

Prêmio CNI de Economia 2013
Categoria Economia Industrial

Comportamento de Preços em um Mercado Cartelizado de Combustíveis

Guilherme de Souza Branquinho (PUC-RIO)
Leonardo Bandeira Rezende (PUC-RIO)

Resumo

O artigo analisa estruturalmente como se comportam os preços de um mercado de revenda de combustíveis que seja comprovadamente cartelizado. Tendo por base um framework de competição oligopolística por preços que comporte a existência de cartel, comparam-se os resultados teóricos esperados pela função de reação dos postos com aquele observado empiricamente em um conluio. Utilizando microdados referentes aos preços e custos dos postos entre 2001 e 2012, e informações acerca do cartel que operou em Londrina/Cambé, observou-se empiricamente que um mercado cartelizado reage mais ao preço dos concorrentes do que ao custo próprio, postando preços de maneira distinta.

Rio de Janeiro, 30 de agosto de 2013.

Palavras Chave

Cartel; Competição por Preços; Identificação de Cartel; Posto de Gasolina; Mercado Varejista de Combustíveis.

Introdução

A motivação para a análise do comportamento de preços dos cartéis no mercado de revenda de combustíveis se justifica pela grande quantidade de denúncias e da relevância que essa prática anticompetitiva tem no Brasil. Como ilustração desse fato, a Tabela 1 mostra o número de manifestações junto à Coordenadoria de Defesa da Concorrência (CDC) da Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP) durante o ano de 2010. Nessa tabela se vê que as denúncias de cartel representam, além do número expressivo para um ano (243), quase metade de todas as manifestações.

Tabela 1 : Manifestações junto ao CDC (2010)

Manifestações	Qtd	%	% do total
Denúncias	264	100	51
Cartel	243	92	47
Preço Abusivo	21	8	4
Informações	141	100	27
Relativas à Pesquisa de Preços	102	72	20
Outras Informações	39	28	7
Questionamentos e Outras Sugestões	109	100	20
Relativos à Pesquisa de Preços	85	78	17
Relativos a Reajustes de Preços	0	0	0
Outras Informações	24	22	5
Total	514	-	-

A partir do conhecimento prévio do cartel que operou na região de Londrina/Cambé, o presente trabalho analisa o comportamento de preços dos postos de combustível desse mercado específico. Para tal, desenvolve um modelo de escolha de preços pelos postos que suporta a existência de um conluio, baseando-se principalmente no artigo de *Pessoa, Rezende e Assunção (2012)*, que após uma análise dos impactos que o aumento da frota de carros *flex* teve sobre a competição entre os postos de combustível no estado do Rio de Janeiro, desenvolvem um modelo estrutural de oligopólio com concorrência via preços. A base de dados que será utilizada é um rico painel disponibilizado pela Agência Nacional do Petróleo (ANP), o qual contém preços e custos semanais dos postos de combustíveis (inclusive com sua identidade) de uma amostra dos municípios brasileiros.

A partir desse contexto, duas perguntas imediatas e que têm implicações de política pública são feitas:

1) O desenvolvimento de um modelo que contemple a existência de cartel tem algum poder explicativo sobre o que ocorre nos dados?

2) Como um modelo que funciona bem para explicar os comportamentos de preços em um ambiente competitivo se encaixaria em um mercado sabidamente cartelizado?

São a essas perguntas que o desenvolvimento do artigo buscará responder. Em relação ao primeiro ponto, os resultados empíricos mostram que o modelo com a adição da estrutura do cartel tem um poder explicativo muito maior dos comportamentos de preços dos postos dessas cidades vis-à-vis o modelo oligopolista. Entretanto, devido a uma característica da coleta amostral, os resultados empíricos do processo de fixação de preços dentro do cartel – como um posto cartelizado reage aos preços e custos dos seus comparsas – são imprecisos quando considerada a frequência semanal. Quanto à segunda questão, os resultados apontam que a utilização do modelo de oligopólio para mercados cartelizados apresenta características que ajudam identificar a existência dessa prática.

Em relação à literatura, devido às idiosincrasias desse ramo de atividade econômica, estudos sobre comportamentos de preços e análises sobre o mercado de revenda de combustíveis receberam bastante atenção da literatura ao longo dos anos e, em especial, do campo de organização industrial. *Hosken et al. (2008)*, por exemplo, fazem uma análise do comportamento de preços dos postos da cidade de *Washington DC* ao longo do tempo. Ao comparar os movimentos de preços observados com diversos modelos teóricos de dinâmicas de preços, os autores concluem nenhum deles capta totalmente o que se vê nos dados. Logo, denota a importância em escrever um modelo abrangente o suficiente para reproduzir as diferenças de preços observadas entre os postos de combustíveis ao longo do tempo, e que também capte os movimentos de preços em um mercado que é cartelizado.

Há dois campos da literatura com os quais o trabalho dialoga: os diferentes arranjos e estudos sobre cartéis e os estudos focados em cartéis explícitos no setor de combustíveis.

Quanto ao primeiro campo, há diversas formas de organização e trabalhos sobre conclusões contemplados pela literatura. Um artigo seminal desse campo de estudo foi escrito por *Porter (1983)*. Nele, o autor descreve a operação do *Joint Executive Committee*, um cartel que controlava boa parte dos fretes americanos no século XIX, e

testa a hipótese que houve uma mudança de comportamento dos participantes de cartel para não cooperativo em um determinado período (argumento esse não rejeitado). Para tal, utiliza um modelo teórico proposto por *Green & Porter (1984)* sobre cartéis sob informação imperfeita. Já *Porter & Zona (1999)* e *Pesendorfer (2000)* fazem análises sobre cartéis de suprimento de leite para as escolas de algumas cidades americanas, sendo que o primeiro artigo testa a existência do cartel, enquanto que o segundo foca em como era a operação do conluio.

Como exemplos de artigos que estudam cartéis explícitos no setor de varejo de combustíveis, há o trabalho de *Erutku (2010)* que a partir do conhecimento prévio da existência de um cartel no Canadá e informações dos seus participantes, utiliza o anúncio das investigações (variação exógena) para estimar como esse anúncio afetou o comportamento desses revendedores dessas localidades. Além dele, *Wang (2009b)* estuda o papel que a comunicação explícita entre membros de um cartel de postos de combustível na Austrália tem na fixação de preços em um contexto de ciclos de preços. Já *Houde & Clark (2012)*, focam em como os postos de combustível participantes de um cartel no Canadá organizam o conluio. Nesse arranjo, os participantes mais fortes (ou seja, com custos geralmente inferiores ou maior volume de vendas) seriam favorecidos com a prerrogativa de aumentar o preço tardiamente em relação aos outros participantes como forma de sustentação do cartel.

Diferentemente da literatura mencionada, o estudo aqui desenvolvido supõe uma estrutura de comportamento de preços *a priori* para os participantes do mercado (cartelizados ou não), e testa se os dados se adequam ao modelo teórico. Portanto, o foco é saber o poder de explicação do modelo dadas as informações disponíveis, e não analisar os efeitos que o cartel têm sobre bem-estar, ciclos de preços etc.

2

Cartel de Londrina/Cambé

Dada a grande incidência de denúncias de cartel no setor de revenda de combustíveis recebido pela ANP, esse tipo de conduta ilegal recebe especial atenção dos órgãos de defesa da concorrência. Segundo o Coordenador Geral de Política Antitruste da Secretaria de Acompanhamento Econômico (SEAE):

“(...) entre os diversos setores investigados, o segmento de distribuição e revenda de combustíveis salta aos olhos, representando algo em torno de 20% dos casos de conduta analisados atualmente pelo Sistema Brasileiro de Defesa da Concorrência. Desse número significativo, grande parte diz respeito a denúncias de cartel envolvendo postos de revenda de combustíveis.” (*Ragazzo e Silva, 2006*).

Em particular, o foco do trabalho será todo a partir da região metropolitana de Londrina/Cambé. Nesse mercado em específico, os relatórios do CADE disponíveis para consulta¹ confirmaram a existência de cartel, além de explicitarem a identidade dos postos participantes e o tempo de vigência do conluio. Esta região será considerada um único mercado, já que Cambé faz parte da região metropolitana de Londrina e fica a cerca de 20 quilômetros de distância, compartilhando da mesma demanda por gasolina.

Quanto ao cartel dessa região, após todas as investigações policiais terem sido feitas e analisadas pelo departamento de polícia civil, em 29 de agosto de 2007 foi realizada a operação denominada “*Medusa III*”, a qual tinha por objetivo fazer os mandados de prisão e apreensão dos supostos envolvidos no cartel (17 postos, ou 12% do total de postos da região). A menção dessa operação policial se justifica pelo fato de ser possível identificar precisamente a data em que os membros do cartel tomaram conhecimento que estavam sendo investigados. Logo, essa operação é de grande importância para esse trabalho na medida em que gerou um choque nos postos revendedores de combustível que provavelmente induziu ao fim do acordo de fixação de preços, sendo que o painel considerado em todas as regressões futuras terá como data final a semana dessa operação².

.Segundo o inquérito policial, o cartel da região metropolitana de Londrina pode ser dividido em dois grupos. Um núcleo com composição estável e que era responsável pela determinação e monitoração dos preços, e outro grupo mais

¹ Há outros casos de cartel sem informações precisas ou com dados públicos indisponíveis.

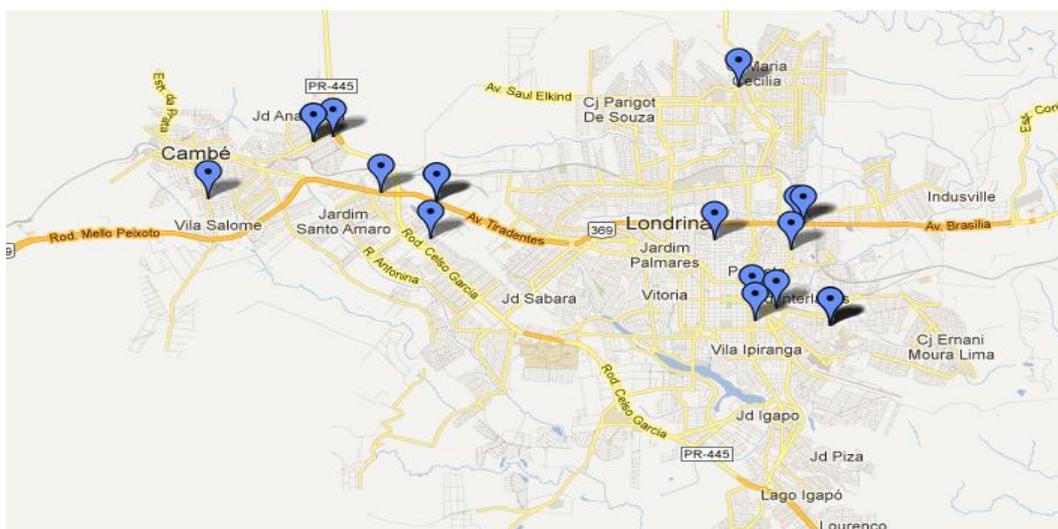
² Além disso, desde o início da amostra (2001) está sendo considerado como pertencente ao período de cartel entre os postos. Essa estratégia justifica-se por haver menção, nos relatórios, de incidentes relativos à coação como forma de controlar preços perto dessa data.

numeroso e variável de revendedores de combustíveis que seguia as sugestões de preços desse grupo central. É importante ressaltar o elevado grau de sofisticação e organização do cartel por parte desse núcleo, já que os ajustes eram orquestrados de forma que fossem todos realizados em uma mesma data para que nenhum dos postos pudesse adiar ao máximo o reajuste, ganhando assim a vantagem de ser o último. Além disso, havia compensações mútuas entre os postos de gasolina componentes do cartel para a manutenção do mesmo, configurando um caso explícito de *bid-rigging*, e similar ao estudado por *Pesendorfer (2000)*.

“o conluio era suficientemente sofisticado para promover compensações mútuas entre os revendedores, bem como modular os preços cartelizados em consonância com as condições de oferta e demanda de cada local.” (*Relatório da SDE, 2007*).

Como forma de ilustrar graficamente como estavam dispostos os postos do cartel na região, a Figura 1 representa a localização geográfica de cada posto cartelizado.

Figura 1 : Mapa do cartel de Londrina/Cambé



Como será mais bem explicado no capítulo de descrição dos dados, há informações precisas acerca da identidade dos postos que faziam parte do conluio, além dos preços e custos de cada posto ao longo do tempo. A partir disso, foram calculadas as médias e os desvios padrões dos preços e custos desses dois conjuntos de postos (participantes e não-participantes), antes e depois do fim do cartel. Como pode ser visto na Tabela 2, apesar dos custos incorridos serem parecidos, há significativas diferenças entre a média de preços dos dois grupos de postos ³, com

³ Apesar de não reportado, as diferenças da média dos preços entre cartelizados e não-cartelizados são significativas.

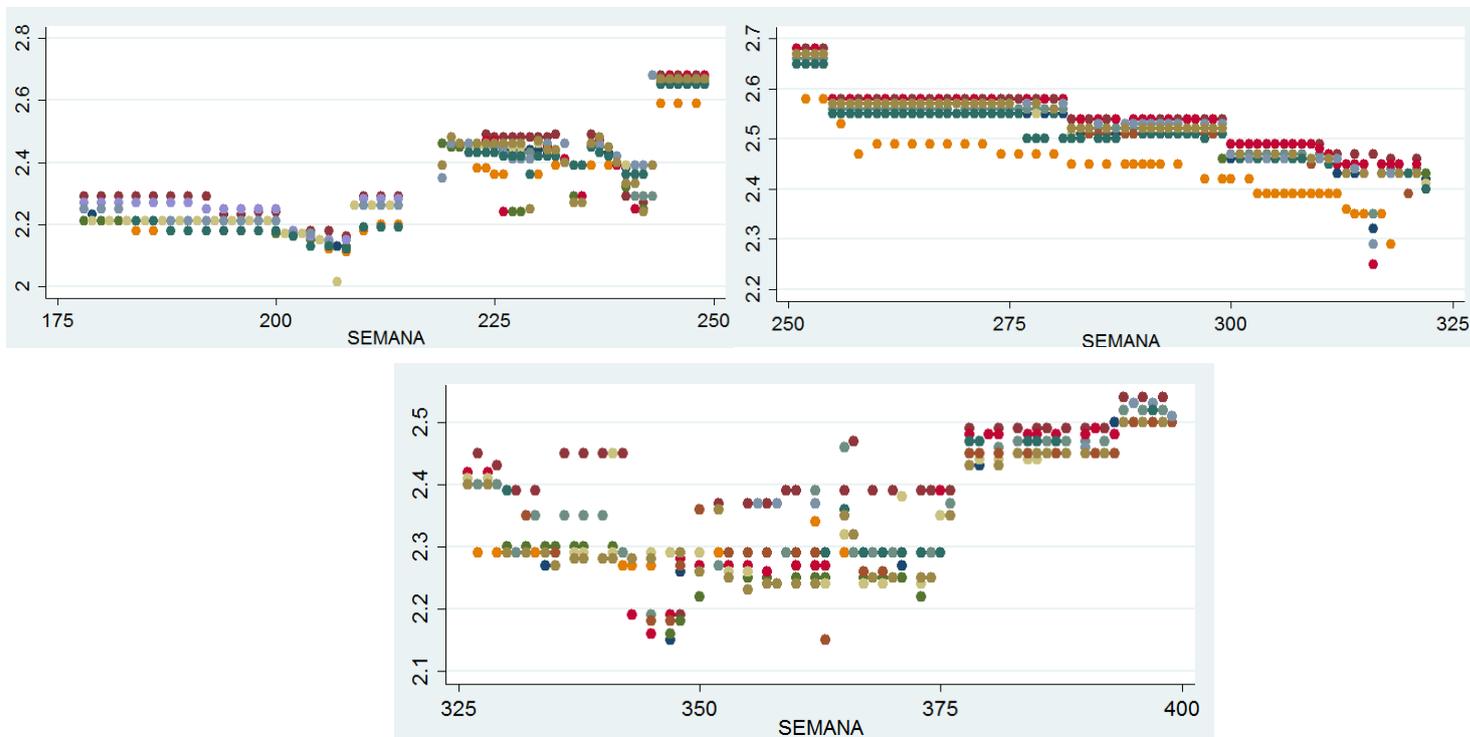
postos dentro do cartel apresentando médias de preços maiores do que os fora do cartel. Mais interessante é notar que, após o fim do cartel, há uma mudança nos preços desses dois grupos, invertendo o padrão anterior. Essa evidência sugere que, além de motivação para o trabalho em relação ao comportamento diferenciado de preços, o período definido como aquele em que o cartel operou está relativamente bem definido, justificando essa divisão de tempo e os testes de robustez empregados posteriormente.

Tabela 2 : Médias de preços entre cartelizados e não-cartelizados

Durante a Vigência do Cartel			
Média de Preços		Média de Custos	
Cartel	Fora Cartel	Cartel	Fora Cartel
2.21 (0.31)	2.16 (0.33)	2.01 (0.27)	1.98 (0.27)
Após o Fim do Cartel			
Média de Preços		Média de Custos	
Cartel	Fora Cartel	Cartel	Fora Cartel
2.47 (0.16)	2.53 (0.15)	2.18 (0.11)	2.22 (0.11)
Desvios Padrões entre Parênteses			

Em particular quanto ao funcionamento interno do cartel, a Figura 2 apresenta os preços postados pelos postos cartelizados na cidade de Londrina para cerca de três anos antes, e um ano e meio após o fim do cartel. Cada cor representa um posto de combustível participante do conluio, e cada ponto o preço que tal posto postou naquela semana específica. O que se observa, principalmente após a semana 250 (figura da direita), é que houve um acordo interno do cartel que estabeleceu que os preços relativos deveriam permanecer estanques ao longo das semanas. Até então, havia uma maior variabilidade ao longo das semanas em relação aos preços relativos dentro do cartel (figura da esquerda). Porém, com o fim do cartel na semana 325 (figura abaixo), os preços relativos voltaram a variar mais ao longo das semanas.

Figura 2 : Movimentos de preços dos postos cartelizados



3

Metodologia

3.1.

Modelo Estrutural

Seguindo a adaptação do artigo de *Carlson & McAfee (1983)* por *Pessoa, Rezende e Assunção (2012)* ao mercado de revenda de combustíveis, assume-se que os postos de combustíveis têm poder de mercado⁴, o que os faz terem a opção de escolher preços e não serem *price-takers*. Como os dados da ANP são semanais e coletados por cidade, faz-se necessário definir quais são as variáveis que afetam suas decisões e qual é o jogo do qual as firmas participam. Desse modo, são apresentadas abaixo as hipóteses básicas do modelo:

- Há um número finito de postos (N) com poder de mercado
- Os K primeiros postos participam do cartel ($1, 2, \dots, K$) e maximizam o lucro agregado dos postos do conluio
- $(N - K)$ postos restantes maximizam somente seu próprio lucro
- Postos têm como variável de escolha somente o próprio preço – Equilíbrio de Bertrand-Nash é encontrado
- Produto homogêneo: gasolina
- Mercado do qual o posto participa é delimitado à sua cidade⁵
- Jogo estático em que a cada semana “ t ” o mercado abre e os postos competem em preços, com cada realização de jogo independente das semanas anteriores
- Não há saída/entrada dos membros do cartel

Para definir a função demanda do consumidor a partir da qual é possível ser escrita a função lucro do ofertante, segue-se a formulação de *Pessoa, Rezende e Assunção (2012)* em que é definida que a demanda por combustível do posto “ i ”, na semana “ t ”, e no mercado “ m ” tem o seguinte formato linear⁶. Além disso, assume-se a hipótese de linearidade da função custo do vendedor.

⁴ Pode ser devido à localização geográfica, certa diferenciação na oferta do produto por clientela cativa, lojas de conveniência etc.

⁵ Ou região metropolitana, como é o caso de Londrina/Cambé

⁶ O subscrito “ m ” foi omitido na equação para evitar excesso de notação, porém estará também presente em todas as equações posteriores.

$$q_{it} = \alpha - \beta p_{it} + \gamma \bar{p}_{-it}$$

$$C(q_{it}) = c_{it} q_{it} + F_{it}$$

onde,

p_{it} = preço cobrado pelo posto "i" na semana "t"

\bar{p}_{-it} = média de preços cobrados pelos outros postos exceto "i".

F_{it} = custo fixo

α, β, γ constantes positivas

Normalizando para 1 a medida de todos os consumidores de combustível, chega-se a função lucro do revendedor. Com sua função lucro e demandas definidas, pode ser calculada a função melhor resposta (F.M.R) do ofertante que maximiza somente seu próprio lucro (não-cartelizados) em um ambiente de *price-setting*. Os sobrescritos "c" e "nc" correspondem, respectivamente, a ser ou não do cartel. Logo, p_{it}^{nc} é como o posto não-cartelizado "i", na semana "t" e mercado "m" reage a preços e custos. Algebricamente, tem-se:

$$\Pi_{it} = (p_{it}^{nc} - c_{it} - F_{it})q_{it}$$

$$\frac{\partial \Pi_{it}}{\partial p_{it}} = 0 = -2\beta p_{it}^{nc} + \alpha + \gamma \bar{p}_{-it} + \beta c_{it}$$

$$p_{it}^{nc} = \frac{1}{2\beta} (\alpha + \beta c_{it} + \gamma \bar{p}_{-it})$$

$$(1) \quad p_{it}^{nc} = \frac{\alpha}{2\beta} + \frac{c_{it}}{2} + \gamma \bar{p}_{-it} = \frac{\alpha}{2\beta} + \frac{c_{it}}{2} + \frac{\gamma}{2\beta} \frac{\sum_{j \neq i}^N p_{jt}}{(N-1)}$$

A partir da função melhor resposta do posto não-cartelizado (1), é encontrado o resultado intuitivo de que a escolha de preços por parte de um posto de gasolina dependerá positivamente do seu custo e da média de preços dos outros participantes do mercado. Por maximizar o lucro do conluio e não somente o próprio, a função melhor resposta do cartelizado se diferenciará do não-cartelizado por um termo a mais que corresponderá ao efeito do seu preço nos demais postos do cartel, representado pelo último termo da igualdade seguinte:

$$\frac{\partial(\sum_{i=1}^K \Pi_{it})}{\partial p_{it}^c} = 0 = -2\beta p_{it}^c + \alpha + \beta c_{it} + \gamma \left(\frac{\sum_{j \neq i}^N p_{jt}}{N-1} \right) + \gamma \left(\frac{\sum_{j \neq i}^K (p_{jt} - c_{jt})}{N-1} \right)$$

Separando o penúltimo termo da igualdade anterior entre participantes e não-participantes do conluio, de forma a isolar os parâmetros estruturais que vêm da demanda (α, β, γ), chega-se à seguinte representação algébrica:

$$(2) \quad p_{it}^c = \frac{c_{it}}{2} + \frac{1}{2\beta} \left(\alpha + 2\gamma \left[\frac{\sum_{j \neq i}^K p_{jt}}{N-1} \right] - \gamma \left[\frac{\sum_{j \neq i}^K c_{jt}}{N-1} \right] + \gamma \left[\frac{\sum_{j=K+1}^N p_{jt}}{N-1} \right] \right)$$

Como a equação (2) é a função melhor resposta do posto cartelizado, encontra-se o resultado que, além de levar em consideração seu custo na decisão do seu preço (1º termo), o posto reage duas vezes mais ao preço dos outros participantes do conluio (3º termo) do que ao preço dos não-participantes (último termo), além de reagir negativamente ao custo dos seus comparsas (4º termo). Logo, a partir dessa representação, sua escolha de preços depende mais dos preços dos outros participantes do cartel do que do restante dos postos.

Por (1) e (2), percebe-se que a função melhor resposta dos postos depende de uma razão entre γ e β , que é a razão entre a reação da demanda em relação ao preço médio do mercado (γ) e o preço postado pelo posto "i" (β), não existindo *a priori* um valor esperado para essa relação⁷. Um ponto importante é que, independente desse fato, o parâmetro associado ao custo próprio deveria ser igual a 0.5 de acordo com a F.M.R's, pois não dependem de $\{\alpha, \beta, \gamma\}$. Tem-se, portanto, que apesar da simplificação feita, a partir de um modelo de demanda estilizado é possível se chegar a previsões de qual valor o componente associado ao custo próprio deveria tomar, e quais relações do conjunto de parâmetros $\{\alpha, \beta, \gamma\}$ deveriam prevalecer supondo a validade do modelo.

⁷ No modelo de *Carlson & McAfee*, $\beta = \gamma = \frac{(N-1)}{N}$ e $\alpha = \frac{1}{N}$. Contudo, o modelo dos autores tem hipóteses não feitas aqui, sendo um caso particular para os valores desses parâmetros. Logo, é possível que a aplicação dessa metodologia para o mercado de revenda de gasolina brasileiro apresente outros valores de equilíbrio.

3.2.

Estratégia Empírica

Com o modelo estrutural de cartel construído, o próximo passo é apresentar a estratégia empírica seguida para estimar os parâmetros de interesse de maneira consistente e não-viesada. Como há um problema de endogeneidade dos preços observados, *Pinske, Slade & Brett (2002)* propõem a utilização dos componentes de custos como instrumentos para suas respectivas contrapartidas em preços⁸. Logo, para a identificação do modelo e seguindo o método dos autores, assume-se que os custos são exógenos e o método de mínimos quadrados em dois estágios é utilizado.

Parametrizando a F.M.R's para colocá-las em forma de regressão e controlando para efeitos fixos relativos ao mercado, chega-se à seguinte especificação:

$$(3) \quad p_{it} = \alpha_1 + \theta_1 \widehat{c}_{it} + \{1[\text{cartel} = 1] * [\delta_1 \bar{p}_{-ict} + \delta_2 \bar{c}_{-ict} + \delta_3 \bar{p}_{nct}]\} \\ + \{1[\text{cartel} = 0] * [\delta_4 \bar{p}_{-it}]\} + \{ef. fixos\} + \epsilon_{it}$$

Onde \widehat{c}_{it} é a reação-preço ao custo próprio; \bar{p}_{-ict} , \bar{c}_{-ict} , \bar{p}_{nct} são, respectivamente, a resposta-preço de um membro do cartel à média de preços e custos dos outros participantes do conluio, e à média dos preços dos membros fora do cartel; \bar{p}_{-it} é a resposta-preço de um não-participante do cartel à média de preços do mercado.

Note que as funções melhores respostas (1) e (2) dos participantes e não-participantes do conluio, respectivamente, são representadas na regressão como *dummies* que sinalizam quando a firma pertence ou não ao cartel. Portanto, a situação em que não há a existência de um cartel na cidade (concorrência oligopolística) seria quando a *dummy* que identifica a existência do cartel fosse igual à zero para todas as observações (e a *dummy* que identifica o posto como não-cartelizado fosse igual a um para todos os postos), sendo um caso particular do modelo de conluio.

Quanto à identificação do modelo para a estimação de dois estágios, há um problema adicional na escolha de um instrumento em particular. Conforme pode ser visto na função melhor resposta (2), o instrumento natural para o preço dos outros participantes do cartel (3º termo) já está na equação (o custo correspondente), impossibilitando sua utilização como instrumento. Como toda a análise é feita supondo os custos exógenos, com o mercado abrindo a cada período e independento do

⁸ Por exemplo, para a média dos preços dos rivais se utiliza a média dos seus custos como instrumento.

período anterior, o instrumento que será utilizado para esse preço é o custo dos outros postos participantes do cartel defasado em um período. Note que, ao assumir exogeneidade dos custos, qualquer função dos custos poderia ser utilizada como instrumento, porém essa escolha em particular se deu pelo fato de que qualquer outra escolha de instrumento relacionada aos custos no período atual seria muito correlacionada com os instrumentos já existentes.

A Tabela 3 procura esclarecer em detalhes como se dá o processo de parametrização da função melhor resposta dos postos de combustível de maneira que os resultados obtidos na estimação sejam comparáveis com os parâmetros estruturais da demanda. Portanto, a primeira coluna da tabela se refere às variáveis que saem diretamente das funções melhores respostas de (1), (2), com suas respectivas notações e parametrizações (3) na terceira e quarta colunas. A última coluna se refere aos valores que seriam esperados supondo que o modelo teórico está correto. Logo, no capítulo de resultados, as duas últimas colunas serão comparadas para ver o *fit* do modelo aos dados.

Tabela 3 : Parametrização do modelo teórico

Input da F.M.R Teórica	Notação	Parâmetros		Valores Esperados
		Estruturais Associados ⁹	Parametrização	
c_{it}	\widehat{c}_{it}	$\frac{1}{2}$	θ_1	$\frac{1}{2}$
$\frac{\sum_{j \neq i}^K p_{jt}}{(N-1)}$	\bar{p}_{-ict}	$\frac{2\gamma}{\beta}$	δ_1	$\delta_1 = -2\delta_2$
$\frac{\sum_{j \neq i}^K c_{jt}}{(N-1)}$	\bar{c}_{-ict}	$-\frac{\gamma}{\beta}$	δ_2	
$\frac{\sum_{j=K+1}^N p_{jt}}{(N-1)}$	\bar{p}_{nct}	$\frac{\gamma}{\beta}$	δ_3	$\delta_3 = \delta_4$ $= -\delta_2$
$\frac{\sum_{j \neq \text{cartel}}^N p_{jt}}{(N-1)}$	\bar{p}_{-it}	$\frac{\gamma}{\beta}$	δ_4	

⁹ Na estimação, o parâmetro β é normalizado para 1 devido ao fato de não haver dados para a quantidade de combustível vendido por revendedor. Logo, os deltas da parametrização encontrados nas regressões são interpretados como o quanto γ é maior do que β dado que o último é igual a um [γ/β | $\beta = 1$].

Base de Dados

Os dados utilizados na parte empírica desse trabalho são oriundos de duas fontes distintas: os relatórios do Conselho Administrativo de Defesa da Concorrência (CADE) acerca dos processos administrativos contra os postos de combustíveis acusados da prática de cartel, e o “*Levantamento de Preços e de Margens de Comercialização de Combustíveis*” realizado pela Agência Nacional do Petróleo (ANP).

A primeira parte da fonte de dados diz respeito aos processos envolvendo revendedores de combustíveis acusados da prática de cartel. As denúncias que a ANP recebe relativas à conduta de cartel pelos postos são encaminhadas ao Sistema Brasileiro de Defesa da Concorrência (SBDC¹⁰). Nele são emitidos pareceres que verificam se há indícios econômicos que justificam a conduta anticompetitiva e, caso haja, é aberto um inquérito policial em que são produzidas provas que buscam confirmar a existência de um conluio. São feitas interceptações telefônicas dos acusados durante um determinado período de tempo (geralmente um mês), e a partir dessas provas o CADE emite um relatório votando a favor ou não da condenação desses postos. Logo, há diferentes categorias de “culpa” dos postos acusados: há aquelas cidades em que não houve nenhuma denúncia de cartel; que houve denúncia e não houve comprovação do ato ilícito; e que houve denúncia e comprovação por meio das investigações.

O objeto principal de análise desse trabalho será a região de Londrina/Cambé, onde foi comprovada a existência de um cartel na revenda de gasolina por meio de escutas telefônicas. Além desse mercado, há outras cidades com denúncias e indícios de conluio que também serão utilizadas na parte empírica, se diferenciando da anterior por não existirem dados relativos à identidade dos postos e ao tempo de vigência do conluio. Os outros municípios são: Caxias do Sul (RS), Santa Maria (RS), Feira de Santana (BA), Mossoró (RN), Cuiabá (MT), e Brasília (DF). Já em Campinas (SP) e Curitiba (PR) houve denúncias, porém as investigações e os relatórios não apontaram nenhuma infração à ordem econômica. É importante notar que todas as cidades desse trabalho foram escolhidas devido à disponibilidade de dados tanto do CADE quanto da ANP, e não a partir de uma escolha arbitrária.

¹⁰ À época do conluio, era composto pelo CADE, Secretaria de Acompanhamento Econômico (SEAE) e Secretaria de Direito Econômico (SDE). A SEAE e a SDE tinham função consultiva e de emitir relatórios que serão analisados pelo CADE, o qual detinha o poder de definir multas e sanções administrativas contra os postos.

A segunda parte da base de dados, o levantamento de preços da ANP, é uma pesquisa semanal e por cidade, com início em julho de 2001, cuja função é coletar junto aos revendedores os custos de aquisição do combustível e o preço posteriormente cobrado ao consumidor. Os postos são visitados pelos agentes da pesquisa que observam na bomba o preço postado, e verificam junto ao responsável pelo posto o valor pago à distribuidora pelo combustível, tendo assim instrumentos para construir a margem do revendedor. A amostra (fixa) é de cerca de 10% das cidades brasileiras¹¹, cuja escolha se baseia em critérios econômicos que garantam a representatividade da amostragem¹².

Um ponto crucial para esse trabalho é que a amostra será considerada aleatória, conforme cita o documento *“Metodologia utilizada para realização da pesquisa de preços no âmbito do Levantamento de Preços e de Margens de Comercialização de Combustíveis da ANP (2010)”*:

“Considerando a quantidade de pontos de revenda existentes na amostra total determinada para cada município (...), é feita pela empresa que realiza a pesquisa uma seleção aleatória da amostra a ser coletada semanalmente. Nos procedimentos de seleção (...) deve ser observada a cobertura geográfica do município e garantida a aleatoriedade da seleção”

Dentro de uma cidade em que há o levantamento, uma amostra de postos é sorteada aleatoriamente por semana, de modo que ao fim de um determinado período de tempo todos os postos tenham sido sorteados¹³. Um ponto importante a ressaltar, conforme notado por *Hosken et. al (2008)*, é limitada a capacidade de estocagem de combustível por parte dos postos de gasolina, sendo necessária a reposição de combustível a cada três dias em média. Como será visto com mais detalhes na parte de metodologia, o mercado em que o posto de combustível competirá é delimitado pelos preços e custos observados semanalmente dentro de um município ou região. Logo, com essa limitação de estocagem, garante-se que os preços postados, e principalmente os custos incorridos, reflitam com maior segurança a concorrência entre os postos dentro daquela semana e não de semanas anteriores.

¹¹ Tamanho da população, renda, tamanho da frota, número de postos etc.

¹² Todas as capitais e cidades grandes estão contempladas na amostra, por exemplo.

¹³ Exemplificando, a cidade com o maior número de postos (São Paulo), cerca de um sexto dos postos é coletado por semana de modo que ao fim de seis semanas todos tenham sido coletados. Em cidades muito pequenas, há casos em que todos os postos são coletados todas as semanas (cidades com 4 ou 5 postos).

Para precisar os dados existentes nessa base, uma única observação contém informações sobre a identidade do posto revendedor (razão social); sua localização geográfica; o preço na bomba do combustível vendido e seu custo; a bandeira do posto; o distribuidor de quem o combustível foi comprado; e a data da coleta de todos esses dados. Os combustíveis contemplados na pesquisa são álcool, gasolina, diesel e gás natural, não havendo dados sobre o volume vendido por posto. Apesar da existência desses dados, toda a análise desse trabalho será do mercado de revenda de gasolina, escolhida por ser o combustível de maior volume de venda nos postos dentro das cidades (diferentemente do diesel, mais vendido em postos de estrada), ser o combustível do cartel de Londrina/Cambé, e não ter os efeitos sazonais do álcool. Tem-se, portanto, um painel para cada cidade em que a unidade de tempo é a semana, o produto é a gasolina, e a observação é no nível do posto.

5

Resultados

5.1.

Apresentação

Nessa parte do trabalho, serão apresentados os resultados principais da estimação do modelo descrito no capítulo anterior. Primeiramente, e também como motivação para uma escolha de modelagem como essa para esse mercado específico, o modelo de oligopólio será estimado para a amostra inteira (Brasil) e comparado com o encontrado para Londrina/Cambé. O objetivo desse procedimento é ter um ganho de sensibilidade quanto ao que seria esperado em uma cidade “normal” brasileira, além de ajudar a entender quão bom é o *fit* do modelo de oligopólio aos dados da amostra como um todo. É importante notar que todas as regressões que serão apresentadas daqui em diante têm o erro padrão corrigido para *clustering* de semana/cidade ¹⁴.

A Tabela 4 mostra os resultados da estimação do modelo oligopolístico nesses recortes amostrais. Comparando com os resultados que seriam esperados de acordo com o modelo teórico (última coluna), a estimativa do parâmetro relacionado ao custo próprio fica bem próxima dos 0.5 previstos pela teoria no caso brasileiro. Além disso, o parâmetro associado à resposta aos preços médios fica relativamente próximo do 1 que seria esperado no contexto de *Carlson & McFee (1983)*. Entretanto, como é uma relação entre parâmetros que a princípio não há um valor teórico *a priori*, o valor de 1.3 encontrado será considerado aquele que prevaleceria em um mercado sem cartel no Brasil ¹⁵. Esses coeficientes corroboram os resultados encontrados no artigo de *Pessoa, Rezende e Assunção (2012)*, em que encontram para o estado do Rio de Janeiro e com uma amostra até 2008, o coeficiente associado ao custo próximo a 0.55.

Em relação à interpretação dos parâmetros encontrados, é justificável fazer uma comparação de Londrina/Cambé com a amostra completa. Vê-se claramente que o parâmetro associado ao custo é bem distante do observado para o Brasil, com o componente associado à resposta aos preços médios dos concorrentes com maior magnitude. Uma possível explicação para essa diferença é que, como há um cartel, os

¹⁴ Como a amostra é semanal e por cidade, é razoável supor que exista alguma correlação dos erros da regressão, o que justifica essa correção.

¹⁵ Apesar da amostra do Brasil ter cidades cartelizadas, pela grande quantidade de informação contida supõe-se que os efeitos dos cartéis no coeficiente resultante sejam irrelevantes.

postos definem seus preços mais por conta dos preços praticados pelos outros postos do que pelos seus componentes de custo, isso tanto os participantes como provavelmente os não-participantes do cartel (devido as suas reações aos preços artificialmente mais altos), acarretando num parâmetro associado a \bar{p}_{-it} maior.

Tabela 4 : Concorrência oligopolística: Brasil (2001 a 2012) e Londrina/Cambé (durante o cartel)

Variável	Brasil		Londrina /Cambé	Esperado
\widehat{c}_{it}	0.4105*** (0.00416)	0.411*** (0.00412)	0.1735*** (0.0176)	0.5
\bar{p}_{-it}	1.307*** (0.00631)	1.299*** (0.00680)	1.694*** (0.0308)	-
α_0	-0.0319*** (0.00816)	0.0810*** (0.00428)	-0.0605*** (0.00888)	-
Efeito Fixo de Estado	Não	Sim	-	-
Observações	3,343,157	3,343,157	13,296	-
R ²	0.961	0.963	0.984	-
Erros Padrões Robustos entre Parênteses				
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1				

Portanto, há uma dinâmica de preços não capturada pelo modelo de oligopólio quando aplicado a um mercado cartelizado, justificando a extensão do modelo. Desse modo, a Tabela 5 contém alguns dos resultados principais do trabalho, e se refere ao modelo estrutural de cartel aplicado ao mercado de Londrina/Cambé.

Na primeira linha da tabela há o coeficiente associado ao custo que todas as firmas incorrem, participante ou não do cartel. Percebe-se que os valores ficam próximos do esperado, revertendo o padrão observado no modelo de oligopólio e não sendo possível rejeitar a hipótese que o coeficiente é diferente de 0.5. Na segunda linha (\bar{p}_{-it}), há o coeficiente associado à resposta das firmas não-participantes do cartel à média dos preços do mercado, com valores bastante próximos ao encontrado para a amostra do Brasil no caso de oligopólio. Já a linha seguinte, relacionada à resposta do posto cartelizado aos preços dos postos fora do cartel (\bar{p}_{nct}), apresenta um coeficiente cuja rejeição da hipótese nula de que δ_3 e δ_4 são iguais só acontece a 10%. Os regressores que realmente têm coeficientes inesperados e muito diferentes

do que seria previsto pela teoria são as respostas dos postos cartelizados aos preços e custos dos seus comparsas, \bar{p}_{-ict} e \bar{c}_{-ict} , respectivamente. O que se observa é que os sinais estão trocados e a magnitude é cerca de 10 vezes maior. Seria como se um desvio do cartel (queda de preço não acordada), acarretasse em um aumento mais que proporcional dos preços dos outros participantes, o que não é compatível com o que seria esperado em um modelo de maximização conjunta.

Tabela 5 : Cartel

Variáveis	Parametrização	Londrina / Cambé	Testes de Hipóteses
\widehat{c}_{it}	θ_1	0.625*** (0.1165)	H0: $\theta_1 = 0.5$ Não-Rejeitada
\bar{p}_{-it}	δ_3	1.106*** (0.218)	H0: $\delta_3 = \delta_4$ Rejeitada a 10%
\bar{p}_{nct}	δ_4	1.908*** (0.482)	
\bar{p}_{-ict}	δ_1	-18.88*** (6.513)	H0: $\delta_1 = -2\delta_2$ Rejeitada a 1%
\bar{c}_{-ict}	δ_2	20.00*** (5.704)	
α_1	α_1	-0.548*** (0.122)	-
Observações	-	13,291	-
R ²	-	0.452	-

Erros Padrões Robustos entre Parênteses

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

Se for suposto que o mercado voltou a ser competitivo após a data considerada como fim do cartel (Tabela 6, à esquerda), Londrina/Cambé praticamente não-rejeita essa hipótese nula. Enquanto que na Tabela 4 o coeficiente associado ao custo próprio era cerca de 0.17, agora (0.39) está muito próximo ao que seria esperado pela teoria (0.5), e praticamente igual ao encontrado para o Brasil (0.41). Sendo assim, o fato do modelo com cartel não funcionar para esse período (Tabela 6, à direita) somente confirma esse fato, e atesta que houve uma mudança de comportamento de preços nesse mercado para o modo competitivo (ou oligopolista), e justifica essa escolha do período do painel. Além disso, vale notar nessa tabela que o coeficiente associado ao custo próprio passa a ser igual a 1, ou seja, seria como se um modelo de

cartel aplicado a um mercado competitivo gerasse um coeficiente de custo próprio compatível com um modelo de competição perfeita, sendo que esse padrão se repetirá nos placebos feitos na próxima seção.

Tabela 6 : Período após o fim do cartel: Oligopólio / Cartel

Variáveis	Londrina /Cambé	Esperado
\widehat{c}_{it}	0.395 *** (0.028)	0.5
\bar{p}_{-it}	1.354*** (0.019)	-
α_0	-0.2072 (0.055)	-
Observações	4,807	
R ²	0.856	
Erros Padrões Robustos entre Parênteses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

Variáveis	Londrina /Cambé
\widehat{c}_{it}	1.0095*** (0.0955)
\bar{p}_{-it}	0.0874 (0.167)
\bar{p}_{nct}	0.122** (0.0612)
\bar{p}_{-ict}	-1.024 -1.717
\bar{c}_{-ict}	0.498 -1.183
α_1	0.218* (0.132)
Observações	4,801
R ²	0.685
Erros Padrões Robustos entre Parênteses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1	

5.2.

Interpretação

Após a apresentação dos resultados, resta a pergunta: o que, afinal, eles significam? O que se vê é que o modelo captura bem como os postos que não participam do conluio postam seus preços (\bar{p}_{-it}), o coeficiente de *pass-through* dos custos para os preços (\hat{c}_{-it}), e como os postos dentro do cartel reagem aos preços dos postos de fora do acordo (\bar{p}_{nct}). O que o modelo não está capturando com precisão é a maneira que o cartel está operando internamente. Mesmo que os coeficientes associados à resposta aos preços dos não-cartelizados tenham apresentado sinais e magnitudes condizentes com a teoria, a maneira que um posto cartelizado reage aos preços e custos do conluio é contra intuitiva a partir do arcabouço desenvolvido.

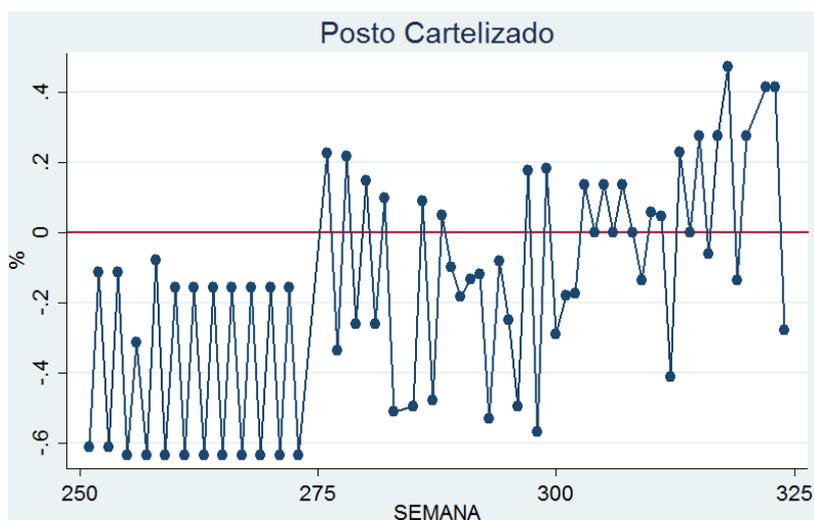
Uma possível explicação para esses coeficientes é que na verdade há um “rodízio de vencedores” entre os postos participantes, o que acarretaria em preços negativamente relacionados aos preços dos comparsas. Esse processo se daria da seguinte forma: para um posto “ganhar” em determinada semana, seu preço deve cair em relação aos demais participantes do cartel, o que aumentaria temporariamente sua demanda. Esse movimento de queda/subida de preços dentro do próprio cartel de forma a emular um ambiente competitivo pode gerar resultados parecidos com os encontrados. Por exemplo, os postos do cartel poderiam fixar, por semana, um preço base a partir do qual alguns postos ficariam acima (perdedores) e outros abaixo (vencedores), alternando esses dois grupos ao longo das semanas.

Levando essa construção para os dados, estimou-se um *Probit* em que se buscou ver a existência de um padrão que indicasse um rodízio na fixação do preço mais baixo do cartel em cada semana. Ou seja, se a probabilidade de um posto “i” ter o menor preço do cartel variar com a identidade do posto em uma determinada semana (interação da identidade do posto com a semana do mês), este seria um indício do rodízio. Entretanto, essa hipótese foi rejeitada por todos os coeficientes da regressão estimada.

Uma alternativa para a explicação dos resultados encontrados é analisar de maneira mais minuciosa os movimentos de preços dentro do cartel posto a posto, análogo ao que foi feito na Figura 3. Desse modo, a Figura 4 mostra um padrão de movimentos de preços que ajudará no entendimento do que está ocorrendo nos dados. No gráfico, cada ponto corresponde à porcentagem (para mais ou para menos) que o preço de um único posto do cartel está em relação à média dos outros postos do conluio (normalizada para zero) em uma determinada semana. Apesar de ser um

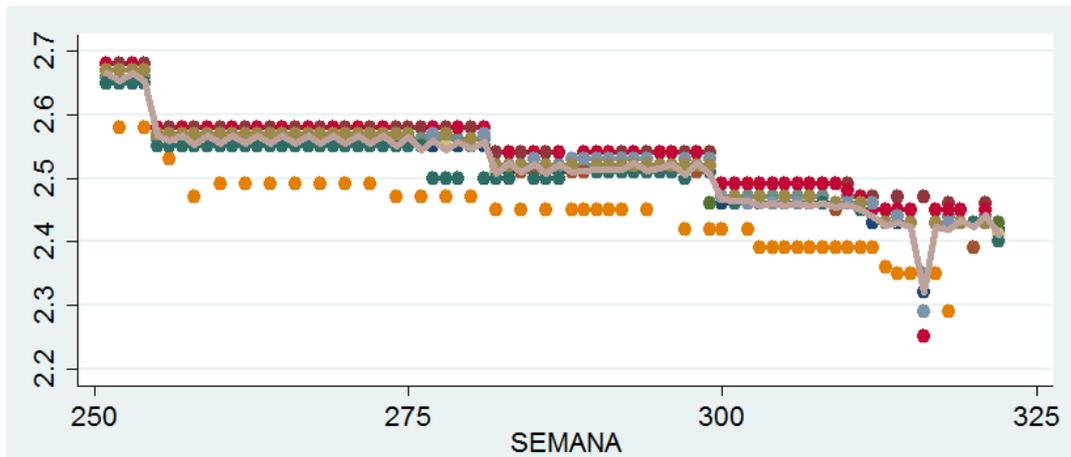
gráfico composto por somente um posto, esse comportamento de preços é praticamente igual para quase todos os outros postos do cartel de Londrina. O que pode ser visto é que claramente há uma ocorrência de “*dentes*” nesse gráfico, ou seja, o posto está escolhendo preços ora acima, ora abaixo de determinada média ao longo das semanas, o que seria compatível com a hipótese do rodízio de vencedores.

Figura 2 : Desvios em relação à média do cartel



Porém, a Figura 5 dá outra explicação para esses “*dentes*”. Um ponto no gráfico representa o preço postado por um posto cartelizado em uma determinada semana, sendo que cada cor é única para cada posto, possibilitando a visualização das posições relativas de preços dos postos do cartel ao longo das semanas. Além disso, a linha conectada em rosa é a média semanal de preços dos postos do cartel. Percebe-se claramente que os preços estão parados e é a média dos preços do cartel que têm apresentado o formato de “*dentes*”. Em particular, é o sorteio do posto de cor *amarela* que faz a média subir e descer ao longo das semanas. Logo, o que pelo gráfico anterior parecia um indício de rodízio de vencedores, na verdade é resultado da maneira que a amostra é coletada ao longo das semanas. Como a resposta a preço de um membro do cartel está sendo modelada como uma resposta à média dos preços dos outros participantes do acordo, se a média muda por fatores advindos do *sampling*, de tal maneira que fique ora acima, ora abaixo de um determinado valor, essa característica amostral geraria os coeficientes com o sinal trocado observados na Tabela 5.

Figura 3 : Preços por posto do cartel



Um modo de testar se é exatamente esse fato que gerou os coeficientes invertidos é substituir a periodicidade da competição entre os postos de semanal para mensal, ou seja, por posto e por mês, calcula-se o preço médio por ele postado e o custo médio por ele incorrido. Assim, eliminar-se-ia (ou atenuaria) esse movimento artificial da variação da média dos preços do cartel gerado pela maneira que os dados são coletados. A Tabela 7 apresenta os resultados desse teste e que vão ao encontro a essa explicação. Os coeficientes que antes tinham sinal trocado passam a ter o sinal correto, o valor absoluto de \bar{p}_{-ict} passa a ser duas vezes o valor de \bar{c}_{-ict} (como esperado pela teoria), além dos outros coeficientes terem sinais corretos e magnitudes compatíveis (principalmente o *pass-through*). Logo, a conclusão é que a parte do modelo que não funciona bem com os dados semanais se deve à maneira que o *sampling* é feito, e não a uma inadequação da teoria aos dados.

Tabela 7 : Cartel: Amostra mensal

Variáveis	Parametrização	Londrina / Cambé	Testes de Hipóteses
\widehat{c}_{it}	θ_1	0.388*** (0.064)	H0: $\theta_1 = 0.5$ Rejeitada a 10%
\bar{p}_{-it}	δ_3	1.358*** (0.120)	H0: $\delta_3 = \delta_4$ Rejeitada a 1%
\bar{p}_{nct}	δ_4	0.553*** (0.168)	
\bar{p}_{-ict}	δ_1	7.061** (3.495)	H0: $\delta_1 = -2\delta_2$ Não-Rejeitada
\bar{c}_{-ict}	δ_2	-3.426 (3.728)	
α_1	α_1	-0.201*** (0.0429)	-
Observações	-	5,733	-
R ²	-	0.889	-

Erros Padrões Robustos entre Parênteses

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

5.3.

Identificação de Cartéis

O objetivo dessa última seção é ver se o modelo de oligopólio tem algum poder preditivo sobre a existência de conluio, ou seja, é a parte mais relacionada à implicação de política pública do trabalho. Conforme já mencionado, a análise nesta seção se dará a partir de uma comparação entre diferentes mercados/status de competição.

Definido o padrão que seria esperado em um mercado sem acordos artificiais para fixação de preços na amostra brasileira como um todo, a Tabela 8 busca focar a análise em cidades em que houve ao menos algum indício de conduta anticompetitiva. Dessa forma, o modelo de oligopólio foi aplicado a esses mercados variando o nível de comprovação da conduta ilegal, ou seja, aqui há cidades em que a apuração do inquérito policial resultou na comprovação de fraude à ordem econômica, e cidades sem provas suficientes. Seria esperado, portanto, que caso haja realmente diferenças na fixação de preços entre as cidades e a teoria estivesse correta, esta conduta apareceria ao fazer essa divisão.

Em relação às cidades escolhidas para esse exercício, as cidades com asterisco (Curitiba e Campinas) receberam denúncias de cartel e tiveram seus casos arquivados pelo CADE por falta de provas, inclusive após investigações. Brasília, por outro lado, teve seus postos mais de uma vez condenados a pagar multas por práticas anticoncorrenciais ao longo dos anos 2000, sendo que ainda há um processo em andamento com acusação de conluio. Cuiabá, apesar de não ter havido ainda uma condenação dos postos, apresenta provas concretas de interceptações telefônicas que comprovam o cartel. Em Feira de Santana houve denúncias, porém somente análises econômicas foram feitas (sem investigações policiais), sendo que o caso foi arquivado por falta de indícios econômicos (o que não implica que não exista um cartel operando). Por fim, Mossoró é um caso parecido com o ocorrido em Londrina, já que houve uma operação que buscou apreender bens fazer intimações aos donos dos postos da cidade em uma data específica ("*Operação Vulcano*"). Vale ressaltar que a seleção das cidades foi condicional à existência de informações sobre os cartéis, seja a partir dos relatórios disponíveis no CADE ou por notícias de jornal.

Quanto aos resultados da regressão, os coeficientes correspondem exatamente ao esperado. Para as cidades sem a comprovação policial do cartel (Curitiba e Campinas) os coeficientes encontrados estão bem próximos do que seria esperado em um mercado de oligopólio. Já nas colunas seguintes, onde há comprovações de cartel (com exceção de Feira de Santana), nota-se claramente a diferença nos

parâmetros associados ao comportamento de preços, com os postos respondendo muito mais ao preço médio do mercado do que ao custo próprio. Esse resultado corrobora aquele encontrado para Londrina/Cambé na Tabela 4, denotando um padrão claro de comportamento de preços.

Para a comparação ficar completa, o ideal seria adicionar cidades em que não há denúncias de cartel como controle, porém como essa escolha envolve algum tipo de arbitrariedade e que também não garante que não exista um cartel operando, o caminho escolhido foi usar os resultados da amostra toda como o aqueles que seriam esperados para uma cidade sem cartel (Brasil como controle).

Tabela 7 : Concorrência oligopolística: Cidades selecionadas – 2001 a 2012

Variável	Curitiba*	Campinas*	Brasília	Cuiabá	Feira de Santana	Mossoró	Esperado
\widehat{c}_{it}	0.4105*** (0.02105)	0.449*** (0.02655)	0.1335*** (0.0263)	0.1475*** (0.0137)	0.237*** (0.01715)	0.048*** (0.01335)	0.5
\bar{p}_{-it}	1.270*** (0.0378)	1.246*** (0.0435)	1.771*** (0.0453)	1.766*** (0.0224)	1.612*** (0.0282)	1.927*** (0.0202)	-
α_0	-0.0159 (0.0127)	0.0802*** (0.0118)	-0.00356 (0.00465)	0.0304*** (0.00813)	0.0563*** (0.0103)	0.0171*** (0.00580)	-
Observações	36,300	27,881	32,776	16,781	9,680	10,261	
R ²	0.962	0.976	0.985	0.985	0.974	0.991	-
Erros Padrões Robustos entre Parênteses							
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1							

Conclusão

Nesse artigo, procurou-se investigar como postos cartelizados postam preços de maneira distinta de postos não-cartelizados a partir do conluio existente em Londrina/Cambé. Seguindo um modelo de concorrência oligopolística via preços estendido para o caso em que há um cartel operando, estimaram-se as funções melhores respostas dos postos a partir de um procedimento de dois estágios, utilizando os custos como instrumentos.

A primeira parte dos resultados se refere ao *fit* dos dados ao modelo estrutural de cartel. Nesse íterim, o modelo consegue explicar de maneira acurada como se dá a escolha de preços dos postos não-participantes do cartel em uma cidade cartelizada. Comparando o ajuste do modelo cartel ao modelo de oligopólio, percebe-se um ajuste mais próximo ao esperado pela teoria em favor do primeiro, dado que o mercado é cartelizado. Como clara evidência desse fato, o coeficiente associado ao custo próprio, que sob o modelo de oligopólio fica muito distante do 0.5 teórico, ao adicionar a estrutura do conluio passa a ficar muito próximo desse valor. Há, portanto, uma interação entre postos cartelizados e não-cartelizados que o modelo consegue limpar e explicar com maior precisão (gerando esse melhor ajuste dos coeficientes à teoria). Por outro lado, capta imprecisamente como funciona internamente o conluio, com coeficientes muito maiores do que o esperado e com sinais invertidos.

Na busca por uma explicação para a inadequação parcial do modelo aos dados, foi feita uma análise individual dos movimentos de preços dos postos do cartel ao longo das semanas. Percebeu-se que a maneira que a amostra é coletada (nem todos os postos por semana em um esquema de rotação) faz com que a média do preço dos postos do cartel varie ao longo das semanas, mesmo quando os preços dos postos do cartel se mantêm constantes. Em particular, esse movimento faz com que, do ponto de vista de um posto, ele esteja ora acima, ora abaixo da média dos outros participantes do cartel, em um movimento próximo ao que seria esperado em um rodízio de vencedores. A diferença é que, nesse caso, o que está gerando esse movimento é simplesmente a maneira como os dados são coletados. Como confirmação dessa explicação, além da análise gráfica, mudou-se a periodicidade da concorrência de semanal para mensal com o intuito de atenuar esse efeito de alta frequência gerada pelo *sampling*. Os resultados dessa regressão confirmaram essa hipótese, mudando o padrão anterior de coeficientes com sinais trocados e magnitudes muito altas do

funcionamento interno do cartel, além de manter o bom ajuste do modelo para os não-participantes do cartel e do *pass-through*.

Já a segunda parte dos resultados encontrados leva a crer que o modelo de oligopólio aplicado a uma cidade em que há um cartel operando apresenta coeficientes com um padrão bem definido. Nesses mercados, e comparando com a amostra brasileira como um todo, os preços dos postos dependem muito mais intensamente da média dos preços do mercado do que dos custos próprios. Esse resultado é intuitivo na medida em que mudanças artificiais e bem-sucedidas nos preços do mercado (um aumento concertado do nível dos preços, por exemplo) podem fazer com que mesmo os postos não-participantes do conluio achem vantajoso manter o preço mais alto. Nesse sentido, a escolha de preços seria mais influenciada pelos preços do mercado que dos custos propriamente.

Do ponto de vista de política pública, esse trabalho contribui no sentido de documentar mais um mecanismo que ajuda a identificar comportamentos colusivos. Dado que o modelo de oligopólio apresenta padrões claros e distintos para cidades cartelizadas e não-cartelizadas, a utilização de mais esse teste pode ser usado como insumo para órgãos de defesa da concorrência a um custo de implementação muito baixo.

Como conclusão final, o trabalho conseguiu explicar detalhadamente como se deram os movimentos de preços dos postos da região de Londrina/Cambé durante o período do cartel, contribuindo tanto com a literatura de cartel quanto do mercado revendedor de combustíveis. O modelo desenvolvido apresentou um bom poder preditivo da reação das firmas à preços e custos nesse mercado, sendo que os resultados distantes do previsto pelo modelo podem ser atribuídos à maneira que a amostra é coletada.

Bibliografia

ANP, Anuário Estatístico Brasileiro do Petróleo e do Gás Natural 2012. <http://www.anp.gov.br/?dw=33213>, último acesso em 20 de março de 2013.

Atkinson, B. (2009) Retail gasoline price cycles: evidence from Guelph, Ontario using bi-hourly, station-specific retail price data. *Energy Journal* 30: 85–109.

Bresnahan, T. F. (1982). The Oligopoly Solution Concept is identified. Stanford University, Stanford, CA 94305, USA. Received 21 January.

Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE). <http://www.cade.gov.br/Default.aspx?a8889b6caa60b241d345d069fc>, último acesso em 20 de março de 2013..

Carlson, J., McAfee, R. Discrete equilibrium price dispersion: Extensions and technical details (1982). Discussion paper, Institute for Research in the Behavioral, Economic, and Management Sciences, Krannert Graduate School of Management, Purdue University.

Eckert, A. Empirical studies of gasoline retailing: A guide to the literature (2013). *Journal of Economic Surveys* Vol. 27, No. 1, pp. 140–166

Edgeworth, F.Y. (1925) *Papers Relating to Political Economy* (Vol. 1). London: MacMillan.

Erutku, C. and Hildebrand, V.A. (2010) Conspiracy at the pump. *Journal of Law and Economics* 53: 223–236.

Foros, O. and Steen, F. (2009) Gasoline prices jump up on Mondays: an outcome of aggressive competition? NHH Department of Finance and Management Science Working Paper.

Green, E.J. and Porter, R.H. (1984) Noncooperative collusion under imperfect price information. *Econometrica* 52: 87–100.

Hosken, D.S., McMillan, R.S. and Taylor, C.T. (2008) Retail gasoline pricing: what do we know? *International Journal of Industrial Organization* 26: 1425–1436.

Houde, J.-F. and Clark, R. (2012). Collusion with asymmetric retailers: Evidence from a gasoline price-fixing case. Disponível em http://69.195.124.77/~jeanfra5/WordPress/wp-content/uploads/2012/10/cartel_delay_revision_final_oct.pdf (Último acesso em 20 de março de 2013).

Lewis, M. (2008) Price dispersion and competition with differentiated sellers. *Journal of Industrial Economics* 56: 654–678.

Lewis, M. (2009a) Temporary wholesale gasoline price spikes have long-lasting retail effects: the aftermath of Hurricane Rita. *Journal of Law and Economics* 52: 581–605.

Maskin, E. and Tirole, J. (1988) A theory of dynamic oligopoly, II: price competition, kinked demand curves, and Edgeworth cycles. *Econometrica* 56: 571–599.

Noel, M.D. (2007b) Edgeworth price cycles: evidence from the Toronto retail gasoline market. *Journal of Industrial Economics* 55: 69–92.

Pesendorfer, M (2000). A Study of Collusion in First-Price Auctions. *The Review of Economic Studies*, Vol. 67, Iss. 3, July.

Pessoa, J. P., Rezende, L., Assunção, J. (2012) Flex Cars and Competition in Ethanol and Gasoline Retail Markets. Working Paper.

Pinkse, J., Slade, M., Brett, C. (2002) Spatial price competition: A semiparametric approach. *Econometrica*, 70(3), pp.1111–1153.

Porter, R. H. (1983) A study of cartel stability: The joint executive committee, 1880-1886. *The Bell Journal of Economics*, 14(2), pp.301–314, Autumn.

Porter, R. H., Zona, J. D. (1999) Ohio School Milk Markets: An Analysis of Bidding. *The RAND Journal of Economics* , Vol. 30, No. 2, pp. 263-288, Summer.

Ragazzo, C., e R. da Silva (2006): Aspectos Econômicos e Jurídicos sobre Cartéis na Revenda de Combustíveis: Uma Agenda Para Investigações. Discussion Paper 40, Documento de Trabalho SEAE.

Wang, Z. (2008) Collusive communication and pricing coordination in a retail gasoline market. *Review of Industrial Organization* 32: 35–52.

Wang, Z. (2009a) (Mixed) strategy in oligopoly pricing: evidence from gasoline price cycles before and under a timing regulation. *Journal of Political Economy* 117: 987–1030.

Wang, Z. (2009b) Station level gasoline demand in an Australian market with regular price cycles. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 53: 467–483.

Zimmerman, P.R., Yun, J.M. and Taylor, C.T. (2010) Edgeworth price cycles in gasoline: evidence from the U.S. Federal Trade Commission Bureau of Economics Working Paper No. 303.