A Tributação nas Vendas de Automóveis no Brasil: Quem Paga a Maior Parte da Conta?

Sergio A. DeSouza

Professor da Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC) e Economista-Chefe do Conselho Administrativo de Defesa da Concorrência, Brasil

Francis Carlo Petterini

Professor da Universidade Federal do Ceará (UFC), Campus de Sobral, Brasil

Vitor Hugo Miro

Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE) e Professor da Universidade de Fortaleza (UNIFOR), Brasil

Resumo

A tributação altera o equilíbrio entre demanda e oferta, onerando consumidores e firmas, beneficiando o governo e causando perda de bem-estar social. Mas, entre os agentes privados, quem paga a maior parte da conta? Firmas ou consumidores? Este artigo responde a esta pergunta para o mercado de automóveis brasileiro em duas etapas. A primeira consiste em estimar a oferta, através de um jogo de Bertrand, e a demanda, por um modelo de Mixed Logit. A segunda etapa consiste em utilizar parâmetros de demanda e oferta anteriormente estimados para simular a ausência de impostos no setor. Neste cenário, as empresas aumentariam seus lucros em R$ 6,9 bilhões, o ganho de excedente do consumidor seria da ordem de R$ 24,9 bilhões e a perda social seria de R$ 7,04 bilhões. Conclui-se, então, que 78,2% do ônus tributário recai sobre consumidores e 21,8% sobre as firmas. Ou seja, o consumidor paga a maior parte da conta.

Palavras-chave: Mixed Logit, Estimação de Oferta e Demanda, Simulação de Políticas

Classificação JEL: : L13, C35, C63

Abstract

Taxation changes the equilibrium given by demand and supply. Consumers and firms lose, government gains and economic welfare is reduced. But, among private agents, who pays more? Firms or consumers? We address this question in the context of the Brazilian automobile market. First, we estimate the supply side, using a Bertrand model, and demand, using a Mixed Logit. Then, after estimating demand an supply parameters, we simulate the scenario without taxes. In this case, firmas would increase their profits by R$

6,9 billions, consumer would gain R$ 24,9 billions e social loss would be R$ 7,04 billions. We conclude, then, that 78,2% of the tax burden is carried by the consumer and that the remaining 21,8% is carried by firms.

1. Introdução

O desenvolvimento da indústria automobilística foi determinante na fase de industrialização brasileira durante as décadas de 1950-60. Anos depois, o setor foi emblemático no processo de abertura comercial e modernização da indústria na década de 1990. Em 2008, a participação do setor no PIB industrial foi de 23,3%, o que equivaleu a 5,5% do PIB nacional, empregando 1,5 milhão de trabalhadores (direta e indiretamente). Além disso, o Brasil já é quinto maior mercado consumidor do mundo (2,8 mil unidades vendidas em 2008), o sexto maior produtor (3,2 mil unidades) e possui a décima maior frota de automóveis do mundo (25,6 mil unidades).[1]

Fatos e números dessa magnitude também se refletem na tributação do setor, quando a soma da arrecadação de IPI, ICMS, PIS e COFINS da venda de veículos chegou a R$ 39,4 bilhões em 2008 (quase o PIB do Ceará). Um montante dessa ordem leva a duas perguntas clássicas na teoria da tributação:

1) Qual o ônus para sociedade da imposição desses impostos?; e,
2) Quem suporta a maior parte do ônus tributário? Os consumidores ou os produtores? Ou, em termos coloquiais esta pergunta pode ser reformulada da seguinte forma: quem paga a maior parte da conta?

Sabe-se que a existência de impostos altera o equilíbrio entre demanda e oferta de forma distorcida. Com a tributação, o preço recebido pelo produtor passa a ser diferente do preço pago pelo consumidor, gerando um resultado onde ambos perdem com a instituição do imposto. Os consumidores são prejudicados porque pagam um preço maior do que o que pagariam na ausência do imposto. Os vendedores também são punidos porque poderiam receber um preço maior (e ter maior demanda). O governo, por sua vez, é o único agente a ganhar alguma coisa: arrecadação. Este resultado reduz os excedentes do consumidor e do produtor, visto que a arrecadação do governo sempre é menor do que a combinação das perdas de consumidores e vendedores.

Tanto o tamanho da perda de excedente como a distribuição do ônus tributário entre consumidores e vendedores dependem das condições de demanda e oferta (em particular, das elasticidades). Portanto, o primeiro passo para responder as duas questões postas acima consiste em determinar empiricamente os parâmetros que definem demanda e oferta. Já o segundo passo consiste em simular o cenário

⋆ Recebido em abril de 2010, aprovado em junho de 2010. Artigo vencedor do Prêmio CNI de Economia 2009, Categoria Economia Industrial.
E-mail addresses: sergiodesouza@ufc.br, petterini@ufc.br, vitor@ipece.ce.gov.br
[1] Os dados são apresentados em ANFAVEA (2006, 2009).

caracterizado pela eliminação dos impostos, e, então, determinar as métricas a serem utilizadas para calcular os excedentes e a distribuição das perdas entre consumidores e produtores causadas pela tributação.

Nesse trabalho, a partir dos dados do mercado, um painel não-balanceado com 66 modelos de automóveis nos anos de 2005 a 2008, aplica-se uma técnica de modelagem e estimação de demanda e oferta via *Mixed* LOGIT. Assim, obtêm-se estimativas para os parâmetros da demanda e os custos marginais.

As estimativas dos parâmetros da demanda e dos custos marginais darão base para a simulação de um cenário de isenção completa de tributos sobre as vendas de automóveis. Mais precisamente, darão base para o cálculo de preços decorrentes da desoneração tributária, que possibilitarão calcular a variação do lucro operacional por fabricante (pré e pós-isenção) e a variação compensatória dos consumidores. Assim, pode-se gerar uma medida de ganho de excedente [2] e de como este ganho é distribuído entre produtores e consumidores, ou seja, uma estimativa da partição do ônus tributário.

Além desta Introdução, a Seção 2 apresenta uma breve caracterização do mercado brasileiro de automóveis. A Seção 3 discute os aspectos teóricos da oferta e a Seção 4 os da demanda. A Seção 5 discorre sobre o tamanho teórico do mercado. A Seção 6 mostra as medidas de excedente que serão utilizadas. A Seção 7 discute a amostra. A Seção 8 apresenta os resultados estimados para elasticidades-preço, preço-cruzado da demanda, markups e custos marginais. A Seção 9 mostra as simulações da desoneração tributária. A Seção 10 apresenta as considerações finais. E, por fim, três anexos apresentam resultados e detalhes adicionais.

2. Breve Caracterização do Mercado Brasileiro de Automóveis

O mercado brasileiro de autoveículos (automóveis, veículos comerciais leves, caminhões e ônibus) é bastante relevante no contexto internacional. O Brasil era, em 2008, o sexto maior produtor, com 3.216 mil unidades produzidas e o quinto maior mercado consumidor do mundo, com 2.820 mil unidades vendidas (destas, 78% referem-se apenas aos automóveis). Além disso, o Brasil possuía a décima maior frota no mundo, 25.596 automóveis registrados em 2007.

No segmento dos automóveis, o mercado brasileiro é caracterizado por um oligopólio, onde oito empresas dominam a fabricação e as vendas: Chevrolet (General Motors), Ford, Volkswagen, Fiat, Toyota, Honda, Renault e Peugeot-Citroen.

Nos últimos cinco anos a Fiat vem mantendo a liderança nas vendas, em média com 26% do mercado, seguida de perto pela Volkswagen (VW) e pela GM, com médias de 24% e 22%, respectivamente. No mesmo período, também vem se observando uma gradual perda de mercado pela Ford a ascensão das marcas

[2] Note que "perdas" causadas pela tributação é o mesmo que "ganhos" causados pela desoneração da tributação. Em algumas partes do texto, dependendo do contexto, essas duas formas de exposição podem se alternar.

Honda, Renault, Peugeot, Citroen e Toyota. A participação das marcas no mercado brasileiro de automóveis é exposta na Tabela 1 para o ano de 2008.

Tabela 1
Participação das marcas no mercado brasileiro de automóveis – 2008 – %

1°	2°	3°	4°	5°	6°	7°	8°	9°	10°
Fiat	VW	GM	Ford	Honda	Renault	Peugeot	Citroen	Toyota	Outras
25,4	24,0	21,3	8,7	5,1	5,0	3,6	3,0	2,3	1,6

Fonte: FENABRAVE (2009).

A explicação para a liderança da Fiat, VW e GM está no fato de produzirem os modelos populares mais vendidos no Brasil: VW Gol (líder absoluto de vendas a anos, com 11 a 12% do total do mercado, dependendo do período), Fiat Palio (8 a 9%), Fiat Uno (6 a 7%), GM Celta (6 a 7%) e VW Fox (3 a 4%).

A configuração atual do setor foi estabelecida em grande parte pelas transformações ocorridas na década de 1990, marcada pela liberalização das importações que, acompanhada por uma redução nas alíquotas dos impostos, promoveu a entrada de modelos importados no mercado brasileiro. O Plano Real também exerceu fortes impactos sobre o mercado de automóveis, não só ao promover a estabilidade de preços, mas também por gerar maior disponibilidade de crédito, impulsionando o consumo de bens duráveis (ver Fiúza 2002).

Nos últimos anos o setor também tem se destacado por promover inovações como o dispositivo Flex (bi-combustível). Com a redução do preço do álcool e com a definição do governo de que os automóveis bi-combustível pagariam alíquota de IPI mais baixa (com os mesmos incentivos dos veículos a álcool), a produção em série de veículos do gênero passou a ser viável no Brasil. Assim, o primeiro modelo bi-combustível a chegar às revendas foi o VW Gol Total Flex 1.6, lançado em abril de 2003. A partir de então, a participação de veículos bi-combustível nas vendas de veículos novos cresceu de forma acelerada e hoje domina o setor.

3. O Lado da Oferta

Seguindo a técnica proposta por Berry et alii (1995), doravante BLP, e as exposições Nevo (2000a) e Ferraz et alii (2001) no lado da oferta supõe-se que os automóveis são produzidos por firmas multi-produtos que vendem itens diferenciados em um mercado oligopolista, como o descrito na seção anterior, e competem em preços (jogo Bertrand). Formalmente, cada empresa $f = 1, \ldots, F$ produz um subconjunto J_f do conjunto composto por $j = 1, \ldots, J$ modelos de carros do mercado, buscando maximizar a seguinte função de lucro:

$$\pi_f = \sum_{j \in J_f} (p_j \times (1 - \tau_j) - c_j) \times s_j(p) \times M \tag{1}$$

onde π_f representa o lucro da firma, p_j representa o preço, c_j o custo marginal, τ_j a tributação *ad valorem* sobre preço ao consumidor e s_j a parcela de mercado do modelo $j \in J_f$. Este último em função do vetor p, contendo os preços de todos os J modelos. Por fim, M é o tamanho do mercado.

As condições de primeira ordem do problema de maximização de lucros levam ao seguinte sistema de curvas de reação:

$$\sum_{q \in J_f} \left\{ (p_q \times (1 - \tau_q) - c_q) \times \frac{\partial s_q(p)}{\partial p_j} \right\} + s_j(p) \times (1 - \tau_j) = 0; \qquad j = 1, \cdots, J \quad (2)$$

Para computar o equilíbrio Bertrand-Nash usa-se uma matriz auxiliar $\triangle$, de tamanho $J \times J$, onde:

$$\triangle_{jq} = \begin{cases} -\frac{\partial s_j}{\partial p_q}, \text{ para } j \text{ e } q \text{ produzidos pela mesma firma} \\ 0, \qquad\qquad\qquad\qquad \text{c.c.} \end{cases} \quad (3)$$

Então, do sistema (2) em forma matricial obtêm-se o seguinte vetor de preços de equilíbrio:[3]

$$p^\tau = c + \triangle(p^\tau)^{-1} s^\tau(p^\tau) \quad (4)$$

onde o sobrescrito τ indica que os preços e as parcelas de mercado estão multiplicados por $(1 - \tau_j)$ em cada linha j.

Note que conhecendo preço e a carga tributária sobre o preço de cada veículo, bem como sua parcela de mercado, em (4) os custos marginais podem ser facilmente estimados a partir de uma estimativa da matriz (3) fazendo $\hat{c} = p^\tau - \triangle(p^\tau)^{-1} s^\tau(p^\tau)$. E tendo estimativas dos custos marginais (constantes, supostamente) podem-se simular mudanças de preços consequentes de mudanças de alíquotas de tributação (p^{pos}, em particular, para o cenário: $\tau_j = 0; \forall j$) resolvendo o sistema: $p^{pos} = \hat{c} + \triangle(p^{pos})^{-1} s(p^{pos})$. A próxima seção tratará da construção da estimativa de (3).

4. O Lado da Demanda

Para se estimar (3), antes é preciso ter uma estimativa de demanda. Existem duas categorias de modelos de demanda, dado o tipo de produtos: homogêneos ou diferenciados. A primeira categoria encontra metodologias consolidadas e que, em geral, se apóiam em métodos empíricos relativamente simples. A segunda categoria, no entanto, possui uma série de desafios metodológicos que só foram (parcialmente) superados recentemente.

[3] Uma alternativa de decomposição é: $p = c + t(p) + \triangle(p^\tau)^{-1} s^\tau(p^\tau) = c + t(p) + l(p)$. Onde: t é um vetor onde em cada linha observa-se $t_j = \tau_j \times p_j$. A equação decompõe o vetor de preços ao consumidor na soma de outros três vetores, respectivamente: custo marginal (c); tributação marginal (t); e, lucro operacional (l).

Os modelos de demanda por produtos homogêneos tratam de mercados onde o consumidor percebe todos os bens como idênticos, em todas as dimensões. São caracterizados, principalmente, por ter um preço único e por existir apenas uma equação para todo o mercado. Assim, pode-se utilizar uma econometria tradicional, de fácil execução. O problema mais comum de se encontrar nessa abordagem é a endogeneidade dos preços, quando se precisa aplicar o método das variáveis instrumentais.

Já no que tange aos modelos de demanda por produtos diferenciados, que é o caso deste artigo, a análise é mais complexa e existem duas classes de abordagem. A primeira é formada por modelos baseados em um "consumidor representativo" que atribui uma utilidade direta ao consumo dos bens ofertados no mercado. Nesse caso, o pesquisador se depara com número de equações igual ao número de produtos, gerando um sistema com muitos parâmetros. De fato, em cada equação, além dos deslocadores de demanda, devem ser especificados o efeito próprio (a sensibilidade da demanda do bem j em relação a seu próprio preço) e o efeito cruzado (a sensibilidade da demanda do bem j em relação ao preço do bem rival r). Em termos teóricos o número elevado de parâmetros não impõe severas limitações, o que não é verdadeiro para análise empírica. [4]

Uma das dimensões em que os modelos de consumidor representativo se mostram restritivos, tanto no aspecto teórico como empírico, diz respeito ao objeto ao qual o consumidor atribui preferências. No caso desta classe de modelos, o consumidor aufere utilidade direta dos bens produzidos no mercado, gerando uma relação exponencial o número de parâmetros a serem estimados e quantidade de produtos observados. [5]

A segunda classe de modelos usa a proposta de Lancaster (1966), que consiste em assumir que os consumidores atribuem utilidade às características dos bens, e não aos bens em si. Nesta perspectiva, o consumidor escolhe o bem que lhe confere a melhor combinação de atributos.

A partir da proposta de Lancaster, surgem os modelos de escolha discreta com utilidade aleatória (Random Utility Models, RUM). [6] A principal vantagem dessa abordagem reside na redução do número de parâmetros a serem estimados. Os modelos RUM rompem com a relação exponencialmente crescente entre número de produtos e o de parâmetros, permitindo aplicação em mercados caracterizados pela presença de muitas variedades.

O modelo LOGIT (multinomial) é o mais simples da classe RUM. Formalmente, o consumidor i atribui ao produto j (entre J produtos) a seguinte utilidade:

$$U_{ij} = V_j + \varepsilon_{ij}; \qquad V_j = -\alpha p_j + x_j\beta + \xi_j \tag{5}$$

[4] Exemplos notórios que se inserem nesta classe de modelos são o LES (Linear expenditure system) e o AIDS (Almost Ideal Demand System), detalhados em Deaton e Muellbauer (1980). Ver Asano et alii (2004) para uma aplicação desta classe de modelos no contexto brasileiro.

[5] Outra dimensão restritiva é que não há como avaliar o efeito da introdução de novos produtos, como foi o caso da invenção da Minivan discutido em Petrin (2002).

[6] Ver McFadden (2001) para a sequência história dessa abordagem.

onde V_j é o componente da utilidade atribuído às características do produto (e é um termo comum a todos os consumidores) e ε_{ij} representa as idiossincrasias do consumidor em relação ao produto (é o único termo que diferencia a utilidade entre os consumidores). Mais ainda, V_j é decomposto de forma onde α é um escalar (positivo), p_j é o preço, x_j representa um vetor (linha) de características dos produtos de dimensão K, β é um vetor (coluna) de parâmetros e ξ é um índice que agrupa outras características não incluídas no vetor x_j.

Adicionalmente, a especificação da demanda precisa da definição da opção externa ($j = 0$), que representa várias atitudes: esperar para comprar, desistir de comprar, ganhar de presente etc. Sua definição é fundamental para evitar demandas agregadas perfeitamente inelásticas, algo pouco plausível na maioria dos casos. Uma normalização típica e conveniente [7] de modelos de escolha discreta é assumir $V_0 = 0$.

Seguindo a teoria econômica, o consumidor escolhe o produto que lhe confere maior utilidade. Ao assumir essa racionalidade e que ε_{ij} é i.i.d. com distribuição probabilidade de Valor Extremo do Tipo I [8] é possível obter uma forma analítica para a probabilidade do consumidor i escolher determinado produto j, cuja fórmula é dada por: [9]

$$Pr_{ij} = \frac{\exp(V_j)}{1 + \sum_{r=1}^{j} \exp(V_r)} \tag{6}$$

Observe que o lado direito da equação acima não é indexado pelo consumidor i. Portanto, a probabilidade não condicional de consumo é idêntica à probabilidade condicional ($Pr_{ij} = Pr_j$). Assim, a metodologia iguala essa probabilidade à fatia de mercado do produto $j(Pr_{ij} = s_j)$. Logo, mesmo sem supor a existência de um consumidor representativo, chega-se a uma estrutura que depende apenas de dados observados em nível de mercado (algo muito apropriado para o uso empírico, mas que impõe limitações).

Por (5), cada V_j é função dos preços. E ao igualar o lado esquerdo de (6) as fatias de mercado s_j, as seguintes elasticidades podem ser computadas:

$$\frac{\partial s_j}{\partial p_j}\frac{p_j}{s_j} = -\alpha p_j(1 - s_j)\text{elasticidade preço; } \frac{\partial s_{j\neq r}}{\partial p_r}\frac{P_r}{s_{j\neq r}} = \alpha p_r s_r \text{ cruzada} \tag{7}$$

Observe que tendo uma estimativa $\hat{\alpha}$ em mãos, substituindo-a em (7) tem-se uma estimativa de (3) e, por consequência, dos custos marginais de produção de cada modelo j, permitindo a execução dos exercícios de simulação.

Mais ainda, com uma simples manipulação da forma (6) e o conhecimento *a priori* de s_0, chega-se a seguinte forma log-linear para se computar $\hat{\alpha}$:

$$\ln s_j - \ln s_0 = -\alpha p_j + x_j\beta + \xi_j \tag{8}$$

[7] Isso não causa problemas, por conta das características ordinais da utilidade.
[8] Idem nota anterior.
[9] O resultado é apresentado no Anexo I, e detalhes podem ser vistos em McFadden (1981).

A equação (8) é facilmente implementável com uma econometria tradicional. No entanto, a exemplo da equação para produtos homogêneos, o preço é uma variável endógena devido a sua correlação com o erro (ξ, que representa a influência de fatores não observados pelo pesquisador). Mais uma vez, uma solução seria usar variáveis instrumentais.

Mas mesmo de posse de bons instrumentos e de estimadores com propriedades econométricas desejáveis pelo pesquisador (coeficientes significantes e com sinal correto) o modelo LOGIT pode não ser adequado para análise econômica, pois apresenta alguns problemas conceituais.

De fato, observe a partir de (7) que o aumento da fatia de mercado do produto j decorrente do aumento percentual do preço p_r depende apenas de r. Isto significa que um aumento percentual de p_r afetará de forma idêntica todos os outros produtos no mercado (isso é chamado de *competição não localizada*).[10] Trata-se de uma propriedade pouco plausível em mercados com produtos diferenciados.

Com efeito, uma das motivações principais para estudar este tipo de mercado é justamente, para cada par de produtos, distinguir entre mais próximos e mais distantes em relação ao grau de diferenciação. Tal restrição é uma manifestação da propriedade da Independência de Alternativas Irrelevantes (IAI)[11] presente nestes modelos, amplamente discutida em modelos de demanda desagregados (em nível do consumidor).

Outro problema, apontado por Huse e Salvo (2005), é que a forma funcional do LOGIT também impõe que as elasticidades dependem diretamente do preço dos produtos. Desta forma, valores elevados de p_j levam a elasticidades-preço também elevadas (em valor absoluto). O que pode ser pouco plausível, uma vez que produtos mais caros tendem a estar em mercados com demandas mais inelásticas.

A solução mais simples para esta restrição do modelo LOGIT é oferecida pelo Modelo LOGIT Agrupado (ou *Nested* LOGIT). Neste caso, o pesquisador define *a priori* os agrupamentos (ou segmentos do mercado) e assume que produtos pertencentes ao mesmo grupo possuem grau de substituição mais elevado (ver Ferraz et alii 2001). Todavia, o *Nested* LOGIT também apresenta alguns problemas:
1) a definição *ad hoc* dos agrupamentos; e,
2) a permanência da propriedade IAI dentro de cada agrupamento.

Outra solução, bem mais sofisticada e que será usada neste trabalho, passa a usar o modelo *Mixed* LOGIT (ou BLP), onde a utilidade marginal pelas características do produto, incluindo preços, varia entre consumidores. Formalmente, neste modelo o consumidor i atribui ao produto j a seguinte utilidade:

$$U_{ij} = V_{ij} + \varepsilon_{ij}; \qquad V_{ij} = -\alpha_i p_j + x_j \beta_i + \xi_j; \qquad V_{i0} = 0 \tag{9}$$

[10] Para exemplificar, considere o Honda Civic e o Fiat Siena. É plausível assumir que variações no preço do Toyota Corolla tenham um impacto maior sobre a demanda do Civic do que do Siena, pois os dois primeiros modelos claramente participam de um segmento de mercado diferente do Siena. No entanto, as elasticidades-cruzadas estimadas entre Civic-Corolla e Siena-Corolla serão idênticas dependendo somente de variáveis relativas ao Corolla e independente do quão próximo estão esses produtos no espaço de características.

[11] Detalhes podem ser vistos em McFadden (1981).

onde os coeficientes α_i e β_i são aleatórios (na perspectiva do pesquisador). E nesse ensaio, seguindo as exposições encontradas em Berry (1994), Berry et alii (1995) e Berry e Pakes (2007) assume-se: [12]

$$V_{ij} = \delta_j + \mu_{ij} = \underbrace{\sum_{k=1}^{K} \bar{\beta}_k x_{jk} + \xi_j}_{\delta_j} + \underbrace{\sum_{k=1}^{K} \sigma_k v_{ik} x_{jk} - \overbrace{\exp(\alpha u_i)}^{\alpha_i} p_j}_{\mu_{ij}} \tag{10}$$

onde V_{ij} é decomposto em dois termos: δ_j, que depende apenas das características do produto j, e μ_{ij}, que é uma iteração entre idiossincrasias do consumidor i e características do produto j. A decomposição se completa a partir das suposições de que $\beta_{ik} \sim N(\bar{\beta}_k, \sigma_k)$ e $\alpha_i \sim \log N(0, \alpha)$, esta última é uma conveniência útil na construção da rotina computacional que será discutida adiante e não afeta a estrutura teórica do modelo.

Novamente, ao assumir que ε_{ij} é i.i.d. com distribuição probabilidade de Valor Extremo do Tipo I é possível obter uma forma analítica para a probabilidade do consumidor i escolher o produto j, dada por: [13]

$$Pr_{ij} = \frac{\exp(V_{ij})}{1 + \sum_{r=1}^{n} \exp(V_{ir})} \tag{11}$$

O resultado (11) difere-se do resultado (6) em um aspecto fundamental: o lado direito da equação acima é indexado para o consumidor i. Portanto, a probabilidade não condicional de consumo não é idêntica à probabilidade condicional. Na realidade, para uma dada função de probabilidade cumulativa conjunta P, Pr_j será dada pela esperança matemática:

$$Pr_j = \int_{v,u} \frac{\exp(V_{ij})}{1 + \sum_{r=1}^{n} \exp(V_{ir})} dP(v, u) \tag{12}$$

Ao fazer $Pr_j = s_j$ a equação acima representará um sistema de equações de demanda por produtos diferenciados, pois depende dos preços (e das características) de todos os produtos do mercado. No entanto o alto grau de não linearidade em ξ impede o uso imediato de técnicas econométricas tradicionais. O que demanda a construção de uma complexa rotina computacional, resumida nos quatro passos apresentados na sequência. [14]

PASSO 1. Assumem-se valores iniciais para α e σ's; geram-se os números u e v's aleatoriamente de uma $N(0, 1)$ para C consumidores simulados; e, resolve-se um estimador para a forma (12). Tendo isso em mãos, Berry et alii (1995) provam que a seguinte contração é válida:

$$\delta^{t+1}_{J\times 1} \leftarrow \delta^{t}_{J\times 1} + \ln s_{J\times 1} - \ln s^{t}_{J\times 1} \tag{13}$$

[12] Ver Nevo (2000b) e Nevo (2000a) para mais detalhes e referências.

[13] A dedução de (6) e de (11) são idênticas – ver Anexo I.

[14] A rotina computacional construída para os quatro passos é apresentada no Anexo II.

onde δ^t é um vetor coluna de tamanho J gerado na iteração t e s é um vetor coluna de tamanho J da parcela de mercado observada nos dados (e com sobrescrito t é o resultado simulado dado pelo estimador de (12) na referida iteração). Esse procedimento é denominado de *looping interno*.

Quando o *looping interno* para, por um determinado critério de convergência,[15] o δ^t resultante é utilizado na iteração computacional do próximo procedimento, denominado de *looping externo*.

PASSO 2. Tendo um δ^t em mãos, observa-se por (10) que ele é linear nos parâmetros e em ξ, logo se pode programar um método econométrico tradicional[16] para encontrar uma estimativa do vetor $\bar{\beta}$. Por consequência, encontra-se uma estimativa de ξ (ou seja, isola-se em função dos parâmetros do modelo dados na iteração do *looping externo*).

PASSO 3. Computa-se o conjunto de instrumentos propostos por Pakes (1994) e os associa a estimativa de ξ formando condições de momento para a iteração do *looping externo*.

PASSO 4. Computa-se uma função objetivo GMM[17] para a iteração do *looping externo* buscando minimizá-la em relação a α e σ's. Verifica-se se houve convergência dessa função usando um algoritmo ausente de derivadas (o mais popular é técnica simplex Nelder e Mead (1965)). Então, ou a rotina é concluída porque houve convergência ou a rotina gera um novo conjunto de α e σ's para recomeçar o passo 1.

Uma vez que houve convergência, tem-se em mãos estimativas de $\alpha, \bar{\beta}$'s e σ's para (10), que são usadas para calcular uma (estimativa da) matriz de derivadas onde na diagonal principal e fora da diagonal tem-se, respectivamente:

$$\begin{cases} \frac{\partial s_j}{\partial p_j} = \int_{v,u} \left(\left[\frac{\exp(V_{ij})}{1+\sum_{r=1}^{n} \exp(V_{ir})} \right] \times \left[1 - \frac{\exp(V_{ij})}{1+\sum_{r=1}^{n} \exp(V_{ir})} \right] \times \frac{\partial \mu_{ij}}{\partial p_j} \right) dP(v,u)_{\text{na diagonal}} \\ \frac{\partial s_j}{\partial p_q} = \int_{v,u} \left(\left[\frac{\exp(V_{ij})}{1+\sum_{r=1}^{n} \exp(V_{ij})} \right] \times \left[\frac{\exp(V_{iq})}{1+\sum_{r=1}^{n} \exp(V_{ij})} \right] \times \frac{\partial \mu_{ij}}{\partial p_q} \right) dP(v,u)_{\text{fora da diagonal}} \end{cases} \tag{14}$$

Então (14) é usado na construção da matriz $\triangle$ da fórmula (3). Esses resultados implicarão que a matriz de elasticidades não possuirá valores cruzados idênticos, como os oriundos do modelo LOGIT simples, ou forçosamente diferentes, como acontece no *Nested* LOGIT. Espera-se, assim, encontrar valores mais próximos dos verdadeiros valores.

Em resumo, podemos listar como vantagens no uso do *Mixed* LOGIT:

1) número reduzido de parâmetros a serem estimados, ou seja, a exemplo dos outros modelos de escolha discreta o *Mixed* LOGIT pode lidar com mercados caracterizados pela presença muitas variedades;
2) o modelo não impõe *a priori* um padrão de substituição entre os produtos;

[15] Usou-se $||\delta^{t+1}_{J\times 1} - \delta^{t}_{J\times 1}|| < 10^{-5}$.
[16] Usou-se o estimador (17.50) para painel não balanceado d Wooldridge (2002, p. 579).
[17] Usou-se a função proposta por Berry et alii (1995).

3) o *Mixed* LOGIT gera medidas mais plausíveis de poder de mercado; e,
4) o modelo é bastante flexível em relação a matriz de elasticidades.

Já as desvantagens podem ser listadas por:

1) impossibilidade do uso de técnicas tradicionais;
2) o modelo não está disponível nos pacotes econométricos tradicionais e/ou exige do pesquisador o conhecimento de técnicas de programação;
3) é um modelo de implantação complexa e possui uma carga computacional elevada, podendo demandar dias para se obter convergências; e
4) ainda é uma técnica em evolução [18] (ver Berry e Pakes 2007).

No entanto, as vantagens claramente se sobrepõem as suas desvatagens, de forma que será o adotado este modelo no presente trabalho.

5. A Opção Externa

Um aspecto importante nas duas seções anteriores é o tamanho do mercado e, por consequência, a parcela de mercado da opção externa (s_0). Quando o tamanho do mercado é facilmente identificado, digamos M, de posse das quantidades de venda (q_j's) se calcula de forma direta as fatias de mercado ($s_j = q_j/M$) e a parcela da opção externa ($s_0 = 1 - \sum_{j\neq 0} s_j$). Todavia, nem sempre M é um valor evidente. Para abordar essa questão, usou-se uma adaptação da fórmula da elasticidade agregada derivada por DeSouza (2008):

$$\eta_I(\alpha, p, \delta) = \frac{E_v\left[\alpha_i \bar{P}_i\left(\alpha, p, \delta, v_i\right) s_{i0}(\alpha, p, \delta, v_t)\right]}{1 - s_0} \tag{15}$$

onde η_I é a elasticidade agregada do mercado, $\bar{P}_i$ é o preço médio das opções internas ponderado pelas probabilidades de compra de um consumidor i simulado e s_{i0} é a probabilidade de que um consumidor i escolha não demandar as opções internas.

Tendo uma informação externa para η_I, é possível adaptar (15) para se computar s_0 dentro do passo 1 da rotina computacional. A vantagem desse procedimento é que o pesquisador pode ter mais confiança no valor da elasticidade agregada do que no valor do tamanho do mercado. Assim, tendo um estimador $\hat{s}_0$ em mãos, computa-se o seguinte estimador do tamanho do mercado:

$$\hat{M} = \sum_{j=1}^{J} \frac{q_j}{1 - \hat{s}_0} \tag{16}$$

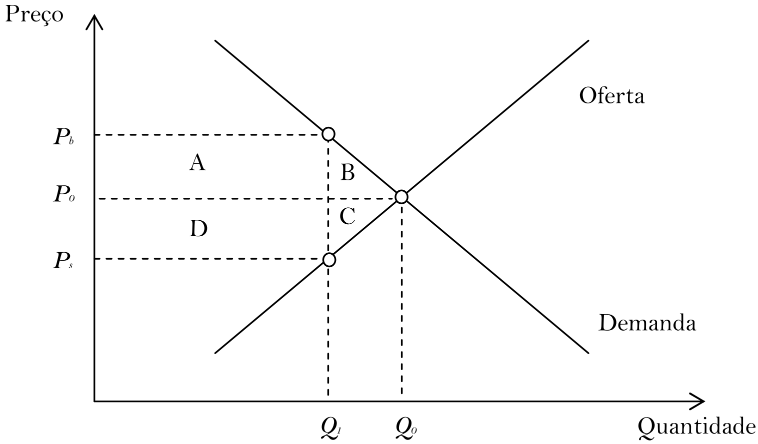
DeNegri (1998) estima para o mercado brasileiro de automóveis um η_I em torno de 0,6 e 0,7, em valor absoluto. Neste trabalho será usado o valor de 0,6.

[18] Por exemplo, ainda não há uma maneira computacionalmente eficiente de se calcular dos desvios-padrão das estimativas de α e σ's, e, consequentemente, suas estatísticas t.

6. As Medidas de Excedente

Até aqui se discutiu como obter as estimativas dos parâmetros da demanda e dos custos marginais, para dar base para a simulação de um cenário de isenção completa de tributos sobre as vendas de automóveis ($\tau_j = 0; \forall j$). Esta seção tratará de como mensurar o ganho de excedente decorrente da isenção tributária.

Para tanto, o diagrama abaixo apresenta a análise clássica presente nos livros de microeconomia. Mas é importante salientar que o diagrama serve apenas para ilustrar a intuição dos resultados, pois num mercado com produtos diferenciados é impossível obter uma visualização gráfica.



O diagrama apresenta as curvas de oferta e demanda agregadas do mercado. Onde: P_0 e Q_0 são o preço e a quantidade vendida de automóveis na ausência de tributação, respectivamente; P_b é o preço que o consumidor paga com tributação; P_s é o preço que o produtor recebe, dada uma tributação; e, Q_1 é a quantidade vendida de automóveis com tributação. Assim, a tributação é: $t = P_b - P_s$.

Observe que a tributação leva a uma perda de excedente do consumidor representada pela soma das áreas A e B, a uma perda de excedente do produtor representada pela soma das áreas B e C, a uma receita tributária representada pela soma das áreas A e D, e ao "peso morto" representado pela soma das áreas B e C (pois é uma área que não é agregada nem pelo consumidor, nem pelo produtor e nem pelo governo).

Seguindo Nevo (2001), para estimar a soma das áreas A e B usa-se a fórmula da variação compensatória de modelos de escolha discreta derivada por Small e Rosen (1981).[19] Que para um determinado consumidor i o resultado é dado por:

[19] É importante lembrar que a variação compensatória difere da medida de variação no excedente do consumidor. Detalhes, por exemplo, em Mas-Collel et alii (1995, p. 80).

$$VC_i = \frac{1}{\alpha_i} \times \ln\left(\frac{1+\sum_{j=1}^{J}\exp\left(\delta_j+\mu_{ij}^{\text{pós}}\right)}{1+\sum_{j=1}^{J}\exp\left(\delta_j+\mu_{ij}^{\text{pré}}\right)}\right) \tag{17}$$

onde os sobrescritos "*pós*" e "*pré*" indicam as situações com e sem isenção de tributação, respectivamente. Assim, tendo em mãos um estimador do tamanho do mercado, para o total dos consumidores a estimativa da área é dada pelo produto de $\hat{M}$ com a variação compensatória média:

$$\hat{A}+\hat{B} = \hat{M} \times \int_{v,u} VC_i(u,v)dP(v,u) \tag{18}$$

Pela fórmula (1), descrita na seção que tratou do lado da oferta, é simples construir um estimador para a soma das áreas D e C, dado por:

$$\hat{D}+\hat{C} = \sum_{f=1}^{F}\left(\pi_f^{\text{pós}} - \pi_f^{\text{pré}}\right) \tag{19}$$

Por fim, para computar a estimativa do peso morto causado pela tributação faz-se:

$$\text{Peso Morto Estimado} = \left(\hat{A}+\hat{B}\right) + \left(\hat{C}+\hat{D}\right) - \sum_{j=1}^{J}\left(\tau_j \times p_j \times q_j\right) \tag{20}$$

Onde $\tau_j \times p_j$ é a tributação sobre o preço e q_j é a quantidade vendida de cada modelo (antes da isenção tributária).

7. A Amostra

A base de dados foi elaborada com informações da Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores (ANFAVEA) e com dados complementares obtidos em revistas especializadas (basicamente a Quatro Rodas). No total trabalhou-se com um painel não balanceado [20] com 66 modelos e quatro anos.

A construção da base focou o mercado de veículos leves. Ou seja, foram desconsideradas as categorias caminhonetes, picapes, utilitários, *vans* e *jeeps*, bem como alguns modelos de luxo e os esportivos. No total, abrangeu-se mais de 80% do mercado de automóveis em todos os anos analisados.

Foram coletadas informações apenas para carros classificados como nacionais e importados de países do MERCOSUL e do México, conforme classificados pela revista Quatro Rodas. Dado que alguns modelos possuem sub-modelos (com

[20] Não balanceado porque no decorrer do período alguns modelos deixaram de ser fabricados, e outros passaram a ser.

diferenças de preços e características, como, por exemplo, potência), optou-se por agregar os sub-modelos em um único modelo representativo.[21]

Com o objetivo de evitar problemas referentes a redução do IPI no final de 2008 e considerando que as montadoras costumam iniciar a comercialização dos novos modelos em outubro, optou-se por agregar as informações de outubro a setembro. Ou seja, o primeiro período da amostra é formado por 12 meses agregando as informações de outubro de 2004 a setembro de 2005, doravante será tratado apenas por 2005 (o mesmo ocorre para os outros anos).

A Tabela 2, adiante, expõe algumas estatísticas descritivas. Nela se observa que o ano com maior número de modelos presente na amostra foi o de 2007, com 63, e o menor foi o de 2005, com 52.

Tabela 2
Algumas estatísticas descritivas da amostra

Variável		2005	2006	2007	2008
Número de modelos		52	55	63	59
	Preço – R$ 1.000	42,62	40,84	40,20	38,32
	Populares	44,5%	58,2%	56,7%	40,4%
(médias	Flex	73,9%	88,3%	90,4%	92,7%
ponderadas	Potência – HP	89,79	87,32	85,44	87,11
pelas fatias de	100 (HP/Kg)	9,28	9,43	9,24	9,10
mercado dos	Hatch	70,3%	69,8%	66,7%	67,6%
modelos)	Minivan	6,9%	5,6%	4,8%	4,2%
	Sedan	18,1%	20,4%	24,1%	24,5%
	Perua	4,8%	4,2%	4,4%	3,7%

Nota-se também que o preço médio dos modelos, ponderando pelas fatias de mercado e deflacionando pelo IPCA para valores de dezembro de 2008, reduziu-se gradualmente ao longo dos anos observados, de R$ 42,62 mil em 2005 para R$ 38,32 mil em 2008. Em particular, observou-se que os modelos mais caros tiveram reduções de preço mais acentuadas.

Esse comportamento descendente também se observou na participação dos carros populares (com motor 1.0) de 2006 a 2008, embora tenha ocorrido um aumento entre 2005 e 2006. Como será observado adiante, na seção dos resultados, isto se reflete na maior elasticidade preço estimada para estes modelos.

Por outro lado, os modelos com motores Flex (ou bi-combustível) avançam ano após ano, sendo que em 2008 já representavam 92,7% do mercado (na amostra).

[21] Por exemplo, o Peugeot 206 possui os sub-modelos: *Sensation, Presence, Allure* e *Moonlight*. Quando possível, agregou-se preço e características por uma média ponderada pelas vendas dos sub-modelos. Ou então, de forma *ad hoc*, usando ponderações condizentes com as matérias das revistas especializadas.

Muitos modelos que possuíam motor apenas a gasolina nos anos iniciais passaram a ser Flex no decorrer do período analisado.

Já a potência média dos motores vem se mantendo relativamente estável em torno dos 87 HPs. O mesmo comportamento ocorre com a razão entre potência e peso, em torno de 9,2 HPs por 100 Kg, uma vez que o peso dos modelos também pouco muda entre os anos.

Outra observação é que a participação dos modelos Hatch vem se mantendo relativamente estável, enquanto a demanda por modelos Sedan vem aumentando em detrimento a modelos Minivan e Perua. O que pode ser reflexo de uma preferência mais forte por carros Sedan, na média.

8. Resultados Estimados

Nesta seção, primeiro se apresentarão os resultados estimados para a equação (8) (o modelo LOGIT) e suas consequentes elasticidades preço e preço-cruzado da demanda. Depois, serão apresentados os resultados estimados para a equação (10) (o modelo Mixed LOGIT) e suas conseqüentes elasticidades preço e preço-cruzado da demanda. A apresentação nessa ordem busca ilustrar a importância de se usar a uma técnica mais sofisticada para se obter resultados mais plausíveis. Depois, finalizando a seção, será apresentada a decomposição (4) dos preços dos modelos da amostra, entre custo marginal, tributação marginal e lucro operacional por unidade.

A Tabela 3 apresenta os resultados dos parâmetros estimados das equações de demanda LOGIT,[22] com e sem instrumentalização. Os instrumentos usados foram os propostos por Berry et alii (1995).[23] Como variáveis explicativas (no vetor de (5)) usaram-se: uma constate unitária; uma *dummy* para automóvel popular (1 se for o caso); uma *dummy* para automóvel com motor Flex (1 se for o caso); a razão entre potência e peso (em HPs por 100 Kg, uma medida de potência relativa); e um Trend (1 para 2005, ..., 4 para 2008).

Primeiro observe que a ausência de instrumentos tende a subestimar (em valor absoluto) o parâmetro dos preços, que se mostrou estatisticamente significante e com o sinal esperado nas duas regressões.

O parâmetro estimado para a *dummy* Popular não se mostrou estatisticamente significante, ao contrário do para a *dummy* Flex. Este último também apresentou o sinal esperado, ou seja, automóveis com motor bi-combustível levam a maiores níveis de utilidade (na média).

[22] Assim como na especificação BLP, usou-se o estimador (17.50) em dois estágios de Wooldridge (2002) para os parâmetros das variáveis Flex, Potência/Peso, Trend e Preço. Para a constante e a *dummy* Popular usou-se um terceiro estágio, via OLS, tomando a constante de efeito fixo do passo anterior por variável dependente. Isso foi necessário por conta do referido estimador do painel ser do tipo *within*, e a *dummy* Popular não muda de valor no tempo. Para s0 usou-se o valor estimado no modelo BLP que será apresentado adiante.

[23] Existem duas técnicas mais comuns de construção de variáveis instrumentais para esse caso: VI's construídas a partir das características dos produtos, propostas por Berry et alii (1995), em decorrência do trabalho de Pakes (1994); e VI's construídas a partir da observação de preços do mesmo produto em mercados geograficamente distintos (ver Hausman et alii 1994).

Tabela 3
Parâmetros estimados das equações LOGIT – Especificação (8)

Especificação		LOGIT com instrumentos			LOGIT sem instrumentos		
Variável		Estimativa	Desvio padrão	Estatística t	Estimativa	Desvio padrão	Estatística t
	Constante	0,640	0,182	3,523	0,606	0,180	3,356
	Popular	-0,437	0,494	-0,886	-0,400	0,490	-0,817
$\bar{\beta}$	Flex	0,323	0,129	2,500	0,375	0,131	2,866
	100×(HP/Kg)	-0,176	0,034	-5,107	-0,203	0,033	-6,075
	Trend	-0,261	0,037	-6,956	-0,245	0,038	-6,440
α	Preço	0,068	0,007	10,005	0,064	0,007	9,576

Quanto, ao parâmetro estimado para a razão entre potência e peso, apesar de ter apresentado significância estatística, apresentou o sinal inverso ao que se esperava. Intuitivamente, é de se esperar que um modelo com maior potência relativa leve a maiores níveis de utilidade (na média).

O parâmetro estimado para a variável Trend se mostrou estatisticamente significante e sinal negativo. Note que este parâmetro pode representar uma série de mudanças na utilidade ao longo do tempo, reflexo de mudanças de renda, gosto, intensidade da propaganda etc. Portanto, sua interpretação não é direta e nem trivial, sendo aqui considerada apenas como um fator de ajuste entre os anos.

A Tabela 4 mostra os valores das elasticidades LOGIT estimadas para 2008. Para tanto, usou-se a estimativa $\hat{\alpha} = 0,068$.

Dois pontos devem ser observados na Tabela 4 (e depois contrastados com os da Tabela 7, que adiante apresentará os resultados estimados via *Mixed* LOGIT). O primeiro é a já citada presença da propriedade da IAI. Por exemplo, tome dois modelos como o Honda Civic e o Fiat Siena, com fatias de mercado semelhantes. Mesmo se esperando que um aumento de preço no Citroen C4 Pallas gere um impacto maior sobre a demanda do Civic, a estimação por meio do modelo LOGIT vai oferecer padrões de substituição semelhantes entre o Civic e o Siena (elasticidade-preço cruzada de 0,01 em ambos). O que é pouco plausível, uma vez que o C4 e o Civic são do mesmo nicho de mercado, e este nicho não é o do Siena.

O segundo ponto a se observar é que a forma funcional LOGIT também impõe que as elasticidades dependem diretamente do preço dos produtos. Desta forma, preços elevados levam a elasticidades também elevadas (o que pode ser pouco razoável). Note que a elasticidade-preço da demanda estimada de um modelo popular como Uno Mille, por exemplo, foi de 1,62 (em valor absoluto). Intuitivamente, era de se esperar um número maior que o de um modelo de luxo como o C4 Pallas, por exemplo, com elasticidade-preço estimada em 3,48.

Mesmo ao se recorrer a solução parcial de agrupar os modelos em nichos e estimar um LOGIT hierárquico, o problema da IAI ainda estaria presente dentro

Tabela 4. Uma amostra das elasticidades-preço e preço-cruzado pela especificação LOGIT – 2008

	Ka 1.0	Clio H.	Uno	Prisma	Celta	Fox 1.0	Siena	Classic	Palio	Gol 1.0	Parati	Palio W.	206 SW	Space	Idea	Meriva	Golf	Stilo	Fit	Corolla	C4	Civic	Zafira
Ka 1.0	1,71	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00
Clio H. 1.0	0,00	1,86	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00
Uno Mille	0,00	0,00	1,62	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00
Prisma	0,00	0,00	0,01	2,25	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00
Celta 1.0	0,00	0,00	0,01	0,01	1,90	0,01	0,01	0,01	0,02	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00
Fox 1.0	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	2,26	0,01	0,01	0,02	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00
Siena 1.0	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	2,15	0,01	0,02	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00
Classic	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	2,01	0,02	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00
Palio 1.0	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	1,94	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00
Gol 1.0	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	1,98	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00
Parati	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,03	2,90	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00
Palio W.	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,03	0,00	3,14	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00
206 SW	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,03	0,00	0,00	3,38	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00
Spacefox	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,03	0,00	0,00	0,00	3,36	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00
Idea	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	3,42	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00
Meriva	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	3,25	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00
Golf	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	3,49	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00
Stilo	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	3,62	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00
Fit	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	3,88	0,00	0,01	0,01	0,00
Corolla	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	3,85	0,01	0,01	0,00
C4 Pallas	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	3,48	0,01	0,00
Civic	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	4,53	0,00
Zafira	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	4,69

Nota: Os elementos da diagonal são as elasticidades-preço em valor absoluto. Fora da diagonal lê-se a tabela como: aumento do preço do modelo da coluna leva ao aumento de demanda do modelo da linha.

dos nichos. Assim, a fórmula (3) continuaria a carregar valores pouco plausíveis, comprometendo o sucesso do exercício proposto de se simular o impacto da desoneração tributária sobre o mercado. Por isso é necessário recorrer a uma estrutura mais sofisticada como o *Mixed* LOGIT.

A Tabela 5 apresenta os resultados para a especificação (10), para C igual a 1.000 e a 100 consumidores.[24] Note primeiro que o parâmetro $\bar{\beta}$ estimado para a constante mostrou o mesmo sinal do estimado nos LOGIT. Todos se mostraram estatisticamente significantes, embora os valores do *Mixed* LOGIT tenham se mostrado cerca de duas ou três vezes maiores. Já a estimativa do parâmetro σ se mostra significante apenas a níveis de confiança mais modestos.[25]

Tabela 5
Resultados dos parâmetros estimados das equações da especificação (10) do modelo Mixed LOGIT

Especificação		1.000 consumidores			100 consumidores		
	Variável	Estimativa	Desvio padrão	Estatística t	Estimativa	Desvio padrão	Estatística t
$\bar{\beta}$	Constante	1,432	0,276	5,196	2,199	0,349	6,298
	Popular	0,633	0,749	0,846	-0,636	0,948	-0,671
	Flex	1,442	0,267	5,396	1,931	0,366	5,269
	100 (HP/Kg)	0,729	0,029	25,398	1,727	0,039	43,878
	Trend	-3,598	0,078	-46,065	-0,187	0,107	-1,745
σ	Constante	1,987	1,305	1,523	1,849	1,321	1,400
	Popular	1,693	1,874	0,903	1,736	0,373	4,658
	Flex	1,541	0,566	2,722	1,622	0,234	6,936
	100 (HP/Kg)	0,613	0,041	14,975	0,699	4,526	0,154
	Trend	2,204	0,547	4,031	2,217	0,550	4,030
α	Preço	2,079	0,457	4,544	2,174	0,283	7,675

Os valores estimados do $\bar{\beta}$ para a *dummy* Popular invertem os sinais entre as especificações *Mixed* LOGIT com $C = 100$ e 1.000, embora em ambas não tenham se mostrado estatisticamente significantes (nem mesmo a do σ para $C = 1.000$).

A estimativa do parâmetro da *dummy* Flex apresentou os sinais esperados e significância estatística, em todas as especificações. Note que, considerando as

[24] A semente aleatória usada para gerar u e v's foi 7654321. No primeiro momento, os *starts* do algoritmo Nelder-Mead para α e σ's foram a unidade e para δ's um vetor de zeros. Depois, como *starts*, usou-se valores aleatórios de distribuições uniformes entre 0 e 2 para assegurar que o algoritmo levaria aos mesmos resultados de convergência da função objetivo.

[25] Para se computar a matriz de variância-covariância GMM, que gera as estatísticas t dos σ estimados, usou-se um gradiente numérico, uma vez que não existe uma forma funcional analítica para a derivada das condições de momento em relação aos parâmetros.

propriedades da distribuição normal, $\beta_i \in (-0,099; 2,983)$ em 68,3% dos 1.000 consumidores simulados. Ou seja, apesar da maioria dos consumidores simulados auferirem números positivos para característica de motor bi-combustível, alguns ainda dão pesos maiores a motores tradicionais.

O parâmetro estimado para a razão entre potência e peso, que se mostrou com o sinal inverso ao esperado nas especificações LOGIT, mostrou o sinal esperado nas especificações *Mixed* LOGIT. Mais uma vez considerando as propriedades da distribuição normal, $\beta_i \in (0,116; 1,342)$ para a variável em 68,3% dos consumidores simulados.

O parâmetro estimado para o Trend, assim como nas especificações LOGIT, apresentou sinal negativo nas especificações *Mixed* LOGIT. Também se observa nessa variável o maior desvio padrão estimado entre os consumidores, $\sigma_i = 2,204$.

Quanto ao α estimado, mostrou-se estatisticamente significante na especificação *Mixed* LOGIT tanto para $C = 100$ e como para $C = 1.000$. Mais ainda, para $C = 1.000$ uma estimativa de α_i é $\exp(2,079 \times u_i)$. A título de ilustração, observe que se $u_i = 1$ o parâmetro dos preços será de 7,997 e se $u_i = -1$ o parâmetro será de 0,125.

A Tabela 6 apresenta a quantidade vendida, a parcela de mercado estimada da opção externa e o tamanho do mercado (em mil unidades) para os anos trabalhados, usando a fórmula (16) e as estimativas *Mixed* LOGIT com $C = 1.000$.

Tabela 6
Quantidade de automóveis vendida e opção externa e tamanho do mercado estimados – Mil unidades

Parâmetro	2005	2006	2007	2008
Quantidade vendida	1.175	1.435	1.803	2.216
$\hat{s}_0$	72,86%	79,21%	84,60%	88,62%
$\hat{M}$	4.331	6.902	11.704	19.477

Observe que o tamanho estimado do mercado para 2008 é de aproximadamente 19,5 milhões de unidades. Este valor será usado adiante nos exercícios de simulação.

Salienta-se que a estratégia usada aqui para estimar $\hat{M}$ é diferente da usada por Fiúza (2002), que computou a opção externa a partir de uma estimação do tamanho do mercado em relação à renda das famílias que poderiam comprar um carro novo no Brasil: $\hat{M} \approx 12{,}5$ milhões de famílias, para 1996.

Outra referência para esta estimação é que Berry et alii (1995) apresentam uma estimativa do tamanho do mercado norte-americano de 66 milhões de unidades para 1990. Miller (2000) aponta que as vendas de veículos leves nos EUA em 1990 foram de 9 milhões de unidades. Combinando estes dois números chega-se a estimativa de $s_0 = 86\%$.

A Tabela 7 apresenta uma amostra das elasticidades-preço e preço-cruzado pela especificação *Mixed* LOGIT no ano de 2008 e as estimativas para $C = 1.000$. Note que agora a propriedade da IAI não é observada. Agora, um aumento de 1% no preço do Citroen C4 Pallas leva a uma aumento de demanda de 0,19% no Honda Civic e 0,01% no Fiat Siena.

Note também que a Tabela 7 está organizada por ordem decrescente de valor absoluto da elasticidade-preço da demanda, da esquerda para a direita e de cima para baixo. Na amostra, o modelo com a maior elasticidade-preço estimada (em valor absoluto) foi o Ford Ka 1.0, com 7,53. E o modelo com a menor foi a Minivan Chevrolet Zafira, com 2,08. Logo, os resultados *Mixed* LOGIT não fazem preços elevados implicarem em elasticidades também elevadas.

Observe que o bloco superior esquerdo da Tabela 7 concentra os modelos populares e o bloco inferior direito os modelos de luxo. Dos modelos populares, como era de se esperar, o VW Gol 1.0 e o Fiat Pálio 1.0 apresentaram as menores elasticidades-preço, 4,01 e 4,11, respectivamente, em valor absoluto.

Existe ainda uma categoria intermediária formada pelos modelos perua VW Parati, Fiat Palio Weekend, Pegout 206 SW e VW Spacefox com elasticidades entre 3,67 e 3,09. Uma outra categoria pode ser formada pelas Minivans que não são de luxo, a Fiat Idea e a Chevrolet Meriva, com elasticidades de 3,08 e 2,95, respectivamente. E ainda um bloco com elasticidades menores de 2,64 formado pelos modelos VW Golf, Fiat Stilo e Honda Fit e, por fim, um bloco formado pelos modelos de luxo Toyota Corolla, C4 Pallas e Honda Civic.

No que tange as elasticidades cruzadas, os valores que mais se destacam são os ligados ao Ford Ka 1.0, Renault Clio Hatch 1.0 e Uno Mille, pois são os que mais transmitem demanda por aumentos próprios no preço. Por exemplo, um aumento de 1% no preço do Ka leva a um aumento de 2,56% na demanda do Uno, de 1,03% na do Gol 1.0 e de 0,81% na do Pálio 1.0, *ceteris paribus*. Na outra ponta da tabela, pode-se observar que o Honda Civic é o que menos transmite demanda e o que mais recebe entre os modelos de luxo.

A Tabela 8 apresenta as estimativas dos *markups*, do custo marginal, imposto marginal e do lucro variável por modelo e fabricante da amostra, para o ano de 2008 (trata-se da decomposição descrita pela fórmula (4), usando os resultados estimados para o *Mixed* LOGIT com $C = 1.000$).

O *markup* médio estimado (ponderado pelas fatias de mercado) foi de 21,08%. Modelos populares, como o Ka, por exemplo, com 10,2%, apresentam valores menores que os modelos mais sofisticados como o Renault Scenic, por exemplo, com 32,3%.

O custo marginal, como era de se esperar, varia conforme o preço do modelo. Modelos mais caros apresentam maiores custos marginais estimados. O Honda Civic e o Corolla Fielder foram os modelos que apresentaram os maiores valores estimados, R$ 29,42 mil e R$ 29,14 mil, respectivamente. Por outro lado, o Uno Mille apresentou o menor valor: R$ 13,51 mil.

Para se computar os valores da tributação marginal tomou-se como base os levantamentos da ANFAVEA (2006, 2009) que computa τ_j (formado por IPI, ICMS, PIS e COFINS) como 27,1% para veículos de 1.000 cc, 30,4% para veículos com mais de 1.000 cc e menos de 2.000 cc a gasolina, 29,2% para veículos com mais de

Tabela 7. Uma amostra das elasticidades-preço e preço-cruzado pela especificação *Mixed* LOGIT – Ano de 2008

	Ka 1.0	Clio H.	Uno	Prisma	Celta	Fox 1.0	Siena	Classic	Palio	Gol 1.0	Parati	Palio W.	206 SW	Space	Idea	Meriva	Golf	Stilo	Fit	Corolla	C4	Civic	Zafira
Ka 1.0	7,53	0,35	0,94	0,09	0,27	0,08	0,08	0,16	0,18	0,18	0,03	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00
Clio H. 1.0	0,08	6,32	0,11	0,03	0,05	0,02	0,01	0,03	0,03	0,04	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Uno Mille	2,56	1,24	5,87	0,26	0,91	0,20	0,21	0,47	0,54	0,52	0,06	0,04	0,03	0,03	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01
Prisma	0,14	0,18	0,15	5,27	0,14	0,20	0,13	0,08	0,07	0,09	0,14	0,15	0,10	0,09	0,09	0,08	0,04	0,05	0,03	0,05	0,03	0,03	0,02
Celta 1.0	0,90	0,74	1,10	0,31	5,08	0,23	0,21	0,45	0,45	0,48	0,12	0,09	0,07	0,07	0,07	0,06	0,05	0,05	0,05	0,03	0,03	0,03	0,02
Fox 1.0	0,16	0,16	0,16	0,28	0,15	4,65	0,32	0,13	0,13	0,13	0,13	0,09	0,08	0,08	0,08	0,07	0,08	0,06	0,09	0,03	0,02	0,02	0,03
Siena 1.0	0,14	0,10	0,13	0,14	0,11	0,25	4,62	0,12	0,14	0,12	0,07	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,06	0,03	0,08	0,01	0,01	0,01	0,02
Classic	0,20	0,16	0,21	0,06	0,16	0,07	0,08	4,48	0,17	0,16	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,03	0,01	0,01	0,01	0,01
Palio 1.0	0,81	0,58	0,87	0,20	0,59	0,27	0,36	0,62	4,11	0,60	0,10	0,06	0,06	0,07	0,06	0,06	0,07	0,05	0,10	0,02	0,02	0,02	0,03
Gol 1.0	1,03	0,87	1,10	0,34	0,84	0,36	0,40	0,76	0,80	4,01	0,17	0,12	0,10	0,11	0,10	0,10	0,10	0,08	0,12	0,04	0,04	0,03	0,05
Parati	0,02	0,02	0,01	0,06	0,02	0,04	0,03	0,02	0,02	0,02	3,67	0,05	0,04	0,04	0,04	0,03	0,02	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01
Palio W.	0,02	0,03	0,01	0,09	0,02	0,04	0,02	0,02	0,01	0,02	0,07	3,52	0,07	0,06	0,06	0,05	0,03	0,04	0,02	0,06	0,04	0,04	0,02
206 SW	0,00	0,01	0,00	0,02	0,01	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,01	0,02	3,20	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
Spacefox	0,01	0,02	0,01	0,06	0,02	0,04	0,03	0,02	0,02	0,02	0,06	0,06	0,05	3,09	0,05	0,05	0,04	0,04	0,03	0,04	0,04	0,04	0,03
Idea	0,02	0,03	0,01	0,08	0,03	0,04	0,03	0,02	0,02	0,02	0,07	0,08	0,07	0,06	3,08	0,06	0,04	0,05	0,03	0,06	0,05	0,05	0,03
Meriva	0,01	0,02	0,01	0,05	0,02	0,04	0,02	0,02	0,01	0,02	0,05	0,06	0,05	0,05	0,05	2,95	0,04	0,04	0,03	0,04	0,04	0,03	0,03
Golf	0,01	0,01	0,01	0,02	0,01	0,03	0,03	0,01	0,01	0,01	0,03	0,02	0,03	0,03	0,03	0,03	2,64	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02
Stilo	0,01	0,01	0,00	0,03	0,01	0,02	0,02	0,01	0,01	0,01	0,03	0,04	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	2,63	0,02	0,03	0,03	0,03	0,02
Fit	0,02	0,02	0,01	0,04	0,03	0,07	0,08	0,04	0,04	0,03	0,06	0,04	0,05	0,05	0,05	0,05	0,07	0,05	2,61	0,03	0,03	0,02	0,04
Corolla	0,01	0,03	0,01	0,07	0,02	0,03	0,01	0,01	0,01	0,02	0,08	0,13	0,10	0,09	0,10	0,08	0,05	0,08	0,03	2,58	0,10	0,12	0,05
C4 Pallas	0,00	0,01	0,00	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,00	0,01	0,03	0,04	0,04	0,03	0,04	0,03	0,02	0,03	0,01	0,05	2,27	0,05	0,03
Civic	0,01	0,04	0,01	0,09	0,03	0,04	0,02	0,02	0,01	0,02	0,12	0,20	0,16	0,14	0,16	0,14	0,08	0,13	0,05	0,24	0,19	2,26	0,10
Zafira	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,01	0,01	0,01	0,00	0,01	0,01	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	2,08

Nota: Os elementos da diagonal são as elasticidades-preço em valor absoluto. Fora da diagonal lê-se a tabela como: aumento do preço do modelo da coluna leva ao aumento de demanda do modelo da linha.

1.000 cc e menos de 2.000 cc bi-combustível, 36,4% para veículos com 2.000 cc ou mais a gasolina e 33,1% para veículos com 2.000 cc ou mais bi-combustível.

Assim, apenas o VW Gol 1.0 teria gerado R$ 2,0 bilhões de receita tributária para o governo em 2008, foi o maior arrecadador seguindo pelo Honda Civic e o Fiat Pálio 1.0, ambos com R$ 1,5 bilhão. No total, a massa de tributação simulada para 2008 ($\sum_{j=1}^{J}(\tau_j \times p_j \times q_j)$) foi da ordem de R$ 24,8 bilhões. Como era de se esperar, inferior aos 39,4 bilhões totais descritos na introdução, uma vez que a amostra não considerou todos os veículos produzidos.

O modelo com o maior lucro variável estimado foi o Honda Civic, com R$ 1,61 bilhão. Uma consequência direta de ser um veículo de luxo que é o mais caro e o mais vendido de sua categoria. Em seguida surgem o Gol 1.0 (R$ 1,49 bilhão) e o Pálio 1.0 (R$ 1,22 bilhão). No total, a massa de lucro variável estimada para a indústria (somando os 59 modelos da amostra) foi de R$ 19,0 bilhões.

9. Simulações

A Tabela 9 apresenta os resultados estimados para quantidades vendidas, preços, lucro operacional e *markups* no cenário de desoneração tributária completa em 2008,[26] ou seja, τ_j para todo modelo j. Para se obter esses resultados, tomou-se como fixo os custos marginais expostos na Tabela 8 para resolver o sistema (4) e obterem-se os preços "pós isenção" ($p^{\text{pós}}$). Em seguida, computou-se o novo vetor de lucro operacional dos modelos: $p^{\text{pós}} - \hat{c}$. E por fim, computou-se o vetor das novas parcelas de mercado: $s^{\text{pós}} = \hat{\triangle} \times (p^{\text{pós}} - \hat{c})$. Para se computar as quantidades vendidas manteve o tamanho do mercado fixo em 19,5 milhões de unidades.

Com a isenção completa, estima-se um aumento de vendas da ordem de 388 mil unidades, um preço médio (ponderado pelas fatias de mercado) que cai de R$ 39,06 mil para R$ 28,78 mil, um ganho de lucro operacional da indústria ($\hat{D} + \hat{C}$) na ordem de R$ 6,95 bilhões e *markups* que aumentam 11,23% na média.

O aumento de 388 mil unidades demandadas é bastante intuitivo, uma vez que se está usando o valor $\eta_t = 0,6$ (que é a elasticidade agregada do mercado estimada por DeNegri (1998)). Como o preço médio caiu em 25,32%, uma "conta de bolso" é que a oferta aumentaria em 15,79%, que sobre a base de 2.216 mil unidades vendidas levariam a 350 mil unidades.

Note na Tabela 9 que quatro modelos de veículos tiveram reduções nas vendas na simulação, são eles: Uno Mille, vendendo oito mil unidades a menos; Ford Ka 1.0, menos cinco mil unidades; e Corsa Hatch 1.0 e Fox 1.0, ambos com mil unidades a menos. Um efeito direto das elasticidades cruzadas da Tabela 7.

As versões não populares do VW Gol teriam os maiores aumentos de demanda (28 mil unidades), seguido pela versão popular deste modelo (23 mil unidades) e pelos modelos GM Prisma e Astra Hatch (ambos com 20 mil unidades). O maior

[26] Uma análise complementar a essa é exposta em Anexo III, quando se compara os preços recebidos pelo produtor com e sem tributação.

Tabela 8
Estimativas de elasticidades-preço, *markups*, custo marginal, imposto marginal e lucro variável por modelo e fabricante da amostra para o ano de 2008

Modelo	Elasticidade preço	*Mark-up* (%)	Decomposição(4) R$mil p/unidade				Quantidade vendida (1.000unid.)	Tributação total R$milhões	Lucro variável total R$milhões
			Preço	Custo marginal	Tributo marginal	Lucro variável			
Doblo	-2,61	29,8	56,63	22,76	16,99	16,89	9	153	152
Idea	-3,08	25,5	50,35	22,40	15,11	12,84	32	484	411
Palio>1.0	-5,91	16,3	30,74	16,52	9,22	5,00	33	304	165
Palio1.0	-4,11	21,7	28,79	14,77	7,77	6,24	195	1.515	1.217
Palio W.	-3,52	22,6	46,26	21,93	13,88	10,46	25	347	262
Punto	-3,01	26,9	45,39	19,58	13,62	12,20	45	613	549
Siena>1.0	-3,34	24,7	42,55	19,26	12,76	10,52	41	523	431
Siena	-4,62	20,2	31,75	16,76	8,57	6,41	68	583	436
Stilo	-2,63	29,4	57,16	23,23	17,15	16,78	18	309	302
Uno M.	-5,87	16,7	24,02	13,51	6,49	4,02	145	941	583
Fiat							610	5.771	4.507
Fiesta S.>1,0	-4,50	16,7	37,37	19,90	11,21	6,25	21	235	131
Fiesta S.1.0	-4,58	17,7	32,91	18,20	8,88	5,82	23	204	134
Fiesta>1.0	-4,07	18,4	40,47	20,87	12,14	7,45	11	134	82
Fiesta 1.0	-3,88	20,0	36,16	19,14	9,76	7,25	56	547	406
Focus H.	-2,99	24,8	47,37	21,42	14,21	11,74	19	270	223
Focus S.	-2,66	27,6	52,37	22,22	15,71	14,44	20	314	289
Ka >1.0	-6,12	12,6	31,80	18,24	9,54	4,02	4	38	16
Ka 1.0	-7,53	10,2	25,19	15,83	6,80	2,56	50	340	128
Ford							205	2.082	1.409
Astra Hatch	-3,21	23,6	50,92	20,58	18,33	12,01	29	532	348
Astra Sedan	-3,14	24,2	52,76	20,98	18,99	12,78	9	171	115
Celta 1.0	-5,08	16,4	28,11	15,90	7,59	4,61	150	1.139	692
Classic	-4,48	19,0	29,61	15,99	7,99	5,62	52	415	292
Corsa H.>1.0	-4,47	19,6	37,35	18,84	11,21	7,31	27	303	197
Corsa H.1.0	-5,43	16,5	31,31	17,69	8,45	5,17	27	228	140
Corsa S.>1.0	-4,82	18,6	35,70	18,36	10,71	6,63	33	353	219
Meriva	-2,95	26,7	51,39	22,24	15,42	13,73	25	386	343
Prisma	-5,27	17,0	33,23	17,61	9,97	5,65	58	578	328
Vectra Hatch	-2,39	29,4	65,09	22,51	23,43	19,15	14	328	268
Vectra Sedan	-3,75	20,6	66,62	28,89	23,98	13,74	15	360	206
Zafira	-2,08	32,8	71,13	22,17	25,61	23,35	12	307	280
GM							449	5.100	3.428
Civic	-2,26	31,2	75,87	29,42	22,76	23,69	68	1.548	1.611
Fit	-2,61	27,5	51,23	21,79	15,37	14,07	42	646	591
Honda							111	2.193	2.202
206	-3,65	19,5	39,98	20,19	11,99	7,79	47	564	366
307	-2,58	27,6	56,64	24,02	16,99	15,62	22	374	344
206 SW	-3,20	22,6	49,65	23,56	14,90	11,20	6	89	67
C3	-2,89	24,5	47,48	21,59	14,24	11,64	38	541	442
C4 Pallas	-2,27	28,6	69,02	24,42	24,85	19,76	18	447	356
Picasso	-2,29	31,4	63,29	24,43	18,99	19,87	11	209	219
Peugeot-Citroen							142	2.224	1.794
									continua

Modelo	Elasticidade preço	*Mark-up* (%)	Decomposição(4) R$mil p/unidade				Quantidade vendida	Tributação total	Lucro variável total
			Preço	Custo marginal	Tributo marginal	Lucro variável	(1.000unid.)	R$milhões	R$milhões
Clio S.>1.0	-3,87	18,7	45,49	23,33	13,65	8,51	2	27	17
Clio S.1.0	-3,88	19,6	39,76	21,23	10,73	7,80	2	21	16
Clio 1.0	-6,32	12,1	27,34	16,66	7,38	3,30	11	81	36
Kangoo	-3,07	23,5	47,86	22,23	14,36	11,27	1	14	11
Logan>1.0	-4,40	16,6	36,68	19,59	11,00	6,09	16	176	97
Logan1.0	-4,69	16,0	29,64	16,89	8,00	4,74	22	176	104
Megane	-2,44	29,1	61,70	25,23	18,51	17,97	9	167	162
Sandero>1.0	-4,10	17,7	38,09	19,94	11,43	6,73	27	309	182
Sandero 1.0	-5,30	14,5	31,69	18,55	8,56	4,58	13	111	60
Scenic	-2,20	32,3	60,11	22,67	18,03	19,41	4	72	78
Renault							108	1.155	763
Corolla	-2,58	27,2	66,74	28,53	20,02	18,18	40	801	727
Corolla F.	-2,46	29,8	72,45	29,14	21,74	21,57	4	87	86
Toyota							44	888	813
Fox>1.0	-4,34	20,5	37,73	18,68	11,32	7,73	53	600	410
Fox1.0	-4,65	19,5	33,45	17,89	9,03	6,52	81	731	528
Golf	-2,64	29,6	53,34	21,54	16,00	15,80	19	304	300
Gol>1.0	-6,29	15,5	30,35	16,54	9,11	4,71	48	437	226
Gol1.0	-4,01	20,1	29,46	15,60	7,96	5,91	252	2.006	1.489
Parati	-3,67	23,3	42,67	19,91	12,80	9,96	19	243	189
Polo H.	-3,45	24,3	45,44	20,76	13,63	11,05	22	300	243
Polo S.	-2,95	27,1	51,49	22,09	15,45	13,95	29	448	405
Spacefox	-3,09	26,2	49,44	21,66	14,83	12,95	27	400	350
VW							550	5.470	4.140
Total							2.216	24.883	19.056

ganho de lucro operacional (estimado) seria do Honda Civic (R$ 752,14 milhões), seguido do Toyota Corolla (R$ 328,80 milhões) e do Gol 1.0 (R$ 300,19 milhões).

Uma inspeção na Tabela 9 também mostra que a redução de preços faz com que a demanda por automóveis populares cresça menos que as dos não populares. A Tabela 10, mais adiante, busca sintetizar esse resultado. Observe que a demanda por automóveis populares aumenta em 38 mil unidades (ou 4%), ao passo que a dos não populares aumenta em 350 mil unidades (ou 26%).

Observe na Tabela 10 que os preços dos automóveis populares caem, na média, R$ 6,86 mil (ou 25%), e o dos não populares R$ 12,16 mil (ou 27%). Em contraponto, o *markup* médio dos automóveis não populares aumenta mais (12,13% contra 9,01%).

A Tabela 11 apresenta a mesma análise separando o mercado em modelos Hatch, Sedan, Perua e Minivan. Note que o segmento com maior aumento relativo de demanda é o das Minivans, com 35%. Muito embora a demanda dos modelos Hatch seja a que tem o maior aumento em termos absolutos, 220 mil unidades.

A variação relativa de preços médios entre os modelos Hatch, Sedan, Perua e Minivan fica em torno de –26%. Todavia, em termos absolutos, a redução média vai de R$ 15,66 mil para as Minivans a R$ 8,42 mil para os modelos Hatch. Movimento

Tabela 9
Simulações de uma desoneração total sobre as quantidades, preços, lucros operacionais e *markups* para o ano de 2008

Modelo	Quantidade (mil unidades)		Preço (R$milhões)		Lucro operacional (R$milhões)		*Markup* (%)	
	Pós	Pós-Pré	Pós	Pós-Pré	Pós	Pós-Pré	Pós	Pós-Pré
Doblo	11	2	42,10	-14,53	214,00	62,38	45,95	16,13
Idea	37	5	37,53	-12,82	561,88	154,47	40,30	14,80
Palio > 1.0	43	10	21,81	-8,93	226,37	61,72	24,28	8,01
Palio 1.0	204	9	21,84	-6,94	1.441,0	224,47	32,37	10,69
Palio Weekend	28	3	34,49	-11,77	351,85	87,22	36,42	13,82
Punto	58	13	32,89	-12,50	768,98	224,66	40,48	13,61
Siena > 1.0	53	13	30,50	-12,05	600,33	173,53	36,84	12,11
Siena 1.0	72	4	23,99	-7,75	523,24	86,99	30,13	9,94
Stilo	22	4	42,64	-14,51	424,79	123,45	45,52	16,16
Uno Mille	137	-8	17,86	-6,16	595,57	13,15	24,35	7,60
Fiat	665	55			5.708,1	1.212,1		
Fiesta Sed. > 1.0	26	6	26,57	-10,80	176,11	46,03	25,09	8,35
Fiesta Sedan 1.0	29	5	24,10	-8,81	168,17	33,99	24,48	6,79
Fiesta > 1.0	14	2	29,11	-11,36	111,38	29,00	28,30	9,88
Fiesta 1.0	63	6	27,16	-8,99	502,53	93,03	29,53	9,47
Focus Hatch	24	6	34,13	-13,24	310,98	92,21	37,23	12,46
Focus Sedan	27	6	38,01	-14,36	419,27	126,24	41,55	13,97
Ka > 1.0	9	5	20,93	-10,87	25,31	9,01	12,83	0,19
Ka 1.0	46	-5	19,10	-6,09	148,93	19,89	17,13	6,98
Ford	237	32			1.862,7	449,40		
Astra Hatch	49	20	33,46	-17,46	629,96	283,77	38,51	14,92
Astra Sedan	15	6	34,64	-18,12	202,85	91,46	39,41	15,19
Celta 1.0	158	8	21,08	-7,02	818,71	127,02	24,56	8,15
Classic	56	4	22,31	-7,30	352,94	61,83	28,32	9,32
Corsa Hat. > 1.0	30	3	27,38	-9,97	258,23	60,85	31,19	11,62
Corsa Hatch 1.0	26	-1	23,76	-7,55	158,55	18,26	25,56	9,05
Corsa Sed. > 1.0	37	5	25,87	-9,83	278,91	63,40	29,02	10,45
Meriva	28	2	39,48	-11,91	478,01	130,46	43,66	16,94
Prisma	78	20	23,25	-9,97	438,18	112,53	24,26	7,26
Vectra Hatch	27	14	40,11	-24,98	481,10	216,91	43,87	14,46
Vectra Sedan	19	4	49,12	-17,49	385,45	182,15	41,18	20,55
Zafira	27	16	39,99	-31,14	489,51	220,50	44,56	11,73
GM	551	101			4.972,4	1.569,2		
Civic	83	15	58,00	-17,87	2.371,2	752,14	49,27	18,05
Fit	56	14	37,03	-14,20	858,38	261,37	41,16	13,69
Honda	139	29			3.229,6	1.013,5		
								continua

Modelo	Quantidade (mil unidades)		Preço (R$milhões)		Lucro operacional (R$milhões)		*Markup* (%)	
	Pós	Pós-Pré	Pós	Pós-Pré	Pós	Pós-Pré	Pós	Pós-Pré
206	65	18	28,16	-11,82	536,41	158,90	29,39	9,12
307	27	5	42,13	-14,51	499,61	147,88	44,34	15,74
206 SW	7	1	37,10	-12,55	97,09	27,09	37,69	14,25
C3	49	11	34,47	-13,01	654,88	195,14	38,63	13,19
C4 Pallas	24	6	49,70	-19,32	605,90	250,99	51,84	22,52
Picasso	14	3	46,35	-16,94	307,74	92,83	48,43	16,19
Peugeot-Citroen	185	44			2.701,6	872,84		
Clio Sedan > 1.0	2	0	34,13	-11,36	23,31	5,14	31,63	12,93
Clio Sedan 1.0	2	0	31,04	-8,71	19,23	3,26	31,62	12,01
Clio 1.0	13	2	20,01	-7,33	44,34	8,05	16,72	4,67
Kangoo	1	0	34,55	-13,30	12,51	3,69	35,65	12,11
Logan > 1.0	22	6	25,87	-10,81	139,93	40,34	24,28	7,69
Logan 1.0	26	4	21,81	-7,83	129,17	24,50	22,53	6,52
Megane	12	3	45,03	-16,67	240,25	72,87	43,98	14,86
Sandero > 1.0	37	10	26,88	-11,21	257,66	74,65	25,83	8,17
Sandero 1.0	14	1	23,70	-7,99	71,09	10,99	21,72	7,27
Scenic	6	2	40,84	-19,27	105,47	32,70	44,50	12,21
Renault	136	28			1.043,0	276		
Corolla	48	8	50,41	-16,33	1.053,4	328,80	43,39	16,15
Corolla Fielder	5	1	54,15	-18,30	123,53	39,12	46,18	16,41
Toyota	53	9			1.177,9	368,92		
Fox > 1.0	65	12	26,98	-10,75	542,05	132,56	30,75	10,26
Fox 1.0	80	-1	25,42	-8,02	603,65	73,60	29,62	10,12
Golf	24	5	39,08	-14,26	423,77	124,87	44,88	15,26
Gol > 1.0	76	28	20,98	-9,38	336,74	111,70	21,15	5,64
Gol 1.0	275	23	22,10	-7,36	1.789,0	300,19	29,42	9,37
Parati	24	5	30,86	-11,81	259,58	68,97	35,48	12,15
Polo Hatch	27	4	33,25	-12,19	334,42	88,35	37,57	13,26
Polo Sedan	35	6	38,12	-13,37	556,74	155,99	42,05	14,95
Spacefox	32	5	36,48	-12,96	475,51	131,06	40,63	14,44
VW	638	88			5.321,5	1.187,3		
Total	2.604	388			26.016	6.948		

semelhante, mas inverso, ocorre com os *markups*, que na média aumentam em 15,16% para as Minivans e 9,88% para os modelos Hatch.

Quanto às medidas de excedente, a VC_i média foi calculada em R$ 1,28 mil. Com $\hat{M} = 19,5$ milhões de famílias chega-se a $\hat{A} + \hat{B}$ na ordem de R$ 24,92 bilhões. Então o ganho total de excedente da desoneração tributária é de R$ 31,87 bilhões. E o peso morto, dado pela fórmula (20), é de R$ 7,04 bilhões. A Tabela 12 sintetiza estes resultados.

Tabela 10
Quantidade vendida e preços e *markups* médios, ponderados pelas fatias de mercado, para o ano de 2008 (Pré) e simulação de desoneração tributária (Pós) – Análise entre modelos populares e não populares

Variável		Total	Popular	Não popular
Quantidade	Pré	2.216	877	1.339
(mil unidades)	Pós	2.604	915	1.689
	Pós-Pré	388(↑18%)	38(↑4%)	350(↑26%)
Preço	Pré	38,32	27,92	45,13
(R$mil)	Pós	28,79	21,06	32,97
	Pós-Pré	-9,54(↓25%)	-6,86(↓25%)	-12,16(↓27%)
Markup	Pré	21,08	18,41	22,83
(%)	Pós	32,31	27,42	34,96
	Pós-Pré	11,23	9,01	12,13

Tabela 11
Quantidade vendida e preços e *markups* médios, ponderados pelas fatias de mercado, para o ano de 2008 (Pré) e simulação de desoneração tributária (Pós) – Análise entre modelos Hatch, Sedan, Perua e Minivan

Variável		Hatch	Sedan	Perua	Minivan
Quantidade	Pré	1,498	545	81	92
(mil unidades)	Pós	1,718	666	96	124
	Pós-Pré	220(↑15%)	121 (↑22%)	15(↑19%)	32(↑35%)
Preço	Pré	33,91	46,05	47,97	55,68
(R$mil)	Pós	25,49	34,22	35,46	40,02
	Pós-Pré	-8,42(↓25%)	-11,83(↓26%)	-12,51(↓26%)	-15,66(↓28%)
Markup	Pré	19,93	22,52	24,36	28,19
(%)	Pós	29,81	34,67	38,15	43,35
	Pós-Pré	9,88	12,15	10,79	15,16

Tabela 12
Síntese dos resultados da simulação de desoneração tributária

Soma dos excedentes		Parcela do consumidor		Parcela do produtor
	=	$(\hat{A}+\hat{B})$	+	$(\hat{D}+\hat{C})$
R$ 31,87 bilhões		R$ 24,92 bilhões (78,2%)		R$ 6,95 bilhões (21,8%)
		Peso Morto Estimado = R$ 7,04 bilhões $(\hat{B}+\hat{C})$		

Logo, 78,2% da conta tributária é paga pelo consumidor e 21,8% é paga pelo produtor.

10. Considerações Finais

Como apresentado no início desse ensaio, em 2008 a soma da arrecadação de IPI, ICMS, PIS e COFINS da venda de veículos chegou a R$ 39,4 bilhões. Sabe-se que a tributação altera o equilíbrio entre demanda e oferta de forma distorcida. Os consumidores são prejudicados porque pagam um preço maior do que o que pagariam na ausência do imposto. Os vendedores são punidos, porque poderiam receber um preço maior e ter maior demanda. Mas qual é o peso morto dessa tributação? Qual seria o ganho de excedente decorrente de uma desoneração tributária? E como esse ganho seria distribuído entre produtores e consumidores? Essas perguntas foram elucidas nesse trabalho.

Para tanto, recorreu-se a técnica proposta por Berry et alii (1995), usando um modelo *Mixed* LOGIT em um exercício empírico. E até chegar as respostas finais, encontraram-se outros resultados a se considerar:

1) o tamanho estimado do mercado brasileiro de automóveis é de 19,5 milhões de unidades para 2008;
2) as elasticidades-preço da demanda oscilam entre –7,53 e –4,01 para modelos populares como o Ford Ka 1.0 e o VW Gol 1.0, respectivamente, e –2,26 e –2,08 para modelos de luxo como o Honda Civic e o GM Zafira, respectivamente;
3) a estimativa do *markup* médio praticado no mercado em 2008 foi de 21,08%; e,
4) uma isenção tributária completa aumentaria as vendas em 2008 em 388 mil unidades.

Desse montante, 38 mil seriam de modelos populares e 350 mil de modelos não populares. Mais ainda, os automóveis Sedan e Minivan seriam os que mais teriam aumento relativo de demanda.

A isenção tributária levaria preços e quantidades demandas a se ajustarem de tal forma que o lucro operacional das oito principais montadoras aumentaria em R$ 6,95 bilhões em 2008. Por outro lado, computando a variação compensatória, uma estimativa do excedente ganho pelo consumidor é de R$ 24,92 bilhões para 2008. Acabando com um peso morto em torno de R$ 7,04 bilhões. Assim, o ganho total de excedente estimado seria da ordem de R$ 31,87 bilhões. Conclui-se então que 78,2% da conta tributária é paga pelo consumidor e 21,8% paga pelo produtor.

Por fim, mais alguns comentários devem ser registrados. O primeiro é que, além dos resultados empíricos para análise de ganhos e perdas de excedente decorrentes da tributação, uma contribuição importante desse trabalho é apresentar de modo rigoroso e didático a estimação da demanda por automóveis no Brasil, fazendo uso de uma técnica moderna, da fronteira da nova Organização Industrial.

Segundo, é preciso ressaltar também que, por se tratar de uma aplicação na área de finanças públicas, deve ser considerado que há um custo marginal de arrecadação, que seria incorrido na hipótese de manutenção de equilíbrio orçamentário. Em outras palavras, há um custo social da desoneração de impostos (simulada) quando acompanhada do aumento de tributação compensatório em outras áreas (ou mesmo da redução dos serviços públicos). E isso não foi considerado aqui.

E, por último, lembra-se que os resultados obtidos nesse artigo pressupõem equilíbrio parcial. Se existirem externalidades negativas associadas ao consumo de automóveis (e.g. trânsito e poluição), há, por este aspecto, um ganho de bem-estar social associado à tributação e a consequente redução do consumo. O imposto indireto poderia, neste caso, cumprir um papel de imposto pigouviano.

Referências bibliográficas

ANFAVEA (2006). Indústria automobilística brasileira: 50 anos. Disponível em: `http://www.anfavea.com.br/50anos.html`.

ANFAVEA (2009). Anuário da Indústria Automobilística Brasileira. Disponível em: `http://www.anfavea.com.br/anuario.html`.

Asano, S., Barbosa, A. L. N. H., & Fiúza, E. P. S. (2004). Optimal commodity taxes for Brazil based on AIDS preference. *Revista Brasileira de Economia*, 58(1):5–21.

Berry, S. (1994). Estimating discrete-choice models of product differentiation. *Rand Journal*, 25(2):242–262.

Berry, S., Levinsohn, J., & Pakes, A. (1995). Automobile prices in market equilibrium. *Econometrica*, 63(4):841–890.

Berry, S. & Pakes, A. (2007). The pure characteristics demand model. *International Economic Review*, 48(4):1193–1225.

Deaton, A. & Muellbauer, J. (1980). An almost ideal demand system. *American Economic Review*, 70:312–326.

DeNegri, J. (1998). Elasticidade-renda e elasticidade-preço da demanda de automóveis no Brasil. Texto para Discussão 558 IPEA.

DeSouza, S. (2008). Combining prior information and data to uncover the parameters from the random coefficient discrete-choice demand model. LAMES, Rio de Janeiro.

FENABRAVE (2009). Anuário estatístico. Disponível para download em `www.fenabrave.org.br`.

Ferraz, C., Fiúza, E., & Motta, R. (2001). Medindo os efeitos da regulação ambiental em mercados de oligopólio: O caso da poluição automotiva. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 31(3):333–356.

Fiúza, E. (2002). Automobile demand and supply in Brazil: Effects of tax rebates and trade liberalization on price-marginal cost markups in the 1990s. Texto para Discussão 916 IPEA.

Hausman, J., Leonard, G., & Zona, J. (1994). Competitive analysis with differentiated products. *Annales d'Economie et de Statistique*, 34:159–180.

Huse, C. & Salvo, A. (2005). Métodos empíricos em organização industrial e aplicações ao antitruste. Seminário Estudos em Métodos Quantitativos Aplicados à Defesa da Concorrência e à Regulação Econômica. SDE, IPEA, ANPEC, Brasília.

Lancaster, K. (1966). A new approach to consumer theory. *Journal of Political Economy*, 74:132–157.

Mas-Collel, A., Whinston, M., & Green, J. (1995). *Microeconomic Theory.* Oxford University Press.

McFadden, D. (1981). Econometric models of probabilistic choice. In Manski, C. & McFadden, D., editors, *Structural Analysis of Discrete Data*. The MIT Press, Cambridge.

McFadden, D. (2001). Economic choices. *The American Economic Review*, 91(3):351–378.

Miller, R. (2000). The road ahead for the U.S. auto industry. Office of Automotive Affairs, International Trade Administration, U.S. Department of Commerce. Disponível em `http://permanent.access.gpo.gov/lps11749/www.ita.doc.gov/td/auto/2000road.pdf`.

Nelder, J. & Mead, R. (1965). A simplex method for function minimization. *Computer Journal*, 7:308–313.

Nevo, A. (2000a). Mergers with differentiated products: The case of the ready-to-eat cereal industry. *Rand Journal of Economics*, 31:395–421.

Nevo, A. (2000b). A practitioner's guide to estimation of random-coefficients LOGIT models of demand. *Journal of Economics & Management Strategy*, 9:513–548.

Nevo, A. (2001). Measuring market power in the ready-to-eat cereal industry. *Econometrica*, 69(2):307–342.

Pakes, A. (1994). Dynamic structural models, problems and prospects: Mixed continues discret controls and market iterations. In *Advances in Econometrics: The Sixth World Congress of the Econometric Society*, pages 171–260, New York. Cambridge Press.

Petrin, A. (2002). Quantifying the benefits of new products: The case of the minivan. *Journal of Political Economy*, 110(4):705–729.

Small, K. & Rosen, S. (1981). Applied welfare economics with discrete choice models. *Econometrica*, 49(1):105–130.

Wooldridge, J. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press.

Anexo I

A probabilidade de um consumidor i escolher um modelo j em detrimento a qualquer modelo r ou a opção externa é:

$P_{ij} = \Pr(U_{ij} \geq U_{ir}) = \Pr(V_{ij} + \varepsilon_{ij} \geq V_{ir} + \varepsilon_{ir}) = \Pr(\varepsilon_{ir} \leq V_{ij} - V_{ir} + \varepsilon_{ij}); \qquad \forall r = 0, ..., J$

Por hipótese, as funções densidade e cumulativa de probabilidade de ε são:

$f(\varepsilon_{ij}) = \exp(-\varepsilon_{ij} - \exp(-\varepsilon_{ij})); \qquad F(\varepsilon_{ij}) = \exp(-\exp(-\varepsilon_{ij})); \qquad -\infty < \varepsilon_{ij} < +\infty$

Então, pela condição i.i.d.:

$$P_{ij} = \int\int ... \int_{\varepsilon_{ir} \leq V_{ij} - V_{ir} + \varepsilon_{ij}} \prod_{r=0}^{J} \exp(-\varepsilon_{ir} - \exp(-\varepsilon_{ir})) \times d\varepsilon_{ir}$$

$$P_{ij} = \int_{-\infty}^{+\infty} \left[\exp(-\exp(-\varepsilon_{ij})) \times \prod_{r \neq j}^{J} \exp(-\exp(-(V_{ij} - V_{ir} + \varepsilon_{ij}))) \right] \times d\varepsilon_{ij}$$

$$P_{ij} = \int_{-\infty}^{+\infty} \left[\exp(-\exp(-\varepsilon_{ij})) \times \exp(-\sum_{r \neq j}^{J} \exp(-(V_{ij} - V_{ir} + \varepsilon_{ij}))) \right] \times d\varepsilon_{ij}$$

$$P_{ij} = \int_{-\infty}^{+\infty} \left[\exp(-\sum_{r=0}^{J} \exp(-(V_{ij} - V_{ir} + \varepsilon_{ij}))) \right] \times d\varepsilon_{ij}$$

$$P_{ij} = \int_{-\infty}^{+\infty} \left[\exp(-\exp(-\varepsilon_{ij}) \times \sum_{r=0}^{J} \exp(V_{ir} - V_{ij})) \right] \times d\varepsilon_{ij}$$

$$P_{ij} = \frac{\left[\exp(-\exp(-\varepsilon_{ij}) \times \sum_{r=0}^{J} \exp(V_{ir} - V_{ij})) \right]_{\varepsilon_{ij} \to -\infty}^{\varepsilon_{ij} \to +\infty}}{\sum_{r=0}^{J} \exp(V_{ir} - V_{ij})}$$

$$P_{ij} = \frac{(1-0)}{\exp(-V_{ij}) \times \sum_{r=0}^{J} \exp(V_{ir})}$$

$$P_{ij} = \frac{\exp(V_{ij})}{\sum_{r=0}^{J} \exp(V_{ir})}$$

Anexo II; A Rotina Computacional

Os códigos que seguem foram escritos para o *software* Gauss 6.0 e descrevem apenas os passos 1 a 4 (que é o cerne do programa).

```
/* Declare a matriz x, separando os vetores que se mantém constantes no tempo dos que não se mantém */
xc = missrv(cte~popu,0);
xnc = missrv(flex~hppeso~trend,0);
x = lambda.*(xc~xnc);

/* Declare os parâmetros de base da rotina */
k = cols(x);
n = 1000; /* n é o mesmo que C */
eta = 0.6;
rndseed 7654321;
v = rndn(k,n);
vp = rndn(1,n);
sigma0 = ...; /* preencha os starts */
alfa0 = ...; /* preencha os starts */
teta0 = sigma0|alfa0;

/* Declare o uso do algoritmo Nelder-Mead */
library nmead;
_nmd_PolyCoef = 0.5, 2, 1;
_nmd_Tol = 1e-5;
_nmd_MaxIters = 5000;
_nmd_Maxtime = 1e+5;
_nmd_IterInfo = 1;
teta, retcode = Nmead(&gmm, teta0);

/* Declare o procedimento que computará os passos 1 a 4 */
proc gmm(teta);
local delta, sigma, sigmam, alfa, e, mu, a, b, omega, ro, outbase, out05, out06,
out07, out08, p05, p06, p07, p08, omega05, omega06, omega07, omega08, pm05,
pm06, pm07, pm08, oute05, oute06, oute07, oute08, s005, s006, s007, s008, outside,
share, res, mdcs, ti, mdelta, deltap, mxnc, xncp, betanc, c, qsi, axc, axc08, xc08,
betac, qsic, aqsi, aqsi05, aqsi06, aqsi07, aqsi08, qsi05, qsi06, qsi07, qsi08, az, az05,
az06, az07, az08, z05, z06, z07, z08, cm05, cm06, cm07, cm08, w05, w06, w07, w08;

/* Aqui inicia o looping externo */
sigma = teta[1:k,1];
sigmam = ((sigma').*x)*v;
alfa = teta[k+1,1];
```

```
e = exp(alfa*vp).*missrv(p,0);
mu = sigmam-e;

   /* Aqui inicia o looping interno,
o PASSO 1*/
load delta[264,1] = C::. delta.txt;
for i(1,1e+1000,1);
a = missrv(lambda.*exp(delta+mu),0);
b = (ones(m,1).*.eye(t))'a;
omega = a./(ones(m*t,1)+ones(m,1).*.b);
ro = (1/n)*sumc(omega');
outbase = ano~p~omega;
out05 = delif(outbase,outbase[.,1]./= 2005);
out06 = delif(outbase,outbase[.,1]./= 2006);
out07 = delif(outbase,outbase[.,1]./= 2007);
out08 = delif(outbase,outbase[.,1]./= 2008);
p05 = missrv(out05[.,2],0);
p06 = missrv(out06[.,2],0);
p07 = missrv(out07[.,2],0);
p08 = missrv(out08[.,2],0);
omega05 = out05[.,3:(n+2)];
omega06 = out06[.,3:(n+2)];
omega07 = out07[.,3:(n+2)];
omega08 = out08[.,3:(n+2)];
pm05 = sumc(p05.*omega05);
pm06 = sumc(p06.*omega06);
pm07 = sumc(p07.*omega07);
pm08 = sumc(p08.*omega08);
oute05 =
(exp(alfa*vp)').*(pm05.*(1-sumc(missrv(omega05,0))));
oute06 =
(exp(alfa*vp)').*(pm06.*(1-sumc(missrv(omega06,0))));
oute07 =
(exp(alfa*vp)').*(pm07.*(1-sumc(missrv(omega07,0))));
oute08 =
(exp(alfa*vp)').*(pm08.*(1-sumc(missrv(omega08,0))));
s005 = 1-(1/(eta*n))*sumc(oute05);
s006 = 1-(1/(eta*n))*sumc(oute06);
s007 = 1-(1/(eta*n))*sumc(oute07);
s008 = 1-(1/(eta*n))*sumc(oute08);
outside = s005|s006|s007|s008;
share = share0.*(1-ones(m,1).*.outside);
res = missrv(ln(share)-ln(miss(ro,0)),0);
delta = missrv(delta,0)+res;
```

```
if abs(res) < 1.e-5;
break;
endif;
endfor;
/* Aqui termina o looping interno, o PASSO 1*/

/* Aqui inicia a estimação de qsi, o PASSO 2*/
mdcs = eye(m).*.ones(t,1);
ti = sumc(lambda.*mdcs);
mdelta = (sumc(lambda.*mdcs.*delta))./ti;
deltap = delta-(mdelta.*.ones(t,1));
mxnc = zeros(m,cols(xnc));
xncp = zeros(rows(xnc),cols(xnc));
for j(1,cols(xnc),1);
mxnc[.,j] = (sumc(lambda.*mdcs.*missrv(xnc[.,j],0)))./ti;
xncp[.,j] = missrv(xnc[.,j],0)-(mxnc[.,j].*.ones(t,1));
endfor;
betanc = inv(xncp'xncp)*(xncp'deltap);
c = mdelta-mxnc*betanc;
qsi = missrv(delta-lambda.*(xnc*betanc+c.*.ones(t,1)),0);
/* Aqui termina a estimação de qsi, o PASSO 2*/

/* Declare a matriz de instrumentos do PASSO 3, tomando lambda como um vetor que indica a presença de missings */
zip = missrv(ip_cte~ip_popu~ip_flex~ip_hppeso~ip_trend,0);
zir = missrv(ir_cte~ir_popu~ir_flex~ir_hppeso~ir_trend,0);
z = lambda.*(x~zip~zir);

/* Declare a sequência do PASSO 4 */
aqsi = ano~qsi;
aqsi05 = delif(aqsi,aqsi[.,1]./=2005);
aqsi06 = delif(aqsi,aqsi[.,1]./=2006);
aqsi07 = delif(aqsi,aqsi[.,1]./=2007);
aqsi08 = delif(aqsi,aqsi[.,1]./=2008);
qsi05 = aqsi05[.,2];
qsi06 = aqsi06[.,2];
qsi07 = aqsi07[.,2];
qsi08 = aqsi08[.,2];
az = ano~z;
az05 = delif(az,az[.,1]./=2005);
az06 = delif(az,az[.,1]./=2006);
az07 = delif(az,az[.,1]./=2007);
az08 = delif(az,az[.,1]./=2008);
z05 = missrv(az05[.,2:(cols(z)+1)],0);
```

```
z06 = missrv(az06[.,2:(cols(z)+1)],0);
z07 = missrv(az07[.,2:(cols(z)+1)],0);
z08 = missrv(az08[.,2:(cols(z)+1)],0);
cm05 = (1/m)*sumc(z05.*qsi05);
cm06 = (1/m)*sumc(z06.*qsi06);
cm07 = (1/m)*sumc(z07.*qsi07);
cm08 = (1/m)*sumc(z08.*qsi08);
w05 = (diagrv(eye(rows(cm05)),(1/m)*sumc((z05.*qsi05-cm05').^2))).^0.5;
w06 = (diagrv(eye(rows(cm06)),(1/m)*sumc((z06.*qsi06-cm06').^2))).^0.5;
w07 = (diagrv(eye(rows(cm07)),(1/m)*sumc((z07.*qsi07-cm07').^2))).^0.5;
w08 = (diagrv(eye(rows(cm08)),(1/m)*sumc((z08.*qsi08-cm08').^2))).^0.5;
retp (cm05'inv(w05)*cm05+cm06'inv(w06)*cm06+cm07'inv(w07)*cm07+
cm08'inv(w08)*cm08);
endp;
/* Aqui termina o looping externo e o PASSO 4*/
```

Anexo III: Análise Complementar (comparando os preços recebidos pelo produtor com e sem tributação)

Essa análise visa comparar os preços recebidos pelo produtor com e sem tributação. A Tabela adiante apresenta, por modelo da amostra, para 2008, o preço pago pelo consumidor com tributação, o recebido pelo produtor $((1-\tau_j)\times p_j)$ com tributação e o preço simulado sem tributação ($p_j^{\text{pós}}$). O preço médio recebido pelo produtor com tributação seria de R$ 31,35 mil, o qual aumentaria para R$ 32,54 mil após a desoneração tributária (uma diferença, na média, de R$ 1,19 mil). Por outro lado, como pode ser visto no texto, a redução média estimada para o preço pago pelo consumidor seria da ordem de R$ 9,54 mil.

Modelo	Preço – R$mil – 2008			
	Preço pago pelo consumidor com tributação	Preço recebido pelo produtor com tributação	Preço sem tributação	(Preço sem tributação) (preço recebido pelo produtor com tributação)
Doblo	56,63	39,64	42,10	2,46
Idea	50,35	35,24	37,53	2,29
Palio > 1.0	30,74	21,52	21,81	0,29
Palio 1.0	28,78	21,02	21,84	0,82
Palio Weekend	46,26	32,38	34,49	2,11
Punto	45,39	31,77	32,89	1,12
Siena > 1.0	42,55	29,79	30,50	0,71
Siena 1.0	31,74	23,18	23,99	0,81
Stilo	57,15	40,01	42,64	2,63
Uno Mille	24,02	17,53	17,86	0,33
Fiesta Sedan > 1.0	37,37	26,16	26,57	0,41
Fiesta Sedan 1.0	32,91	24,03	24,10	0,07
Fiesta > 1.0	40,47	28,33	29,11	0,78
Fiesta 1.0	36,15	26,4	27,16	0,76
Focus Hatch	47,37	33,16	34,13	0,97
Focus Sedan	52,37	36,66	38,01	1,35
Ka > 1.0	31,80	22,26	20,93	-1,33
Ka 1.0	25,19	18,39	19,10	0,71
Astra Hatch	50,92	32,59	33,46	0,87
Astra Sedan	52,76	33,77	34,64	0,87
Celta 1.0	28,10	20,52	21,08	0,56
Classic	29,61	21,62	22,31	0,69
Corsa Hatch > 1.0	37,35	26,14	27,38	1,24
Corsa Hatch 1.0	31,31	22,86	23,76	0,90
Corsa Sedan > 1.0	35,70	24,99	25,87	0,88
Meriva	51,39	35,97	39,48	3,51
Prisma	33,22	23,26	23,25	-0,01
Vectra Hatch	65,09	41,66	40,11	-1,55
Vectra Sedan	66,61	42,64	49,12	6,48
Zafira	71,13	45,52	39,99	-5,53
				continua

Modelo	Preço – R$mil – 2008			(Preço sem tributação) (preço recebido pelo produtor com tributação)
	Preço pago pelo consumidor com tributação	Preço recebido pelo produtor com tributação	Preço sem tributação	
Civic	75,87	53,11	58,00	4,89
Fit	51,23	35,86	37,03	1,17
206	39,98	27,99	28,16	0,17
307	56,64	39,65	42,13	2,48
206 SW	49,65	34,75	37,10	2,35
C3	47,48	33,24	34,47	1,23
C4 Pallas	69,02	44,17	49,70	5,53
Picasso	63,29	44,30	46,35	2,05
Clio Sedan > 1.0	45,49	31,84	34,13	2,29
Clio Sedan 1.0	39,75	29,03	31,04	2,01
Clio 1.0	27,34	19,96	20,01	0,05
Kangoo	47,85	33,50	34,55	1,05
Logan > 1.0	36,68	25,68	25,87	0,19
Logan 1.0	29,64	21,64	21,81	0,17
Megane	61,70	43,19	45,03	1,84
Sandero > 1.0	38,09	26,66	26,88	0,22
Sandero 1.0	31,69	23,13	23,70	0,57
Scenic	60,11	42,08	40,84	-1,24
Corolla	66,74	46,72	50,41	3,69
Corolla Fielder	72,45	50,71	54,15	3,44
Fox > 1.0	37,73	26,41	26,98	0,57
Fox 1.0	33,44	24,42	25,42	1,00
Golf	53,34	37,34	39,08	1,74
Gol > 1.0	30,36	21,24	20,98	-0,26
Gol 1.0	29,46	21,50	22,10	0,60
Parati	42,67	29,87	30,86	0,99
Polo Hatch	45,44	31,81	33,25	1,44
Polo Sedan	51,49	36,04	38,12	2,08
Spacefox	49,44	34,61	36,48	1,87