



UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA
CENTRO SOCIOECONÔMICO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Alex Panoni Furtado

**Dois ensaios sobre a simultaneidade de definição
dos preços da gasolina e do etanol em São Paulo**

Florianópolis/SC
2023

Alex Panoni Furtado

Dois ensaios sobre a simultaneidade de definição dos preços da gasolina e do etanol em São Paulo

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação
em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina
para a obtenção do título de mestre em Economia.
Orientador: Francis Carlo Petterini Lourenço

Florianópolis/SC
2023

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor,
através do Programa de Geração Automática da Biblioteca Universitária da UFSC.

Furtado, Alex Panoni

Dois ensaios sobre a simultaneidade de definição dos
preços da gasolina e do etanol em São Paulo / Alex Panoni
Furtado ; orientador, Francis Carlo Petterini Lourenço,
2023.

52 p.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Santa
Catarina, Centro Socioeconômico, Programa de Pós-Graduação em
Economia, Florianópolis, 2023.

Inclui referências.

1. Economia. 2. Gasolina e Etanol. 3. Elasticidade. 4.
Guerra de Preços. I. Lourenço, Francis Carlo Petterini. II.
Universidade Federal de Santa Catarina. Programa de Pós
Graduação em Economia. III. Título.

Alex Panoni Furtado

Dois ensaios sobre a simultaneidade de definição dos preços da gasolina e do etanol na cidade de São Paulo

O presente trabalho em nível de mestrado foi avaliado e aprovado por banca
examinadora composta pelos seguintes membros:

Prof. Dr. Francis Carlo Petterini Lourenço
Universidade Federal de Santa Catarina

Prof. Dr. Helberte João França Almeida
Universidade Federal de Santa Catarina

Dr. Max Cardoso de Resende
Loadsmart

Certificamos que esta é a versão **original e final** do projeto de dissertação que foi
julgado adequado para obtenção do título de mestre em Economia.

Coordenação do Programa de
Pós-Graduação

Francis Carlo Petterini Lourenço
Orientador

Florianópolis/SC
2023

Resumo

Este trabalho tem como objetivo avaliar e estimar elasticidades da gasolina e do etanol, através de dois ensaios. Após ampla revisão da literatura, buscou-se, no primeiro ensaio, estimar a elasticidade-preço, renda e preço cruzada de ambos os combustíveis para o estado de São Paulo, através de um modelo de cointegração seguindo a metodologia Engle–Granger. Nossa estimação para o longo prazo encontrou, para a gasolina, uma elasticidade preço igual a $-1,40$, e uma elasticidade preço cruzada em relação ao etanol de $0,72$. Para o etanol, a elasticidade preço encontrada foi de $-0,9$, e a elasticidade preço cruzada foi igual a $2,15$. Já a elasticidade renda do etanol encontrada foi de $4,46$. Todos estes resultados mostraram-se em linha com o esperado, indicando a tendência recente de maior elasticidade para a demanda destes produtos, principalmente após a introdução da tecnologia do motor *flex*, bem como a maior sensibilidade que os consumidores possuem em relação ao etanol quando comparado com a gasolina. O único valor que destoou do esperado, em nosso modelo, foi a elasticidade-renda da demanda por gasolina, igual a $-1,64$, apresentando assim sinal negativo. Este resultado, entretanto, pode estar ligado a especificidades do período, indicando a necessidade de futura investigação. Para o curto prazo, nossa estimação para a gasolina apresentou os seguintes resultados para a elasticidade preço, preço cruzada e renda: $-0,59$, $0,4$ e $-0,82$. Para o etanol, os valores encontrados, respectivamente, foram: $-0,67$, $0,825$ e $0,24$. Estes resultados corroboram a tese de que os consumidores respondem, no curto prazo, em menor intensidade a desvios nos preços e na renda em relação aos dois produtos. No segundo ensaio, buscou-se replicar um modelo de estimação de funções respostas de postos de gasolina concorrentes diretos entre si, em ambiente de guerra de preços. Para isso, foi estimado um modelo de equações simultâneas em 3SLS com dados semanais de postos localizados em 3 distritos adjacentes do município de São Paulo, em frequência semanal. Esta análise sinalizou corroborar com a visão de que este é um mercado bastante concentrado, de forma que postos sem bandeira são muito mais sensíveis a variações nos preços dos concorrentes em relação aos postos das 3 bandeiras principais, que dominam fatia significativa do mercado.

Palavras-chave: Elasticidade. Gasolina. Etanol.

Abstract

This work aims to evaluate and estimate the elasticities of gasoline and ethanol through two essays. After an extensive literature review, the first experiment sought to estimate the price elasticity, income elasticity, and cross-price elasticity of both fuels for the state of Sao Paulo using a cointegration model following the Engle-Granger methodology. Our long-term estimation found a price elasticity of -1.40 for gasoline and a cross-price elasticity with respect to ethanol of 0.72. For ethanol, the price elasticity was -0.9, and the cross-price elasticity was 2.15. The income elasticity of ethanol was found to be 4.46. All of these results were aligned with expectations, indicating the recent trend of higher elasticity in the demand for these products, especially after the introduction of flex-fuel technology, as well as the greater sensitivity consumers have towards ethanol compared to gasoline. The only value that deviated from expectations in our model was the income elasticity of gasoline demand, which was -1.64, indicating a negative relationship. However, this result may be linked to specificities of the period, indicating the need for further investigation. For the short term, our estimation for gasoline yielded the following results for price elasticity, cross-price elasticity, and income elasticity: -0.59, 0.4, and -0.82. For ethanol, the respective values were -0.67, 0.825, and 0.24. These results support the thesis that consumers respond with less intensity in the short term to price and income deviations for both products. In the second experiment, we aimed to replicate an estimation model of response functions for competing gas stations in a price war environment. To achieve this, a simultaneous equations model was estimated using 3SLS with weekly data from gas stations located in 3 adjacent districts of the city of Sao Paulo on a weekly basis. This analysis indicates that the market is highly concentrated, with unbranded gas stations being much more sensitive to price variations among competitors compared to the three major branded gas stations that dominate a significant share of the market.

Keywords: Elasticity. Gasoline. Ethanol.

Lista de Tabelas

1	Principais resultados encontrados para elasticidades de combustíveis através da literatura.	20
2	Valores críticos da estatística ADF	27
3	Resultados dos testes de raiz unitária ADF para variáveis em nível, por AIC e BIC.	28
4	Resultados dos testes de raiz unitária ADF para variáveis em primeira diferença, por AIC e BIC.	29
5	Equação de cointegração para o modelo de quantidade demandada de gasolina.	30
6	Resultados dos testes ADF para os resíduos da equação de cointegração do modelo de gasolina.	30
7	Equação de cointegração para o modelo de quantidade demandada de gasolina com a inclusão de variável dummy para os meses em que houve o programa Auxílio Emergencial.	33
8	Equação de cointegração para o modelo de quantidade demandada de gasolina. Período: janeiro de 2012 a março de 2020	33
9	Equação de cointegração para o modelo de quantidade demandada de etanol.	34
10	Resultados dos testes ADF para os resíduos da equação de cointegração do modelo de etanol.	34
11	Modelos de correção de erro para a demanda por gasolina e por etanol	36
12	Resultado da estimação do modelo de equações simultâneas.	46
13	Valores estimados para os α s e R s.	47

Sumário

1	Introdução	9
2	Problema, Objetivos e Hipótese	14
2.1	Problema	14
2.2	Objetivos	14
2.2.1	Objetivo Geral	14
2.2.2	Objetivos Específicos	14
2.3	Hipótese	15
3	Revisão da Literatura	16
4	Metodologia e Dados	21
4.1	Modelo básico	21
4.2	Outros modelos	21
4.3	Metodologia	24
4.4	Dados	25
4.4.1	Consumo de Gasolina e Álcool	25
4.4.2	Preços	25
4.4.3	Renda	26
5	Estimação e Resultados	27
6	Função de Resposta entre Postos Concorrentes	38
6.1	O modelo	38
7	Dados e Estimação	42
7.1	Dados	42
7.2	Estimação e Resultados	44
8	Conclusão	49

1 Introdução

Entender a sensibilidade da demanda por combustíveis a mudanças em outras variáveis econômicas, sendo estes produtos de suma importância, uma vez que afetam os custos de transporte e conseqüentemente o preço de uma série de outros produtos, sempre foi algo de bastante interesse de economistas. Por este motivo, há uma vasta gama de artigos que tem como objetivo a estimação da elasticidade de preço e renda de combustíveis e, principalmente, da gasolina, tanto para o longo prazo como para o curto prazo, para diversos países e regiões.

A elasticidade é, basicamente, uma medida de quanto uma variável pode ser afetada por outra em uma escala específica. É um valor que nos informa a variação percentual que ocorrerá em uma variável como reação a um aumento de um ponto percentual em outra variável, ou seja, por exemplo, a elasticidade-preço da demanda por gasolina é um número que nos indica quanto, em porcentagem, será a queda no consumo de gasolina caso haja um aumento de 1% em seu preço. Um valor maior do que 1 nos indica que a demanda por tal produto varia mais do que proporcionalmente ao aumento no preço, e chamamos esta de uma demanda elástica, enquanto, de maneira contrária, um valor entre zero e 1 nos indica que esta é uma demanda inelástica, indicando que os consumidores não reduzem seu consumo de maneira proporcional a uma variação de 1% nos preços.

Entender melhor essa relação, através da estimação de seu valor, desta forma, nos ajuda a compreender melhor as estruturas de mercado de diversos bens e serviços, nos ajudando a entender melhor efeitos das variações de preços tanto sobre o excedente do consumidor como sobre o excedente do produtor. Esta compreensão pode auxiliar o delineamento, por exemplo, de melhores políticas públicas e regulações, especialmente ligadas ao setor de transportes e o ambiental, facilitando uma melhor estimativa de como os agentes irão reagir a uma política de preços ou a um novo imposto sobre combustíveis.

O assunto é de destaque para o caso brasileiro, uma vez que o país sempre se destacou por ter no modal rodoviário a maior parte do transporte realizado internamente, especialmente em comparação com outros países.

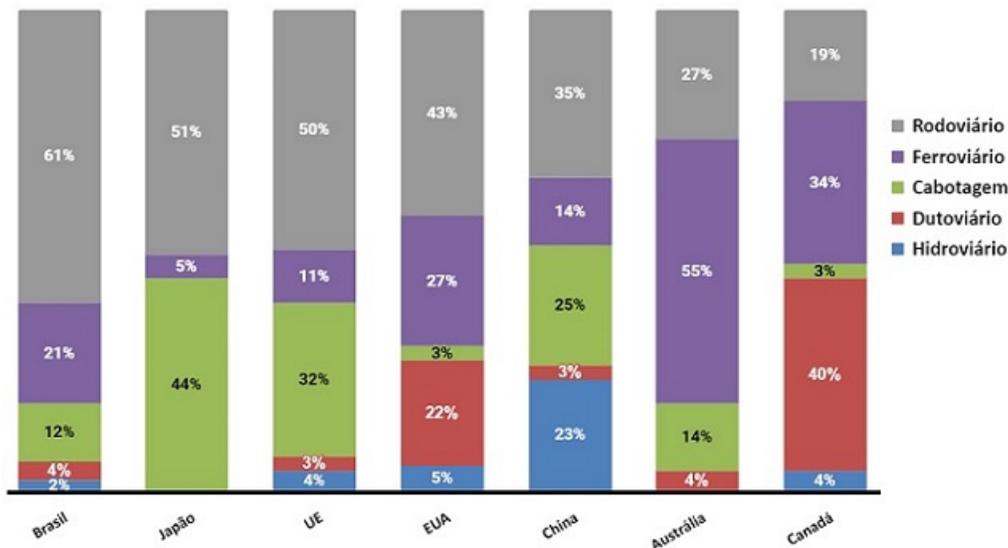


Figura 1: Matriz de transportes nos países [1]

Não é de se estranhar, assim, que nosso mercado tenha suas especificidades ao longo do tempo. Desde os anos 70, influenciado especialmente pelos choques de petróleo em 1973 e 1979, o governo iniciou amplos esforços no sentido de estimular o surgimento de substitutos para a gasolina. É nessa época que se inicia o Programa de Incentivo ao Uso do Etanol como Combustível para Automóveis, passando o uso do Etanol para veículos automotores a ser uma característica bastante particular do nosso mercado. Após ser renomeado para Proálcool, este programa atingiu bastante sucesso na primeira metade dos anos 80, com uma parte significativa de nossa frota movida ao combustível alternativo. Ao final dos anos 80, entretanto, especialmente devido à baixa no preço internacional do petróleo, somada a um aumento nos preços do açúcar no período, o brasileiro voltou a ter a gasolina como principal combustível de veículos, especialmente leves e de passeio, passando a rejeitar carros movidos a álcool, chegando ao ponto de a maioria das montadoras não oferecerem mais modelos novos movidos a etanol.[2]

Um importante ponto de inflexão se dá já no início dos anos 2000, com a introdução da tecnologia do motor *Flex Fuel*, que aceita tanto álcool como gasolina. Com a introdução deste tipo de veículo, o consumidor não mais faria a escolha sobre qual combustível utilizar apenas no momento da compra do veículo, podendo agora escolher qual irá abastecer seu carro a cada nova ida ao posto. De maneira geral, ao condutor, basta comparar o preço dos dois produtos ao chegar ao local de abastecimento. Ao dividir-se o preço do álcool pelo da gasolina busca-se comparar o resultado dessa divisão com a proporção de 0,70, uma vez que o álcool é

um pouco menos eficiente do que a gasolina. Se o valor encontrado estiver abaixo disso, em média, então o álcool será mais vantajoso, enquanto se estiver acima, a gasolina tenderá a apresentar um melhor custo benefício. Ao longo dos anos o governo exerceu forte controle sobre o preço do álcool, de forma que esta exata proporção tendeu a valer na maior parte do tempo, mas em anos recentes este preço pôde variar mais, sendo fortemente dependente da safra agrícola de cana-de-açúcar, sua principal matéria-prima. É importante salientar, entretanto, que esta proporção entre os preços tende a se manter essencialmente nos mercados mais próximos das áreas de cultivo de cana, devido sobretudo aos seus custos de transporte, localizados principalmente na região Sudeste, de forma que a relação de substitutos entre os dois combustíveis não se fez tão presente em diversos outros estados mais distantes.

Sendo a gasolina um dos preços fundamentais da economia, e dado nosso histórico de períodos inflacionários, é muito comum que a discussão ao redor de seu valor se faça bastante presente em momentos de aumento generalizado no nível de preços. Nos anos de 2012 e 2013 a inflação esteve girando em torno dos 6% ao ano, próximo da banda superior estipulada pelo Banco Central de 6,5%. Entretanto, ao se desagregar os dados do IPCA foi possível observar que os preços livres já exibiam, em sua maioria, aumentos maiores, e o que segurou o índice para que ele não ultrapasse a meta foi principalmente o controle dos preços administrados, com especial atenção ao preço da gasolina, que passou a ser controlado pela Petrobrás. A empresa passou a vender no mercado interno o combustível a um preço menor do que seu custo para importá-lo, o que, se por um lado ajudou a segurar o aumento da inflação, por outro levou a um grande aumento no nível de endividamento da empresa, fazendo com ela tenha se tornado em determinado momento a empresa de petróleo mais endividada do mundo. Em virtude disso, já em 2016, a Petrobrás anunciou mudança em sua política de preços, adotando a chamada Paridade com o mercado internacional (PPI), além de incluir uma margem adicional para remunerar riscos inerentes à operação. Dessa forma os preços internos da gasolina passaram a flutuar mais em linha com os preços praticados no mercado global.

Com a pandemia de Covid-19 iniciada em 2020 o Brasil, assim como a maior parte do mundo, passa por um período de forte turbulência econômica, com recessão, aumento do desemprego e da inflação. Somente em 2021, o país encerrou o ano com uma inflação acumulada da ordem de 10,06%. Dentro desta alta se destacou, como talvez o principal componente que puxou a inflação para cima, a alta no preço dos combustíveis,

tendo a gasolina chegando a marcar 40% de aumento no acumulado em 12 meses, enquanto o etanol chegou a aumento acumulado de 65%.

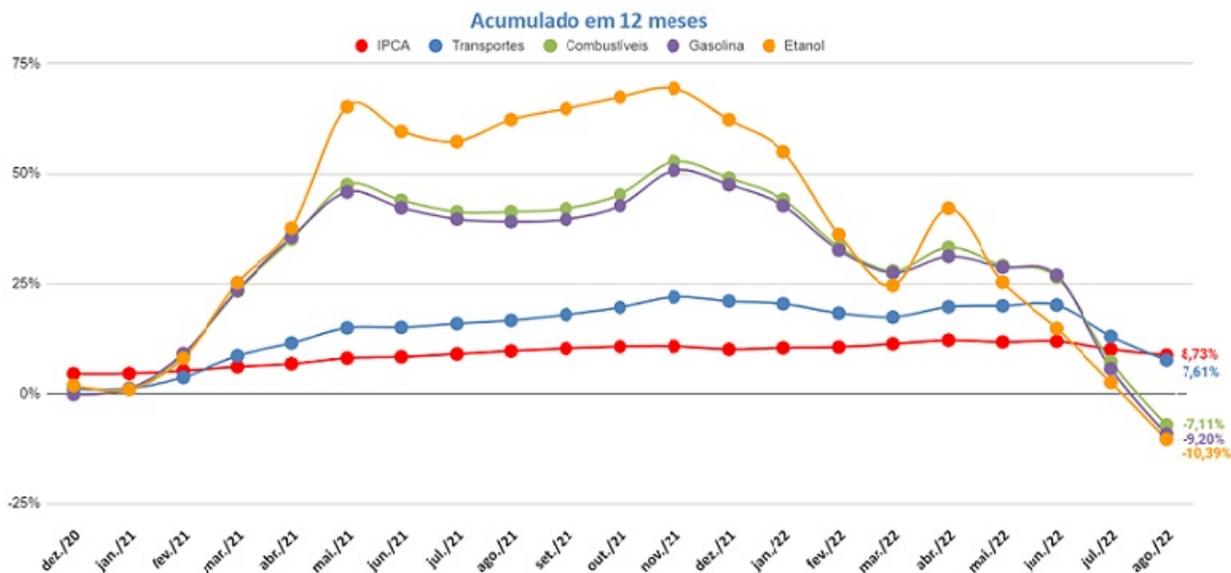


Figura 2: Inflação acumulada em 12 meses para transportes e combustíveis. IBGE

Nesse cenário, as discussões sobre o preço dos combustíveis e sua relação com os consumidores estiveram no centro do debate público, com inclusive ampla discussão sobre a política de preços adotada pela Petrobrás, e se ela deveria ser revista, dado o impacto direto no aumento de preços destes produtos no padrão de vida do brasileiro. Em meio a essa discussão, em junho de 2022 o governo federal iniciou uma política de desoneração dos tributos federais (PIS, Cofins e Cide) que incidem sobre a gasolina e o etanol, tendo sido outra parcela significativa do orçamento destinada a compensar os estados que optarem por zerar o ICMS sobre o diesel e o GLP ou gás liquefeito de gás natural (GLGN). Estas medidas tiveram impacto significativo sobre o preço dos combustíveis a partir da metade do ano, como pode ser observado no gráfico da Figura 2.

Assim sendo, o objetivo deste trabalho será, além de fazer ampla revisão da literatura, estimar dois modelos distintos que avaliam elasticidades da gasolina. No primeiro, bastante em linha com os trabalhos tradicionais sobre o tema, iremos utilizar dados mensais do estado de São Paulo para tentar estimar a elasticidade-renda, preço e preço cruzada da gasolina em relação ao etanol através de um modelo de cointegração utilizando a metodologia de Engle–Granger. O modelo de cointegração deve nos dar as elasticidades de longo prazo, enquanto o modelo de correção

de erros (MCE) derivado dele pode nos fornecer as relações de curto prazo. Após isso, replicaremos um modelo para obter funções resposta, buscando estimar como os preços variam entre postos concorrentes entre si. Para isso utilizamos dados de alta frequência, semanais, sobre o preço da gasolina para postos em 3 distritos do município de São Paulo, que competem entre si por estarem em áreas adjacentes. A escolha se deu por São Paulo, para ambos os casos, devido a esta ser a região mais populosa do país, o que afeta nossa disponibilidade em relação aos dados.

O trabalho está dividido da seguinte forma: após esta seção introdutória, na parte 2 indicaremos o problema, o objetivo e a hipótese abordada no artigo. Na parte 3 apresentaremos uma breve revisão da literatura ligada ao assunto. A partir da parte 4, daremos início a estimação de nossos modelos. Primeiramente discorreremos sobre as principais metodologias utilizadas para a estimação de elasticidades, sinalizando qual nos servirá de base, e em seguida será apresentado como os dados foram obtidos e tratados. Na parte 5 traremos nossas estimações, como foram realizadas e seus resultados. Na parte 6, daremos início ao segundo ensaio, trazendo uma breve explicação sobre o modelo que será replicado. Na parte 7, apresentaremos nossos dados e nossa estimação, bem como seus resultados. Por fim, o artigo encerra com uma breve conclusão, salientando os resultados encontrados e indicando caminhos para futuras investigações.

2 Problema, Objetivos e Hipótese

2.1 Problema

Como o consumo de álcool e gasolina do tipo comum responde a mudanças nos preços de cada um destes produtos e da renda do consumidor? Este trabalho visa tentar responder a essa questão através de dois ensaios. No primeiro, utilizando dados mensais para o estado de São Paulo para estimar elasticidade preço, renda e preço-cruzada da gasolina e do etanol, e no segundo utilizando-se dados semanais para o município de São Paulo para estimar funções respostas de postos concorrentes. A escolha por São Paulo, tanto estado quanto município, se deu levando-se em conta que estas são as áreas onde se concentra a maior quantidade consumida destes combustíveis no país, dada sua população e nível de atividade econômica.

2.2 Objetivos

2.2.1 Objetivo Geral

O objetivo geral desta dissertação é estimar a elasticidade-preço, elasticidade-renda e elasticidade-preço cruzada da gasolina e do etanol para o estado de São Paulo através de um modelo de cointegração e uma matriz de funções resposta para a variação de preços de postos concorrentes entre si no município de São Paulo.

2.2.2 Objetivos Específicos

Os objetivos específicos são:

- Sintetizar uma breve revisão da literatura a respeito da estimação de elasticidades para a gasolina, expondo os principais resultados comumente encontrados;
- Obter dados mensais e semanais para o consumo de gasolina e álcool no estado e na cidade de São Paulo, bem como de preços e renda

média da região;

- Utilizar testes ADF para testar a estacionaridade das séries, permitindo assim a estimação de um modelo de cointegração utilizando-se da metodologia Engle–Granger;
- Estimar modelos de correção de erro para obter relações de curto prazo;
- Estimar um modelo de equações simultâneas para obter funções resposta num ambiente de concorrência entre postos.

O primeiro objetivo foi explorado na seção 3 deste presente trabalho. Nas seções 4 e 8 serão apresentados como todos os dados utilizados foram obtidos, para cada um dos ensaios, bem como será explicado o tratamento dado a eles. Na seção 5 apresentamos toda a metodologia utilizada para a estimação do modelo de cointegração, bem como apresentaremos os resultados. Na seção sete abordaremos o modelo de equações simultâneas e como as funções respostas serão estimadas.

2.3 Hipótese

Nossas hipóteses principais, as quais queremos averiguar, é que as elasticidades-preço e renda se mantém próximas dos resultados obtidos pelos trabalhos recentes, contra uma hipótese alternativa de que houve alguma mudança significativa na resposta dos consumidores em relação à demanda por gasolina e etanol em anos mais recentes. Nós buscaremos confirmar, também, se gasolina e álcool se mantêm como substitutos, como tem sido observado na literatura após a introdução da tecnologia de motor flex. Por fim, tentaremos entender a relação de dependência entre elas. No nosso segundo ensaio, nosso objetivo será confirmar a hipótese de que o mercado de varejo de combustíveis, particularmente em São Paulo, é bastante concentrado, o que afeta a política de preços de seus participantes.

3 Revisão da Literatura

Sendo a gasolina o principal combustível utilizado por veículos automotores, representando um dos preços mais importantes e significativos para a economia, é possível encontrar uma vasta literatura acadêmica especializada na estimação da elasticidade-preço e renda de sua demanda. Dahl e Sterner (1991)[3], em trabalho referência no tema, realizaram um levantamento de estudos sobre a demanda por gasolina nos Estados Unidos, analisando o resultado de quase 200 artigos que de alguma forma tentaram estimar estas elasticidades da gasolina para o curto e médio prazo. Embora a princípio os diversos trabalhos aparentavam resultados contraditórios, os autores notaram que através de uma estratificação adequada dos estudos, separando-os e agrupando-os por modelo e tipo de dados utilizados, foi possível chegar num relativo grau de consenso entre eles. Os autores identificam 10 modelos distintos. O resultado encontrado foi uma elasticidade-preço de curto prazo média igual a $-0,26$, e uma elasticidade-renda também de curto prazo média igual a $0,48$. Para o longo prazo, estas duas medidas foram de, respectivamente, $-0,86$ e $1,21$. Espey (1998)[4], de maneira similar, realiza uma meta-análise englobando mais de 300 artigos dos EUA e outros países desenvolvidos. A autora estima quatro distintos modelos econométricos baseados nestes dados, e encontra uma elasticidade-preço de curto prazo mediana de $-0,23$, e uma elasticidade-renda de curto prazo mediana igual a $0,39$, enquanto que para o longo prazo estes valores foram, respectivamente, de $-0,43$ e $0,81$, bastante em linha com o trabalho anterior, indicando robustez nos resultados.

Ambos os trabalhos, entretanto, têm seus artigos analisados concentrados quase exclusivamente nas décadas de 70 e 80 de seus respectivos mercados. Hughes et al. (2006)[5] argumenta que, após este período, haveriam diversas razões para acreditar que uma mudança na resposta à variação de preços na gasolina por parte dos consumidores americanos poderia ter ocorrido, devido a fatores estruturais e comportamentais. Baseado nisso, os autores buscaram estimar as elasticidades-preço e renda para dois períodos distintos de preços mais altos do que a média, o primeiro de 1975 a 1980 e o segundo de 2001 a 2006. Para o primeiro período a elasticidade-preço de curto prazo estimada ficou entre $-0,21$ e $-0,34$, bastante em linha com a literatura até então. Já para o período seguinte esta elasticidade ficou entre $-0,034$ e $-0,077$, indicando diferença significativa em comparação ao período anterior. A elasticidade-renda en-

contrada ficou entre 0,21 e 0,75, não se mostrando significativamente diferente entre os dois períodos. Estes resultados parecem confirmar que, ao longo do período todo, embora não tenham ocorrido mudanças na resposta do consumo de gasolina em relação a variações na renda, houve em relação ao preço, de forma que esta demanda se tornou bem mais inelástica.

Dentre diversos outros trabalhos referência no tema, ainda analisando mercados internacionais, podemos mencionar Bentzen (1994) [6], que usa dados do mercado dinamarquês entre 1948 e 1991 para estimar elasticidades de longo e curto prazo, Eltony and Almutairi (1995) [7], que estima as mesmas variáveis para o período 1970–1989 no Kuwait e Ramanathan (1999) [8], que apresenta uma estimação para os períodos 1972–1973 e 1993–1994 na Índia, encontrando respostas significativas neste país em relação à renda, tanto para curto como longo prazo, mas uma demanda mais inelástica em relação a preços. Todos estes três trabalhos de destacam pela confirmação da existência de co-integração entre as variáveis, utilizando portanto técnicas adequadas e modelos de correção de erro, metodologia que virou referência em pesquisas na área.

Para o caso brasileiro, Burnquist e Bacchi (2002)[9] utilizaram um modelo básico relacionando a demanda por gasolina a variações no preço e na renda, e técnicas de co-integração e um modelo de correção de erro para analisar a demanda por gasolina no longo e no curto prazo, com dados anuais referentes ao período de 1973 a 1998. A elasticidade-renda de curto prazo encontrada foi de 0,600, enquanto a de longo prazo foi de 0,959, permitindo classificar a demanda como inelástica em relação a mudanças na renda real, para ambos os casos. O valor estimado para a elasticidade-preço no curto prazo foi de $-0,319$, enquanto a de longo prazo foi de $-0,227$. Este resultado parece contradizer as evidências empíricas que sugerem uma elasticidade maior no longo prazo do que no curto prazo, mas ele chama a atenção pois as autoras indicam serem esperados valores absolutos maiores para estas elasticidades-preço, dada a possibilidade de substituição no Brasil da gasolina pelo álcool como combustível. A principal justificativa seria o controle de preços deste último pelo governo, mantendo sua relação com o preço da gasolina praticamente constante.

Talvez o trabalho brasileiro mais relevante, amplamente citado na literatura internacional, seja o artigo de Alves e Bueno (2003) [10], que, assim como os últimos trabalhos citados, utiliza técnicas de cointegração e um modelo de correção de erro para estudar o comportamento da demanda por gasolina no Brasil. O trabalho se destaca ao reconhecer que

o caso brasileiro possui uma diferença em relações aos demais países, que é a presença de um substituto à gasolina desde 1985, como mencionado, o álcool. Em razão disso, além da elasticidade-preço e renda os autores irão também estimar uma elasticidade-preço cruzada entre estes dois combustíveis. Os autores utilizaram dados anuais de 1974 a 1999, e encontraram uma elasticidade-preço da gasolina de longo prazo para o Brasil de $-0,4646$, em linha com o encontrado para outros países. Já a elasticidade-renda ficou em $0,1217$, mais baixo que em outros países, indicando uma menor sensibilidade dos consumidores brasileiros em relação a variações em sua renda. Já a elasticidade-cruzada encontrada foi de $0,4803$. Embora este resultado, positivo, esteja de acordo com a teoria econômica, ele foi considerado de valor absoluto baixo, indicando o álcool como substituto imperfeito para a gasolina, mesmo no longo prazo. Roppa (2005) [11] realiza trabalho bastante similar, utilizando dados anuais e mesma metodologia para o período de 1973 a 2003, com o objetivo de examinar as condições de substituição da gasolina pelo álcool, chegando também em resultados similares (elasticidade-renda de longo e curto prazo iguais a, respectivamente, $0,1637$ e $0,4718$, elasticidade-preço iguais a $-0,6344$ e $-0,0734$ e elasticidade-preço cruzada igual a $0,4019$ e $-0,1986$, embora este último valor não estatisticamente significativo). Seu trabalho se destaca, porém, uma vez que estes resultados foram encontrados ao estimar-se utilizando o período de 1979 a 2000, uma vez que a inclusão dos 3 últimos anos, levando o período para 1979 a 2003, apresentou resultados incoerentes com a teoria econômica, contrários ao esperado.

Após este período, ganhou-se muito destaque na literatura o estudo da relação entre a gasolina e o álcool depois da introdução do modelo flex-fuel, permitindo aos consumidores brasileiros substituírem muito mais facilmente um produto pelo outro, resultando assim numa mudança estrutural no mercado de combustíveis brasileiro. Nappo (2007)[12], visando investigar o impacto desta mudança, analisou a função demanda por gasolina no Brasil, com dados mensais, para o período de agosto de 1994 a julho de 2006. O trabalho encontrou estimações para as elasticidades-preço e renda de longo prazo de $-0,197$ e $0,685$, respectivamente, mas ao estimar uma variável binária de inclinação associada ao preço da gasolina, marcando a entrada da tecnologia flex-fuel em Março de 2003, o coeficiente desta variável foi de aproximadamente $-0,137$, indicando significativa mudança na elasticidade-preço da demanda por gasolina com a introdução deste modelo, que sai de $-0,197$ para $-0,334$, tornando-se assim mais elástica. Azevedo (2007) [13], desagregando os dados geográfica-

mente para analisar variações regionais, utiliza dados mensais de janeiro de 2002 a junho de 2006, encontrando uma tendência de aumento nas elasticidades. Pontes (2009) [14] analisa a demanda por álcool hidratado para o período de julho de 2001 a outubro de 2008, utilizando o método de co-integração e o modelo de correção de erros. O autor também estima, assim como Nappo, o coeficiente de uma variável binária associada ao preço do álcool, incluída no modelo com o objetivo de capturar os impactos da entrada da tecnologia flex-fuel em 2003, tendo encontrado um coeficiente de aproximadamente $-0,26$, indicando que a demanda por álcool se tornou mais elástica, alterando-se de $-0,93$ para $-1,19$. O estudo encontrou, ainda, ao estimar a elasticidade-cruzada em relação ao preço da gasolina, que os dois bens combustíveis seriam substitutos imperfeitos no curto prazo ($0,87$) e mais que perfeitos no longo prazo ($1,37$). Ainda nesta linha, Bastos e Sant Anna (2016) [15] buscam analisar o impacto do uso do álcool como combustível substituto para o período de Julho de 2001 a Dezembro de 2012. A análise é feita utilizando-se três sub-períodos, Jul/2001 a Jun/2005, Jul/2005 a Dez/2012 e o período total, para assim capturar início do uso em larga escala da tecnologia flex fuel. Os resultados sugerem que a elasticidade-preço da demanda da gasolina passou de inelástica antes da entrada no mercado de veículos com tecnologia flex-fuel, para elástica após esse período.

Santos (2013)[16] busca analisar a demanda por gasolina no Brasil levando-se em conta as recentes mudanças no mercado de combustíveis devido a novas regras de mercado, políticas energéticas visando maior diversificação e a introdução da tecnologia flex-fuel. Seu artigo se destaca uma vez que, ao contrário dos trabalhos anteriores que se focaram em técnicas de séries temporais, o autor utilizou dados em painel, com o objetivo de superar certas limitações das outras abordagens ligadas a heterogeneidades não observadas do mercado brasileiro. Mesmo utilizando diferente metodologia, o autor encontra resultados em linha com a teoria econômica, e valores próximos aos trabalhos anteriores, podendo serem comparados. Sua principal conclusão é que a dinâmica do mercado de combustíveis no Brasil, ao contrário dos outros países, gira em torno do álcool ao invés da gasolina. O autor encontra, ainda, uma mudança significativa após a introdução do carro Flex, tornando a demanda por gasolina e álcool mais elásticas.

Para o caso específico de São Paulo, Margarido e Shikida (2017) [17] estimam elasticidades-preço da demanda, renda e preço cruzada de curto e longo prazos para os mercados de gasolina tipo C e etanol no estado, para o período de janeiro de 2003 a dezembro de 2015. O estudo, bastante

em linha com os resultados dos trabalhos anteriores, indica alterações significativas relacionadas às mudanças estruturais ocorridas na economia brasileira, principalmente a introdução da tecnologia do motor flex-fuel, de forma a tornar as demandas por gasolina e álcool mais elásticas. O estudo ainda encontrou que os parâmetros para o etanol foram mais elásticos do que os parâmetros estimados para o mercado de gasolina, e foi detectada a presença de assimetria nestes dois mercados.

A tabela a seguir apresenta um resumo dos principais resultados apresentados nesta revisão.

Tabela 1: Principais resultados encontrados para elasticidades de combustíveis através da literatura.

Estudo e Região	Período	Combustível	Elasticidades					
			Curto Prazo			Longo Prazo		
			Preço	Renda	Preço-Cruzada	Preço	Renda	Preço-Cruzada
<i>Dahl e Sterner (1991)</i> <i>EUA</i>	1979-1988	Gasolina	-0,260	0,480	-	-0,860	1,210	-
<i>Espey (1998)</i> <i>EUA</i>	1966-1997	Gasolina	-0,230	0,390	-	-0,430	0,810	-
<i>Hughes et al. (2006)</i> <i>EUA</i>	1975-1980	Gasolina	-0,21 a -0,34	0,25 a 0,75	-	-	-	-
	2001-2006	Gasolina	-0,034 a -0,077	0,25 a 0,75	-	-	-	-
<i>Bentzen (1994)</i> <i>Dinamarca</i>	1948-1991	Gasolina	-0,320	0,890	-	-0,410	1,040	-
<i>Eltony and Almutairi (1995)</i> <i>Kuwait</i>	1970-1989	Gasolina	-0,370	0,470	-	-0,460	0,920	-
<i>Ramanathan (1999)</i> <i>Índia</i>	1972-1994	Gasolina	-0,210	1,180	-	-0,320	2,680	-
<i>Burnquist e Bacchi (2002)</i> <i>Brasil</i>	1973-1998	Gasolina	-0,319	0,600	-	-0,227	0,959	-
<i>Alves e Bueno (2003)</i> <i>Brasil</i>	1974-1999	Gasolina	-0,092	0,122	0,230	-0,465	0,122	0,480
<i>Roppa (2005)</i> <i>Brasil</i>	1973-2003	Gasolina	-0,073	0,472	-0,199	-0,634	0,164	0,402
<i>Nappo (2007)</i> <i>Brasil</i>	1994-2006	Gasolina	-	-	-	-0,197	0,685	-
<i>Azevedo (2007)</i> <i>Brasil</i>	2002-2006	Álcool	-1,047	0,433	1,301	-0,694	0,895	1,374
<i>Pontes (2009)</i> <i>Brasil</i>	2001-2008	Álcool	-0,748	1,314	0,874	-0,934	1,255	1,374
<i>Bastos e Sant Anna (2016)</i> <i>Brasil</i>	2001-2012	Gasolina	-	-	-	-1,963	-	0,800
	2001-2005	Gasolina	-	-	-	-0,456	-	-0,008
	2005-2012	Gasolina	-	-	-	-2,054	-	1,000
<i>Santos (2013)</i> <i>Brasil</i>	2001-2010	Gasolina	-0,782	0,282	1,555	-1,186	0,523	0,293
		Álcool	-1,526	0,536	1,181	-8,465	3,722	7,991
<i>Margarido e Shikida (2017)</i> <i>São Paulo</i>	2003-2015	Gasolina	-0,993	0,086	0,306	-1,188	0,722	0,563
		Álcool	-1,242	0,409	1,205	-2,267	1,228	4,285

4 Metodologia e Dados

4.1 Modelo básico

O modelo mais básico utilizado para estimar-se as elasticidades-preço e renda da demanda por gasolina, utilizado na literatura, é um modelo estático em log nestas variáveis:

$$\ln G_t = \beta_0 + \beta_1 \ln P_t + \beta_2 \ln Y_t + \epsilon_t, \quad (1)$$

em que G_t é o consumo per capita de gasolina no período t , P_t é o preço médio real da gasolina vendido no período t e Y_t é a renda per capita. Uma vez que as variáveis já estão no formato logarítmico, os coeficientes nos dão diretamente as elasticidades. Dessa forma, temos que o β_1 é a elasticidade-preço, β_2 é a elasticidade-renda e, por fim, β_0 é a constante. ϵ_t é o resíduo que, por definição, é aleatório com média zero.

Para o uso de dados de painel seria possível ainda estimar o modelo na forma

$$\ln G_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln P_{it} + \beta_2 \ln Y_{it} + \epsilon_{it}, \quad (2)$$

em que as mesmas variáveis são trabalhadas, mas o subscrito t se refere ao período em questão e o subscrito i indicaria a região da observação (o posto específico, a cidade, o estado, etc).

4.2 Outros modelos

Dahl e Sterner (1991)[3], em seu levantamento, irão exemplificar outros modelos onde há a inclusão de alguma outra variável como, por exemplo, o estoque de veículos movidos pelo combustível em questão, ou alguma variável representativa de características do automóvel (principalmente sua eficiência em relação ao consumo). A pesquisa encontrou, também, modelos dinâmicos, para capturar a adaptação do consumidor no tempo. O modelo mais simples desse tipo é um que inclui, no lado direito da equação, uma variável G_{t-1} , representando o consumo da gasolina no

período anterior. Os autores identificam também modelos de defasagens distribuídas, em que preço e renda não mais terão estruturas de defasagem idênticas. Estes modelos se configuram como:

$$G_t = f(\Sigma P_{t-i} \Sigma Y_{t-i}), \quad (3)$$

Por fim, há modelos que mesclam estas duas abordagens, podendo ser representados por:

$$G_t = f(\Sigma P_{t-i} \Sigma Y_{t-i} G_{t-1}), \quad (4)$$

Ramanathan (1999) em seu trabalho estima dois modelos para a demanda por gasolina na Índia. Além do modelo básico ele irá também estimar um modelo dinâmico com a presença de uma defasagem, para captar processos de adaptação do consumidor à variação nos parâmetros, na forma:

$$\ln G_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln P_{it} + \beta_2 \ln Y_{it} + \beta_3 G_{t-1} + \epsilon_{it}, \quad (5)$$

Hughes et al. (2006) estima como seu modelo básico:

$$\ln G_{jt} = \beta_0 + \beta_1 \ln P_{jt} + \beta_2 \ln Y_{jt} + \epsilon_j + \epsilon_{jt}, \quad (6)$$

em que os subscritos indicam o mês j no ano t e a inclusão do termo ϵ_j representa um efeito fixo mensal que tem como objetivo capturar a sazonalidade presente no consumo de gasolina. Os autores irão, ainda, especificar e estimar diversos outros modelos para comparar os resultados: um modelo que inclui variáveis macroeconômicas como taxa de desemprego, taxa de juros e taxa de inflação; um modelo de equações simultâneas; um modelo que inclui um parâmetro de interação preço e renda (que aparece na forma da inclusão do termo $\beta_3 \log Y \log P$ na equação de seu modelo básico); e um modelo de ajuste parcial.

Considerando-se os trabalhos brasileiros, Alves e Bueno (2003) estimam um modelo na forma:

$$\ln C_t = \beta_0 + \beta_1 \ln P_t + \beta_2 \ln Y_t + \beta_3 \ln A_t + \epsilon_t, \quad (7)$$

em que C_t é o consumo per capita anual de gasolina medido em litros; Y_t é a renda agregada real anual per capita; P_t é o preço real anual da gasolina; A_t é o preço real anual do álcool hidratado e ϵ_t é o resíduo. Podemos ver assim já a presença da inclusão do álcool visando uma estimação da elasticidade-cruzada, dada a especificidade do mercado brasileiro que possui este combustível como substituto da gasolina.

Burnquist e Bacchi (2002) estimaram modelo similar, representado por:

$$\Delta \ln C_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln P_t + \beta_2 \Delta \ln Y_t + \beta_3 \Delta \ln Y_{t-2} + \epsilon_t, \quad (8)$$

em que Δ representa que as variáveis estão tomadas em primeira diferença, e há a inclusão no modelo de um termo relacionado à renda em duas defasagens.

Sendo o álcool e seu preço fatores fundamentais para se analisar a demanda por gasolina no Brasil, especialmente após a introdução da tecnologia de motor flex-fuel, o mais comum recentemente é a estimação de dois modelos, como em Margarido e Shikida (2017):

$$\ln DG_t = \beta_0 + \beta_1 \ln PG_t + \beta_2 \ln Y_t + \beta_3 \ln PE_t + \epsilon_t, \quad (9)$$

$$\ln DE_t = \beta_0 + \beta_1 \ln PG_t + \beta_2 \ln Y_t + \beta_3 \ln PE_t + \epsilon_t, \quad (10)$$

Em que DG_t corresponde à quantidade demandada de gasolina, DE_t à quantidade demandada de etanol, PG_t é o preço da gasolina, PE o preço do etanol e Y_t é a renda do consumidor. Desta forma teremos a estimação de uma elasticidade-preço, uma elasticidade-renda e uma elasticidade-preço cruzada tanto para a gasolina como para o álcool, para entender o comportamento destes dois produtos substitutos e como eles se relacionam.

Por fim, Bastos e Sant Anna (2016) estimam um modelo na forma:

$$\ln G_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Cred_t + \beta_2 \ln PrG_t + \beta_3 \ln PrA_t + \epsilon_t, \quad (11)$$

em que não há a presença de um termo representando a renda do consumidor, mas, além da inclusão de uma variável para o preço da gasolina (PrG_t) e outra para o preço do álcool (PrA_t), há a inclusão de um termo

$Cred_t$ representando o nível de crédito concedido pelas instituições integrantes do Sistema Financeiro Nacional (SFN) ao consumidor no Brasil.

4.3 Metodologia

Iremos estimar nosso modelo, para obtermos as elasticidades-preço, renda e preço-cruzada, seguindo abordagem similar a de Margarido e Shikida (2017), partindo inicialmente das equações:

$$\ln DG_t = \beta_0 + \beta_1 \ln PG_t + \beta_2 \ln Y_t + \beta_3 \ln PE_t + \epsilon_t, \quad (12)$$

$$\ln DE_t = \gamma_0 + \gamma_1 \ln PG_t + \gamma_2 \ln Y_t + \gamma_3 \ln PE_t + \epsilon_t, \quad (13)$$

em que os dados serão regredidos em sua forma logarítmica, para obtermos diretamente as elasticidades. Primeiramente, todas as séries foram dessazonalizadas, uma vez que testes de raiz unitária tradicionais, bem como o teste de co-integração utilizados, produzem resultados enviesados quando a série possui sazonalidade. Todas as séries foram dessazonalizadas utilizando-se o método X13.

Com os dados dessazonalizados, iremos primeiro realizar testes de raiz unitária, para determinar a estacionaridade das séries. O teste escolhido foi Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que será realizado após a determinação do número de defasagens através do critério de informação de Akaike (AIC) e do critério Bayesiano de Schwarz (BIC). Após este procedimento, iremos realizar o teste desenvolvido por Engle e Granger para determinar o modelo de cointegração que nos dará nossas elasticidades de longo prazo. Por fim, determinada esta relação, o próximo passo é a inclusão do modelo de correção de erro, para determinar as relações de curto prazo entre as variáveis.

4.4 Dados

4.4.1 Consumo de Gasolina e Álcool

Tanto para o consumo de gasolina quanto para o consumo de etanol os dados foram coletados diretamente do site da ANP. Em sua página atrelada ao site do Ministério de Minas e Energia do Governo Federal é possível encontrar tabelas para as vendas de derivados de petróleo e biocombustíveis. A tabela utilizada foi a chamada “Vendas de combustíveis por segmento (metros cúbicos) 2012-2021”. Nesta tabela é possível filtrar por ano, mês, unidade da federação, produto e segmento. O volume de vendas da gasolina foi obtido selecionando-se “Gasolina C” como produto, enquanto para o álcool o produto é “etanol hidratado”. Em relação ao segmento, para ambos os casos foi selecionado apenas “consumidor final”. Dessa forma obtemos o volume de vendas tanto da gasolina quanto para o etanol, diretamente para o consumidor final, mês a mês, no estado de São Paulo, em metros cúbicos, no período de Janeiro de 2012 a Setembro de 2022.

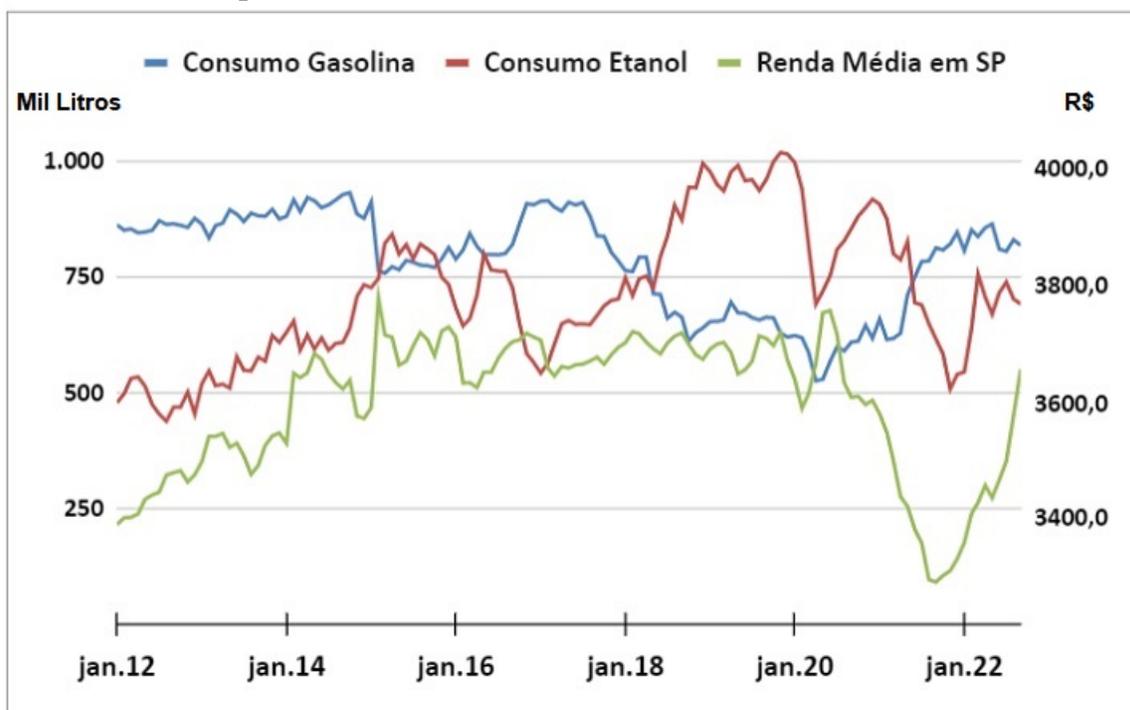
4.4.2 Preços

Para os preços, os dados também foram obtidos no site da ANP, na aba de série histórica do levantamento de preços. Foram utilizadas duas planilhas com a Série histórica mensal, a primeira que tem dados de julho de 2001 a dezembro de 2012, para obter os dados deste último ano, e a segunda para os dados a partir de 2013. Através destas planilhas, utilizando-se os mesmos critérios do caso anterior (filtrando por “Gasolina C” e “Etanol Hidratado” e por unidade da federação) foi possível obter o preço médio de venda destes produtos no estado de São Paulo mês a mês. A ANP obtém estes dados através do SLP, seu Sistema de Levantamento de Preços, onde realiza coletas semanais em diversos postos ao redor do Brasil. O sistema deixa disponível tabelas com os valores encontrados posto a posto, por estado e por município, para a última semana, e resumos semanais e mensais, com estes dados agregados. Por esta razão foi escolhido, para este trabalho, o uso de dados em periodicidade mensal. Para o uso destes preços, por fim, eles foram atualizados pelo IPCA com base em Setembro de 2022.

4.4.3 Renda

Para a renda a variável utilizada foi obtida através Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD contínua) realizada pelo IBGE. Foi utilizado o dado para “Rendimento médio real do trabalho principal, efetivamente recebido no mês de referência, pelas pessoas de 14 anos ou mais de idade, ocupadas na semana de referência, com rendimento de trabalho (Reais)”, da Tabela 6470, extraído pelo SIDRA (Sistema IBGE de Recuperação Automática). Os dados divulgados são referentes ao estado de São Paulo e são trimestrais, desta forma os meses intermediários entre uma divulgação e outra foram obtidos através de interpolação linear. Os dados vão do primeiro trimestre de 2012 ao terceiro trimestre de 2022, este último sendo o dado mais recente. O dado já representa a renda real, tendo sido utilizado o deflator da média do último trimestre de coleta divulgado para seu cálculo.

Figura 3: Consumo de gasolina e etanol e renda média mensais no estado de SP, dessazonalizados, para o período entre janeiro de 2012 e setembro de 2022. Dados sobre a renda atualizados pela inflação com base no último mês do período.



5 Estimação e Resultados

Como já indicado, o primeiro passo para nosso modelo foi verificar a presença de sazonalidade nas séries, uma vez que, em sua presença, a estimação se torna enviesada, e então dessazonalizar-las. Este processo foi realizado utilizando-se o método X13, desenvolvido pelo *United States Census Bureau*. Todas as séries apresentaram componente sazonal, de forma que todos os dados utilizados passaram pelo ajuste.

Com os dados corrigidos, o próximo passo será efetuar o teste de Dickey-Fuller aumentado (teste ADF), para determinar a ordem de integração de cada variável. Para a realização deste teste é necessário primeiramente determinar o número de defasagens para cada variável, a fim de garantir que os resíduos das autorregressões sejam não correlacionados e que portanto os resultados serão não viesados. Para isso, utilizamos dois critérios, o critério de informação de Akaike (AIC) e o critério Bayesiano de Schwarz (BIC), que de maneira geral produziram resultados bastante similares, indicando a robustez do teste. O número de defasagens determinado por cada critério para cada variável aparece na tabela 3, justo com os resultados dos testes.

Determinadas as defasagens, realizamos assim o teste ADF para cada variável. O teste consiste em regredir cada variável em modelos contendo suas defasagens. Pode-se incluir também um componente de tendência e uma constante. Estimando estes modelos obteremos uma estatística τ , que será então comparada com os valores críticos. Estes valores, para amostras grandes, encontram-se na tabela a seguir:

Tabela 2: Valores críticos da estatística ADF

Modelo	Nível de significância		
	1%	5%	10%
<i>Com tendência e constante</i>	-3,99	-3,43	-3,13
<i>Com constante</i>	-3,46	-2,88	-2,57
<i>Sem constante e sem tendência</i>	-2,58	-1,95	-1,62

Após obtermos o valor da estatística específica para cada modelo, comparamos com estes valores críticos. Se o valor encontrado for menor, isto é, mais negativo, então rejeitamos a hipótese nula de raiz unitária. Caso contrário, não a rejeitamos, indicando que a série não é estacionária e

que portanto deveremos repetir o teste, com as variáveis diferenciadas, até que possamos encontrar valores que rejeitem a hipótese nula.

Para cada variável, realizamos o teste estimando 3 modelos, um com constante e tendência, um apenas com constante, e outro sem tendência e sem constante, tanto utilizando o critério de Akaike como o Bayesiano, para fins de comparação. Todos estes resultados podem ser observados na tabela 3 a seguir:

Tabela 3: Resultados dos testes de raiz unitária ADF para variáveis em nível, por AIC e BIC.

Variável	Modelo	AIC		BIC	
		Nº de defasagens	Estatística τ	Nº de defasagens	Estatística τ
<i>lnDG</i>	<i>Com tendência e constante</i>		-0,968		-0,968
	<i>Com constante</i>	1	-1,322	1	-1,322
	<i>Sem constante e sem tendência</i>		-0,106		-0,106
<i>lnDE</i>	<i>Com tendência e constante</i>		-2,990		-2,483
	<i>Com constante</i>	1	-2,635	1	-2,588
	<i>Sem constante e sem tendência</i>		0,185		0,051
<i>lnPG</i>	<i>Com tendência e constante</i>		-2,743		-2,743
	<i>Com constante</i>	1	-2,332	1	-2,332
	<i>Sem constante e sem tendência</i>		-0,322		-0,322
<i>lnPE</i>	<i>Com tendência e constante</i>		-2,336		-2,336
	<i>Com constante</i>	1	-1,909	1	-1,909
	<i>Sem constante e sem tendência</i>		-0,322		-0,322
<i>lnY</i>	<i>Com tendência e constante</i>		-3,178		-2,256
	<i>Com constante</i>	8	-2,871	5	-2,099
	<i>Sem constante e sem tendência</i>		0,237		-0,035

Como podemos observar pela tabela, comparando os valores obtidos com os valores críticos, para a variável renda, tanto no modelo com tendência e constante quanto pelo modelo apenas com constante, pelo critério AIC, rejeitamos a hipótese nula de que esta possui raiz unitária a 10% de significância, mas não rejeitamos a um nível de 5%. Já para o modelo sem constante e sem tendência, não rejeitamos mesmo a 10%. Entretanto, pelo critério BIC, não rejeitamos a hipótese nula para nenhum dos três modelos, mesmo a 10% de significância. Isso nos leva a não rejeitar a hipótese nula, indicando que a série possui raiz unitária e não é estacionária.

Já para todas as outras variáveis, nenhum modelo rejeita a hipótese nula, a nenhum nível de significância. Importante salientar, também, a proximidade dos valores encontrados por ambos os critérios, que são

inclusive idênticos para as variáveis relacionadas à demanda por gasolina, ao preço da gasolina e ao preço do etanol, indicando robustez do teste. Isto nos leva a concluir, desta forma, que todas as séries possuem raiz unitária quando consideradas em nível.

Após este diagnóstico, o próximo passo é repetir o teste em sua integridade, mas agora para as variáveis tomadas em primeira diferença. Os resultados podem ser observados na seguinte tabela:

Tabela 4: Resultados dos testes de raiz unitária ADF para variáveis em primeira diferença, por AIC e BIC.

Variável	Modelo	AIC		BIC	
		Nº de defasagens	Estatística τ	Nº de defasagens	Estatística τ
$\Delta \ln DG$	<i>Com tendência e constante</i>		-5,350		-5,350
	<i>Com constante</i>	1	-5,277	1	-5,277
	<i>Sem constante e sem tendência</i>		-5,312		-5,312
$\Delta \ln DE$	<i>Com tendência e constante</i>		-5,135		-5,135
	<i>Com constante</i>	1	-5,157	1	-5,157
	<i>Sem constante e sem tendência</i>		-5,196		-5,196
$\Delta \ln PG$	<i>Com tendência e constante</i>		-4,457		-4,457
	<i>Com constante</i>	1	-4,474	1	-4,474
	<i>Sem constante e sem tendência</i>		-4,512		-4,512
$\Delta \ln PE$	<i>Com tendência e constante</i>		-5,281		-5,281
	<i>Com constante</i>	1	-5,357	1	-5,357
	<i>Sem constante e sem tendência</i>		-5,397		-5,397
$\Delta \ln Y$	<i>Com tendência e constante</i>		-6,256		-6,256
	<i>Com constante</i>	2	-6,320	2	-6,320
	<i>Sem constante e sem tendência</i>		-6,346		-6,346

Podemos observar que, para as variáveis diferenciadas, os dois critérios produzem resultados idênticos. Também observamos que estes resultados indicam que podemos rejeitar a hipótese nula para todas as variáveis, mesmo a 1% de significância. Isto nos indica que todas as variáveis são integradas de ordem um, ou seja, precisam do operador de diferença de ordem um para que assim se tornem estacionárias.

Determinada esta ordem de integração, o passo seguinte é determinar se elas cointegram, indicando equilíbrio de longo prazo capaz de fornecer as elasticidades que desejamos estimar. Para isto iremos proceder com o teste de cointegração de Engle-Granger. O teste consiste em duas etapas, na primeira estimamos nossas equações de demanda em nível, obtendo assim resultados para os parâmetros e os resíduos. A segunda etapa consiste em realizar um teste ADF nestes resíduos, para testar para a

presença de raiz unitária.

Para a gasolina, nosso modelo estimado será o representado pela equação (12), com as variáveis em nível. Nossa estimação, para este modelo, produziu os seguintes resultados:

Tabela 5: Equação de cointegração para o modelo de quantidade demandada de gasolina.

Variável	Estimativa	Erro-padrão	Teste t	p-valor
<i>Intercepto</i>	28,377	3,218	8,818	0,000
<i>lnPG</i>	-1,397	0,260	-5,368	0,000
<i>lnPE</i>	0,724	0,213	3,395	0,001
<i>lnY</i>	-1,639	0,384	-4,265	0,000

Após estimarmos este modelo, devemos realizar um teste ADF nos resíduos desta estimação. O teste é feito como anteriormente, determinamos o número de defasagens pelos critérios AIC e BIC, e então calculamos a estatística τ do teste para os três modelos que dependem ou não da inclusão de um termo de tendência e uma constante. O resultado deste teste pode ser visto na tabela a seguir.

Tabela 6: Resultados dos testes ADF para os resíduos da equação de cointegração do modelo de gasolina.

Variável	Modelo	AIC		BIC	
		Nº de defasagens	Estatística τ	Nº de defasagens	Estatística τ
Resíduos	<i>Com tendência e constante</i>		-2,410		-1,904
	<i>Com constante</i>	2	-2,034	1	-1,761
	<i>Sem constante e sem tendência</i>		-2,030		-1,768

Para os modelos com tendência e constante e apenas com constante, o resultado encontrado é maior do que o valor crítico mesmo a 10% de significância. Entretanto, para ambos os critérios, para o modelo sem constante e sem tendência, podemos rejeitar a hipótese nula mesmo a 5% de significância, tanto pelo critério AIC como BIC. Em função disso, pode-se concluir que as variáveis de nosso modelo são cointegradas, possuindo assim relacionamento de longo prazo, de forma que nossa estimação não

é espúria e seus resultados valem.

Nosso modelo produziu resultados significativos mesmo a 1% para todas as variáveis. Nossa elasticidade-preço para a gasolina foi de aproximadamente -1,40, o que indica que, para um aumento de 1% no preço da gasolina, isto resultaria numa redução de 1,40% na demanda pelo produto. Este resultado é consideravelmente diferente ao encontrado por Alves e Bueno (2003)[10], igual a -0,46, mas está mais próximo ao encontrado por Margarido e Shikida (2017)[18], que foi igual a -1,18. Este resultado veio em linha ao esperado, indicando a mudança ao longo do tempo da demanda por gasolina, especialmente após a introdução da tecnologia do carro *Flex*, de inelástica para elástica, sinalizando a opção do condutor de escolher o combustível alternativo quando o preço da gasolina sobe. Nosso resultado indica, dentro da tendência esperada, um aumento desta elasticidade, indicando que os consumidores estão mais sensíveis a estas mudanças de preço.

Corroborando este resultado, podemos salientar também que a estimação para a elasticidade-preço cruzada entre o etanol e a quantidade consumida de gasolina veio dentro do esperado, indicando que um aumento de 1% no preço do etanol resulta num aumento de 0,72% no consumo da gasolina. Em comparação, Margarido e Shikida (2017)[18] encontraram um valor de 0,56 para esta relação. Isso nos permite confirmar a conclusão acima, uma vez que, embora a elasticidade-preço cruzada dos dois produtos ainda se encontre menor do que a unidade, ela aumentou ao longo do tempo, tornando os consumidores mais sensíveis a mudanças nos preços. Ambos os resultados acima parecem confirmar a hipótese de que, devido principalmente às tecnologias inovadoras que permitiram aos consumidores uma maior flexibilidade na hora de optar por um combustível, a gasolina e o etanol passaram a estabelecer uma relação mais próxima a de substitutos perfeitos, diferente de resultados mais antigos que sinalizavam uma relação não tão direta.

O resultado que chama atenção em nossa estimação, entretanto, é a elasticidade-renda, que apresentou um sinal diferente do que seria o esperado. A teoria econômica nos sugere que a gasolina é um bem normal, isto é, que sua demanda aumenta conforme a renda dos indivíduos aumenta. Margarido e Shikida (2017)[18] encontram um valor de 0,72 para esta relação, sinalizando a gasolina como bem essencial, isto é, que possui elasticidade entre 0 e 1, indicando um aumento da demanda proporcionalmente menor do que a evolução da renda. Alves e Bueno (2003)[10] estimaram esta elasticidade em 0,12, valor positivo, embora próximo de zero. Nossa estimação, entretanto, produziu um resultado negativo, da

ordem de -1,64, indicando que a um aumento de 1% na renda isto equivaleria a uma diminuição de aproximadamente 1,64% no consumo por gasolina.

Este resultado, embora contra-intuitivo, parece se adequar aos dados, como pode ser observado no gráfico da Figura 3. Pelo gráfico, podemos identificar 3 períodos distintos em relação aos movimentos das variáveis relacionadas ao consumo de gasolina e à renda no estado de São Paulo. Entre o início de 2012 até o começo de 2015, é possível notar uma evolução dos rendimentos média da população, com crescimento real da renda, uma vez que os valores estão corrigidos, que não foi acompanhada por um crescimento significativo no consumo por gasolina, que se manteve praticamente estável no período. O período seguinte, entre 2015 e 2020, é marcado por estagnação na renda, que praticamente não cresce no período, em termos reais. É possível notar, porém, uma diminuição considerável na demanda por gasolina ao longo destes anos. Já o período final, após 2020, marcado principalmente pela pandemia de COVID-19, destaca-se por um descasamento significativo entre as duas variáveis, sendo possível observar uma queda marcante na renda da população, enquanto o consumo de gasolina, após atingir o menor patamar do período destacado, em abril de 2020, experimentou um crescimento voltando a patamares próximos aos do período anterior a 2014.

Sendo o efeito da pandemia em 2020 o mais impactante, tendo afetado significativamente a renda média da população, iremos estimar dois modelos alternativos levando em consideração este efeito. No primeiro modelo alternativo, iremos inserir uma variável *dummy* que deverá assumir 1 para os meses em que houve o pagamento do chamado Auxílio Emergencial, programa do governo que visava mitigar este efeito da perda de renda causada pela pandemia, e zero para os outros meses. O programa iniciou-se em abril de 2020, com o pagamento de uma parcela de R\$600 a ser paga por 3 meses, o que terminou por ser prolongado por mais dois, chegando até agosto. A partir de setembro, esta parcela continuou a ser paga, mas agora no valor de R\$300, até o fim daquele ano. Em janeiro de 2021, o pagamento foi interrompido, voltando apenas em abril, mas agora reduzido a R\$175. Em novembro de 2021 o programa foi substituído pelo chamado Auxílio Brasil, com uma parcela de R\$224, que foi aumentada para R\$400 já em dezembro. Este valor manteve-se até agosto de 2022, quando então, através de uma PEC, foi aumentado para R\$600.[19]. Desta forma, nossa *dummy* assume o valor 1 para todos os meses entre abril de 2020 e setembro de 2022, com exceção dos meses de janeiro a março de 2021.

O resultado desta estimação pode ser visto a seguir:

Tabela 7: Equação de cointegração para o modelo de quantidade demandada de gasolina com a inclusão de variável dummy para os meses em que houve o programa Auxílio Emergencial.

Variável	Estimativa	Erro-padrão	Teste t	p-valor
<i>Intercepto</i>	27,620	3,100	8,900	0,000
<i>lnPG</i>	-1,300	0,250	-5,150	0,000
<i>lnPE</i>	0,740	0,200	3,640	0,000
<i>lnY</i>	-1,570	0,370	-4,240	0,000
<i>Dummy</i>	-0,100	0,030	-3,080	0,000

Como podemos observar, a inclusão da variável *dummy*, embora significativa até mesmo a 1%, reduz levemente a magnitude do valor da elasticidade-renda, mas não altera as conclusões em relação ao modelo original, uma vez que o sinal se mantém. Em função disso, iremos estimar também um segundo modelo alternativo, excluindo da amostra as observações a partir de abril de 2020, no início da pandemia, ficando assim apenas com o período entre janeiro de 2012 até março de 2020. Os resultados podem ser vistos na tabela a seguir:

Tabela 8: Equação de cointegração para o modelo de quantidade demandada de gasolina. Período: janeiro de 2012 a março de 2020

Variável	Estimativa	Erro-padrão	Teste t	p-valor
<i>Intercepto</i>	24,870	2,010	12,380	0,000
<i>lnPG</i>	-2,300	0,170	-13,190	0,000
<i>lnPE</i>	0,800	0,160	5,010	0,000
<i>lnY</i>	-1,050	0,250	-4,190	0,000

Pela tabela, podemos verificar que há uma mudança mais significativa no valor estimado para a elasticidade-renda, bem como para a elasticidade-preço (a elasticidade-preço cruzada se mantém próxima ao valor original). Entretanto, as principais conclusões de modelo não se alteram, e ele parece indicar, para todo o período, uma relação negativa entre a renda e o consumo de gasolina. Cabe a futuros trabalhos investigar mais a fundo esta relação, para identificar os fatores que podem de fato confirmar e indicar o que teria causado este resultado.

Para estimar as elasticidades relativas ao consumo de etanol, iremos agora repetir o exercício, estimando o modelo especificado na equação (13). Esta estimação nos gerou os seguintes resultados:

Tabela 9: Equação de cointegração para o modelo de quantidade demandada de etanol.

Variável	Estimativa	Erro-padrão	Teste t	p-valor
<i>Intercepto</i>	-25,491	3,734	-6,828	0,000
<i>lnPG</i>	2,156	0,302	7,142	0,000
<i>lnPE</i>	-0,914	0,247	-3,694	0,000
<i>lnY</i>	4,459	0,446	10,002	0,000

E o seguinte resultado do teste ADF dos resíduos:

Tabela 10: Resultados dos testes ADF para os resíduos da equação de cointegração do modelo de etanol.

Variável	Modelo	AIC		BIC	
		Nº de defasagens	Estatística τ	Nº de defasagens	Estatística τ
Resíduos	<i>Com tendência e constante</i>		-3,553		-3,553
	<i>Com constante</i>	1	-3,382	1	-3,382
	<i>Sem constante e sem tendência</i>		-3,374		-3,374

O resultado do teste ADF nos resíduos nos indica que podemos rejeitar a hipótese nula até mesmo a 1%, para todos os modelos. Isto nos indica que as variáveis cointegram, e que portanto nossos resultados na estimação do modelo valem.

Para o modelo para o consumo do etanol, todas as nossas estimações vieram em linha com o esperado. A elasticidade-preço encontrada foi de -0,914, bem próxima à unidade, indicando que variações no preço são proporcionais a variações no consumo. Já a elasticidade-preço cruzada nos indica que a um aumento de 1% no preço da gasolina, a demanda por etanol aumenta em 2,15%. A elasticidade-renda mostrou-se bastante elevada, sendo igual a 4,46. Este resultado é bastante expressivo e, sendo o sinal positivo, dentro do esperado, indicando que uma elevação de 1% na renda resulta num aumento de mais de 4% no consumo. Podemos observar, igualmente, através do gráfico na figura 3, que esta relação está condizente, uma vez que é possível notar uma relação bem mais direta

entre aumentos na renda e aumento no consumo do produto, e vice-versa, diferentemente do que foi sinalizado para o consumo da gasolina.

A título de comparação, os valores encontrados por Margarido e Shikida (2017)[18] para a elasticidade-preço, elasticidade-renda e elasticidade-preço cruzada foram, respectivamente, de -2,26, 1,23 e 4,28. Podemos observar, desta forma, que nossos resultados estão em linha com a literatura, sinalizando que os consumidores são muito mais sensíveis em relação a variações tanto do preço como da renda para o consumo do etanol. Dentre os principais fatores apontados para este efeito, está o fato do rendimento do etanol ser inferior ao da gasolina, de forma que, de maneira geral, os consumidores preferam a gasolina, em caso de não haver diferença significativa na relação de preços entre os dois produtos. Este resultado é ainda corroborado pelo fato da frota de automóveis que roda exclusivamente a etanol ser bastante reduzida, de forma que os maiores consumidores deste tipo de combustível serem aqueles que possuem um carro com a tecnologia *flex-fuel*. Nossos resultados, assim, confirmam a tendência dos últimos anos de maiores elasticidades de ambos os combustíveis, o que ocorreu principalmente pela introdução de uma tecnologia que os permitiu competir mais diretamente.

Por fim, para estimar relações de curto prazo, podemos nos valer da estimação de modelos de correção de erro (MCE). Este modelo consiste em estimar as variáveis tomadas em primeira diferença, adicionando ao lado direito da equação um termo que corresponde ao resíduo da estimação do modelo de cointegração, defasado em um período. Os modelos estimados seriam, dessa forma:

$$\Delta \ln DG_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln PG_t + \beta_2 \Delta \ln Y_t + \beta_3 \Delta \ln PE_t + ResidG_{t-1} + \epsilon_t, \quad (14)$$

$$\Delta \ln DE_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta \ln PG_t + \gamma_2 \Delta \ln Y_t + \gamma_3 \Delta \ln PE_t + ResidE_{t-1} + \epsilon_t, \quad (15)$$

em que $ResidG$ é o resíduo da estimação do modelo de demanda por gasolina, $ResidE$ da equação de demanda por etanol e o operador Δ antes da variável nos indica que ela estará sendo tomada em primeira diferença.

A estimação destes dois modelos nos apresentou o seguinte resultado:

Tabela 11: Modelos de correção de erro para a demanda por gasolina e por etanol

Modelo de demanda da Gasolina				
Variável	Estimativa	Erro-padrão	Teste t	p-valor
<i>Intercepto</i>	0,000	0,003	-0,017	0,987
$\Delta \ln PG$	-0,586	0,144	-4,062	0,000
$\Delta \ln PE$	0,411	0,098	4,176	0,000
$\Delta \ln Y$	-0,824	0,298	-2,769	0,006
<i>Resid</i>	-0,053	0,025	-2,135	0,035

Modelo de demanda do Etanol				
Variável	Estimativa	Erro-padrão	Teste t	p-valor
<i>Intercepto</i>	0,003	0,005	0,618	0,538
$\Delta \ln PG$	0,825	0,235	3,510	0,001
$\Delta \ln PE$	-0,668	0,162	-4,122	0,000
$\Delta \ln Y$	0,237	0,479	0,494	0,622
<i>Resid</i>	-0,134	0,035	-3,796	0,000

A estimação do MCE para a demanda por gasolina produziu resultados bastante em linha com o esperado, sendo que, com exceção do intercepto, todos os coeficientes são significativos mesmo a 1%. Ele indica que, no curto prazo, a elasticidade-preço é igual a -0,59, ou seja, menor do que 1. Isto confirma os resultados típicos na literatura, que indicam que a elasticidade-preço da gasolina é mais inelástica no curto prazo em relação ao longo prazo. Da mesma forma, a elasticidade-preço cruzada ficou em 0,4, indicando também uma relação positiva, como o esperado, mas menor em magnitude em relação aos valores encontrados para o modelo de longo prazo. Já a elasticidade-renda, como para o modelo original, também apresentou um sinal diferente do esperado, sendo negativo, indicando uma redução no consumo de gasolina para aumentos na renda. Assim como para os dois valores anteriores, ele também encontra-se em menor magnitude em relação ao valor encontrado para o longo prazo. Todos estes resultados confirmam que os consumidores respondem, no curto prazo, em menor intensidade aos desvios no preço e na renda em relação ao consumo de gasolina. Isto ocorre principalmente pelo fato do automóvel ser um bem durável, de forma que a troca por um carro novo, com a sedimentação da tecnologia *flex-fuel*, não ocorra tão imediatamente.

O termo de correção de erro, indicado pela variável representada pe-

los resíduos da estimação original, foi de $-0,053$. Isto significa que desequilíbrios no mercado de gasolina são corrigidos a uma taxa de aproximadamente $5,3\%$ ao mês, indicando que, neste mercado, a volta ao equilíbrio depois após choques de demanda se dá em aproximadamente 18 meses, sinalizando que os efeitos destes choques permanecem por tempo significativo.

Para o MCE relativo ao etanol, temos resultados semelhantes, indicando que uma menor elasticidade de curto prazo. A elasticidade-preço foi de aproximadamente $-0,67$, abaixo da unidade. O mesmo ocorre para a elasticidade-preço cruzada, que ficou em $0,825$. Estes resultados sinalizam, novamente, a menor sensibilidade dos consumidores no curto prazo, em relação ao longo prazo. A elasticidade-renda, neste modelo, foi pequena, de apenas $0,24$, e, além disso, não foi significativa. Isto significa que, no curto prazo, a demanda por etanol é infinitamente inelástica, ou seja, ela não responde imediatamente a variações na renda, sendo este efeito apenas sentido no longo prazo.

Em relação ao termo de correção de erro, encontramos que um desequilíbrio no mercado de etanol é corrigido à taxa de $13,4\%$ ao mês, valor consideravelmente maior em relação ao mercado da gasolina, de forma que este mercado voltaria ao equilíbrio em pouco menos de 8 meses.

Com base em todos estes resultados, nossas principais conclusões vão no sentido de corroborar a hipótese de que, nos últimos anos, devido principalmente à introdução da tecnologia do carro *flex*, tanto a gasolina quanto o etanol apresentaram elasticidades maiores do que os encontrados tradicionalmente na literatura, confirmando a tendência encontrada e discutida por trabalhos mais recentes. Foi possível confirmar, ainda, que a sensibilidade de longo prazo dos consumidores é maior do que aquela de curto prazo. Os resultados confirmam, ainda, a relação de substitutos imperfeitos entre os dois produtos, embora estejam mais relacionados um ao outro em relação a como se apresentavam em décadas anteriores. Por fim, destacamos nosso resultado em relação à elasticidade-renda da demanda por gasolina, que apresentou um sinal diferente do esperado, indicando a possibilidade futura de novos estudos, para investigar esta relação.

6 Função de Resposta entre Postos Concorrentes

Slade [20] utiliza Teoria dos Jogos para estimar funções resposta entre postos localizados numa mesma área e que enfrentaram um período de guerra de preços. Seu objetivo é discriminar entre diferentes modelos de colusão tácita, estimando quais seriam os resultados para diferentes estratégias possíveis adotadas pelos participantes de um restrito mercado de gasolina.

Em seu artigo, a autora utiliza dados para 13 postos distintos, que estão localizados num mesmo distrito na cidade de Vancouver, no Canadá, e portanto competem entre si. Estes postos são divididos em dois grupos, os independentes e os ligados a grandes marcas, de forma que postos no mesmo grupo apresentam mesma equação de demanda e de resposta. Ela define então um jogo constituinte, que seria jogado por estas firmas repetidas vezes, para calcular quais seriam os resultados tanto para soluções cooperativas como não-cooperativas. Após estimar equações de demandas para eles, a autora estima também matrizes respostas, estimando quanto o preço de uma firma varia quando o preço de suas rivais também varia. Nosso objetivo será realizar estimação semelhante, utilizando-se para isso de dados referentes ao preço cobrado por postos no município de São Paulo.

6.1 O modelo

A equação de demanda do posto i é dada por:

$$q^i = a_i + b_i p^i + c_i \sum_{\substack{j \in N_i, \\ j \neq i}} w_j^{ii} p^j + \sum_{\substack{h=1, \\ h \neq i}}^M d_{hi} \sum_{k \in N_h} w_k^{ih} p^k + g_i(z), \quad (16)$$

em que:

q^i é a quantidade vendida por um posto da bandeira i ;

p^i é o preço cobrado por esse posto;

p^j é o preço cobrado por outro posto da bandeira i ;

p^k é o preço cobrado por um posto de outra bandeira;

w^{ih} é um vetor de pesos, $h = 1, \dots, M$;

z é um vetor de variáveis exógenas que alteram a demanda.

Os preços são medidos em centavos por litro, obtidos por observação (os preços são publicamente expostos pelos postos). Já as quantidades vendidas foram obtidas através da colaboração dos gerentes dos postos, que forneceram estas informações com a condição do posto não ser identificado. Para calcular os custos foi assumido que há um custo fixo e um custo por trabalhador que também não varia conforme a quantidade vendida, de forma que o custo marginal é medido apenas como o custo da gasolina vendida, em centavos por litro, uma vez que este é o único que varia com a quantidade vendida.

Para construir o vetor de pesos, três formas foram consideradas, como descrito em Slade (1986)[21]: 1) o recíproco da distância entre dois postos, 2) o market share do posto no mercado da grande Vancouver, e 3) o market share do posto apenas na região em que todos os postos da amostra estão localizados (Kingsway, uma pequena área na cidade de Vancouver). Os 3 esquemas apresentaram resultados substancialmente iguais, entretanto o primeiro apresentou estimativas mais precisas. Dessa forma, os pesos w^{ih} utilizados são inversamente proporcionais à distância entre dois postos, isto é, se um posto está a d_{ik} de distância de outro, o peso w^{ih} utilizado será $1/d_{ik}$, de forma que quanto maior a distância entre dois postos, menor será o peso dado ao impacto da variação nos preços de um no outro.

Para o vetor z , dado que a área estudada é pequena e de população homogênea (há poucos turistas na região) e que o período é curto (3 meses), não é incluída uma variável de renda, bem como não são incluídas *dummies* para representar os meses. Os z 's escolhidos são 6 variáveis *dummies* para representar o dia da semana.

A firma tem uma função lucro padrão, e ao maximizar este lucro as condições de primeira ordem serão:

$$d\pi^i/dp^i = (p^i - mc^i)dq^i/dp^i + q^i = 0, \quad (17)$$

em que π é o lucro e mc é o custo marginal.

Sendo $dp^j/dp^i = R^{ji}$ a função de reação de cada firma, teremos:

$$dq^i/dp^i = b_i + c_i R^{ii} + \sum_{\substack{h=1, \\ h \neq i}}^M d_{hi} R^{hi}, \quad (18)$$

Substituindo (18) e (16) em (17), teremos então as seguintes condições de primeira ordem:

$$\begin{aligned} d\pi^i/dp^i = & (p^i - mc^i)(b_i + c_i R^{ii} + \sum_{\substack{h=1, \\ h \neq i}}^M d_{hi} R^{hi}) + a_i + b_i p^i \\ & + c_i \sum_{\substack{j \in N_i, \\ j \neq i}} w_j^{ii} p^j + \sum_{\substack{h=1, \\ h \neq i}}^M d_{hi} \sum_{k \in N_h} w_k^{ih} p^k + g_i(z). \end{aligned} \quad (19)$$

Diferentes conjuntos de preços poderão, assim, serem obtidos através da escolha de um R apropriado, desde o caso Bertrand até um caso de monopólio.

O Jogo repetido consiste no jogo constituinte jogado infinitas vezes. Neste caso o payoff (Γ) de cada firma será:

$$\Gamma^i = \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \pi^i(p_t), \quad (20)$$

em que δ é o fator de desconto.

O paper trabalha com dois exemplos de guerra de preços, um em que as firmas adotam uma estratégia rígida (grim), de forma que desvios em relação ao resultado conluio geram reversão ao comportamento de Nash, e outro em há estratégias contínuas, em que desvios pequenos levam a punições pequenas, e desvios grandes levam a punições grandes.

A equação para a mudança de preços que engloba estes dois exemplos se dá por:

$$\Delta p_t^i = \sum_{h=1}^M \left\{ \alpha_{ih} R^{ih} \sum_{\substack{k \in N_h, \\ k \neq i}} w_k^{ih} \Delta p_t^k + (1 - \alpha_{ih}) R^{ih} \sum_{\substack{k \in N_h, \\ k \neq i}} w_k^{ih} \Delta p_{t-1}^k \right\} + \eta_t^i \quad (21)$$

em que Δ denota a primeira diferença e η o distúrbio aleatório. Dessa forma teremos que R^{ih} é a função de reação do posto i a uma mudança de preços nos postos da categoria h , sendo que, quando $h = i$, temos a reação do posto i aos preços dos outros postos de sua mesma categoria. O fator α_{ih} é um fator que indica a resposta temporal. Se $\alpha = 1$, \hat{R}^{ih} é a resposta contemporânea a uma mudança nos preços, já se $\alpha = 0$, haveria a indicação que os preços respondem exclusivamente a mudanças no período anterior. Um α entre 0 e 1 indica que \hat{R}^{ih} é uma estimativa das respostas intertemporais para o jogo repetido. Esta é a equação que utilizaremos para nossa estimação das funções resposta.

7 Dados e Estimação

7.1 Dados

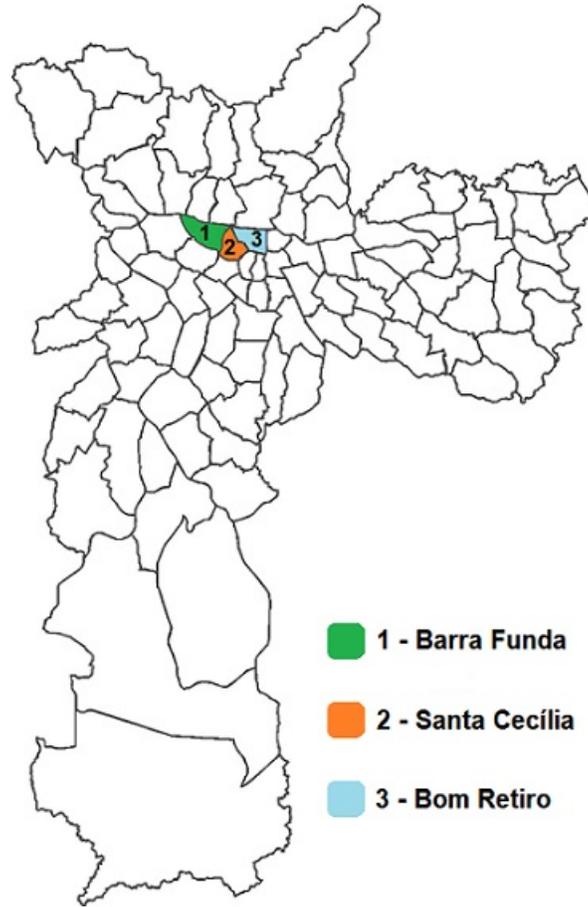
Para nosso exercício, iremos utilizar dados coletados pelo Sistema de Levantamento de Preços de Combustíveis da ANP (Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis). O Sistema coleta semanalmente o preço de diversos postos de combustíveis em diferentes municípios, coletando as seguintes informações de cada posto: CNPJ, Nome (razão social e nome fantasia), endereço completo (incluindo bairro e CEP), bandeira, preço da gasolina, preço do etanol e data da coleta.

Além disso, como instrumento, utilizaremos uma variável binária que indica se o posto é grande ou pequeno, medido pelo quantidade de bombas que este possui, e também outra variável binária indicando se ele está localizado numa avenida larga, com mais de 3 pistas. Ambas estas medidas foram obtidas através de pesquisa própria, através do uso do *Google Street View* para buscar cada posto, uma vez que possuímos seu endereço, e fazer uma averiguação visual.

Utilizaremos também como instrumento a renda média do distrito onde o posto está localizado. A Rede Nossa São Paulo, utilizando dados da RAIS (Relação Anual de Informações Sociais), divulga anualmente o Mapa da Desigualdade da cidade de São Paulo. Através dele, podemos obter a remuneração média mensal (em R\$) do emprego formal, por distrito, de forma que, de acordo com o dado mais recente, de outubro de 2022, que tem como ano-base o ano de 2000, a renda média no distrito da Barra Funda foi de R\$3.980,22, para o distrito de Santa Cecília ficou em R\$ 3.532,04, enquanto para o Bom Retiro este rendimento foi de R\$ 2.693,29.[\[22\]](#)

O período trabalhado será da primeira semana de Janeiro de 2022 até a segunda semana de Setembro, de forma que teremos 35 semanas. Foram escolhidos postos dos distritos de Barra Funda, Bom Retiro e Santa Cecília, três bairros adjacentes do município de São Paulo, de maneira que eles se encontram numa área contínua, localizados na região central do município.

Figura 4: Mapa do município de São Paulo destacando os distritos de Barra Funda, Santa Cecília e Bom Retiro.



Em nossa amostra teremos 24 postos, divididos em 4 grupos. As quatro categorias que iremos considerar são referentes à bandeira de cada posto. De acordo com a ANP, o mercado de combustíveis é bastante concentrado em 3 grandes participantes: Vibra, que administra os postos BR; Ipiranga e Raízen, que cuida dos postos Shell. Juntas, de acordo com a Agência, elas representam em média mais de 70% do mercado. Os outros postos costumam não ter bandeira própria, chamados de bandeira Branca. Teremos, assim: Vibra (M_v), Ipiranga (M_i), Raízen (M_r) e Branca (M_b). Cada grupo tem N membros, de forma que temos: $N_v = 9$, $N_i = 7$, $N_b = 5$ e $N_r = 3$.

Utilizamos os distritos como peso para encontrar o preço médio de cada grupo, de forma que teremos peso 2 para postos no mesmo distrito do posto j e peso 1 para postos em outro distrito. Com isso temos que:

$$p_t^{jj} = \sum_{\substack{k \in N_j, \\ k \neq j}} w_k^{jj} p_t^k \quad (22)$$

para os postos concorrentes sob a mesma bandeira do posto j , e

$$p_t^{jh} = \sum_{k \in N_j} w_k^{jh} p_t^k \quad (23)$$

para postos concorrentes de outras bandeiras.

7.2 Estimação e Resultados

Para nossa estimação, usaremos as variáveis relacionadas aos preços em logaritmo, de forma que assim estaremos estimando nossas funções respostas como elasticidades. Teremos, dessa forma, as seguintes 4 equações, para serem estimadas como um sistema de equações simultâneas:

$$\begin{aligned} \ln p_t^v &= \alpha_{vv} R^{vv} \ln p_t^{vv} + (1 - \alpha_{vv}) R^{vv} \ln p_{t-1}^{vv} + \\ &\quad \alpha_{vi} R^{vi} \ln p_t^{vi} + (1 - \alpha_{vi}) R^{vi} \ln p_{t-1}^{vi} + \\ &\quad \alpha_{vb} R^{vb} \ln p_t^{vb} + (1 - \alpha_{vb}) R^{vb} \ln p_{t-1}^{vb} + \\ &\quad \alpha_{vr} R^{vr} \ln p_t^{vr} + (1 - \alpha_{vr}) R^{vr} \ln p_{t-1}^{vr} + \eta_t^v \end{aligned} \quad (24)$$

$$\begin{aligned} \ln p_t^i &= \alpha_{ii} R^{ii} \ln p_t^{ii} + (1 - \alpha_{ii}) R^{ii} \ln p_{t-1}^{ii} + \\ &\quad \alpha_{iv} R^{iv} \ln p_t^{iv} + (1 - \alpha_{iv}) R^{iv} \ln p_{t-1}^{iv} + \\ &\quad \alpha_{ib} R^{ib} \ln p_t^{ib} + (1 - \alpha_{ib}) R^{ib} \ln p_{t-1}^{ib} + \\ &\quad \alpha_{ir} R^{ir} \ln p_t^{ir} + (1 - \alpha_{ir}) R^{ir} \ln p_{t-1}^{ir} + \eta_t^i \end{aligned} \quad (25)$$

$$\begin{aligned}
lnp_t^b &= \alpha_{bb}R^{bb}lnp_t^{bb} + (1 - \alpha_{bb})R^{bb}lnp_{t-1}^{bb} + \\
&\alpha_{bv}R^{bv}lnp_t^{bv} + (1 - \alpha_{bv})R^{bv}lnp_{t-1}^{bv} + \\
&\alpha_{bi}R^{bi}lnp_t^{bi} + (1 - \alpha_{bi})R^{bi}lnp_{t-1}^{bi} + \\
&\alpha_{br}R^{br}lnp_t^{br} + (1 - \alpha_{br})R^{br}lnp_{t-1}^{br} + \eta_t^b
\end{aligned} \tag{26}$$

$$\begin{aligned}
lnp_t^r &= \alpha_{rr}R^{rr}lnp_t^{rr} + (1 - \alpha_{rr})R^{rr}lnp_{t-1}^{rr} + \\
&\alpha_{rv}R^{rv}lnp_t^{rv} + (1 - \alpha_{rv})R^{rv}lnp_{t-1}^{rv} + \\
&\alpha_{ri}R^{ri}lnp_t^{ri} + (1 - \alpha_{ri})R^{ri}lnp_{t-1}^{ri} + \\
&\alpha_{rb}R^{rb}lnp_t^{rb} + (1 - \alpha_{rb})R^{rb}lnp_{t-1}^{rb} + \eta_t^r
\end{aligned} \tag{27}$$

Nosso modelo de equações simultâneas foi estimado pelo Método de Mínimos Quadrados em 3 etapas (3SLS), em que foi imposta uma restrição para assegurar que os α s estimados fiquem entre 0 e 1. Os valores de nossa estimação podem ser vistos na tabela a seguir:

Tabela 12: Resultado da estimação do modelo de equações simultâneas.

Eq. (24) - Vibra				
Variável	Estimativa	Erro-padrão	z	P> z
lnp_t^{vv}	-0,556	0,999	-0,560	0,578
lnp_{t-1}^{vv}	-2,831	1,009	-2,810	0,005 *
lnp_t^{vi}	0,775	0,897	0,860	0,387
lnp_{t-1}^{vi}	-3,699	0,781	-4,730	0,000 *
lnp_t^{vb}	1,072	1,220	0,878	0,378
lnp_{t-1}^{vb}	1,263	1,401	0,902	0,359
lnp_t^{vr}	-1,905	1,641	-1,161	0,184
lnp_{t-1}^{vr}	-1,291	1,441	-0,895	0,365

Eq. (25) - Ipiranga				
Variável	Estimativa	Erro-padrão	z	P> z
lnp_t^{ii}	-1,894	0,243	-7,810	0,000 *
lnp_{t-1}^{ii}	-1,705	0,240	-7,090	0,000 *
lnp_t^{iv}	0,772	0,484	1,600	0,110
lnp_{t-1}^{iv}	-0,703	0,499	-1,410	0,159
lnp_t^{ib}	-0,612	0,561	-1,090	0,276
lnp_{t-1}^{ib}	1,132	0,559	2,030	0,043 *
lnp_t^{ir}	3,472	0,787	4,410	0,000 *
lnp_{t-1}^{ir}	0,550	0,739	0,740	0,456

Eq. (26) - Branca				
Variável	Estimativa	Erro-padrão	z	P> z
lnp_t^{bb}	-0,898	0,227	-3,950	0,000 *
lnp_{t-1}^{bb}	-0,750	0,234	-3,210	0,001 *
lnp_t^{bv}	-0,735	0,267	-2,760	0,006 *
lnp_{t-1}^{bv}	1,336	0,283	4,720	0,000 *
lnp_t^{bi}	1,261	0,387	3,260	0,001 *
lnp_{t-1}^{bi}	0,838	0,357	2,350	0,019 *
lnp_t^{br}	1,008	0,509	1,980	0,048 *
lnp_{t-1}^{br}	-1,161	0,314	-3,690	0,000 *

Eq. (27) - Raizen				
Variável	Estimativa	Erro-padrão	z	P> z
lnp_t^{rr}	0,165	0,146	1,13	0,26
lnp_{t-1}^{rr}	0,457	0,14	3,31	0,00 *
lnp_t^{rv}	-0,044	0,08	-0,54	0,59
lnp_{t-1}^{rv}	-0,171	0,08	-2,06	0,04 *
lnp_t^{ri}	0,686	0,17	3,99	0,00 *
lnp_{t-1}^{ri}	-0,086	0,18	-0,47	0,64
lnp_t^{rb}	0,011	0,14	0,08	0,93
lnp_{t-1}^{rb}	-0,010	0,15	-0,07	0,95

* Significante ao nível de 5%.

Os valores indicados por * são significantes a 5%. Através destas estimativas, podemos calcular os valores para nossos α s e para nossos R s que representam nossa elasticidade estimada. Os resultados podem ser vistos na tabela a seguir.

Tabela 13: Valores estimados para os α s e R s.

α_{vv}	R^{vv}	α_{vi}	R^{vi}	α_{vb}	R^{vb}	α_{vr}	R^{vr}
0,16	-3,39	0,27	2,92	0,46	2,33	0,60	-3,20
α_{ii}	R^{ii}	α_{iv}	R^{iv}	α_{ib}	R^{ib}	α_{ir}	R^{ir}
0,53	-3,60	0,07	1,23	0,52	-1,18	0,86	4,02
α_{bb}	R^{bb}	α_{bv}	R^{bv}	α_{bi}	R^{bi}	α_{br}	R^{br}
0,54	-1,65	0,60	-1,22	0,60	2,10	0,15	-6,62
α_{rr}	R^{rr}	α_{rv}	R^{rv}	α_{ri}	R^{ri}	α_{rb}	R^{rb}
0,27	0,62	0,21	-0,22	0,60	1,14	0,00	7,33

Analisando estes resultados, podemos observar, primeiramente, que nem todos são significativos. Um resultado não significativo nos indica que o posto de determinada bandeira pode não reagir a mudanças de preços de outros postos específicos. Podemos notar, por exemplo, que postos da bandeira Vibra parecem reagir tanto a mudanças em postos da mesma bandeira, como a mudanças de preços em postos da bandeira Ipiranga, mas não encontramos valores significativos para as respostas a variações nos postos da bandeira Raízen e também naqueles de bandeira Branca. Estes resultados nos indicam pouca sensibilidade dos postos Vibra à concorrência através de preços, respondendo a postos de mesma bandeira e a postos Ipiranga apenas no período seguinte a uma variação nos preços destes.

Postos Ipiranga, por sua vez, parecem competir muito mais significativamente com postos de mesma bandeira, que tem característica de franquia, reagindo a mudanças tanto no mesmo período quanto no período anterior.

Já postos de bandeira Branca, que não estão atrelados a uma marca conhecida, como esperado, apresentam de maneira significativa a maior sensibilidade aos preços da concorrência. Embora eles pareçam estabelecer uma relação de seguidora em relação aos postos Ipiranga, aumen-

tando os preços quando estes aumentam os seus, estes postos de bandeira Branca parecem buscar competir tanto com postos Vibra e Raízen quanto com seus pares, num modelo de guerra de preços e, possivelmente, numa segmentação de mais baixa renda.

Os postos Raízen, por fim, parecem muito pouco sensíveis a variações de preços dos concorrentes, de forma que seus preços acompanham o mercado. A principal resposta destes postos é em relação a variações de preços no período anterior de postos da mesma bandeira, de mesmo sentido embora não de maneira proporcional. É possível notar também quase nenhuma reação a postos de bandeira Branca, um vez que os resultados são não significativos, indicando assim uma segmentação de mercado distinta em relação a postos não atrelados a uma marca principal.

Em resumo, as principais conclusões nos levam a corroborar a visão de forte concentração de mercado do setor. Os postos das 3 grandes marcas que representam a maior fatia do mercado tendem a caminhar conjuntamente, indicando pouca resposta imediata a alterações nos preços dos concorrentes. Já postos sem bandeira parecem ser muito mais sensíveis à concorrência, especialmente entre si, indicando que encontram em sua política de preços uma forma de competir neste mercado altamente concentrado.

8 Conclusão

Buscou-se através deste estudo analisar o importante mercado de combustíveis, com foco no estado e na cidade de São Paulo, região mais populosa do país. Após amplo resgate da literatura, explicitando os principais resultados encontrados ao longo de diversos estudos, o primeiro objetivo foi fornecer uma análise da sensibilidade de longo prazo dos consumidores a variações nos preços e na renda em relação ao consumo dos dois principais combustíveis utilizados em veículos automotores, o álcool e a gasolina. Para isto foram estimadas elasticidades-preço, renda e preço cruzada para os dois produtos, mediante um modelo de cointegração, utilizando-se da metodologia Engle-Granger e de dados mensais para o estado de São Paulo no período entre janeiro de 2012 e setembro de 2022.

Estimamos uma elasticidade-preço da demanda por gasolina indicando que esta é elástica, de forma que um aumento de 1% no preço resultaria numa queda de -1.4% no consumo. Este resultado está em linha com o esperado, sinalizando esta mudança no padrão do consumo observada em estudos recentes. Enquanto estudos mais antigos tendiam a indicar uma demanda mais inelástica, a introdução dos motores *flex*, aceitando ambos os combustíveis, permitiu aos consumidores uma maior sensibilidade a mudanças nos preços, uma vez que isto permitiu uma maior concorrência entre os dois produtos.

Nossa estimação para a elasticidade-preço cruzada em relação ao etanol também veio em linha com o esperado, nos indicando que um aumento de 1% no preço do etanol resultaria num aumento de 0,72% no consumo da gasolina. Embora menor do que 1, indicando que eles são substitutos perfeitos, este valor é um pouco maior do que valores tradicionalmente encontrados na literatura, indicando o mesmo efeito citado acima após a introdução da tecnologia *flex*.

A estimação da elasticidade-renda, entretanto, produziu um resultado diferente do esperado, indicando um valor de -1,64. Este resultado, negativo, seria um indicativo de que a gasolina teria se tornado um bem inferior, que vê redução no consumo quando a renda sobe. Este resultado, entretanto, pode estar relacionado a especificidades do período em questão. Ao longo dos 10 anos de nossa amostra o país passou por ao menos duas crises econômicas, em que houve estagnação ou perda de rendimento médio da população, o que não foi acompanhado por quedas na mesma proporção do combustível, o que nos indica a necessidade de um estudo mais aprofundado sobre o que poderia estar causando este

efeito.

Em relação ao etanol, encontramos resultados dentro do esperado para todos os nossos parâmetros. A elasticidade-preço ficou em $-0,91$, bem próxima da unidade. Já a elasticidade-preço cruzada ficou em $2,15$, enquanto a elasticidade-renda ficou em $4,46$. Todos estes resultados corroboram a hipótese de maior sensibilidade dos consumidores em relação ao etanol, como é típico na literatura, de forma que a demanda pelo combustível tende a ser mais elástica.

Estimamos também, através da mesma metodologia, modelos de correção de erro, para capturar efeitos de curto prazo. Este modelo produziu resultados também em linha, indicando que tanto a gasolina quanto o etanol possuem uma demanda mais inelástica no curto prazo. Através da análise dos resíduos desse modelo, fomos capazes de identificar também que a gasolina tende a voltar ao equilíbrio, após choques, em um período aproximadamente de 18 meses, enquanto o etanol volta ao equilíbrio em apenas pouco mais de 8 meses.

Além disso, foi realizado também um estudo sobre como postos de gasolina que competem entre si através de sua política de preços se comportam no município de São Paulo. Através de um modelo de equações simultâneas, estimado por 3SLS, pudemos estimar parâmetros de funções resposta para 24 postos localizados em três distritos adjacentes próximos ao centro da cidade, agrupando estes postos por bandeira. Nossa estimação corroborou, principalmente, a visão de que este é um mercado altamente concentrado, visto que as três principais marcas representam uma fatia em torno de 70% do mercado, de forma que há pouca resposta imediata a mudanças nos preços dos postos concorrentes. A exceção fica com os postos sem bandeira que, representando uma fatia consideravelmente menor no mercado, buscam se manter através de sua política de preços.

Referências

- [1] H. Alvarenga, “Brazilian Freight Transportation Matrix demands investments.” <http://eng.ilos.com.br/web/brazilian-freight-transportation-matrix-demands-investments/>, 2020.
- [2] E. Alisson, “Proálcool: uma das maiores realizações do brasil baseadas em ciência e tecnologia.” <https://agencia.fapesp.br/proalcool-uma-das-maiores-realizacoes-do-brasil-basead>, 2016.
- [3] C. Dahl and T. Sterner, “Analyzing gasoline demand elasticities: a survey,” *Energy Economics*, vol. 13, no. 3, pp. 203–210, 1991.
- [4] M. Espey, “Gasoline demand revisited: an international meta-analysis of elasticities,” *Energy Economics*, vol. 20, no. 3, pp. 273–295, 1998.
- [5] J. E. Hughes, C. R. Knittel, and D. Sperling, “Evidence of a shift in the short-run price elasticity of gasoline demand,” *NBER Working Paper*, no. 12530, 2006.
- [6] J. Bentzen, “An empirical analysis of gasoline demand in Denmark using cointegration techniques,” *Energy Economics*, vol. 16, no. 2, pp. 139–143, 1994.
- [7] M. N. Eltony and N. H. Al-Mtairi, “Demand for gasoline in Kuwait: An empirical analysis using cointegration techniques,” *Energy Economics*, vol. 17, no. 3, pp. 249–253, 1995.
- [8] R. Ramanathan, “Short- and long-run elasticities of gasoline demand in India: An empirical analysis using cointegration techniques,” *Energy Economics*, vol. 21, no. 4, pp. 321–330, 1995.
- [9] H. L. Burnquist and M. R. P. Bacchi, “A demanda por gasolina no Brasil: uma análise utilizando técnicas de co-integração,” *CEPEA, Discussion Paper*, 2002.
- [10] D. C. de Oliveira Alves and R. D. L. da Silveira Bueno, “Short-run, long-run and cross elasticities of gasoline demand in Brazil,” *Energy Economics*, vol. 25, no. 2, pp. 191–199, 2003.
- [11] B. F. Roppa, “Evolução do consumo de gasolina no Brasil e suas elasticidades: 1973 a 2003,” *Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ), Instituto de Economia*, 2005.

- [12] M. Nappo, “A demanda por gasolina no Brasil: Uma avaliação de suas elasticidades após a introdução dos carros bicom bustível.” *Fundação Getúlio Vargas, Escola de Economia de São Paulo—EESP/FGV*, 2007.
- [13] B. S. Azevedo, “Análise das elasticidades preço e renda da demanda por combustíveis no Brasil e desagregadas por regiões geográficas,” *Dissertation in Economics. Ibmec*, 2007.
- [14] A. P. Pontes, “Elasticidades de curto e longo prazo da demanda por álcool hidratado no Brasil,” *Dissertações (Mestrado) - Universidade Federal de Pernambuco (UFPE)*, 2009.
- [15] J. C. A. Bastos and E. P. S. Anna, “Elasticidade da demanda por gasolina no Brasil e o uso da tecnologia flex fuel no período 2001-2012,” *Anais do XLII Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 42nd Brazilian Economics Meeting]*, 2016.
- [16] G. F. Santos, “Fuel demand in Brazil in a dynamic panel data approach,” *Energy Economics*, vol. 36, pp. 229–240, 2013.
- [17] M. A. Margarido and P. F. A. Shikida, “Elasticidades para gasolina e etanol em São Paulo,” *Revista de Política Agrícola*, vol. 26, no. 3, pp. 61–78, 2017.
- [18] M. A. Margarido and P. F. A. Shikida, “Elasticidades para gasolina e etanol em São Paulo,” *REVISTA DE POLÍTICA AGRÍCOLA*, vol. 26, no. 3, pp. 61–78, 2017.
- [19] F. de São Paulo, “Entenda as idas e vindas do auxílio Brasil no governo Bolsonaro.” <https://www1.folha.uol.com.br/mercado/2022/08/entenda-as-idas-e-vindas-do-auxilio-brasil-no-governo-bolsonaro.shtml>, 2022.
- [20] M. Slade, “Interfirm rivalry in a repeated game: an empirical test of tacit collusion,” *The Journal of Industrial Economics*, vol. 35, no. 366, pp. 499–516, 1987.
- [21] M. Slade, “Conjectures, firm characteristics, and market structure - an empirical assessment,” *International Journal of Industrial Organization* 4, pp. 347–369, 1986.
- [22] R. N. S. Paulo, “Mapa da desigualdade 2022.” <https://www.nossasaopaulo.org.br/campanhas/>, 2022.