços do *HERE maps*. Com a latitude e a longitude dos endereços em mãos, é possível alcançar o número de vizinhos que cada posto possui, dado determinado raio de alcance.

As estimativas foram novamente conduzidas agrupando-se os postos conforme número de vizinhos: Menos de 2 vizinhos, entre 3 e 5 vizinhos, entre 6 e 10 vizinhos, e mais de 11 vizinhos, para o raio de alcance de 1,5 Km. Espera-se que quanto maior o número de vizinhos nas proximidades, menor seja a assimetria constatada.

²⁰ As estimativas foram reproduzidas com os preços de atacado municipais, e os resultados permanecem.

²¹ Esse grupo compreende postos Alesat, Ale Combustíveis e Satélite.

4. Resultados e discussão

4.1 Análise ECM Assimétrico com dados municipais

A primeira etapa de análise empenhada neste trabalho consistiu em realizar a estimativa de (3.1) (e posteriores) a partir de um painel balanceado de preços em nível municipal. Duas vertentes foram consideradas (Tabela 1). Em uma primeira versão (Modelo *Pooled*), todos os coeficientes são tidos como homogêneos dentre as unidades *cross-sectional*, e desconsidera-se a possível dependência entre as mesmas. Já a segunda estimativa (Modelo *MG-DCCE*²²) toma em conta a heterogeneidade entre as unidades do painel (PESARAN; SMITH, 1995), além da *cross-sectional* dependência, tratada através do acréscimo de médias contemporâneas e defasadas das variáveis ao modelo (PESARAN, 2006; CHUDI; PESARAN, 2015). Desconsiderar a existência de fatores comuns não observados traz inconsistência às estimativas, seja considerando a total homogeneidade, ou sob a hipótese de heterogeneidade dos parâmetros.

Através do Teste CD, proposto por Pesaran (2015), é possível rejeitar a hipótese nula de fraca dependência (contra a alternativa de forte dependência entre as unidades do painel), enquanto a estatística do Teste de Hausman se mostra a favor da heterogeneidade entre grupos. Logo, o Modelo *MG-DCCE* é preferido ao Modelo *Pooled*. Destaca-se que o acréscimo das médias das variáveis ao segundo modelo resulta na minimização da estatística para o teste CD (que passa de 912.88 para 3.69), o que indica sua serventia em trabalhar a dependência *cross-sectional*.

Interessante notar as divergências com relação aos resultados alcançados com as duas versões propostas (Tabela 1). Embora ambos os modelos demonstrem um ajuste contemporâneo (no instante $t=0$) dos preços finais superior frente a variações positivas, em comparação a variações negativas dos preços de atacado, a magnitude dos coeficientes é discrepante: um aumento de R\$ 1,00 nos preços de atacado provocaria uma elevação de R\$ 0,96 na mesma semana do choque (Modelo *Pooled*), contra o repasse contemporâneo de R\$ 0,37 apontado pelo Modelo *MG-DCCE*. Para variações negativas nos custos, os coeficientes são semelhantes. A hipótese de igualdade entre os coeficientes de aumento e redução após variações contemporâneas nos preços de distribuição é rejeitada em ambos os casos. Ou seja, o não tratamento da *cross-sectional* dependência poderia implicar em uma superestimação da assimetria positiva contemporânea (no instante $t=0$).

Após quatro semanas de um choque de preços inicial, o repasse acumulado de uma variação positiva no preço de atacado excede o repasse de uma variação negativa de igual magnitude sobre o preço da gasolina comum ao consumidor nos dois modelos considerados. No entanto, essa diferença só é estatisticamente significativa no Modelo *MG-DCCE*, corroborando a transmissão de preços assimétrica no curto prazo. Logo, desconsiderar a heterogeneidade e *cross-sectional* dependência pode levar a resultados contraditórios e a não rejeição da hipótese de simetria de preços.

Destaca-se que, no longo prazo, choques nos preços das distribuidoras têm um impacto proporcionalmente menor sobre os preços ao consumidor (o parâmetro assume o valor de 0,87 no Modelo *MG-DCCE*), resultado similar ao encontrado por Canêdo-Pinheiro (2012), para o mercado brasileiro de óleo diesel.

Por último, o coeficiente para o termo de correção de erro apresenta o sinal negativo esperado nas duas versões, contudo só demonstra significância estatística após correção para heterogeneidade e *cross-sectional* dependência. A velocidade de ajuste para o equilíbrio de longo prazo é superior no Modelo *MG-DCCE*, embora ainda se mostre relativamente baixa, dado que o valor que o coeficiente assume está distante da unidade.

²² Do inglês “Mean Group - Dynamic Common-Correlated Effects”.

Tabela 1 – Coeficientes estimados ECM Assimétrico

Variáveis	Modelo <i>Pooled</i>	Modelo <i>MG-DCCE</i>
ΔP_t^+	0.963 (0.029)***	0.377 (0.015)***
ΔP_{t-1}^+	0.209 (0.115)*	0.134 (0.010)***
ΔP_{t-2}^+	0.097 (0.103)	0.090 (0.011)***
ΔP_{t-3}^+	0.084 (0.102)	0.066 (0.010)***
ΔP_{t-4}^+	0.012 (0.072)	0.017 (0.010)*
ΔP_t^-	0.319 (0.111)***	0.314 (0.018)***
ΔP_{t-1}^-	0.161 (0.177)	0.097 (0.013)***
ΔP_{t-2}^-	0.282 (0.151)*	0.114 (0.014)***
ΔP_{t-3}^-	0.114 (0.169)	0.041 (0.013)***
ΔP_{t-4}^-	0.203 (0.142)	0.028 (0.012)**
Δp_{t-1}^+	-0.244 (0.137)*	-0.153 (0.008)***
Δp_{t-2}^+	-0.118 (0.128)	-0.098 (0.007)***
Δp_{t-3}^+	-0.098 (0.120)	-0.042 (0.005)***
Δp_{t-4}^+	-0.020 (0.094)	-0.001 (0.005)
Δp_{t-1}^-	-0.208 (0.179)	-0.126 (0.010)***
Δp_{t-2}^-	-0.064 (0.178)	-0.073 (0.009)***
Δp_{t-3}^-	-0.133 (0.143)	-0.028 (0.006)***
p_{t-1}	-0.029 (0.155)	-0.144 (0.004)***
P_{t-1}	0.952 (0.139)***	0.878 (0.035)***
Constante	0.502 (0.107)***	0.026 (0.026)
Observações	209196	205620
R ²	0.37	0.73
Teste de Hausman		1755.89 [0.000]
Teste CD	912.88 [0.000]	3.69 [0.0002]
Autocorrelação Serial	0.10 [0.751]	5.13 [0.024]
Testes de Simetria		
$H_0: \Delta P_t^+ = \Delta P_t^-$	25.54 [0.000]	11.92 [0.000]
$H_0: \sum_{i=0}^4 \Delta P_{t-i}^+ = \sum_{i=0}^4 \Delta P_{t-i}^-$	0.13 [0.714]	12.75 [0.000]

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

Nota: O número de defasagens das variáveis foi selecionado a partir do método *general-to-specific*, iniciando do máximo de quatro defasagens. No modelo *MG-DCCE*, médias dos preços contemporâneas e defasadas foram acrescentadas. Erros-padrão (*p*-valores) entre parênteses (colchetes). Os símbolos ***, ** e * indicam significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

A análise prossegue a partir da construção da Função de Ajuste Cumulativo – FAC, com base nos coeficientes do Modelo *MG-DCCE*, uma vez que foi este o modelo a sustentar a assimetria. A partir da Figura 1 (a), é possível observar o impacto acumulado (e os respectivos intervalos de confiança, ao nível de 95%) após choques positivos e negativos de R\$ 1,00 no preço de distribuição do litro da gasolina comum, no intervalo de um mês.

Como a Figura 1 (a) mostra, o aumento de R\$ 1,00 no preço da gasolina comum pelas distribuidoras leva a um acréscimo imediato de R\$ 0,37 no preço ao consumidor final, até atingir o máximo aumento de R\$ 0,69 após quatro semanas do choque inicial sobre os preços. Já uma redução de R\$ 1,00 sobre o preço do litro do combustível no atacado provoca um

decréscimo inicial de R\$ 0,31 nos preços na bomba, que pode chegar a R\$ 0,65 no período de um mês. Nota-se que acréscimos são transmitidos em maior velocidade do que os decréscimos nos preços no elo anterior da cadeia, embora o mecanismo seja caracterizado pela sub transmissão (em valores menores do que o impacto inicial de R\$ 1,00) em ambos os casos.

Constata-se que o equilíbrio de longo prazo é atingido após 4 semanas do choque inicial nos preços. A Figura 1 (b), que apresenta a diferença entre as Funções de Ajuste Cumulativo para variações positivas e negativas nos preços de atacado, confirma essa máxima: a diferença assume o valor máximo de R\$ 0,08 na primeira semana após o choque inicial, e passa a ser significativamente nula na quarta semana. Portanto, mais uma vez a assimetria de curto prazo é corroborada.

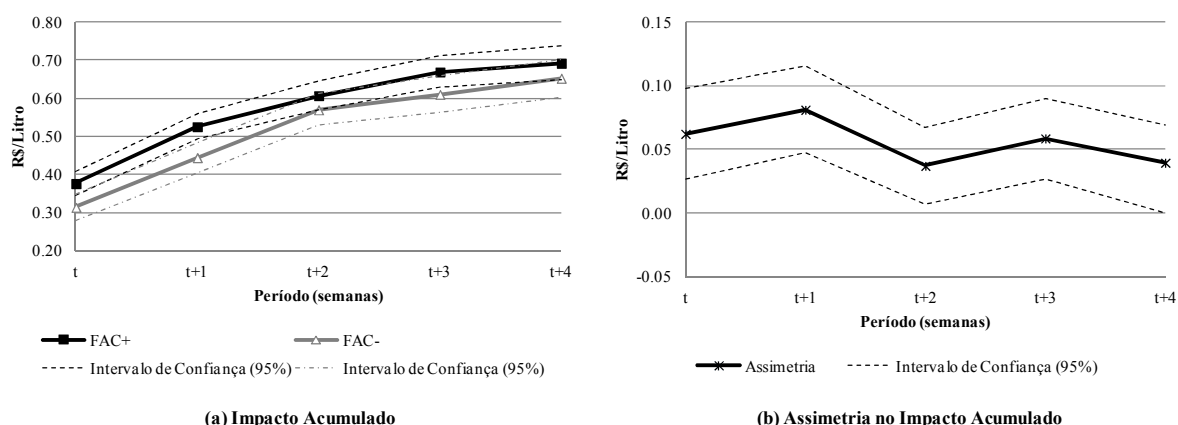


Figura 1 – Funções de Ajuste Cumulativo (Modelo *MG-DCCE*)

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

Nota: A figura (a) representa as curvas de ajustes cumulativos positivos e negativos. A figura (b) traz a diferença entre as curvas de ajustes cumulativos positivos e ajustes cumulativos negativos.

Borenstein et al. (1997) desenvolve uma medida de custo da assimetria construída a partir da integral da diferença entre as Funções de Ajuste Cumulativo no decorrer dos períodos de ajuste. A medida responde quanto custa a assimetria para os consumidores.

$$A_t = \int_{i=0}^t (B_i^+ - B_i^-) di \quad (4.1)$$

onde B_i^+ e B_i^- representam as estimadas FACs, no tempo i , para acréscimos e decréscimos de R\$ 1,00 nos preços *ex ante*, respectivamente. Particularmente, a partir dessa medida é possível comparar o ganho do consumidor com um dado decréscimo no preço de atacado às perdas associadas a acréscimos nos mesmos, ao longo do processo de ajuste dos preços.

A Figura 2 apresenta a projeção dos custos para o consumidor, em unidades monetárias, pela assimetria constatada. Uma elevação de R\$ 1,00 no preço do litro da gasolina comum pelas distribuidoras custa ao consumidor R\$ 0,28 a mais do que em caso de redução de mesma magnitude dos preços, passado um mês da variação. Portanto, considerando uma variação positiva de R\$ 0,05 no preço de distribuição (mais comum, como verificado pela média nacional de preços da gasolina na semana de 02 de setembro de 2018), o consumidor incorre em custo de R\$ 0,70²³ pela assimetria de preços, ao abastecer 50 litros de gasolina comum em seu automóvel.

²³ (R\$0,05 * R\$0,28)*50 litros.

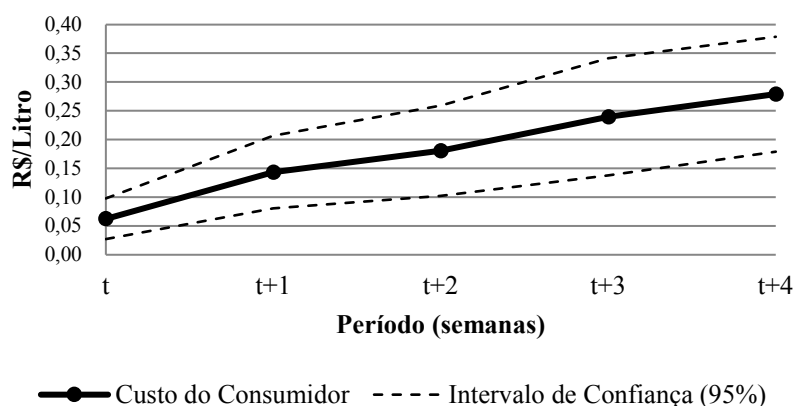


Figura 2 – Custo da assimetria para o consumidor (Modelo *MG-DCCE*)

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

4.2 Assimetria segundo características dos postos de combustíveis

Nesta subseção, a análise se volta às estimativas do modelo proposto a partir da base de preços a nível de postos de combustíveis. O primeiro passo compreende a divisão da amostra segundo a margem relativa apresentada, ou seja, a separação dos postos que apresentaram margem média superior dos que apresentaram margem média inferior à margem média municipal. A Figura 3 (a) apresenta a diferença entre as Funções de Ajuste Cumulativo obtidas para os dois grupos, a qual serve como uma boa medida para a assimetria, e será analisada a seguir.

A Figura 3 (a) revela assimetria superior para o grupo de baixa margem até duas semanas após choque inicial nos custos, no entanto a diferença entre os grupos passa a ser nula já na semana 3. O resultado contradiz a hipótese de que maior poder de mercado estaria associado a maiores margens atacado-varejo, mas pode ser explicado como segue: postos com menores margens podem compensar o período de ganhos menores repassando com menor intensidade os decréscimos de preços no atacado, pelo menos no intervalo de poucas semanas.

A Figura 3 (b), por sua vez, apresenta a diferença entre as Funções de Ajuste Cumulativo positiva e negativa estimada para as principais bandeiras que operam no mercado (postos Petrobrás, postos Ipiranga, postos Raízen e postos Alesat) e para os postos de combustíveis bandeira branca. O fato das curvas assumirem valores positivos confirma a hipótese de que todos os grupos exibem assimetria no repasse de preços atacado-varejo.

No entanto, a análise da Figura 3 (b) impede a afirmação de que o poder de mercado constatado adviria de diferenciação de produto, uma vez que as curvas de diferença entre as FACs positiva e negativa estimadas para as subamostras supracitadas estão dentro do mesmo intervalo de confiança, o que indica que a diferença entre elas não é estatisticamente significativa. Ou seja, ser bandeirado não implica em maior assimetria.

Para trazer maior robustez aos resultados, as estimativas foram reproduzidas segregando os postos em grupo bandeira branca, grupo bandeira *Premium* (postos vinculados às bandeiras Petrobrás, Ipiranga, Raízen e Alesat), e grupo *Low Cost* (postos vinculados às demais bandeiras menores atuantes no mercado). Mais uma vez a diferença entre as curvas que medem a assimetria não é estatisticamente significativa entre o grupo bandeira branca e o grupo *Premium* (Figura 3 (c)), mas o é entre estes grupos e o grupo *Low Cost*.

A diferenciação existe (pois sem ela, postos bandeira branca e *Low Cost*, cobrando menores preços, angariariam todo o mercado), mas não está associada a maior assimetria no repasse de preços atacado-varejo. O fato de a assimetria ser similar entre os grupos bandeira branca e bandeira *Premium* no decorrer de quatro semanas pode sinalizar para a hipótese de

existência de ponto focal: os preços cobrados anteriormente seriam o ponto de referência, para o qual se retornaria, atrasando a transmissão de reduções nos preços de distribuição.

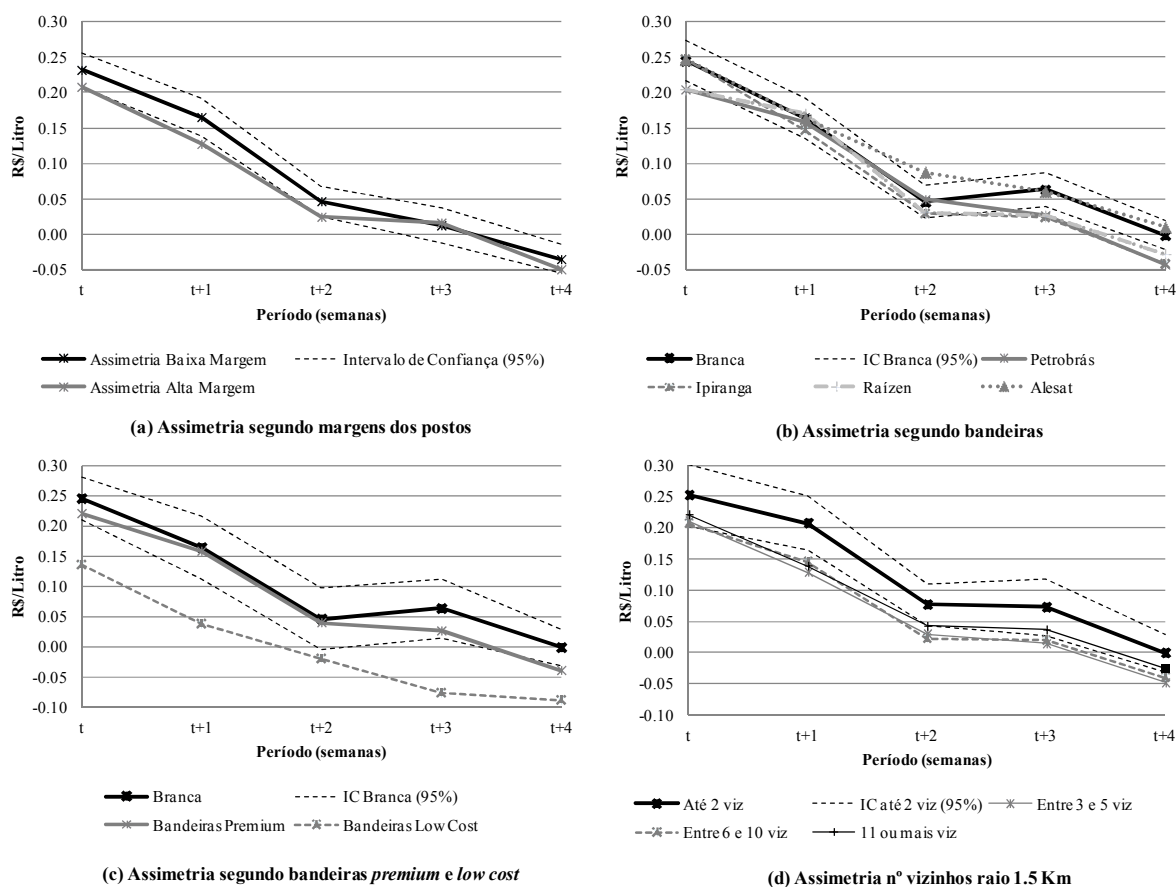


Figura 3 – Assimetria do impacto acumulado segundo características dos postos

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

Por último, tem-se a análise considerando a concorrência entre os postos de combustíveis no espaço, isto é, as estimativas segregando a amostra conforme o número de vizinhos que determinado revendedor possui, dado um determinado raio de alcance (a análise aqui se estenderá ao número de vizinhos num raio de um quilômetro e meio). As estimativas foram conduzidas para quatro grupos: postos com até dois vizinhos, entre três e cinco vizinhos, entre seis e dez vizinhos e onze ou mais vizinhos. A Figura 3 (d) mostra que há uma diferença significativa entre a assimetria constatada para postos com até dois vizinhos dos demais grupos considerados. Dessa forma, comprova-se que ter menor concorrência nas proximidades acarreta em poder de mercado, que repercute em maior assimetria nos repasses de preços atacado-varejo para a gasolina comum.

4.3 Implicações em termos de políticas públicas

Os resultados encontrados têm importantes implicações em termos de políticas públicas. Canêdo-Pinheiro (2012) já apontava para a necessidade dos *policy makers* considerarem as assimetrias nos repasses dos preços dos combustíveis na condução das políticas monetária e tributária. As diferenças entre as transmissões de acréscimos e reduções nos preços para um produto como a gasolina, que tem relevante participação na cesta dos consumidores, têm estreita relação com a inflação observada no período – a inflação pode ser tanto causa como consequência da assimetria de preços – e com sua persistência, uma vez que as reduções de preços não ocorrem no tempo que deveriam. Uma política monetária que

desconsidera a assimetria tem grandes chances de ser ineficaz em seus objetivos, como o controle geral do nível de preços.

A política tributária também deve tomar em conta a existência de repasses assimétricos dos preços dos combustíveis em sua configuração. Um exemplo está no Imposto sobre Circulação de Mercadorias e prestação de Serviços – ICMS e na Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico – CIDE, os quais apresentam diferentes alíquotas, conforme o combustível e o estado em observação. As alíquotas da CIDE incidentes sobre a gasolina e o diesel, em específico, passaram por sucessivas modificações ao longo dos últimos anos, de maneira a compensar as variações de preços internacionais e evitar aumentos nos preços que viessem a afetar a inflação. A assimetria sobre os preços de combustíveis fósseis pode inibir o uso desta contribuição como ferramenta de controle inflacionário.

Os resultados também apontam para a necessidade de instrumentos, especialmente no que concerne a garantia da defesa da concorrência na revenda de gasolina comum. Mesmo com os inúmeros casos de condenação por formação de cartel no mercado de combustíveis (CADE, 2014, 2018), ainda não se sabe de uma medida eficaz no sentido de coibir a coordenação implícita entre os revendedores na hora de estabelecer o preço do combustível, o que acarreta poder de mercado e redistribuição de bem-estar entre os agentes envolvidos. O Cade já apresentou algumas medidas, no sentido de ampliar o acesso à informação acerca do revendedor em específico e sobre a comercialização de combustíveis com vistas a reprimir condutas colusivas, mas muito ainda precisa ser feito.

Algumas medidas, em nível regional e municipal, podem ser implementadas, como apontado a seguir. Uma delas consiste no zoneamento, que possibilite uma distribuição mais equitativa dos postos de combustíveis pelo território. Os agentes responsáveis concederiam autorização de funcionamento conforme a localidade, visando maior concorrência. Ainda, reafirma-se a necessidade de que informações acerca dos proprietários sejam fornecidas (como o nome, quantos postos possui, e a que marcas está vinculado), e alocadas no estabelecimento em locais de grande visibilidade para o consumidor final. Conceder permissão para um proprietário que já possua postos dos arredores, mesmo que de outras marcas, pode reforçar o poder de mercado. A exibição dessas informações tem por finalidade inibir a conduta anticompetitiva desses agentes (CADE, 2018).

Por último, deve-se lembrar que os custos de pesquisa por menores preços entre os postos de combustíveis ainda permanecem. O desenvolvimento de tecnologias, como aplicativos que exponham os preços cobrados pelos varejistas em determinado raio de alcance, pode contribuir para minimizá-los, e assim retraindo o poder de mercado proveniente desta causa. O “ANP No Posto”, apesar de não ter obtido êxito, é um exemplo.

5. Considerações finais

No presente trabalho, buscou-se investigar o exercício do poder de mercado local pelos proprietários dos postos de combustíveis na revenda de gasolina comum no Brasil. Confirma-se a assimetria positiva na transmissão de preços: acréscimos nos preços de distribuição são repassados com maior intensidade para os preços ao consumidor final, frente a decréscimos. Ao nível do custo encontrado para a assimetria (R\$ 0,28), uma variação mínima de R\$ 0,05 no preço final do litro da gasolina comum pode representar a transferência de aproximadamente R\$ 535 milhões de reais dos consumidores para revendedores, dado um nível de consumo agregado de aproximadamente 38 bilhões de litros do referido combustível no ano de 2019 para o país.

Sabe-se que algum grau de diferenciação existe na revenda de combustíveis, pois é esta que torna possível a cobrança de preços superiores pelos postos bandeirados, frente aos postos bandeira branca. Mas essa diferenciação não é suficiente para explicar a assimetria: postos bandeira branca apresentam o mesmo nível de assimetria que postos Petrobrás,

Ipiranga, Raízen e Alesat, no intervalo de quatro semanas. No entanto, a assimetria diverge, quando comparados aos postos *Low Cost* (postos associados às demais bandeiras menores atuantes no mercado). Postos com menores margens relativas apresentam maior assimetria, o que pode resultar da própria dinâmica do mercado: o fato de conduzir as operações com estreitas margens atacado-varejo pode estimular o repasse de acréscimos nos preços, enquanto inibe a transmissão de decréscimos.

Se a diferenciação não importa para a assimetria constatada, o espaço importa: postos com menos de dois rivais nas proximidades, em um raio de 1.5 Km, sustentam assimetria superior aos demais grupos (entre 3 e 5 rivais, entre 6 e 10 rivais e 11 ou mais rivais), os quais permanecem dentro do mesmo intervalo de confiança.

Medidas se fazem necessárias, em termos de políticas públicas, tendo em vista conter o poder de mercado de revendedores na comercialização de combustíveis. Como exemplo, vê-se a necessidade de que os municípios empreguem uma política de zoneamento, que preze pela distribuição mais equitativa dos postos pelo território. Em muitos municípios, normas que impedem a instalação de postos em determinados locais, ou que exigem metragem mínima do terreno, prezam pela segurança enquanto reforçam o poder de mercado de revendedores que veem sua concorrência reduzida por tais normas (CADE, 2018). Além disso, a questão da propriedade não deve ser ignorada. Ceder permissão de funcionamento para mais de um posto de um mesmo proprietário em uma mesma região pode inibir, em vez que estimular a concorrência. Uma política que considere as questões supracitadas e estimule a concorrência faz-se primordial, frente a um quadro de assimetria na transmissão de preços, como o evidenciado pelos dados neste trabalho.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGÊNCIA NACIONAL DO PETRÓLEO, GÁS NATURAL E BIOCOMBUSTÍVEIS – ANP. **ANP amplia monitoramento de preços**. 2004. Disponível em: <<http://www.anp.gov.br>>. Acesso em: 20 mar. 2020.

_____. **Anuário Estatístico Brasileiro do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis**. 2020. Disponível em: <<http://www.anp.gov.br>>. Acesso em: 20 jan. 2021.

_____. **Diagnóstico da concorrência na distribuição e revenda de combustíveis automotivos**. Rio de Janeiro, 2016. Disponível em: <<http://www.anp.gov.br>>. Acesso em: 08 mar. 2020.

_____. **Metodologia utilizada para realização da pesquisa de preços no âmbito do Levantamento de Preços e de Margens de Comercialização de Combustíveis da ANP**. 2018. Disponível em: <<http://www.anp.gov.br>>. Acesso em: 20 mar. 2020.

_____. **Série Histórica do Levantamento de Preços e de Margens de Comercialização de Combustíveis**. Disponível em: <<http://www.anp.gov.br>>. Acesso em: 01 abr. 2020.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DOS CAMINHONEIROS – ABCAM. **Ofício ABCAM nº 34/2018**, referente às alíquotas incidentes no valor do óleo diesel. 2018. Disponível em: <<http://www.abcam.org.br>>. Acesso em: 01 mar. 2020.

AZEVEDO, P. F.; POLITI, R. B. Concorrência e estratégias de precificação no sistema agroindustrial do leite. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 46, n. 3, p. 767-802, Jul.-Set. 2008.

BACHMEIER, L. J.; GRIFFIN, J. M. New evidence on asymmetric gasoline price responses. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 85, n. 3, p. 772-776, Ago. 2003.

BACON, R. W. Rockets and feathers: the asymmetric speed of adjustment of U.K. retail gasoline prices to cost changes. **Energy Economics**, Oxford, v. 13, n. 3, p. 211-218, Jul. 1991.

BALKE, N. S.; BROWN, S. P. A.; YÜCEL, M. K. Crude Oil and Gasoline Prices: An Asymmetric Relationship? **Economic Review**, Federal Reserve Bank of Dallas, Dallas, p. 2-11, Fev. 1998.

BALMACEDA, F.; SORUCO, P. Asymmetric Dynamic Pricing in a Local Gasoline Retail Market. **The Journal of Industrial Economics**, Oxford, v. 56, n. 3, p. 629-653, Set. 2008

BORENSTEIN, S.; CAMERON, A. C.; GILBERT, R. Do Gasoline Prices respond asymmetrically to Crude Oil Price Changes? **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, p. 305-339, 1997.

BRAGOUDAKIS, Z.; SIDERIS, D. Do retail gasoline prices adjust symmetrically to crude oil price changes? The case of the greek oil market. **Economic Bulletin**, Bank of Greece, Economic Research Department, n. 37, p. 7-21, Dez. 2012.

CANÊDO-PINHEIRO, M. Assimetrias na Transmissão dos Preços dos Combustíveis: O caso do Óleo Diesel no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 66, n. 4, p. 557-578, Out.-Dez. 2012.

CARDOSO, L. C. B. **Essays on Energy Economics**. 2016. 114 p. Tese (Doutorado em Desenvolvimento Econômico) – Universidade Federal do Paraná, Departamento de Ciências Sociais Aplicadas, Curitiba, 2016.

CHESNES, M. Asymmetric Pass-Through in U.S. Gasoline Prices. **The Energy Journal**, v. 37, n. 1, p. 153-180, Jan. 2016.

CHUDI, A.; PESARAN, M. H. Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors. **Journal of Econometrics**, v. 188, n. 2, p. 393-420, Out. 2015.

CONSELHO ADMINISTRATIVO DE DEFESA ECONÔMICA – CADE. **Cadernos do CADE: Varejo de Gasolina**. 2014. Disponível em: <<http://www.cade.gov.br/>>. Acesso em: 01 mar. 2020.

_____. **Repensando o setor de combustíveis: medidas pró-concorrência**. 2018. Disponível em: <<http://www.cade.gov.br/>>. Acesso em: 01 mar. 2020.

CUMBY, R. E.; HUIZINGA, J. Testing the autocorrelation structure of disturbances in ordinary least squares and instrumental variables regressions. **Econometrica**, v. 60, n. 1, p. 185-195, Jan. 1992.

DELTAS, G. Retail Gasoline Price Dynamics and Local Market Power. **The Journal of Industrial Economics**, Oxford, v. 56, n. 3, p. 613-628, Set. 2008.

DITZEN, J. Estimating dynamic common-correlated effects in Stata. **The Stata Journal**, v. 18, n. 3, p. 585-617, 2018.

DRISCOLL, J. C.; KRAAY, A. C. Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data. **The Review of Economics and Statistics**, v. 80, n. 4, p. 549-560, Nov. 1998.

DUFFY-DENO, K. T. Retail price asymmetries in local gasoline markets. **Energy Economics**, Amsterdã, v. 18, p. 81-92, Abr. 1996.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, Mar. 1987.

GALEOTTI, M.; LANZA, A.; MANERA, M. Rockets and feathers revisited: an international comparison on European gasoline markets. **Energy Economics**, Amsterdã, v. 25, n. 2, p. 175-190, Mar. 2003.

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

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. New Jersey: Prentice Hall, 2012. 1188 p.

KARRENBROCK, J. D. The Behavior of Retail Gasoline Prices: Symmetric or Not? **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, Saint Louis, v. 73, n. 4, p. 19-29, Jul.-Ago. 1991.

LUCO, F. Who Benefits from Information Disclosure? The Case of Retail Gasoline. **American Economic Journal**, v. 11, n. 2, p. 277-305, 2019.

MEYER, J.; VON CRAMON-TAUBADEL, S. Asymmetric Price Transmission: A Survey. **Journal of Agricultural Economics**, Banbury, v. 55, n. 3, p. 581-611, Nov. 2004.

PALENCIA-GONZÁLEZ, F. J.; NAVÍO-MARCO, J.; JUBERÍAS-CÁCERES, G. Analysis of brand influence in the rockets and feathers effect using disaggregated data. **Research in International Business and Finance**, v. 52, p. 1-13, 2020.

PELTZMAN, S. Prices Rise Faster than they fall. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 108, n. 3, p. 466-502, Jun. 2000.

PESARAN, M. H. Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. **Econometrica**, v. 74, n. 4, p. 967-1012, Jul. 2006.

_____. Testing Weak Cross-Sectional Dependence in Large Panels. **Econometric Reviews**, v. 34, p. 1089-1117, 2015.

PESARAN, M. H.; SMITH, R. Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. **Journal of Econometrics**, v. 68, n. 1, p. 79-113, Jul. 1995.

SALVINI, R. R. **Investigando a assimetria na transmissão dos preços dos combustíveis no Estado de São Paulo**. 2016. 74 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2016.

SANTOS, G. F. Fuel demand in Brazil in a dynamic panel data approach. **Energy Economics**, v. 36, p. 229-240, 2013.

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**, Piracicaba, v. 53, n. 2, p. 195-210, Abr.-Jun. 2015.

SILVA, A. S.; VASCONCELOS, C. R. F.; VASCONCELOS, S. P.; MATTOS, R. 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. **RAND Journal of Economics**, v. 40, n. 4, p. 673-687, 2009.

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, Jan.-Mar. 2008.

VERLINDA, J. A. Do rockets rise faster and feathers fall slower in an atmosphere of local market power? Evidence from the retail gasoline market. **The Journal of Industrial Economics**, Oxford, v. 56, n. 3, p. 581-612, Set. 2008.

YANG, H.; YE, L. Search with learning: understanding asymmetric price adjustments. **RAND Journal of Economics**, v. 39, n. 2, p. 547-564, 2008.