

DEPENDÊNCIA ESPACIAL NO COMPORTAMENTO DE PREÇOS NA REVENDA DE ETANOL E DE GASOLINA NA CIDADE DE SOROCABA-SP

Ana Carolina Martins Alves¹, Mariusa Momenti Pitelli², Adelson Martins Figueiredo³,
Suelene Mascarini⁴

Resumo: Nesta pesquisa analisou-se o comportamento dos preços praticados pelos revendedores de combustíveis líquidos, etanol e gasolina comum, na cidade de Sorocaba-SP, no período de janeiro de 2014 a junho de 2017, com base em uma amostra de preços fornecida pela Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP). Buscou-se compreender o comportamento estratégico destes agentes a fim de identificar indícios de dependência espacial nos preços do etanol e da gasolina comum, avaliando a interação em que alterações nos preços dos combustíveis em determinado posto revendedor influenciam e/ou são influenciadas por eventos ocorridos em outros postos. Os resultados para ambos os combustíveis corroboram com hipótese da existência de relação espacial entre os preços nos diferentes postos da cidade. Portanto, alterações nos preços do etanol ou da gasolina em um posto revendedor influenciam os preços destes combustíveis nos postos vizinhos e quanto mais próximos os postos, maior é a influência sobre o preço do posto vizinho.

Palavras-chave: Mercado de combustíveis. Estratégias de preços. Relação espacial.

SPATIAL DEPENDENCE ON PRICE BEHAVIOR IN THE RESALE OF ETHANOL AND GASOLINE IN THE CITY OF SOROCABA-SP

Abstract: The purpose of this study is to analyze the behavior of the prices practiced by retailers of liquid fuel, ethanol and gasoline C, in the city of Sorocaba-SP, between January 2014 and June 2017, based on a price sample provided by the National Agency for Petroleum, Natural Gas and Biofuels (ANP). It has been tried to understand the strategic behavior of these agents to identify signs of spatial dependence in the prices of hydrous ethanol and gasoline C, evaluating the interaction in which changes in fuel prices at a particular gas

-
- 1 Mestre em Economia pela Universidade Federal de São Carlos. Management na Petrório.
 - 2 Doutora em Economia Aplicada pela Universidade de São Paulo; Professora da Universidade Federal de São Carlos.
 - 3 Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa; Professor da Universidade Federal de São Carlos.
 - 4 Pós-Doutora do projeto Innovation Systems, Strategy and Policy (InSySPo) e Pós-Doutora em Economia na Universidade Federal de São Carlos. Pós-Doutoranda no Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas.

station influence and/or are influenced by events occurring at other stations. The results have shown that both fuels presented the existence of a spatial relationship among prices practiced by retail establishment in the city. Therefore, a change in the price of ethanol or gasoline by a gas station dealer influences the prices of those fuel at neighboring stations and the closer the gas stations the greater impact on price changing by a neighboring gas station.

Keywords: Retail oil market. Price strategies. Spatial relationship.

1 Introdução

Os estudos sobre os determinantes dos preços dos combustíveis não são novos na literatura. De fato, a literatura sugere que os determinantes do preço dos combustíveis estão relacionados à densidade de concorrentes, qualidade do combustível, e distribuição dos postos no espaço (NUNES; GOMES, 2005; SAMPAIO; SAMPAIO, 2013; LEWIS, 2008; BARRON; TAYLOR; UMBECK, 2004). Neste contexto, adicionado a evolução de metodologias que permitem captar os efeitos espaciais, um corpo ainda crescente na literatura tem se preocupado a compreender quais são os efeitos espaciais dos fatores que influenciam a determinação dos preços de combustíveis.

Esse trabalho está inserido a essa literatura ao avaliar o comportamento espacial dos preços do etanol hidratado e da gasolina comum. A aplicação empírica deste trabalho é realizada a partir da amostra semanal coletada pela Agência Nacional do Petróleo (ANP), dos preços da gasolina comum e do etanol praticados nos postos de combustíveis localizados na cidade de Sorocaba/SP, no período de janeiro de 2014 a junho de 2017.

Até a década de 1990, o mercado de distribuição e revenda de combustíveis brasileiro era controlado pelo Estado por meio do tabelamento de preços, margens de comercialização e fretes (BRASIL, 2020a). A legislação atual, Lei nº 9.478/1997 e Resolução ANP nº41/2013, veda às distribuidoras o exercício da atividade de revenda varejista de combustíveis. Neste cenário, as revendas definem se estabelecem ou não contratos de exclusividade com as distribuidoras.

Os postos que estabelecem contrato de exclusividade, os denominados bandeirados, tem por obrigação exibir a marca da distribuidora e a comercialização apenas de produtos da marca. Os postos que não possuem contratos de exclusividade com nenhuma distribuidora são chamados de não bandeirados ou bandeira branca e podem comercializar produtos de todas as distribuidoras presentes no mercado, deste que seja sinalizada sua origem (BRASIL, 2014).

A partir da análise do Anuário Estatístico da ANP, constata-se que os postos bandeira branca representam 40,9% do total de postos no Brasil em 2016 (BRASIL, 2017), enquanto em 2000 eles representavam apenas 8,2% (BRASIL, 2001). Esta evolução na participação do mercado dos postos bandeira branca pode ser um indicativo de aumento de competição na revenda de combustíveis líquidos. Ressalta-se que, no tocante aos postos bandeirados, a competição ocorre não somente via preço, mas também por outros fatores, como a marca, que dá maior credibilidade e segurança aos consumidores (BRASIL, 2016a).

Entretanto, segundo a Secretaria de Direito Econômico do Ministério de Justiça⁵ (BRASIL, 2009), o segmento de revenda de combustíveis é o que recebe o maior volume de denúncias de práticas anticompetitivas no país. A estrutura do mercado de revenda de combustíveis no Brasil, segundo Brasil (2009), é caracterizada pela homogeneidade do produto, a presença de barreiras à entrada de novos ofertantes (principalmente pela obrigatoriedade de autorização para funcionamento da ANP), a inexistência de substitutos próximos e pela atomização da demanda. Estas características, juntamente com a atuação ativa dos sindicatos e associações, podem tornar o setor propenso à realização de práticas anticoncorrenciais, como por exemplo cartel.

Diante da importância dos preços dos combustíveis na economia e da ocorrência de acordos de preços no mercado, estudos anteriores se dedicaram a analisar no Brasil e em diversos outros países: a dispersão de preços (NUNES; GOMES, 2005; LEWIS, 2008; BARRON; TAYLOR; UMBECK, 2004); o impacto da presença de postos não bandeirados e/ou de pequenas marcas (LEWIS, 2008); e, a influência do número de concorrentes na formação de preços da gasolina (BARRON; TAYLOR; UMBECK, 2004).

Neste contexto, o presente estudo analisa o padrão de comportamento das firmas atuantes neste mercado em um contexto espacial. Avalia-se a interação na qual alterações nos preços dos combustíveis em determinado posto revendedor influenciam e/ou são influenciadas por eventos ocorridos em outros postos, que segundo Almeida (2012) podem implicar em competição e/ou cooperação entre os agentes.

Portanto, esse trabalho contribui para a literatura ao trazer evidências empíricas de que os preços dos combustíveis praticados na cidade de Sorocaba são influenciados diretamente pelo comportamento dos concorrentes vizinhos. Ou seja, existe uma dependência espacial na determinação dos preços da gasolina e do etanol. Adicionalmente, essa pesquisa incentivará a feitura de trabalhos futuros para outras cidades e regiões.

2 Revisão bibliográfica

A literatura de referência quanto aos determinantes e a dispersão do preço dos combustíveis com perspectiva espacial, ou seja, que avalia a proximidade entre os concorrentes, tem entre seus primeiros trabalhos o estudo de Livingston e Levitt (1959). Neste estudo, os autores analisaram os preços de combustíveis em postos de seis regiões metropolitanas no Meio-Oeste dos Estados Unidos, e concluem que existe mais variação nos preços praticados por revendas de combustíveis do que é frequentemente assumido, incluindo entre postos situados na mesma vizinhança.

Mais recentemente, Ning e Haining (2003) para Inglaterra e Van Meerbeeck (2003) para Bélgica mostraram que os preços dos combustíveis não estavam correlacionados com o preço dos postos vizinhos. Por outro lado, Barron, Taylor e Umbeck (2004) para as áreas metropolitanas norte-americanas e Clemenz e Gugler (2006) para Áustria mostraram que a densidade de postos e a densidade de preços possuem uma relação negativa, sugerindo que

5 A SDE foi extinta e suas atribuições absorvidas pelo Cade (BRASIL, 2016b).

quanto maior a presença de concorrentes em uma região menores são os preços praticados no mercado.

Ao realizarem uma análise espaço-temporal para o preço de varejo da gasolina na Alemanha, Kihm, Ritter e Vance (2014) examinaram a influência do preço do petróleo Brent no preço de varejo do combustível. Os autores identificaram que outros fatores, além do custo, desempenham papel importante na definição do preço de venda ao consumidor. Entre os principais fatores estão a ausência de concorrentes próximos e a concentração de mercado, medidas, respectivamente, pelo número de competidores e a participação de mercado de uma marca em particular em um raio de 5 quilômetros. Adicionalmente, os autores encontraram evidências de que a influência do preço do petróleo no preço da gasolina é mais forte à medida que o grau de concorrência local aumenta.

Lee (2007), ao modelar explicitamente que os preços da gasolina no varejo de todos os postos são determinados simultaneamente em um sistema espacialmente competitivo, identifica que a marca de postos concorrentes e sua proximidade geográfica relativa são fatores importantes na explicação da variação de preços entre postos em oposição a apenas o número de estações concorrentes. Ademais, o autor constata que os postos competem mais intensamente com estações a menos de 1 milha de distância e que a intensidade da competição diminui com a distância.

Com perspectiva espacial, no Brasil, Freitas, Gonçalves e Balbinotto Neto (2015) aplicaram o filtro georreferenciado para identificar indícios de prática de cartel na cidade de Porto Alegre/RS. Ao criarem *clusters* de proximidade e de rotas, os autores testaram duas correlações: entre margem de revenda contra coeficiente de variação de revenda e entre coeficiente de variação de venda contra coeficiente de variação de compra. Ambas apresentaram, segundo os autores, indício de cartel para o município de Porto Alegre como um todo.

O estudo de Torres, Lisbinski e Filho (2022) aponta que na maior parte das grandes cidades do Rio grande do Sul, dentre as analisadas, há ocorrência de assimetria na transmissão de preços da gasolina no curto prazo. Para os autores, esse resultado pode estar atrelado à falta de estoque dos postos, que não permite o repasse das variações de preço no curto prazo, e também às ações dos consumidores em antecipar o consumo a fim de se protegerem de possíveis elevações dos preços. Além disso, de acordo com os autores, a proximidade geográfica entre a refinaria e o local de transmissão não limita a ocorrência de transmissão assimétrica.

Além da questão espacial, a marca na revenda do combustível também é apontada como um determinante dos preços dos combustíveis. Nasr e Santos (2007) concluíram que os consumidores que privilegiam qualidade do combustível estão dispostos a pagar um preço relativamente mais elevado em troca da segurança da marca de distribuidores conhecidos. Além disso, os postos bandeira branca, ao não ostentarem os benefícios da marca, não transmitem a mesma percepção de segurança almejada pelo consumidor e, diante disto, buscam uma compensação pelo risco percebido enfrentado por meio do menor sacrifício monetário, ou seja, menores preços.

Segundo Soares e Paulillo (2011), de forma geral, as marcas das grandes distribuidoras tendem a ter maior credibilidade junto aos consumidores finais devido a seus ativos de marca, em contrapartida os postos bandeira branca geralmente oferecem preços mais competitivos. Assim, dentre os fatores que influenciam os preços dos combustíveis, a literatura ressalta o estabelecimento de contratos de exclusividade (postos bandeirados) ou não (posto de bandeira branca) (NASR; SANTOS, 2007; SOARES; PAULILLO, 2011).

Embora não seja escopo do presente estudo, cabe ressaltar que o preço internacional do petróleo afeta o mercado brasileiro, uma vez que segundo Da Silva Souza e De Mattos (2022), um aumento nos preços do petróleo impulsionado, principalmente, pela demanda específica deste produto leva a uma valorização do real brasileiro contra o dólar americano, e que variações do preço do petróleo aumentam o *spread* da taxa de juros brasileira. Dessa forma, o atual conflito entre Rússia e Ucrânia tende a afetar o mercado de combustíveis no Brasil.

3 Metodologia

3.1 Dados em painel

Segundo Cameron e Trivedi (2005), os modelos de *cross-section* têm certas limitações que lhes são inerentes porque são predominantemente modelos de equilíbrio que, geralmente, não esclarecem a dependência intertemporal de eventos. Em contrapartida, dados em painel têm grande potencial para resolver problemas que os modelos de seção cruzada não conseguem lidar satisfatoriamente.

Para Almeida (2012), um painel é composto por informações de unidades de cortes transversais (*cross-section*) e por informações de períodos. Em outras palavras, um conjunto de dados em painel consiste em várias observações *cross-section* mensurados em diferentes pontos no tempo (FIGUEIREDO, 2011).

Elhorst (2003) apresenta como vantagem do uso de painel de dados a maior disponibilidade de graus de liberdade e, portanto, o aumento da eficiência do estimador e, também, pelo fato de permitirem a especificação de hipóteses comportamentais mais complicadas. Entretanto, um modelo convencional de painel assume que as unidades de corte transversal são independentes entre si (ALMEIDA, 2012). Tendo por objetivo identificar o impacto da proximidade geográfica entre os postos na definição dos preços, neste estudo, o modelo de dados em painel foi adaptado visando captar a presença da dependência espacial entre as unidades de corte transversal.

3.1.1 Painel espacial e procedimento de especificação

De acordo com Almeida (2012), a econometria espacial diferencia-se da convencional por incorporar os efeitos espaciais explicitamente na modelagem. O efeito avaliado neste estudo é a dependência espacial que, segundo o autor, é originada pela interação dos agentes através de regiões. É também conhecida como a Primeira Lei da Geografia e, é estabelecida por Almeida (2012, p. 21): “tudo depende de todo o restante, porém o que está mais próximo depende mais do que aquilo que está mais distante”.

De forma geral, a dependência espacial existe quando o valor da variável de interesse em uma região i depende do valor desta variável nas regiões próximas j e de um conjunto de variáveis explicativas exógenas (ALMEIDA, 2012). Ainda segundo o autor, uma fonte primária de dependência espacial é a interação espacial que é definida por Odland (1988 apud Almeida, 2012): sabido o movimento de bens, pessoas e informações através do espaço, significa que eventos ou circunstâncias num lugar podem afetar as condições em outros lugares se os lugares interagem entre si.

Para Almeida (2012), o painel de dados espaciais permite acomodar a heterogeneidade espacial não observável que pode se manifestar nos parâmetros da regressão, sobretudo nos interceptos e no componente do erro. Neste estudo, a dependência espacial entre as revendas de combustíveis será captada por meio de uma matriz de ponderação espacial (W). Segundo Almeida (2012), a matriz de pesos espaciais (W) procura refletir um arranjo espacial das interações advindas do fenômeno a ser estudado. As conexões entre duas regiões são representadas pelas células da matriz, chamadas de peso espacial. A medida utilizada para determinar o grau de proximidade entre as regiões na construção da matriz de ponderação espacial será a distância geográfica.

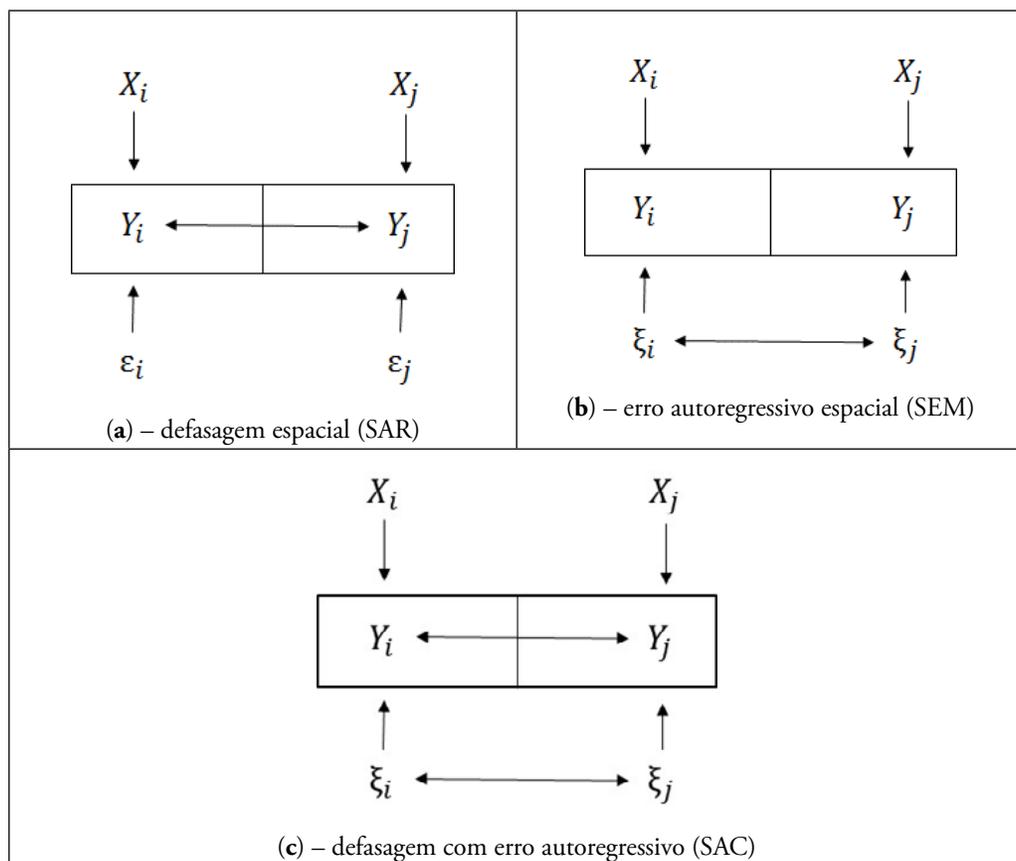
Os modelos que acomodam o efeito espacial representado pela heterogeneidade são denominados modelos de efeitos não observados e podem ser modelados de duas formas:

- i) Modelo de efeitos fixos em que a heterogeneidade não observável se manifesta no intercepto. Este modelo permite controlar os componentes não observados, além de eliminar o viés das variáveis observáveis relevantes omitidas.
- ii) Modelo de efeitos aleatórios em que a heterogeneidade não observável se manifesta no componente do erro.

Para definir o modelo de efeitos não observados mais apropriado será utilizado o teste de Hausman. Em dados em painel, o teste consiste na comparação dos estimadores do modelo de efeito fixo e do modelo de efeito aleatório para checar a existência de diferenças significativas do ponto de vista estatístico (ALMEIDA, 2012). A hipótese nula do teste é a ausência de correlação entre os regressores e o termo de erro, ou seja, o regressor do modelo de efeitos aleatórios é consistente. Ao rejeitar a hipótese nula, entende-se que existe uma correlação entre o erro e os regressores, sendo o estimador não consistente e o modelo de efeitos fixos é considerado mais adequado. Se a hipótese nula não for rejeitada, entende-se que o estimador do modelo de efeitos aleatórios é consistente e, por isto, este modelo é considerado mais adequado.

Uma vez definido o modelo mais apropriado, deve-se identificar o tipo de dependência espacial a ser utilizada. Segundo Almeida (2012, p. 151), “as defasagens relacionadas aos processos espaciais [...] podem assumir a forma de defasagem na variável dependente (W_y), defasagens nas variáveis independentes (W_X) e/ou defasagens nos termos de erro (W_ξ ou W_ϵ)”. Os modelos se diferenciam pela inclusão de alguma das três defasagens ou uma combinação delas. A seguir representam-se os modelos de dependência espacial de alcance global na Figura 1.

Figura 1 – Representação dos modelos de defasagem espacial global



Fonte: Baller *et al.* (2001 apud Almeida, 2012)

Na Figura 1a ilustra-se o esquema do processo de defasagem espacial ou modelo SAR representado por:

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon \quad (1)$$

em que $W y$ é um vetor n por 1 de defasagens espaciais para a variável dependente, ρ é o coeficiente autoregressivo espacial e X é uma matriz de variáveis explicativas exógenas. Neste modelo, o valor da variável dependente y observado em uma determinada região é determinado pela média dos valores da variável dependente observados na vizinhança $W y$, pelos valores das variáveis explicativas exógenas X e influenciados aleatoriamente por um termo de erro ε , (ALMEIDA, 2012).

Na Figura 1b representa-se o modelo de erro autoregressivo espacial ou SEM,

$$y = X \beta + \xi \quad (2)$$

$$\xi = \lambda W \xi + \varepsilon \quad (3)$$

No qual o coeficiente λ é o parâmetro do erro autoregressivo espacial que acompanha a defasagem $W\xi$. Neste modelo, os erros associados com qualquer observação são uma média dos erros das regiões vizinhas mais um componente de erro aleatório (ALMEIDA, 2012).

Por fim, na Figura 1c, mostra-se o esquema do modelo de defasagem espacial com erro autoregressivo espacial ou modelo SAC,

$$y = \rho W_1 y + X\beta + \xi \quad (4)$$

$$\xi = \lambda W_2 \xi + \varepsilon \quad (5)$$

Nota-se que W_1 e W_2 podem ser matrizes com pesos espaciais diferentes. Neste modelo, um choque na região j afeta todas as demais regiões por meio do multiplicador espacial do processo SAR da defasagem espacial, amplificado pelo efeito multiplicador do processo de erro espacial (ALMEIDA, 2012).

A definição do tipo de dependência espacial que deve ser modelada é resolvida estimando todos os modelos que corrijam o problema de autocorrelação espacial nos resíduos e, em seguida, escolhendo o modelo que apresentar o menor valor para os critérios de informação Bayesiano e Akaike. Uma vez identificado, o modelo mais adequado permitirá identificar o quanto cada uma das variáveis explicativas impacta na definição dos preços dos combustíveis e permitirá, também, apontar se a proximidade geográfica é relevante para explicar o padrão comportamental das vendas na definição dos preços.

3.2 Fonte de dados e variáveis

Para mensurar o preço do etanol e da gasolina comum foi utilizado o levantamento amostral de periodicidade semanal realizado pela ANP⁶ para o município de Sorocaba, no período entre janeiro de 2014 a junho de 2017, que totaliza 181⁷ semanas.

O estudo se limita a cidade de Sorocaba/SP, que segundo Brasil (2020b), tem população estimada para 2020 de aproximadamente 687 mil habitantes e foi a 11^a maior economia do estado, considerando o PIB a preços correntes, em 2017, e registrou um PIB per capita nesse mesmo ano de R\$ 48.271,34 (BRASIL, 2020b).

Em setembro de 2020 a referida cidade registrava uma frota de 490.097 veículos, o que gera uma relação de 1,4 habitante por veículo (BRASIL, 2020c). Este cenário é um indício de grande circulação de frota e, como resultado, forte demanda por combustíveis líquidos na cidade.

A periodicidade da amostra se baseia em Haldrup (2003), em que o autor afirma que na análise de competição, é preferível a utilização de frequência de observações tão alta quanto seja possível, não somente pelo maior número de observações geradas como

6 As séries utilizadas neste estudo foram obtidas via solicitação ao Fale Conosco do órgão.

7 No ano de 2015 a ANP, excepcionalmente, não realizou coleta para a semana correspondente aos dias 16/08/2015 a 22/08/2015.

também pelo fato de que as correlações de preços poderão ser facilmente identificadas em dados de frequência alta. A definição do período de análise de aproximadamente 40 meses busca evitar captar efeitos de uma possível alteração na estrutura do mercado na cidade⁸.

Semanalmente são informados a razão social do estabelecimento, endereço, preço de venda e compra⁹ de cada um dos combustíveis comercializados e a bandeira do estabelecimento. Em junho de 2018, Sorocaba registrava 127 revendedores de combustíveis com autorização de fornecimento pelo ANP. No período da amostra, o número de postos pesquisados variou entre 26 e 36 estabelecimentos. Ao longo das 181 semanas, foram registradas informações de preços para um total de 42 postos de revenda diferentes. Entretanto, como a coleta de dados é amostral, não se tem um levantamento de preços para todos estes postos em todo o período pesquisado. Por exemplo, destes 42 postos, os preços dos combustíveis de 6 postos foram coletados apenas uma vez, enquanto 1 posto específico teve dados coletados por duas vezes no período da amostra. Ainda, outros 7 postos tiveram seus preços coletados em frequência inferior à metade do período da amostra, ao passo que outros 9 postos tiveram coletas com frequência entre 107 e 166 semanas, de forma que foram igualmente desconsiderados da amostra analisada devido a *gaps* de coleta contínuos que poderiam impactar nos resultados das análises.

Assim sendo, buscando uma amostra mais uniforme com relação à periodicidade de dados, no presente estudo foram considerados 19 revendedores cujos preços foram coletados em, no mínimo, 177 semanas. Para os postos em que não foram coletados preços para as 181 semanas, foram imputadas informações de preços a partir da média entre o preço coletado anterior e posterior a semana pendente¹⁰.

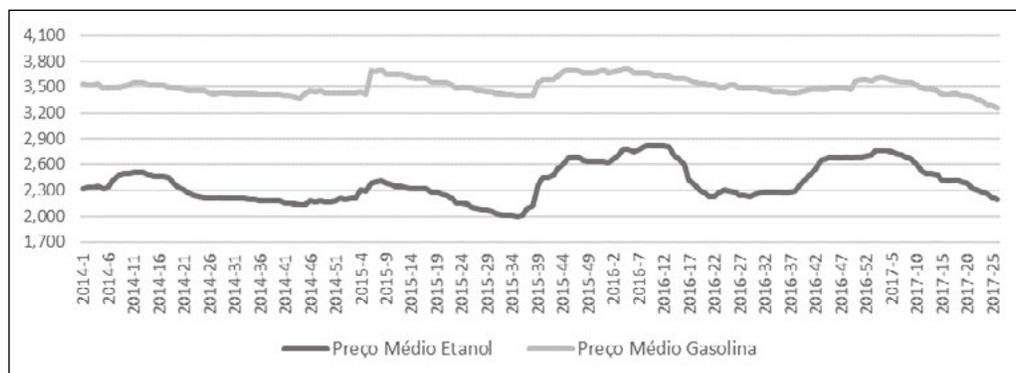
O Gráfico 1 apresenta o preço médio deflacionado dos combustíveis etanol e gasolina praticados pelos 19 postos revendedores no período analisado. É possível visualizar que, de forma geral, os preços de ambos os combustíveis tendem a ter movimentações na mesma direção ao longo do tempo. Em geral, as variações dos preços são explicadas por alterações no preço da gasolina nas refinarias e por variações na produção do etanol hidratado.

8 Entre 30/7/2017 e 30/12/2017 a periodicidade da coleta de dados nas cidades foi quinzenal, exceto para as capitais e o Distrito Federal (BRASIL, 2020d).

9 Os preços de compra dos combustíveis são catalogados pela ANP apenas quando o estabelecimento apresenta nota fiscal da última compra, o que não é obrigatório. Assim sendo, não foi possível obter a informação para diversos estabelecimentos no período pesquisado, por não apresentarem a nota fiscal.

10 Foram imputadas informações de preços para um total de quatro postos para no máximo quatro semanas.

Gráfico 1 – Preço médio em reais deflacionado do etanol e da gasolina dos 19 revendedores considerados por semana - de Jan/14 a Jun/17.



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da ANP.

Uma vez definida a amostra, para identificar a localização geográfica das vendas, a partir do endereço do estabelecimento, foram obtidas as geocoordenadas de cada um dos postos via Google Maps. Em seguida, foi realizada checagem visual da localização a partir do Google Earth, em que foram encontradas poucas divergências e, nestes casos, utilizou-se a localização informada pelo próprio posto. Dessa forma, a unidade de análise é a localização, latitude e longitude, do preço do álcool ou gasolina comum em um determinado tempo t .

Adicionalmente, de forma a analisar a relevância dos fatores determinantes dos preços na venda de combustíveis o modelo especificado contempla, além dos preços dos combustíveis praticados nos postos considerados vizinhos, outras variáveis explicativas. Dentre elas, três são comuns a ambos os combustíveis: preço do combustível na distribuidora, preço do combustível substituto (preço da gasolina é a variável dependente, o preço do etanol é o substituto) e *dummy* para ser ou não bandeirado.

O preço de compra do produto vendido é fator relevante na formação do preço das vendas dos combustíveis líquidos. Entretanto, não foi possível utilizar esta informação a partir da mesma coleta de dados da ANP, visto que esta informação não é obrigatória, e diversos postos não apresentaram nota fiscal de compra no momento da coleta de dados.

Assim sendo, foi utilizada a base de dados disponibilizada pela ANP em website¹¹ em que, mensalmente, são calculados os preços médios de venda da gasolina e do etanol praticados pelas distribuidoras nos municípios, sendo utilizados os valores correspondentes a Sorocaba/SP. Cabe ressaltar que o preço da gasolina cobrado pelas distribuidoras já contempla o efeito da adição do etanol anidro à “gasolina A” transformando-a em gasolina comum, uma vez que a mistura é realizada pelas distribuidoras em etapa anterior a venda do combustível às vendas.

11 Base de dados disponível em: <http://www.anp.gov.br/precos-e-defesa/234-precos/levantamento-de-precos/868-serie-historica-do-levantamento-de-precos-e-de-margens-de-comercializacao-de-combustiveis>

O Índice de Preços ao Consumidor (IPC) mensal, divulgado pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE), foi utilizado para deflacionar os preços das variáveis utilizando como mês base Junho de 2017 e, em seguida, foram transformados em suas formas de logaritmos naturais.

Sobre o mercado de revenda de combustíveis, outro fator com forte indício de impacto na determinação do preço do combustível é a existência de contratos de exclusividade com distribuidoras. Desta forma, foi utilizada a variável binária denominada bandeira (band). Apesar da mudança de bandeira não possuir alta frequência, principalmente devido ao tempo de duração contratual com as distribuidoras, no período estudado quatro postos alteraram de bandeira branca para bandeirados ou vice e versa. Nestes casos, foi considerada a condição de maior frequência encontrada no período analisado.

Ademais, o processo de produção do etanol está diretamente relacionado à produção da cana-de-açúcar. Desse modo, o preço do etanol deve ser influenciado pelo período de safra da cana-de-açúcar e pela quantidade de etanol hidratado produzido no ano. É possível observar, assim, alterações positivas mais expressivas no preço do etanol nos períodos Set/2015 a Mar/2016 (semanas 2015-39 a 2016-12) e Out/2016 a Fev/17 (semanas 2016-40 a 2017-5). Estes períodos coincidem com os meses que apresentam menor oferta de etanol hidratado visto que o período de safra, em geral, é de abril a novembro de cada ano. Assim, complementarmente, para a análise do preço do etanol foi utilizada também a variável binária safra da cana de açúcar, cujo objetivo é mensurar o efeito deste período no preço do etanol. Utilizou-se, como período de safra da cana de açúcar, o período entre os meses de abril e novembro de cada um dos anos.

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis explicativas. No período analisado, o preço médio da gasolina foi de R\$3,510 com um desvio padrão de 14,2%, enquanto a média do preço praticado pelas distribuidoras foi de R\$3,07, perfazendo uma margem bruta geral média de 12,54%. Entre as revendas (*between*) de forma geral, os valores variaram no período de R\$ 3,343 a R\$ 3,641 e um desvio padrão de 9,9%, sugerindo baixa variabilidade dos preços.

Para o etanol, o preço médio no período analisado foi de R\$2,386, desvio padrão de 23,7% e uma relação média de 0,68 em relação ao preço da gasolina. Ou seja, apresentou no período uma relação, no limiar, vantajosa visto que a relação oficial de rendimento seria 0,7. A média do preço praticado pelas distribuidoras foi de R\$2,049, perfazendo uma margem bruta geral média superior a encontrada na gasolina no valor de 14,16%. Entre as revendas (*between*) de forma geral, os valores variaram de R\$ 2,265 a R\$ 2,563 e um desvio padrão de 8,6% também sugerindo baixa variabilidade dos preços.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis da amostra de 19 postos de Sorocaba-SP

Variável	Definição	Variação	Média	Desv.p.	Min	Max	Observações
PGas	Preço da Gasolina nas Revendas	<i>Overall</i>	3,510	0,142	3,090	3,946	N 3439
		<i>between</i>		0,099	3,343	3,641	N 19
		<i>Within</i>		0,104	3,124	3,824	T 181
PEtanol	Preço do Etanol nas Revendas	<i>Overall</i>	2,386	0,237	1,859	3,050	N 3439
		<i>between</i>		0,086	2,265	2,563	N 19
		<i>Within</i>		0,222	1,917	3,065	T 181
PGasDist	Preço da Gasolina nas Distribuidoras	<i>Overall</i>	3,070	0,105	2,869	3,295	N 3439
		<i>between</i>		0,000	3,070	3,070	N 19
		<i>Within</i>		0,105	2,869	3,295	T 181
PEtanDist	Preço do Etanol nas Distribuidoras	<i>Overall</i>	2,049	0,222	1,714	2,525	N 3439
		<i>between</i>		0,000	2,049	2,049	N 19
		<i>Within</i>		0,222	1,714	2,525	T 181
BinConv	Binária para Conveniência	<i>Overall</i>	0,421	0,494	0,000	1,000	N 3439
		<i>between</i>		0,507	0,000	1,000	N 19
		<i>Within</i>		0,000	0,421	0,421	T 181
BinBand	Binária para Bandeira	<i>Overall</i>	0,668	0,471	0,000	1,000	N 3439
		<i>between</i>		0,449	0,000	1,000	N 19
		<i>Within</i>		0,176	-0,277	1,265	T 181
BSCana	Binária para Safra cana	<i>Overall</i>	0,646	0,478	0,000	1,000	N 3439
		<i>between</i>		0,000	0,646	0,646	N 19
		<i>Within</i>		0,478	0,000	1,000	T 181

Fonte: Elaboração própria.

No modelo econométrico, o componente espacial é incorporado por meio de uma matriz de ponderação espacial (W) buscando testar a hipótese de existência de interação espacial entre os agentes de forma que mudanças nos preços dos combustíveis em um posto revendedor influenciam e são influenciados por mudanças de preços em outros postos vizinhos. O critério de proximidade na definição dos pesos espaciais utilizado neste estudo é o inverso da distância geográfica.

A distância geográfica utilizada neste estudo segue a premissa utilizada por Hastings (2004) e Lee (2007). A primeira autora ao estudar a rivalidade de preços na revenda de combustíveis líquidos nas cidades de Los Angeles e San Diego sustenta que uma revenda compete com qualquer outra revenda localizada ao longo de uma milha, ou seja 1,609 quilômetros. Lee (2007) reforça que a esta mesma distância as revendas competem mais intensamente.

4 Resultados das estimativas de painel espacial de preços

Por meio de modelos econométricos com dados em painel, o presente estudo analisou como alguns fatores estão relacionados à determinação dos preços dos combustíveis líquidos nas revendas localizadas em Sorocaba. Os resultados econométricos foram alcançados seguindo os procedimentos de especificação de modelos de painel de dados com dependência

espacial descritos por Almeida (2012). Baseando-se em Baltagi (2005) ressalta-se que a opção por utilizar dados em painel gerou, nessa pesquisa, a possibilidade de se trabalhar com uma base de dados com maior volume de informação estatística, maior variabilidade dos dados, menor colinearidade entre as variáveis. Além disso, os dados em painel permitem controlar a heterogeneidade individual das unidades amostrais, aumentar os graus de liberdade e a eficiência dos parâmetros estimados. Esses foram os principais fatores que condicionaram a utilização dos dados em painel frente a outras estratégias empíricas nessa pesquisa¹².

O teste de Hausman foi realizado para determinar o modelo mais apropriado de efeitos não observados: modelo de efeitos fixos ou modelo de efeitos aleatórios. Posteriormente, para cada combustível foram estimados três¹³ modelos econométricos com o objetivo de controlar a autocorrelação espacial, os quais se diferem pelo tipo de defasagem espacial inserida. Foram estimados, em sequência, os modelos de dependência espacial de alcance global: modelo de defasagem espacial (SAR), modelo de erro autoregressivo espacial (SEM) e modelo que contempla ambas as defasagens (o modelo SAC).

4.1 Resultados para preços de etanol hidratado e gasolina comum

Na Tabela 2 apresentam-se os resultados das estimativas dos modelos de painel espacial para os preços do etanol e da gasolina comum no município de Sorocaba-SP. Nos modelos I, II e III cuja variável dependente é o logaritmo natural do preço do etanol (*lnPETanol*), foram utilizadas quatro variáveis explicativas: logaritmo natural do preço médio de venda do etanol nas distribuidoras de combustível; logaritmo natural do preço do combustível substituto gasolina; binária que representa a existência ou não de vínculo com alguma distribuidora (postos bandeirados ou não bandeirados); e variável binária que representa o período de safra da cana de açúcar. Para os modelos IV, V e VI cuja variável dependente é logaritmo natural do preço da gasolina foram utilizadas três variáveis explicativas: logaritmo natural do preço médio de venda da gasolina nas distribuidoras de combustível; logaritmo natural do preço do combustível substituto etanol e uma binária que representa a existência ou não de vínculo com alguma distribuidora (postos bandeirados ou não bandeirados).

12 As regressões foram realizadas no Software estatístico Stata. Utilizou-se o comando *xsmle* desenvolvido por Belotti, Hughes e Mortari e apresentado no *The Stata Journal* (2016), number ii, pp. 1-37.

13 Neste estudo, para ambos os combustíveis, o modelo de Durbin (SDM) que inclui defasagem espacial nas variáveis explicativas não foi estimado uma vez que a alta correlação entre a variável explicativa e *WX* utilizada gerou multicolinearidade e simultaneidade no modelo.

Tabela 2 – Estimativas dos modelos de painel para o logaritmo dos preços de etanol e gasolina de 19 postos da cidade de Sorocaba - SP – 1,609 quilômetros

Variáveis	Equações para o <i>lnPEtanol</i>			Equações para o <i>lnPGas</i>		
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
	SAR - EF	SEM - EF	SAC - EF	SAR - EF	SEM - EF	SAC - EF
<i>Explicativas</i>						
<i>lnPEtanDist</i>	0,697***	0,763***	0,749***	-	-	-
<i>lnPGas</i>	0,481***	0,519***	0,512***			
<i>lnPGasDist</i>	-	-	-	0,582***	0,682***	0,659***
<i>lnPEtanol</i>	-	-	-	0,003	0,016***	0,013**
<i>BinBand</i>	0,013***	0,009***	0,009***	0,010***	0,006***	0,007***
<i>BSCana</i>	0,013***	0,014***	0,014***	-	-	-
<i>Espacial</i>						
ρ	0,051***	-	0,016***	0,111***	-	0,039***
λ	-	0,152***	0,141***	-	0,158***	0,124***
<i>Variância</i>						
σ_{ε}^2	0,001***	0,001***	0,001***	0,0002***	0,0002***	0,0002***
Hausman (p-valor)	0,018	0,025	-	0,000	0,000	-
R-sq (<i>within</i>)	0,896	0,899	0,899	0,698	0,699	0,703
R-sq (<i>between</i>)	0,072	0,824	0,047	0,289	0,898	0,257
R-sq (<i>overall</i>)	0,355	0,871	0,771	0,064	0,477	0,0002
AIC	-14708	-15032	-15041	-19017	-19116	-19128
BIC	-14671	-14995	-14998	-18986	-19086	-19091

Nota: * para p<0,10; ** para p<0,05; *** para p<0,01

Fonte: Elaboração própria.

A comparação entre os coeficientes estimados dos modelos de efeitos fixos e efeitos aleatórios, realizada pelo teste de Hausman para os modelos SAR e SEM, leva a rejeição da hipótese nula, a 5% de significância estatística, indicando que a melhor escolha é a modelagem por efeitos fixos tanto para etanol quanto para gasolina. Baseando-se nos critérios de informação AIC e BIC, o modelo que melhor representa (menor critério de informação) o comportamento das variáveis preço do etanol e da gasolina é o modelo SAC. Neste modelo, a dependência espacial se manifesta tanto na defasagem da variável dependente quanto na forma de erros correlacionados espacialmente (ALMEIDA, 2012).

As equações dos preços do etanol e da gasolina estimadas por meio dos modelos SAC (equações III e VI, na Tabela 2) são representadas a seguir:

$$\ln PEtanol = 0,016 Wy + 0,749 \ln PEtanDist + 0,512 \ln PGas + 0,009 BinBand + 0,014 BSCana + \xi \quad (6)$$

$$\xi = 0,141W\xi + \varepsilon \quad (7)$$

$$\ln PGas = 0,039 Wy + 0,659 \ln PGasDist + 0,013 \ln PEtanol + 0,007 BinBand + \xi \quad (8)$$

$$\xi = 0,124W\xi + \varepsilon \quad (9)$$

O coeficiente autoregressivo espacial (ρ) estimado é positivo e estatisticamente significativo, ao nível de 1%, sendo seus valores estimados de 0,016 e 0,039 para os preços do etanol e da gasolina, respectivamente. Isso indica a existência de autocorrelação espacial global positiva, ou seja, que o valor da variável dependente é influenciado pelo valor dessa variável dos postos vizinhos. Neste caso, alterações nos preços do etanol nos postos vizinhos tendem a exercer maior impacto no preço do etanol quanto mais próximos estes estiverem do posto em análise. Analogamente, para a gasolina é possível inferir que uma mudança nos preços praticados da gasolina nos postos vizinhos tende a exercer maior impacto quanto mais próximos estes estiverem desses postos.

Os parâmetros estimados λ foram significativos e positivos (0,14 e 0,124), respectivamente, para os preços do etanol e da gasolina (eq. III e VI). Esse parâmetro de erro autoregressivo espacial (λ) reflete os efeitos não modelados que apresentam padrão espacial. O coeficiente λ positivo sugere que um choque aleatório nos preços do combustível do posto vizinho impacta mais o preço do respectivo combustível no posto analisado quanto mais próximo este posto estiver do posto que sofreu o choque. Portanto, os resultados sugerem que um choque aleatório nos preços do etanol e, ou, da gasolina do posto vizinho tende a impactar mais o preço do etanol e, ou, da gasolina no posto analisado quanto mais próximo este posto estiver do posto que sofreu o choque. Deste modo, entende-se que, na definição dos preços do etanol e da gasolina, as vendas são influenciadas pelos preços do próprio combustível praticados pelas vendas vizinhas e, simultaneamente, por um efeito que não foi modelado que exibe um padrão espacial. Ressalva-se que o efeito de influência não modelado não está correlacionado com nenhuma variável explicativa utilizada.

Isto posto, os resultados apresentados evidenciam os efeitos espaciais na definição dos preços do etanol e da gasolina, confirmando a existência de relação espacial entre os preços dos combustíveis nos diferentes postos de Sorocaba. Os coeficientes autoregressivos espaciais e do erro espacial positivos corroboram a teoria de que quanto mais próximos os postos se localizam um do outro, maior tende a ser o impacto de uma alteração no preço do etanol e, ou, da gasolina do posto vizinho. Adicionalmente, os resultados encontrados para

o preço dos combustíveis também revelam que as revendas ao definirem os preços enxergam a concorrência em um raio de até 1,609 quilômetros.

Em relação as outras variáveis explicativas, os resultados do modelo SAC (eq. III e VI) com efeitos fixos indicam que o preço médio do etanol cobrado pelas distribuidoras (*lnPEtanDist*) e preço médio da gasolina cobrado pelas distribuidoras (*lnPGasDist*) são significativas estatisticamente ao nível de 1% e apresentam coeficientes positivo. Assim sendo, em média, um aumento de 1% no preço cobrado pelas distribuidoras tende a aumentar 0,75% no preço do etanol. Para a gasolina comum, em média, um aumento de 1% no preço cobrado pelas distribuidoras tende a um aumento de 0,66% no preço da gasolina. Destaca-se que o preço da gasolina cobrado pelas distribuidoras já considera uma possível variação do preço do etanol anidro, visto que a mistura deste à “gasolina A” a transformando em gasolina comum, ocorre anteriormente a venda aos revendedores. Com base em LeSage e Pace (2009), em um modelo espacial sem defasagem espacial das variáveis explicativas, como é o caso do SAC, uma alteração na variável explicativa em um posto atingirá a variável dependente não apenas do próprio posto (efeito direto), como também poderá atingi-la em todos os postos pelo efeito indireto. Deste modo, o coeficiente é a soma dos efeitos marginais diretos e indiretos propiciada pela mudança da variável explicativa e pela realimentação sucedida através das regiões/postos (ALMEIDA, 2012).

Ao analisar as elasticidades cruzadas percebe-se que alterações nos preços dos combustíveis substitutos são significativas, ao nível de significância de 1% e 5%, respectivamente, para as equações do preço do etanol e da gasolina. Pela equação III da Tabela 2 pode-se inferir que, em média, uma alteração de 1% no preço da gasolina (*lnPGas*) afeta o preço do etanol (*lnPEtanol*) em 0,51%, indicando que as revendas precificam o combustível baseando-se não somente no seu custo. Este resultado reforça a interdependência entre os mercados petrolífero e sucroalcooleiro apontado no estudo de Balcombe e Rapsomanikis (2008). Para a equação do preço da gasolina (eq. VI), o preço do combustível substituto etanol (*lnPEtanol*), apresentou coeficiente positivo (0,013) e estatisticamente significativo ao nível de 5%. Entretanto, seu impacto embora não nulo se mostra pouco representativo na definição do preço da gasolina. Assim, é possível dizer que as revendas, na amostra estudada, precificam primeiramente a gasolina comum e, em seguida, o etanol, de forma que o preço do primeiro combustível é fator considerado na definição do preço do segundo. Em outras palavras, as revendas de Sorocaba no período analisado tendem a definir o preço do etanol considerando o preço da gasolina definido anteriormente de forma a manter uma relação entre os preços.

Também estatisticamente significativos e com coeficientes positivos, 0,009 e 0,014 respectivamente, ambas as binárias (*BinBand*; *BSCana*) tem um efeito positivo na precificação do etanol (eq. III). Neste caso, postos bandeirados tendem a cobrar um preço maior pelo etanol do que os postos não bandeirados. E, contrário ao esperado, os resultados sugerem que, durante o período de safra da cana de açúcar, há uma tendência de aumento no preço do etanol cobrado nas bombas das revendas.

Na estimativa do preço da gasolina (eq. VI) a binária bandeira (*BinBand*) apresentou-se estatisticamente significativa e apresenta coeficiente positivo no valor de 0,007. Assim, o fato de os postos exibirem bandeiras de distribuidoras leva a um efeito de aumento no

preço médio cobrado pela gasolina nestes estabelecimentos. Este resultado, tanto para o etanol quanto para a gasolina, vai ao encontro dos resultados dos estudos de Nasr e Santos (2007) e Soares e Paulillo (2011). Nasr e Santos (2007) concluem que os consumidores que privilegiam qualidade e segurança no abastecimento estão dispostos a pagar um preço mais elevado por combustível e, para Soares e Paulillo (2011), os consumidores conferem maior credibilidade às marcas das grandes distribuidoras e, por isto, os postos bandeira branca tendem a praticar preços mais competitivos.

5 Considerações finais

Esse artigo examina o padrão de comportamento das revendas em um contexto espacial, ao avaliar a interação em que alterações nos preços dos combustíveis, etanol e gasolina comum, em determinado posto revendedor influenciam e/ou são influenciadas por eventos ocorridos em outros postos, o que sugere em competição e/ou cooperação entre os agentes. Os resultados para ambos os combustíveis revelam que os efeitos espaciais captados pela defasagem espacial da variável dependente e do erro influenciam a dinâmica de definição do preço dos combustíveis nos postos de Sorocaba. Dessa forma, existe relação espacial entre os preços nos diferentes postos da cidade.

Os coeficientes autoregressivo espacial e do erro espacial positivos indicam que quanto mais próximos os postos se localizam, maior é o impacto de uma alteração no preço do combustível do posto vizinho. Assim, as revendas de combustível ao definirem os seus preços, além do custo do produto e demais gastos envolvidos na atividade, avaliam os preços praticados pelas revendas vizinhas, ou seja, avaliam o comportamento da concorrência local.

Ademais, a análise dos coeficientes da variável explicativa que representa o custo do produto vendido, ou seja, o preço que as revendas pagam pelos combustíveis às distribuidoras, evidencia que as revendas precificam primeiramente a gasolina comum e, em seguida, o etanol, de forma a manter uma relação entre os preços dos combustíveis. No período analisado, esta relação se mantém próxima ao índice de rendimento esperado entre etanol e gasolina no valor de 0,7.

Quanto a composição do preço, assim como o estudo de Kihm, Ritter e Vance (2014), os resultados do presente estudo apontam que o preço de revenda dos combustíveis é influenciado por outros fatores além do custo. Outros fatores são os preços do combustível substituto, o fato do posto ser bandeirado ou não e, para o etanol, o período da safra de cana-de-açúcar.

Em relação ao fato do posto ser bandeirado ou não, os resultados deste trabalho vão ao encontro de estudos anteriores como o de Nasr e Santos (2007) e Soares e Paulillo (2011), indicando que os postos bandeirados tendem a praticar preços superiores aos postos bandeira branca.

Uma vez que as revendas consideram os preços dos combustíveis nos postos vizinhos ao definirem os seus próprios, considerando um raio de 1,609 quilômetros (1 milha), os resultados encontrados neste estudo estão alinhados com o estudo de Lee (2007) que constatou que a competição é mais intensa entre postos localizados até esta distância.

Esse trabalho representa um primeiro passo no entendimento de como os preços dos combustíveis são impactados pelo comportamento dos concorrentes. Entretanto, algumas limitações devem ser apontadas, como a ausência da estrutura de custo de cada posto, o que limitou a análise de competição apenas via preço, e na deficiência da amostra quanto à variável explícita de qualidade direta dos produtos, sendo utilizada como variável indireta de qualidade o fato do posto ser bandeirado ou não. Ademais, o presente estudo pode incentivar pesquisas que tratam da determinação dos preços dos combustíveis em um contexto espacial. Esses estudos podem ser de essencial importância, especialmente, após a pandemia e a atual conjuntura de guerra entre Ucrânia e Rússia, que tem provocado alterações significativas nos preços dos combustíveis.

Referências

- ALMEIDA, E. *Econometria Espacial Aplicada*. Campinas, SP: Editora Alínea, 2012.
- BALCOMBE, K.; RAPSOMANIKIS, G. Bayesian estimation and selection of nonlinear vector error correction models: The case of the sugar-ethanol-oil nexus in Brazil. **American Journal of Agricultural Economics**, v.90, n. 3, p. 658-668, aug. 2008.
- BALLER, R. D. *et al.* Structural covariates of U.S. County homicide rates: incorporating spatial effects. **Criminology**, v.39, n.3, p. 561-590, aug. 2001.
- BALTAGI, B.H. **Econometric Analysis of Panel Data**. 3rd Edition, John Wiley & Sons Inc., New York, 2005. 302 p.
- BARRON, J. M.; TAYLOR, B. A.; UMBECK, J. R. Number of sellers, average prices, and price dispersion. **International Journal of Industrial Organization**, v. 22, n. 8-9, p. 1041-1066, nov. 2004.
- BRASIL. Lei Federal nº 9.478, de 6 de agosto de 1997. Dispõe sobre a política energética nacional, as atividades relativas ao monopólio do petróleo, institui o Conselho Nacional de Política Energética e a Agência Nacional do Petróleo e dá outras providências. Diário Oficial da República Federativa do Brasil, Brasília, DF, 7.8.1997.
- BRASIL. Ministério de Minas e Energia. Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis. **Anuário Estatístico Brasileiro do Petróleo e do Gás Natural 2001**. 2001. Disponível em: http://www.anp.gov.br/publicacoes/anuario-estatistico/2427-anuario-estatistico-2001#se_ao_3. Acesso em: 15 de jan. de 2021.
- BRASIL. Ministério da Justiça. Secretaria de Direito Econômico. **Combate a cartéis na revenda de combustíveis**. 1. Ed. Brasília: SDE / MJ, 2009.
- BRASIL. Lei Federal nº 12.529, de 30 de novembro de 2011. Dispõe sobre a prevenção e repressão às infrações contra a ordem. Diário Oficial da República Federativa do Brasil, Brasília, DF, 30.11.2011.

BRASIL. Ministério da Justiça. Conselho Administrativo de Defesa Econômica. Departamento de Estudos Econômicos. **Cadernos do CADE – Varejo de Gasolina** – 2014, 2014.

BRASIL. Ministério de Minas e Energia. Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis. Coordenadoria de Defesa da Concorrência. Diagnóstico da concorrência na distribuição e revenda de combustíveis automotivos. Rio de Janeiro, 2016a.

BRASIL. Ministério da Justiça. Conselho Administrativo de Defesa Econômica. **Cartilha do Cade**, 2016b. Disponível em: <https://www.gov.br/cade/pt-br>

BRASIL. Ministério de Minas e Energia. Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis. **Anuário Estatístico Brasileiro do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis 2017**. Rio de Janeiro: ANP, 2017. Disponível em: http://www.anp.gov.br/images/publicacoes/anuario-estatistico/2017/anuario_2017.pdf. Acesso em: 09 de nov. de 2020.

BRASIL. Ministério de Minas e Energia. Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis. **Preços e Defesa da Concorrência**. Disponível em: <http://www.anp.gov.br/precos-e-defesa-da-concorrencia/precos/levantamento-de-precos/historico-da-liberacao-dos-precos-de-combustiveis-no-mercado-brasileiro>. Acesso em: 09 de nov. de 2020a.

BRASIL. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Cidades@**. Disponível em: <https://cidades.ibge.gov.br>. Acesso em: 05 de nov. de 2020b.

BRASIL. Ministério da Infraestrutura. DENATRAN. **Estatísticas, Frota de Veículos**. 2020. <https://www.gov.br/infraestrutura/pt-br/assuntos/transito/conteudo-denatran/estatisticas-frota-de-veiculos-denatran>. Acesso em: 05 de nov. de 2020c.

BRASIL. Ministério de Minas e Energia. Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis. **Sistema de Levantamento de Preços**. Disponível em: <http://preco.anp.gov.br/>. Acesso em: 09 de nov. de 2020d.

CAMERON A. C; TRIVEDI P. K. **Microeconometrics** - Methods and applications. Cambridge University Press, New York, 2005.

CLEMENZ, G.; GUGLER, K. Locational choice and price competition: some empirical results for the Austrian retail gasoline market. **Empirical Economics**, 31 (2), p. 291–312, 2006.

DA SILVA SOUZA, R.; DE MATTOS, L.B. Oil price shocks and global liquidity: macroeconomic effects on the Brazilian real. **Int Econ Econ Policy**, 2022. Disponível em: <https://link.springer.com/article/10.1007/s10368-022-00532-x#citeas>. Acesso em: 24 de out. de 2022.

ECKERT, A.; WEST, D. S. A tale of two cities: Price uniformity and price volatility in gasoline retailing. **The Annals of Regional Science**, 38, p. 25–46, 2004.

ELHORST, J. P. Specification and estimation of spatial panel data models. **International Regional Science Review**, v. 26, n.3, p. 244-268, jul. 2003.

FIGUEIREDO, C. O. **Análise da dependência espacial no contexto de dados em painel: o caso espaço-temporal**. Dissertação de Mestrado. Universidade de Brasília, 2011.

FREITAS, T. A.; GONGALVES, G. A.; BALBINOTTO NETO, G. Filtro georreferenciado para detecção de indícios de cartel no mercado varejista de gasolina comum no município de Porto Alegre. **EALR**, v. 6, n. 1, p. 55-71, Jan-Jun, 2015.

HALDRUP, N. **Empirical analysis of price data in the delineation of the relevant market in competition analysis**. Aarhus: Department of Economics, 2003.

HASTINGS, J. S. Vertical relationships and competition in retail gasoline markets: empirical evidence from contract changes in Southern California. **American Economic Review**, v. 94, n. 1, p. 317–328, mar. 2004.

KIHM, A.; RITTER, N.; VANCE, C. **Is German retail gas market competitive? A spatial-temporal analysis using quantile regression**. Working Paper. Ruhr Economic Papers, n. 522, 2014.

LEE, S. **Spatial competition in the retail gasoline market: an equilibrium approach using SAR models**. Department of Economics, The Ohio University, Columbus, 2007.

LESAGE, J. P.; PACE, R. K. **Introduction to spatial panel econometrics**. CRC Press, Boca Raton, 2009.

LEWIS, M. Price dispersion and competition with differentiated sellers. **The Journal of Industrial Economics**, v. 56, n. 3, p. 654–678, sep. 2008.

LIVINGSTON, S. M.; LEVITT T. Competition and retail gasoline prices. **The Review of Economics and Statistics**, v. 41, n. 2, p. 119–132, may. 1959.

NASR, M. A.; SANTOS, Z. M. C. A influência da marca nos postos de abastecimento de combustíveis. UniFOA. **Cadernos UniFOA**, Volta Redonda, ano 2, n. 5, dez. 2007.

NING, X.; HAINING R. Spatial pricing in interdependent markets: a case study of petrol retailing in Sheffield. **Environment and Planning A**, v. 35, n. 12, p. 2131–2159, dec. 2003.

NUNES, C; GOMES, C. Aspectos concorrenciais do varejo de combustíveis no Brasil. XXXIII Encontro Nacional de Economia (Anpec Nacional), Natal, 2005.

ODLAND, J. **Spatial autocorrelation**. Sage publications, Londres, 1988.

SAMPAIO, R. M. B.; SAMPAIO, L. M. B. Competição entre postos de gasolina em pequenos municípios brasileiros: uma análise a partir de um modelo de entrada empírico. **Economia Aplicada**, v. 17, n. 4, p. 579–598. Ribeirão Preto, out/dez. 2013.

SOARES, S. S. S.; PAULILLO, L. F. O. Economia dos custos de mensuração e a percepção do consumidor sobre postos de combustíveis. XXXI Encontro Nacional de Engenharia de Produção., Belo Horizonte, 04 a 07 de out. 2011.

TORRES, R.; LISBINSKI, F. C.; FILHO, R. B. Assimetria na transmissão dos preços: resultados para o mercado da gasolina das maiores cidades do Rio Grande do Sul entre 2005 e 2018. **SINERGIA - Revista do Instituto de Ciências Econômicas, Administrativas e Contábeis**, v. 26, n. 1, 2022. Disponível em: <https://periodicos.furg.br/sinergia/article/view/11903>. Acesso em: 24 out. de 2022.

VAN MEERBEECK, W. Competition and local market conditions on the belgian retail gasoline market. **De Economist**, v. 151, n. 4, p. 369–388, dec. 2003.