

# Medindo os efeitos da regulação ambiental em mercados de oligopólio: o caso da poluição automotiva\*

CLAUDIO FERRAZ\*\*

EDUARDO P. S. FIUZA\*\*

RONALDO SEROA DA MOTTA\*\*

*As emissões poluentes de fontes móveis aumentaram consideravelmente nos últimos anos em muitas cidades brasileiras, gerando sérios problemas de saúde. Como resposta, o governo implantou normas ambientais contra a poluição automotiva em 1988 e, assim, obteve-se considerável redução das emissões. Contudo, em 1997 ainda existiam diferenças substanciais nas emissões em modelos de automóveis, ocasionando a necessidade de regulação adicional. Este trabalho simula os efeitos de um novo padrão ambiental no mercado automotivo. Usando um modelo de escolha discreta de demanda e dados desagregados do mercado de automóveis brasileiro de 1993 a 1997, estimamos elasticidades-preço própria e cruzada para cada modelo de automóvel. Essa estimativa é efetuada empregando um modelo nested-logit, considerando a escolha entre classes e nacionalidade de carros. Usa-se uma estrutura de oligopólio com produtos diferenciados na oferta para estimar custos marginais não-observados. Adicionalmente, é estimada uma função de custo hedônico, relacionando o custo marginal às características e emissões. Com base nos resultados obtidos e nos dados de emissões de 1997, efetuamos uma simulação contrafactual de um novo padrão contra poluição para emissões de hidrocarbonetos em veículos. Os resultados mostram que a imposição de novas normas de 0,15 grama por quilômetro para todos os automóveis, devido à tecnologia existente, geraria um aumento médio nos preços de 13% e uma redução total de vendas em 31%. Isso implicaria uma redução de 39% nas emissões totais de hidrocarbonetos, por quilômetro dirigido, com uma perda de receita de impostos de 16%. Este trabalho conclui que, embora reduções substanciais de emissão possam ser induzidas por um padrão mais rígido, os incentivos para inovações em dispositivos de controle de emissão de baixo custo e os efeitos benéficos de tal política necessitam de análise adicional.*

## 1 - Introdução

A quantidade de automóveis circulando no Brasil aumentou de 9.527.296 unidades em 1985 para 17.802.000 em 2000, estando principalmente concentrados

---

\* Os autores agradecem à Cetesb pela disponibilização dos dados sobre emissões e a Cicero Pimenteira, Alexia Rodrigues e Roberta Neiva por sua valiosa assistência. Fomos favorecidos pelos comentários de Nick Johnstone, dos participantes do seminário no IPEA, dos participantes do XI Congress of the European Association of Environment and Resource Economics, dos participantes do I Seminário Internacional de Economia Urbana e Meio Ambiente da Universidade Torcuato di Tella e de um parecerista anônimo. Reconhecemos com gratidão o suporte financeiro do Collaborative Research on Economics of the Environment and Development (Creed).

\*\* Da Diretoria de Estudos Macroeconômicos do IPEA.

nas regiões mais ricas e urbanizadas.<sup>1</sup> Os engarrafamentos de trânsito tornaram-se uma característica comum em cidades como Rio de Janeiro e São Paulo e as emissões de poluentes causam uma considerável degradação da qualidade do ar. As emissões de veículos automotores são a maior fonte de poluição atmosférica nas maiores cidades brasileiras. Em São Paulo, por exemplo, os carros particulares foram responsáveis por cerca de 75% das emissões de monóxido de carbono (CO), 73% de hidrocarbonetos (HC), 23% de óxidos de nitrogênio (NOx) e 10% de matéria particulada (PM) em 1977 [Cetesb (1999)].<sup>2</sup> Os custos relativos a graves concentrações de poluição atmosférica em grandes cidades são reconhecidamente altos. Destes, predominam os problemas de saúde, variando desde irritação nos olhos até problemas respiratórios e crescentes taxas de câncer, todos acarretando custos diretos e indiretos à sociedade.<sup>3</sup>

Para solucionar o problema de emissões poluentes de veículos, foi iniciado um programa nacional de controle de emissões. O programa de controle da poluição veicular (Proconve) estipulava inspeções compulsórias para novos veículos lançados no mercado e um cronograma gradual de ajuste com padrões de emissões estabelecido para 1992 e 1997. A indústria automotiva utilizou conversores catalíticos e eletrônica para obedecer aos padrões e o programa gerou reduções substanciais de emissões em todas as categorias de carros. Não obstante, ainda permaneceram consideráveis diferenças em emissões entre os modelos existentes em 1997, particularmente entre os carros nacionais e importados, sugerindo a necessidade de normas adicionais.<sup>4</sup> O objetivo deste trabalho é quantificar os efeitos de uma nova norma ambiental sobre preços, vendas de carros, receita de impostos e emissões de poluição medidos em hidrocarbonetos (HC).

Em um mercado competitivo, os aumentos de custos provocados pelas normas do governo são repassados aos preços e resultam em novo equilíbrio com menores vendas. Entretanto, em um contexto oligopolista com produtos diferenciados, o comportamento estratégico das empresas poderia gerar efeitos diferentes sobre a poluição e a receita de impostos. A simulação das políticas do governo em mercados oligopolistas é efetuada por Berry, Levinsohn e Pakes (1999), Fershtman, Gandal e Markovich (1999) e Goldberg (1998). Todos eles consideram que a utilização de modelos de produtos diferenciados é de grande importância na análise dos efeitos de políticas do governo em mercados oligopolistas.

---

1 Para uma descrição do mercado automotivo, ver Anfavea (2002).

2 De acordo com a Cetesb (1999), a qualidade do ar na área metropolitana de São Paulo está abaixo do padrão de saúde mínimo exigido — pelo menos 25% dos dias em um ano.

3 Ver Seroa da Motta e Mendes (1995). Ver também Small e Kazimi (1995) para análises adicionais de custos sociais relativos à poluição do ar originada de veículos.

4 A Cetesb (1999) estima reduções de 96% em taxas de emissões de CO, 94% em HC e 86% em NOx no período 1985/98. Para uma análise detalhada do padrão de ajuste que ocorreu na indústria automotiva com relação ao controle de emissões devido à pressão normativa no período 1988/97, ver Ferraz e Seroa da Motta (2001).

Nosso objetivo é simular os efeitos de uma norma ambiental rígida sobre o mercado automotivo brasileiro. Para simular normas ambientais, são necessários parâmetros de demanda e oferta de automóvel. Utilizando os recentes avanços na teoria de demanda por produtos diferenciados [Berry (1994), Berry, Levinsohn e Pakes (1995), Goldberg (1995) e Verboven (1996)], cruzamos dados agregados do mercado automotivo com dados de emissões poluentes, obtidos de testes efetuados pela agência ambiental do Estado de São Paulo (Cetesb), para estimar a elasticidade de demanda e *markups* nos mercados de produtos diferenciados.

Utilizamos um modelo de demanda *nested-logit* semelhante ao de Goldberg e Verboven (1998) para estimar parâmetros de elasticidade, enquanto a oferta do modelo oligopolista é empregada para estimar os *markups* e o custo marginal de cada modelo de carro. Para analisar o efeito do controle da poluição sobre os custos marginais, uma função de custo hedônico, similar à usada por Berry, Levinsohn e Pakes (1995), relacionando custo marginal estimado a características de automóveis (incluindo emissões poluentes), é estimada e o parâmetro relacionando as emissões a custo marginal é adotado para fins de simulação.<sup>5</sup>

O exercício é importante devido à necessidade de analisar o efeito de políticas ambientais em mercados oligopolistas. Embora haja uma crescente literatura que analisa as possibilidades de utilização de diferentes instrumentos de políticas para o controle da poluição de automóveis [Eskeland (1994), Innes (1996), Johnstone e Karousakis (1998), Sevigny (1998) e Fullerton e West (2000)], nenhum dos trabalhos introduz o fato de que os mercados de automóveis são caracterizados por oligopólios de produtos diferenciados. Diferentemente dos trabalhos citados, não analisamos as políticas ótimas de controle de poluição. Nosso objetivo é somente quantificar os efeitos de uma nova regulação ambiental na composição de vendas de carros novos e, conseqüentemente, nas emissões e receitas de impostos.

O exercício contrafactual que adotamos é bastante próximo das aplicações efetuadas por Pakes, Berry e Levinsohn (1993), Berry, Levinsohn e Pakes (1999), Goldberg (1998) e Fershtman, Gandal e Markovich (1999). Dados os parâmetros estimados e as equações de demanda e preços, introduzimos um custo marginal adicional e estimamos os novos níveis de emissões. A variação das emissões é, então, comparada e os ganhos ambientais na composição de vendas de novos casos são avaliados. Adicionalmente, conseguimos calcular novos preços, receitas de vendas e impostos associados à redução de emissões descritas.

O trabalho está organizado em seis seções, incluindo esta introdução. A Seção 2 descreve o modelo. A Seção 3 discute os aspectos econométricos seguidos pela Seção 4, que descreve os dados apresentados e exhibe os resultados obtidos nas estimativas de demanda e custo marginal. A Seção 5 apresenta a simulação ambiental e a Seção 6 oferece algumas conclusões.

---

<sup>5</sup> Ver Berry, Kortum e Pakes (1996) na utilização das funções de custo hedônico para analisar mudanças ambientais.

## 2 - O modelo

Modelamos o mercado automotivo brasileiro como um mercado oligopolista, onde as empresas fabricam diversos produtos diferenciados e competem em segmentos diferentes. Seguindo um trabalho anterior sobre oligopólios de produtos diferenciados iniciado por Berry (1994), fizemos a suposição de que as empresas competem em preços com carros que são diferenciados por atributos específicos.<sup>6</sup> No outro lado do mercado, os consumidores comportam-se como se tivessem uma função utilidade aleatória, com base em preços e atributos dos veículos.

### 2.1 - A demanda

Admitimos a existência de  $M$  consumidores potenciais no mercado automotivo que enfrentam a opção de comprar um automóvel ou um bem externo. Supomos que os consumidores adquirem carros tomando por base um conjunto de características evidentes, incluindo preço e outros atributos físicos como potência do motor, economia de combustível, presença de ar-condicionado e outros acessórios como equipamentos-padrão e características não observadas (pelo econométrista), tais como *design*, cor, prestígio etc.<sup>7</sup> Embora os automóveis tenham diferentes níveis de emissão de poluentes, fazemos a suposição de que os consumidores não levam essa característica em consideração quando escolhem um tipo de veículo.<sup>8</sup> A utilidade indireta condicional obtida pelo consumidor  $i$  na compra de um carro  $j$ ,  $u_{ij}$ , é considerada linear em características de produto e expressa do seguinte modo:

$$u_{ij} = x_j \beta - \alpha p_j + \xi_j + v_{ij} \quad (1)$$

onde  $x_j$  e  $\xi_j$  são, respectivamente, características observadas e não-observadas,  $p_j$  é o preço do carro,  $\beta$  e  $\alpha$  são parâmetros a serem estimados e  $v_{ij}$  é o termo estocástico de média zero, que representa a distribuição das preferências do consumidor ao redor da média. As características e os preços de um modelo específico de carro são comuns a todos os consumidores, mas o termo estocástico  $v$  é específico para cada indivíduo.

---

6 A estimativa do impacto das reformas das políticas do governo, usando uma abordagem de concorrência perfeita, poderia gerar vieses nos resultados, conforme demonstrado por Fershtman, Gandal e Markovich (1999) para o caso de Israel.

7 Essa apresentação do modelo segue Verboven (1996). Observe-se que a omissão das *dummies* de marcas é decorrente da nossa preocupação com a parcimônia, pois o número de marcas no Brasil aumentou significativamente nos anos 90.

8 Os números de testes de emissões não são publicados no Brasil, daí os consumidores não poderem observar quão poluente um carro pode ser. Além disso, não existe cobertura da imprensa sobre as preferências do consumidor por carros mais limpos, e as abordagens de mercado no Brasil jamais destacam esse tema.

A forma da função de demanda e o padrão de distribuição que emerge do modelo estão diretamente relacionados à distribuição suposta para o termo estocástico  $v_{ij}$ . Seguimos aplicações prévias do modelo *nested-logit* para a indústria automotiva e adotamos a suposição de um modelo de dois níveis similar a Verboven (1996) e a Goldberg e Verboven (1998). O conjunto de modelos de carro disponíveis está dividido em  $G + 1$  grupos, onde o grupo 0 é composto unicamente pelo bem externo. Cada grupo  $g = 1, \dots, G$  é subdividido adicionalmente em  $H_g$  subgrupos,  $h = 1, \dots, H_g$ . Supomos que a escolha do consumidor ocorre em grupos e subgrupos. A primeira base impõe a escolha de classes de carro (popular, compacto, médio, grande e luxo) e a segunda impõe a escolha de nacionalidade, ou seja, carros estrangeiros e domésticos.<sup>9</sup>

A parte específica da função utilidade,  $v_{ij}$ , pode ser decomposta do seguinte modo:

$$v_{ij} = \varepsilon_{ig} + (1 - \sigma_2) \varepsilon_{ihg} + (1 - \sigma_1) \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

onde  $h$  é um subgrupo e  $g$  refere-se a um grupo. Os resíduos são comuns a todos os produtos no respectivo grupo ou subgrupo e os parâmetros  $\sigma_1$  e  $\sigma_2$  medem o grau de substituição de carros dentro de um grupo ou subgrupo. Esperamos que os carros que competem dentro do mesmo grupo e subgrupo tenham um grau de substituição mais elevado que os carros que competem somente no mesmo grupo.<sup>10</sup>

Se  $v$  é uma distribuição de valor extremo (Weibull), a fatia de mercado do carro  $j$  no subgrupo  $h$  e grupo  $g$ , definida como a quantidade de carros  $j$  vendidos dividida pelo tamanho do mercado  $M$ , é dada por:

$$S_j = S_{j/hg} S_{h/g} S_g = \frac{e^{\delta_j/(1-\sigma_1)} D_{hg}^{(1-\sigma_1)/(1-\sigma_2)}}{D_{hg} \sum_{h \in \mathcal{S}_g} D_{hg}^{(1-\sigma_1)/(1-\sigma_2)}} \frac{\left[ \sum_{h \in \mathcal{S}_g} D_{hg}^{(1-\sigma_1)/(1-\sigma_2)} \right]^{(1-\sigma_2)}}{\sum_{g \in \mathcal{S}_G} \left[ \sum_{h \in \mathcal{S}_g} D_{hg}^{(1-\sigma_1)/(1-\sigma_2)} \right]^{(1-\sigma_2)}} \quad (3)$$

9 A divisão de classe baseia-se em pesquisa de mercado e informações de mercado. Ver, por exemplo, *Gazeta Mercantil* (1999). A adequação dessa estrutura de preferência para o mercado brasileiro pode ser testada com base em parâmetros estimados pelo modelo.

10 A condição de que  $0 \leq \sigma_2 \leq \sigma_1 \leq 1$  é necessária para a compatibilidade do modelo *nested-logit* com o modelo de utilidade aleatória [McFadden (1978)].

onde  $D_{hg} = \sum_{j \in \mathfrak{S}_{hg}} e^{\delta_j / (1 - \sigma_1)}$  e  $\delta_j = x_j \beta - \alpha p_j + \xi_j$  é o nível de utilidade médio

para se adquirir um automóvel  $j$ . Seguindo Berry (1994), a equação (3) pode ser invertida para gerar a equação de demanda estimada:

$$\ln(s_j / s_0) = x_j \beta - \alpha p_j + \sigma_1 \ln(s_{j/hg}) + \sigma_2 \ln(s_{hg/g}) + \xi_j \quad (4)$$

onde  $s_{j/hg}$  é a fatia do produto  $j$  no subgrupo  $h$  e  $s_{hg/g}$  é a fatia do subgrupo  $h$  no grupo  $g$ ,  $s_0$  é a proporção de consumidores que escolhem a alternativa externa (ou seja, não comprar um carro) e  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\sigma_1$  e  $\sigma_2$  são parâmetros a serem estimados.

## 2.2 - A oferta

Os automóveis são produzidos por empresas multiprodutos que vendem itens diferenciados em um mercado oligopolista. Os produtores são modelados como escolhedores de preços de seus produtos para maximizar os lucros de todos os modelos vendidos. Cada empresa  $f$  produz um subconjunto  $\mathfrak{S}_f$  do conjunto composto por  $j = 1, \dots, J$  modelos diferentes de carros. A função de lucro da firma  $f$  é dada por:

$$\pi_f = \sum_{j \in \mathfrak{S}_f} (p_j (1 - \tau) / (1 + t) - mc_j) s_j(p) M \quad (5)$$

onde  $p_j$  é o preço a varejo do carro  $j$ ,  $t$  é a taxa de imposto de valor adicionado federal (IPI),  $\tau$  é o imposto de valor adicionado em nível estadual (ICMS),  $mc_j$  é o custo marginal de produção do carro  $j$ . A quantidade de carros produzidos,  $q_j$ , é definida como  $q_j = Ms_j(p)$ , onde  $s_j$  é a fatia de mercado do carro  $j$  e  $M$  é o tamanho do mercado representado pelo número de residências no mercado brasileiro.

A maximização de (5) em relação ao preço (supondo a existência de um equilíbrio estratégico interior) gera a conhecida condição de primeira ordem em que cada firma iguala o preço ao custo marginal mais um *markup*:

$$\sum_{r \in \mathfrak{S}_f} (p_r (1 - \tau) / (1 + t) - mc_r) \frac{\partial s_r(p)}{\partial p_j} + s_j(p) \cdot (1 - \tau) / (1 + t) = 0 \quad (6)$$

Agrupando as condições de primeira ordem para os  $J$  modelos de carros produzidos, obtemos um sistema de condições de primeira ordem que geram os *markups* para cada automóvel. Essas condições podem ser transformadas em  $J$  equações

de preço. Conforme Berry, Levinsohn e Pakes (1995), definimos uma matriz  $J \times J$  cujo elemento  $(j, k)$  é  $\Delta_{jk} = -\partial s_k / \partial p_j$  se  $j$  e  $k$  são produzidos pela mesma firma e  $\Delta_{jk} = 0$  se são produzidos por firmas diferentes. Definindo a condição de primeira ordem em notação vetorial e invertendo a matriz delta, obtemos:

$$p = mc \cdot (1+t) / (1-\tau) + \Delta^{-1} s(p) \quad (7)$$

Dessa forma, o sistema de equações de preços decompõe o preço de cada tipo de carro em seu custo marginal e *markup*. Os parâmetros de elasticidades estimados para a demanda do modelo e o vetor de preço de equilíbrio são, então, utilizados para calcular os *markups*.

Embora não haja disponibilidade de dados de custo marginal, podemos usar os parâmetros de demanda, preços e fatias de mercado, juntamente com as elasticidades estimadas, para obter uma estimativa do custo marginal. Sendo os preços observados e os *markups* explicitamente calculados usando-se  $\Delta^{-1} s(p)$ , podemos calcular o custo marginal para cada modelo de carro  $j$  a cada ano  $t$ . Seguindo Berry, Levinsohn e Pakes (1995) e supondo que as empresas têm funções de custo marginal log-lineares em características, podemos expressar o custo marginal como função de um componente observado e outro não-observado:

$$\ln(mc_j) = W\gamma + \omega_j \quad (8)$$

onde  $mc_j$  é o custo marginal por modelo de carro  $j$ ,  $W_j$  e  $\omega_j$  são, respectivamente, as características observadas e não-observadas e  $\gamma$  é um vetor de parâmetros a ser estimado. Essa equação propicia uma abordagem indireta para o cálculo de uma equação de custo hedônico para produtos heterogêneos e incorpora o fato de que as mudanças nas características afetam o custo marginal.

### 3 - Aspectos econométricos

Similarmente aos modelos de demanda de produtos homogêneos, o principal problema que surge na estimação de modelos de produtos diferenciados é que os preços são, provavelmente, correlacionados com o termo de erro, gerando coeficientes viesados sob a estimativa de MQO. Essa correlação ocorre devido à existência de características não-observadas que afetam a demanda, mas que também são correlacionadas com os preços.<sup>11</sup> Conforme indicado por Berry, Levinsohn e Pakes (1995) e Nevo (2000), embora as características não-observadas não sejam

11 Tais características não-observadas podem ser estilo, prestígio e reputação, conforme indicado por Berry, Levinsohn e Pakes (1995), e a qualidade do produto, confiabilidade e reputação, conforme Goldberg (1995).

diretamente percebidas pelo econometrista, são observadas por fabricantes e consideradas na otimização dos lucros. Adicionalmente, devido à especificação de Nash-Bertrand, as fatias de mercado e os preços são simultaneamente determinados em equilíbrio, gerando endogeneidade para as fatias de mercado também.

A conhecida solução para esse problema é a adoção de variáveis instrumentais. Nossas condições de identificação usam variáveis que estão correlacionadas com preço e fatias, mas que não estão correlacionadas com o termo de erro. Tomando por base a estrutura oligopolista do modelo, Berry, Levinsohn e Pakes (1995) propõem instrumentos que têm função de características e deslocadores de custo. As variáveis construídas a partir de funções de características exógenas atuam como substituto para a intensidade da competição sofrida pelas empresas. Para cada característica empregada na explicação da demanda pelo modelo do carro  $j$ , três instrumentos são empregados: a característica do carro  $j$ , a soma das características de outros carros diferentes de  $j$  produzidos pela empresa  $f$  e a soma das características dos carros concorrentes produzidos pela firma rival. Também são usados como instrumentos o número dos modelos de carros vendidos pela própria empresa em um grupo e o número de modelos de carros vendidos pelos concorrentes no grupo. Esperamos que quanto maior o número de produtos que uma empresa venda, mais alto seja o preço que cobrará de cada produto [Goldberg e Verboven (1998)].

Diferentemente de outros estudos que aplicaram a mesma metodologia, nosso interesse aqui é a demanda para cada modelo de automóvel. Por conseguinte, embora as equações de demanda e preços possam ser estimadas simultaneamente como um sistema usando GMM, optamos por estimar somente os parâmetros de demanda. Sendo nosso interesse somente obter estimativas sólidas para os parâmetros de demanda, é suficiente prover preços e fatias, sem necessidade de modelar explicitamente a oferta [Fershtman e Gandal (1998)].<sup>12</sup> A oferta é então introduzida no modelo para calcular *markups* e custos marginais para o ano de 1997. Além disso, para simular novo equilíbrio de preço e quantidades, usamos a equação de preço juntamente com a equação de demanda.<sup>13</sup>

Finalmente, é importante observar que a estrutura de nossos dados inclui vários modelos de carro surgindo em anos diferentes. Não obstante, como poucos modelos têm observações repetidas, alguns deles somente uma vez — de 1993 a 1997 —, optamos por não utilizar os dados como um painel desbalanceado, e, ao invés disso, pressupomos efeitos fixos para cada período de tempo. Essa abordagem provavelmente produz estimativas consistentes dos parâmetros de elasticidade, embora não eficientes [Berry, Levinsohn e Pakes (1995, p. 863)].

---

12 Conforme indicado por Goldberg e Verboven (1998), existe uma perda de eficiência resultante de tal abordagem.

13 Para uma análise adicional da oferta e *markups* no Brasil, ver Fiuza (2000).

## 4 - Dados e resultados econométricos

### 4.1 - Dados

O conjunto de dados usado neste trabalho foi compilado no IPEA e mescla informações sobre preços e vendas com características de cada modelo de carro vendido no mercado brasileiro de 1993 a 1997 e os dados de emissões de poluentes de 1992 a 1997. Os dados focalizam o mercado de veículos de passageiros, excluindo caminhões, vans, minivans e utilitários esportivos (todos esses modelos de carro apresentavam pequena fatia no mercado brasileiro antes de 1998). Os dados sobre vendas mensais foram coletados fundindo os dados da Associação Brasileira de Fabricantes de Peças e Componentes (Sindipeças), da Associação Nacional de Fabricantes de Veículos Automotivos (Anfavea) e da Associação de Importadores de Automóveis (Abeiva). Dados adicionais sobre importação foram fornecidos por fabricantes individuais. Os dados mensais foram então agregados em valores anuais. O início de cada ano de modelo foi alocado para outubro do ano anterior, quando os fabricantes domésticos iniciam a venda de seus novos modelos. As vendas de carros foram então totalizadas nos respectivos meses.

Os preços foram obtidos das revistas brasileiras mensais *Quatro Rodas* e *Jornal do Carro* (um suplemento semanal do diário paulista *Jornal da Tarde*). Do mesmo modo que Berry, Levinsohn e Pakes (1995), relacionamos os preços a varejo que foram convertidos para a mesma moeda e deflacionados pelo IGP-OG. O modelo-base foi usado para relacionar preço, características e vendas. Para transformar os preços mensais em valores anuais, usamos médias em um período de um ano para preços e alíquotas de impostos/tarifas.

As características dos automóveis foram obtidas no *Jornal do Carro* e complementadas por informações de importadores e pela revista *Quatro Rodas*. Os dados sobre características incluem quantidade de portas, tamanho do motor, potência do motor, ar-condicionado, janelas automáticas, freios automáticos e outras características. Conforme Berry, Levinsohn e Pakes (1995), também agregamos submodelos de carro em um único modelo. Para transformar características mensais de submodelos diferentes em características anuais para o modelo-base, usamos a moda das variáveis características (ponderada por vendas ao longo dos meses) durante o período.<sup>14</sup>

As informações sobre eficiência de combustível e os dados de emissões poluentes foram gentilmente fornecidos pela Cetesb, agência ambiental de São Paulo. Tais dados provêm dos testes efetuados pela Cetesb no Proconve. Os dados sobre emissões de poluentes foram coletados para CO, HC e NOx de todos os carros testados entre 1992 e 1997.

---

<sup>14</sup> Para obter descrição mais detalhada dos dados, ver Fiuza (2000).

Na Tabela 1, apresentamos um resumo dos dados de 1997 agregados por segmentos de automóvel e por nacionalidade. Observamos que os carros populares têm notável preponderância, com uma fatia de mercado de aproximadamente 54%. O preço médio de carros populares é significativamente inferior ao de outros modelos de automóveis. Por outro lado, os carros importados representam somente 5% das vendas totais de veículos. Isso se deve, basicamente, ao fato de os carros mais caros pertencerem a essa categoria e de poucos compactos importados serem vendidos por preços competitivos. O segmento de carros populares, embora tenha a maior fatia de mercado, não é muito populoso — tem somente sete modelos vendidos. Em termos de emissões poluentes de HC, os carros mais sujos pertencem, na média, ao segmento doméstico de carros médios e de luxo, seguidos dos carros populares e dos de luxo importados. Não obstante, tendo os carros de luxo uma fatia tão insignificante, os principais contribuintes para as emissões são os carros populares e domésticos de porte médio, responsáveis por aproximadamente 75% das emissões totais (taxa de emissão vezes a quantidade vendida).

TABELA 1

*Resumo das estatísticas do mercado de carros de 1997, por segmento*

Categoria de automóvel	Quantidade de modelos na categoria	Vendas totais de carros	Fatia de vendas totais (%)	Preço médio (R\$ de 1997)	Emissões médias de HC (g/km)	Fatia de emissões totais (%)
Popular doméstico	7	862.004	53,95	12.130	0,15	54,27
Compacto doméstico	11	232.608	14,56	17.246	0,11	10,75
Médio doméstico	26	247.306	15,48	18.683	0,20	20,62
Grande doméstico	13	134.801	8,44	24.430	0,12	6,82
Luxo doméstico	4	40.380	2,53	32.139	0,20	3,44
Compacto importado	9	8.442	0,53	16.572	0,13	0,46
Médio importado	17	34.985	2,19	23.855	0,12	1,74
Grande importado	26	29.348	1,84	34.246	0,11	1,41
Luxo importado	13	7.866	0,49	54.596	0,15	0,48

OBS.: Os preços e as emissões médias foram ponderados por vendas. As emissões totais não consideram a quilometragem percorrida.

## 4.2 - Resultados do modelo *nested-logit*

O modelo de escolha discreta especificado na equação (4) é estimado usando-se variáveis instrumentais. A fatia de mercado do modelo de carro  $j$  é explicada como uma função do preço, características, fatias do carro  $j$  no subgrupo e a fatia

do subgrupo no grupo, quatro variáveis *dummies* para as classes popular, médio, grande e luxo (a classe omitida é o carro compacto). Além disso, incluímos uma variável *dummy* para os carros movidos a álcool e variáveis *dummies* para os anos (o ano omitido é 1993), e outra série de *dummies* para carros importados que são iterados com *dummies* de anos, captando a mudança no padrão de carros importados ao longo do tempo (essas *dummies* provavelmente captam o efeito da taxa de câmbio sobre a demanda de carros importados também).

As variáveis endógenas preço e fatias de mercado, que devem ser correlacionadas com o termo de erro, são instrumentalizadas, usando para isso as somas das características nos grupos e fora dos grupos, o número de carros nos grupos e o número de modelos de carro fora dos grupos.

A Tabela 2 apresenta os resultados do modelo *nested-logit* com variáveis instrumentais. Os resultados obtidos são extremamente satisfatórios. Os coeficientes de HP, ar, tamanho e freios automáticos são estatisticamente significativos e têm o sinal positivo esperado. Eles sugerem que, controlando por outras variáveis, os consumidores preferem carros com mais aceleração, com ar-condicionado, com freios automáticos e de maior tamanho. O coeficiente de quilômetros por litro, embora significativo, tem um sinal negativo similar ao resultado obtido por Berry, Levinsohn e Pakes (1995). Embora estranho, isso pode ser devido à presença de carros importados com vendas baixas mas altíssima eficiência de combustível.

O conjunto de *dummies* incluídas objetiva captar parte das características não-observadas. Embora a *dummy* grande não seja significativa, as *dummies* popular e médio são significativas com um sinal positivo. Isso pode significar que o tamanho não está captando a preferência pelo espaço com perfeição, de modo que os carros mais populares têm outros atributos de conforto e/ou tecnologia que os favorecem quando são comparados aos carros compactos. Por outro lado, a *dummy* de carro de luxo também é significativa com um sinal negativo. Essa distorção pode ter sido causada pela ausência de uma *proxy* para renda. A *dummy* álcool revela que os carros a álcool, controlando para outras características, têm vendas inferiores às dos carros a gasolina. As *dummies* de ano, por si, tentam controlar choques macroeconômicos, e não são significativas de modo geral, exceto em 1996. Por outro lado, as *dummies* de ano multiplicadas pela de importados são extremamente significativas em todos os anos. Esse resultado pode mostrar que os choques macroeconômicos anuais tiveram maior efeito em importados do que em carros nacionais.

As variáveis fatia no grupo e fatia no subgrupo são extremamente significativas e têm coeficientes estimados de 0,49 e 0,80, respectivamente. Elas indicam um alto padrão de substituição entre os modelos do mesmo subgrupo (pequeno, médio, grande e luxo) e um padrão de substituição menor entre os modelos do mesmo grupo (carros nacionais e estrangeiros). Tal resultado é compatível com

TABELA 2

*Estimativa de demanda do modelo nested-logit*[Variável dependente: Ln (fatia de mercado do carro *j*) – Ln (fatia de mercado da alternativa externa)]

Variável	Estimativa do parâmetro	Erro-padrão
Constante	7,964	3,261
Ln (preço)	-1,381	0,368
Ln (fatia no grupo)	0,491	0,121
Ln (fatia no subgrupo)	0,802	0,054
HP/peso	7,415	2,564
Ar-condicionado	0,240	0,072
Tamanho	0,095	0,047
Freios ABS	0,229	0,062
Km por litro	-0,030	0,011
Álcool	-0,533	0,124
Popular	0,757	0,212
Médio	0,577	0,092
Grande	0,095	0,104
Luxo	-0,631	0,180
Ano 94	0,040	0,051
Ano 95	-0,151	0,103
Ano 96	-0,385	0,134
Ano 97	-0,237	0,157
Importado x ano 93	-1,307	0,487
Importado x ano 94	-1,113	0,355
Importado x ano 95	-0,655	0,224
Importado x ano 96	-0,765	0,294
Importado x ano 97	-0,853	0,277

NOTA: São relatados erros-padrão robustos. Dados empregados na estimativa: 1993/97 com 720 observações.

nossas expectativas e também com os resultados obtidos em outros estudos, como o de Goldberg e Verboven (1998). A hipótese de igualdade entre esses dois coeficientes é rejeitada e os resultados são compatíveis com as condições de MacFadden para a compatibilidade do *nested-logit* com um modelo de utilidade aleatório. O modelo *nested-logit* de ordem invertida também foi estimado supondo-se que o consumidor escolhe, em primeiro lugar, o tipo de carro e, depois, a nacionalidade, mas os resultados não foram satisfatórios.

O coeficiente sobre o preço é também extremamente significativo, com o sinal negativo esperado. A magnitude do coeficiente é mais bem avaliada calculando-se as elasticidades-preço. Um resumo das elasticidades-preço médias por segmento

de automóvel está incluído na Tabela 3. A elasticidade-preço média, ponderada por vendas, é de aproximadamente  $-5,77$  e a elasticidade-preço média não-ponderada é de  $-6,6$ . Esses valores são compatíveis com as elasticidades obtidas por modelos *nested-logit* similares. Goldberg e Verboven (1998) estimam que as elasticidades-preço médias para o mercado de carros europeu variam entre  $-4,09$  (Itália) e  $-6,21$  (Reino Unido). Goldberg (1995) estima as elasticidades-preço médias para o mercado de carros norte-americano variando entre  $-2,59$  e  $-6,22$ . Em geral, o modelo implica resultados similares obtidos pelo trabalho anterior feito por Berry, Levinsohn e Pakes (1995), Goldberg (1995) e Goldberg e Verboven (1998): segmentos de mercado com maior número de modelos têm elasticidades-preço maiores.

TABELA 3

*Elasticidades-preço médias por segmento de automóvel*

Categoria dos automóveis	Elasticidade média
Popular doméstico	-5,78
Compacto doméstico	-5,38
Médio doméstico	-6,28
Grande doméstico	-5,39
Luxo doméstico	-5,38
Compacto importado	-5,54
Médio importado	-6,09
Grande importado	-6,50
Luxo importado	-6,32

OBS.: As elasticidades médias são ponderadas por vendas.

### 4.3 - Resultados da estimação do custo hedônico

Adotando as elasticidades estimadas, os preços observados e as fatias de mercado, calculamos os *markups* e os custos marginais. Uma equação de custo hedônico marginal é então estimada com base na equação (8), onde o logaritmo do custo marginal é regredido em um conjunto de características, um conjunto de *dummies* e vendas de carro para controlar as possíveis economias de escala. Essa estimativa é feita utilizando-se apenas uma *cross-section* para 1997. Essa restrição é imposta, pois estamos interessados na estimativa do efeito das mudanças de emissão sobre o custo marginal em virtude de tecnologia mais avançada.<sup>15</sup> Incluímos todas as características de automóveis e emissão do poluente HC em gramas por

<sup>15</sup> Os carros que não estavam em conformidade com as normas do Proconve (cuja venda foi permitida até março de 1997) foram retirados da amostragem.

quilômetro. Controlando por outras características, o coeficiente de HC estima a mudança em custo marginal causada por uma redução marginal de emissões poluentes.<sup>16</sup>

Os resultados da estimativa de custo marginal hedônico são apresentados na Tabela 4. O ajuste do modelo mostra que uma função linear com as características escolhidas pode ser responsável pela maior parte da variação do custo marginal nos modelos de carros. Todos os coeficientes têm o sinal esperado e são significativos ao nível de 5%, exceto ar-condicionado, tamanho de motor e a *dummy* de carros populares.

Conforme esperado, a presença do ar-condicionado, freios ABS, vidros elétricos, aceleração (substituída por HP/peso), tamanho do motor e tamanho do tanque aumenta os custos marginais. Os carros médios, grandes e de luxo têm custos marginais mais elevados que os carros compactos, controlando por outras características. Além disso, observamos que os carros a álcool e os carros importados

TABELA 4

*Estimativa de parâmetros para custo marginal hedônico*

[Variável dependente: Ln (custo marginal)]

Variável	Estimativa do parâmetro	Erro-padrão
Constante	8,680	0,456
Ln (HC)	-0,121	0,029
Ln (HP/peso)	0,515	0,100
Ln (tanque)	0,422	0,093
Ar-condicionado	0,112	0,039
Vidros elétricos	0,090	0,034
Freios ABS	0,172	0,040
Popular	0,099	0,063
Médio	0,112	0,028
Grande	0,172	0,042
Luxo	0,374	0,058
Álcool	-0,189	0,046
Importado	-0,100	0,043
Ln (vendas)	-0,026	0,009
$F^2$	0,890	

OBS.: Erros-padrão robustos. Dados de 1997 consistindo em 114 observações.

16 Nossa abordagem difere de Berry, Kortum e Pakes (1996). Ao invés de usarmos pressupostos para o equipamento tecnológico introduzido, empregamos dados reais de emissões para estimar o efeito de diferentes níveis de emissão sobre o custo marginal.

são produzidos com custos marginais inferiores. O coeficiente negativo significativo para vendas indica retornos crescentes à escala (embora a presença de custos fixos já permita tais retornos na presença de custos marginais constantes). Entretanto, é importante observar que as vendas são um bom substituto de produção nacional, mas consistem em um substituto pobre para a produção de carros importados. Conseqüentemente, o efeito dos retornos de escala pode estar subestimado.

O coeficiente do logaritmo de HC, que é utilizado para fins de simulação, é estimado precisamente com o sinal negativo esperado (a redução da poluição implica um custo marginal mais elevado). O valor do parâmetro mostra que uma queda de 1% nas emissões de HC resultaria, em média, em um aumento de 0,121% no custo marginal. Esse coeficiente é usado como custo marginal no controle do custo de poluição para a média da tecnologia predominante (dada pelo tipo de injeção de combustível e o tipo de conversor catalítico).<sup>17</sup>

Observe-se que essa função hedônica aproxima o estoque atual de tecnologias adotadas na produção de automóveis no Brasil. Assim, nossas estimativas de custo refletem como os esforços adicionais em alcançar um controle mais alto de emissões podem ser empreendidos com as tecnologias disponíveis que podem estar atingindo seu mais alto nível de eficiência. Conseqüentemente, não estamos captando qualquer efeito tecnológico dinâmico.

## 5 - Simulando o efeito da regulação ambiental

Os parâmetros estimados nas regressões de demanda e custo marginal são empregados juntamente com as elasticidades calculadas, as equações de fatia e preços, o cronograma de índice de impostos e os coeficientes de emissões poluentes para simular o efeito de políticas do governo na quantidade de equilíbrio, preço, emissões poluentes e receita de impostos.

O total de emissões de poluentes para cada modelo de carro é determinado pelo coeficiente de emissões (emissões por quilômetro) vezes o número de quilômetros rodados em um determinado ano, vezes a quantidade de carros vendidos. Devido à não-disponibilidade de dados de quilometragem, calculamos as emissões totais por quilômetro e focalizamos nossa análise na composição da frota de automóveis.

---

<sup>17</sup> O custo marginal hedônico poderia também ser estimado com as variáveis instrumentais usadas na estimativa de demanda para controlar a possível endogeneidade das vendas. Não obstante, nem o coeficiente nem o erro-padrão na emissão de HC foram significativamente diferentes do resultado obtido junto à estimativa OLS. Isso ocorreu porque não adicionamos a variável endógena, e as características próprias instrumentalizam a si mesmas (agradecemos a Eduardo Pontual Ribeiro, que nos indicou esse ponto). Nesse sentido, terminamos optando por usar somente o resultado MQO.

As emissões totais geradas por carros novos vendidos são, então, definidas como a soma das emissões geradas para cada modelo de carro por quilômetro vezes a quantidade de carros vendidos,

$$E = \sum_{j=1}^J q_j e_j \quad (9)$$

onde  $q_j$  é a quantidade vendida do modelo de automóvel  $j$ ,  $e_j$  é a taxa de emissão em gramas por quilômetro de tipo de automóvel  $j$  e  $J$  é o número total de modelos de carro vendidos no mercado.

A simulação contrafactual emprega dados dos 126 tipos de carro vendidos em 1997. O modelo consiste em 126 equações de demanda fornecidas por (3) e 126 equações de preços fornecidas por (7). Introduzindo uma mudança no custo marginal dos fabricantes, obtemos um novo equilíbrio Bertrand-Nash com novas quantidades e novos preços, solucionando o sistema de 252 equações não-lineares.

A regulação ambiental é inserida no modelo com a simulação de um novo padrão ambiental. Ao invés do padrão predominante de emissões de HC — que era igual a 0,3 g/km em 1997 — simulamos a inserção de um padrão de emissão de 0,15 g/km. Esse padrão foi escolhido por representar uma queda de 50% no máximo de HC permitido para cada automóvel. Vale a pena observar que vários modelos de carros já apresentavam nível de emissão inferior a 0,15 em 1997. Esses modelos são considerados como estando em conformidade com o novo padrão admitido.

O efeito desse novo padrão ambiental no mercado é simulado em dois passos. Em primeiro lugar, observamos quais carros tinham níveis de emissão acima de 0,15 g/km em 1997. Supomos que os fabricantes, para conseguir vender carros, teriam de aprimorar as tecnologias já em operação incorrendo em custos marginais adicionais. Para cada modelo de carro calculamos em quanto ficaria a redução em HC para obedecer à nova regra. Para os modelos de carros com emissões acima de 0,15, adotamos a suposição de que tais investimentos geram observância total ao padrão obrigatório.<sup>18</sup> Supondo que todos os modelos de carro têm, na média (após controlar para outras características), o mesmo padrão de custo marginal de controle de poluição, empregamos o coeficiente estimado de HC da Tabela 3 e calculamos o custo marginal adicional por modelo de carro para obter o novo padrão de emissão. Introduzimos, então, esse custo de observância em cada função de lucro do fabricante e permitimos que ajustassem para os novos preços e *markups*.

---

18 Em outras palavras, supomos que seu coeficiente de emissão é igual a 0,15 g/km. Embora seja uma suposição extrema, é usada para ilustrar o padrão de observância e o efeito de um custo marginal mais elevado para cada fabricante.

Se os fabricantes não pudessem ajustar seus preços, as emissões totais de novos automóveis seriam dadas pela quantidade vendida antes da implantação do padrão vezes a nova taxa de emissão por veículo. Não obstante, a característica oligopolista do modelo permite que cada empresa estabeleça um novo preço e *markup* após inserirmos o custo marginal relativo à observância ambiental. O modelo permite que calculemos o equilíbrio preço/quantidade final, assim que um novo equilíbrio Bertrand-Nash é obtido. Adotando as novas quantidades de venda de equilíbrio de cada modelo de carro, calculamos as emissões resultantes do novo padrão e a receita total de impostos.

## 5.1 - Efeitos de um novo padrão ambiental

Com base em dados de 1997, admitimos a simulação contrafactual de um novo padrão ambiental para emissões de HC por automóveis. Tentamos responder à seguinte questão: o que teria acontecido com as vendas, preços, receita de impostos e emissões totais se o governo tivesse definido um padrão ambiental para emissões de HC de 0,15 g/km em vez de 0,30 g/km em 1997? Essa simulação é muito próxima à de Berry, Levinsohn e Pakes (1999), Goldberg (1998) e Petrin (2001).

Os resultados obtidos a partir da simulação do novo padrão ambiental estão resumidos nas Tabelas 5 e 6. O efeito total é o esperado aumento em preço e queda em vendas totais de carros. O aumento de preço médio é de 13% e a queda no total de vendas de automóveis é de 31%. Isso induz uma perda na receita de impostos do governo de aproximadamente 17%. Por outro lado, já que as emissões dos carros mais poluentes são controladas e reduzidas a um máximo de 0,15 g/km, as emissões totais são reduzidas em cerca de 40%. Isso ocorre, principalmente, por causa da redução da demanda de carros decorrente do aumento de preços. À medida que a composição da frota altera-se em direção a um perfil mais limpo, a média ponderada das emissões de HC caem de 0,15g/km para 0,13 g/km.

A quantificação do efeito da nova normatização sobre os modelos individuais de carros e segmentos é mais complicada. Uma vez introduzido o custo de controle de poluição, o preço dos carros pode se alterar mais que proporcionalmente devido à estrutura de jogos de Bertrand. Conforme mencionado em Berry, Levinsohn e Pakes (1999), a existência de complementos estratégicos e substitutos é importante para compreender os resultados finais da simulação. Já que estamos utilizando demandas não-lineares, o aumento no preço do carro não eleva necessariamente o preço dos carros da concorrência, como ocorreria em um jogo Bertrand com demandas lineares. Conseqüentemente, quando o preço de um carro poluidor aumenta, é possível que os competidores reduzam o preço do carro concorrente para atrair clientes interessados em menores preços e aumentem os lucros.

TABELA 5

*Efeito total da implantação de um novo padrão para emissões de HC sobre preços, vendas, receita de impostos e emissões totais*

	Preço médio (R\$)	Vendas totais de automóveis (mil unidades)	Receita total de impostos (R\$ mil)	Total de emissões de HC (g/km)
Padrão ambiental 1997 (base de referência)	16.328	1.597,7	7.890.614,4	238.174
Novo padrão ambiental simulado	18.407	1.101,4	6.571.843,7	144.845
Alteração na percentagem	12,7	-31,06	-16,71	-39,18

OBS.: O preço médio é ponderado por vendas. As emissões totais são calculadas por quilômetro e não consideram as diferenças de quilômetros rodados.

TABELA 6

*Mudança de preços, fatias de mercado, vendas, receita de impostos e emissões totais a partir da implantação de um novo padrão para as emissões de HC*

(Em %)

Categoria de automóvel	Preços	Fatias de mercado	Vendas	Receita de impostos	Emissões totais de HC
Popular doméstico	- 1,3	-34,5	-54,8	-55,4	-60,5
Compacto doméstico	- 2,6	-9,4	-37,6	-39,0	-34,2
Médio doméstico	+7,8	+68,6	+16,2	+25,4	-16,7
Grande doméstico	+1,3	+43,7	-0,9	+4,1	+3,4
Luxo doméstico	+3,1	+58,8	+9,5	+12,9	-21,0
Compacto importado	+6,3	+304,0	+178,9	+197,8	+164,6
Médio importado	-16,0	+75,3	+20,9	+0,1	+35,7
Grande importado	- 4,0	+33,0	-8,3	-15,9	-10,0
Luxo importado	- 4,8	+66,6	+14,9	+7,7	+7,0

OBS.: As mudanças de emissão estão em g/km e supõem que todos os motoristas são homogêneos e percorrem a mesma quilometragem.

Os resultados estão agregados por categoria de carro e resumidos na Tabela 6. Eles parecem sugerir que os modelos de carros com as mais altas taxas de emissões e que tiveram de obedecer à nova regulamentação também tiveram as taxas de aumento mais elevadas. Os segmentos de carros com o efeito mais ponderável sobre os custos marginais de observância são os carros do tipo grande, luxo e médio, com um aumento de custo marginal de 2,2%, 2,3% e 3,1%, respectivamente. Os preços aumentam em todos os três segmentos, com ênfase especial no segmento doméstico médio, que teve uma alteração de 7,8%. Os carros importados

compactos também tiveram um aumento substancial de preços de 6%, mas isso não se deveu principalmente a alterações de custo marginal. Ao invés disso, provavelmente foi devido a aumento na demanda. Em termos de fatias de mercado, os carros importados ganharam substancial porção do mercado perdido por carros populares domésticos e carros compactos.

Se considerarmos que carros maiores e mais caros são conduzidos por consumidores mais ricos, que tendem a usar mais quilometragem, os resultados poderão sugerir que, embora o número total de emissões por quilômetro seja reduzido, a política de regulação estaria aumentando as emissões totais, alterando a frota para modelos menos econômicos que seriam conduzidos por consumidores mais ricos. Não obstante, não temos possibilidade de analisar esse tipo de efeito devido à falta de dados específicos sobre os consumidores. Adicionalmente, é importante observar que o modelo aqui empregado pode simular somente alterações de políticas de curto prazo, pois temos de supor que as características dos carros comercializados não mudam em reação à política implantada [Pakes, Berry e Levinsohn (1993)].<sup>19</sup> Conseqüentemente, a inovação, um importante ganho da regulação ambiental, não pode ser analisada pelo presente modelo.

Os efeitos da política normativa sobre o bem-estar são ambíguos e exigem pesquisa adicional. A análise do custo-benefício da política normativa somente pode ser feita se também calcularmos os benefícios sociais da redução resultante da poluição atmosférica. Embora não empreendamos essa tarefa neste trabalho, isso pode ser feito por meio de pesquisa futura, adotando-se estimativas de custos sociais de poluição causada por automóveis.<sup>20</sup>

## 6 - Conclusões

O efeito das normas ambientais no mercado automotivo brasileiro induziu importantes mudanças tecnológicas com a adoção mais rápida de injeção eletrônica e conversores catalíticos. Embora uma redução substancial nas emissões de poluentes tenha ocorrido de 1988 a 1997, a tarefa do controle ambiental de emissões automotivas está longe de ser concluída. Focalizamos a discussão no controle de emissões poluentes em carros novos, embora outros tipos de mecanismo, como programas de inspeção e manutenção e programas de rotatividade de frota, sejam necessários para controlar as emissões poluentes totais.<sup>21</sup>

---

19 É a mesma premissa de Goldberg (1998) em sua análise do efeito da norma Cafe nos Estados Unidos.

20 Seroa da Motta e Mendes (1995) fizeram estimativas dos benefícios à saúde derivados do controle de poluição atmosférica para o Brasil. Para uma aplicação nesse contexto, ver também Small e Kazimi (1995).

21 Ver Harrington, McConnell e Alberini (1996) para uma proposta sobre normas de inspeção e manutenção e Alberini, Harrington e McConnell (1995) sobre uma proposta de programas de retirada de veículos nos Estados Unidos.

Em uma proposta de regulação ambiental adicional para carros novos, é importante estimar o efeito de tais normas sobre o mercado. Os custos de produção de automóveis, os preços e por conseguinte as receitas de impostos provavelmente serão afetados pela normatização do governo. Para se empreender tal programa, é necessário um modelo adequado que consiga prever o efeito de mudanças de custo sobre preços e as quantidades vendidas, considerando-se a característica oligopolista de um mercado de produtos diferenciados. Os parâmetros estimados por este estudo poderiam, então, ser usados para se proceder a uma análise de custo-benefício de normas ambientais.

Este estudo contribui para a literatura existente estimando tal modelo e relacionando-o à discussão de normas ambientais. Em primeiro lugar, aplicamos o modelo *nested-logit* ao mercado de carros brasileiro para obter elasticidades-preço de demanda que sejam compatíveis com uma estrutura de utilidade aleatória com consumidores heterogêneos. Em segundo lugar, usando os custos marginais avaliados, estimamos uma função de custo marginal hedônica para descrever a relação entre os custos marginais e as características de automóveis, incluindo equipamento de controle de emissões. Em terceiro lugar, utilizando um sistema de demanda não-linear e equações de preço, simulamos o efeito de uma norma ambiental para ilustrar o modelo. A incorporação da estrutura oligopolista do mercado resulta importante. O padrão de preço e alterações na demanda, permitidos pelo uso de uma função de demanda não-linear, implicam um padrão mais realista de substituição entre os modelos de carros. Portanto, o efeito da norma é simulado com maior precisão.

As elasticidades estimadas pelo modelo são próximas das elasticidades obtidas por modelos similares usando dados provenientes dos Estados Unidos e de países europeus. Com a aplicação das elasticidades estimadas juntamente com a elasticidade de custo marginal com relação a controle de emissão, encontramos que a introdução de normatização ambiental adicional provavelmente aumentará os preços e reduzirá as vendas, conforme esperado. O aumento de 13% no preço médio reduz as vendas totais em 31%. A receita de impostos cai em 17% como consequência dessa nova norma, mas o total das emissões poluentes cai em 40%. Conseqüentemente, concluímos que, embora apenas metade dos carros que foram vendidos em 1997 fosse obrigada a reduzir as emissões (a outra metade já apresentava uma taxa de emissões abaixo de 0,15 g/km), obter-se-ia uma substancial redução devido aos efeitos adicionais no mercado.

Embora os resultados sejam bastante gerais e possam ser usados para outros tipos de simulações no mercado de carros brasileiro, é importante mencionar algumas limitações do modelo. Devido à estrutura estática, o modelo somente pode analisar implicações a curto prazo das normas do governo. A implantação de novas normas ambientais, por exemplo, provavelmente induzirá inovações adicionais que poderão resultar em carros melhores. Esses efeitos dinâmicos não podem ser captados pelo modelo atual.

Um outro ponto pode ser considerado sobre o uso da estrutura *nested-logit*. Esse modelo restringe a elasticidade em um segmento e o padrão de substituição é predeterminado com a imposição da estrutura do segmento. Um modelo de coeficientes aleatórios mais gerais poderia ser empregado, introduzindo não somente o padrão de substituição geral, mas também a equação de preços na estimativa. Embora isso, provavelmente, aumente o realismo nos padrões de substituição, a superioridade do poder de estimativa do modelo de coeficiente aleatório sobre o modelo *nested-logit* não fica totalmente clara.<sup>22</sup>

Um outro ponto importante relaciona-se ao fato de que os resultados do modelo para emissões são analisados em termos de emissões totais por quilômetro. Sabemos que os carros de diversos proprietários apresentam diferentes quilômetros. Por isso, a versão atual do modelo não pode prever as emissões totais reais. Não obstante, essa estimativa poderá ser usada para tal fim se os dados sobre os níveis de renda das famílias e quilômetros rodados forem disponibilizados.

Um último aspecto refere-se ao instrumento adotado em nosso exercício contrafactual de controle de poluição. Embora a maior parte dos países adote padrões de poluição automotiva para o controle de poluição, os economistas normalmente preferem instrumentos fundamentados no mercado, por serem mais custo-efetivos na obtenção de controle de poluição, especialmente se acreditamos que os custos de controle de emissões são heterogêneos entre os fabricantes. Contudo, um imposto visando diretamente às emissões é de difícil implantação, pois exige grandes custos de monitoramento e transações. Uma política alternativa seria modificar a estrutura de impostos atuais para criar incentivos para vendas de carros menos poluentes. O modelo aqui elaborado poderia ser aplicado para estimar os efeitos de tal esquema de tributação.

## Abstract

*Pollution emissions from mobile sources have increased considerably over the past years in many Brazilian cities generating substantial health problems. As a response, automobile pollution environmental standards were implemented in 1988 and considerable emission reductions were attained. Nevertheless, substantial differences in emission still remained among car models in 1997, suggesting the need for further regulation. This paper simulated the effects of a new environmental standard on the automobile market. Using a discrete-choice model of demand and disaggregate data on the Brazilian car market from 1993 to 1997, we estimate own and cross-price elasticities for each car model. This estimation is undertaken using a nested-logit model considering the choice between car classes and nationality. An oligopoly framework with differentiated products is used in the supply side in order to estimate unobserved marginal costs. Further, a hedonic-cost function relating marginal cost to characteristics and emissions is estimated. Based on the results obtained and the 1997 emission data, we undertake a*

---

<sup>22</sup> Ver Wojcik (2000) para uma comparação dos resultados de ambos os modelos no mercado automotivo norte-americano, e a réplica de Berry e Pakes (a publicar).

counterfactual simulation of a new pollution standard for hydrocarbons vehicle emissions. The results indicate that imposing a new standard of 0.15 gram per kilometer for all automobiles, given the existent technology, would generate an average increase in prices of 13% and a reduction in total sales of 31%. This would generate a reduction in total HC emissions, by kilometer driven, of 39% with a tax revenue loss of a 16%. The paper concludes that although substantial emission reductions could be induced by a tighter standard, incentives for innovations on low-cost emission control devices and the welfare effects of such a policy deserve further analysis.

## Bibliografia

- ALBERINI, A., HARRINGTON, W., MCCONNELL, V. Determinants of participation in vehicle-retirement programs. *Rand Journal of Economics*, v. 26, n. 1, p. 93-112, 1995.
- ANFAVEA. *Anuário estatístico da indústria automobilística brasileira*. São Paulo: Anfavea, 2002.
- BERRY, S. Estimating discrete choice models of product differentiation. *Rand Journal of Economics*, v. 25, n. 2, p. 242-262, 1994.
- BERRY, S., KORTUM, S., PAKES, A. Environmental change and hedonic cost functions for automobiles. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, v. 93, p. 12.731-12.738, 1996.
- BERRY, S., LEVINSOHN, J., PAKES, A. Automobile prices in market equilibrium. *Econometrica*, v. 63, n. 4, p. 841-890, 1995.
- . Voluntary export restraints on automobiles: evaluating a trade policy. *American Economic Review*, v. 89, n. 3, p. 400-430, 1999.
- BERRY, S., PAKES, A. Comments on alternative models of demand for automobiles (a publicar). In: WOJCIK, C. *Economics Letters*.
- CETESB. *Relatório de qualidade do ar no Estado de São Paulo: 1997*. São Paulo, 1999 (Série Relatórios).
- ESKELAND, G. S. A presumptive Pigovian tax: complementing regulation to mimic an emission fee. *The World Bank Economic Review*, v. 8, n. 3, 1994.
- FERRAZ, C., SEROA da MOTTA, R. The pattern of compliance to environmental regulation: evidence from the automobile industry. *Economia Aplicada*, v. 5, n. 2, 2001.
- FERSHTMAN, C., GANDAL, N. The effect of the Arab boycott on Israel: the automobile market. *Rand Journal of Economics*, v. 29, n. 1, p. 193-214, 1998.
- FERSHTMAN, C., GANDAL, N., MARKOVICH, S. Estimating the effect of tax reform in differentiated product oligopolistic markets. *Journal of Public Economics*, v. 74, 1999.

- FIUZA, E. P. S. *Automobile demand and supply in Brazil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000, mimeo.
- FULLERTON, D., WEST, S. *Tax and subsidy combination for the control of car pollution*. NBER, 2000 (Working Paper, 7.774).
- GAZETA MERCANTIL. Montadoras reforçam o marketing da segmentação. Set. 9, 1999.
- GOLDBERG, P. K. Product differentiation and oligopoly in international markets: the case of the U.S. automobile industry. *Econometrica*, v. 63, n. 4, p. 891-951, 1995.
- . The effects of the corporate average fuel efficiency standards in the U.S. *The Journal of Industrial Economics*, v. 46, n. 1, p. 1-33, 1998.
- GOLDBERG, P. K., VERBOVEN, F. *The evolution of price discrimination in the European car market*. NBER, 1998 (Working Paper, 6.818).
- HARRINGTON, W., MCCONNELL, V., ALBERINI, A. *Economic incentive policies under uncertainty: the case of vehicle emission fees*. Resources for the Future, Aug. 1996 (Discussion Paper, 96-32).
- INNES, R. Regulating automobile pollution under certainty, competition and imperfect information. *Journal of Environmental Economics and Management*, v. 31, n. 2, 1996.
- JOHNSTONE, N., KAROUSAKIS, K. *Economic incentive policies to reduce pollution emissions from transport: the case for vehicle characteristics taxes*. London: Iied, 1998, mimeo.
- MCFADDEN, D. *Modelling the choice of residential location*. In: KARLQVIST, A., LUNDQVIST, L., SNICKARS, F., WEIBULL, J. (eds.). *Spatial interaction theory and planning models*. New York: North Holland, p. 75-96, 1978.
- NEVO, A. A practitioner's guide to estimation of random coefficients logit models of demand. *Journal of Economics and Management Strategy*, v. 9, n. 4, p. 513-548, 2000.
- PAKES, A., BERRY, S., LEVINSOHN, J. Applications and limitations of some recent advances in empirical industrial organization: price indexes and the analysis of environmental change. *American Economic Review Papers and Proceedings*, May 1993.
- PETRIN, A. *Quantifying the benefits of new products: the case of the minivan*. NBER, 2001 (Working Paper, 8.227).
- SEROA DA MOTTA, R., MENDES, A. P. F. Custos de saúde associados à poluição do ar no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 25, n. 1, abr. 1995.
- SEVIGNY, M. *Taxing automobile emissions for pollution control*. Cheltenham: Edward Elgar, 1998.

SMALL, K., KAZIMI, C. On the costs of air pollution from motor vehicles. *Journal of Transport Economics and Policy*, n. 29, Jan. 1995.

VERBOVEN, F. International price discrimination in the European car market. *Rand Journal of Economics*, v. 27, n. 2, p. 240-268, 1996.

WOJCIK, C. Alternative models of demand for automobiles. *Economic Letters*, v. 68, p. 113-118, 2000.

*(Originais recebidos em setembro de 2001. Revistos em janeiro de 2002.)*