

COMPETIÇÃO ENTRE POSTOS DE GASOLINA EM PEQUENOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS: UMA ANÁLISE A PARTIR DE UM MODELO DE ENTRADA EMPÍRICO

RAQUEL MENEZES BEZERRA SAMPAIO *
LUCIANO MENEZES BEZERRA SAMPAIO †

Resumo

Usa-se um tradicional modelo empírico de entrada para investigar o grau de competição em mercados locais de postos de gasolina no Brasil. Mostra-se como o número de firmas nos mercados varia com mudanças na demanda e na competição com dados para 2.590 municípios considerados mercados isolados. Os resultados mostram alteração na conduta competitiva com o aumento no número de postos, sobretudo até a entrada do quinto posto. O modelo utilizado não requer dados de preços e, a partir de características dos mercados, tais como população e número de firmas, pode indicar se há um padrão geral de conduta anticompetitiva no varejo de combustíveis em pequenos municípios brasileiros.

Palavras-chave: Modelo de entrada; Postos de gasolina; Competição.

Abstract

This study uses a traditional empirical entry model to investigate the degree of competition in local gas stations markets in Brazil. The model shows how the number of firms in an oligopolistic market varies with changes in demand and market competition with data for 2.590 geographically isolated markets. The results demonstrate that competitive conduct changes as the number of gas stations increases, especially before the entry of the fifth firm. The model used does not require price data and, through other market characteristics such as population and number of firms, it can indicate if there is a global anti-competitive pattern in the wholesale gasoline industry at small Brazilian municipalities.

Keywords: Entry model; Gas stations; Competition.

JEL classification: L11, L81, D43.

* Universidade Federal do Rio Grande do Norte. E-mail: raquelsampaio@ect.ufrn.br

† Universidade Federal do Rio Grande do Norte. Email: luciano.sampaio@pq.cnpq.br

1 Introdução

O mercado brasileiro de combustível foi desregulado nos anos 90 e tem sido considerado um mercado livre desde 2002, quando foi permitida a livre entrada e saída de postos no mercado varejista de combustíveis.

Desde então, as autoridades brasileiras, responsáveis pela investigação de cartéis nesse setor, iniciam investigações em municípios (mercados) após observarem o nível e a dispersão de preços nos mesmos. Alguns artigos investigaram competição nesse setor com uso de dados de preços. Barron et al. (2004) estimaram a relação entre densidade de empresas, preço médio e dispersão de preço no mercado varejista de combustíveis para algumas regiões dos Estados Unidos. Pennerstorfer (2009) estudou a influência de postos de bandeira branca nos preços cobrados por postos de marca no mercado de venda de gasolina da Áustria.

Para o Brasil, dois trabalhos — Nunes & Gomes (2005) e Araújo Junior et al. (2011) — relacionaram para São Paulo e Brasil, respectivamente, preços e concentração de postos dos municípios, além de lucratividade e dispersão de preço.

Vasconcelos & Vasconcelos (2008) analisaram, para três capitais brasileiras (São Paulo, Florianópolis e Recife), o comportamento da média e da variância da distribuição do preço médio, com o intuito de investigar a existência de colusão tácita. Os modelos utilizados — modelo ARCH tradicional (*autoregressive conditional heteroscedasticity*) e o modelo ARCH generalizado (GARCH) — evidenciaram a presença de um comportamento colusivo nos três mercados analisados, pois o preço médio para o período de suposto conluio foi maior do que os preços de período anterior e posterior e, da mesma forma, a variância dos preços durante o período de análise foi menor do que a de períodos adjacentes.

Toda essa literatura em competição por preços aponta para o fato de que preços dependem fortemente da estrutura de mercado (número de postos em determinada área). Contudo, mercados competitivos e cartéis podem ter momentos de preço (média e variância) similares. Além disso, a disponibilidade de dados de séries de preços de gasolina se limita a algumas cidades brasileiras e, em geral, corresponde a dados amostrais.

Se os lucros futuros são o principal objetivo do empreendedor quando se decide pela abertura de um posto de combustível e dado que o preço resultante de equilíbrio e quantidade vendida são os principais determinantes dos lucros, é natural que a estrutura de mercado esperada seja um dos principais fatores que dirigem a decisão de entrar ou não em um determinado mercado. Supõe-se assim que quanto maior o número esperado de rivais (concorrentes) no mercado, menor a propensão de um empreendedor entrar nesse mercado. Assim, usando um modelo empírico de entrada — construído a partir da teoria dos jogos — que considera a entrada conjunta de todos os potenciais entrantes em um mercado, pode-se inferir sobre os lucros esperados das firmas, sem a necessidade de dados de preços dos postos, por mercado.

Neste trabalho, avalia-se o grau de competição no setor brasileiro de postos de combustíveis. Usa-se o modelo de entrada empírico de Bresnahan & Reiss (1991), que assume um modelo de competição com firmas homogêneas e entrada livre, descrito por Berry & Reiss (2007). Além disso, utiliza-se uma especificação paramétrica de lucro similar à do modelo desenvolvido por Cleren et al. (2010).

Em resumo, nesse arcabouço, as firmas têm curvas de custos médios em formato de U e entrantes podem se deparar com barreiras à entrada. Bresnahan & Reiss (1991) desenvolvem, no trabalho citado acima, a ideia de um patamar de entrada (*entry threshold*) da demanda que mede o tamanho de mercado requerido para suportar um determinado número de firmas. Encontram-se aplicações com uso desse modelo e extensões para diversos mercados de produtos distintos, entre eles, Berry (1992), Ciliberto & Tamer (2009), para companhias aéreas, Mazzeo (2002) para hotéis, Seim (2006), para vídeo locadoras, Berry & Wandfogel (1999), para competição entre emissoras de rádio, entre outros.

Para o mercado de combustíveis, pode-se investigar se há uma mudança significativa nos lucros esperados dos postos quando o número de postos de um mercado cresce. Adicionalmente, é possível identificar quais características de mercado afetam a decisão de entrada de um posto.

A base de dados utilizada aqui inclui informações sobre 2.590 pequenas cidades “isoladas” de todas as regiões do país. Essas cidades recebem bem menos atenção da imprensa do que as grandes metrópoles nacionais, estando, portanto, menos sujeitas a interferências por parte das autoridades que investigam competição. Além disso, o foco nessas cidades permite a adoção da suposição de que cada uma dessas constitui um único e isolado mercado, sem a presença de submercados e sem a competição de postos de cidades vizinhas. Além dos dados sobre a estrutura de mercado nessas cidades (número de postos), da Agência Nacional do Petróleo (ANP), a base inclui características demográficas e geográficas das cidades, disponíveis no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e no Departamento Nacional de Trânsito (Denatran).

Os resultados apontam que a entrada de postos acirra a competição no mercado, com quase todo o efeito de competição ocorrendo antes da entrada do quinto posto no mercado. Após esse patamar, o entrante seguinte tem pouco efeito sobre a conduta competitiva dos demais. Os patamares de entrada da demanda indicam que há competição oligopolística nos pequenos municípios brasileiros. Destaca-se que esses resultados foram obtidos sem a necessidade de uso de dados de preços, apenas a partir de dados amplamente divulgados, como características das cidades, entre elas, população, número de firmas, etc.

Como possíveis extensões, citam-se: a possibilidade de modelo dinâmico de entrada, com a utilização de dados de saída e entrada de postos, por mercado, ao longo do tempo; o uso de modelos de entrada com a inclusão de dados de preços; e, com outro propósito, modelos de competição com distinção entre tipos de firmas, no caso permitindo a possibilidade de análise de efeitos competitivos entre postos de um mesmo tipo e de tipos diferentes, contemplando as diferenças entre postos com marca e de bandeira branca (não vinculados a uma marca de distribuidor).

Além desta Introdução, este artigo conta com outras 4 seções. Na seção 2, descreve-se o modelo teórico e o modelo empírico derivado do mesmo, assim como a base de dados. Na seção 3, apresentam-se os resultados e discussões e na seção 4, as conclusões.

2 Modelo e descrição dos dados

O modelo descrito em Berry & Reiss (2007) é um modelo empírico para estruturas de mercados que interpreta variações do número de firmas captadas por

dados de corte transversais. Esse modelo permite a análise dos efeitos competitivos de entrada das firmas, inclusive para situações em que não se observam margens de preço-custo das firmas entrantes.

Os modelos de Organização Industrial (OI) têm se dedicado ao entendimento da estrutura de mercado e seu papel na determinação do grau de competição de mercado e, particularmente, em explicar como o número de firmas e sua organização no mercado, o tamanho das firmas potencialmente concorrentes e a extensão da linha de produtos afetam a competição e os lucros das firmas. Essas pesquisas têm formatado o pensamento anti-trust e de regulação de autoridades comerciais responsáveis pela supervisão das estruturas de mercado e políticas de competição (Bresnahan & Reiss 1991), entre eles, os órgãos de defesa da concorrência no Brasil. De fato, um recente relatório da OCDE (2010), que revisa a lei e a política de concorrência no Brasil, aponta para a preocupação do Sistema Brasileiro de Defesa da Concorrência com esses aspectos em casos como o da Ambev, em 2008, e o da Sadia-Perdigão, em 2011, cujas fusões foram aprovadas com restrições como a alienação ou suspensão de marcas dos grupos e impossibilidade de substituição de marcas.

Berry & Reiss (2007) — de agora em diante, B&R (2007) — descrevem como a literatura empírica de OI têm usado modelos da teoria dos jogos para construir modelos econométricos estruturais de entrada, saída e concentração de mercado. Entre esses modelos, destaca-se uma estrutura econométrica geral que analisa dados de corte transversal sobre o número e tamanho de firmas em mercados diferentes. Essa estrutura trata o número de firmas como um resultado endógeno de um jogo de oligopólio em dois estágios: no primeiro estágio, as firmas decidem quando operar e talvez algumas características de seus produtos, como qualidade; no segundo estágio, as firmas entrantes competem. Assim, metodologicamente, esses modelos de estrutura de mercado aperfeiçoam os modelos tradicionais de poder de mercado, uma vez que modelam simultaneamente as decisões discretas de entrada de potenciais entrantes em determinado mercado.

2.1 Modelo de Entrada com firmas homogêneas

No modelo descrito em B&R (2007), o número de firmas presentes em um mercado é usado para inferir informações sobre a demanda de mercado e os custos das firmas, considerando a hipótese (inicial) de que os entrantes potenciais são semelhantes.

Esse modelo empírico é um modelo de oligopólio com dois períodos, no qual N firmas homogêneas escolhem produzir um bem ou ofertar um serviço, também homogêneo em um determinado mercado. Assume-se que entrantes potenciais primeiro decidem quando entram no mercado e, depois, quanto produzir. No entanto, por falta de dados, o produto das firmas não é observado, apenas o número de firmas presentes no mercado. Nesse contexto, o principal objetivo do modelo é permitir inferências sobre a demanda, o custo e o comportamento competitivo das firmas em uma indústria a partir apenas da observação do número de firmas (N_1, \dots, N_M) que entrou em M diferentes mercados e de características desses mercados. Para tanto, relaciona-se o número observado de firmas (N_i) aos lucros das firmas no mercado i que são especificados parametricamente através de uma equação reduzida. Assim, dado N_i entrantes no mercado i , cada entrante tem o seguinte lucro:

$$\Pi(N_i) = V(N_i, X_i; \theta) - F_i \quad (1)$$

em que $V(\cdot)$ representa os lucros variáveis da firma e F os custos fixos ou, de forma mais geral, a parte não observada do lucro. O vetor X_i contém características de demanda e custos que afetam a lucratividade das firmas e o vetor θ inclui os parâmetros de interesse do modelo, entre eles, o grau de competitividade entre as firmas e o efeito no lucro das características do mercado, como sua população. De acordo com a hipótese da homogeneidade, todas as firmas no mercado i têm a mesma função lucro variável e o mesmo custo fixo, F_i .

Além disso, assume-se que as firmas têm informação completa sobre os lucros próprios e das potenciais concorrentes, mas os pesquisadores não observam os custos fixos, o que introduz aleatoriedade ao modelo empírico. De fato, os custos fixos das firmas em cada mercado não são observados, mas são supostamente independentes entre mercados e seguem a distribuição $\phi(F; w)$, sendo, portanto, conhecida pelo pesquisador a não ser pelos parâmetros w . Como única fonte de não observáveis, a distribuição $\phi(F; w)$ descreve não apenas a distribuição dos custos fixos, como também os lucros das firmas.

Como as firmas são simétricas, têm informação perfeita e seus lucros são uma função do número de firmas no equilíbrio (N_i^*) duas inequações de equilíbrio caracterizam a ligação entre a função lucro especificada e a decisão de entrada das firmas. Em primeiro lugar, todas as N_i^* firmas que entram no mercado tem lucro maior ou igual a zero e, portanto, não tem interesse em desviar do equilíbrio:

$$V(N_i^*, X_i; \theta) - F_i \geq 0. \quad (2)$$

Em segundo lugar, nenhuma outra firma tem interesse em entrar no mercado já que seu lucro seria negativo:

$$V(N_i^* + 1, X_i; \theta) - F_i < 0. \quad (3)$$

Considerando essas duas condições de equilíbrio, são obtidos um limite inferior e um limite superior para o custo fixo:

$$V(N_i^* + 1, X_i; \theta) < F_i \leq V(N_i^*, X_i; \theta) \quad (4)$$

É possível, então, calcular a probabilidade de se observar N_i firmas no mercado i , ou seja, do número de observado de firmas coincidir com o equilíbrio do mercado, utilizando-se distribuição especificada para o custo fixo:

$$\begin{aligned} Pr(N_i \text{ é equilíbrio em } i) &= Pr(F_i \leq V(N_i, X_i; \theta)) - Pr(F_i \leq V(N_i + 1, X_i; \theta)) \\ &= \Phi(V(N_i, X_i; \theta); w) - \Phi(V(N_i + 1, X_i; \theta); w) \end{aligned} \quad (5)$$

Esses limites proveem uma base para estimar os parâmetros de lucros variáveis e custos fixos (θ e w) a partir de informações sobre X_i e N_i através do método da máxima verossimilhança. Sobre a hipótese adotada de mercados independente e identicamente distribuídos, a função verossimilhança tem variável dependente ordenada (“ordered”) da seguinte forma:

$$L(\theta, w; \{X_i, N_i\}_{i=1}^M) = \sum_{i=1}^M \ln \{ \Phi(V(N_i, X_i; \theta); w) - \Phi(V(N_i + 1, X_i; \theta); w) \} \quad (6)$$

em que o somatório na equação (6) é sobre a amostra de mercados independentes em corte transversal. Assim, a partir de dados discretos sobre o número de firmas em diferentes mercados, da especificação dos lucros variáveis e da especificação sobre a distribuição dos custos fixos, estimam-se os parâmetros de interesse do modelo, θ e w .¹

Se assumirmos que os custos fixos têm distribuição normal independente e identicamente distribuída (i.i.d), então a equação (6) torna-se uma função de máxima verossimilhança de um modelo *probit* ordenado (“*ordered probit*”).

Quanto à equação reduzida para o lucro variável, $V(\cdot)$, além do efeito das características de mercado, normalmente adicionam-se termos para captar a redução nos lucros de uma firma ao enfrentar competidores no mercado. Por exemplo, Bresnahan & Reiss (1991) realizaram um estudo empírico em diversos mercados pequenos e isolados de varejo e serviços profissionais nos Estados Unidos, com o objetivo principal de estimar o impacto da entrada de competidores nos lucros variáveis das firmas e verificar quão grandes são os custos fixos (e de início dos negócios) são em relação aos lucros variáveis. Uma vez que os mercados pequenos podem ter poucas firmas, eles fizeram com que $V(\cdot)$ caísse por quantidades arbitrárias quando novas firmas entraram usando a seguinte especificação paramétrica:

$$V(N_i^*, S_i; \theta) = S_i \left(\theta_1 + \sum_{k=2}^K \theta_k D_k + X_i \theta_{K+1} \right) \quad (7)$$

em que D_k são variáveis *dummies* iguais a um se k firmas entraram no mercado e θ_{K+1} é um vetor de parâmetros associado às características de mercado, X_i . Assim, supõe-se que o tamanho de mercado, S_i , separa os lucros variáveis dos custos fixos. Em Bresnahan & Reiss (1991), S_i é uma função linear da população do mercado, da população de áreas próximas e do crescimento populacional.

Os parâmetros $\theta_2, \dots, \theta_K$ descrevem como os lucros variáveis mudam quando o número de entrantes aumenta de 2 até K (número máximo de firmas observado na amostra). Por exemplo, θ_2 é a mudança nos lucros variáveis do monopolista a partir da entrada de um concorrente. Esses parâmetros devem ser menores ou iguais a zero para que os lucros variáveis não aumentem com a entrada de concorrentes e, sob algumas hipóteses adicionais na demanda e custos — hipóteses convencionais de conduta de mercado de oligopólio —, espera-se que os valores absolutos de $\theta_2, \dots, \theta_K$ reduzam com o aumento do número de concorrentes.

Apesar de intuitiva, a equação reduzida de lucro (7) tem a inconveniência de ser não linear em alguns parâmetros — já que S_i é função de características do mercado — o que pode dificultar a convergência de métodos de estimação de máxima verossimilhança. Por essa razão, neste trabalho optou-se por uma especificação similar a de Cleeren et al. (2010):²

$$V(N_i; X_i, S_i, \beta, \lambda) = X_i \beta + \alpha \ln S_i - \sum_{k=2}^K \lambda_{k-1} D_k \quad (8)$$

¹Vários artigos vêm explorando a sensibilidade dos estimadores em relação a alterações na especificação para a distribuição dos custos fixos. Por exemplo, ver Klein & Sherman (2002), Lewbel (2002), entre outros.

²Apesar da especificação de equação reduzida ser similar a de Cleeren et al. (2010), a abordagem deste trabalho não leva em conta a diferenciação entre firmas.

em que, o primeiro termo corresponde às variáveis de características do mercado, o segundo, ao logaritmo da população (S_i), e o terceiro, ao efeito de entrantes no mercado — o efeito de competição — sendo D_k uma variável *dummy* que assume valor 1 quando o número de firmas presentes no mercado for igual a k .

Para estudar o grau de competitividade em uma indústria, Bresnahan & Reiss (1991) criaram uma medida de tamanho de mercado mínimo para acomodar N entrantes potenciais, definida como patamares de entrada (*entry threshold*) — S_N^* , de forma que o lucro seja zero. Para firmas homogêneas, a fração de mercado S_i que uma firma requer para permanecer no mercado i é capturada pelo patamar de entrada por firma (*entry threshold per-firm*), dado por $s_N = \frac{S_N^*}{N}$.

Usando a especificação de lucro variável em (8), pode-se calcular o patamar de entrada como:

$$S_N^* = \exp \left\{ \frac{1}{\alpha} \left(\bar{F} - X_i \beta + \sum_{k=2}^K \lambda_{k-1} D_k \right) \right\} \quad (9)$$

Alternativamente, uma vez que as unidades dos patamares de entrada por firma, s_N , podem ter difícil interpretação, Bresnahan & Reiss (1991) recomendam a construção de razões de patamares de entrada (*entry threshold ratios*):

$$\text{Razão de patamares de entrada}_N = \frac{S_{N+1}}{s_N} \quad (10)$$

Bresnahan & Reiss (1991) argumentam que, para firmas com custos fixos semelhantes, essas razões de patamares de entrada informam sobre a competição nos mercados. Por exemplo, como o tamanho do mercado para suportar um monopolista é função dos custos fixos não observados e dos lucros variáveis, quanto maior o custo fixo ou menor o lucro variável, maior o mercado necessário para suportar um único entrante. De forma análoga, o patamar de entrada por firma para o mercado competitivo, $s_\infty = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{S_N}{N}$, iguala custos fixos ao lucro variável competitivo. Assim, a razão de patamares de entrada entre o mercado competitivo e o monopólio (s_∞/s_1) mede o decréscimo nos lucros variáveis por cliente entre um monopólio e um mercado competitivo. Essa medida de competição de mercado, livre de escala, é limitada inferiormente por um e aumenta com a inclinação da curva de demanda do monopolista, isto é, quanto maior a eficiência do monopolista em capturar o excedente, maior é essa razão.

Essa análise sugere que as razões entre patamares de entrada para oligopólios podem ser usadas para inferência sobre mudanças em lucros variáveis de oligopolistas: mudanças nas razões de patamares de entrada ($\frac{s_\infty}{s_N}$) informam quantas firmas são necessárias para que os lucros variáveis de oligopólio se aproximem de lucros variáveis de mercados competitivos.

De forma geral, no equilíbrio com N firmas no mercado, o tamanho de mercado por firma, s_N , necessário para lucro zero depende dos custos fixos e da lucratividade do mercado. Mantendo produção e custos de entrada fixos, observa-se que s_N decresce com a lucratividade (menor tamanho de mercado se o lucro é maior) e com a redução nos custos fixos (menor tamanho de mercado se o custo fixo é menor). A razão de patamares de entrada ($\frac{s_{N+1}}{s_N}$) mede a taxa pela qual a margem preço-custo marginal ou lucros variáveis caem com

a entrada. Para firmas com os mesmos custos, se a entrada não muda a conduta competitiva, então $\left(\frac{s_{N+1}}{s_N}\right) = 1$. Já razões de patamares de entrada se afastando de 1 indicam mudanças de conduta competitiva quando o número de firmas aumenta. Note que essa estatística não mede o nível de competição e sim como o nível de competição muda com o número de firmas. Em uma indústria cartelizada, quando firmas preservam o cartel quando N aumenta, observam-se $s_2 = s_1, s_3 = s_2, s_4 = s_3$ e assim por diante, da mesma forma que no caso competitivo. A maioria das teorias de oligopólio indica que quando as razões de patamares de entrada de sucessivas firmas convergem para 1, para uma grande quantidade de firmas no mercado, este se torna competitivo.

Algumas hipóteses diferentes das adotadas até aqui provocam mudanças nas interpretações acima. Quando firmas não têm os mesmos custos, por exemplo, com o custo de entrantes posteriores sendo maior (devido ao uso de tecnologias diferentes ou barreiras à entrada), as sucessivas razões de patamares de entrada permanecerão maiores que 1. E se as firmas podem diferenciar seus produtos, essas razões serão menores, com s_N caindo relativamente a s_1 .

2.2 Base de dados

O trabalho se limita aos mercados locais varejistas de gasolina — ou seja, aos municípios brasileiros pequenos e considerados isolados — garantindo que estes não contenham submercados e não estejam sujeitos à competição de postos de outros mercados (municípios).

Foi feita a fusão de três bases de dados: uma do IBGE, com características dos mercados (municípios); outra da ANP, relativa à estrutura de cada mercado, mais especificamente, contendo o número de postos de combustíveis em cada município; e uma última do Denatran, referente ao número de veículos, em cada município. Partiu-se de uma base inicial do IBGE que incluía diversas características físicas e sociodemográficas de 5561 cidades brasileiras, como população, PIB per capita, área do município e centro geográfico do mesmo. Desta base inicial, foram excluídos os municípios: com mais de 40 mil habitantes; cujo centro geográfico está a menos de 10 quilômetros do centro de outro município; que estavam na fronteira do país; e com mais de 10 postos de gasolina. Após essas exclusões, a base passou a contar com 2590 municípios de todas as regiões do país (Tabela 1). A escolha por mercados locais faz com que a base sub-represente ligeiramente a região Sul, sobretudo em relação à região Norte. A região Sul é a região que proporcionalmente possui mais municípios na fronteira do país. A base da ANP, coletada de seu website em junho de 2009, indica o número de postos em cada mercado, além de algumas características desses postos, como a bandeira. A base do Denatran contém o número de veículos (automóveis, ônibus, motocicletas e caminhões) em cada município — foram utilizados os dados para o mês de junho de 2009.

2.3 Aproximação dos Entry thresholds para o mercado varejista de gasolina

Para estimar os *entry thresholds* são necessários dados de demanda e do número de firmas nos mercados. Usa-se a base de dados de corte transversal de mercados varejistas de gasolina, geograficamente isolados, para verificar condutas competitivas dos 2.590 municípios de todas as regiões do país. Dada a importância do tamanho do mercado no número de entrantes, a Figura 1 mos-

Tabela 1: Estatísticas descritivas da amostra de 2590 mercados

Variável*	Descrição	Média	Mediana	Min	Max
N	Nº de postos no município	2,95	2,00	0,00	10,00
População	População em 2009	12,68	10,55	0,84	39,81
Ln(População)	Logaritmo natural da população	9,18	9,26	6,73	10,59
Automóveis	Nº de Automóveis no município	873,88	360,50	0,00	11361,00
Ônibus	Nº de Ônibus no município	19,38	10,00	0,00	1047,00
Motocicletas	Nº de Motocicletas no município	648,28	396,00	1,00	7239,00
Caminhões	Nº de Caminhões no município	105,84	51,00	0,00	1522,00
Área	Área dos municípios em 100 km ²	1,45	0,61	0,01	89,32
Distância	Distância ao centro do município mais próximo (em km)	29,49	16,11	10,00	594,74
PIB per capita	PIB per capita em 1000 reais em 2006	6,87	4,87	1,37	147,31
dNE	Dummy para região Norte	0,36	0,00	0,00	1,00
dN	Dummy para região Nordeste	0,09	0,00	0,00	1,00
dS	Dummy para região Sul	0,12	0,00	0,00	1,00
dCO	Dummy para região Centro-Oeste	0,11	0,00	0,00	1,00

* População em mil habitantes, para 2009; número de automóveis, ônibus, motocicletas e caminhões registrados no município; área do município em quilômetros quadrados; distância em quilômetros para centro do município mais próximo; PIB per capita em R\$/habitante para o ano de 2009; dummies para regiões do Brasil.

tra a distribuição da amostra de mercados por tamanhos de suas populações. Um mercado típico da amostra considerada é um município com população de até 15 mil habitantes, distante de outros municípios por pelo menos 10 quilômetros e que não está na fronteira do país.

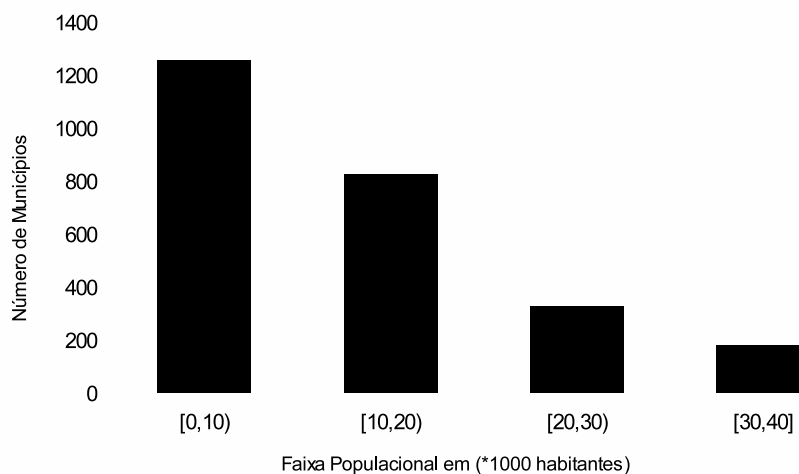


Figura 1: Número de municípios por faixas populacionais

Como o procedimento econométrico requer várias observações em cada tamanho de mercado, e a base de dados é bastante ampla — relativamente a outras bases de aplicações da literatura —, foi definida como última categoria de análise aquela com mercados que contêm 10 postos de combustíveis, assim é possível estimar a população necessária para suportar até 10 firmas (postos de gasolina).

O modelo teórico usa o tamanho de mercado para prever o número de firmas nos mercados. A Tabela 2 descreve a relação entre a população corrente dos municípios, e o número de postos de gasolina nesses municípios. Apresenta-se, para uma determinada faixa populacional, a distribuição de municípios com número de postos variando de zero até dez. Um percentual pequeno de municípios da amostra não tem postos de gasolina e por isso não se pode inferir o patamar de entrada (*entry threshold*) para monopólio. Na faixa populacional de 0 a 10 mil habitantes, 68% dos municípios têm um ou dois postos e apenas 14% têm três postos; na faixa seguinte (de 10 a 20 mil habitantes), 35% dos municípios apresentam 1 ou 2 postos e o percentual de municípios com 3 postos aumenta para 25%; dentre os municípios com população de 20 a 30 mil, o percentual deles com 1 ou 2 é de 17% enquanto o percentual com 3, 4 ou 5 postos é de 48%, com o maior percentual da faixa sendo o correspondente a municípios com 3 postos. Assim a mudança de monopólio para duopólio aparenta ocorrer da primeira para a segunda faixa populacional e a passagem de duopólio para oligopólio, da segunda para a terceira faixa. Essas mudanças ficam menos claras à medida que se avança nas faixas populacionais, com percentuais mais distribuídos em cada uma delas.

Tabela 2: Percentual de mercados com número de postos especificado e de acordo com a faixa populacional

Faixa Pop.	Número de postos										
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
0-10	7%	37%	31%	14%	6%	3%	1%	1%	0%	0%	0%
10-20	2%	13%	22%	25%	16%	10%	5%	4%	3%	1%	0%
20-30	3%	6%	11%	17%	16%	15%	11%	11%	5%	2%	2%
30-40	1%	7%	9%	9%	13%	17%	12%	10%	6%	9%	6%
Total	4%	23%	24%	18%	11%	8%	4%	4%	2%	1%	1%

3 Resultados e discussões

A estimação dos patamares de entrada (*entry thresholds*) é obtida através de um modelo *probit* ordenado, ou seja, pelo método da máxima verossimilhança sob a equação (6) com distribuição dos custos fixos seguindo uma Normal padronizada e os lucros variáveis, descritos conforme equação (8):

$$\begin{aligned} \max_{(\alpha, \beta, \lambda)} L(\alpha, \beta, \lambda; X_i, S_i, N_i) &= \sum_{i=1}^M \ln \{ \Phi(V(N_i, X_i, S_i; \alpha, \beta, \lambda)) - \\ &\quad \Phi(V(N_i + 1, X_i, S_i; \alpha, \beta, \lambda)) \} \\ \text{s. a.: } V(N_i, X_i, S_i; \alpha, \beta, \lambda) &= X_i \beta + \alpha \ln S_i - \sum_{k=2}^{10} \lambda_{k-1} D_k \end{aligned}$$

Considerando que, além da população dos mercados, outros fatores influenciam as decisões de entrada de postos de combustíveis, como crescimento populacional, PIB per capita do município, número de veículos, etc, incluíram-se estas variáveis como controle na equação de lucro variável. A Tabela 3 apresenta os resultados estimados.

A especificação desse modelo *probit* ordenado indica a importância relativa de outras variáveis — características dos mercados —, além da população municipal, na explicação dos lucros esperados pelos postos de combustíveis. Assim, para obter os efeitos de competição, foram controlados alguns efeitos que podem indicar o fato de alguns municípios serem mais atrativos que outros para a abertura de postos de combustíveis. Municípios com PIB per capita maiores podem ter moradores que usam mais seus veículos e, portanto, consomem mais combustíveis.

O tamanho do mercado, medido pela população, apresentou forte impacto na propensão dos postos de entrar no mercado. Estatisticamente significativos também se mostraram o PIB per capita e as *dummies* das regiões Sul e Centro-Oeste que se mostraram mais lucrativas do que a região Sudeste — escolhida como categoria base.

O número de ônibus não foi significativo, talvez por ser irrelevante quando comparado com o número de veículos pessoais (automóveis e motocicletas) para a decisão de entrada de potenciais firmas. Observando as estatísticas descritivas (Tabela 1), constata-se que o número de automóveis é mais do que 45 vezes maior que o de ônibus. A retirada dessa variável (número de ônibus) do modelo não implicou em alteração nos resultados.

Tabela 3: Modelo Probit ordenado para lucros dos postos

Variável dependente: n (número de postos)			
Variáveis de mercado		Efeitos de competição	
Ln(População)	0,667** (0,04)	lambda1	5,836** (0,31)
Automóveis	0,257** (0,04)	lambda2	6,746** (0,32)
Ônibus	-0,345 (0,79)	lambda3	7,462** (0,32)
Motocicletas	0,433** (0,04)	lambda4	8,035** (0,33)
Caminhões	1,100** (0,33)	lambda5	8,596** (0,33)
Área	0,032** (0,01)	lambda6	8,989** (0,33)
Distância	-0,002** (0,00)	lambda7	9,502** (0,33)
PIB per capita	0,010* (0,00)	lambda8	9,996** (0,34)
dNE	-0,102 (0,06)	lambda9	10,654** (0,35)
dN	-0,172 (0,10)		
dS	0,176+ (0,07)		
dCO	0,338** (0,07)		
F	4,425** (0,31)		
Observações	2590		

+ $p < 0,05$; * $p < 0,01$; ** $p < 0,001$; o desvio-padrão é apresentado em parênteses.

Os parâmetros dos efeitos de competição (os lambdas) foram significativos e com sinais esperados, indicando que com a entrada de um posto a mais o efeito competitivo sempre aumentou.

A utilização de um modelo *probit* ordenado possibilita o cálculo da probabilidade de ocorrência de um determinado número de postos para cada município da amostra. Através dessas probabilidades pode-se obter uma ideia intuitiva do ajuste do modelo aos dados. Como são muitas as ocorrências de postos (variando de 0 a 10), optou-se por comparar o número de postos observados os mercados ao número esperado de postos previstos pelo modelo (Figura 2). Para apresentar o resultado em números inteiros, já que o número esperado de postos pode assumir valores reais, apresenta-se, na mesma Figura, um histograma com os valores esperados arredondados para o número esperado de postos. A comparação visual dos histogramas indica uma boa previsão do modelo.

O cálculo da probabilidade de ocorrência de postos também permite uma comparação do impacto das características de mercado na propensão das firmas em entrar nesse mercado, através das elasticidades marginais das variáveis de mercado contínuas na probabilidade de ocorrência de um determinado número de postos. Porém, como se trata de um modelo não-linear, as elasticida-

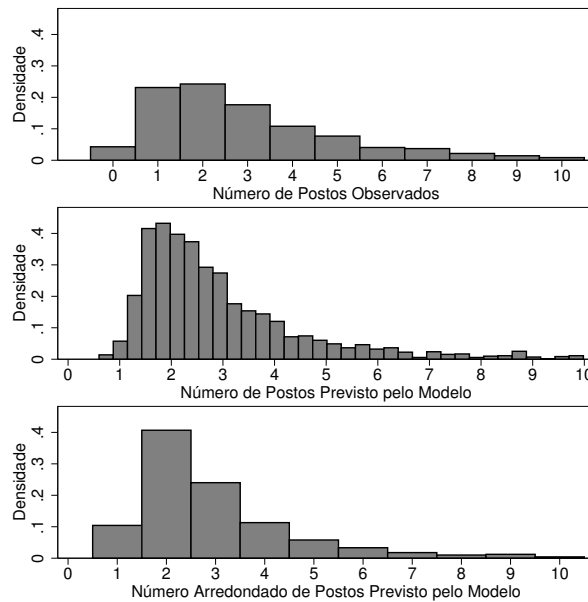


Figura 2: Número de municípios por faixas populacionais

des dependem do valor escolhido para as variáveis independentes. A Tabela 4 apresenta os resultados de elasticidade média fixando o valor das variáveis ao que foi efetivamente observado nos dados para cada município.

A População é a característica do município que mais afeta a propensão das firmas para entrar no mercado. Por exemplo, um acréscimo de 1% na população dos municípios está associado a um decréscimo de 1.82% na probabilidade de nenhum posto funcionar no município e a um acréscimo de 2.75% na probabilidade de 10 postos entrarem no município. De fato, a elasticidade da população é maior do que 1 para a ocorrência de mais do que 6 postos de gasolina em um mercado.

A partir do modelo *probit* ordenado anterior, procedendo como explicado na seção 2.1, calcularam-se os patamares de entrada (*entry thresholds*, S_N) para os mercados varejistas de gasolina e, em seguida, as razões de patamares de entrada (*entry threshold ratios*). A análise das razões de patamares de entrada é baseada na Tabela 5.

As estimativas das sucessivas *entry threshold ratios* por firmas mostram que as razões decrescem com o número de firmas (N) até a entrada da 5ª firma, aparentando estabilizarem a partir de então; os testes de igualdade entre as razões mostram que não se pode afirmar que as razões $\frac{s_5}{s_4}$ e $\frac{s_6}{s_5}$ sejam diferentes.

As razões indicam que a competição aumenta pelo menos até a entrada do quinto posto de gasolina e, a partir daí, se estabiliza, sem chegar à concorrência perfeita (quando as razões seriam próximas a 1) mas tampouco caracterizando cartéis. A estrutura de concorrência parece ser a de um oligopólio.

Da definição da razão dos patamares de entrada, para uma indústria de um bem homogêneo, essas razões aumentam (se afastando de 1) com as razões das margens, custos de entrada, ineficiências dos entrantes, e com a declividade de longo prazo da curva de custo médio. Ainda, a discriminação de preços e a diferenciação de produtos também podem levar as razões a se afastarem

Tabela 4: Elasticidade da probabilidade de ocorrência do número de postos para as variáveis contínuas do modelo

	n=0	n=1	n=2	n=3	n=4	n=5	n=6	n=7	n=8	n=9	n=10
População	-1,816** (0,110)	-0,958** (0,058)	-0,311** (0,024)	0,202** (0,021)	0,623** (0,042)	0,993** (0,063)	1,320** (0,082)	1,604** (0,098)	1,936** (0,118)	2,282** (0,139)	2,746** (0,171)
Automóveis	-0,896** (0,131)	-0,600** (0,089)	-0,393** (0,089)	-0,226** (0,037)	-0,088** (0,019)	0,036** (0,009)	0,142** (0,020)	0,240** (0,020)	0,352** (0,050)	0,472** (0,068)	0,650** (0,095)
Ônibus	0,024 (0,055)	0,016 (0,035)	0,009 (0,021)	0,004 (0,010)	0,000 (0,000)	-0,004 (0,008)	-0,007 (0,016)	-0,010 (0,022)	-0,013 (0,030)	-0,017 (0,038)	-0,022 (0,050)
Motocicletas	-1,021** (0,105)	-0,654** (0,069)	-0,392** (0,044)	-0,182** (0,024)	-0,008** (0,010)	0,147** (0,014)	0,281** (0,026)	0,403** (0,038)	0,543** (0,052)	0,691** (0,067)	0,907** (0,090)
Caminhões	-0,452** (0,137)	-0,299** (0,091)	-0,191** (0,059)	-0,104** (0,033)	-0,033** (0,012)	0,032** (0,009)	0,087** (0,025)	0,138** (0,040)	0,196** (0,058)	0,258** (0,077)	0,349** (0,105)
Área	-0,142** (0,031)	-0,082** (0,019)	-0,038** (0,010)	-0,003** (0,003)	0,026** (0,004)	0,052** (0,009)	0,074** (0,013)	0,094** (0,018)	0,117** (0,022)	0,141** (0,027)	0,174** (0,035)
Distância	0,160** (0,036)	0,078** (0,016)	0,015** (0,003)	-0,034** (0,010)	-0,075** (0,019)	-0,110** (0,028)	-0,142** (0,035)	-0,169** (0,041)	-0,201** (0,048)	-0,234** (0,056)	-0,278** (0,066)
PIB per capita	-0,196* (0,066)	-0,112* (0,038)	-0,049* (0,017)	0,001* (0,002)	0,042* (0,013)	0,078* (0,025)	0,110* (0,035)	0,138* (0,045)	0,171* (0,055)	0,205* (0,067)	0,252* (0,082)

+ $p < 0,05$; * $p < 0,01$; ** $p < 0,001$; o desvio-padrão é apresentado em parênteses.

Tabela 5: Estimativa das razões de patamares de entrada para os mercados varejistas de gasolina

Razão de patamares de entrada por firma					
	Estimativa	Desvio-padrão		Testes	
				Estatística	p-valor
s_2/s_1	4,153**	0,53			
s_3/s_2	2,608**	0,21	$s_2/s_1 = s_3/s_2$	12,21	0,00
s_4/s_3	2,196**	0,15	$s_3/s_2 = s_4/s_3$	5,33	0,02
s_5/s_4	1,889**	0,12	$s_4/s_3 = s_5/s_4$	4,42	0,04
s_6/s_5	1,933**	0,14	$s_5/s_4 = s_6/s_5$	0,09	0,76
s_7/s_6	1,545**	0,10	$s_6/s_5 = s_7/s_6$	6,98	0,01
s_8/s_7	1,890**	0,16	$s_7/s_6 = s_8/s_7$	3,97	0,05
s_9/s_8	1,864**	0,19	$s_8/s_7 = s_9/s_8$	0,01	0,91
s_{10}/s_9	2,413**	0,40	$s_9/s_8 = s_{10}/s_9$	1,58	0,21

** Indicam razões estatisticamente diferentes de 1 a 1% de significância.

de 1. Assim, dadas as hipóteses de que postos de gasolina nesses municípios competem em um mercado de bem homogêneo, usam tecnologias semelhantes de “produção” e têm custos similares, a estrutura de mercado que caracteriza esses mercados é de oligopólio, pelo menos até o quinto entrante e, a partir daí, quando a competição parece se estabilizar, algumas explicações podem ser cogitadas. Nos municípios maiores, nos quais mais de cinco postos atuam, a competição pode ser amenizada pela diferenciação de produtos, com postos de bandeiras branca e de marca se especializando em determinados seguimentos ou ainda se pode imaginar o início da competição espacial, com submercados.

Se, por outro lado, admite-se que as empresas que entram posteriormente apresentam custos maiores (dadas as barreiras de entrada, por exemplo), as razões tendem a permanecer distantes de 1, com os proprietários de postos com menores custos de oportunidade procurando mercados monopolistas.

3.1 Análise de robustez

Para testar a robustez, foram feitos vários modelos *probits* (semelhantes aos da Tabela 3, aqui considerado como o modelo básico), para diversas variações na definição de pequenos mercados locais. A sensibilidade dos resultados foi analisada para variações populacionais, para inclusão da variável de crescimento populacional dos mercados e para diferentes cortes de distância mínima entre os centros de municípios.

A Tabela A.1 mostra os resultados para variações populacionais e inclusão da variável de crescimento populacional: foram excluídos os municípios menores da amostra que talvez dependam de outros mercados (cortes para 1000 e 3000 habitantes, seguindo prática adotada em Zhu et al. (2009)); foi reduzido o corte superior de população de 40 mil para 25 mil, para eliminar a possibilidade de submercados; e foi acrescentada a variável crescimento populacional de 2007 a 2008. Os resultados indicam pequenas variações nas estimativas diante de todas essas mudanças nos dados.

Na Tabela A.2, compara-se o modelo básico a outros com diferentes cortes de distância mínima entre os centros de municípios — de 10 a 32 quilômetros — com o intuito de testar a hipótese de mercados isolados. Novamente, os

resultados apresentam pequenas mudanças: os patamares de entrada (*entry thresholds*) sofreram alterações mínimas e suas significâncias foram mantidas. Naturalmente, esse aumento no corte de distância reduz o tamanho da amostra. No maior corte, de 32 km, restam 372 das 2590 observações (municípios) usadas no modelo básico. Como consequência, várias características dos municípios deixaram de ser estatisticamente significativas, mas, em geral, mantiveram os sinais. A exceção foi a variável ônibus, que antes possuía um sinal contra intuitivo (mas não era estatisticamente significativa) e passa a ter sinal positivo e esperado, mas ainda sem ser estatisticamente significativa.

4 Conclusões

O mercado varejista de combustíveis no Brasil tem sido alvo de reclamações e denúncias de comportamento cooperativo entre os proprietários de postos de combustíveis, as quais, no extremo, resultam em investigações de formação de cartéis. As autoridades competentes tomam como base o nível e a dispersão de preços nos municípios sob investigação. Sem a necessidade de dados de preços — em geral, limitados para os municípios maiores e para uma amostra de postos —, este artigo investiga a competição entre postos de gasolina em mercados locais brasileiros através de um modelo econométrico derivado da teoria dos jogos que considera as decisões conjuntas de potenciais entrantes em um mercado para inferir sobre os lucros dos mesmos. Os patamares de entrada (*entry thresholds*) calculados medem o tamanho de mercado requerido para suportar um determinado número de postos.

Os resultados mostram a importância das características de mercado para a propensão de potenciais proprietários de postos em entrar em um mercado (município). Variáveis demográficas como população, PIB per capita e frota de veículos têm um efeito importante e positivo na lucratividade dos postos. Pode-se, por exemplo, computar o acréscimo na probabilidade de ocorrência de um determinado número de postos, dado o acréscimo de 1% no valor da característica de mercado. O número de postos previsto no modelo se ajustou bem ao número de postos observados nos municípios.

As razões de patamares de entrada (*entry threshold ratios*) indicaram que a competição se acirra com a entrada de novos postos, se estabilizando-se a partir da entrada do quinto posto. O nível de competição resultante a partir desse número de firmas é característico de concorrência oligopolística e, dada a mudança nas razões de patamares de entrada, não corresponde a mercados cartelizados.

Nos municípios maiores, nos quais mais de cinco postos atuam, a competição pode ser amenizada pela diferenciação de produtos, com postos de bandeiras branca e de marca se especializando em determinados segmentos ou ainda se pode imaginar o início da competição espacial, com a existência de submercados.

Artigos baseados em análises de preços para esse setor têm indicado que as estruturas de oligopólio, com suas estratégias indicativas de preços — inclusive com o uso de preços “estranhos”, terminando em 5 ou 9, como apontado por Lewis (2011) — podem ser correntes nestes mercados característicos por certas barreiras à entrada e podem levar à impressão de comportamentos cartelizados quando na verdade há competição, mas não perfeita.

Por fim, os resultados podem auxiliar as autoridades competentes no aperfeiçoamento da metodologia de regulação e na investigação de cartéis no varejo de combustíveis, com a possibilidade de complementar as análises baseadas nos momentos dos preços com essa modelagem a partir de características de mercado e do número de postos do mesmo. Comprovadas as estruturas de oligopólio, as ações das agências reguladoras poderiam ser combinadas à maior abertura de mercado, com a eliminação de barreiras à entrada, estimulando a maior concorrência no segmento.

Para verificar a presença de barreiras à entrada, as quais levam a diferentes custos dos entrantes, pode-se recorrer a um modelo de entrada dinâmico, com dados de entrada e saída dos mercados (um painel de dados) que indiquem a disposição dos proprietários em mudanças de mercados. Para tanto, seriam necessários dados com o período de entrada e a identidade dos entrantes (existentes na ANP). Outras possíveis extensões dos modelos de entrada incluem: incorporação ao modelo de dados de preços, caso disponíveis; inclusão de diferenciação de tipos de firmas, no caso, permitindo a possibilidade de análise de efeitos competitivos entre postos de um mesmo tipo e de tipos diferentes, contemplando as diferenças entre postos com marcas (ligados a um distribuidor) e de bandeira branca.

Agradecimentos

Os autores agradecem o suporte financeiro do CNPq e os comentários de dois pareceristas anônimos.

Referências Bibliográficas

- Araújo Junior, I. T., Magalhães, A., Rands, A. & Sampaio, L. M. B. (2011), Oligopolistic behavior of brazilian gas stations, in B. W. C. R. V. Amann, E., ed., 'Energy, Bio Fuel and Development: Comparing Brazil and the United States', Routledge.
- Barron, J. M., Taylor, B. A. & Umbeck, J. R. (2004), 'Number of sellers, average prices, and price dispersion', *International Journal of Industrial Organization* 22(8-9), 1041–1066.
- Berry, S. T. (1992), 'Estimation of a model of entry in the airline industry', *Econometrica* 60(4), 889–917.
- Berry, S. T. & Reiss, P. (2007), Empirical models of entry and market structure, in P. R. Armstrong, M., ed., 'Handbook of Industrial Organization', Vol. 3, Elsevier.
- Berry, S. T. & Wandfoegel, J. (1999), 'Free entry and social inefficiency in radio broadcasting', *RAND Journal of Economics* 30(3), 397–420.
- Bresnahan, T. & Reiss, P. (1991), 'Entry and competition in concentrated markets', *Journal of Political Economy* 99(5), 977–1009.
- Ciliberto, F. & Tamer, E. (2009), 'Market structure and multiple equilibria in the airline industry', *Econometrica* 77(6), 1791–1828.

Cleeren, K., Verboven, F., Deekimpe, M. G. & Gielens, K. (2010), 'Intra- and inter-format competition among discounters and supermarkets', *Marketing Science* 29(3), 456–473.

Klein, R. W. & Sherman, R. P. (2002), 'Shift restrictions and semiparametric estimation in ordered response models', *Econometrica* 70(2), 663–691.

Lewbel, A. (2002), Ordered response threshold estimation, Working Papers in Economics 535, Boston College.

Lewis, M. S. (2011), 'Odd prices at retail gasoline stations: Focal point pricing and tacit collusion', *Journal of Economics and Management Strategy*.

URL: Disponível em <http://web.econ.ohio-state.edu/mlewis/Research/Lewis_odd_prices.pdf>

Mazzeo, M. J. (2002), 'Product choice and oligopoly market structure', *RAND Journal of Economics* 33(2), 221–242.

Nunes, C. & Gomes, C. (2005), 'Aspectos concorrenciais do varejo de combustíveis no Brasil', XXXIII ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, Natal, Rio Grande do Norte. Disponível em <http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A108.pdf>.

OCDE (2010), Lei e política de concorrência no Brasil: uma revisão pelos pares, Technical report.

URL: Disponível em <<http://portal.mj.gov.br>>

Pennerstorfer, D. (2009), 'Spatial price competition in retail gasoline markets: Evidence from Austria', *The Annals of Regional Science* 43(1), 133–158.

Seim, K. (2006), 'An empirical model of firm entry with endogenous product-type choices', *RAND Journal of Economics* 37(3), 619–640.

Vasconcelos, S. P. & Vasconcelos, C. F. (2008), 'Análise do comportamento estratégico em preços no mercado de gasolina brasileiro: Modelando volatilidade', *Revista Análise Econômica* 26(50), 207–222.

Zhu, T., Singh, V. & Manuszak, M. (2009), 'Market structure and competition in the retail discount industry', *Journal of Marketing Research* 46(4), 453–466.

Apêndice A

Tabela A.1: Modelo Probit ordenado para lucro dos postos, para diferentes cortes amostrais

	Básico	Cresc	Pop>1mil	Pop>3mil	Pop<25mil
Ln(População)	0,667** (0,04)	0,697** (0,04)	0,697** (0,04)	0,700** (0,04)	0,715** (0,04)
Cresc. Populacional		0,080** (0,02)	0,080** (0,02)	0,060* (0,02)	0,094** (0,02)
Automóveis	0,257** (0,04)	0,254** (0,04)	0,254** (0,04)	0,235** (0,04)	0,308** (0,05)
Ônibus	-0,345 (0,79)	-0,332 (0,79)	-0,330 (0,79)	1,519 (1,15)	-0,763 (0,90)
Motocicletas	0,433** (0,04)	0,400** (0,04)	0,400** (0,04)	0,386** (0,04)	0,575** (0,06)
Caminhões	1,100** (0,33)	1,069** (0,33)	1,069** (0,33)	1,026** (0,35)	1,136** (0,41)
Área	0,032** (0,01)	0,030** (0,01)	0,030** (0,01)	0,030** (0,01)	0,053** (0,01)
Distância	-0,002** (0,00)	-0,002** (0,00)	-0,002** (0,00)	-0,002** (0,00)	-0,002** (0,00)
PIB per capita	0,010** (0,00)	0,010** (0,00)	0,010** (0,00)	0,009** (0,00)	0,006+ (0,00)
dNE	-0,102+ (0,06)	-0,140* (0,06)	-0,140* (0,06)	-0,125* (0,06)	-0,213** (0,07)
dN	-0,172+ (0,10)	-0,175+ (0,10)	-0,175+ (0,10)	-0,149 (0,10)	-0,209* (0,10)
dS	0,176* (0,07)	0,178* (0,07)	0,178* (0,07)	0,170* (0,08)	0,136+ (0,07)
dCO	0,338** (0,07)	0,353** (0,08)	0,354** (0,08)	0,384** (0,08)	0,316** (0,08)
F	4,425** (0,31)	4,657** (0,31)	4,663** (0,32)	4,749** (0,36)	4,790** (0,37)
lambda1	5,836** (0,31)	6,078** (0,32)	6,082** (0,32)	6,108** (0,37)	6,273** (0,38)
lambda2	6,746** (0,32)	6,992** (0,33)	6,996** (0,33)	7,019** (0,37)	7,247** (0,38)
lambda3	7,462** (0,32)	7,710** (0,33)	7,714** (0,33)	7,745** (0,38)	8,025** (0,39)
lambda4	8,035** (0,33)	8,283** (0,33)	8,287** (0,33)	8,317** (0,38)	8,613** (0,39)
lambda5	8,596** (0,33)	8,842** (0,34)	8,846** (0,34)	8,880** (0,38)	9,181** (0,39)
lambda6	8,989** (0,33)	9,234** (0,34)	9,238** (0,34)	9,271** (0,38)	9,568** (0,39)
lambda7	9,502** (0,33)	9,748** (0,34)	9,752** (0,34)	9,781** (0,39)	10,056** (0,39)
lambda8	9,996** (0,34)	10,246** (0,34)	10,250** (0,34)	10,281** (0,39)	10,602** (0,40)
lambda9	10,654** (0,35)	10,910** (0,36)	10,913** (0,36)	10,966** (0,40)	11,297** (0,42)
Observações	2590	2590	2589	2409	2283

+ $p < 0,05$; * $p < 0,01$; ** $p < 0,001$; o desvio-padrão é apresentado em parênteses

Tabela A.2: Modelo Probit ordenado para lucro dos postos, para diferentes cortes amostrais de distância mínima entre os centros de municípios

	Básico	Dist>=18km	Dist>=26km	Dist>=32km
Ln(População)	0,667** (0,04)	0,644** (0,06)	0,502** (0,08)	0,501** (0,09)
Automóveis	0,257** (0,04)	0,310** (0,07)	0,405* (0,14)	0,163 (0,18)
Ônibus	-0,345 (0,79)	4,745+ (2,28)	4,314 (3,85)	4,962 (4,83)
Motocicletas	0,433** (0,04)	0,466** (0,06)	0,488** (0,09)	0,698** (0,13)
Caminhões	1,100** (0,33)	0,312 (0,62)	-0,449** (0,94)	0,031** (1,22)
Área	0,032** (0,01)	0,022* (0,01)	0,016+ (0,01)	0,013 (0,01)
Distância	-0,002** (0,00)	-0,003** (0,00)	-0,002** (0,00)	-0,003** (0,00)
PIB per capita	0,010* (0,00)	0,008 (0,00)	0,015+ (0,01)	0,012 (0,01)
dNE	-0,102 (0,06)	0,146 (0,11)	-0,077 (0,20)	-0,585 (0,32)
dN	-0,172+ (0,10)	0,081 (0,13)	-0,049 (0,21)	-0,341 (0,33)
dS	0,176+ (0,07)	0,373+ (0,16)	0,111 (0,35)	0,152 (0,77)
dCO	0,338** (0,07)	0,558** (0,12)	0,266** (0,20)	-0,076 (0,31)
F	4,425** (0,31)	4,546** (0,49)	3,227** (0,69)	2,839* (0,88)
lambda1	5,836** (0,31)	5,780** (0,49)	4,327** (0,70)	3,911** (0,88)
lambda2	6,746** (0,32)	6,633** (0,50)	5,132** (0,70)	4,750** (0,89)
lambda3	7,462** (0,32)	7,348** (0,51)	5,771** (0,71)	5,394** (0,90)
lambda4	8,035** (0,33)	7,983** (0,51)	6,426** (0,72)	6,033** (0,90)
lambda5	8,596** (0,33)	8,488** (0,52)	6,787** (0,72)	6,405** (0,91)
lambda6	8,989** (0,33)	8,911** (0,52)	7,205** (0,72)	6,810** (0,91)
lambda7	9,502** (0,33)	9,311** (0,52)	7,647** (0,73)	7,239** (0,92)
lambda8	9,996** (0,34)	9,777** (0,53)	8,148** (0,74)	7,632** (0,92)
lambda9	10,654** (0,35)	10,608** (0,56)	8,999** (0,77)	8,244** (0,95)
Observações	2590	1063	534	372

+ $p < 0,05$; * $p < 0,01$; ** $p < 0,001$; o desvio-padrão é apresentado em parênteses.