



UNIVERSIDADE
FEDERAL DO CEARÁ

42



SÉRIE
ESTUDOS ECONÔMICOS CAEN

Simulando Efeitos de Fusões sobre Equilíbrio de Preços: Um Estudo para o Mercado Brasileiro de Automóveis

Vitor Hugo Miro
Sérgio Aquino de Souza

FORTALEZA • AGOSTO • 2021

SIMULANDO EFEITOS DE FUSÕES SOBRE EQUILÍBRIO DE PREÇOS: UM ESTUDO PARA O MERCADO BRASILEIRO DE AUTOMÓVEIS

Vitor Hugo Miro*
Sérgio Aquino de Souza**

RESUMO

Este artigo apresenta uma análise de simulação de fusões no mercado brasileiro de automóveis. O objetivo central da análise é computar os efeitos de fusões no equilíbrio de preços. Os resultados do equilíbrio pós-fusão são simulados sob algumas suposições do lado da demanda e da oferta. Os resultados do exercício de simulação confirmam os aumentos esperados nos preços dos produtos. Este resultado é condizente com a expectativa de que as fusões implicariam em aumentos de preços de mercado e, sem ganhos de eficiência econômica, podem impor perdas para os consumidores.

Palavras chave: Análise antitruste, simulação de fusões, Estimacão de demanda, Nested Logit, Mercado brasileiro de Automóveis.

ABSTRACT

This paper presents an analysis of mergers simulation on the Brazilian automobile market. The central objective is computing the effects of a merger in the equilibrium price. Postmerger equilibrium outcomes are simulated under some assumptions on the demand and the supply sides. The results confirm the expected increase in prices. This result is suitable with the expectation that the mergers would implicate in increases of market prices and, without increases of economical efficiency, they can impose losses for the consumers.

Key words: Antritrust analyzis, Merger simulation, Demand estimation, Nested Logit, Brazilian Automobiles Market.

JEL code: C35, L13, L40

*Professor do Departamento de Economia Agrícola/UFC

** Professor Associado do DTE-UFC e CAEN-UFC. E-mail: srgdesouza@gmail.com

1. Introdução

A análise de fusões e aquisições tem sido muito beneficiada com a incorporação dos avanços metodológicos da econometria em estudos industriais empíricos. Na análise antitruste e de defesa da concorrência, a modelagem econômica compõem parte fundamental da análise de atos de concentração, pois permite investigar em que medida efeitos de uma fusão (ou aquisição) podem reduzir o bem-estar dos consumidores.

Uma abordagem relativamente nova e que tem sido usada com destaque na avaliação de efeitos unilaterais é a simulação de fusões, que visa prever os efeitos de fusões horizontais sobre os preços em mercados. Amparada em modelos estruturais de concorrência oligopolista, a aplicação de técnicas de simulação tem sido pertinente em diversos casos analisados por agências de defesa da concorrência e regulação (WEISKOPF, 2003).

Sob a égide desta abordagem, o estudo aqui apresentado se propõe a analisar o mercado de automóveis brasileiro. A escolha deste mercado automobilístico justifica-se por este apresentar características que proporcionam não apenas uma análise típica de Organização Industrial, mas também a aplicação dos novos métodos econométricos incorporados na análise de mercados. Pode-se destacar a estrutura de oferta oligopolizada, uma demanda unitária altamente diferenciada e a conseqüente correlação entre preços (endógenos) e características não-observáveis (pelo pesquisador) do produto e dos agentes (firmas e consumidores), sendo essas duas últimas características de grande interesse para a análise econométrica aqui proposta.

De forma mais específica, o presente trabalho levará em consideração o problema da estimação dos parâmetros de demanda e de oferta para o mercado automobilístico brasileiro. O objetivo é aplicar os resultados das estimações em um exercício de simulação com o intuito de mensurar variações nos preços e nas quantidades produzidas que, por sua vez, exercem efeitos diretos sobre o bem-estar de consumidores. Assim, a análise simula fusões entre as quatro maiores empresas do mercado de automóveis nacional com vistas a observar esses efeitos.

Para a estimação dos parâmetros de demanda foram empregados modelos da classe *logit* conforme o artigo de Berry (1994)¹. Essa forma permite que uma função de utilidade indireta seja tratada através de métodos econométricos tradicionais.

No lado da oferta, foram estimados os custos marginais e *markups* para cada um dos produtos, calibrando os parâmetros de demanda estimados nas condições de primeira ordem do problema de maximização do lucro das firmas. Seguindo a grande maioria dos trabalhos sobre o tema, supõe-se que firmas multiprodutos agem de acordo com um jogo Bertrand, onde as firmas escolhem preços.

Utilizando os resultados dos modelos estimados, uma análise de equilíbrio parcial foi motivada pelo exercício de simulação e aplicada a investigação dos efeitos da mudança na estrutura do mercado sobre preços e quantidades de equilíbrio.

O presente trabalho possui, além desta introdução, quatro seções. Na segunda seção são apresentados alguns aspectos do mercado de automóveis brasileiro. A seção três faz uma breve revisão sobre o uso de simulações em análise de fusões, uma revisão teórica sobre as especificações dos modelos empregados na estimação da demanda e aspectos do lado da oferta que serão úteis na estimação dos custos marginais. Também são discutidos os aspectos metodológicos do modelo econométrico utilizado e da simulação a ser realizada

A seção quatro comenta a fase de coleta dos dados e os resultados das estimações e das simulações. E finalmente, na última seção são apresentadas as considerações finais e conclusões do trabalho.

2. O Mercado de Automóveis no Brasil

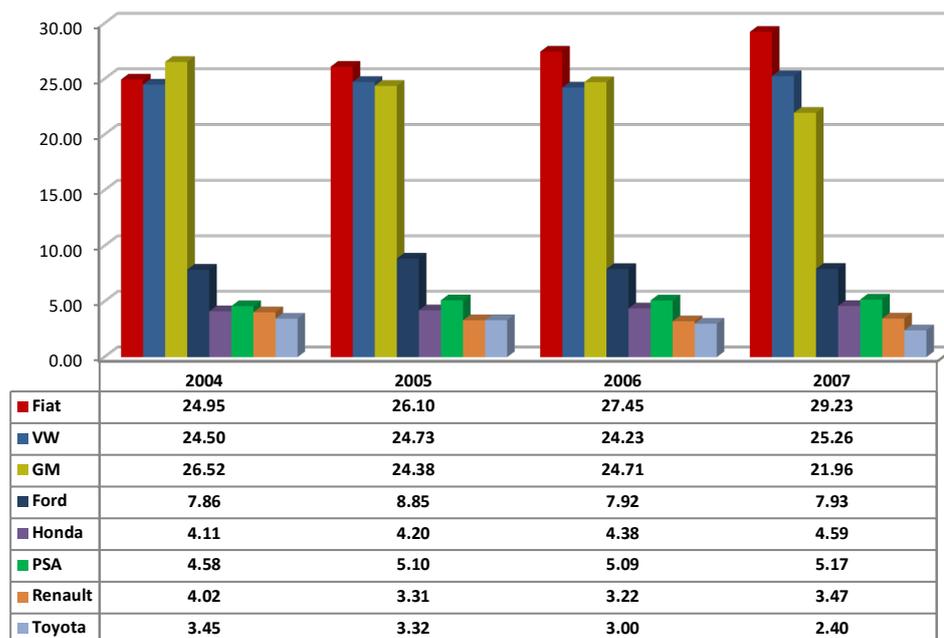
Quanto a sua estrutura, o mercado de automóveis é caracterizado como um oligopólio, sendo que em 2008 apenas oito montadoras fabricavam e atuam no mercado de automóveis nacionais. São elas: Chevrolet (*General Motors-GM*), Ford, Volkswagen, Fiat, Toyota, Honda, Renault e PSA Peugeot-Citroën. Apesar do acirramento da concorrência dos importados a partir da década de 1990, os automóveis nacionais sempre representaram uma fatia nas vendas do mercado próxima a 80%. A Figura 1 apresenta dados referentes à participação destas empresas nas vendas no mercado de automóveis nacionais no período 2004-2007.

Dentro do mercado de modelos nacionais também pode ser considerada uma relativa concentração das vendas. Em 1997, o índice de concentração C4 indicava que

¹ Modelos *logit* já são incorporados em análises aplicadas por instituições de defesa da concorrência, podendo se destacar o *Antitrust Logit Model* utilizado pelo Departamento de Justiça norte-americano.

aproximadamente 99% das vendas de automóveis nacionais estavam concentradas em quatro grandes empresas. E apesar da instalação de novas montadoras no país no final dos anos de 1990 e início dos anos 2000, as novas empresas ainda não haviam atingido o volume de vendas daquelas aqui instaladas anteriormente. Observou-se, em 2004, um C4 de 83,8% e de 84,3% em 2007.

Figura 1: Participação das empresas nas vendas no mercado de automóveis – modelos nacionais, 2004-2007



Fonte: ANFAVEA (2008)

No entanto, o mercado de automóveis é bastante segmentado. Algumas empresas atuam no mercado de nacionais apenas nos segmentos voltados para classes de maior poder aquisitivo, ofertando carros com equipamentos mais modernos e com melhor acabamento. Da mesma forma, outras empresas concentram a grande parte de suas vendas em automóveis populares.

A configuração atual do mercado foi estabelecida em grande parte pelas transformações ocorridas na década de 1990, marcada pela liberalização das importações, que acompanhada por redução nas alíquotas de impostos que incidiam sobre os automóveis, promoveu a entrada de modelos importados no mercado brasileiro. O Plano Real estabelecido em 1994, também exerceu impactos sobre o mercado de automóveis, não só ao promover a estabilidade de preços, mas também pela maior disponibilidade de crédito que impulsionou o consumo de bens duráveis.

No âmbito setorial, diversos acordos foram firmados objetivando desenvolver o parque industrial automobilístico nacional e aprimorar as relações de comércio exterior (principalmente acordos bilaterais e no Mercosul). O Acordo Automotivo de 1993 promoveu o fomento ao “carro popular”. Já o chamado Regime Automotivo de 1995 reduziu as tarifas de importação e promoveu benefícios fiscais para que as empresas instaladas no Brasil mantivessem suas plantas no país e novas empresas começassem a produzir em território nacional. Desta forma, na segunda metade da década de 90, novas montadoras se instalaram no país e as já existentes construíram novas e modernas plantas. O mercado tornou-se mais diversificado e dinâmico.

A segunda metade dessa década também foi caracterizada por crises financeiras internacionais que afetaram o balanço de pagamentos brasileiro e as contas fiscais do governo, ameaçando em diversos momentos os incentivos tributários oferecidos. A crise asiática, por exemplo, refletiu fortemente no lado fiscal e o governo viu-se obrigado a aumentar a receita tributária, refletindo em aumentos nas alíquotas sobre os automóveis. As vendas passaram a cair, e só foram revertidas após novos acordos assinados em 1998 e 1999 promovendo uma reforma na estrutura tributária do setor (FIUZA, 2001).

Nos últimos anos o setor também tem se destacado por promover inovações e induzir a renovação da frota. Uma delas foi o advento de veículos equipados com o dispositivo *flex-fuel*, em 2003, que permite que os veículos funcionem com gasolina, álcool ou uma mistura dos dois combustíveis. Nos anos de 2005, 2006 e 2007, verificou-se um grande crescimento do mercado de automóveis no Brasil, com recordes de vendas em 2007, quando 1,975 milhões de unidades foram vendidas.

No segundo semestre de 2008, uma crise financeira internacional atingiu diversas economias e setores. O mercado de automóveis foi impactado diretamente, e algumas das grandes empresas, principalmente as americanas, se encontraram em situação financeira delicada. O momento mais crítico foi caracterizado pelos pedidos de concordata pela Chrysler em abril de 2009 e pela *General Motors* no início de junho do mesmo ano.

No Brasil, os impactos da crise foram em certa medida minimizados pela dinâmica do mercado interno. A redução das taxas de juros e de impostos como o IPI, postas em prática por um pacote de política econômica para combater os efeitos da crise financeira na economia brasileira, manteve o mercado interno aquecido, dando fôlego para o mercado automobilístico. Mesmo com a desaceleração nas vendas, o ano de 2008 fechou com recorde de vendas, superando 2 milhões de unidades vendidas e anúncios de investimentos por parte das montadoras instaladas no país.

3. Revisão Teórica e aspectos metodológicos

3.1. A simulação na análise antitruste

A prática da simulação é cada vez mais difundida na análise antitruste. As simulações buscam responder questões primordiais relacionadas ao grau de concentração do mercado e ao novo equilíbrio de preços da indústria. Apesar do cerne da análise antitruste se encontrar nos chamados “guias de análise” (*guidesline*), muitos destes documentos ainda não demonstraram como responder estas questões.

Os métodos de simulação também foram beneficiados com a incorporação de desenvolvimentos na análise econômica e com os avanços da econometria aplicada. Passaram então a constituir uma abordagem para fazer previsões de cenários pós-fusão usando informações das condições de mercado pré-fusão, e assumindo suposições sobre o comportamento de firmas e consumidores.

Segundo Werden e Froeb (1994) o uso de técnicas de simulação constitui uma forma de complementar a abordagem econométrica e as técnicas tradicionais de análise. Os autores demonstraram a aplicação de métodos de simulação para calcular efeitos sobre preços e bem-estar no mercado de chamadas telefônicas interurbanas nos Estados Unidos. A demanda foi estimada com o uso de um modelo *logit* com dados de preços e *market shares* das firmas no cenário observado pré-fusão.

No lado da oferta, supondo um modelo de Bertrand para o comportamento das firmas, Werden e Froeb obtiveram os custos marginais e adotaram a hipótese de ausência de economias de custo, alterações na qualidade dos produtos ou reposicionamento de marcas e assim, calculam o novo nível de preços de equilíbrio pós-fusão. A tendência é de que os preços de todos os produtos do mercado aumentem com a fusão, mas a magnitude destes aumentos é variável entre os produtos. O que vai determinar a magnitude destes aumentos são os custos marginais (lado da oferta) e as elasticidades-preço próprias e cruzadas obtidas do lado da demanda.

Em virtude da internalização da concorrência, espera-se que os preços aumentem em uma proporção maior para os produtos das firmas fusionadas. Mas também deve-se considerar que, se a função de melhor resposta das firmas rivais é crescente no preço, a fusão também permite um aumento de preços por parte das concorrentes, embora em menor magnitude. Este aumento será maior para as concorrentes com maior participação de mercado (WERDEN E FROEB, 1994).

Outro fato importante é que se as firmas fusionadas forem de tamanhos diferentes, a fusão apresentará efeitos assimétricos com os preços dos produtos da firma menor aumentando em proporção maior. Já para o caso das firmas não fusionadas, a fusão provoca um aumento médio dos preços no mercado, embora o efeito seja tipicamente fraco. Nesse caso os efeitos sobre preços também ocorrem de forma diferenciada de acordo com o tamanho das firmas, pois firmas menores aumentarão preços em proporção maior do que as firmas maiores (WERDEN E FROEB, 1994).

Weiskopf (2003) afirma que a maioria das simulações adota um jogo estático, não-cooperativo, com o esquema de Bertrand com o mercado oligopolista e com diferenciação produtos. O emprego deste tipo de modelagem é comum em função da suposição de que a variável estratégica das firmas é o preço e a estrutura de mercado oligopolista parece ser a mais comum na maioria dos mercados.

Além de suposições sobre o comportamento dos agentes, a análise de simulação também requer hipóteses sobre o comportamento dos custos no cenário pós-fusão, que constitui um aspecto central da análise. É comum a suposição de que, apesar da competição induzir as firmas a operarem sob formas eficientes de produção, as fusões podem ter impactos positivos sobre a eficiência ao permitir que duas firmas explorem melhor os ativos que possuem e reduzam seus custos marginais para um dado nível de produção e qualidade. A redução no custo marginal da firma fusionada pode permitir a redução nos preços, aumento dos investimentos em qualidade ou desenvolvimento de novos produtos, e assim, aumentar o bem-estar de consumidores.

Um arcabouço teórico que fundamenta este tipo de análise de fusões horizontais foi concebido por Williamson (1968)², que demonstra a necessidade de se avaliar de forma balanceada a redução na competitividade do mercado contra a possibilidade de aumentos de produtividade a partir da fusão.

Supondo inicialmente uma indústria competitiva com preço igual ao custo marginal, Williamson demonstra um *trade-off* em que, se a fusão provê ganhos de eficiência e redução de custos, pode-se evidenciar uma situação em que não existe perdas de bem-estar. Se a hipótese de ausência de ganhos de eficiência em custos é assumida, certamente os preços irão aumentar e uma perda de bem-estar será imposta aos consumidores. O autor também afirma que, no caso de uma estrutura de mercado oligopolizada, com um preço fixado acima do custo

² Williamson, O.E. (1968). Economies as an antitrust defense: The welfare tradeoffs. *American Economic Review* 58, 407–426. Citado por Whinston (2007).

marginal, pequenas mudanças de preço podem causar reduções significativas de bem-estar. Assim, análises fundamentadas em um modelo estático de concorrência oligopolista, com a ausência de ganhos de eficiência, os preços certamente aumentaram com a fusão.

De maneira geral, a análise de simulação é realizada em dois estágios (WEISKOPF, 2003). O primeiro estágio ocupa-se da estimação econométrica da demanda que irá prover elasticidades próprias e cruzadas para os bens no mercado pré-fusão. No segundo, assumimos uma competição baseada em preços de acordo com um modelo de Bertrand. Neste estágio, são derivadas as condições de primeira ordem do problema de maximização dos lucros das firmas que irão se alterar após a fusão. Na simulação, a solução de equilíbrio pós-fusão deve ser consistente com estes efeitos.

Sendo a demanda estimada econometricamente, a relação entre preços e quantidades será refletida na curva de demanda e sua forma funcional irá impor certas suposições sobre o relacionamento de preços e quantidades afetando diretamente os resultados da simulação. Uma das críticas ao método proposto por Werden e Froeb se refere às limitações presentes na especificação da demanda *logit* que, por ventura, vem passando por diversos desenvolvimentos de forma a contornar tais problemas como os propostos por Berry (1994) e BLP (1995).

Diversos trabalhos aplicam técnicas de simulação seguindo o proposto por Werden e Froeb (1994). O estudo de Nevo (2000) aplica a análise de simulação em complemento à estimação econométrica da demanda e dos custos marginais, com o objetivo de avaliar os efeitos competitivos de cinco fusões no mercado de cereais matinais.

O trabalho de Ivaldi e Verboven (2005) também aplica a análise de simulação tendo a visão de que esta funciona como um método complementar às práticas de análises tradicionais. Esses autores aplicam as técnicas de estimação de demanda e oferta e calculam variações em medidas tradicionais de bem-estar em função das modificações do poder de mercado das firmas na indústria europeia de caminhões.

No Brasil, técnicas semelhantes foram empregadas por Vassalo (2007) que utiliza simulação para obter preços após fusões na indústria brasileira de transporte aéreo. Esse trabalho também relaxa a hipótese de qualidade constante dos produtos pré e pós-fusão bastante comum nos modelos tradicionais.

3.2. Estimação da demanda

Os trabalhos de Berry (1994) e BLP (1995) apresentam um desenvolvimento importante na aplicação de modelos de escolha discreta empregados na estimação de equações de demanda. Os autores oferecem um embasamento teórico voltado para a análise de mercados oligopolizados com diferenciação de produtos e aponta que a presença de características não-observáveis implica na endogeneidade dos preços.

De acordo com esses trabalhos, os modelos de escolha discreta também oferecem uma solução para o problema da dimensionalidade. No caso de um mercado com 300 modelos de automóveis, tornar-se-ia necessário estimar 90 mil elasticidades-preço, gerando problemas de identificação nos modelos. O problema de dimensionalidade é resolvido projetando-se os produtos em um espaço de características; reduzindo um problema de dimensão igual ao quadrado do número de produtos para um problema de dimensão dada pelo número de características consideradas (De SOUZA, 2009).

Os modelos de escolha discreta são derivados a partir da suposição de maximização de utilidade por parte dos consumidores. Cada consumidor i deve escolher produtos que pertencem a um conjunto de J alternativas mutuamente exclusivas. A utilidade dos I consumidores é descrita por características próprias de cada consumidor e características dos produtos, incluindo os preços destes. Pode-se então definir a utilidade percebida pelo consumidor i em relação ao produto j da seguinte forma:

$$U_{ij} = f(x_j, \xi_j, p_j, v_i, \theta_d) \quad (1)$$

O consumidor escolhe a alternativa que provê o maior nível de utilidade, ou seja, escolhe a alternativa j se e somente se: $U_{ij} > U_{ik}$, para j e $k \in J$ e $j \neq k$.

Nesta especificação x_j representa um vetor de características dos produtos, comum para todos os consumidores; p_j representa o preço do produto j ; v_i refere-se a características próprias de cada indivíduo i , características estas que geram as suas preferências; e θ_d representa o vetor de parâmetros a ser estimado. A inovação fica por conta da introdução do termo ξ_j que representa características dos produtos que não são observadas pelos pesquisadores (econometristas). O termo é suposto ser uma variável aleatória possuindo um valor esperado igual a zero, $E[\xi_j | x_j] = 0$, e uma variância finita (HUSE e SALVO, 2005).

A utilidade indireta condicional obtida pelo consumidor i na compra do produto j , u_{ij} , é considerada linear nas características do produto e expressa pela soma de um componente

determinístico e um componente estocástico, $u_{ij} = \delta_j + v_{ij}$, onde $\delta_j = -\alpha p_j + \beta x_j + \xi_j$ é o nível médio de utilidade do produto j .

Desenvolvendo a expressão para o modelo *logit* obtemos a probabilidade do consumidor i adquirir o bem j . Mais do que isso, essa expressão oferece uma forma de descrever a participação de cada produto no mercado, seu *market share*, dada por:

$$s_j = \text{Prob}(y_i = j) = \frac{\exp(\delta_j)}{\sum_{k=0}^J \exp(\delta_k)} \quad (2)$$

Esta forma de expressar o *market share* torna-se útil no contexto em que a estimação dos parâmetros do modelo é realizada com o emprego de dados agregados (em nível de mercado). Em um contexto em que se encontram indisponíveis dados relativos à demanda individual, essa especificação para o *market share* torna possível a estimação da demanda por meio de dados agregados por produtos. Assim, denotado a quantidade demandada do bem j por q_j e o tamanho do mercado por M pode-se escrever a quantidade demanda agregada por esse bem da seguinte forma:

$$q_j = M \cdot \frac{\exp(\delta_j)}{\sum_{k=0}^J \delta_k} \quad (3)$$

Também é necessário definir um bem externo (*outside good*) que corresponde à escolha de não adquirir nenhum dos produtos ofertados no mercado em consideração. Caso não haja um bem externo, ter-se-ia um estudo de demanda condicional à compra de um dos bens internos, o que é indesejável. Uma normalização comumente usada sem perda de generalidade para a análise é a suposição de que a escolha pelo bem externo dará ao consumidor utilidade média zero. Assim, tem-se que o *market share* do bem externo é dado por:

$$s_0 = \frac{1}{1 + \sum_{k=1}^J \exp(\delta_k)} \quad (4)$$

Podendo-se definir:

$$s_j = s_0 \cdot \exp(\delta_j) \quad (5)$$

Agora basta aplicar a transformação logarítmica sobre essa equação para obter uma expressão linear nos parâmetros do seguinte modo:

$$\ln s_j - \ln s_0 = -\alpha p_j + X_j \beta + \xi_j \quad (6)$$

, onde α e β são os parâmetros a serem estimados. Também a partir da expressão de *market share* dada pela equação (2), pode-se obter as elasticidades-preço próprias e cruzadas dos bens do mercado investigado. A *elasticidade-preço* da participação do bem j com relação ao preço do bem k é definida como:

$$\eta_j = \frac{\partial s_j}{\partial p_k} \cdot \frac{p_k}{s_j}$$

Aplicando a regra do quociente na derivação e substituindo s_j , obtemos

$\frac{\partial s_j}{\partial p_k} = -\alpha \cdot s_j (1 - s_j)$ e a elasticidade-preço $\eta_{jj} = -\alpha \cdot p_j (1 - s_j)$, para o caso em que $j=k$. E da

mesma forma, temos $\frac{\partial s_j}{\partial p_k} = -\alpha \cdot s_j \cdot s_k$ e a elasticidade-preço $\eta_{jk} = -\alpha \cdot p_k (1 - s_k)$, para o caso

em que $j \neq k$.

A partir destas elasticidades nota-se que os efeitos de substituição entre os produtos resultam apenas das participações de mercado dos produtos, não dependendo diretamente das características desses. Esse fato resulta em padrões de substituição irrealistas, pois sob este padrão de elasticidades é importante notar que dois produtos de nichos de mercado diferentes podem ter as mesmas elasticidades-preço cruzadas em relação a um terceiro produto qualquer no mercado.

Os padrões de substituição irrealistas surgem em decorrência da hipótese de “Independência das Alternativas Irrelevantes” - *Independence of Irrelevant Alternatives* (IIA)³. A propriedade de IIA supõe que os distúrbios são independentes e homoscedásticos, o que faz com que os atributos não-observados das alternativas sejam independentes, o que não necessariamente é uma hipótese realista (HUSE e SALVO, 2005).

Outro problema, apontado por Huse e Salvo (2005), é que a forma funcional *logit* também impõe que as elasticidades dependem diretamente do preço dos produtos. Dessa forma, valores elevados de p levam a elasticidades também elevadas e também resulta em um *markup* maior para produtos com preços menores.

Uma solução parcial para este problema é a atribuição de grupos ou classes (*nests*) onde se agrupariam produtos com características semelhantes. Assim, cada consumidor escolhe inicialmente uma classe e então seleciona dentro desta classe um modelo ou uma nova

³ MCFADDEN, D. Conditional logit analysis of qualitative choice Behavior. In: ZAREMBKA, P. (Ed.), *Frontiers of econometrics*. New York: Academic Press, 1973. p.105-142.

subclasse. Modelos que adotaram essa estrutura de escolha são denominados como *nested logit*, *logit* agrupado ou *logit* hierárquico.

No modelo *nested logit*⁴ a decisão de compra de um consumidor pode ser sistematizada como em uma árvore de decisão, onde as escolhas são realizadas em níveis ou por grupos. O primeiro nível é com certeza a escolha entre adquirir um bem no mercado em estudo, no caso um automóvel, ou um bem exterior, que poderia ser qualquer outra opção de transporte, por exemplo. Tendo decidido pela compra de um automóvel, o nível subsequente consiste em, digamos, escolher o tamanho do automóvel e, a partir daí, a sua marca, o tipo de combustível e assim, sucessivamente.

Uma das principais justificativas para se utilizar um *nested logit* é o reconhecimento de que as variâncias (e desvios-padrão) dos componentes do erro aleatório na expressão da utilidade são diferentes entre grupos de alternativas no conjunto de escolha dos consumidores.

Nesta forma de modelagem a estrutura de utilidade é a mesma apresentada anteriormente. Temos que a utilidade do consumidor i ao adquirir a alternativa j é dada por $u_{ij} = \delta_j + v_{ij}$. No entanto, temos agora que o termo v_{ij} pode ser decomposto do seguinte modo:

$$v_{ij} = \zeta_{ig} + (1 - \sigma)\varepsilon_{ij} \quad (7)$$

Assim temos a seguinte função utilidade indireta condicional do indivíduo i :

$$u_{ij} = \delta_j + \zeta_{ig} + (1 - \sigma)\varepsilon_{ij} \quad (8)$$

O primeiro termo aleatório ζ_{ig} representa o efeito de “choques” que afetam todos os produtos de um determinado grupo g e sua distribuição depende do parâmetro σ ($0 \leq \sigma < 1$)⁵. O segundo termo aleatório ε_{ij} é assumido identicamente e independentemente distribuído de acordo com uma distribuição de valor extremo.

De acordo com Berry (1994), a expressão (8) pode ser interpretada como um modelo de coeficientes aleatórios ζ_{ig} , onde esses coeficientes operam apenas em variáveis *dummy* específicas. Definindo-se d_{jg} como uma variável *dummy* tomando o valor 1 quando j pertence ao grupo g , podemos escrever (8) da seguinte forma:

$$u_{ij} = \delta_j + \sum_g [d_{jg} \cdot \zeta_{ig}] + (1 - \sigma)\varepsilon_{ij} \quad (9)$$

⁴ BEN-AKIVA, M. *Structure of passenger travel demand models*. MIT, 1973. Citado por Huse e Salvo (2005).

⁵ Conforme o valor de σ aproxima-se de 1, a correlação dos níveis de utilidade dentro do grupo tende a 1 e, conforme seu valor se aproxima de 0, tal correlação tende a 0 (HUSE e SALVO, 2005).

Ainda de acordo com Berry (1994), assumindo uma forma funcional para a função utilidade e assumindo que v_{ij} tem uma distribuição de valor extremo⁶ pode-se obter uma forma fechada para a função de *market share*. Assim, o *market share* do carro j de um determinado grupo g é dada por:

$$s_{j/g} = \frac{e^{\delta_j/(1-\sigma)}}{D_g} \quad (10)$$

, onde $D_g = \sum_{j \in J_g} e^{\delta_j/(1-\sigma)}$. O *market share* do grupo g é dado por

$$s_g = \frac{D_g^{(1-\sigma)}}{\sum_g D_g^{(1-\sigma)}} \quad (11)$$

E a fatia de mercado do carro j no mercado é dada por:

$$s_j = s_{j/g} \cdot s_g = \frac{e^{\delta_j/(1-\sigma)}}{D_g^\sigma \sum_g D_g^{1-\sigma}} \quad (12)$$

Seguindo Berry (1994), da mesma forma que no modelo *logit* convencional, a equação (12) pode ser invertida e transformada em uma equação de demanda estimada:

$$\ln s_j - \ln s_0 = -\alpha p_j + X_j \beta + \sigma \ln s_{j/g} + \xi_j \quad (13)$$

, onde s_0 é a proporção de consumidores que escolhem a alternativa externa (ou seja, não comprar um carro) e α , β , σ são os parâmetros a serem estimados.

Também a partir da equação para o *market share* do produto j , dada pela expressão (12), pode-se obter a *elasticidade-preço* da participação do bem j com relação ao preço do bem k . As elasticidades-preço no modelo *nested logit* para o efeito próprio são definidas por:

$$\eta_{jj} = -\alpha \cdot p_j \left[s_j + \frac{1}{1-\sigma} + \frac{\sigma \cdot s_{j/g}}{1-\sigma} \right] \quad (14)$$

As elasticidades cruzadas, por sua vez, levam em consideração os produtos do mesmo *nest*. Esse fator contribui para reduzir a propriedade de IIA e calcular elasticidades-preço mais aceitáveis. As elasticidades cruzadas para bens de um mesmo *nest* são dadas por:

$$\eta_{jk} = \alpha \cdot p_k \left[s_k + \frac{\sigma \cdot s_{k/g}}{1-\sigma} \right], \text{ com } k \text{ e } j \text{ pertencendo ao mesmo grupo.} \quad (15)$$

⁶ Cardell mostra que se ε possui uma distribuição de valor extremo, então o termo $[\zeta + (1-\sigma)\varepsilon]$ também possui esta forma de distribuição [Cardell (1991) *apud* Berry (1994)].

E as elasticidades dos produtos de *nest* diferentes são calculadas usando a seguinte expressão:

$$\eta_{jk} = \alpha \cdot p_k \cdot s_k, \text{ com } k \text{ e } j \text{ não pertencendo ao mesmo grupo.} \quad (16)$$

Apesar de combinar a tratabilidade do modelo *logit* tradicional com padrões de substituição mais flexíveis e realistas, no *nested logit* a IIA persiste para produtos dentro do mesmo *nest*. Também convém ainda ressaltar que a divisão dos produtos em grupos é um tanto arbitrária, e a hipótese de choques *i.i.d.* intra-ramo, passível de críticas. Além do problema da arbitrariedade da escolha dos elementos constituintes de cada estágio, deve-se atentar para o tamanho dos ramos de um dado estágio. Ainda assim, o *nested logit* se apresenta como uma boa alternativa de estimação se baseando na idéia de que algumas das características de produtos em um mesmo mercado estejam correlacionadas — por exemplo, potência e dimensões do carro (HUSE e SALVO, 2005).

3.3. Estimação com variáveis instrumentais

Se consumidores e firmas conhecem as chamadas características não-observadas, ξ_j , uma suposição adequada é a de que as firmas levam em consideração esse termo na formação dos preços. Dessa forma, ao supor que características não-observadas possuem média condicional zero e variância finita, deve-se considerar que essa independência na média não é válida em relação ao preço e temos que $E[\xi_{jt} | p_{jt}] \neq 0$.

Adicionalmente, devido à especificação de Bertrand-Nash, as fatias de mercado e os preços são simultaneamente determinados em equilíbrio, gerando endogeneidade para as fatias de mercado também (FERRAZ, SEROA DA MOTTA E FIUZA, 2001).

Para resolver esses problemas de simultaneidade são utilizadas técnicas de variáveis instrumentais.

Vários instrumentos são sugeridos na literatura. Berry, Levinsohn e Pakes (1995) propõem variáveis instrumentais baseadas em características dos produtos e “deslocadores” de custos ou oferta. A intuição é a de que na medida em que a relação de oferta se desloca exogenamente, esta traça (ou identifica) a curva de demanda. A premissa identificadora é que tais instrumentos não estejam correlacionados com os choques de demanda não-observados.

O problema do uso de deslocadores de oferta é que, na melhor das hipóteses, os dados disponíveis são ao nível da indústria ou mercado (por exemplo, preços de fatores), não havendo variação no nível dos produtos (HUSE E SALVO, 2005). Porventura, em modelos de produtos diferenciados em que as características são tratadas como exógenas, pode-se utilizar funções

das características como outra classe de instrumentos a ser utilizada. Com a suposição de independência condicional entre as características não-observadas e as características observadas, qualquer função genérica obtida a partir das características observadas pode ser usada como instrumento. Classes muito comuns de instrumentos gerados dessa forma são as somas das características dos automóveis produzidos pela mesma firma e pelas rivais. Além desses, também podem ser usadas as somas das características dos produtos pertencentes ao mesmo grupo e dos produtos fora do grupo, bem como o número de produtos dentro e fora dos grupos tal como em Ferraz, Seroa da Motta e Fiuza (2001).

3.4. O lado da Oferta

O lado da oferta consiste estimar os custos marginais e *markups* para cada um dos produtos. Desta forma, dados os preços e as fatias de mercado pode-se estimar a lucratividades das firmas. No entanto, deve-se atentar que os custos marginais, e conseqüentemente os *markups*, para cada modelo de automóvel não são observáveis.

Para estimar os *markups* e custos marginais supõe-se firmas multiprodutos que agem de acordo com um esquema de Bertrand-Nash, que pode ser considerado mais adequado em um mercado com estrutura oligopolista e produtos diferenciados. Neste esquema, as empresas possuem a prerrogativa de determinarem suas estratégias competitivas com base na decisão dos preços de seus produtos.

De acordo com o modelo, cada empresa f produz um subconjunto \mathfrak{S}_f do conjunto composto por $j = 1, \dots, J$ produtos diferentes. A função de lucro da firma f é dada por:

$$\pi_f = \sum_{j \in \mathfrak{S}_f}^F (p_j - cmg_j) s_j(p) M \quad (17)^7$$

Onde p_j é o preço de j e cmg_j é o custo marginal da produção de j . A quantidade produzida, q_j , é definida como $q_j = s_j(p) \cdot M$, onde s_j é a fatia de mercado do produto j e M é o tamanho do mercado.

Dessa forma cada firma determina o nível de preços de seus produtos para maximizar os lucros de todos os produtos. A condição de primeira ordem do problema de maximização em relação ao preço na expressão (17) mostra que cada firma iguala o preço ao custo marginal mais um *markup*:

⁷ A rigor a equação também incorpora os custos fixos da produção, mas a omissão deste componente não gera prejuízos para a análise em questão.

$$s_r(p) + \sum_{r \in \mathfrak{S}_j}^F (p_r - cmg_r) \frac{\partial s_r(p)}{\partial p_j} = 0 \quad (18)$$

Agrupando as condições de primeira ordem para os J produtos, obtemos um sistema de condições de primeira ordem que geram os *markups* para cada produto. Essas condições podem ser transformadas em J equações de preço.

De acordo com Berry, Levinsohn e Pakes (1995), define-se uma matriz $J \times J$, Δ , na qual cada elemento (j, k) é dado por:

$$\Delta_{jk} \begin{cases} -\frac{\partial s_j(p)}{\partial p_j}, & \text{se } k \text{ e } j \text{ são produzidos pela mesma firma.} \\ 0, & \text{se } k \text{ e } j \text{ são produzidos por firmas diferentes.} \end{cases} \quad (19)$$

Para construir essa matriz, no caso de firmas multiproduto, é necessário relacionar cada produto a uma firma. A identificação é feita por uma matriz de propriedades. Essa matriz possui papel central em análises de fusões e de condutas anticompetitivas. Resolvendo para preços e escrevendo em notação vetorial, temos:

$$p = cmg + \Delta(p)^{-1} s(p) \quad (20)$$

Essa equação decompõe os preços de cada automóvel em seu custo marginal mais o *markup*. Aqui os parâmetros de elasticidade de demanda, junto com os preços, podem ser utilizados para calcular o *markup* de cada produto. A partir desse sistema, os custos marginais podem ser estimados empregando os parâmetros de demanda, preços e fatias de mercado juntamente com as elasticidades estimadas.

Considerando o modelo esse modelo de oferta, tem-se que os preços no cenário pré-fusão devem ser determinados de acordo com a seguinte equação:

$$p_0 = cm\hat{g} + \Delta^{pré-fusão}(p_0)^{-1} s(p_0) \quad (21)$$

onde p_0 indica o vetor de preços observado antes da fusão.

Sob posse dos parâmetros de demanda, e das informações sobre preços e *market shares* observados, os custos marginais devem ser estimados usando a partir da estrutura de mercado pré-fusão.

Agora, sob posse dos parâmetros de demanda e custos marginais podemos realizar a análise de simulação de um novo equilíbrio após a fusão. O exercício deste estudo realiza a simulação de fusões entre as grandes empresas que atuam no mercado brasileiro de automóveis.

As simulações foram realizadas para fusões entre as empresas tomadas duas-a-duas com o emprego do software GAUSS, por meio da programação de uma rotina computacional

que considerasse os custos marginais como constantes, e a determinação de novos *market shares* e preços de equilíbrio a partir da resolução do seguinte sistema:

$$p^* = cmg + \Delta^{pós-fusão} (p^*)^{-1} s(p^*) \quad (22)$$

onde p^* indica o novo vetor de preços de equilíbrio após a fusão.

O termo chave para a simulação da fusão é a matriz $\Delta^{pós-fusão}$ que passa a incorporar uma nova estrutura de propriedades.

Uma suposição bastante forte a ser feita é a de que o vetor de custos marginais permanece constante, enquanto que seria plausível assumir que a fusão de duas firmas pode gerar sinergias sobre os custos (NEVO, 2000). Uma das implicações diretas desta hipótese é que, se não ocorrerem outras mudanças decorrentes da fusão, sempre será possível verificar uma tendência de aumentos de preços dos produtos da firma gerada e uma redução na participação das vendas destes. A magnitude desses aumentos é, no entanto, decorrente de diversos outros fatores como a elasticidades-preço próprias e cruzadas dos produtos.

Omitindo os ganhos de eficiência nos custos, a expectativa sobre os resultados é a de que seja possível observar aumentos nos preços, principalmente dos produtos das empresas envolvidas na fusão e, em decorrência disto, uma redução no bem-estar dos consumidores.

4. Dados e Resultados

4.1. Os dados da amostra

A amostra aqui considerada é composta por 228 observações (modelo-ano) de 62 modelos diferentes de carros comercializados em um período de 4 anos (2005-2008). Foram coletadas informações apenas para carros classificados como nacionais e importados de países do MERCOSUL e do México conforme classificados pela revista *Quatro Rodas*. Delimitou-se a análise do mercado de veículos leves, desconsiderando as categorias comerciais leves, picapes, caminhões, utilitários, vans, *jeeps* e ônibus, bem como modelos importados esportivos e de luxo (tais como Mercedes, Audi, BMW, Volvo, além de modelos “top” de outras marcas).

As características e os preços (deflacionados de acordo com o Índice Geral de Preços) dos automóveis foram obtidas a partir da revista *Quatro Rodas* e complementadas com informações obtidas no site da mesma revista⁸ e do site da revista *AutoEsporte*⁹. Já as

⁸ <http://quatorrodas.abril.com.br/QR2/>

⁹ <http://revistaautoesporte.globo.com/>

informações referentes as quantidade vendidas de cada um dos modelos foram obtidas em publicações da Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores (ANFAVEA).

Para a definição do mercado potencial utiliza-se um múltiplo predeterminado, assim como a solução empregada por Ivaldi e Verboven (2005). Dessa forma, a quantidade demandada total é modelada como uma fração r do mercado potencial determinado como um múltiplo da quantidade total de veículos vendidos¹⁰. Determinando o tamanho do mercado potencial com um fator $r = 2$ tem-se que a diferença entre essa quantidade e a soma da participação de todos os automóveis representa a participação do bem externo.

Tabela 1: Quantidade de automóveis vendidos e tamanho do mercado potencial – unidades (2005-2008)

	2005	2006	2007	2008
Quantidade de automóveis*	1.175.306	1.434.870	1.802.708	2.175.909
Tamanho do mercado potencial	2.350.612	2.869.740	3.605.416	4.351.818

* Esta é a quantidade de veículos vendidos considerados na amostra.

Os modelos foram agrupados em quatro grandes grupos (*nests*). O primeiro é composto por carros populares (motores com de potência de 1.000 cilindradas). O segundo agrupa automóveis compactos e sedans compactos equipados com motores de potência superior a 1.000 cilindradas. Por fim, foram considerados os *sedans* médios, peruas, *hatches* médios, monovolumes e minivans, agrupados em outros dois grupos de acordo com os preços, refletindo por sua vez, características de tamanho e presença de acessórios.

A Tabela 2 apresenta algumas estatísticas a respeito destes *nests* como participação de mercado e preços reais. Nessa tabela podemos observar alguns aspectos importantes sobre o mercado de automóveis. O primeiro é a grande participação de mercado dos carros do grupo 1, os carros populares. Nos quatro anos da amostra a participação dos populares é superior a 50% do mercado. A principal característica destes modelos está nos preços mais baixos. No período analisado os preços médios deste segmento estiveram sempre abaixo de R\$30 mil, condizendo com outras características dos veículos.

Podemos observar também que os *nests* 2 e 3 concentram a maioria dos modelos. São caracterizados por carros intermediários, principalmente por compactos no *nest* 2 e *sedans* compactos e *hatches* médios, no *nest* 3. No *nest* 2 os preços médios estão sempre entre R\$30 mil e R\$40 mil, enquanto que no *nest* 3 variam entre R\$40 mil e um pouco acima de R\$50 mil.

¹⁰ Determinado o fator r , o mercado potencial é obtido da seguinte forma: $M = q \cdot r$.

Tabela 2: Descrição resumida dos grupos (*nests*)

Grupos	Ano	N de firmas	N de Modelos	Participação no mercado (%)	Preço real (R\$ mil)	Potência média (hp)
Nest 1	2005	5	13	50.86	28.442	72.2
	2006	5	14	58.15	28.985	72.3
	2007	5	15	55.83	27.653	75.2
	2008	5	14	52.16	24.809	73.5
Nest 2	2005	7	17	26.57	36.398	100.3
	2006	7	17	18.99	37.143	104.0
	2007	7	18	20.13	35.484	102.5
	2008	7	17	22.11	31.807	101.0
Nest 3	2005	7	16	13.83	51.545	119.7
	2006	7	16	13.18	48.974	114.1
	2007	7	18	15.78	46.432	110.8
	2008	7	16	16.84	41.630	106.6
Nest 4	2005	5	8	8.74	64.202	136.1
	2006	6	9	9.68	63.622	144.3
	2007	5	10	8.26	60.587	132.8
	2008	5	10	8.89	54.603	128.6

Fonte: Tabulação própria a partir dos dados da amostra de automóveis.

O *nest 4* concentra um número menor modelos, mas ainda assim é alvo da maioria das firmas. Nesse grupo estão presentes os modelos considerados mais luxuosos para a realidade brasileira, como *sedans* médios e minivans. Os preços também são os maiores entre os automóveis nacionais, normalmente acima de R\$60 mil.

4.2. Estimação da demanda

Utiliza-se o método de efeitos fixos com erros-padrão robustos para estimar os parâmetros do modelo econométrico. Dada a endogeneidade das variáveis de preço e logaritmo das fatias de mercado intra-grupos adota-se o uso de variáveis instrumentais empregando o Método de Mínimos Quadrados em Dois Estágio (2SLS). A Tabela 3 apresenta os resultados do modelo *nested logit* estimado e da estimação com o modelo *logit* para fins de comparação.

Em uma comparação entre os dois modelos pode-se observar que a especificação *nested logit* é bem sucedida ao incorporar o termo $\ln S_{ig}$. Esta variável, que representa a fatia de mercado no grupo e qualifica a estimação do modelo *nested logit*, possui um coeficiente estimado positivo e estatisticamente significativo. O coeficiente estimado também é coerente com a limitação ($0 \leq \sigma < 1$), o valor de aproximadamente 0,61 indica o grau de substituição

entre os modelos dos *nests*. Comparado com outros trabalhos, esse coeficiente foi relativamente pequeno, mas isso é diretamente relacionado com o critério de agrupamento assumido pelo pesquisador.

Tabela 3: Resultados dos modelos de demanda estimados.

Variável dependente: $\ln S_j - \ln S_0$		
	Logit	Nested logit
Preço (R\$1000)	-0,0834 (0,035)	-0,0781 (0,000)
ln Sg		0,6161 (0,000)
Flex-fuel	0,2468 (0,105)	0,1116 (0,170)
Potência	0,0510 (0,001)	0,0279 (0,003)
Potência-peq	-0,0390 (0,132)	-0,0245 (0,058)
Potência-comp	-0,0419 (0,007)	-0,0235 (0,008)
Potência-med	-0,0353 (0,015)	-0,0174 (0,037)
Ar_cond	0,7632 (0,006)	0,3700 (0,027)
Direção	0,4896 (0,188)	0,2310 (0,227)
Vidro_elétrico	-1,4729 (0,002)	-0,5031 (0,138)
Trava	0,8136 (0,039)	0,3177 (0,166)
dum2005	0,5622 (0,047)	0,4251 (0,002)
dum2006	0,4797 (0,064)	0,4005 (0,001)
dum2007	0,2640 (0,178)	0,2655 (0,005)
constante	-4,1945 (0,002)	-1,2706 (0,213)
N de observações	228	228
N de unidades	62	62
F-statistic	2,28	10,10
Prob(F-statistic)	0,0088	0,000

*Entre parênteses estão os valores-p.

Fonte: Elaboração própria

O parâmetro estimado para a variável preço possui o sinal negativo esperado e é extremamente significativo do ponto de vista estatístico no modelo *nested logit*. No modelo *logit* convencional o parâmetro estimado indica uma maior sensibilidade, mas é aceito com um coeficiente de confiança menor.

As características dos automóveis também apresentaram, em sua maioria, coeficientes estatisticamente significantes aos níveis de 5% e 10%. Destacam-se os coeficientes para potência e a presença de ar-condicionado. As *dummies* para os anos apresentaram coeficientes positivos e estatisticamente significativos (com exceção de 2007). Outras variáveis relacionadas às características dos veículos, de modo geral não se apresentaram significativas no *nested logit*. Estes resultados podem estar apontando uma presença provável de multicolinearidade entre covariadas do modelo.

Dentre os instrumentos utilizados na estimação têm-se aqueles dados pela soma das seguintes características dos produtos, sejam esses da própria empresa, do mercado ou do *nest*: potência dos modelos, modelos equipados com freios ABS, air-bag e câmbio automático. Também foram utilizadas variáveis criadas a partir da quantidade de firmas e modelos concorrentes dentro dos *nests*.

Os coeficientes estimados para preços e fatias de mercado intra-grupos no *nested logit* foram utilizados no computo das elasticidades-preço da demanda. Os valores das elasticidades-preço próprias e cruzadas estimadas para alguns modelos de automóveis selecionados podem ser conferidos na Tabela 4. Nessa tabela é possível observar que os modelos maiores e mais caros apresentaram elasticidades-preço próprias superiores àquelas apresentadas por carros pequenos e populares. Trata-se de uma característica da aplicação do modelo *nested logit*. Outro aspecto que pode estar contribuindo para as elasticidades maiores para modelos mais caros é a ausência de características de renda dos consumidores na análise realizada.

Outro fato que chama a atenção é a grande quantidade de valores iguais nas linhas, mas essa é uma característica das elasticidades-preço cruzadas estimadas pelo modelo *nested logit*.

Tabela 4: Matriz de elasticidades-preço – modelos selecionados (2008)

	Doblò	Uno Mille	Palio (1.0)	Palio (>1.0)	Palio week. (>1.0)	Siena (>1.0)	Punto	Fiesta (1.0)	Fiesta Sedan (1.0)	Fiesta Sedan (>1.0)	Focus Sedan	Ka (1.0)	Celta (1.0)	Corsa H (1.0)	Corsa H (>1.0)	Corsa Sedan (>1.0)
Doblò	-9.512	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.149	0.007	0.007	0.007	0.149	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007
Uno Mille	0.051	-4.334	0.363	0.051	0.051	0.051	0.051	0.363	0.363	0.051	0.051	0.363	0.363	0.363	0.051	0.051
Palio (1.0)	0.082	0.586	-5.345	0.082	0.082	0.082	0.082	0.586	0.586	0.082	0.082	0.586	0.586	0.586	0.082	0.082
Palio (>1.0)	0.015	0.015	0.015	-5.311	0.229	0.229	0.015	0.015	0.015	0.229	0.015	0.015	0.015	0.015	0.229	0.229
Palio week. (>1.0)	0.017	0.017	0.017	0.265	-7.913	0.265	0.017	0.017	0.017	0.265	0.017	0.017	0.017	0.017	0.265	0.265
Siena (>1.0)	0.025	0.025	0.025	0.391	0.391	-7.425	0.025	0.025	0.025	0.391	0.025	0.025	0.025	0.025	0.391	0.391
Punto	0.593	0.030	0.030	0.030	0.030	0.030	-8.096	0.030	0.030	0.593	0.030	0.030	0.030	0.030	0.030	0.030
Fiesta (1.0)	0.030	0.213	0.213	0.030	0.030	0.030	0.030	-6.191	0.213	0.030	0.030	0.213	0.213	0.213	0.030	0.030
Fiesta Sedan (1.0)	0.011	0.079	0.079	0.011	0.011	0.011	0.011	0.079	-5.519	0.011	0.011	0.079	0.079	0.079	0.011	0.011
Fiesta Sedan (>1.0)	0.011	0.011	0.011	0.176	0.176	0.176	0.011	0.011	0.011	-6.353	0.011	0.011	0.011	0.011	0.176	0.176
Focus Sedan	0.311	0.015	0.015	0.015	0.015	0.015	0.311	0.015	0.015	0.015	-8.969	0.015	0.015	0.015	0.015	0.015
Ka (1.0)	0.019	0.133	0.133	0.019	0.019	0.019	0.019	0.133	0.133	0.019	0.019	-4.297	0.133	0.133	0.019	0.019
Celta (1.0)	0.061	0.440	0.440	0.061	0.061	0.061	0.061	0.440	0.440	0.061	0.061	0.440	-5.086	0.440	0.061	0.061
Corsa H (1.0)	0.012	0.089	0.089	0.012	0.012	0.012	0.012	0.089	0.089	0.012	0.012	0.089	0.089	-5.265	0.012	0.012
Corsa H (>1.0)	0.015	0.015	0.015	0.228	0.228	0.228	0.015	0.015	0.015	0.228	0.015	0.015	0.015	0.015	-6.403	0.228
Corsa Sedan (>1.0)	0.017	0.017	0.017	0.263	0.263	0.263	0.017	0.017	0.017	0.263	0.017	0.017	0.017	0.017	0.263	-6.165
Vetra Sedan	0.014	0.014	0.014	0.014	0.014	0.014	0.014	0.014	0.014	0.014	0.014	0.014	0.014	0.014	0.014	0.014
Zafira	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012
Fit	0.636	0.032	0.032	0.032	0.032	0.032	0.636	0.032	0.032	0.032	0.636	0.032	0.032	0.032	0.032	0.032
Civic	0.076	0.076	0.076	0.076	0.076	0.076	0.076	0.076	0.076	0.076	0.076	0.076	0.076	0.076	0.076	0.076
C3	0.026	0.026	0.026	0.409	0.409	0.409	0.026	0.026	0.026	0.409	0.026	0.026	0.026	0.026	0.409	0.409
Picasso	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010
206	0.027	0.027	0.027	0.422	0.422	0.422	0.027	0.027	0.027	0.422	0.027	0.027	0.027	0.027	0.422	0.422
307	0.360	0.018	0.018	0.018	0.018	0.018	0.360	0.018	0.018	0.018	0.360	0.018	0.018	0.018	0.018	0.018
Clio (1.0)	0.004	0.031	0.031	0.004	0.004	0.004	0.004	0.031	0.031	0.004	0.004	0.031	0.031	0.031	0.004	0.004
Logan (1.0)	0.010	0.068	0.068	0.010	0.010	0.010	0.010	0.068	0.068	0.010	0.010	0.068	0.068	0.068	0.010	0.010
Corolla	0.039	0.039	0.039	0.039	0.039	0.039	0.039	0.039	0.039	0.039	0.039	0.039	0.039	0.039	0.039	0.039
Fox (>1.0)	0.029	0.029	0.029	0.452	0.452	0.452	0.029	0.029	0.029	0.452	0.029	0.029	0.029	0.029	0.452	0.452
Gol (1.0)	0.108	0.775	0.775	0.108	0.108	0.108	0.108	0.775	0.775	0.108	0.108	0.775	0.775	0.775	0.108	0.108
Gol (>1.0)	0.021	0.021	0.021	0.328	0.328	0.328	0.021	0.021	0.021	0.328	0.021	0.021	0.021	0.021	0.328	0.328
Polo Sedan	0.433	0.022	0.022	0.022	0.022	0.022	0.433	0.022	0.022	0.022	0.433	0.022	0.022	0.022	0.022	0.022
SpaceFox	0.385	0.019	0.019	0.019	0.019	0.019	0.385	0.019	0.019	0.019	0.385	0.019	0.019	0.019	0.019	0.019

Tabela 4: Matriz de elasticidades-preço (continuação)

	Vectra Sedan	Zafira	Fit	Civic	C3	Picasso	206	307	Clio (1.0)	Logan (1.0)	Corolla	Fox (>1.0)	Gol (1.0)	Gol (>1.0)	Polo Sedan	SpaceFox
Doblò	0.007	0.007	0.149	0.007	0.007	0.007	0.007	0.149	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.149	0.149
Uno Mille	0.051	0.051	0.051	0.051	0.051	0.051	0.051	0.051	0.363	0.363	0.051	0.051	0.363	0.051	0.051	0.051
Palio (1.0)	0.082	0.082	0.082	0.082	0.082	0.082	0.082	0.082	0.586	0.586	0.082	0.082	0.586	0.082	0.082	0.082
Palio (>1.0)	0.015	0.015	0.015	0.015	0.229	0.015	0.229	0.015	0.015	0.015	0.015	0.229	0.015	0.229	0.015	0.015
Palio week. (>1.0)	0.017	0.017	0.017	0.017	0.265	0.017	0.265	0.017	0.017	0.017	0.017	0.265	0.017	0.265	0.017	0.017
Siena (>1.0)	0.025	0.025	0.025	0.025	0.391	0.025	0.391	0.025	0.025	0.025	0.025	0.391	0.025	0.391	0.025	0.025
Punto	0.030	0.030	0.593	0.030	0.030	0.030	0.030	0.593	0.030	0.030	0.030	0.030	0.030	0.030	0.593	0.593
Fiesta (1.0)	0.030	0.030	0.030	0.030	0.030	0.030	0.030	0.030	0.213	0.213	0.030	0.030	0.213	0.030	0.030	0.030
Fiesta Sedan (1.0)	0.011	0.011	0.011	0.011	0.011	0.011	0.011	0.011	0.079	0.079	0.011	0.011	0.079	0.011	0.011	0.011
Fiesta Sedan (>1.0)	0.011	0.011	0.011	0.011	0.176	0.011	0.176	0.011	0.011	0.011	0.011	0.176	0.011	0.176	0.011	0.011
Focus Sedan	0.015	0.015	0.311	0.015	0.015	0.015	0.015	0.311	0.015	0.015	0.015	0.015	0.015	0.015	0.311	0.311
Ka (1.0)	0.019	0.019	0.019	0.019	0.019	0.019	0.019	0.019	0.133	0.133	0.019	0.019	0.133	0.019	0.019	0.019
Celta (1.0)	0.061	0.061	0.061	0.061	0.061	0.061	0.061	0.061	0.440	0.440	0.061	0.061	0.440	0.061	0.061	0.061
Corsa Hatch (1.0)	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.089	0.089	0.012	0.012	0.089	0.012	0.012	0.012
Corsa Hatch (>1.0)	0.015	0.015	0.015	0.015	0.228	0.015	0.228	0.015	0.015	0.015	0.015	0.228	0.015	0.228	0.015	0.015
Corsa Sedan (>1.0)	0.017	0.017	0.017	0.017	0.263	0.017	0.263	0.017	0.017	0.017	0.017	0.263	0.017	0.263	0.017	0.017
Vectra Sedan	-11.547	0.533	0.014	0.533	0.014	0.533	0.014	0.014	0.014	0.014	0.533	0.014	0.014	0.014	0.014	0.014
Zafira	0.444	-12.203	0.012	0.444	0.012	0.444	0.012	0.012	0.012	0.012	0.444	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012
Fit	0.032	0.032	-9.106	0.032	0.032	0.032	0.032	0.636	0.032	0.032	0.032	0.032	0.032	0.032	0.636	0.636
Civic	2.808	2.808	0.076	-15.351	0.076	2.808	0.076	0.076	0.076	0.076	2.808	0.076	0.076	0.076	0.076	0.076
C3	0.026	0.026	0.026	0.026	-8.258	0.026	0.409	0.026	0.026	0.026	0.026	0.409	0.026	0.409	0.026	0.026
Picasso	0.361	0.361	0.010	0.361	0.010	-10.825	0.010	0.010	0.010	0.010	0.361	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010
206	0.027	0.027	0.027	0.027	0.422	0.027	-7.031	0.027	0.027	0.027	0.027	0.422	0.027	0.422	0.027	0.027
307	0.018	0.018	0.360	0.018	0.018	0.018	0.018	-9.724	0.018	0.018	0.018	0.018	0.018	0.018	0.360	0.360
Clio (1.0)	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	-4.551	0.031	0.004	0.004	0.031	0.004	0.004	0.004
Logan (1.0)	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.068	-4.969	0.010	0.010	0.068	0.010	0.010	0.010
Corolla	1.440	1.440	0.039	1.440	0.039	1.440	0.039	0.039	0.039	0.039	-12.473	0.039	0.039	0.039	0.039	0.039
Fox (>1.0)	0.029	0.029	0.029	0.029	0.452	0.029	0.452	0.029	0.029	0.029	0.029	-6.690	0.029	0.452	0.029	0.029
Gol (1.0)	0.108	0.108	0.108	0.108	0.108	0.108	0.108	0.108	0.775	0.775	0.108	0.108	-5.646	0.108	0.108	0.108
Gol (>1.0)	0.021	0.021	0.021	0.021	0.328	0.021	0.328	0.021	0.021	0.021	0.021	0.328	0.021	-5.347	0.021	0.021
Polo Sedan	0.022	0.022	0.433	0.022	0.022	0.022	0.022	0.433	0.022	0.022	0.022	0.022	0.022	0.022	-8.946	0.433
SpaceFox	0.019	0.019	0.385	0.019	0.019	0.019	0.019	0.385	0.019	0.019	0.019	0.019	0.019	0.019	0.385	-8.558

Fonte: Estimativas realizadas pelos autores.

4.3. O lado da oferta e as fusões simuladas

A estimação no lado da oferta consiste em obter os custos marginais de cada um dos modelos de automóveis, assumindo um equilíbrio de Bertrand-Nash. Também adota-se a hipótese de constância dos custos marginais, que são assumidos iguais antes e após a fusão.

A Tabela 5 apresenta os preços reais, custos marginais e *markups* para alguns modelos selecionados. É possível notar que os veículos classificados como populares e compactos apresentaram *markups* mais elevados, ao contrário do apresentado por alguns estudos, como BLP (1995) e Verboven (1998). Este resultado também foi observado por Fiuza (2001). O referido autor aponta diversas razões para esse comportamento e ressalta que as estimativas estão sujeitas a uma margem de erro.

Tabela 5: Preços reais, custos marginais (em R\$ mil) e *Markups* estimados pré-fusão - modelos selecionados (2008).

	Preço real	Custo marginal	Markup (%)
Uno Mille	19.517	14.114	27,7%
Palio (1.0)	23.388	18.261	21,9%
Palio weekend (>1.0)	37.589	32.084	14,6%
Siena (1.0)	25.793	19.909	22,8%
Siena (>1.0)	34.570	29.272	15,3%
Punto	36.878	31.554	14,4%
Fiesta (1.0)	29.379	24.372	17,0%
Fiesta (>1.0)	32.879	27.795	15,5%
Fiesta Sedan (1.0)	26.736	21.525	19,5%
Focus Sedan	42.550	37.575	11,7%
Ka (1.0)	20.467	15.426	24,6%
Astra Sedan	42.867	37.366	12,8%
Celta (1.0)	22.835	18.004	21,2%
Corsa Hatch (>1.0)	30.348	24.842	18,1%
Corsa Sedan (>1.0)	29.006	23.576	18,7%
Meriva	41.759	36.554	12,5%
Vectra Sedan	54.126	48.838	9,8%
Fit	41.625	37.031	11,0%
Civic	61.646	57.616	6,5%
C3	38.574	33.541	13,0%
Picasso	51.428	46.359	9,9%
C4 Pallas	56.082	51.222	8,7%
206	32.482	27.552	15,2%
206-Sw	40.342	34.873	13,6%
307	46.023	41.239	10,4%
Clio (1.0)	22.214	17.245	22,4%
Clio Sedan (1.0)	32.303	27.278	15,6%

Mégane	50.136	45.283	9,7%
Scénic	48.841	43.816	10,3%
Logan (1.0)	24.083	19.181	20,4%
Corolla	54.225	49.816	8,1%
Fox (1.0)	27.175	21.709	20,1%
Fox (>1.0)	30.656	25.437	17,0%
Gol (1.0)	23.939	19.367	19,1%
Gol (>1.0)	24.662	19.377	21,4%
Golf	43.338	37.654	13,1%
Parati	34.670	28.991	16,4%
Polo Sedan	41.839	36.334	13,2%

Fonte: Estimacões realizadas pelos autores.

Este perfil de *markups* também possui concordância com as expectativas definidas *a priori*. Modelos com demanda mais elástica apresentaram *markups* menores. Dessa forma, os modelos mais populares com elasticidades menores acabaram obtendo *markups* maiores do que aqueles modelos considerados mais elaborados e relativamente mais luxuosos. No entanto, ressaltasse que essas estimativas estão condicionadas aos parâmetros de demanda estimados pela aplicação do modelo *nested logit*, que conforme foi ressaltado anteriormente apresenta elasticidades-preço da demanda diretamente proporcionais aos preços. Estes são os casos do FIAT Uno com o menor preço, menor elasticidade-preço própria e conseqüentemente o maior *markup* e o do HONDA Civic com o maior preço, maior elasticidade-preço própria e o maior *markup*.

4.4. Equilíbrio pós-fusão

Como foi discutido anteriormente, o principal efeito esperado de uma fusão é o aumento de preços. O exercício aqui realizado simula seis fusões no mercado de automóveis brasileiro a partir de uma amostra de 57 automóveis comercializados no ano de 2008. As fusões simuladas envolvem as quatro maiores empresas do mercado: FIAT, GM, VW e FORD. Para cada uma dessas fusões obtém-se um equilíbrio pós-fusão com o cálculo de preços e quantidades, usando as estimativas de demanda e os custos marginais recuperados. Também se deve ter em mente que foi assumida a suposição de que os custos marginais são os mesmos antes e depois da fusão.

Os resultados simulados apresentaram os efeitos esperados sobre preços (e *markups*) e sobre os *market shares*. A grande maioria dos veículos apresentou preços de equilíbrio superiores após a fusão, sendo que os modelos de automóveis das firmas envolvidas em cada

uma das fusões simuladas foram os que tiveram as altas de preços mais significativas. Pode-se observar também que os preços mais elevados e a suposição de custos marginais constantes implicaram diretamente em *markup* maiores.

Seguindo o comportamento das variações nos preços, as maiores variações nos *markups* também foram observadas para os carros das empresas envolvidas nas fusões, principalmente para os populares classificados no primeiro *nest*. Dadas as elasticidades estimadas, este efeito é condizente também com a idéia de que para bens menos elásticos em relação aos preços, o poder de mercado exercido pelo produtor é maior.

A Tabela 6 apresenta os valores de mudança percentual esperada para os preços e quantidades de equilíbrio resultantes das fusões simuladas. Os valores apresentados também são para alguns modelos selecionados a partir da amostra. Para cada uma das fusões pode-se observar que os produtos das empresas fusionadas são os que apresentam as maiores variações de preços e apresentaram variações negativas nas quantidades vendidas.

Tabela 6: Mudança percentual estimada nos preços e nas quantidades de equilíbrio e nos *markups* após as fusões – modelos selecionados (2008).

	FIAT-GM		FIAT-FORD		FIAT-VW		FORD-GM		VW-GM		VW-FORD	
	ΔP	ΔQ										
Uno Mille	4.77	-8.92	2.45	-4.63	6.81	-12.19	0.09	2.63	0.21	6.23	0.12	3.64
Palio (1.0)	3.81	-8.2	1.96	-4.23	5.44	-11.17	0.03	2.85	0.07	6.76	0.04	3.95
Palio week. (>1.0)	2.91	-13.53	0.91	-4.11	3.14	-14.12	0.05	2.23	0.15	7.4	0.06	2.46
Siena (1.0)	3.82	-9.91	1.97	-5.2	5.45	-13.57	0.14	2.25	0.32	5.31	0.19	3.1
Siena (>1.0)	3.12	-13.25	0.97	-3.99	3.37	-13.83	0.03	2.38	0.09	7.93	0.04	2.62
Punto	2.2	-8.56	1.18	-4.61	3.45	-13.52	0.03	2.39	0.08	6.34	0.05	3.51
Fiesta (1.0)	0.03	9.84	5.28	-23.32	0.05	14.71	2.91	-13.45	0.03	6.95	3.95	-17.74
Fiesta (>1.0)	0.05	7.66	3.03	-16.11	0.06	8.73	3.1	-16.65	0.05	8.26	3.31	-17.55
Fiesta Sedan (1.0)	0.14	9.26	5.82	-23.4	0.21	13.78	3.21	-13.53	0.1	6.57	4.36	-17.84
Focus Sedan	0.01	7.71	3.05	-19.96	0.02	11.83	1.81	-12.29	0.01	6.91	2.78	-18.36
Ka (1.0)	0.07	9.74	7.58	-23.34	0.11	14.54	4.18	-13.47	0.05	6.88	5.67	-17.77
Astra Sedan	3.17	-18.21	0.07	3.61	0.19	10.14	1.02	-6.15	2.9	-16.89	0.06	3.29
Celta (1.0)	6.96	-20.34	-0.04	5.31	-0.12	15.71	1.96	-5.99	5.19	-15.84	-0.03	4.29
Corsa H (>1.0)	3.51	-13.02	0.06	2.37	0.21	7.78	1.12	-4.25	3.88	-14.52	0.07	2.49
Corsa Sedan (>1.0)	3.65	-12.91	0.06	2.43	0.2	7.96	1.17	-4.21	4.04	-14.41	0.06	2.55
Meriva	3.21	-17.92	0.03	3.98	0.09	11.17	1.03	-5.97	2.94	-16.6	0.03	3.63
Vectra Sedan	0.58	-3.69	0.01	0.79	0.04	2.27	0.18	-1.11	0.49	-3.16	0.01	0.69
Fit	-0.08	8.56	-0.04	4.63	-0.12	13.19	-0.03	2.87	-0.07	7.66	-0.04	4.22
Civic	-0.02	2.93	0	0.97	0	2.78	0	0.92	-0.01	2.43	0	0.84
C3	0.03	7.81	0.01	2.71	0.03	8.96	0.01	2.53	0.03	8.38	0.01	2.83
Picasso	0.01	2.64	0	0.97	0.01	2.71	0	0.85	0.01	2.18	0	0.84
C4 Pallas	0	2.69	0	0.96	0.01	2.71	0	0.86	0.01	2.21	0	0.83
206	0	8.03	0	2.78	0	9.2	0	2.6	0	8.63	0	2.91

Tabela 6 (continuação)

	FIAT-GM		FIAT-FORD		FIAT-VW		FORD-GM		VW-GM		VW-FORD	
	ΔP	ΔQ										
206_SW	0.13	6.84	0.04	2.4	0.14	7.91	0.04	2.21	0.15	7.25	0.05	2.49
307	-0.03	8.17	-0.02	4.44	-0.05	12.58	-0.01	2.75	-0.03	7.3	-0.02	4.05
Clio (1.0)	0.03	9.95	0.01	5.07	0.04	14.87	0.01	2.96	0.02	7.05	0.01	4.11
Clio Sedan (1.0)	0.04	9.95	0.02	5.14	0.06	14.78	0.01	3.07	0.03	7.1	0.02	4.19
Mégane	0	2.72	0	0.97	0.01	2.75	0	0.87	0	2.26	0	0.85
Scénic	0.01	2.56	0	0.86	0.01	2.62	0	0.74	0.01	2.11	0	0.73
Logan (1.0)	-0.01	10.14	-0.01	5.16	-0.02	15.17	0	3.01	-0.01	7.17	0	4.18
Corolla	-0.01	2.85	0	0.97	0	2.8	0	0.89	-0.01	2.37	0	0.85
Fox (1.0)	0.24	8.62	0.12	4.42	6.51	-19.7	0.07	2.58	0.15	6.21	1.8	-5.72
Fox (>1.0)	0.09	7.41	0.04	2.52	3.45	-11.95	0.03	2.41	3.53	-12.82	1.09	-3.84
Gol (1.0)	-0.2	11.16	-0.11	5.66	6.62	-16.66	-0.06	3.27	3.51	-9.73	1.8	-4.59
Gol (>1.0)	0.14	7.27	0.06	2.49	4.32	-12.05	0.04	2.38	4.41	-12.94	1.36	-3.88
Golf	0.17	6.28	0.09	3.43	3.29	-16.22	0.06	2.14	1.92	-9.69	1.04	-5.27
Parati	0.21	6.45	0.08	2.26	3.16	-12.59	0.07	2.13	3.24	-13.52	1	-4.1
Polo Sedan	0.13	6.65	0.07	3.63	3.37	-15.91	0.04	2.26	1.96	-9.47	1.06	-5.12

Fonte: Estimacões realizadas pelos autores.

Sintetizando os efeitos de cada uma das fusões para as firmas, a Tabela 8 apresenta preços médios e participação de mercado das firmas em cada um dos cenários pós-fusão simulados. Para fins de comparação, o cenário pré-fusão para cada uma das firmas é dado na Tabela 7.

Tabela 7: Preço médio e participação de mercado das firmas no cenário observado pré-fusão – dados da amostra (2008)

	Preço médio pré-fusão	Participação no mercado pré-fusão
FIAT	33.608	28.03
FORD	30.837	9.41
GM	37.458	20.64
HONDA	51.636	5.09
PEUGEOT	44.155	6.46
RENAULT	35.403	3.10
TOYOTA	56.546	2.01
VW	33.707	25.26

Fonte: Dados da pesquisa.

Analisando os efeitos de cada uma das fusões temos que os maiores aumentos de preços foram observados para as firmas fusionadas. Quanto ao *market share*, as variações negativas também foram exibidas apenas para as participantes das fusões.

Na fusão FIAT-GM, os preços das duas firmas fusionadas, conforme esperado, aumentaram quase 3%. As variações de preços dos modelos de automóveis da FIAT e da GM mais do que compensaram a redução no *market share* desses veículos. Com a fusão entre FIAT e GM a variação do preço médio do mercado foi de 2,1 %. Em decorrência disso, a demanda por automóveis caiu 2%.

Os *markups* dos modelos produzidos pela FIAT e pela GM aumentaram em média 2,4 e 2,78 pontos percentuais, respectivamente. Os modelos como o Uno e o Palio (>1.0) apresentaram maiores aumentos de preços e *markups*, em concordância com as menores elasticidades-preço próprias. O mesmo foi válido para os modelos da GM, como o Corsa (1.0) e o Classic.

Por sua vez, dentre as simulações realizadas, a fusão entre FIAT e VW apresentou os maiores aumentos de preços, com o preço médio do mercado aumentando em 2,8%. Essa fusão também implica na maior redução na demanda do mercado, 2,71%. Novamente, os maiores aumentos de preços foram observados para os automóveis “populares”, o que favoreceu o aumento do poder de mercado dessas duas empresas que concentram grande parte dos modelos assim classificados e, portanto, com elasticidades-preço menores. Nesta fusão a participação das duas

firmas é reduzida, se FIAT e GM detinham juntas pouco mais de 53% das vendas. Após a fusão, essa participação de vendas é reduzida para 45,7%, ainda assim, constituindo a firma fusionada de maior poder de mercado em todas as simulações.

A simulação da fusão VW e GM também apresentou efeitos significativos sobre os preços do mercado. O preço médio aumentou 1,7%, enquanto que a demanda diminuiu 1,6%. Os preços dos automóveis da VW aumentaram em média 2,47%, enquanto que os da GM se elevaram em 2,6%. Por outro lado, as perdas na participação de mercado também foram significativas, de 2 pontos percentuais para a VW e 3 pontos percentuais para a GM. Neste cenário a FIAT aumentou a sua participação de mercado em quase 2 pontos percentuais.

Por outro lado, a fusão que impõe os resultados menos danosos ao bem-estar dos consumidores é aquela promovida por FORD e GM, que promove um aumento médio nos preços de mercado de 0,55%. As duas empresas são as que possuem as menores participações de mercado, dentre as quatro empresas consideradas nas simulações. Os preços da FORD aumentaram 2,9% enquanto que os da GM apresentaram um aumento inferior a 1%. Conseqüentemente, a perda de *market share* por parte da GM nesta fusão foi a menor observada. Os modelos que apresentaram as maiores variações nos preços foram os modelos da Ford, com destaque para o Ka. Novamente, os maiores aumentos de preços foram dos modelos de automóveis com menores elasticidades.

Por fim as fusões FIAT-FORD e FORD-VW também apresentaram aumentos de preços em proporções menores. A fusão entre FIAT e FORD promoveu um aumento médio nos preços do mercado de 0,9%. O destaque fica por parte do aumento de preços para os carros da FORD que apresentaram uma variação de 4,15%. Já com a fusão entre FORD e VW o aumento no preço médio do mercado foi de 0,7%, sendo que os carros da FORD novamente apresentaram uma variação significativa de preços.

Tabela 8: Resultados obtidos para as firmas após as fusões simuladas.

		Preço médio pós-fusão	Participação no mercado pós-fusão		Preço médio pós-fusão	Participação no mercado pós-fusão
FIAT-GM	FIAT-GM	36.729	43.4		FIAT	29.8
	FORD	30.852	10.3		VW-GM	36.761
	HONDA	51.615	5.4		FORD	10.1
	PEUGEOT	44.165	6.9	VW-GM	HONDA	5.3
	RENAULT	35.406	3.4		PEUGEOT	6.9
	TOYOTA	56.546	2.1		RENAULT	3.3
	VW	33.752	27.6		TOYOTA	2.1
FIAT-FORD	FIAT-FORD	33.182	34.49		FIAT	29
	GM	37.472	21.4		VW-FORD	33.112
	HONDA	51.627	5.2		GM	21.3
	PEUGEOT	44.157	6.6	VW-FORD	HONDA	5.2
	RENAULT	35.405	3.2		PEUGEOT	6.6
	TOYOTA	56.546	2		RENAULT	3.2
	VW	33.729	26.4		TOYOTA	2
FIAT-VW	FIAT-VW	34.971	45.72		FIAT	28.7
	FORD	30.858	10.6		FORD-GM	35.367
	GM	37.502	23		HONDA	5.2
	HONDA	51.611	5.4	FORD-GM	PEUGEOT	6.6
	PEUGEOT	44.164	7		RENAULT	3.2
	RENAULT	35.408	3.4		TOYOTA	2
	TOYOTA	56.546	2.1		VW	26

Fonte: Estimacões realizadas pelos autores.

Em concordância com os demais efeitos esperados, em cada uma das simulações, dentre as firmas que não participavam das fusões aquelas com as maiores participações no mercado foram as que se beneficiaram de maiores aumentos de preços, mesmo com aumentos também observados na participação de mercado destas firmas. Por exemplo, no caso da fusão simulada entre FIAT e GM, o maior aumento de preços pode ser observado para a VW, a maior empresa dentre as não participantes da fusão. No caso das outras firmas, as variações nos preços, *markups* e vendas foram muito pequenas.

A Tabela 10 sintetiza o preço médio do mercado observado após cada uma das fusões simuladas e a variação no preço médio do mercado em relação ao preço médio observado de R\$31.171 no cenário observado em 2008.

Tabela 10: Preços médios do mercado para cada uma das fusões realizadas.

	Preço médio pós-fusão (R\$)	Variação no preço médio (%)
FIAT-GM	31.831	2.1
FIAT-FORD	31.457	0.9
FIAT-VW	32.045	2.8
VW-GM	31.685	1.7
VW-FORD	31.394	0.7
FORD-GM	31.352	0.6

Fonte: Estimativas realizadas pelos autores.

Nessa tabela é possível confirmar que fusões entre as maiores empresas são as que afetam em maior magnitude os preços do mercado como são os casos das operações entre FIAT-GM e FIAT-VW.

6. Considerações finais

O presente estudo mostrou como as investigações econômicas e econométricas podem ser empregadas no estudo de fusões e levantar questões importantes para as decisões políticas na análise antitruste. Empregando a modelagem estrutural da demanda e da oferta foi possível simular preços e quantidades de equilíbrio no cenário pós-fusão utilizando informações do mercado pré-fusão.

Aproveitando o advento de um momento de turbulência na economia mundial, em que o setor automobilístico foi um dos mais afetados, o presente estudo realiza uma análise de simulação de fusões entre as principais montadoras instaladas no país.

O objetivo principal do estudo foi o de quantificar as variações de preços e quantidades resultantes dessa fusão. Para isso, estimou-se os parâmetros de demanda com a aplicação de um modelo *nested logit*. Sob posse das estimações, foi realizada a recuperação dos custos marginais e *markups* de cada um dos produtos.

Nas estimativas de demanda, os parâmetros de preços e de participação dos carros em seus respectivos *nest* se apresentaram estatisticamente significativos e com os sinais corretos, correspondendo às expectativas da pesquisas. Como resultados parciais, encontramos elasticidades-preço maiores (menores) para os automóveis com preços mais elevados (baixos), fato que também se reflete em *markups* mais baixos (altos) para esses produtos.

Tendo calculado os custos marginais e realizadas as análises de simulação para as fusões conjecturadas, foi possível observar aumentos de preços maiores, para os modelos de automóveis das empresas participantes das fusões, em relação aos modelos das demais empresas. Consequentemente, a redução da participação nas vendas desses modelos também foi mais significativa.

De uma forma geral, os resultados foram condizentes com a expectativa de que as fusões implicariam em aumentos de preços de mercado e, sem ganhos de eficiência econômica, podem impor perdas de bem-estar para os consumidores.

Referências Bibliográficas

ANFAVEA. **Anuário Estatístico da Indústria Automobilística Brasileira**. São Paulo, Anfavea, 2008.

ANFAVEA. **Anuário Estatístico da Indústria Automobilística Brasileira**. São Paulo, Anfavea, 2009.

ANFAVEA. **Indústria automobilística brasileira: 50 anos (1956-2006)**. São Paulo, Anfavea, 2006.

BRESNAHAN T.; SCHMALENSEE R., The Empirical Renaissance in Industrial Economics: An Overview. **Journal Industrial Economics**, v 35, n.4, p. 371-378.

BAUM, C. F., SCHAFFER, M. E., STILLMAN, S. *Instrumental variables and GMM: estimation and testing*. Department of Economics, Boston College, 2003 (Working Paper, 545). BERRY, S. Estimating discrete-choice models of product differentiation. **Rand Journal of Economics**, v. 25, p. 242-262, 1994.

BERRY, S. Estimating discrete choice models of product differentiation. **Rand Journal of Economics**, v. 25, n. 2, p. 242-262, 1994.

BERRY, S., LEVINSOHN, J., PAKES, A. Automobile prices in market equilibrium. **Econometrica**, v. 63, p. 841-890, 1995.

DE SOUZA, S. A. Análise de Demanda Agregada por Produtos Diferenciados. **Série de Estudos Econômicos** 05, CAEN - Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2009.

DE SOUZA, S. A. **Discrete Choice Models for Aggregate Data**. Texto não publicado. 2007.

DE SOUZA, S. A. . Studying Differentiated Product Industries using Plant-Level Data. **Economics Bulletin**, v. 12, n. 3, p.1-11, 2006.

DESOUZA, S. A. Constructing quality-adjusted price indices from revenue and cost data. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 37, n. 4, Dec. 2007.

FERRAZ C., FIUZA E.P.S., SEROA DA MOTTA, R. Medindo os efeitos da regulação ambiental em mercados de oligopólio: o caso da poluição automotiva. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.31 n.3, Rio de Janeiro, 2001.

FIUZA, E.P.S. Três ensaios sobre diferenciação de produto. **Tese de Doutorado**. Escola de Pós-Graduação em economia, Fundação Getulio Vargas. Rio de Janeiro, 2001.

FIUZA, E.P.S. **Automobile Demand and supply in Brazil: Effects of Tax Rebates and Trade Liberalization on Price-Marginal Cost Markups in the 1990s**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (*Texto para discussão* n° 916). Rio de Janeiro, 2002.

IVALDI, M., VERBOVEN, F. Quantifying the effects from horizontal Mergers in European competition policy. **International Journal of Industrial Organization**, 2005.

MCFADDEN, D.. Modeling the choice of residential location. In: KARLGVIST, A. *et all* (eds.). **Spatial interaction theory and planning models**. Amsterdam: North-Holland, 1978.

MCFADDEN, D. Econometric models of probabilistic choice. In: MANSKI, C., MCFADDEN, D. (eds.). **Structural analysis of discrete data with econometric applications**. Cambridge, MA: MIT Press, 1981.

NEVO A. Mergers with differentiated products: the case of the ready-to-eat cereal industry. **Rand Journal of Economics**, v. 31, p. 395-421, 2000a.

NEVO A. A Practitioner's Guide to Estimation of Random Coefficients LOGIT Models of Demand. **Journal of Management and Economic Strategy**, 9(4), 513-48.\, 200b.

NEVO A. Measuring market power in the ready-to-eat cereal industry. **Econometrica**, v. 69, p. 307-342, 2001.

PETRIN, A. Quantifying the benefits of new products: the case of the Minivan. **Journal of Political Economy**, v. 110, p. 705-729, 2002.

SILVA JÚNIOR, R. F. Análise Econômica Sobre Simulações de Fusões no Mercado Brasileiro de Carros Populares – ano 2007. **Dissertação de Mestrado**. Pós-Graduação em Economia - CAE/UFC. Fortaleza, 2008.

VASSALO, M. D. **Simulação de Fusões: Aplicação ao Transporte Aéreo**. Segundo prêmio de monografias da Secretária de Acompanhamento Econômico do Ministério da Fazenda do Brasil. Trabalho premiado. 2007

WEISKOPF, D. A. Merger Simulation. **Antitrust Magazine**, 2003.

WERDEN, G., FROEB, L. The Effects of Mergers in Differentiated Product Industries: Logit Demand and Merger Policy. **Journal of Law, Economics, and Organization** vol 10, 407-426, 1994.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge, MA: The MIT Press, 2002.

WHINSTON, M. D. Antitrust Policy Toward Horizontal Mergers. **Handbooks of Industrial Organization**. Vol. 3 Capítulo 26.

Este artigo apresenta uma análise de simulação de fusões no mercado brasileiro de automóveis. O objetivo central da análise é computar os efeitos de fusões no equilíbrio de preços. Os resultados do equilíbrio pós-fusão são simulados sob algumas suposições do lado da demanda e da oferta. Os resultados do exercício de simulação confirmam os aumentos esperados nos preços dos produtos. Este resultado é condizente com a expectativa de que as fusões implicariam em aumentos de preços de mercado e, sem ganhos de eficiência econômica, podem impor perdas para os consumidores.