

BARREIRAS À ENTRADA EM MERCADOS MONOPOLIZADOS: A DISTRIBUIÇÃO DE AUTOMÓVEIS

Sergio Goldbaum[♦]

Fernando Garcia[♦]

Resumo

O objetivo deste trabalho é analisar os efeitos da entrada de uma segunda concessionária de automóveis em mercados previamente monopolizados. Para tanto, construiu-se um banco de dados com a localização de concessionárias de automóveis em microrregiões e características demográficas e econômicas destas microrregiões. A partir desse banco e de modelos de escolha binária, foram identificadas variáveis que condicionam a existência e o número de concessionárias em microrregiões. Utilizando-se de um modelo adaptado de Bresnahan e Reiss (1990), foram estimados os custos fixos de entrada de concessionárias em mercados monopolizados. Os resultados obtidos sugerem que as barreiras à entrada não são significativas, o que aumenta a probabilidade de que a cláusula de exclusividade nos contratos de concessão não cause danos à concorrência no mercado brasileiro de distribuição de automóveis.

Palavras-chave: Defesa da Concorrência, Restrições Verticais, Barreiras à entrada, Distribuição de Automóveis.

Abstract

This paper aims to investigate, using data on both the placing of automobile dealers and automobile demand and supply variables, the effects of new automobile dealers' entry in previously monopoly markets. First, we identify relevant variables which influence the existence and the number of automobile dealers in a geographical area. Then, using an adapted model from Bresnahan e Reiss (1990), we estimate the fixed costs of new auto dealers' entry in monopoly markets. We conclude that the fixed costs of entry of a second automobile dealer do not seem to be significantly higher than the fixed costs of entry of the first one. This conclusion increases the probability that the exclusivity clause present in the concession contracts does not harm the competition in the automobile Brazilian distribution market.

Key words: Antitrust, Vertical Restrictions, Barriers of Entry, Automobile Distribution.

Área ANPEC: ÁREA 8 - ECONOMIA INDUSTRIAL E DA TECNOLOGIA

Classificação JEL: L42 - Vertical Restraints; Resale Price Maintenance; Quantity Discounts

L62 - Automobiles; Other Transportation Equipment

L81 - Retail and Wholesale Trade; Warehousing; e-Commerce

[♦] FGV-SP e ESPM-SP

[♦] FGV-SP

Barreiras à entrada em mercados monopolizados: a distribuição de automóveis

Sergio Goldbaum[♠]

Fernando Garcia[♣]

1. Introdução: objetivo e histórico recente da relação entre concessionárias e montadoras de automóveis.

O objetivo deste trabalho é averiguar, a partir de Bresnahan e Reiss (1990) e de banco de dados especialmente construído para este exercício, a existência de eventual barreira à entrada de uma segunda concessionária em mercados monopolizados por concessionária de marca distinta.

Ao longo dos últimos anos, observou-se certo acirramento da relação entre montadoras e concessionárias de automóveis, tanto no Brasil quanto nos EUA. No Brasil, o acirramento desta relação resultou, inclusive, em averiguação preliminar, por parte do CADE¹, sobre condutas restritivas supostamente praticadas pelas montadoras em detrimento das concessionárias.

Esse acirramento pode ser o resultado de mudanças no ambiente de negócios da revenda de automóveis, provavelmente condicionadas pela combinação de dois fatores: o desenvolvimento tecnológico dos automóveis (que diminuiu a importância dos serviços de pós venda, aumentando economias de escopo) e as novas tecnologias de comunicação (permitindo, entre outras inovações, a venda pela Internet)². No Brasil, somam-se também outros dois fatores, a flexibilização parcial da Lei Ferrari (Lei 6.279/1979, reformulada pela Lei 8.132/1990) e a entrada de novas montadoras na segunda metade da década de noventa, intensificando tanto a competição intramarca quanto intermarca.³

Entre outras mudanças, a flexibilização parcial da Lei Ferrari em 1990 revogou o artigo 14º, que fixava a margem de comercialização que deveria ser praticada pelos concessionários; substituiu, no artigo 5º, a referência à “área demarcada” para o exercício das atividades do concessionário por “área operacional”, permitindo ao consumidor livre-escolha para proceder à aquisição de automóveis novos em qualquer concessionário; e manteve, no artigo 3º, a exclusividade na distribuição, que veda a comercialização de veículos novos fabricados por outros produtores.

Nos Estados Unidos, a pertinência de duas dessas restrições verticais – a exclusividade na distribuição e a restrição territorial – presentes nas legislações de alguns estados, vem sendo questionada por organizações de defesa do consumidor.⁴ No Brasil, “distâncias mínimas entre estabelecimentos e concessionárias da mesma rede, fixadas segundo critérios de potencial de mercado” permanecem no parcialmente flexibilizado artigo 5º da lei Ferrari.

O texto está organizado em 4 seções, além desta primeira, introdutória. Na segunda seção, resenham-se, de forma breve, estudos empíricos de problemas concorrenciais verticais presentes na distribuição de automóveis. Na terceira, apresenta-se o modelo de Bresnahan e Reiss (1990). Na quarta seção, descreve-se o

[♠] FGV-SP e ESPM-SP

[♣] FGV-SP

¹ Trata-se da averiguação preliminar 08012.000487/00-40, de 2001. Veja-se Andrade e Alves (2001).

² Veja-se, entre outros, relatórios elaborados pela Price Waterhouse & Coopers (1999), pela McKinsey e The Economist Intelligence Unit (2000), pela Consumer Federation of América (Cooper, 2001 e 2002). No Brasil, veja-se também Arbix e Veiga (2003).

³ Goldbaum (2005).

⁴ Cooper, 2001 e 2002.

banco de dados construído para este trabalho e apresentam-se os resultados estimados para o mercado brasileiro. Finalmente, na última seção, alinham-se as principais conclusões e discutem-se as implicações e limitações dos resultados obtidos.

2. Restrições verticais na distribuição de automóveis: resenha de alguns estudos empíricos

Estudos empíricos sobre aspectos concorrenciais relacionados à distribuição de automóveis e à relação entre concessionários e montadoras de automóveis são relativamente escassos. Além do estudo clássico de B. P. Pashigian (1961), *The Distribution of Automobiles, an Economic Analysis of the Franchise System*, encontram-se na literatura referências aos (também clássicos) *Two studies in Automobile Franchising*, de H. O. Helmers, C. N. Davisson e H. F. Taggart (1974). Mais recentemente, destacam-se *Franchise Regulation: an Economic Analysis of State Restrictions on Automobile Distribution*, de Richard L. Smith II (1982), *The effect of State Entry Regulation on Retail Automobile Markets*, de R. P. Rogers (1986) e dois estudos de T. Bresnahan e Peter C. Reiss: *Dealer and Manufacturer Margins*, de 1985, e *Entry in Monopoly Markets*, de 1990.

O estudo de Pashigian (1961) é o mais abrangente. Além de descrever a relação entre concessionários e montadoras a partir de uma perspectiva teórica e caracterizar o mercado de distribuição de automóveis nos Estados Unidos, o autor propõe instrumentos para estimar o formato da função custo de longo prazo do concessionário, com o objetivo de mensurar a ocorrência de economias de escala na atividade. O conhecimento da extensão das economias de escala na distribuição de automóveis permitiria, segundo o autor, determinar, em parte, o número de concessionários que poderiam atuar em um mercado, e assim saber se a competição entre as concessionárias estabelecidas tomará a forma preço ou não-preço (por exemplo, serviços). Mais importante, determinaria, também parcialmente, a facilidade de entrada de uma nova montadora na indústria automobilística. Para determinar a importância quantitativa da barreira à entrada representada pelas economias de escala na distribuição, o autor sugeriu um método através do qual se mensurava a relação entre os custos unitários da venda de automóveis, por parte da concessionária, e da produção, por parte da montadora.

Pashigian (1961) concluiu que as economias na distribuição pareciam se estender além do ponto em que as economias na produção haviam se esgotado, o que significaria expressiva barreira à entrada a novas montadoras.⁵ Ao argumento de que o sucesso e a facilidade da entrada de montadoras estrangeiras (como a Volkswagen e a Renault) nos Estados Unidos, no final dos anos 50 e início dos 60, poderia invalidar sua análise, o autor replicou atribuindo o fato à ausência de percepção, por parte das empresas estabelecidas, de uma mudança nos gostos do consumidor norte-americano (Pashigian, 1961, p. 240).

Em Smith II (1982), além de descrever o sistema de concessionárias para a distribuição de automóveis vigente nos Estados Unidos no início da década de 80, ressaltando a necessidade de controle da distribuição por parte do fabricante, o autor construiu um modelo para testar a hipótese de que a regulação governamental tendeu a criar poder de mercado local para concessionários de automóveis por meio de proteção aos concessionários estabelecidos. Para tanto, Smith II (1982) estimou o número ótimo de concessionárias por estado, levando em conta condicionantes da demanda (como número de licenças de motoristas, renda per capita, densidade de motoristas por área e preço não observável de licença) e da oferta

⁵ “Most authorities believe that production economies are exhausted once 600.000 units are produced. (...) Economies in distribution cost extend well beyond the optimum production unit. A company with 30 per cent of the market has not yet completely realized all distribution economies. (...) A large part of the distribution economies are exhausted once sales reach 600.000 units. A new entrant retailing a low price auto, is not likely to be at a serious distribution cost disadvantage compared to larger producers once sales have been increased to 600.000 units. However, this represents 10 per cent of the market. It is unlikely a new entrant will succeed. (...) With the existing attachments of consumers to existing makes, it is unlikely a new entrant will be able to break into the low price market and boost sales to 600.000 units in any short period” (Pashigian, 1961, p. 263).

(incluindo, entre outras, variáveis representando a existência de diferentes aspectos regulatórios em cada estado norte-americano), para os anos de 1954 e 1975. A análise do autor sugere que a regulação governamental parece ter aumentado o poder de mercado das concessionárias, em detrimento do bem estar dos consumidores.

Bresnahan e Reiss (1985) descrevem algumas “questões intrigantes” observadas na indústria norte-americana, como o fato de que a razão entre as margens do revendedor e do fabricante parece ser independente do tamanho do automóvel e de suas elasticidades-preço e cruzadas. A partir da análise de monopólios sucessivos, os autores mostram que a razão entre as margens do concessionário e do fabricante é igual à razão entre as inclinações das curvas de demanda do revendedor e do fabricante. Bresnahan e Reiss (1985) defendem quatro proposições:

- i. Em um arranjo de preços entre fabricante e revendedor, envolvendo apenas um único produto, se a curva da demanda for estritamente convexa (côncava), a margem do revendedor sobre os custos unitários será maior (menor) do que a metade da margem do fabricante.
- ii. Em um arranjo de preço entre fabricante e distribuidor de um produto único, no ponto ótimo, a razão entre as margens do revendedor e do fabricante é igual à mudança no preço do revendedor quando o fabricante muda o preço do atacado (o custo unitário do revendedor) ou quando muda o custo de revenda do revendedor, isto é, $\frac{P^* - (w^* + s)}{w^* - m} = \frac{\partial P^*(w)}{\partial w} = \frac{\partial P^*(s)}{\partial s}$
- iii. Se a elasticidade-quantidade da demanda for a mesma para todos os produtos e suas demandas forem independentes, (isto é, $P_i = D_i(Q_i)$), a razão da margem dos revendedores para a margem dos fabricantes é a mesma para todo i .
- iv. Finalmente, em um arranjo de preço multi-produto entre fabricante e revendedor, a razão entre a margem do revendedor e do fabricante em cada produto é determinado pela elasticidade-quantidade da curvatura da demanda η_i^6 . Se o sistema de demanda for linear, a margem do revendedor será metade da margem do fabricante em cada produto. Se um aumento proporcional em todas as quantidades aumentar o impacto ponderado de Q_i sobre os preços de todos os produtos, então a margem dos revendedores sobre o produto i será maior do que metade da margem do fabricante.

Utilizando dados sobre custos de produção, preços de atacado, custos e preços de revenda, os autores observam que, para modelos mais caros de automóveis, são praticados tanto descontos maiores em termos percentuais quanto margens de revenda substancialmente maiores. Os autores concluem que a margem do revendedor é proporcional à margem do fabricante ao longo da linha de produtos e que não se pode rejeitar a hipótese de que a razão entre as margens equivale a um meio, situação que implica curvas de demanda localmente lineares.

Em Bresnahan e Reiss (1990), um modelo empírico de concentração de mercado é desenvolvido a partir de um modelo de entrada baseado na teoria dos jogos. O modelo empírico é construído a partir de condições de desigualdade que descrevem estratégias de equilíbrio de empresas entrantes em jogos simultâneos ou seqüenciais. Tais condições são utilizadas para descrever a entrada em mercados monopolizados isolados. A partir de estimativas do tamanho do mercado necessário para abrigar um ou dois concessionários, os autores concluem que concessionários monopolistas não representam barreiras à entrada de um segundo concessionário. Adicionalmente, os autores concluem que a entrada de um segundo

⁶ η_i não é a inclinação da curva da demanda, mas uma medida local da curvatura da curva de demanda do revendedor, tendo valor zero quando a demanda não tem curvatura (isto é, demanda linear) e valor constante quando a demanda for da forma $P = a + bQ^c$, com a , b e c constantes.

concessionário não causa queda muito significativa na margem preço-custo. A seção seguinte descreve em maiores detalhes o modelo desenvolvido pelos autores.

3. O modelo de Bresnahan e Reiss (1990) para a entrada em mercados monopolizados

O modelo de entrada em mercados monopolizados desenvolvido por Bresnahan e Reiss (1990) é baseado na teoria dos jogos e é também uma adaptação do modelo de escolha qualitativa individual para firmas, cujos lucros e custos não são observáveis. A idéia central é a de que uma empresa potencial entrante só efetivará sua entrada em um mercado monopolizado se esperar lucro de duopólio positivo. Ao contrário dos modelos individuais, as decisões das empresas entrantes em um mercado são inter-relacionadas e os lucros dependem das decisões dos demais concorrentes.

Os autores pressupõem uma função demanda da forma:

$$Q_i = D_i(Z, P) \times S(Y) \quad (1)$$

onde $D_i(Z, P)$ é a demanda de um consumidor representativo pelo produto i . A variável escalar S representa o número de consumidores representativos. Z representa as condições do mercado e P o preço da mercadoria i . Observe que Z não inclui S , o que significa que o tamanho do mercado não afeta as preferências dos consumidores. O tamanho do mercado, por sua vez, é função de Y , que representa variáveis demográficas.

Do lado dos custos, os autores pressupõem:

$$C_i(Q_i, W) = c_i(W)Q_i + F_i(W) \quad (2)$$

onde Q_i representa a vendas unitárias da firma i , $c_i(W)$ os custos variáveis (em que o custo marginal é constante), o vetor W variáveis exógenas que afetam os custos (tais como preços de insumos) e $F_i(W)$, os custos fixos. Invertendo a função demanda, obtém-se a seguinte função lucro da empresa potencial entrante i , que depende da sua produção e da produção de seus concorrentes.

$$\Pi_i = [P_i(Z, Q/S) - c_i]Q_i - F_i \quad (3)$$

Para monopólios e para a maior parte de modelos de duopólios, o lucro, em equilíbrio, aumenta linearmente em S . Portanto:

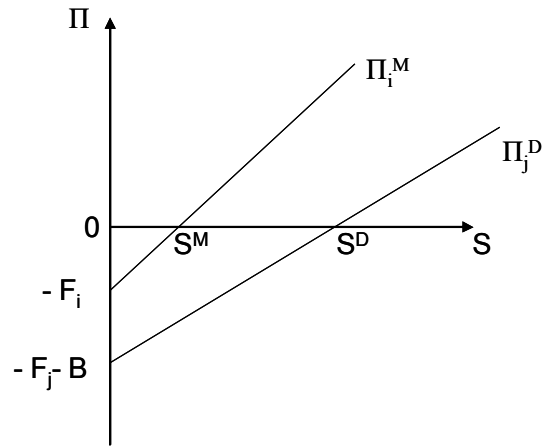
$$\Pi_i^N = [P_i^N(Z, W) - c_i(W)]D_i^N(Z, W) \times S(Y) - F_i(W), \text{ ou}$$

$$\Pi_i^N = V_i^N(Z, W)S(Y) - F_i(W) \quad (4)$$

onde N denota monopólio ($N=M$) ou duopólio ($N=D$).

A figura do Quadro 1 relaciona a estrutura de mercado, definida pelo lucro de monopólio ou de duopólio, ao tamanho do mercado. As curvas definem, no eixo horizontal, tamanhos de mercado que não suportam nenhuma empresa (entre 0 e S^M), uma empresa monopolista (entre S^M e S^D) e duas empresas duopolistas (à direita de S^D). Na figura, S^D está localizado à direita de S^M porque a firma j tem custos fixos maiores e lucros por consumidor menores do que a firma i . Tal acréscimo de custo fixo equivale à inclusão de barreiras à entrada B .

Quadro 1: Lucro como função do tamanho do mercado.



Fonte: Bresnahan e Reiss (1988)

Embora os lucros não sejam observáveis, os níveis de *break even* S^D e S^M o são. Em S^M , o lucro do monopolista é zero. Isto é, a partir da equação (4):

$$S^M = \frac{F_i}{(P_i^M - c_i)D_i^M} \quad (5)$$

Supondo que as barreiras à entrada enfrentadas pela empresa potencial entrante significassem aumento do custo marginal da empresa j em b e os custos fixos, como visto, em B , o tamanho do mercado que faz com que o lucro do duopolista seja zero é:

$$S^D = \frac{F_i + B}{(P_j^D - c_j - b)D_j^D} \quad (6)$$

Comparando os dois níveis de demanda, obtém-se:

$$\frac{S^M}{S^D} = \frac{(P_j^D - c_j - b)D_j^D}{(P_i^M - c_i)D_i^M} \cdot \frac{F_i}{F_j + B}$$

O primeiro termo do lado direito da equação fornece V^D/V^M , isto é, a razão das derivadas dos lucros de duopólio e de monopólio com relação ao tamanho do mercado S (os lucros variáveis).

$$\frac{V^D}{V^M} = \frac{\partial \Pi^D / \partial S}{\partial \Pi^M / \partial S} = \frac{(P_j^D - c_j - b)D_j^D}{(P_i^M - c_i)D_i^M} \quad (7)$$

A razão V^D/V^M diminui se a competição pós entrada aumentar (isto é, se o preço de equilíbrio de duopólio diminuir) ou os custos de produção da firma j (isto é, $c_j + b$) aumentarem, e pode ser estimada a partir de informações qualitativas sobre os lucros das empresas entrantes. Estimando V^D/V^M e S^M/S^D , a razão dos custos fixos das empresas entrantes:

$$\frac{F^M}{F^D} = \frac{F_i}{F_j + B} \quad (8)$$

também pode ser estimada.

Sintetizando, a razão entre os *break evens* pode ser expressa como o produto da razão inversa dos lucros variáveis e da razão direta dos custos fixos de entrada, isto é:

$$\frac{S^M}{S^D} = \frac{V^D}{V^M} \cdot \frac{F^M}{F^D}$$

o que permite estimar a razão entre os custos fixos de entrada, por meio de:

$$\frac{F^M}{F^D} = \frac{S^M}{S^D} / \frac{V^D}{V^M} \quad (8')$$

A análise de Bresnahan e Reiss (1990) utiliza as razões dos lucros variáveis e dos custos fixos porque os dados empíricos não permitem identificar separadamente os componentes individuais dessas razões.

O modelo de entrada acima descrito adota implicitamente uma série de pressuposições. Por exemplo, não considera a possibilidade de desencorajamento à entrada por parte do monopolista estabelecido, através de diminuição do preço de monopólio quando o tamanho do mercado se aproximasse de S^D – o que implicaria inclinação menor da curva de lucros do monopolista quando S se aproximasse de S^D . De uma maneira geral, omite estratégias de precificação não linear, além de informação assimétrica, entre outras possibilidades.

A partir do modelo, Bresnahan e Reiss (1990) utilizam as funções de *pay-off* de equilíbrio das firmas para formular equações que descrevem estratégias ótimas de entrada. A entrada é modelada como uma decisão binária correspondendo a duas estratégias puras: $I_i = 1$, se a firma entrar, e $I_i = 0$, se ela não entrar. Duas firmas entrantes potenciais enfrentam-se em um jogo de uma rodada, em que cada firma conhece as estratégias e os *pay-offs* de seus respectivos competidores: a decisão de entrada da empresa 1 depende da ação da empresa 2, e vice-versa. Ambas atuam de forma não cooperativa, em duas situações possíveis, quando as decisões são simultâneas e quando são seqüenciais, mas apenas a situação de decisões simultâneas será detalhada no presente trabalho.

a) Decisões simultâneas

O par I_1^* e I_2^* forma um equilíbrio de estratégia pura de Nash se

$$\Pi_1(I_1^*, I_2^*) \geq \Pi_1(I_1, I_2^*), \text{ para } I_1 \in \{0,1\}, \text{ e}$$

$$\Pi_2(I_1^*, I_2^*) \geq \Pi_2(I_1^*, I_2), \text{ para } I_2 \in \{0,1\}. \quad (9)$$

Se uma firma obtém lucro zero quando opta $I = 0$, então sua estratégia ótima de entrada será:

$$I_1^* = 0 \Leftrightarrow (1 - I_2^*)x\Pi_1^M + I_2^*x\Pi_1^D < 0, \text{ e}$$

$$I_0^* = 0 \Leftrightarrow (1 - I_1^*)x\Pi_2^M + I_1^*x\Pi_2^D < 0. \quad (10)$$

Isto é, uma empresa decidirá não entrar se e somente se o lucro de monopólio ou o lucro de duopólio for menor do que zero.

A tabela do Quadro 2 descreve as demais soluções de estratégias puras, considerando apenas que os lucros de duopólio não podem ser maiores do que os de monopólio.

Quadro 2: Resultados de estratégia pura em um jogo de decisões simultâneas

$\Pi_1^M < 0, \Pi_2^M < 0$	Nenhum entrante
$\Pi_1^D > 0, \Pi_2^D > 0$	Duopólio
$\Pi_1^M > 0 > \Pi_1^D, \Pi_2^M > 0 > \Pi_2^D$	Monopólio da firma 1 ou 2
$\Pi_1^M > 0, \Pi_2^D < 0$	Monopólio da firma 1
$\Pi_1^D < 0, \Pi_2^M > 0$	Monopólio da firma 2

Fonte: Bresnahan e Reiss (1990)

Seguindo Bresnahan e Reiss (1990), a primeira linha da tabela descreve a situação na qual não ocorre entrada; a segunda, na qual as duas empresas entram. As três últimas descrevem situações de monopólios, sendo que as duas últimas incluem implicitamente a condição “e nenhum dos eventos anteriores”; a terceira linha é aquela na qual não há um resultado único de estratégias puras.

A presença de equilíbrios não únicos em modelos de teoria dos jogos impossibilita o uso de modelos de escolha quantitativa padrão para modelar o lucro dos entrantes. Para contornar esse problema, os autores reinterpretaram o modelo de forma a prever $N = I_1 + I_2$, o número de entrantes. Dessa forma, as últimas três linhas da tabela representam um único resultado, $N = 1$.

b) O tratamento dos não-observáveis

Por outro lado, para contornar o problema de que nem os lucros auferidos nem os lucros esperados são observáveis, os autores modelam os lucros das firmas como variáveis aleatórias não observáveis, adicionando um termo de erro na função lucro de equilíbrio (4). Especificamente, o lucro do N-ésimo entrante tem a forma:

$$\begin{aligned}
 \Pi_i^N &= V_i^N \times S(Y) - F_i^N \\
 &= \left[\bar{V}_i^N + \eta_i^N \right] \times S(Y) - \bar{F}_i^N - \varepsilon_i^N \\
 &= \bar{\Pi}_i^N + \xi_i^N
 \end{aligned} \tag{11}$$

em que os lucros variáveis equivalem à soma de um componente do lucro que é mensurável $\bar{V}(\cdot)$ e de um componente não observável η . Da mesma forma, os custos fixos têm uma componente mensurável \bar{F} e um termo de erro ε .

Nos modelos econométricos desenvolvidos pelos autores, a estrutura estocástica de (11) foi restringida em decorrência de razões computacionais e econômicas. Por exemplo, para impedir que os lucros de duopólio pudessem exceder os de monopólio com probabilidade positiva. Os autores desenvolveram três modelos: (i) lucros não-observáveis perfeitamente correlacionados; (ii) erros correlacionados; e (iii) erros de monopólio e duopólio não perfeitamente dependentes.

Novamente, o presente trabalho optou em detalhar apenas o primeiro modelo, aquele em que os lucros não observáveis são perfeitamente correlacionados. Este modelo pressupõe que todas as entrantes potenciais têm os mesmos custos fixos e lucros variáveis não observáveis, isto é: $\varepsilon_1^M = \varepsilon_1^D = \varepsilon_2^M = \varepsilon_2^D$ e $\eta_1^M = \eta_1^D = \eta_2^M = \eta_2^D$. Embora essa especificação de erro implique pressuposições fortes sobre a distribuição

dos lucros não observáveis, ela apresenta duas vantagens. A primeira, é que se as firmas apenas tiverem custos fixos independentes e identicamente distribuídos, então os parâmetros de lucro das firmas podem ser estimados utilizando um modelo probit ordenado. Incluindo um termo de erro nos lucros variáveis, obtém-se um modelo probit ordenado heteroscedástico, em que a variância dos lucros não observados, $\sigma_{\xi}^2 = 1 + \sigma_{\eta}^2 S^2$, aumenta com o tamanho do mercado.

Assim, as probabilidades associadas à observação de mercados com nenhuma firma, duas firmas, ou uma firma são as seguintes:

$$\begin{aligned} P_0 &= 1 - \Phi \left[\frac{\overline{\Pi}^M(Z, W, Y)}{\sigma_{\xi}} \right] \\ P_2 &= \Phi \left[\frac{\overline{\Pi}^D(Z, W, Y)}{\sigma_{\xi}} \right] \\ P_1 &= 1 - P_0 - P_2 \end{aligned} \quad (12)$$

O modelo é estimado a partir da equação (4), com dados obtidos em mercados isolados nos Estados Unidos. As especificações estão sintetizadas nas equações (13), (14) e (15):

$$S(Y) = TOWNPOP + \lambda(Y) \quad (13)$$

$$V^N = \theta^M + \theta^D D + Z\theta_Z + W\theta_W, e \quad (14)$$

$$F^N = \gamma^M + \gamma^D D + \gamma_W W \quad (15)$$

Onde $TOWNPOP$ é a população na cidade central, Y são outras variáveis demográficas, o sobrescrito N pode ser M (monopólio) ou D (duopólio), D é uma variável *dummy* para duopólios, Z é um vetor de condicionantes da demanda e W , de condicionantes da oferta (custos). Os resultados obtidos, no modelo e na especificação mais simples, que excluem Y , Z e W , podem ser observados no Quadro 3.

Quadro 3: Bresnahan e Reiss (1990), estimações a partir do modelo probit ordenado para o número de concessionários de automóveis.

Variáveis	Coefficientes	Especificação (1)	Erro padrão assintótico
V-monopólio (V^M)	θ^M	0,933	(3,39)
V-duopólio (V^D)	$\theta^M + \theta^D$	0,702	(5,02)
F-monopólio (F^M)	γ^M	0,536	(1,79)
F-duopólio (F^D)	$\gamma^M + \gamma^D$	1,277	(5,39)
Log Likelihood		-123,76	
S^M		575	(188)
S^D		1820	(166)
S^M/S^D		0,316	(0,095)
V^D/V^M		0,752	(0,180)
F^M/F^D		0,419	(0,183)
Log likelihood		-123,76	

Fonte: Adaptado de Bresnahan e Reiss (1990), tabelas 5 e 8.

Conforme observado acima, a razão V^D/V^M mede a fração pela qual os lucros variáveis por cliente caem com a entrada da segunda firma. Quando duopolistas vendem o mesmo produto, V^D/V^M deveria ser igual (no caso de colusão) ou menor (no caso de comportamento não cooperativo) do que 0,5. Como a razão V^D/V^M observada em Bresnahan e Reiss (1990) é maior do que 0,5 (no caso, $V^D/V^M = 0,752$), os autores concluem que a diferenciação de produto aumentou a margem do duopólio mais do que a competição a reduziu. Logo, “a entrada de um concessionário Ford em um monopólio da GM não reduziria muito as vendas e os lucros do concessionário GM” (Bresnahan e Reiss, 1990, p. 552).

Por sua vez, a relação F^M/F^D sugere que os custos fixos de duopólio são relativamente maiores do que os de monopólio. Para a especificação mais simples, cujos resultados estão no Quadro 3, os custos fixos de duopólio são mais do que duas vezes maiores do que os de monopólio. Nas demais especificações, a proporção variou entre 1 e 1,5 vezes, aproximadamente. Os autores concluem que embora as estimativas sugiram que os custos fixos de duopólio são maiores do que os de monopólio, não se poderia atribuir esses custos a barreiras à entrada. As estimativas obtidas a partir de um modelo de entrada sequencial sugeria que, alternativamente à ordem de entrada, os custos fixos poderiam variar, por exemplo, conforme a marca.

4. Barreiras à entrada em mercados monopolizados: a distribuição de automóveis no Brasil

O objetivo desta seção é analisar a existência de barreiras à entrada em mercados monopolizados, no setor de distribuição de automóveis. Para este objetivo, organizou-se um banco de dados contendo a localização de todas as concessionárias de automóveis e comerciais leves no Brasil em 2004, por montadora e cidade⁷. Essas informações foram cruzadas com características municipais obtidas a partir dos microdados do censo de 2000, e agregadas para o nível de microrregiões, o qual, considerando a mobilidade de consumidores e de fatores de produção, julgou-se constituir unidade de análise mais adequada.

As informações do Censo de 2000 foram consideradas *proxies* para as características das microrregiões vigentes em 2004. Não se dispunha de informações sobre a localização de concessionárias em 2000, e as informações disponíveis sobre as características das microrregiões em 2004 não são tão detalhadas quanto as que podem ser obtidas a partir dos microdados do Censo de 2000.

A análise está dividida em três sub-seções. Na primeira, são analisados os determinantes da localização de concessionárias de automóveis em microrregiões. Na segunda, analisam-se os determinantes do número de concessionárias em cada microrregião. Finalmente, a terceira seção utiliza as variáveis identificadas nas seções precedentes para, a partir do modelo de Bresnahan e Reiss (1990), averiguar indícios da existência de barreiras à entrada no mercado de distribuição de automóveis no Brasil.

4.1. Análise dos determinantes da localização de uma concessionária em uma microrregião.

Para a análise dos fatores determinantes da localização de concessionárias, construiu-se um modelo de escolha binária do tipo:

$$P(y = 1|x) = G(\beta_0 + x\beta) \quad (A)$$

onde a variável y assume valor zero se não houver concessionárias de automóveis em uma microrregião, ou, caso contrário (isto é, se houver *pelo menos uma* concessionária), valor unitário. O vetor de variáveis independentes x reúne dados demográficos, condicionantes da demanda de automóveis e informações sobre custos da instalação de concessionárias em uma microrregião.

⁷ Esses dados foram gentilmente fornecidos pela Federação Nacional de Distribuidores de Veículos Automotores – Fenabrave. Para a Ford, as concessionárias do segmento de automóveis e comerciais leves incluem também o segmento de caminhões. A Fenabrave atualiza todas as semanas o cadastro de concessionárias. O arquivo que gerou o banco de dados é datado de 14 de outubro de 2004.

Alternativamente, o modelo pode ser lido de forma a assumir, implicitamente, a variável latente (não observável) lucro econômico (y^*):

$$y^* = \beta_0 + x\beta + e, \quad y = 1[y^* > 0]$$

A probabilidade de resposta para y é:

$$P(y = 1|x) = P(y^* > 0|x) = P[e > -(\beta_0 + x\beta|x)] = 1 - G[-(\beta_0 + x\beta)] = G(\beta_0 + x\beta) \quad (B)$$

que é a mesma do modelo (A). No modelo logit, G é a função logística, enquanto no modelo probit, G é a função distribuição normal padrão acumulada. Detalhes sobre modelos de escolha binária podem ser obtidos em Wooldridge (2002), Griffiths, Hill and Judge (1993) e Cramer (2001).

Após análises preliminares, os melhores resultados foram obtidos com as variáveis identificadas no Quadro 4, onde as três primeiras são variáveis demográficas, relativas ao tamanho do mercado, as duas seguintes são condicionantes da oferta e as três últimas são condicionantes da demanda. As principais estatísticas descritivas dessas variáveis estão no Quadro 5.

Quadro 4: Variáveis utilizadas nos modelos de escolha binária.

Variáveis	Significado
Inpop_1	Logaritmo natural da população urbana da maior cidade da microrregião.
Inpop_2	Logaritmo natural do complemento da população de uma microrregião (isto é, população rural mais população urbana das demais cidades).
Inpop_3	Logaritmo natural da participação feminina na população.
adens	Habitante por quilômetro quadrado.
custof_rel	Salários médios dos trabalhadores em cargos administrativos empregados no varejo de automóveis, divididos pela renda per capita em cada microrregião, em reais.(*)
lny_dom	Logaritmo natural da renda média domiciliar, em reais.
Theil	Índice de desigualdade L de Theil, calculado para cada microrregião.
Idade	Média etária em cada microrregião.

Fonte: elaboração própria. (*) Nas microrregiões onde não havia trabalhadores empregados em cargos administrativos no varejo do setor automotivo, imputou-se o valor do salário médio dos demais trabalhadores empregados no varejo daquele setor.

Quadro 5: Estatísticas descritivas das variáveis independentes utilizadas nos modelos de escolha binária.

Variável	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Inpop_1	558	10,749	1,227	7,626	16,100
Inpop_2	558	14,108	1,055	9,263	18,645
Inpop_3	558	-0,695	0,024	-0,775	-0,637
adens	558	886,052	3447,441	2,308	5.773,77
custof_rel	558	5,515	5,960	0,458	55,681
Theil	558	0,537	0,077	0,334	0,852
lny_dom	558	6,572	0,454	5,647	7,735
idade	558	27,620	2,709	19,768	33,800

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Censo (IBGE, 2000).

Os resultados dos modelos logit e probit, por sua vez, estão no Quadro 6. Nele, observa-se que as variáveis demográficas e as que representam os condicionantes da demanda apresentam sinais positivos, enquanto as que representam condicionantes da oferta (custos) apresentam sinais negativos. Especificamente com relação à variável “adensamento”, entende-se que ela é uma *proxy* para os custos de aluguel do terreno onde a concessionária está localizada.

Quadro 6: Resultados dos modelos de escolha binária.

Variáveis	Probit				Logit	
	Coef.	Desvio Padrão	dF/dx	Desvio Padrão	Coef.	Desvio Padrão
Inpop_1	0,952(***)	0,266	0,248(***)	0,068	1,665(***)	0,479
Inpop_2	1,019(***)	0,247	0,266(***)	0,066	1,829(***)	0,444
Inpop_3	19,770(***)	7,043	5,159(***)	1,801	34,649(***)	12,744
custof_rel	-0,014	0,014	-0,0035	0,004	-0,0229	0,025
adens	-0,0002(***)	0,00005	-0,00006(***)	0,00001	-0,0004(***)	0,0001
lny_dom	2,461(***)	0,443	0,642(***)	0,111	4,306(***)	0,802
Theil	3,740(**)	1,478	0,9756(**)	0,411	6,701(**)	2,674
ldade	0,186(***)	0,060	0,048(***)	0,0165	0,337(***)	0,110
Constante	-32,990(***)	6,456			-58,710(***)	11,819
Log Likelihood		-115,643			-116,636	
Pseudo R ²		0,694			0,691	
N		558			558	

Fonte: elaboração própria. (**) significativo a 5%, (***) significativo a 1%.

Todas as variáveis são significativas a 1%, menos as variáveis associadas à distribuição de renda (a 5%) e ao custo da mão-de-obra (que é significativo apenas a 35%). Não se observam também diferenças importantes entre os dois modelos, logit e probit, quanto à significância das variáveis.⁸

O modelo probit também permite que se calcule os efeitos marginais das variáveis sobre a probabilidade de ocorrência de uma concessionária em uma microrregião. Os efeitos marginais são listados na coluna dF/dx; por exemplo, a coluna indica que um aumento de 1% na participação da população feminina em uma microrregião aumenta a probabilidade de ocorrência de uma concessionária em uma microrregião em aproximadamente 5%.

Já as tabelas do Quadro 7 mostram que as porcentagens corretas de ambos os modelos superam 90%, e que os erros de previsão estão balanceados.

⁸ Um possível argumento para a significância da variável relativa à participação feminina é que a variável dependente foi construída de forma a atribuir valor unitário a todas as microrregiões que contivessem *pele menos* uma concessionária, sobre-representando as microrregiões que continham *mais do que uma* concessionária. Estas são, em geral, microrregiões populosas, em que a participação feminina costuma ser relativamente maior. O mesmo exercício para um subconjunto de microrregiões que contém *no máximo* uma microrregião revela que a variável já não apresenta mais significância a 10%. Entretanto, este argumento ainda precisa ser verificado.

Quadro 7: Porcentagens corretas dos modelos de localização das concessionárias.

Probit		Previsão de localização		Total
		0	1	
Localização efetiva	0	202	26	228
	1	28	302	330
Total		230	328	558
Porcentagem correta				90,32%

Logit		Previsão de localização		Total
		0	1	
Localização efetiva	0	202	26	228
	1	27	303	330
Total		229	329	558
Porcentagem correta				90,50%

Fonte: Elaboração própria.

4.2. Análise dos determinantes do número de concessionárias em uma microrregião.

Para a análise dos determinantes do número de concessionárias em uma microrregião, os resultados de dois modelos foram contrapostos, um modelo de regressão linear múltipla (onde os coeficientes são calculados pelo método dos mínimos quadrados ordinários - MQO) e outro com correção da seleção da amostra (Modelo Heckit).

O modelo de regressão linear múltipla utilizou como regressores um subconjunto das variáveis identificadas na seção anterior:

$$\ln q = \beta_0 + \beta_1 \ln pop_1 + \beta_2 \ln pop_2 + \beta_6 \ln y_dom + \beta_8 idade \quad (C)$$

O modelo com correção da seleção da amostra utilizou como variáveis de seleção todas as variáveis identificadas na seção anterior, e como regressores, apenas as variáveis utilizadas no modelo de regressão linear múltipla. As variáveis “lnpop_3”, “custof_rel”, “adens” e “Theil” não se mostraram significantes para serem incluídas como regressores.

$$\ln q = \beta_0 + \beta_1 \ln pop_1 + \beta_2 \ln pop_2 + \beta_6 \ln y_dom + \beta_8 idade$$

$$s = 1[\gamma_0 + \gamma_1 \ln pop_1 + \gamma_2 \ln pop_2 + \gamma_3 \ln pop_3 + \gamma_4 custof_rel + \gamma_5 dens + \gamma_6 \ln y_dom + \gamma_7 Theil + \gamma_8 idade] \quad (D)$$

Os resultados, comparados estão no Quadro 8:

Quadro 8: Resultados dos modelos de determinação do número de concessionárias por microrregião.

lnq	MQO		HECKIT	
	Coeficientes	Erro Padrão	Coeficientes	Erro padrão
lnpop_1	0,256	0,063	0,224	0,063
lnpop_2	0,513	0,068	0,511	0,067
lny_dom	0,626	0,098	0,563	0,101
idade	0,070	0,013	0,061	0,013
_cons	-15,166	0,754	-14,062	0,880
sigma			0,477	0,019
Observações	330		558 (330 selec.)	
F	261,610			
R2	0,763			
Log likelihood			-332,780	

Fonte: Elaboração própria. Todos os coeficientes são significativos a 1%.

Todos os coeficientes são significativos a 1%. Destaca-se a significância do valor do coeficiente de sigma, indicando existência de problema de seleção da amostra. Os coeficientes das variáveis “lnpop_1” e “idade” são aqueles cuja correção é percentualmente maior.

4.3. Análise da importância de barreiras à entrada de novos concessionários.

O objetivo deste terceiro exercício é, enfim, averiguar se a existência de uma concessionária em uma microrregião constitui barreira à entrada de uma nova concessionária nesta mesma microrregião.

Para a análise desta questão, separou-se do banco de dados original um subconjunto de microrregiões “não partilhadas”, isto é, que não contivessem mais do que uma concessionária de determinada marca. O procedimento gerou um subconjunto de 410 microrregiões, 228 (56% do total) não contendo concessionárias, 52 (ou 13%) contendo uma única concessionária, até três microrregiões (1%) contendo 8 concessionárias de diferentes marcas, conforme o Quadro 9.

Quadro 9: Frequência de concessionárias em microrregiões, excluindo-se as microrregiões partilhadas.

Número de concessionárias	Frequência Absoluta (microrregiões)	Frequência Relativa (microrregiões)
0	228	56%
1	52	13%
2	33	8%
3	38	9%
4	34	8%
5	14	3%
6	7	2%
7	1	0,2%
8	3	1%
Total	410	100%

Fonte: elaboração própria a partir de dados da Fenabrave.

O objetivo foi o de identificar e separar em um subgrupo concessionárias que usufríssem poder de mercado em suas áreas operacionais, pelo menos no que se refere à competição intramarca. Posteriormente, limitou-se o número de concessionárias em uma microrregião a no máximo duas, resultando em um subconjunto contendo 313 microrregiões.

O modelo construído para a mensurar a importância de barreiras à entrada de novos concessionários é adaptado de Bresnahan e Reiss (1990), cujos detalhes foram expostos em seção precedente. Utilizou-se um modelo de probit ordenado, em que a variável lucro econômico não observado (y^*) é especificada conforme a equação abaixo:

$$y^* = \beta_1 m_{pessoas} + \beta_2 y_cap + \beta_3 Theil + \beta_4 adens \quad (E)$$

As variáveis independentes são definidas e caracterizadas conforme a tabela do Quadro 10. Optou-se por utilizar as variáveis em nível, e não em logaritmo (com exceção do índice de Theil), para que os *break evens* pudessem ser estimados diretamente.

Quadro 10: Variáveis utilizadas no modelo de Probit ordenado

Número de Concessionárias	Obs.	Variáveis	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
0 a 2	313	mpessoas	39.639,39	26.620,51	2.051	262.538
		y_cap	146,09	79,95	46,25	601,37
		l1	0,52	0,08	0,33	0,85
		adens	264,94	489,21	2,31	6.574,88
0	228	mpessoas	34.801,23	21.615,08	2.051	152.977
		y_cap	125,67	70,64	46,25	601,37
		l1	0,51	0,08	0,33	0,79
		adens	234,23	332,31	2,31	2.318,85
1	52	mpessoas	47.371,21	27.768,71	12.665	133.738
		y_cap	208,71	74,68	81,57	404,37
		l1	0,56	0,08	0,45	0,85
		adens	425,81	957,38	6,92	6.574,88
2	36	mpessoas	60.883,23	40.457,36	18.413	262.538
		y_cap	188,57	82,69	80,55	368,46
		l1	0,54	0,06	0,45	0,70
		adens	223,62	196,87	14,13	857,99

Fonte: elaboração própria.

Foram utilizadas cinco especificações, de uma mais simples, em que y^* depende apenas de *mpessoas*, até a mais completa, em que todas as quatro variáveis explicativas entram no modelo. Também foram testadas especificações utilizando outras variáveis, tais como média etária, renda domiciliar e rendimento do pessoal empregado em cargos administrativos nas revendas de automóveis.

A vantagem de utilizar um modelo probit ordenado é que o modelo impõe automaticamente uma pressuposição implícita no modelo teórico, a de que S^M é maior do que S^D (isto é, o tamanho de mercado para monopólio é menor do que o tamanho de mercado para duopólio).

Considerando um modelo sintético, os coeficientes α_1 e α_2 do modelo probit ordenado definem as probabilidades:

$$\begin{aligned}
 P(y = 0|x) &= P(y^* \leq \alpha_1|x) = P(x\beta + e \leq \alpha_1|x) = \Phi(\alpha_1 - x\beta) \\
 P(y = 1|x) &= P(y^* \leq \alpha_2|x) = P(\alpha_1 \leq x\beta + e \leq \alpha_2|x) = \Phi(\alpha_2 - x\beta) - \Phi(\alpha_1 - x\beta) \\
 P(y = 2|x) &= P(y^* \leq \alpha_3|x) = P(\alpha_2 \leq x\beta + e \leq \alpha_3|x) = 1 - \Phi(\alpha_3 - x\beta)
 \end{aligned} \tag{F}$$

onde $y = 1$ representa monopólio, $y = 2$, duopólio e Φ é a distribuição normal.

As estimativas dos coeficientes do modelo estão no Quadro 11. Todos os coeficientes são significativos a 10%, 5% ou 1%, com exceção do coeficiente da variável “Theil” (mas que foi mantida mesmo assim para considerar o efeito da distribuição de renda); além disso, todas as variáveis apresentam o sinal esperado.

Quadro 11: Resultados dos modelos de Probit ordenado para determinação de barreiras à entrada de novas concessionárias.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>mpessoas</i>	0,0000155 (***) (2,95e-06)	0,0000193(***) (3,17e-06)	0,0000196(***) (3,20e-06)	0,0000228(***) (3,63e-06)	0,0000225(***) (3,66e-06)
<i>y_cap</i>		0,007032(***) (0,0009614)	0,0065633(***) (0,0010124)	0,0073345(***) 0,0009838	0,0070018(***) (0,001052)
Theil			1,621457 (1,044764)		1,004655 (1,110083)
<i>adens</i>				-0,0003143(**) 0,0001498	-0,002671(*) (0,0001586)
α_1	1,257842 (0,1482535)	2,546358 (0,2488701)	3,354958 (0,5835764)	2,657618 (0,2605346)	3,142829 (0,599537)
α_2	1,960928 (0,1684994)	3,363532 (0,2751392)	4,174723 (0,5964521)	3,484323 (0,2866102)	3,969582 (0,6112228)
Log likelihood	-224,4045	-194,25998	-195,28166	-194,25998	-193,85019
Pseudo R ²	0,0643	0,1900	0,1857	0,1900	0,1917
Observações	313	313	313	313	313

Fonte: elaboração própria. (*): significativo a 10%. (**): significativo a 5%. (***) significativo a 1%. Os números em parênteses são desvios padrões.

A razão entre os coeficientes α_1 e α_2 e o coeficiente da variável *mpessoas* define as escalas S^M e S^D , isto é, os tamanhos da população urbana da maior cidade em uma microrregião que comportam zero, uma ou duas concessionárias. Nos modelos, conforme o Quadro 12, esses valores são de aproximadamente 81 mil e 126 mil (no modelo mais simples) e de 140 mil e 175 mil pessoas (no modelo completo), relativamente maiores do que as magnitudes observadas na realidade. De acordo com o banco de dados, a média da população urbana da maior cidade nas microrregiões que têm uma concessionária é de aproximadamente 47 mil pessoas, enquanto nas que têm duas concessionárias é de 60 mil. Entretanto, tomando-se o modelo completo, as proporções se mantêm, isto é, $S^M/S^D = \hat{S}^M / \hat{S}^D \approx 0,8$.

Quadro 12: Pontos-limite dos modelos de Probit ordenado.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Monopólio (S^M)	81.151	131.935	116.562	171.171	139.681
Duopólio (S^D)	126.511	174.276	152.821	212.996	176.426
(S^M/S^D)	0,64	0,76	0,76	0,80	0,79

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da Fenabreve e do Censo (IBGE, 2000)

Além dos valores de S^M e S^D , é preciso estimar *proxies* para os lucros variáveis V^D e V^M , a derivada do lucro não observável com relação à variável demográfica. Sabe-se que, no modelo probit, a mudança

marginal da variável latente com relação a mudanças nas variáveis independentes contínuas é obtido a partir de:

$$\frac{\partial p(x)}{\partial x_j} = g(x\beta)\beta_j, \text{ onde } g(z) = \frac{dG}{dz}(z) \text{ é a distribuição normal} \quad (\text{G})$$

No modelo probit ordenado, por sua vez, o efeito marginal das variáveis independentes contínuas é dado por:

$$\begin{aligned} \frac{\partial p_0(x)}{\partial x_k} &= -\beta_k \phi(\alpha_1 - x\beta) \\ \frac{\partial p_j(x)}{\partial x_k} &= \beta_k \phi(\alpha_j - x\beta) \quad , \text{ para } 0 < j < J \\ \frac{\partial p_j(x)}{\partial x_k} &= \beta_k [\phi(\alpha_{j-1} - x\beta) - \phi(\alpha_j - x\beta)] \end{aligned} \quad (\text{H})$$

Os efeitos marginais V^M e V^D foram calculados para a média dos valores de x , conforme os valores médios das variáveis apresentados no Quadro 10⁹. Os resultados dos efeitos marginais para monopólio e duopólio nas cinco especificações estão no Quadro 13. Nele se observa que a relação entre os efeitos marginais na especificação (4) é de 0,14. No modelo mais simples, esta relação é de 1,52, enquanto no modelo completo é de 0,28.

Quadro 13: Efeito marginal das variáveis independentes sobre a probabilidade de entrada nos modelos simples e completo.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Monopólio (V^M)	3,33E-06	4,21E-06	3,91E-06	7,84E-07	2,58E-06
Duopólio (V^D)	5,07E-06	3,14E-06	1,98E-06	1,10E-07	7,30E-07
(V^D/V^M)	1,52	0,75	0,51	0,14	0,28

Fonte: elaboração própria.

O modelo teórico pressupõe, seguindo as equações (6) a (8), que o lucro variável, tanto em monopólio quanto em duopólio, aumenta linearmente com a variável que representa o tamanho do mercado. No modelo empírico desenvolvido neste trabalho, o tamanho de mercado corresponde à variável “população urbana da maior cidade em uma microrregião” (*mpessoas*). Os efeitos marginais referentes à variável *mpessoas* em monopólio e em duopólio correspondem, respectivamente, às variáveis V^M e V^D no modelo teórico.

A razão entre esses efeitos marginais (V^D/V^M) nos modelos (4) e (5) está abaixo de 0,5 sugerindo, ao contrário de Bresnahan e Reiss (1990), que, no caso brasileiro, a competição reduziu a margem de monopólio, e que esta redução não foi compensada pelo aumento da margem decorrente da diferenciação de produto. Isto é, a entrada de uma segunda concessionária em uma microrregião teria significado, efetivamente, maior competição entre as concessionárias.

Multiplicando-se os pontos limites do modelo S^M e S^D pelos efeitos marginais V^M e V^D obtém-se F^M e F^D , respectivamente. As estimativas estão no Quadro 14. No modelo mais simples, essa razão é igual a 0,42, indicando que os custos de instalação de uma segunda concessionária seriam aproximadamente 140%

⁹ Utilizou-se a média das 313 observações, contendo 0, 1 ou 2 concessionárias (isto é, a primeira linha da tabela do Quadro 10).

maiores do que os da primeira. Assim como em Bresnahan e Reiss (1990), não se pode atribuir esse aumento dos custos diretamente a barreiras à entrada, seria necessário averiguar, por exemplo, se não ocorrem diferenças de custos associadas às marcas das concessionárias e montadoras.

Quadro 14: Razão entre os custos fixos de entrada em monopólio e em duopólio.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(F^M/F^D)	0,42	1,01	1,58	5,45	2,79

Fonte: elaboração própria.

Entretanto, a razão F^M/F^D na maioria dos modelos situa-se acima da unidade, sugerindo, também em oposição a Bresnahan e Reiss (1990), que, no caso brasileiro, os custos de entrada de uma segunda concessionária são *menores* do que os da primeira. Por exemplo, utilizando os dados e a especificação do modelo completo (modelo (5)), os custos de instalação de uma segunda concessionária são aproximadamente 0,36 vezes os custos da instalação da primeira. Em comparação com os resultados de Bresnahan e Reiss (1990), em quatro das oito especificações dos autores, o custo de entrada da segunda concessionária resultou entre 40% e 50% *maior* do que os da primeira.

5. Síntese, conclusões e implicações.

O objetivo deste estudo é o de estudar se a existência de uma concessionária em uma microrregião constitui barreira à entrada de uma segunda concessionária. Para tanto, organizou-se um banco de dados reunindo informações sobre a localização de concessionárias por microrregião e sobre características econômicas destas microrregiões, elaboradas a partir de dados da Fenabreve e dos microdados do Censo de 2000 do IBGE.

Em uma primeira etapa, foram identificadas oito variáveis que condicionam a existência e o número de concessionárias em uma microrregião: o logaritmo natural da população urbana da maior cidade de uma microrregião, o logaritmo natural do complemento da população de uma microrregião, o logaritmo natural da participação feminina, o adensamento (habitante por quilômetro quadrado), a distribuição de renda (medida pelo L de Theil), o logaritmo natural da renda domiciliar, o salário pago aos trabalhadores do setor administrativo de revendas de automóveis e a média etária em cada microrregião.

Em uma segunda etapa, adaptou-se modelo de Bresnahan e Reiss (1990) para o mercado de distribuição de automóveis brasileiros. As estimativas sugerem que os custos fixos da instalação de uma segunda concessionária em microrregiões monopolizadas parecem ser menores do que os custos fixos da instalação de uma primeira concessionária, sugerindo a inexistência de barreiras à entrada de novas concessionárias em mercados monopolizados.

Adicionalmente, o lucro variável de concessionárias em mercados de duopólios parece ser significativamente menor do que em mercados de monopólios. Este resultado sugere que o efeito do aumento da competição sobre o lucro é maior do que o efeito resultante da diferenciação do produto e serviço.

A eventual confirmação da inexistência de barreiras à entrada de novas concessionárias em mercados monopolizados implicará na conclusão de que a cláusula de exclusividade dos contratos de distribuição de

automóveis, segundo a qual concessionárias de automóveis não podem vender automóveis novos de outras marcas, não parece impor restrições importantes à ampliação da rede de concessionárias no país¹⁰.

Uma última advertência, entretanto, é que os resultados econométricos obtidos refletem um ponto particular no tempo em que ainda é muito forte a influência da entrada de novas montadoras na dinâmica desses mercados. A eventual adoção de políticas agressivas de distribuição por parte dessas novas montadoras, com a instalação de concessionárias obedecendo outros critérios que não o lucro econômico de curto prazo pode justificar a reduzida relação entre as variáveis que representam o crescimento dos lucros variáveis de duopólio e monopólio com relação ao tamanho do mercado.

6. Bibliografia

- Andrade, Thompson A. e Roberto Teixeira Alves (2003): “Distribuidoras de veículos vs. montadoras: condutas anticompetitivas e relações verticais”. In César Mattos: *A Revolução Antitruste no Brasil*. São Paulo, Editora Singular.
- Arbix, Glaucio e João Paulo Cândida Veiga (2003): *A distribuição de veículos sob fogo cruzado: em busca de um novo equilíbrio de poder no setor automotivo*. Endereço eletrônico: http://www.fenabreve.org.br/noticias/pdf/glaucio_arbix_montadoras.pdf. Última visita: 21 de dezembro de 2004
- Bresnahan, T. F. and Peter C. Reiss (1985): “Dealer and Manufacturer Margins”, *RAND Journal of Economics*, Vol. 16, Issue 2 (Summer, 1985), pp. 253-268.
- Bresnahan, T. F. and Peter C. Reiss (1990): “Entry in Monopoly Markets”. *The Review of Economic Studies*. Vol. 57, no. 4 (Oct.), 531-553.
- Cooper, Mark (2001): *A Roadblock on the information superhighway: anticompetitive restrictions on automotive markets*. Consumer Federation of America. Endereço eletrônico: <http://www.consumerfed.org/internetautosales.pdf>. Última visita: 05/05/2005.
- Cooper, Mark (2002): *Bringing New Auto Sales and Service into the 21st Century: eliminating exclusive territories and restraints on trade will free consumers and competition*. EUA, Consumer Federation of America. Endereço eletrônico: <http://www.consumerfed.org/autointernet.pdf>. Última visita: 05/01/2005.
- Cramer, J. S. (2001): *An Introduction to the Logit Model for Economists*. 2nd Edition. London, Tomberlake Consultants Ltd.
- Dobson, P. W. e M. Waterson (1996): *Vertical Restraints and Competition Policy*. London, Office of Fair Trading. (Research Paper #12).
- Goldbaum, Sérgio (2005): *Restrições Verticais no Setor Automotivo: Barreiras à entrada de Novos Concessionários*. SP, FGV-SP. (Tese de doutoramento).
- Griffiths, W. E., R. Carter Hill and George G. Judge (1993): *Learning and Practicing Econometrics*. NY, John Wiley & Sons, Inc.
- Helmets, H. O., C. N. Davisson e H. F. Taggart (1974). *Two studies in Automobile Franchising*. Ann Arbor, Michigan: Division of Research, Graduate School of Business Administration, The University of Michigan.

¹⁰ Veja, a esse respeito, Dobson e Waterson, 1996.

- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas (IBGE) (2000): *Microdados do Censo*.
- Mattos, César: *A Revolução Antitruste no Brasil: A Teoria Econômica Aplicada a Casos Concretos*. São Paulo, Editora Singular, 2003.
- McKinsey & Company and The Economist Intelligence Unit (2000): *Automotive Retailing in the New Millenium*.
- Merger and Competition Commission (MCC) (1992a): “Summary of the report on the supply of new motor cars within the UK”. Endereço eletrônico: http://www.competition-commission.org.uk/rep_pub/reports/1992/313newmotorv1.htm#summary. Última visita: 17 de dezembro de 2004.
- Pashigian, B. P. (1961): *The distribution of automobiles: an economic analysis of the franchise system*. Englewood Cliffs, NJ : Prentice Hall (Ford Foundation Doctoral Dissertation Serie).
- Pricewaterhouse & Coopers (1999): *Measuring the Automotive Retail Revolution*. Endereço eletrônico: www.pwcglobal.com/Extweb/pwcpublishations.nsf/docid/BD6A2CA16C65654F80256C77003CF30E Última Visita: 05/01/2005.
- Rogers, R. P. (1986): *The effect of State Entry Regulation on retail Automobile Markets*. Bureau of Economics Staff Report, U. S. Federal Trade Comission.
- Smith II, Richard (1982): “Franchise Regulation: An Economic Analysis of State Restrictions on Automobile Distribution”. *Journal of Law and Economics*, vol. XXV (April 1982), pp. 125-157.
- Wooldridge, J. M. (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA, MIT Press.