

CONTRATOS DE EXCLUSIVIDADE E O TRADE-OFF ENTRE PREÇO E QUALIDADE NO VAREJO DE COMBUSTÍVEIS

Seiji Kumon Fetter¹ (EESP/FGV – SPE/MF)

RESUMO

Montando uma nova base de microdados com informações de autos de infração de qualidade, este artigo estima o efeito do posto de combustível ser bandeirado sobre a escolha da qualidade do combustível ofertado e seu preço de revenda. A restrição vertical imposta pela associação a uma bandeira pode gerar incentivos de aumento de qualidade, mas potencialmente eleva os preços, devido à aplicação do poder mercado das distribuidoras sobre os revendedores. Modela-se a escolha da qualidade sob condições de informação imperfeita, em que postos desconhecem a decisão dos seus concorrentes próximos. Estimando o jogo discreto e uma forma reduzida para o preço de equilíbrio, encontrou-se que ser bandeirado é a variável explicativa mais importante que reduz a probabilidade de ofertar um combustível de qualidade baixa. O efeito da bandeira sobre o preço, por sua vez, é de intensificar a sensibilidade do preço em relação ao custo de aquisição do combustível, elevando o montante repassado pelo posto ao consumidor final, o que eleva os preços praticados. Portanto, encontrou-se evidências de que de fato existe um *trade-off* entre preço e qualidade no varejo de combustíveis, de modo que a exclusividade imposta aos postos bandeirados gera efeitos ambíguos sobre o bem-estar social.

Palavras-chave: Regulação; Estimação de Jogos Discretos de Informação Incompleta; Combustíveis

ABSTRACT

Using microdata from a new database with information on notices due to infringement of quality standards, this paper estimates the effect of a gas station carrying the supplier's brand against being an independent station, on choosing the quality of the supplied fuel and its resale price. The vertical restriction imposed by the association with a brand can generate quality improvement incentives, but potentially raises prices due to the market power of suppliers. The choice of quality is modeled under imperfect information, where stations are unaware of the decision of its closest competitors. Estimating the discrete game and a reduced form for the equilibrium price, it was found to that carrying the supplier's brand is the most important explanatory variable to reduce the probability of offering a low-quality fuel. The effect of the brand on the price, in turn, is to intensify the sensitivity of the price relative to the wholesale price, raising the amount passed on to the final consumer, which raises prices. Therefore, evidence is found for the fact there is a trade-off between price and quality in retail gasoline markets, so that the regulatory exclusivity restraint imposed on gas stations may generate ambiguous effects on social welfare.

Keywords: Regulation; Estimation of Discrete Games of Incomplete Information; Fuels

Classificação JEL: L51; L15; C57

¹ Mestre e doutorando em Economia pela EESP/FGV e Analista de Finanças e Controle na Secretaria de Política Econômica/MF. Contato: Secretaria de Política Econômica. Esplanada dos Ministérios, Ministério da Fazenda, Bloco P, Ed. Sede. 3º Andar, Sala 320. CEP: 70048900. (61) 34122326 Brasília-DF. Email: sejifetter@gmail.com. As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do autor e não refletem, necessariamente, a visão da Secretaria de Política Econômica do Ministério da Fazenda.

1. Introdução

O varejo de combustíveis tem sido estudado pela literatura internacional sob diferentes perspectivas, incluindo temas como fusão de empresas (PENNERSTORFER e WEISS, 2013), integração vertical (HASTINGS e GILBERT, 2005; HOUDE, 2012), colusão (SLADE, 1987, 1992; JÚNIOR et al., 2011), dinâmica de preços (BORENSTEIN e SHEPARD, 1996; BALMACEDA e SORUCO, 2008), ciclos políticos (PAIVA e MOITA, 2006) e modelos de procura (*search*) (LEWIS, 2004). Contudo, poucos abordam a questão da escolha de qualidade do combustível, apesar de ser um aspecto importante em termos de regulação e fiscalização. Em parte, isso se deve à falta de informações disponíveis ao público sobre qualidade dos produtos. Este trabalho contribui para a literatura analisando empiricamente a escolha de qualidade no varejo de combustíveis brasileiro, fazendo uso de uma nova base de dados contendo informações de autos de infração de postos de combustíveis no município de São Paulo.

Mais especificamente, analisa-se como a imposição regulatória de que postos bandeirados só podem adquirir combustíveis de distribuidoras detentoras de sua marca comercial, firmando-se um contrato de exclusividade, gera incentivos para manutenção de qualidade na oferta do produto. A questão não é trivial, pois, por um lado, a exclusividade pode gerar incentivos para o investimento em qualidade, tendo em mente a difusão da prática de adulteração observada no início da década de 2000; por outro, a perda do poder de negociação do posto com a distribuidora pode levar a preços mais altos na bomba, gerando uma redução do bem-estar social. Dessa forma, é importante analisar se a associação a bandeiras de fato leva a uma maior oferta de combustíveis de boa qualidade, e qual é o *trade-off* que se pode esperar nos preços praticados.

No Brasil, o estudo sobre a qualidade do combustível está mais ligado a questões de adulteração do que à oferta de combustíveis de maior octanagem ou pureza (i.e. gasolina premium) como em Barron, Taylor, & Umbeck (2000). Isto se deve à recente história de liberalização do mercado de combustíveis no país, começando pela criação da Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP) pela lei 9.478/1997, culminando na completa liberação de preços na revenda e distribuição dos combustíveis em 2002 e na possibilidade de oferta de combustíveis pelos chamados postos de bandeira branca, que podem vender combustíveis de qualquer marca comercial. A intensa competição em preços tem sido apontada como um incentivo à adulteração, que se resume à troca de algum componente oficial do combustível por outro mais barato. De fato, os índices de inconformidade calculados pela ANP² se situavam em patamares considerados altos no início da década de 2000, oscilando entre 12,5% e 6,8% para gasolina, entre 12,6% e 7,3% para etanol e entre 6,7% e 4,9% para diesel³ nos anos de 2000 a 2003. Já em 2013, os índices caíram para 1,3% para gasolina, 1,6% para etanol e 2,9% para diesel, suscitando o interesse para analisar o que causou a melhora da qualidade dos combustíveis na última década.

Parte da explicação para a queda da inconformidade dos combustíveis aos padrões da ANP é a contínua ação de fiscalização pela autoridade reguladora. Anualmente, em torno de 22mil ações de fiscalização são executadas⁴ e, em média, mais de mil infrações por qualidade são identificadas. Desde 1999 a 2013, o total de fiscalizações soma 308.934 ações, e um total de 15.435 de infrações por qualidade, gerando inclusive 12.534 interdições. Como o total de postos registrados na ANP⁵ (ativos e inativos) soma 68.111, cada posto poderia ter sido fiscalizado 4,5 vezes, em média⁶.

Por outro lado, a própria regulação do mercado tem papel importante para explicar os incentivos aos quais os postos estão sujeitos. Desde 2000⁷, é proibido que revendedores de combustíveis, os postos, vendam combustíveis oriundos de distribuidora diferente daquela cuja marca comercial é exibida pelo posto, o que se aplica apenas a postos bandeirados. Em 2007⁸, a regulação da atividade das distribuidoras

² Os Boletins de Qualidade estão disponíveis em <http://www.anp.gov.br/?id=625>.

³ Se o índice de inconformidade é de X%, então X postos de cada 100 amostrados apresentavam combustíveis incompatíveis com os padrões regulados pela ANP.

⁴ Vide o histórico em <http://www.anp.gov.br/?id=498>.

⁵ Busca realizada em 27/07/2014 em <http://anp.gov.br/postos/consulta.asp>.

⁶ Na prática, a fiscalização também abrange distribuidoras e TRRs, por exemplo. Contudo, em termos de quantidade, o número de postos revendedores representa quase a totalidade dos agentes econômicos fiscalizados.

⁷ PORTARIA ANP Nº 116, DE 5.7.2000

⁸ Resolução ANP nº 7, de 7.3.2007

de combustíveis recebeu um adendo, explicitando que distribuidoras só podem vender combustíveis para postos que carregam sua marca comercial. Em 2008⁹, a regulamentação de 2000 foi ligeiramente alterada para constar explicitamente que o posto, além de não poder vender combustível de distribuidora de outra bandeira, também não pode adquirir combustível de distribuidora de outra bandeira.

A regulação imposta, que exige a exclusividade para postos bandeirados, foi uma forma de garantir que o consumidor saiba da origem do combustível que está comprando, o que aumenta o valor da marca para as distribuidoras. Estas, por sua vez, obtêm maiores incentivos para assegurar a qualidade do combustível, investindo em treinamento de funcionários e em controle de qualidade. Com efeito, de acordo com Soares (2012), as distribuidoras não monitoram a qualidade nos postos às quais não são vinculadas. A contrapartida do aumento da qualidade dos combustíveis é o aumento de preços dos combustíveis. De fato, a maior desvantagem de pertencer a uma bandeira apontada por donos de postos no estudo de Soares (2012) é a falta de poder de barganha no preço de aquisição do combustível. Isto implica numa capacidade maior das distribuidoras de elevarem seus preços, o que é transmitido para os preços de revenda. Por complementaridade estratégica, espera-se que postos de outras bandeiras ou de bandeira branca também elevem os preços. O efeito líquido da regulação é, portanto, ambíguo, existindo um *trade-off* entre qualidade e preço.

Embora a literatura tenha estudado amplamente a relação entre preços e os diferentes tipos de contratos de fornecimento (BLASS e CARLTON, 2001; BARROS e MARJOTTA-MAISTRO, 2002; PINTO e SILVA, 2008; HOGG *et al.*, 2012; SOARES, 2012) e, em menor intensidade, a relação entre qualidade e os tipos de contrato (BARRON *et al.*, 2000; DALMONECH *et al.*, 2010), o *trade-off* entre qualidade e preço em si ainda não foi analisado empiricamente. Neste trabalho, utilizando dados dos Boletins de Fiscalização e o Levantamento Semanal de Preços da ANP, analisa-se, por meio de um modelo econométrico para os *payoffs* dos postos de combustíveis, os efeitos sobre a qualidade e preços dos combustíveis gerados pelas diferentes configurações contratuais.

Considera-se um ambiente de informação imperfeita, ou seja, os postos concorrentes e os consumidores desconhecem a verdadeira qualidade do posto. Nesse contexto, postos formam crenças a respeito da qualidade dos seus competidos e maximizam o lucro esperado quando escolhem se reduzem a qualidade ou não. Nessa decisão, ser um posto bandeirado pode ser uma característica importante para determinar a escolha ótima, pois distribuidoras e o órgão fiscalizador do mercado estabelecem incentivos nesse sentido.

Através da estimação do modelo de escolha discreta de qualidade com informação imperfeita e empregando uma forma reduzida para os preços da gasolina C, constatou-se que ser bandeirado reduz significativamente a probabilidade de ofertar um combustível de qualidade baixa. Inclusive, foi o elemento mais importante entre as demais covariadas. Na equação de preço, por sua vez, o efeito do *status* de bandeirado é de intensificar a sensibilidade do preço em relação ao custo de aquisição do combustível. Como postos bandeirados costumam pagar mais caro pelo combustível que adquirem, de fato encontra-se um efeito positivo sobre os preços quando o posto é bandeirado. As evidências apontam para a existência de um *trade-off* entre preço e qualidade no varejo de combustíveis, no qual a prática de contratos de exclusividade afetam tanto os incentivos por ofertar produtos de boa qualidade como geram preços mais altos, resultando em um benefício líquido indeterminado sobre o bem-estar social.

Após esta introdução, a próxima seção caracteriza brevemente o varejo de combustíveis automotivos. Na terceira seção, caracteriza-se a base de dados em mãos. Em particular, apresenta-se uma nova fonte de informação, que são os autos por infração de qualidade. Na quarta seção, desenvolve-se um modelo empírico para testar a influência das bandeiras sobre a decisão de qualidade pelo posto e como ser bandeirado afeta o equilíbrio de preços. A quinta seção apresenta os resultados econométricos obtidos e a sexta seção conclui.

2. O varejo de combustíveis

O setor de combustíveis é estruturado em etapas de produção, distribuição e revenda. Na primeira etapa, dominada pela Petrobrás no nível nacional, refinarias e petroquímicas produzem gasolina A, diesel,

⁹ Resolução ANP nº 33, de 13.11.2008

óleo combustível, querosenes e a gasolina de aviação. Usinas de cana produzem etanol hidratado ou anidro. Na segunda, distribuidoras compram os combustíveis das refinarias e os armazenam, realizando as misturas necessárias, como na composição da gasolina C (atualmente com 20% de etanol anidro).

Uma primeira fonte de concorrência é gerada na distribuição, em que empresas nacionais e estrangeiras se diferenciam entre marcas comerciais, também chamadas bandeiras. De acordo com o Anuário Estatístico Brasileiro do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP, 2011), 501 bases de distribuição estavam autorizadas para operar em 2010. Ainda assim, aproximadamente 80% do mercado é dominado pelas empresas associadas à SINDICOM, incluindo BR, Ipiranga, Shell e Cosan.

Desde a Resolução nº 07/2007 da ANP, as distribuidoras não podem mais vender combustíveis para postos de abastecimento de bandeira diferente. Porém, postos de bandeira branca podem adquirir combustíveis de qualquer distribuidora. Pinto e Silva (2008) argumentam que a diferenciação nos contratos estabelecidos (com ou sem exclusividade) afeta os preços de equilíbrio, concluindo, através de um modelo teórico, que a presença de postos de bandeira branca reduz os preços e torna o mercado mais competitivo. Empiricamente, Nunes e Gomes (2005) encontram uma relação positiva entre a proporção de postos de bandeira branca e a dispersão dos preços em São Paulo.

No varejo de combustíveis, 98% das vendas de gasolina, etanol e GNV e 56,8% das vendas de diesel é efetuada por postos revendedores, em que o restante é comercializado por Transportadoras Revendedoras Retalhistas (TRRs). Os destinos finais dos combustíveis vendidos em postos são veículos automotivos, enquanto as TRRs vendem diretamente para indústrias, agricultura e aviação.

Ao final de 2011, 39.449 postos de gasolina operavam no país. A Tabela 1 mostra sua distribuição entre unidades da federação e a proporção de postos de bandeira branca em cada estado. Apesar da grande quantidade de estabelecimentos, na prática o segmento se caracteriza por mercados locais que podem variar muito no nível de competitividade. Por exemplo, o município de Cruzeiro do Sul, no Acre, possuía 28 postos, enquanto a cidade de São Paulo possuía 2.049.

Tabela 1 - Distribuição estadual de postos revendedores de combustíveis e proporção de postos de bandeira branca em 22/11/2011

Estado	Total de postos	Band. Branca	Estado	Total de postos	Band. Branca
Acre	149	34%	Paraíba	653	53%
Alagoas	513	46%	Pará	955	52%
Amapá	120	39%	Pernambuco	1.384	40%
Amazonas	598	30%	Piauí	730	68%
Bahia	2.270	57%	Rio de Janeiro	2.210	42%
Ceará	1.313	42%	Rio Grande do Norte	562	31%
Distrito Federal	319	21%	Rio Grande do Sul	3.155	18%
Espírito Santo	623	26%	Rondônia	503	50%
Goiás	1.474	61%	Roraima	111	56%
Maranhão	1.189	66%	Santa Catarina	2.156	26%
Mato Grosso	1.058	62%	Sergipe	260	22%
Mato Grosso do Sul	598	32%	São Paulo	9.152	45%
Minas Gerais	4.212	43%	Tocantins	383	66%
Paraná	2.799	48%			
Brasil	39.449	43%			

Fonte: Consulta Web de postos revendedores em <http://www.anp.gov.br>.

Nota: Apenas postos autorizados pela ANP estão contabilizados.

Postos de abastecimento e distribuidoras se tornaram livres para precificar seus produtos após o processo de liberalização do mercado. Entretanto, o governo brasileiro costumeiramente influencia os preços da gasolina, reduzindo impostos e, mais recentemente, a proporção de etanol anidro de 25% para 20% em sua composição no ano de 2011.

O mercado internacional também influencia os preços nacionais, devido a oscilações no preço internacional do petróleo. Todavia, a Petrobrás mantém uma política de redução do repasse da

volatilidade externa aos preços internos, realizando reajustes nos preços da gasolina A com menor frequência e intensidade que o mercado.

Sendo produtos homogêneos, os combustíveis automotivos são vendidos, essencialmente, sob competição em preços. Como o maior componente de custos de um posto é o custo de mercadorias vendidas, a modelagem econômica desse segmento costuma considerar que os custos marginais sejam constantes (preço de atacado). Sob estas condições, espera-se que a competição seja acirrada, com pouco espaço para *mark-ups* significantes. Porém, a diferenciação horizontal tanto entre marcas (ou entre postos de bandeira colorida e bandeira branca) como entre aspectos particulares de cada posto (localização, loja de conveniência, qualidade do serviço, etc.) podem motivar certa retenção de poder de mercado.

3. Base de dados

Para realizar este estudo, três tipos de informações foram coletadas junto à ANP: (i) dados de preços; (ii) características dos postos de combustíveis e (iii) informações de autos de infração por motivo de qualidade.

A base de preços da ANP consiste em um banco de dados proveniente de seu Levantamento de Preços e de Margens de Comercialização de Combustíveis¹⁰, com frequência semanal, que pesquisa os preços de bomba e custos de aquisição da gasolina C (R\$/litro), etanol, diesel e GNV para 20.868 postos de gasolina distribuídos ao longo de 555 municípios. Além disso, são registradas outras informações no momento da coleta, tais como a bandeira do posto, logradouro, bairro e outras características. Esta base foi gentilmente fornecida pela ANP.

De acordo com a metodologia da pesquisa, os municípios e sua participação na amostra foram escolhidos a partir de critérios econômicos, para que preços municipais sejam representativos. Dentro de cada município, porém, os postos são semanalmente selecionados aleatoriamente para a pesquisa (ANP, 2010b, p. 3). Para fins deste trabalho, limita-se a amostra ao município de São Paulo, que conta com 350 postos amostrados por semana, caracterizando-se como um painel não-balanceado de 236.045 observações, de primeiro de julho de 2001 a 31 de dezembro de 2011. Através de informações da razão social e logradouro, os postos foram identificados ao longo do tempo.

Os dados do Levantamento de Preços foram cruzados com informações de cadastros de postos, também disponíveis no *site* da ANP. Por meio de acesso *web*¹¹, pode-se consultar as informações cadastradas pelos postos, contendo informações de: data de despacho de autorização para funcionamento, data de revogação de autorização para funcionamento, lista de produtos ofertados pelo posto, entre outros. O cruzamento com essa fonte de dados foi essencial para montar o estoque de postos de gasolina no município de São Paulo ao longo do tempo. Como a amostra de 350 postos para o Levantamento de Preços não é proporcional ao estoque, recorreu-se aos dados administrativos, coletando as datas de autorização e revogação, para construir as datas de “nascimento” e “morte” de cada posto. Além disso, postos nunca amostrados no Levantamento de Preços também puderam ser contabilizados. Dessa forma, construiu-se o número de postos em cada bairro do município e ampliou-se o número de variáveis que caracterizam o posto.

Os dados de autos de infração se encontram na seção de Fiscalização do *site* da ANP. Mensalmente, a ANP atualiza uma lista de postos autuados ou interditados¹² por problemas de qualidade. Nessas publicações, constam a razão social e logradouro do posto autuado, permitindo o cruzamento com os dados do Levantamento de Preços e dos dados cadastrais. Buscando o histórico dessas publicações, construiu-se uma variável que indica se o posto foi autuado em cada semana. Esta nova base de dados permite uma análise em microdados para investigar a relação entre preço e qualidade do combustível.

Uma segunda fonte de dados de qualidade também está disponível, ainda que a nível agregado: os Boletins de Monitoramento de Qualidade, empregados no estudo de Dalmonech et al. (2010). As ações de monitoramento e de fiscalização não se confundem, mas têm estreita relação, pois o monitoramento contínuo da qualidade dos combustíveis pode ajudar a informar e melhorar os esforços de fiscalização.

¹⁰ <http://anp.gov.br/preco>

¹¹ <http://anp.gov.br/postos>

¹² <http://anp.gov.br/?id=2872>

Anualmente, por volta de 20 mil postos são monitorados apenas no estado de São Paulo (em torno de 80 mil no país inteiro) e, no município de São Paulo, aproximadamente mil postos são monitorados por trimestre. As amostras colhidas nos monitoramentos são analisados em laboratórios conveniados, mas cabe à fiscalização decidir se um posto deve ou não ser autuado e interditado.

Utilizando as fontes mencionadas, as seguintes variáveis foram construídas para observações do posto i na semana t :

Tabela 2 – Descrição das variáveis na base de dados

Variável	Descrição
p_{it}	Preço da gasolina C comum na bomba (R\$/L), a preços de dezembro de 2011 (IPCA). O Levantamento de Preços também registra os preços do diesel, etanol hidratado e GNV, mas com uma disponibilidade significativamente menor que os preços de gasolina, que sempre são coletados. Assim, optou-se por concentrar a análise neste combustível.
c_{it}	Custo de aquisição da gasolina C comum obtida em nota fiscal apresentada pelo posto (R\$/L). Em parte da amostra, a informação de custo não está disponível, por falta de apresentação de nota fiscal. Nesses casos, utiliza-se como <i>proxy</i> de custo de aquisição o custo médio dos postos de mesma bandeira na semana.
$BAND_{it}$	Variável <i>dummy</i> indicando se o posto é ou não bandeirado, isto é, vale 0 se o posto for de bandeira branca e 1 se o posto tiver qualquer outra bandeira.
<i>Dummies</i> de bandeira	Além do status de bandeirado, também se construiu <i>dummies</i> para cada bandeira. Contudo, devido à profusão de várias pequenas bandeiras regionais, algumas <i>dummies</i> chegavam a valer 1 em apenas uma observação. Assim, criou-se uma categoria de bandeira que agrupa todas as bandeiras com 39 ou menos postos associados, o que acumula menos de 5% dos postos.
<i>Dummies</i> de logradouro: Av_i e $Estrod_i$	Criou-se uma <i>dummy</i> para indicar se o posto se encontra em uma avenida e outra para o caso de se encontrar em estrada ou rodovia. Como caracterizam o logradouro, estas variáveis são invariantes no tempo. Também se criou <i>dummies</i> de bairro.
$Idade_{it}$	“Idade” do posto, em meses, contando de sua data de autorização para funcionamento.
$Aditiv_i$	<i>Dummy</i> indicando se o posto oferece gasolina ou etanol aditivado. Como se baseia em dados cadastrais, não varia no tempo.
$Nprods_i$	Variabilidade de produtos ofertados no posto, podendo incluir: gasolina C comum e aditivada, etanol hidratado comum e aditivado, diesel e GNV. Como se baseia em dados cadastrais, não varia no tempo.
S_{nt}	Estoque de postos de combustíveis no bairro n na semana t .
$Monit_t$	<i>Proxy</i> de probabilidade do posto ser monitorado. A partir dos boletins de qualidade, obteve-se a quantidade média semanal de postos monitorados para aferição de qualidade. Em seguida, dividiu-se essa quantidade pelo estoque total de postos no município da semana. Como o dado de quantidade de monitoramentos abrange todo o município, não há variação entre postos para esta variável.
A_{it}^*	<i>Dummy</i> que indica se o posto foi autuado em determinada semana.
$A_i^T, A_{it}^m, A_{it}^a, A_{it}^h$	<i>Dummies</i> derivadas de A_{it} , conforme metodologia abaixo.

Como a data do auto de infração por qualidade indica, com certeza, apenas que o posto fornecia combustíveis de qualidade baixa na mesma semana, foi necessário criar as *dummies* derivadas de A_{it}^* que reflitam com maior fidelidade a chance do combustível ser de baixa qualidade nas demais semanas. As variáveis $A_i^T, A_{it}^m, A_{it}^a$ e A_{it}^h são *proxies* de indicadores de baixa qualidade.

A variável A_i^T é uma indicadora invariante no tempo, que vale 1 se o posto recebeu um auto em alguma semana na amostra. Trata-se de uma opção pessimista, supondo que o posto sempre fornece

qualidade baixa e sempre fornecerá. Por um lado, é de se imaginar que sofrer um auto de infração ou mesmo uma interdição poderia coibir a reincidência da qualidade baixa. Por outro, existem postos autuados múltiplas vezes, sugerindo que pode ser economicamente interessante arriscar na redução da qualidade.

A variável A_{it}^m vale 1 se o posto foi autuado na semana corrente ou em qualquer uma das próximas 4 semanas. Assim, supõe-se que a situação de fornecimento de baixa qualidade durou por volta de um mês até a data de autuação. A variável A_{it}^a é construída de forma análoga, mas supondo que a qualidade do posto era baixa por um ano até a data do auto de infração. A_{it}^h , por sua vez, supõe que a qualidade do posto sempre era baixa até a data do auto de infração, isto é, desde o início da amostra.

Como qualquer formulação derivada de A_{it}^* apresentará algum erro em relação à realidade, é necessário tratar as *dummies* de autuação como uma variável dependente binária com erro de mensuração, ou erro de classificação. Na estratégia empírica da próxima seção, esse aspecto será tratado. Além disso, todos os modelos serão aplicados usando as três configurações mais plausíveis, A_{it}^m , A_{it}^a e A_{it}^h , como forma de checar a robustez dos resultados.

A Tabela 3 apresenta estatísticas descritivas das principais variáveis consideradas. O preço médio da gasolina é de 2,953 R\$/L, e o custo de aquisição médio é 2,601 R\$/L, implicando em uma margem média de 0,352 R\$/L. Na amostra, 63% dos postos são bandeirados. A maior parte se encontram em avenidas (53%) e estão, em média, há 4 anos no mercado. Quase todos os postos (92%) oferecem ao menos uma modalidade de combustível aditivado e ofertam por volta de 4 tipos de combustíveis diferentes. Em média, um bairro do município de São Paulo tem 154 postos, indicando um alto nível de concorrência. Porém, apesar de não constar na tabela, 50% da amostra são postos em bairros com 26 ou menos postos e 75% da amostra tem 70 postos ou menos no bairro.

A variável A_{it}^* indica o posto que, em determinada semana, foi autuado, o que representa 0,1% das observações de postos X semana. Aproximadamente 24% da amostra (vide A_{it}^T) tem postos que foram autuados algum dia. Considerando o critério de A_{it}^m (um mês antes do auto), 0,7% das observações são de postos ofertando combustíveis de baixa qualidade. Pelo critério de 1 ano antes do auto, a *proxy* para qualidade baixa do combustível A_{it}^a vale 1 para 4,9% da amostra. Por fim, considerando que todo posto autuado sempre ofertou um combustível de qualidade baixa até a data do auto de infração, 17,62% da amostra consiste em postos ofertando baixa qualidade.

Tabela 3 – Estatísticas descritivas das variáveis

Variável		Média	Desv. Pad	Mín.	Máx.	Observações
p_{it}	overall	2,9529	0,2355	2,2519	4,0933	N = 234193
	between		0,1703	2,3776	3,4397	n = 2834
	within		0,1987	2,2249	4,0257	T-bar = 82,6369
c_{it}	overall	2,6008	0,2003	1,1260	4,0344	N = 235537
	between		0,1369	2,1717	2,9699	n = 2837
	within		0,1855	1,2422	3,9737	T-bar = 83,0233
$BAND_{it}$	overall	0,6305	0,4827	0,0000	1,0000	N = 236045
	between		0,4027	0,0000	1,0000	n = 2838
	within		0,3111	-0,3661	1,6266	T-bar = 83,173
Av_i	overall	0,5329	0,4989	0,0000	1,0000	N = 236045
	between		0,4984	0,0000	1,0000	n = 2838
	within		0,0000	0,5329	0,5329	T-bar = 83,173
$Estrod_i$	overall	0,0364	0,1874	0,0000	1,0000	N = 236045
	between		0,2083	0,0000	1,0000	n = 2838
	within		0,0000	0,0364	0,0364	T-bar = 83,173
$Idade_{it}$	overall	52,4595	31,7121	0,0000	136,0000	N = 236045
	between		21,2755	0,0000	123,3333	n = 2838
	within		27,8743	-26,3619	146,9227	T-bar = 83,173
$Aditiv_i$	overall	0,9146	0,2794	0,0000	1,0000	N = 175017
	between		0,3099	0,0000	1,0000	n = 1748
	within		0,0000	0,9146	0,9146	T-bar = 100,124
$Nprods_i$	overall	3,8972	0,7285	1,0000	6,0000	N = 175017
	between		0,7346	1,0000	6,0000	n = 1748
	within		0,0000	3,8972	3,8972	T-bar = 100,124

Tabela 3 – Estatísticas descritivas das variáveis (cont.)

Variável		Média	Desv. Pad	Mín.	Máx.	Observações
S_{nt}	overall	154,6338	248,0359	0,0000	674,0000	N = 236045
	between		252,1097	1,0000	674,0000	n = 2838
	within		18,2465	-447,4017	433,6338	T-bar = 83,173
A_{it}^*	overall	0,0010	0,0321	0,0000	1,0000	N = 236045
	between		0,0134	0,0000	0,5000	n = 2838
	within		0,0317	-0,4990	0,9966	T-bar = 83,173
A_i^T	overall	0,2420	0,4283	0,0000	1,0000	N = 236045
	between		0,4318	0,0000	1,0000	n = 2838
	within		0,0000	0,2420	0,2420	T-bar = 83,173
A_{it}^m	overall	0,0070	0,0831	0,0000	1,0000	N = 236045
	between		0,0408	0,0000	1,0000	n = 2838
	within		0,0797	-0,4930	1,0036	T-bar = 83,173
A_{it}^a	overall	0,0490	0,2158	0,0000	1,0000	N = 236045
	between		0,1751	0,0000	1,0000	n = 2838
	within		0,1752	-0,9153	1,0422	T-bar = 83,173
A_{it}^h	overall	0,1762	0,3810	0,0000	1,0000	N = 236045
	between		0,3579	0,0000	1,0000	n = 2838
	within		0,1509	-0,8172	1,1555	T-bar = 83,173

Fonte: Elaboração própria com base em dados da ANP.

A Tabela 4 apresenta o número de postos autuados encontrados nesta pesquisa. De 2.838 postos de combustíveis únicos que eventualmente aparecem na base de dados entre 2001 e 2011, 703 já foram autuados em algum momento.

Tabela 4 – Postos eventualmente autuados na base de dados

	Frequência	Proporção (%)
Sem auto	2.135	75,23
Autuado	703	24,77
Total	2.838	100

Fonte: Elaboração própria com base em dados da ANP.

Na Tabela 5, observa-se alguns testes de média caracterizando os postos eventualmente autuados e não autuados (A_{it}^T). Em média, os preços cobrados por postos autuados são mais baixos em 8 centavos, têm menor propensão a terem uma bandeira e se localizam em bairros com um maior número de postos. Todas as diferenças são estatisticamente significativas.

Tabela 5 – Testes de média por ser autuado

	Médias		Diferença	P-valor	Observações
	Sem Auto	Autuado			
Preço da gasolina	2,9723 (0,0006)	2,8921 (0,0009)	0,0802 (0,0011)	0,0000	234.193
Bandeirado	0,6976 (0,0011)	0,4206 (0,0021)	0,2770 (0,0023)	0,0000	236.045
Número de postos no bairro	151,6091 (0,5828)	164,1091 (1,0564)	-12,5000 (1,2065)	0,0000	236.045

Nota: Erros padrões em parênteses. Teste-t com variâncias desiguais entre grupos.

Fonte: Elaboração própria com base em dados da ANP.

Já a Tabela 6 compara médias quando o posto é e não é bandeirado. Em média, postos bandeirados têm uma probabilidade menor de também serem autuados. Os preços cobrados em postos bandeirados são maiores em 7 centavos, em média. Parte dessa diferença se deve ao maior custo de aquisição da gasolina, que é quase 2 centavos maior para postos bandeirados.

Tabela 6 – Testes de média por ser bandeirado

	Médias		Diferença	P-valor	Observações
	Sem bandeira	Bandeirado			
Autuado	0,0855 (0,0009)	0,0276 (0,0004)	0,0579 (0,0010)	0,0000	236045
Preço da gasolina	2,9082 (0,0008)	2,9788 (0,0006)	-0,0705 (0,0010)	0,0000	234193
Custo da gasolina	2,5897 (0,0007)	2,6073 (0,0005)	-0,0176 (0,0009)	0,0000	235537

Nota: Erros padrões em parênteses. Teste-t com variâncias desiguais entre grupos.

Fonte: Elaboração própria com base em dados da ANP.

Os testes-t corroboram o aparente *trade-off* entre preços e qualidade gerados pela presença da bandeira. Por um lado, os preços sobem, possivelmente porque o poder de barganha do posto de combustível cai e se aplica uma dupla-margem sobre os custos. Por outros, é mais fácil encontrar um posto que nunca teve um auto de infração de qualidade se o mesmo for bandeirado, indicando que a qualidade média desses postos é maior. Para destrinchar esses efeitos de forma mais formal, a próxima seção apresenta a estratégia empírica que visa medir os efeitos da bandeira sobre preços e qualidade.

4. Estratégia empírica

Nesta seção, apresenta-se um modelo empírico para analisar a escolha de qualidade pelo posto de combustível e a precificação de seu produto. Parte-se da suposição de que os postos revendedores, indexados por $i = 1, \dots, N_t$, têm duas decisões a tomar: se economizam com a qualidade do produto ou não (seja na forma de adulteração, seja na forma de desleixo), e escolhem o preço de revenda do combustível (preço de bomba). A abordagem empírica consiste na estimação de uma forma reduzida para a equação de precificação e da estimação da escolha discreta do posto de combustível na de qualidade, utilizando uma forma reduzida para o *payoff*. Analisando o efeito do *status* de bandeirado sobre essas decisões, pode-se inferir sobre os efeitos dos contratos de exclusividade sobre preços e qualidade.

Supõe-se um ambiente de informação incompleta, em que consumidores e postos de combustíveis concorrentes desconhecem: (i) parte dos determinantes dos lucros do posto i e (ii) a efetiva escolha pela qualidade. A escolha da qualidade é modelada como uma escolha discreta, $d_{it} = 1$ para qualidade baixa e $d_{it} = 0$ para qualidade alta, que cada posto pode realizar a qualquer momento. Em um primeiro estágio, a qualidade é escolhida. Em um segundo estágio, os preços são formados baseando-se nas crenças dos

agentes a respeito das escolhas de cada posto no primeiro estágio. Desta forma, chamando de Z_{it} o vetor de todas as variáveis explicativas abordadas e de \mathbf{Z} a matriz empilhando as observações, pode-se denotar $B_{it} = \text{Pr}[d_{it} = 1 | \mathbf{Z}]$, sendo $B_t = (B_{it}, B_{-it})$ o vetor de crenças comumente adotado por todos os agentes envolvidos (consumidores, o posto e concorrentes).

4.1. Preços

Baseando-se na crença a respeito da qualidade de cada posto, forma-se a demanda e uma competição em preços gera os preços de equilíbrio no mercado. A seguinte equação de preço de equilíbrio em forma reduzida é utilizada:

$$p_{it} = \alpha_0 + (\alpha_1 + \psi BAND_{it})c_{it} + \alpha_2 \sum_{j \in C_i} c_{jt} + \gamma X_{it} + \beta_0 BAND_{it} + \beta_1 \sum_{j \in C_i} BAND_{jt} + \phi_0 B_{it} + \phi_1 \sum_{j \in C_i} B_{jt} + \delta_{ibt} + \delta_n + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

O preço cobrado pelo posto i na semana t aparece dependente do custo de aquisição do combustível c_{it} , dos custos dos demais concorrentes c_{jt} , de variáveis de controle caracterizando o posto X_{it} , da *dummy* $BAND_{it}$, que indica se o posto é bandeirado (=1) ou se é de bandeira branca (=0), da totalidade de bandeirados concorrentes indicado pelo somatório de $BAND_{jt}$, das crenças a respeito da qualidade do combustível do posto B_{it} e a respeito da qualidade dos combustíveis nos postos concorrentes B_{jt} , e de efeitos fixos de bandeira δ_{ibt} e de bairro δ_n . O “efeito fixo” da bandeira, δ_{ibt} captura o efeito de se associar à bandeira b , mas um posto pode trocar de bandeira ao longo do tempo. O conjunto C_i denota o conjunto de concorrentes diretos de i , considerado como todos os postos fora i dentro do mesmo bairro que i . O termo ε_{it} é suposto independente das variáveis explicativas apresentadas e não correlacionado entre postos. Como se trata de uma forma reduzida, os preços dos concorrentes não aparecem na equação, e os parâmetros listados devem capturar qualquer efeito líquido, em equilíbrio, das variáveis exógenas.

O parâmetro ψ , incluído na interação entre ser bandeirado e o custo de aquisição do combustível, busca capturar o efeito de dupla-margem que contratos de exclusividade podem gerar. Caso seja positivo, então o posto bandeirado repassaria o custo do combustível proporcionalmente mais aos preços do que postos não bandeirados.

Uma inovação neste trabalho é a inclusão das crenças por qualidade, B_{it} , na equação de preço. Daughety e Reinganum (2008) motivam uma equação de demanda consistente com tal formulação da equação de preços, sob o arcabouço de otimização de uma função utilidade quadrática, em que o intercepto da demanda é *a priori* desconhecido. Os autores estudam os incentivos das firmas de sinalizarem sua qualidade e, dependendo das suposições paramétricas, pode existir um equilíbrio agregador e um separador ou apenas o separador, que sempre existe. Assim, as crenças sobre a qualidade dos combustíveis afetam os preços.

A variável B_{it} não é efetivamente observada, mas será estimada em uma etapa anterior, o que se tornou possível com a nova base de dados apresentada neste trabalho: as autuações por inconformidade de qualidade dos combustíveis. A omissão das expectativas de qualidade do posto potencialmente tornaria as estimações inconsistentes: por exemplo, acredita-se que ter uma bandeira ou ser um posto de bandeira branca pode afetar significativamente a percepção dos consumidores a respeito da qualidade do posto.

A principal função da inclusão de B_{it} na equação de preço, entretanto, é a identificação do efeito de ser bandeirado. Quando um posto se torna bandeirado, pode haver uma mudança na sua atratividade, levando a um deslocamento da curva de demanda, o que é capturado pela crença na qualidade do combustível. Por outro lado, a restrição vertical imposta gera uma perda de poder de barganha do posto, potencialmente levando à aplicação de dupla-margem sobre o custo de produção: a margem de revenda é calculada acima do custo de aquisição, que, por sua vez, já inclui uma margem de distribuição sobre o custo de produção do combustível. Assim, o efeito da presença de bandeira tem duas origens, mas utilizando B_{it} como controle na equação de preço, pode-se interpretar β_1 como o efeito da bandeira mantendo constante a atratividade do posto.

Cabe notar também a restrição de que os efeitos dos concorrentes sobre os preços de i são iguais, ou seja, p_{it} , $BAND_{it}$ e B_{it} , entram na equação com os mesmos coeficientes α_2 , β_2 e ϕ_1 , respectivamente. Esta suposição é uma necessidade técnica para evitar a proliferação de parâmetros, o que tornaria a análise impraticável. Ainda assim, é uma alternativa comum na literatura de estimação de modelos estruturais de escolha discreta (BAJARI, HONG e KRAINER, 2010, p. 471).

A opção por incluir efeitos fixos de bandeira e bairro, $\delta_{ibt} + \delta_n$, ao invés de efeitos fixos por posto, visa limitar o problema da baixa variabilidade temporal na principal variável de interesse: $BAND_{jt}$. A Tabela 7 mostra a probabilidade de transição (calculada como frequência relativa na base) do estado de bandeirado para não-bandeirado e vice-versa:

Tabela 7 – Probabilidades de transição (em %) entre Bandeirado (=1) para não bandeirado (=0)

<i>BAND</i>	0	1	Total
0	98,33	1,67	100
1	1,18	98,82	100
Total	39,29	60,71	100

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da ANP

Observa-se que *dummy* de bandeirado tem pouca variação intertemporal na amostra, ainda que não seja desprezível. Dado que o posto é de bandeira branca ($BAND = 0$), a frequência com que houve a troca por se associar a uma bandeira é de 1,67%. Já o posto bandeirado só optou por se tornar de bandeira branca em 1,18% das observações. A alta resistência na troca de *status* de bandeirado torna a variável $BAND$ potencialmente muito correlacionada com as *dummies* de efeitos fixos individuais dos postos, de modo a prejudicar a inferência. Desta forma, optou-se por estimar a equação (1) tanto incluindo as características fixas dos postos em X e efeitos fixos de bairro e de bandeiras, como via efeitos fixos sem incluir as características constantes dos postos. Como todas as variáveis são exógenas, a equação de preço pode ser estimada consistentemente por Mínimos Quadrados Ordinários.

4.2. Qualidade

A decisão de qualidade não é observada pelos consumidores e pelos concorrentes, justificando a entrada das variáveis de crença por qualidade. Tal suposição é razoável, considerando-se que a adulteração de combustíveis é um crime. Mesmo que a queda de qualidade surja a partir de desleixo por parte da gerência do posto, que não testou o combustível que comprou, o consumidor não tem o costume de pedir pelo teste de amostra a que tem direito toda vez que abastece o seu veículo.

Percebe-se, então, que a inclusão de B_{it} ao invés de d_{it} na equação de preço visa capturar o fato de que os postos escolhem seus preços a partir da demanda que *esperam* atender, uma vez que não conhecem as escolhas dos seus concorrentes.

Conjectura-se que os postos possam obter ganhos ao escolher ofertar uma qualidade menor que o padrão estabelecido pela ANP, pois se trata de um bem de experiência: o consumidor só percebe a qualidade do produto após utilizá-lo. Muitas vezes, é possível que o dano causado pelo combustível de baixa qualidade se acumule no motor do veículo, de forma imperceptível a um consumidor típico. Por exemplo, o posto pode auferir lucros extras pela troca do insumo por um mais barato, aumentando a proporção de etanol na mistura da gasolina C acima do limite estabelecido.

Por outro lado, há custos em reduzir a qualidade do produto: sofrer penalidades por quebra de contrato se descoberto pela distribuidora, o valor presente do custo em se perder a reputação de posto confiável, possibilidade de interdição pela ANP, bem como pagamento esperado de multas e, possivelmente, custos psicológicos e sociais de se cometer uma infração, dado que interdições são amplamente divulgadas na imprensa local e pela ANP. Dessa forma, o *payoff ex-post* do posto é modelado como:

$$\Pi_{it}^d = \rho_0^d + \rho_1^d c_{it} + \rho_2^d \sum_{j \in M_1} p_{jt} + \rho_3^d X_{it} + \eta_0^d BAND_{jt} + \eta_1^d \sum_{j \in M_1} BAND_{jt} + \theta d_{it} + \kappa^d \sum_{j \in M_1} d_{jt} + \delta_{ibt}^d + \delta_n + u_{it}^d$$

O *payoff ex-post* é o lucro que o posto efetivamente recebe para cada configuração de (d_i, d_{-i}) que se realiza e é indexado (superescrito) pela escolha do posto. Os erros u_{it}^d são custos não observados nem pelo econométrico, nem pelos demais postos, englobando expectativas privadas de represália e o próprio senso moral ou ético do gerente. Os parâmetros dependem da escolha de qualidade do posto, pois uma eventual redução do custo marginal afetará o efeito da demanda sobre o lucro. Além disso, a expectativa de multas e represália por parte das distribuidoras podem ser consideradas como custos fixos esperados que existem apenas quando o posto utiliza combustível de qualidade baixa, capturados no parâmetro θ .

Seguindo a literatura de estimação estrutural de jogos de informação incompleta resumida em Draganska *et al.* (2008), supõe-se que o posto maximiza sua utilidade esperada para realizar a escolha discreta. O posto, ao escolher sua qualidade, precisa formar conjecturas a respeito do vetor de escolhas de seus concorrentes d_{-i} , $B_j = \Pr[d_{jt} = 1 | \mathbf{Z}]$ para $j \neq i$, que passam pelo mesmo tipo de decisão. Supondo que os erros u_{it}^d sejam independentemente e identicamente distribuídos entre postos e no tempo, a probabilidade conjunta $\Pr[d_{-i} | \mathbf{Z}]$ de que o vetor d_{-i} será escolhido pelos concorrentes pode ser escrito como o produto $\prod_{j \neq i} \Pr[d_j | \mathbf{Z}]$. Devido à linearidade de Π_{it}^d , o *payoff ex-ante* do posto i escolhendo $d_i = d$, π_{it}^d , é dado por:

$$\pi_{it}^d = \rho_0^d + \rho_1^d c_{it} + \rho_2^d \sum_{j \in \mathbf{M}_i} p_{jt} + \rho_3^d X_{it} + \eta_0^d B A N D_{jt} + \eta_1^d \sum_{j \in \mathbf{M}_i} B A N D_{jt} + \theta d_{it} + \kappa^d \sum_{j \in \mathbf{M}_i} B_{jt} + \delta_{ibt}^d + \delta_n^d + u_{it}^d$$

O posto escolhe pela qualidade baixa quando $\pi_{it}^1 > \pi_{it}^0$. Escrevendo $\rho_0 = \rho_0^1 - \rho_0^0 + \theta$, $\rho_1 = \rho_1^1 - \rho_1^0$, $\rho_2 = \rho_2^1 - \rho_2^0$, $\rho_3 = \rho_3^1 - \rho_3^0$ e assim por diante, a probabilidade de i escolher $d_{it} = 1$ é dada por:

$$\Pr[d_{it} = 1 | \mathbf{Z}] = \Pr \left[\rho_0 + \rho_1 c_{it} + \rho_2 \sum_{j \in \mathbf{M}_i} p_{jt} + \rho_3 X_{it} + \eta_0 B A N D_{jt} + \eta_1 \sum_{j \in \mathbf{M}_i} B A N D_{jt} + \kappa \sum_{j \in \mathbf{M}_i} B_{jt} + \delta_{ibt} > u_{it}^1 - u_{it}^0 \right] = B_{it}$$

O modelo de probabilidade acima, supõe que os efeitos-fixos de bairro, δ_n , não dependem da escolha de qualidade. Apesar de, em teoria, ser possível incluir tais efeitos na diferença de *payoffs* esperados, a profusão de coeficientes dificulta a estimação e inferência dos demais parâmetros. Optou-se portanto, por não os considerar na escolha discreta do posto.

Draganska *et al.* (2008) elencam diferentes aplicações de modelos do tipo analisado neste trabalho e apontam para uma variedade de métodos econométricos para a estimação dos parâmetros acima. Um desses métodos, desenvolvido por Bajari *et al.* (2010), consiste em uma estimação em duas etapas. Primeiro, reconhecendo que as equações $\Pr[d_{it} = 1 | \mathbf{Z}] = B_{it}$ formam um ponto fixo de difícil solução numérica, os autores sugerem estimar B_{it} consistentemente, mas com uma forma reduzida em \mathbf{Z} . Uma vez obtidas as estimativas \tilde{B}_{jt} dos concorrentes de i , as probabilidades B_{jt} podem ser substituídas por suas estimativas no lado direito da equação. Na segunda etapa, o modelo de probabilidade $\Pr[d_{it} = 1 | \mathbf{Z}]$ pode ser estimado normalmente utilizando as crenças estimadas no lugar das verdadeiras.

Tal método, entretanto, pressupõe a disponibilidade dos dados d_{it} , isto é, conhecimento de qual posto está vendendo combustível de baixa qualidade em cada semana. Tal informação não está publicamente disponível, pois a ANP não tem como fiscalizar continuamente todos os postos de combustível. Os dados disponíveis de autos de infração por qualidade no município de São Paulo revelam apenas aqueles postos que escolheram a qualidade baixa e, concomitantemente, foram fiscalizados. Assim, as variáveis derivadas dos autos de infração, quando usadas como *proxies* da escolha por baixa qualidade, geram uma variável dependente com erro de mensuração, também conhecido como erro de classificação.

Para utilizar tais dados na estimação, deve-se considerar a relação entre a variável dependente observada e a variável latente que se deseja caracterizar, d_{it} . Chamando de A_{it} a variável indicadora que serve como *proxy* de baixa qualidade, seja ela A_{it}^m , A_{it}^a ou A_{it}^h , pode-se adotar a metodologia elaborada por Hausman *et al.* (1998), que especifica a dependência da variável observada à variável latente:

$$\Pr[A_{it} = 1|\mathbf{Z}] = \Pr[A_{it} = 1|d_{it} = 0, \mathbf{Z}] + (1 - \Pr[A_{it} = 0|d_{it} = 1, \mathbf{Z}] - \Pr[A_{it} = 1|d_{it} = 0, \mathbf{Z}]) \Pr[d_{it} = 1|\mathbf{Z}]$$

Hausman *et al.* (1998) sugerem estimar o modelo acima diretamente por mínimos quadrados não-lineares ou por máxima verossimilhança, relacionando a variável dependente observada com erro, A_{it} , ao modelo de probabilidade de fato de interesse, $\Pr[d_{it} = 1|\mathbf{Z}]$. A identificação é garantida utilizando-se especificações não-lineares para os modelos de probabilidade e supondo que $\Pr[A_{it} = 0|d_{it} = 1, \mathbf{Z}] + \Pr[A_{it} = 1|d_{it} = 0, \mathbf{Z}] < 1$.

Neste estudo, essa condição é imediatamente satisfeita. Como a fiscalização utiliza testes padronizados para um mesmo produto homogêneo, não se deve observar uma autuação dado que, de fato, o produto estava dentro dos padrões para comercialização. Dessa forma, $\Pr[A_{it} = 1|d_{it} = 0, \mathbf{Z}] = 0$, simplificando o modelo estimável para:

$$\Pr[A_{it} = 1|\mathbf{Z}] = (1 - \Pr[A_{it} = 0|d_{it} = 1, \mathbf{Z}]) \Pr[d_{it} = 1|\mathbf{Z}]$$

Supondo que u_{it}^d tenham a distribuição de valor extremo tipo 1 e definindo $V_{it} = \pi_{it}^1 - \pi_{it}^0 - (u_{it}^1 - u_{it}^0)$, a parte determinística do *payoff* esperado pelo posto i , tem-se:

$$\Pr(A_{it} = 1|X, Z) = \frac{1}{1 + e^{\xi_0 + \xi_1 \text{Monit}_t}} \frac{e^{V_{it}}}{1 + e^{V_{it}}}, \quad (2)$$

onde também se supôs que $\Pr[A_{it} = 0|d_{it} = 1, \mathbf{Z}]$ é Logit.

Embora Hausman (1998) sugira modelar $\Pr[A_{it} = 0|d_{it} = 1, \mathbf{Z}]$ como uma constante, adicionou-se Monit_t como regressor para que a probabilidade de “falso negativo” dependa da intensidade de monitoramento, a qual serve de embasamento para ações de fiscalização. O modelo é estimado por mínimos quadrados não-lineares na segunda etapa, enquanto a primeira etapa, para a construção das probabilidades \tilde{B}_{it} por forma reduzida, estima-se um Logit em função de todas as variáveis em V_{it} , Monit_t e outras variáveis incluídas na equação de preço que não se encontram no *payoff* esperado do posto. A inclusão dessas variáveis fora de V_{it} garante que as probabilidades estimadas \tilde{B}_{it} não sofrerão de multicolinearidade com as variáveis de V_{it} na segunda etapa.

Por fim, as crenças B_{it} são obtidas dividindo os valores previstos de $\Pr[A_{it} = 1|\mathbf{Z}]$ pelo valor previsto de $\Pr[A_{it} = 0|d_{it} = 1, \mathbf{Z}]$, utilizando os parâmetros estimados $\hat{\xi}_0$ e $\hat{\xi}_1$. De posse de \hat{B}_{it} , pode-se estimar a equação de demanda. Também seria possível utilizar, em tese, \tilde{B}_{it} para a estimação da demanda, o que pode ser assintoticamente igualmente válido. Entretanto, optou-se por calcular \hat{B}_{it} , na esperança de que a etapa adicional de estimação torne as estimativas mais condizentes com a verdadeira probabilidade de baixa qualidade.

5. Resultados

Primeiramente, estimou-se \tilde{B}_{it} , as primeiras estimativas consistentes da probabilidade do posto ofertar qualidade baixa, através de um Logit incluindo as seguintes variáveis: preço da gasolina, soma dos preços da gasolina dos concorrentes no bairro, *dummy* de bandeirado, número de bandeirados no bairro, *dummy* de avenida, total de postos em avenidas no bairro, *dummy* de estrada ou rodovia, total de postos em estradas ou rodovias no bairro, custo médio da gasolina dos concorrentes no bairro, número de postos no bairro, *dummy* de ofeta por gasolina/etanol aditivado, número de produtos ofertados, idade, *dummies* de

bandeira e a probabilidade de monitoramento. Todas as variáveis contínuas também entraram elevadas ao quadrado e com interações entre si. O exercício foi repetido para cada uma das seguintes três *proxies* de indicadores de baixa qualidade: A_{it}^m , A_{it}^a e A_{it}^h , ou seja, baixa qualidade um mês antes do auto, um ano antes e em todos os períodos anteriores ao auto, resultando em (pseudo) coeficientes de determinação entre 12,2% e 13,6%. Esses resultados da primeira etapa não são apresentados, porque os coeficientes não têm interpretação interessante.

Os resultados na Tabela 8 mostram as estimativas dos parâmetros para a equação 2, omitindo-se as estimativas para os coeficientes das *dummies* de bandeira. Todos os sinais são iguais e as magnitudes dos coeficientes são similares entre as duas primeiras especificações de A_{it} , nas colunas 1 e 2. Na coluna 3, os sinais permanecem consistentes, ainda que a magnitude dos parâmetros tenha mudado. Além disso, a maioria das variáveis apresentam estimativas estatisticamente significantes. É interessante notar que, entre as variáveis explicativas do modelo de probabilidade para redução de qualidade, o coeficiente de maior magnitude (excetuando a constante) é justamente a *dummy* de bandeirado nas colunas 1 e 2, com o sinal esperado negativo. Na coluna 3, a *dummy* é a segunda variável mais importante. Rejeita-se a hipótese, então, de que estar associado a uma bandeira não reduz a probabilidade de escolher ofertar um produto de baixa qualidade.

Os resultados também apresentam os seguintes fatores redutores da probabilidade de reduzir a qualidade do combustível: preços dos concorrentes, oferta de combustível aditivado, número de produtos e idade. Possivelmente, em locais onde os preços médios são altos, a variedade de produtos é maior e postos têm maior reputação a zelar, os incentivos para reduzir a qualidade são menores. Por outro lado, o custo do posto eleva a probabilidade de reduzir a qualidade, talvez visando compensar o preço alto de aquisição do insumo. Estar em uma avenida ou estrada/rodovia também está associado a uma elevação da probabilidade de redução da qualidade, pois indicam um mercado mais competitivo, onde o *undercutting* pode ser mais vantajoso. A quantidade de concorrentes bandeirados no bairro pode estar induzindo a redução da qualidade pela mesma razão: competitividade. Por fim, os sinais para a soma das probabilidades dos concorrentes reduzirem a qualidade também são intuitivamente positivos, isto é, dado que os concorrentes vão trapacear, surge o incentivo de trapacear também, para ser possível se manter no mercado.

A Tabela 9 apresenta os resultados para a equação de preço. As primeiras três colunas apresentam os resultados usando efeitos fixos de bairro e características dos postos que são constantes no tempo. As colunas 4 a 6 apresentam resultados por efeitos fixos, aplicando a transformação *within*. Todos os erros padrões são robustos à heterocedasticidade e correlação serial. Cada regressão diz respeito a uma especificação de A_{it} , isto é, A_{it}^m , A_{it}^a e A_{it}^h , cujos resultados da Tabela 8 foram utilizados para montar as crenças \hat{B}_{it}^m , \hat{B}_{it}^a e \hat{B}_{it}^h , respectivamente.

Primeiramente, nota-se que os sinais dos coeficientes, quando significativos, se mantêm consistentes entre as diferentes equações. O custo de aquisição é repassado em cerca de 90% a 95% ao consumidor final, apresentando coeficiente próximo de 1, principalmente nas regressões por MQO. Quando o posto é bandeirado, o intercepto se reduz em aproximadamente 10 centavos nas regressões por MQO, e por aproximadamente 25 centavos na regressão por efeitos fixos. Porém, o coeficiente do custo de aquisição se eleva em torno de 0,04 nas regressões por MQO e em torno de 0,08 nas regressões por efeitos fixos. Dado que o custo médio na amostra é de 2,6 R\$/L, isto representa um aumento de 10 centavos, em média, nas regressões de MQO, e um aumento de 20 centavos, em média, nas regressões por efeitos fixos. Assim, o efeito líquido sobre os preços, mantendo o custo constante, pode ser próximo de zero. Porém, a soma dos coeficientes indica que o posto se torna mais sensível ao custo de aquisição quando é bandeirado, de modo que o repasse é mais próximo de 100%. Aliando isso ao fato de que postos bandeirados têm custos médios mais altos que postos sem bandeira (vide seção 3), pode-se concluir que ser bandeirado, mantendo constante o efeito da crença do consumidor sobre a demanda, é de elevação dos preços.

Demais coeficientes apresentaram sinais esperados. Os preços dos concorrentes afetam positivamente o preço do posto, mas de forma não significativa no sentido estatístico. Estar em uma avenida, estrada ou rodovia parece reduzir os preços, possivelmente devido à intensa competição nas vias maiores. Vender combustíveis aditivados ou uma maior variedade de produtos eleva o preço. A idade do posto eleva o

preço, capturando outra dimensão de reputação, exceto na coluna 4, quando a magnitude do coeficiente também é menor. A quantidade de postos bandeirados no mesmo bairro não parece afetar significativamente os preços.

As crenças estimadas também aparecem com sinais intuitivos: uma percepção maior de que o posto vende combustíveis de má qualidade reduz o preço que o mesmo pode cobrar, evidenciado pelos sinais negativos e estatisticamente significantes em \hat{B}_{it}^m , \hat{B}_{it}^a e \hat{B}_{it}^h . As crenças sobre os competidores no mesmo bairro têm sinais positivos, quando estatisticamente significantes, permitindo que o posto eleve os preços quando a concorrência for de pior qualidade. Conclui-se que a grande maioria dos efeitos esperados foram encontrados.

Tabela 8 – Resultados para o modelo de escolha de qualidade

	(1)	(2)	(3)
	A^m	A^a	A^h
ξ_0	3,2116*** (0,9659)	1469,5696*** (0,6050)	-0,420 (0,633)
$Monit_t$	-27,9688 (17,0763)	-129250,2306 (0,0000)	-66,94 (55,15)
ρ_0	-2,6407* (1,5221)	-2,7799*** (0,4089)	-0,799*** (0,220)
c_i	0,4926 (0,4186)	0,4148*** (0,1491)	0,260*** (0,0685)
$\sum p_j$	-0,0010*** (0,0003)	-0,0004*** (0,0001)	-8,42e-05* (4,46e-05)
Av	0,7244*** (0,1913)	0,7467*** (0,0584)	0,461*** (0,0259)
$Estrod$	1,0899*** (0,3471)	1,1040*** (0,1067)	0,533*** (0,0587)
$Aditiv$	-0,1990 (0,2548)	-0,1450* (0,0769)	-0,949*** (0,0416)
$Nprods$	-0,4450*** (0,1292)	-0,4090*** (0,0395)	-0,216*** (0,0164)
$Idade$	-0,0047 (0,0030)	-0,0124*** (0,0011)	-0,0144*** (0,000557)
$BAND_i$	-1,7824*** (0,3797)	-1,4434*** (0,1699)	-0,627*** (0,0664)
$\sum BAND_j$	0,0045*** (0,0017)	0,0009** (0,0004)	0,000121 (0,000190)
$\sum B_j$	0,2107*** (0,0624)	0,0374*** (0,0039)	0,00666*** (0,000789)
Observações	156.548	156.070	156.507
R ² ajustado	0,0032	0,0242	0,066

Notas: Regressões por mínimos quadrados não-lineares. Erros padrões robustos em parênteses. Todas as regressões incluem *dummies* de bandeira.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela 9 – Resultados para a equação de preço

	Variável dependente: Preço da gasolina					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
c_i	0.958*** (0.00863)	0.958*** (0.00850)	0.956*** (0.00875)	0.893*** (0.00708)	0.892*** (0.00698)	0.887*** (0.00730)
$BAND_i$	-0.116*** (0.0241)	-0.114*** (0.0241)	-0.0967*** (0.0247)	-0.252*** (0.0206)	-0.249*** (0.0206)	-0.236*** (0.0210)
$BAND_i c_i$	0.0428*** (0.00966)	0.0409*** (0.00964)	0.0366*** (0.00992)	0.0810*** (0.00780)	0.0779*** (0.00776)	0.0776*** (0.00806)
$\sum p_j$	1.02e-05 (1.52e-05)	1.65e-05 (1.50e-05)	0.000109*** (2.42e-05)	1.42e-05 (1.25e-05)	1.78e-05 (1.23e-05)	0.000116*** (1.58e-05)
Av	-0.0167*** (0.00490)	0.0155*** (0.00486)	-0.0143*** (0.00494)			
$Estrod$	-0.00836 (0.0112)	-0.00623 (0.0111)	-0.00797 (0.0111)			
$Aditiv$	0.0289*** (0.00789)	0.0276*** (0.00787)	0.00761 (0.00993)			
$Nprods$	0.00510 (0.00368)	0.00457 (0.00365)	0.00480 (0.00364)			
$Idade$	0.000115*** (4.09e-05)	9.10e-05** (4.14e-05)	-4.25e-05 (5.55e-05)	-6.34e-05* (3.50e-05)	0.000107*** (3.53e-05)	0.000167*** (4.58e-05)
$\sum BAND_j$	2.03e-06 (2.64e-05)	2.80e-05 (2.61e-05)	7.25e-06 (2.37e-05)	-3.93e-05** (1.76e-05)	-7.72e-06 (1.74e-05)	-1.82e-05 (1.60e-05)
B_i^m	-0.271*** (0.0881)			-0.293*** (0.0579)		
$\sum B_j^m$	1.21e-05 (0.000227)			0.000344** (0.000136)		
B_i^a		-3.958*** (0.972)			-4.940*** (0.659)	
$\sum B_j^a$		-0.00119 (0.00247)			0.00282* (0.00146)	
B_i^h			-0.193*** (0.0517)			-0.120*** (0.0420)
$\sum B_j^h$			0.000405*** (0.000144)			0.000428*** (9.91e-05)
α_0	0.380*** (0.0198)	0.385*** (0.0199)	0.354 (219.6)	0.676*** (0.0188)	0.683*** (0.0187)	0.657*** (0.0183)
Observações	154,583	154,583	156,506	154,583	154,583	156,506
R ² Ajustado	0.792	0.793	0.794	0.818	0.818	0.818
Teste F (p-valor)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Notas: Regressões 1 a 3 por mínimos quadrados ordinários, 4 a 6 pela transformação *within*. Erros padrões robustos a heterocedasticidade e correção serial em parênteses. As regressões 1 a 3 incluem efeitos fixos de bandeira e de bairro, as regressões 4 a 6 incluem efeitos fixos de postos e de bandeira.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

6. Conclusões

Este artigo investigou um potencial *trade-off* entre melhoria na qualidade dos combustíveis e elevação de seus preços, quando a imposição de contratos de exclusividade, na forma de associação a uma bandeira comercial, é utilizada como meio para estabelecer os incentivos certos sobre os postos.

Observou-se que, de fato, em média, postos que indiscutivelmente ofertavam combustíveis de baixa qualidade, evidenciado pelo auto de infração, praticavam preços menores e tinham menor tendência a serem bandeirados. Em contrapartida, postos bandeirados postam preços de revenda mais altos e têm menor probabilidade de serem autuados.

Para destrinchar os efeitos da opção por se associar a uma bandeira, estimou-se uma equação de preço e um modelo de jogo discreto sob informação imperfeita. Postos escolhem a qualidade do combustível que desejam ofertar, mas desconhecem a escolha dos seus concorrentes próximos. Nessas circunstâncias, maximizam o seu lucro esperado, gerando, do ponto de vista do econometrista e dos consumidores, uma probabilidade de escolha pela qualidade baixa.

Adotando essa probabilidade como um deslocador de demanda na equação de preço, tornou-se possível obter o efeito de ser bandeirado, mantendo-se “constante” a crença do consumidor a respeito da qualidade do posto. Com efeito, os coeficientes estimados apresentaram sinais intuitivos, tanto no modelo de probabilidade de escolha da qualidade, quanto na equação de preço.

Ser bandeirado gera uma redução da probabilidade de escolher um combustível de baixa qualidade e é a variável com maior impacto sobre essa redução, excetuando em uma especificação na qual tem o segundo maior impacto. Na equação de preço, ser bandeirado reduz a constante em 10 a 25 centavos, mas também eleva o coeficiente sobre o custo de aquisição de combustível. Dessa forma, o preço médio do posto bandeirado tende a ser maior do que o do posto de bandeira branca, mesmo se mantendo constante a crença sobre a qualidade do posto.

Assim, configura-se efetivamente um *trade-off* entre preço e qualidade, e a imposição de exclusividade entre postos bandeirados com a distribuidora associada pode estar gerando um efeito ambíguo sobre o bem-estar social. Por um lado, consumidores saem ganhando, porque as bandeiras efetivamente podem sinalizar qualidade, reduzindo a assimetria de informações, e induzindo uma maior proporção de combustíveis de boa qualidade no mercado. Por outro, o custo disso é uma elevação dos preços, devido à restrição vertical na oferta. Estudos futuros podem analisar mais pormenorizadamente esse *trade-off* para tentar determinar quando e onde esse aspecto institucional é benéfico ou não para a sociedade.

7. Referências Bibliográficas

AGÊNCIA NACIONAL DO PETRÓLEO, GÁS NATURAL E BIOCOMBUSTÍVEIS. **Metodologia utilizada para realização da pesquisa de preços no âmbito do Levantamento de Preços e de Margens de Comercialização de Combustíveis da ANP**. 2010. Disponível em: <http://www.anp.gov.br/?dw=41567>. Acesso em 21/07/2015.

BAJARI, P.; HONG, H.; KRAINER, J.; NEKIPELOV, D. Estimating Static Models of Strategic Interactions. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 28, n. 4, p. 469–482, 2010.

BALMACEDA, F.; SORUCO, P. ASYMMETRIC DYNAMIC PRICING IN A LOCAL GASOLINE RETAIL MARKET. **The Journal of Industrial Economics**, v. LVI, n. 3, 2008.

BARRON, J.; TAYLOR, B.; UMBECK, J. A theory of quality-related differences in retail margins: why there is a “premium” on premium gasoline. **Economic Inquiry**, v. 38, n. 4, p. 550–569, 2000.

BARROS, GERALADO SANT'ANA DE CAMARGO; MARJOTTA-MAISTRO, M. C. Relações comerciais e de preços no mercado nacional de combustíveis. **Revista de economia e sociologia rural**, p. 829–857, 2002.

BLASS, A.; CARLTON, D. The choice of organizational form in gasoline retailing and the costs of laws limiting that choice. **Journal of Law and Economics**, v. 44, n. 2, p. 511–524, 2001.

BORENSTEIN, S.; SHEPARD, A. Dynamic pricing in retail gasoline markets. **the RAND Journal of Economics**, v. 27, n. 3, p. 429–451, 1996.

DALMONECH, L.; SANT'ANNA, J. M. B.; TEIXEIRA, A. C. C.; BAPTISTA, É. C. S. Análise dos fatores intervenientes nas quebras de contrato no setor de combustíveis brasileiro. **RAE-eletrônica**, v. 55, n. 11, 2010.

DAUGHETY, A. F.; REINGANUM, J. F. Imperfect competition and quality signalling. **The RAND Journal of Economics**, v. 39, n. 1, p. 163–183, 2008.

DRAGANSKA, M.; MISRA, S.; AGUIRREGABIRIA, V.; et al. Discrete choice models of firms' strategic decisions. **Marketing Letters**, v. 19, n. 3-4, p. 399–416, 2008.

HASTINGS, J.; GILBERT, R. Market Power, Vertical Integration and the Wholesale Price of Gasoline*. **The Journal of Industrial Economics**, v. 53, n. 4, p. 469–492, 2005.

HAUSMAN, J. A.; ABREVAYA, J.; SCOTT-MORTON, F. M. Misclassification of the dependent variable in a discrete-response setting. **Journal of Econometrics**, v. 87, n. 2, p. 239–269, 1998.

and to Forecast their Effects in New Environments. **Handbook of econometrics**. p.4779–4874, 2007. Elsevier.

HOGG, S.; MCDONALD, S.; RAMBALDI, A.; HURN, S. **A Spatial Econometric Analysis of the Effect of Vertical Restraints and Branding on Retail Gasoline Pricing**. 2012.

HOUDE, J.-F. Spatial Differentiation and Vertical Mergers in Retail Markets for Gasoline. **American Economic Review**, v. 102, n. 5, p. 2147–2182, 2012.

JÚNIOR, I. T. DE A.; BARROS, A. R.; CAVALCANTI, T.; MAGALHÃES, A. M.; SAMPAIO, L. M. B. Oligopolistic behavior of Brazilian Gas Stations Ignácio. In: A. Edmund; W. Baer (Eds.); **Energy, Bio Fuels and Development: Comparing Brazil and the United States**. p.178–194, 2011. Routledge.

LEWIS, M. **Asymmetric price adjustment and consumer search: An examination of the retail gasoline market**. 2004.

PAIVA, C.; MOITA, R. **Political Price Cycles in Regulated Industries: Theory and Evidence**. IMF Working Paper 260, 2006.

PENNERSTORFER, D.; WEISS, C. Spatial clustering and market power: Evidence from the retail gasoline market. **Regional Science and Urban Economics**, v. 43, n. 4, p. 661–675, 2013. Elsevier B.V.

PINTO, M. R.; SILVA, EMILSON CAPUTO DELFINO. O BRILHO DA BANDEIRA BRANCA : CONCORRÊNCIA NO mercado de combustiveis no brasil. **Planejamento e Políticas Públicas**. p.37–66, 2008. Ipea.

SLADE, M. Interfirm rivalry in a repeated game: an empirical test of tacit collusion. **The Journal of Industrial Economics**, v. 35, n. 4, p. 499–516, 1987.

SLADE, M. Vancouver's gasoline-price wars: an empirical exercise in uncovering supergame strategies. **The Review of Economic Studies**, v. 59, n. 2, p. 257–276, 1992.

SOARES, S. DE S. S. **Distribuição de combustíveis no estado de São Paulo: estruturas de governança e oportunismo**, 2012. Universidade Federal de São Carlos.