

Escola de Pós-Graduação em Economia - EPGE  
Fundação Getulio Vargas

## Ensaio Sobre o Mercado de Seguros de Automóveis

Tese submetida à Escola de Pós-Graduação em Economia  
da Fundação Getulio Vargas como requisito de obtenção do  
título de Doutor em Economia

Aluno: Bruno Cesar Aurichio Ledo  
Professor Orientador: Luis Henrique Bertolino Braido

Rio de Janeiro  
2009

# **Livros Grátis**

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

Escola de Pós-Graduação em Economia - EPGE  
Fundação Getulio Vargas

## Ensaio Sobre o Mercado de Seguros de Automóveis

Tese submetida à Escola de Pós-Graduação em Economia  
da Fundação Getulio Vargas como requisito de obtenção do  
título de Doutor em Economia

Aluno: Bruno Cesar Aurichio Ledo

Banca Examinadora:

Luis Henrique Bertolino Braidó (Orientador, EPGE-FGV)

Arilton Teixeira (FUCAPE)

Heleno Martins Pioner (EPGE-FGV)

Humberto Moreira (EPGE-FGV)

Marcelo Cunha Medeiros (PUC-Rio)

Rio de Janeiro

2009

## Contents

Acknowledgements .....	iv
List of Tables .....	v
List of Figures.....	vi
Introduction .....	1
Chapter 1 - <i>Dynamic Price Competition in Auto-Insurance Brokerage</i> .....	2
Chapter 2 - <i>Como Corretores de Seguros Competem em Preços?</i> .....	22
Chapter 3 - <i>Testando a Existência de Assimetria de Informação no Mercado Brasileiro de Seguros de Automóveis</i> .....	47

## Acknowledgements

*Agradeço,*

*Aos membros da Banca Examinadora pelas valiosas contribuições.*

*Ao corpo docente da EPGE pelo compromisso com a excelência acadêmica.*

*Aos meus amigos por manterem minha sanidade.*

*A minha avó Carmela que, do céu, iluminou meu caminho.*

*Aos meus pais, Orivaldo e Sandra, por me ensinarem a ser ...lho.*

*As minhas irmãs, Fernanda e Thais, por me ensinarem a ser irmão.*

*Ao meu orientador, Luis Braido, por me ensinar a ser economista.*

## List of Tables

### Chapter 1

Table 1 – SUSEP/AUTOSEG Auto-Insurance Data .....	5
Table 2 – Reduced-Form OLS Regressions .....	9
Table 3 – Structural Maximum-Likelihood Estimation .....	18
Table 4 – Global Maximum: Top-10 Likelihood Values .....	20
Table 5 – Structural Estimation: Single-Model Subsample .....	25
Table 6 – Global Maximum: Top-10 Likelihood Values – Single Model Subsample....	26

### Chapter 2

Table 1 – Variáveis Usadas nos Testes .....	42
Table 2 – Regressões na Forma Reduzida .....	43

### Chapter 3

Table 1 – Distribuição dos Tipos de Contratos.....	52
Table 2 – Ocorrência de Sinistro.....	52
Table 3 – Variáveis Observáveis pelas Seguradoras.....	55
Table 4 – Regressões do Primeiro Estágio .....	57
Table 5 – Testando Assimetria de Informação .....	58

## List of Figures

### Chapter 1

Figure 1 – Positive Brokerage Fees .....	6
Figure 2 – Broker's Percentage Fees .....	7
Figure 3 – Empirical and Estimated Density Functions .....	19
Figure 4 – Local Maximum: Switching Cost .....	21
Figure 5 – Local Maximum: Adjusted-Discount Factors .....	22
Figure 6 – Local Maximum: Highest Gift .....	23
Figure 7 – Local Maximum: Unmatched Orders .....	24
Figure 8 – Empirical and Estimated Density Functions: Single-Model Subsample .....	26
Figure 9 – Local Maximum: Switching Cost – Single-Model Subsample .....	27
Figure 10 – Local Maximum: Adjusted-Discount Factors – Single-Model Subsample ..	28
Figure 11 – Local Maximum: Highest Gift – Single-Model Subsample .....	29
Figure 12 – Local Maximum: Unmatched Orders – Single-Model Subsample .....	30

### Chapter 2

Figure 1 – Histograma das Taxas de Comissão (em %) .....	41
--	----

### Chapter 3

Figure 1 – Histograma das Indenizações (em Reais) .....	53
Figure 2 – Histograma das Taxas de Comissão (em %) .....	53
Figure 3 – Histograma dos Percentuais de Bônus .....	54

# Introdução

A presente tese é composta de três ensaios sobre o mercado de seguros de automóveis, cada ensaio corresponde a um capítulo.

No primeiro capítulo, escrito em co-autoria com Luis Braido, apresentamos uma extensão dinâmica ao modelo de Bertrand, no qual corretores de seguros competem em preços (comissão) pela venda de contratos aos segurados. Nosso objetivo é fornecer uma explicação para um fato estilizado interessante: a coexistência de comissões nulas e positivas. Derivamos um equilíbrio de Nash perfeito em subjogo e, por máxima verossimilhança, estimamos os seguintes parâmetros do modelo: (i) o número de corretores efetivamente consultados pelos segurados; (ii) o custo de trocar de corretor; e (iii) o valor presente dos lucros dos corretores.

No segundo capítulo apresentamos uma versão do modelo estático de Stahl (1989) para explicar como corretores de seguros competem em preços (comissão). Derivamos um equilíbrio no qual o valor esperado da taxa de comissão é função decrescente do prêmio mínimo exigido pela seguradora e estimamos a elasticidade da taxa de comissão em relação a este prêmio mínimo. Esta informação pode ajudar as seguradoras a desenhar seus contratos de forma mais precisa.

No terceiro capítulo testamos a existência de assimetria de informação no mercado brasileiro de seguros de automóveis. Propomos o uso da taxa de comissão dos corretores como instrumento da variável endógena bônus. Esta metodologia nos permite ampliar a amostra para segurados onde a assimetria de informação é potencialmente maior. Usando dados sobre mercado brasileiro de seguros de automóveis concluímos que: (i) não há indícios de assimetria de informação relevante no grupo de segurados jovens; (ii) há assimetria de informação no grupo de segurados mais experientes. Estes resultados se alinham aos obtidos por Chiappori e Salamié (2001) e Cohen (2005).



# Chapter 1

## Dynamic Price Competition in Auto-Insurance Brokerage<sup>1</sup>

### Abstract

Brazilian data on auto-insurance present an intriguing fact: the coexistence of policies being sold with zero and positive brokerage fees. We extend the Bertrand model of price competition to a dynamic environment in which agents face a fixed cost to switch to a new (unmatched) broker. This incumbent's advantage drives unmatched brokers to set fees aggressively. We explicitly derive a symmetric recursive Nash equilibrium in which zero and positive brokerage fees are played with positive probability. We then use the mixed-strategy equilibrium distribution to perform a maximum likelihood estimation of the model parameters. Using data on brokerage fees alone, this structural econometric procedure allows us to identify: (i) the number of brokers effectively bidding to a given consumer; (ii) the insuree's cost of switching brokers; and (iii) the expected life-time discounted profits of matched and unmatched brokers.

---

<sup>1</sup>Capítulo escrito em co-autoria com Luis Henrique Bertolino Braidó.

# 1 Introduction

Brokers intermediate sales in many different markets such as real state and insurance. In the automobile insurance market, for instance, they act as retailers for the insurance companies and help consumers to fill out reimbursement papers in the case of a claim. This sector is very competitive in Brazil. Thousands of independent brokers offer policies from different insurance companies and add a brokerage fee to the insurance wholesale price.

In this paper, we analyze Brazilian data on auto-insurance contracts and document a interesting fact: the coexistence of policies being sold with zero and positive brokerage fees. This evidence is not consistent with static models of price competition since Nash equilibrium requires that strategies played with positive mass display the same expected payoff. Therefore, recent versions of Bertrand and searching models—such as Varian (1980), Stahl (1989), Sharkey and Sibley (1993), and Braido (2009)—cannot be used to directly account for this feature of the data.

We introduce dynamics into a Bertrand model of price competition in which insurees face a switching cost when signing a contract with a new unmatched broker. This incumbent's advantage drives unmatched brokers to set fees aggressively and generates a mass of policies with zero brokerage fees. We explicitly derive a symmetric recursive Nash equilibrium for this model and use the mixed-strategy equilibrium distribution to perform a maximum likelihood estimation of the model parameters. Using data on brokerage fees alone, this structural econometric procedure allows us to identify: (i) the number of insurance quotes effectively accessed by insurees before purchasing a policy; (ii) the insuree's cost of switching; and (iii) the expected life-time discounted profits of matched and unmatched brokers. These are important concepts in industrial organization which are difficult to obtain from data on prices.

Our work starts in Section 2 by analyzing a thorough data set recorded by the Brazilian Superintendence of Private Insurance (SUSEP) which conveys population information on auto-insurance contracts. We note that about 20 percent of the analyzed contracts have no brokerage fee. Moreover, the evidence indicates a strong dispersion in fees. Our attempt to understand this evidence relies on a game theory model in which brokers use mixed strategies to set different offers to identical insurees.

Section 3 formally describes our dynamic game of price competition and derives the distribution of price offers that is consistent with a symmetric recursive Nash equilibrium. In

Section 4, we stress that the database displays solely the contracted fees, not all bids accessed by the insuree. We then use the mixed-strategy equilibrium distribution and the individual decision rules to derive the data-generating distribution. This distribution is used in Section 5 to identify the parameters of the model through a maximum likelihood estimation. Our results identify that: (i) insurees typically access two offers before purchasing an insurance policy; (ii) they face a switching cost equivalent to 142 BRL (approximately US\$ 71 in purchasing power parity); and (iii) the broker's expected lifetime discounted profit is about 269 BRL when trading to a matched consumer, and about 127 BRL when trading to an unmatched consumer. These values are economically meaningful.

## 2 Data

We use data recorded by the Brazilian Superintendence of Private Insurance (SUSEP) which contain information on brokerage fees and insuree characteristics for every auto-insurance contract signed in Brazil during the first semester of 2003. Table 1 defines all variables used in our analysis. As is stressed there, we restrict attention to comprehensive policies contracted by individuals.<sup>2</sup>

---

<sup>2</sup>We do not consider: (i) policy endorsements, (ii) noncomprehensive contracts, (iii) policies contracted by firms, and (iv) collective policies covering multiple vehicles.

**Table 1. SUSEP/AUTOSEG Auto-Insurance Data**

Variable	Description
Total Insurance Premium <sup>(a)</sup>	Total premium paid by the insuree to the insurance company (in BRL).
Broker's Percentage Fee (PERC_CORR)	Fraction of the total premium that is transferred from the insurance company to the broker.
Brokerage Fee	Product of the Broker's Percentage Fee and the Total Insurance Premium.
Vehicle Type (COD_MODELO)	Alpha-numerical variable describing the make, model, and power train of the insured vehicle. For the main estimation we restrict attention to nine models of compact cars with 1.0L (1,000cc) engines (namely, Celta, Clio, Corsa, Fiesta, Gol, Ka, Palio, Peugeot 206, and Uno).
Vehicle Model Year (ANO_MODELO)	Year of the vehicle model. When performing the estimations, we restrict attention to new vehicles (model year 2003).
Geographic Region (REGIAO)	Numerical variable ranging from 1 to 41 that describes the geographic region of the insured policy. For our estimations, we restrict the sample to the metropolitan region of Sao Paulo (11).
Coverage Type (COBERTURA)	Qualitative variable describing the type of insurance coverage for first-party vehicular damages. Code 1 is used for comprehensive coverage; 2 for coverage against fire and theft; 3 for fire only; 4 for write-off, collision, and theft; 9 for others. We restrict attention to contracts with comprehensive coverage (1).
Deductible Type (TIPO_FRANQ)	Qualitative variable describing the level of deductible for physical damages to the insured vehicle. Codes 1, 2 and 3 indicate low, regular, and high deductible levels, respectively. Code 9 indicates no deductible.
Physical Damage Coverage (IS_CASCO and IS_RCDM)	Maximum insurance coverage for first-party (IS_CASCO) and third-party (IS_RCDM) vehicular damages. Values are expressed in BRL.
Personal Injury Coverage (IS_APP and IS_RCDP)	Maximum insurance covered (in BRL) for personal injuries caused to passengers of the insured vehicle (IS_APP) and to passengers of third-party vehicles and pedestrians (IS_RCDP). <sup>(b)</sup>
Bonus Discount (PERC_BONUS)	Percentage discount over the premium for insurance against physical damages to the insured vehicle. <sup>(c)</sup> For the estimations, we restrict attention to contracts with positive bonus discount.
Gender (SEXO)	Qualitative variable describing the gender of the vehicle's primary driver, as declared in the contract. The code "M" is used for male; "F" for female; and "J" for corporate entities. We exclude policies code "J".
Date of Birth (DATA_NASC)	Primary driver's date of birth as stated in the contract. The value "00000000" is used for fleet vehicles (code "J").
Zip Code (CEP)	Zip code pertaining to the primary driver's address as stated in the contract. We use the first five digits of this eight-digit code.

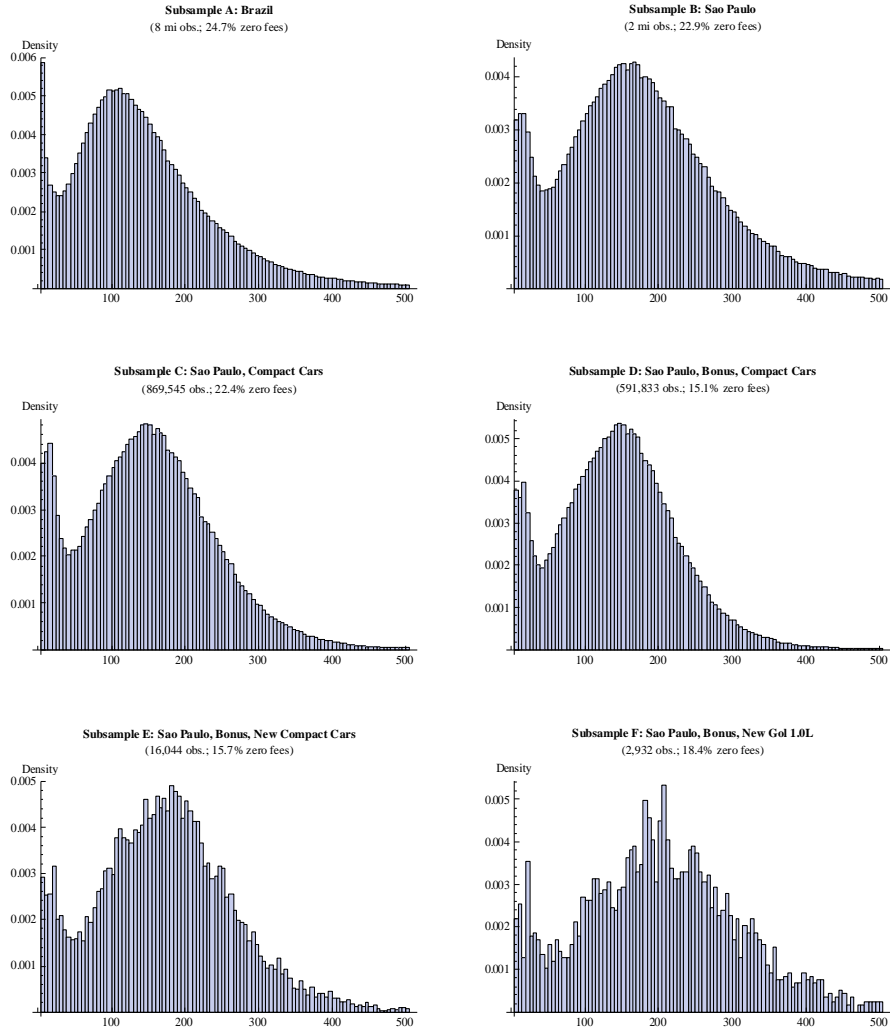
(a) The sum of the following variables: PRE\_CASCO, PRE\_RCDM, PRE\_APP, PRE\_RCDP, and PRE\_OUTROS.

(b) The coverage limits include medical expenses and death/disability benefits that extend the minimum coverage.

(c) This bonus depends on the insuree's previous claims record which is publicly accessible by all companies. Each agent starts with no bonus and becomes eligible for a 10 percent discount after one year without a claim. The discount bonus is increased by 5 percentage points after each additional year without a claim, peaking at around 40 percent, depending on the insurance company. In the case of a claim, the insuree's rating is reduced by one level. In case of multiple claims in a same year, the classification might be reduced by more than one level, depending on the insurance company.

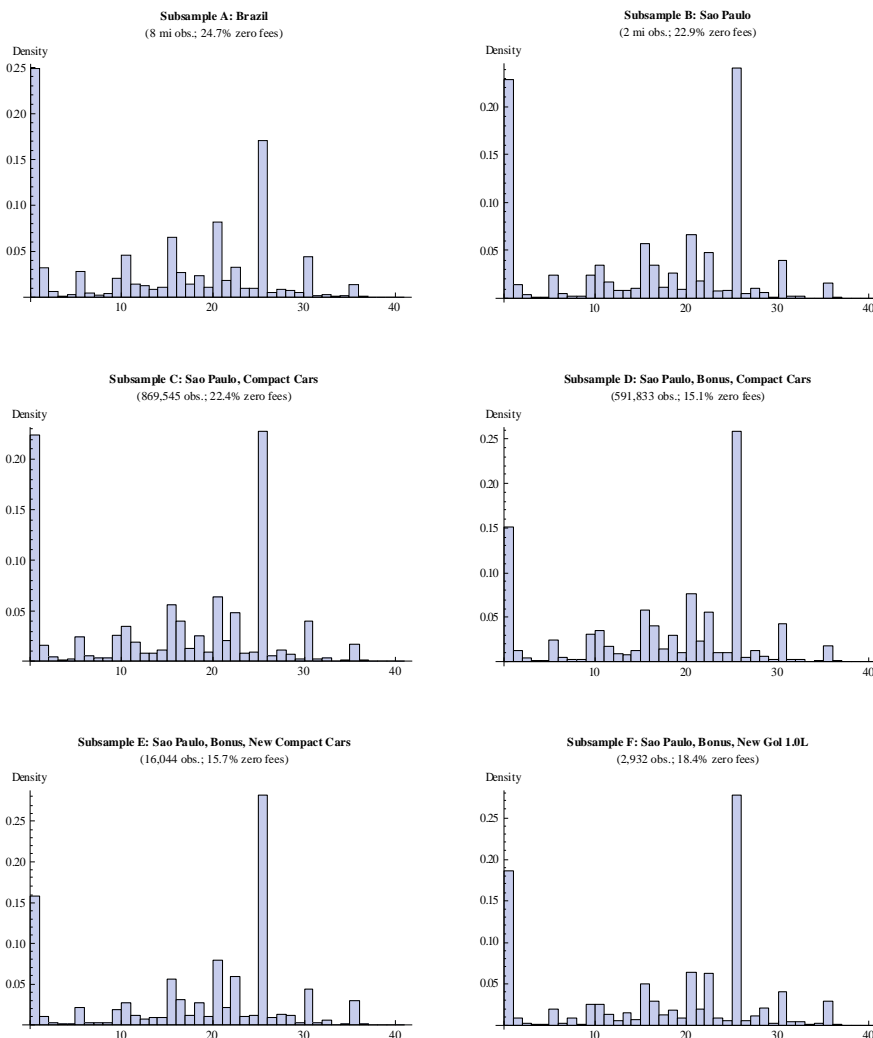
A key aspect of the data is that policies are sold with different brokerage fees. This feature is very robust and appears in many different subsamples of the data. Figure 1 presents histograms for nominal brokerage fees expressed in BRL, and Figure 2 displays the broker's percentage fees as a fraction of the policy total premium.

**Figure 1: Positive Brokerage Fees (in BRL)**



For scale reasons, we only graph positive fees. Histograms' Width: 5 BRL.

**Figure 2: Broker's Percentage Fees**



Zero fees included. Histograms' Width: 1 Percentage Point.

Six different subsamples are presented. Subsample A shows the fees paid to brokers across all insurance contracts in the country. Subsample B focuses on contracts in the metropolitan area of Sao Paulo (the largest in the country). Subsample C presents fees on policies covering nine comparable compact cars with identical power trains in the metropolitan area of Sao Paulo.<sup>3</sup> Next, Subsample D refines Subsample C to include only contracts with positive

<sup>3</sup>The vehicle models are: Peugeot 206 1.0L, Clio 1.0L, Gol 1.0L, Fiesta 1.0L, Ka 1.0L, Uno 1.0L, Palio 1.0L, Corsa 1.0L, and Celta 1.0L.

bonus discount. Insurees with positive bonus discount are particularly interesting for our purposes because they must have signed with a broker in the period before. Subsamples E and F further refine Subsample D to include only new compact cars and new Volkswagen Gol 1.0L, respectively. Note that the data refer to 2003 year models and that the Volkswagen Gol 1.0L accounts for 30 percent of its class within our data set.

On average, about 20 percent of the insurance policies are sold with zero fees. (This is omitted in Figure 1 for scale reasons.) Furthermore, there is large dispersion in both nominal and percentage brokerage fees. The shapes of the histograms are surprisingly similar across the different subsamples. This suggests that there might be some relevant feature behind the dispersion in brokerage fees paid by consumers.

We will use subsample E in our quantitative analyses throughout the paper and subsample F to check the robustness of our results in Section 5.2. The choice of analyzing more homogeneous subsamples is justified by the fact that we attempt to understand the economics behind the dispersion in brokerage fees which are unrelated to consumer heterogeneity.

In line with this argument, Table 2 presents reduced-form OLS regressions for three different variables. First, we analyze how observable characteristics are correlated to the choice of zero brokerage fees. The following two regressions consider the subsample of contracts with positive fees to analyze the correlation between characteristics and fees in both nominal and percentage values. In all three regressions, we use an enormous amount of dummy variables to capture different characteristics of contracts and insurees. This large number of control variables account for 10 to 23 percent of the dispersion of fees, as follows from the  $R^2$  values. This suggests that a significant part of the dispersion in fees is not related to observed consumer heterogeneity.

**Table 2. Reduced-Form OLS Regressions**

	Zero-Brokerage Dummy	Positive Fees (in BRL)	Positive Percentage Fees
Primary Driver Gender (male = 1)	.0140	4.99*	-.5592*
Zero-Deductible Dummy	.1711	-135.72*	-11.7380*
Low-Deductible Dummy	.0018	20.62*	-.5931*
High-Deductible Dummy	.0371	-24.87	-1.1330
Maximum Coverage for Damages to the Insured Vehicle (BRL)	-2.16e-06	.0049*	9.93e-05*
Maximum Coverage for Damages to Third-Part Vehicles (BRL)	-2.45e-06*	.0010*	8.96e-05*
Maximum Coverage for Personal Injury to Passengers of Third-Part Vehicles and Pedestrians (BRL)	8.17e-07*	-.0002*	-2.75e-05*
Maximum Coverage for Personal Injury to Passengers of Insured Vehicle (BRL)	1.31e-07	.0001*	-1.57e-05*
Zip Code Fixed Effects	828 dummies	802 dummies	802 dummies
Vehicle Model Year Fixed Effects	8 dummies	8 dummies	8 dummies
Primary Driver Age Fixed Effects	72 dummies	72 dummies	72 dummies
Bonus-Category Fixed Effects	16 dummies	16 dummies	16 dummies
<i>Sample Size</i>	<i>16,044</i>	<i>13,521</i>	<i>13,521</i>
<i>R<sup>2</sup></i>	<i>9.67%</i>	<i>23.38%</i>	<i>16.96%</i>

\* Significant at 1%; Robust standard errors; All regressions include a constant term.

### 3 A Dynamic Model of Price Competition

Consider a dynamic recursive economy populated by a continuum of insurance brokers and by a finite number of homogeneous insurees. These two sets—brokers and insurees—are indexed over an infinite time horizon. Insurees demand one insurance policy per period, and they must buy it through a broker. They minimize total costs in each period. Since we will focus on recursive Nash equilibria, this is equivalent to minimizing life-time discounted costs.

All policies in the market last for one period. Brokers access the same pool of auto-insurance companies and face the same wholesale prices. They maximize expected life-time



discounted profits, and their intertemporal discount factor is  $\beta \in (0, 1)$ .

In each period, brokers set independent brokerage fees  $q \in Q \subseteq \mathbb{R}$  to be charged to each potential customer. In principle, brokers are not allowed to charge negative prices. In practice, however, they could do so by offering nonpecuniary gifts to consumers. We then allow for negative fees and assume that the data set is censored at  $q = 0$ . That is, the values of such gifts are not observed by the econometrician.

In the initial node, each insuree is randomly matched to a broker. In each subsequent node, one of the following two possibilities occurs: (a) with probability  $\lambda \in (0, 1)$ , the insuree remains matched to the last broker one has contracted with; and (b) with probability  $(1 - \lambda)$ , the insuree is randomly matched to a new broker. The parameter  $\lambda$  accounts for the fact that some consumers exogenously enter and leave the market in every period.<sup>4</sup>

In every period, each insuree observes the offer from a matched broker and  $I + 1$  offers from unmatched brokers. Insurees seek the smallest total cost and, in addition to the brokerage fee, they face a fixed cost  $c > 0$  to switch from a matched to an unmatched broker. This is an important advantage of the matched broker.

This environment can be seen as if  $I + 1$  brokers were setting prices to attract a single consumer. This switching-cost version of the Bertrand game is repeatedly and independently played for each consumer. We formally describe this as a recursive game, in the sense of DuBois et al. (1994, p. 771).

**Recursive Game.** Consider a game with  $I + 1$  brokers and a single consumer. Nature plays in the initial node and defines one broker to be matched to that consumer. Next, all brokers set their fees. The game ends for those who do not make a sale. For the winning broker, an identical game starts in the next period with probability  $\lambda$ . In this case, that broker is surely selected by nature to be matched to the consumer.

In each period, the space of actions is  $Q \subseteq \mathbb{R}$ . The brokers' payoffs depend on a state variable  $z \in Z = \{m, u\}$  that describes the matched/unmatched status. Conditional on  $z$ , the payoffs do not depend on the previous history of the game.

A recursive strategy for each player  $i \in \{0, 1, \dots, I\}$  is a map  $\sigma_i : Z \rightarrow \Phi$ , where  $\Phi$  is the space of probability distributions on  $Q$ . We use the following notation throughout the paper:  $\sigma_{-i} = (\sigma_j)_{j \neq i}$  and  $(\sigma_0, \dots, \sigma_I) = (\sigma_i, \sigma_{-i})$ .

---

<sup>4</sup>Since the probability of the scenarios (a) and (b) add up to one, the number of consumers (just like the set of brokers) remains constant over time.

Payoff Functions. For each broker  $i$ , define  $v_{i,m}$  and  $v_{i,u}$  as the expected life-time discounted payoff function when  $i$  faces a matched and unmatched insuree, respectively. The function  $v_i : Z \times Q \rightarrow \mathbb{R}$  is defined by:

$$v_{i,m}(q) = \prod_{j \in I \setminus \{i\}} (1 - \sigma_{j,u}(q - c)) \left( q + \lambda \beta \int v_{i,m}(\vartheta) d\sigma_{i,m}(\vartheta) \right), \quad (1)$$

and

$$v_{i,u}(q) = (1 - \sigma_{i^*,m}(q + c)) \prod_{j \in I \setminus \{i\}} (1 - \sigma_{j,u}(q)) \left( q + \lambda \beta \int v_{i,m}(\vartheta) d\sigma_{i,m}(\vartheta) \right), \quad (2)$$

where  $\sigma_{i,m}$  and  $\sigma_{i,u}$  are the recursive strategies of broker  $i$  when dealing with a matched and an unmatched insuree. Note that  $i^*$  represents the matched broker in equation (2).

To understand equation (1), notice that  $\prod_{j \in I \setminus \{i\}} (1 - \sigma_{j,u}(q - c))$  is the probability that the insuree accepts a fee  $q$  from the matched broker. In other words, it is the probability that all fees set by the  $I$  unmatched brokers are greater than  $q - c$ . Moreover, the term  $\lambda \beta \int v_{i,m}(\vartheta) d\sigma_{i,m}(\vartheta)$  represents broker  $i$ 's expected discounted continuation value of making a sale today. (Recall that, after a purchase, the consumer becomes matched to the broker with probability  $\lambda$ .)

Analogously, to understand equation (2), notice that the probability that the insuree accepts a fee  $q$  from the unmatched broker is  $(1 - \sigma_{i^*,m}(q + c)) \prod_{j \in I \setminus \{i\}} (1 - \sigma_{j,u}(q))$ . In other words, this is the probability that  $q$  is smaller than the matched broker's fee plus the switching cost as well as smaller than all other  $I - 1$  unmatched offers. Like in equation (1), the expected discounted continuation value of making a sale is also  $\lambda \beta \int v_{i,m}(\vartheta) d\sigma_{i,m}(\vartheta)$ .

Recursive Nash Equilibrium. A recursive Nash equilibrium consists of a strategy profile  $(\sigma_0, \dots, \sigma_I)$  such that, for each  $i \in I$ :

- (i) There exists a unique value function  $v_i^0$  associated with  $(\sigma_i^0, \sigma_{-i})$ , defined by (1) and (2), for any possible recursive strategy  $\sigma_i^0 : Z \rightarrow \Phi$ .
- (ii) There is no deviation  $\sigma_i^0 : Z \rightarrow \Phi$  such that  $E_{\sigma_i^0} v_{i,z_i}^0(q) > E_{\sigma_i} [v_{i,z_i}(q)]$ , where  $v_i^0$  is the corresponding value function associated with  $(\sigma_i^0, \sigma_{-i})$  and  $z_i$  describes player  $i$ 's current status in  $Z = \{m, u\}$ .

It is important to stress that, unlike DuCéat et al. (1994), the space of action  $Q$  need not be compact. As a consequence, the payoff function may not be well-defined for all strategies in  $\Phi$ . This is why the payoff functions are part of our equilibrium concept. Propositions A1 and A2 in the Appendix show two alternative sets of conditions for the existence and uniqueness of a value function satisfying (1) and (2). When computing an equilibrium in the next section, we will focus on candidates satisfying the conditions presented in Proposition A2.

Remark 1. If  $c = 0$  were allowed, this game would become a switching-cost version of the standard Bertrand model. In that case, all brokers setting  $q = 0$  would be a pure-strategy equilibrium. Notice however that no pure strategy equilibrium exists when  $c > 0$  and  $q \geq 0$ .

### 3.1 Deriving a Symmetric Recursive Equilibrium

Let  $Q = \mathbb{R}$  and define a symmetric strategy  $\sigma_i = \sigma$  (identical for all  $i$ ) as follows: (i)  $\lim_{q \downarrow -1} (1 - \sigma_u(q))^{i-1} q < 1$ ; and (ii) for each  $z \in \{m, u\}$ ,  $\sigma_z$  is an atomless probability distribution such that  $\sigma_z(a) = 0$ , for some  $a > -1$ .

Given this strategy profile, the expected life-time discounted payoffs associated to each action  $q \in [a, +1)$  of the matched ( $v_m$ ) and unmatched ( $v_u$ ) brokers are:

$$v_m(q) = (1 - \sigma_u(q - c))^I \left( q + \lambda \beta \int_{\mathbb{R}} v_m(q) d\sigma_m(q) \right), \quad (3)$$

and

$$v_u(q) = (1 - \sigma_m(q + c)) (1 - \sigma_u(q))^{I-1} \left( q + \lambda \beta \int_{\mathbb{R}} v_m(q) d\sigma_m(q) \right). \quad (4)$$

It follows from Proposition A2 in the appendix that  $v_m$  and  $v_u$  are uniquely well-defined in  $[a, +1)$ . Notice that the term  $(1 - \sigma_u(q - c))^I$  stands for the probability that the insuree accepts a fee  $q$  from the matched broker;  $(1 - \sigma_m(q + c)) (1 - \sigma_u(q))^{I-1}$  is the probability that the insuree accepts a fee  $q$  from a given unmatched broker; and  $\lambda \beta \int_{\mathbb{R}} v_m(q) d\sigma_m(q)$  represents the broker's expected discounted continuation value of making a sale.

**Unmatched-Broker Strategy.** Let us now explicitly derive the distribution  $\sigma_u$ . Set arbitrary values for  $a \in \mathbb{R}$  and  $\psi_m > 0$ , and define  $\sigma_u(c)$  such that:

$$(1 - \sigma_u(q - c))^I (q + \lambda \beta \psi_m) = \psi_m, \quad \forall q \in [a + c, +1). \quad (5)$$

Solving for  $\sigma_u(q)$ :

$$\sigma_u(q) = 1 - \frac{\psi_m}{q + c + \lambda\beta\psi_m}^{1/I}, \quad 8q \geq a. \quad (6)$$

Notice that  $\lim_{q \rightarrow 1} \sigma_u(q) = 1$ . Moreover, for any  $a \in \mathbb{R}$ , one has  $\sigma_u(a) = 0$  if and only if:

$$\psi_m = \frac{c + a}{(1 - \lambda\beta)}. \quad (7)$$

One can then write:

$$\sigma_u(q) = \begin{cases} 0, & 8q < a; \\ 1 - \frac{c+a}{(1-\lambda\beta)q+c+\lambda\beta a}^{1/I}, & 8q \geq a. \end{cases} \quad (8)$$

Matched-Broker Strategy. Using an analogous reasoning, define  $\psi_u > 0$  and let  $\sigma_m$  be such that:

$$(1 - \sigma_m(q + c)) \frac{\psi_m}{q + c + \lambda\beta\psi_m}^{(I-1)/I} (q + \lambda\beta\psi_m) = \psi_u, \quad 8q \geq [a, 1]. \quad (9)$$

Solving for  $\sigma_m(q)$ :

$$\sigma_m(q) = 1 - \frac{\psi_u}{q + c + \lambda\beta\psi_m} \frac{q + \lambda\beta\psi_m}{\psi_m}^{(I-1)/I}, \quad 8q \geq a + c. \quad (10)$$

Notice that  $\lim_{q \rightarrow 1} \sigma_m(q) = 1$ , for every  $I \geq 1$ . Moreover, from (7), one has  $\frac{a+c+\lambda\beta\psi_m}{\psi_m} =$   
 1. Therefore,  $\sigma_m(a + c) = 0$  if and only if:

$$\psi_u = a + \lambda\beta\psi_m = \frac{\lambda\beta c + a}{(1 - \lambda\beta)}. \quad (11)$$

Therefore,  $\sigma_m$  is written as follows:

$$\sigma_m(q) = \begin{cases} 0, & 8q < a + c; \\ 1 - \frac{(\lambda\beta c + a)[\lambda\beta + \frac{1-\lambda\beta}{c+a}q]^{(I-1)/I}}{(1-\lambda\beta)(q+c+\lambda\beta(c+a))}, & 8q \geq a + c. \end{cases} \quad (12)$$

Symmetric Equilibrium. We always have  $\psi_m > \psi_u$ , since  $c > 0$ . Moreover,  $\psi_u > 0$  if and only if:

$$a > \frac{1}{\lambda\beta} c. \tag{13}$$

We also have by construction that:

$$v_m(q) = \psi_m, \quad 8q < a + c; \tag{14}$$

$$v_m(q) = 0, \quad 8q \geq a + c; \tag{15}$$

and

$$v_u(q) = \psi_u, \quad 8q < a; \tag{16}$$

$$v_u(q) = 0, \quad 8q \geq a. \tag{17}$$

Given the unmatched brokers' strategies, the function  $v_m$  is uniquely defined and leaves the matched broker indifferent to any action in the support of  $\sigma_m$ , namely  $(a + c, 1)$ . Moreover, given that all other players draw fees from  $\sigma_m$  and  $\sigma_u$ , the function  $v_u$  is also uniquely defined and leaves any unmatched broker indifferent to any action in  $\text{supp } \sigma_u = (a, 1)$ .

Therefore, the payoff functions that are uniquely defined by equations (3) and (4) joint with the strategies defined by (8) and (12) describe a recursive equilibrium for any given  $(I, \lambda\beta, c, a)$  satisfying the positive-profit condition (13). To see this, suppose by contradiction that they are not a recursive equilibrium. In that case, there should exist a strategy outside  $\text{supp } \sigma_z$  that yields an expected payoff higher than  $\psi_{i,z}$  for some  $z \in Z = \{m, u\}$ , which is not possible given conditions (14) through (17).

Comments on the Symmetric Equilibrium. The parameters of the model are  $(I, \lambda\beta, c)$ . For each parameter value and for any  $a > \frac{1}{\lambda\beta} c$ , the payoffs  $(v_m, v_u)$  and strategies  $(\sigma_m, \sigma_u)$  defined by (3), (4), (8), and (12) characterize a symmetric recursive equilibrium. Therefore, for any vector of parameters  $(I, \lambda\beta, c)$ , there exists a continuum of equilibria indexed by  $a > \frac{1}{\lambda\beta} c$ .

It follows from (7) that  $a + c = \psi_m (1 + \lambda\beta) > 0$ , and then  $\sigma_m(0) = 0$ . Therefore, only unmatched brokers set negative fees. This occurs when  $a < 0$ . Moreover, equations (7) and (11) define the equilibrium payoffs for matched and unmatched brokers. Since there is a continuum of  $a > \frac{1}{\lambda\beta} c$  that are consistent with a recursive equilibrium, there is also a continuum of possibilities for the equilibrium profits.

This feature of the model is related to the fact that we have imposed no reservation price for consumers. Like in static Bertrand models (see Baye and Morgan, 1999), the absence a reserve leads to this type of Folk Theorem in which any ...nite positive payoꝁ can be achieved in equilibrium. From a Poperian point of view, this is very inconvenient since the model is too flexible to accommodate a vast set of empirical observations. However, from a statistical perspective, this flexibility is welcome and is used to estimate the parameters of the model in conjunction with a particular equilibrium (indexed by  $\alpha$ ) which most likely could generate the observed data.

## 4 Data-Generating Distribution

The data display fees  $y_j \in \mathbb{R}_+$  that have been paid by the insurees rather than the oꝁers generated by  $\sigma_m$  and  $\sigma_u$ . That is, the data generation distribution combines the mixed-strategies equilibrium  $\sigma_m$  and  $\sigma_u$  with the insurees' selection rules.

Each insuree in the sample accesses one oꝁer  $q_0$  drawn from  $\sigma_m$  and  $I$  independent oꝁers drawn from  $\sigma_u$ . They accept the oꝁer  $q_0$  from their matched broker whenever  $q_0 \leq \min(q_1, \dots, q_I) + c$ . Moreover, they prefer the oꝁer  $q_{\min} = \min(q_1, \dots, q_I)$  whenever  $q_0 > \min(q_1, \dots, q_I) + c$ . Therefore, each observation  $j$  in the sample is generated as follows:

$$q_0 \leq q_{\min} + c \Rightarrow y_j = q_0; \tag{18}$$

$$q_0 > q_{\min} + c \Rightarrow y_j = \max[0, q_{\min}]. \tag{19}$$

The distribution function for  $q_{\min} = \min(q_1, \dots, q_I)$  is given by:

$$H(q_{\min}) = 1 - (\int \sigma_u(q_{\min}))^I. \tag{20}$$

Let  $\Pr(\cdot)$  be a conditional probability measure—defined on some arbitrary measurable space  $(\Omega, \mathcal{Z})$ —that represents the data generating distribution. Notice from (18) to (19) that, for any  $y \geq 0$ , one has:

$$\Pr[y_j \leq (a, y)] = \Pr[A \cup B], \tag{21}$$

where  $A = \{\omega \in \Omega : q_0 \leq q_{\min} + c \text{ and } q_0 \leq y\}$  and  $B = \{\omega \in \Omega : q_0 > q_{\min} + c \text{ and } q_{\min} \leq y\}$ . Since  $A$  and  $B$  are disjoint sets, one obtains:

$$\Pr[y_j \leq (a, y)] = \int_a^y (1 - \int \sigma_m(y + c)) dH(y), \text{ for } y < a + c; \tag{22}$$

and

$$\Pr [y_j \geq (a, y)] = \int_a^y (1 - \sigma_m(y + c)) dH(y) + \int_a^y (1 - H(y - c)) dF_m(y), \text{ for } y \geq a + c. \quad (23)$$

We have interpreted negative fees as being nonpecuniary gifts and services that are offered to consumers and not observed by the econometrician. Thus, a mass of zero-brokerage fees is generated here as a censoring of the equilibrium strategy  $\sigma_u$  at the point  $q = 0$ . The probability of observing a zero fee is given by:

$$\Pr [y_j = 0] = \int_a^0 (1 - \sigma_m(y + c)) dH(y). \quad (24)$$

Moreover, for  $y > 0$ , we use the Leibniz rule to find:

$$\Pr [y_j \geq (0, y)] = \int_0^y p(y) dy, \quad (25)$$

where the density function  $p(y)$  is given by:

$$p(y) = (1 - \sigma_m(y + c)) \frac{\partial H(y)}{\partial y}, \text{ for } 0 < y < a + c; \quad (26)$$

and

$$p(y) = (1 - \sigma_m(y + c)) \frac{\partial H(y)}{\partial y} + (1 - H(y - c)) \frac{\partial \sigma_m(y)}{\partial y}, \text{ for } y \geq a + c. \quad (27)$$

## 5 Maximum Likelihood Estimation

We use the maximum likelihood procedure for censored data to estimate our model (see Meeker and Escobar, 1994). Let  $J = \{1, \dots, J\}$  the sample-index set, and define  $J_0 = \{j \in J : y_j = 0\}$ . Thus the likelihood function is given by:

$$L(I, \lambda\beta, c, a) = \prod_{j \in J_0} \Pr [y_j = 0] \prod_{j \in J \setminus J_0} p(y_j). \quad (28)$$

We define the following grids for the structural parameters:  $I \in \{1, 2, \dots, 20\}$ ;  $\lambda\beta \in \{0.01, 0.02, \dots, 0.99\}$ ;  $c \in \{0.01, 0.02, \dots, 500\}$ ; and  $a = \int \alpha \lambda \beta c$ , where  $\alpha \in \{0.01, 0.02, \dots, 0.99\}$ . We then use the *Wolfram Mathematica 7* software to compute and select the highest value

of (28), given our data on brokerage fees, for all possible parameter combinations.<sup>5</sup> *Mathematica* is a powerful tool which is necessary here because there is no closed formula for the integral in (24) that defines  $\Pr[y_j = 0]$ . This is solved by means of generalized hypergeometric functions.

Table 3 presents estimation results. Column (a) displays the estimates for the unrestricted model. Results suggest that: (i) insurees typically access two offers before purchasing an insurance policy; (ii) they face a switching cost equivalent to 142 BRL (i.e., about US\$ 71 in purchasing power parity); and (iii) the brokers' expected lifetime discounted profit is about 269 BRL when trading to a matched consumer, and about 127 BRL when trading to an unmatched consumer. The estimated value for  $\lambda\beta$  is 0.61, but the model does not allow us to detach the discount factor from the probability  $\lambda$ .

Columns (b) and (c) present restricted estimations for  $\lambda\beta = 0.90$  and for  $I = 2$ . Log-likelihood ratio tests indicate that those two restricted models are statistically different from the unrestricted model. Interestingly, the switching cost and brokerage profitability do not vary much across those different models. The obtained values are economically reasonable for the city of Sao Paulo.

---

<sup>5</sup>Statistical results in other parts of this paper were computed in *STATA 10*.



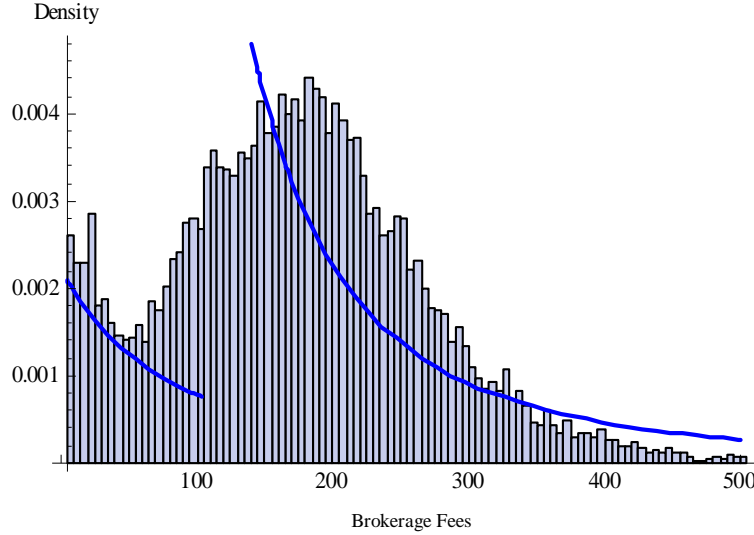
**Table 3. Structural Maximum-Likelihood Estimation**

	Unrestricted Estimation	Restricted Model: $\lambda\beta = 0.90$	Restricted Model: $I = 2$
<b>Structural Parameters</b>	(a)	(b)	(c)
Adjusted Discount Factor ( $\lambda\beta$ )	0.61	0.90	0.57
Number of Unmatched Offers ( $I$ )	1	1	2
Switching Cost ( $c$ ), in BRL	142.06	92.18	142.04
Highest Nonpecuniary Gift ( $-a$ ), in BRL	37.26	59.73	37.24
<i>Sample Size</i>	16,044	16,044	16,044
<i>Likelihood</i>	$1.4 \times 10^{-39.026}$	$1.7 \times 10^{-39.900}$	$1.0 \times 10^{-39.181}$
<i>Log-Likelihood Ratio</i>		4,024.48*	714.36*
<b>Profitability</b>			
Expected Life-Time Discounted Profit per Matched Customer ( $\bar{v}_m$ ), in BRL	268.71	324.47	243.71
Expected Life-Time Discounted Profit per Unmatched Customer ( $\bar{v}_u$ ), in BRL	126.65	232.29	101.67

\* The 1% and 10% critical values for the log-likelihood ratio test are 6.64 and 2.71, respectively. Thus, the two restricted models are statistically different from the unrestricted model.

Next, Figure 3 graphs the density function for the parameters of the unrestricted estimation against the empirical histogram. For scale reasons, we graph only positive brokerage fees. The empirical and estimated mass at  $q = 0$  are, respectively, 15.73% and 10.73%. Notice that the density curve combines two hyperbolic functions obtained from  $\sigma_m$  and  $H$ .

Figure 3. Empirical and Estimated Density Functions



Vertical bars for the empirical histogram and the line for the estimated density function.  
For scale reasons, we only graph positive brokerage fees. Histogram Width: 5 BRL.  
Sample Size: 16,044; Empirical Fraction of Zero Fees: 15.73%; Estimated Fraction of Zero Fees: 10.73%.

## 5.1 Econometric Comments

The likelihood function is not continuous when the parameters  $\lambda\beta$ ,  $c$ , and  $a$  take arbitrary real values. However, when the parameter vector  $(I, \lambda\beta, c, a)$  is evaluated in a finite set, then the likelihood function is continuous. Any function with a finite domain is continuous. In this case, standard results from  $M$ -estimators guarantee consistency and asymptotic normality of our maximum-likelihood estimator. We do not explore these issues in further detail in this paper, we simply want to emphasize that consistency and asymptotic log-likelihood tests in this paper depend on the existence of an economic justification for the assumption that the model parameters are valued in a finite set.

A second important econometric issue is related to the identification of a single maximum value in the estimation process. We have computed likelihood values for all possible combinations of the parameters. Table 4 displays the parameters associated with the ten highest likelihood values. The likelihood values decrease monotonically with little variation in the parameter values.

Next, Figures 4-7 present the likelihood values for different  $(I, \lambda\beta, c, a)$ . Each figure

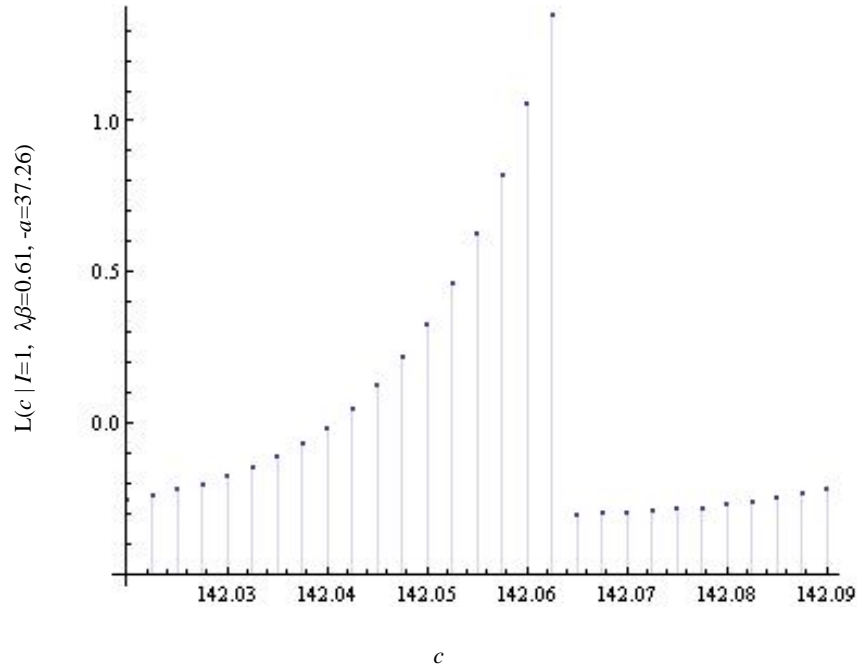
freezes three parameters at their optimal point and varies the fourth parameter around its optimal value. These figures illustrate the marginal effect of each parameter over the likelihood function around the optimal value.

**Table 4. Global Maximum: Top-10 Likelihood Values**

Likelihood ( $\times 10^{39.026}$ )	$I$	$\lambda\beta$	$c$	$-a$
1.3803	1	0.61	142.06	37.26
0.6470	1	0.61	142.05	37.26
0.3033	1	0.61	142.04	37.26
0.1421	1	0.61	142.03	37.25
0.1008	1	0.61	142.09	37.27
0.0666	1	0.61	142.02	37.25
0.0473	1	0.61	142.08	37.27
0.0312	1	0.61	142.01	37.25
0.0221	1	0.61	142.07	37.26
0.0205	1	0.61	141.94	37.23

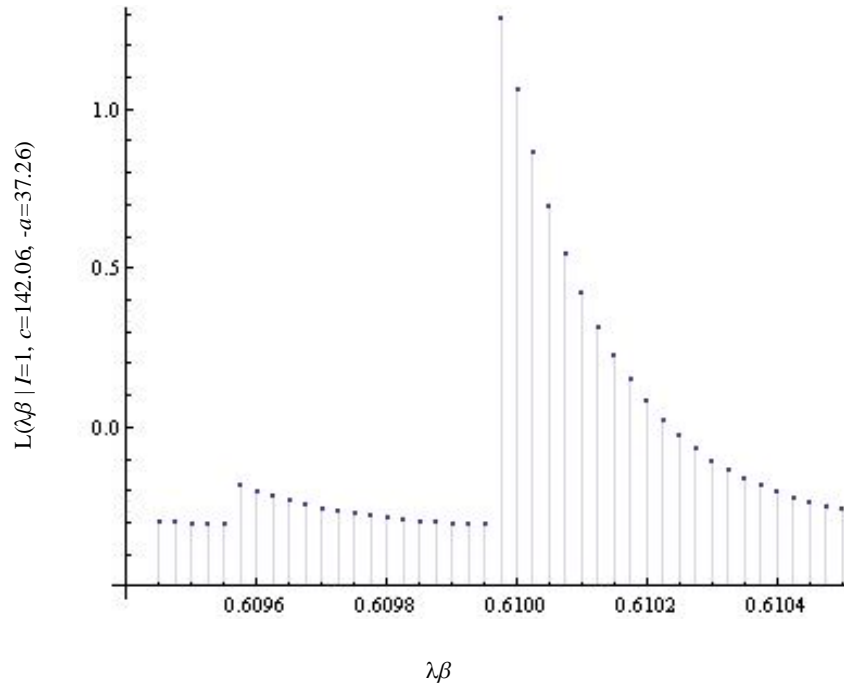
Sample Size: 16,044

Figure 4. Local Maximum: Switching Cost ( $c$ )



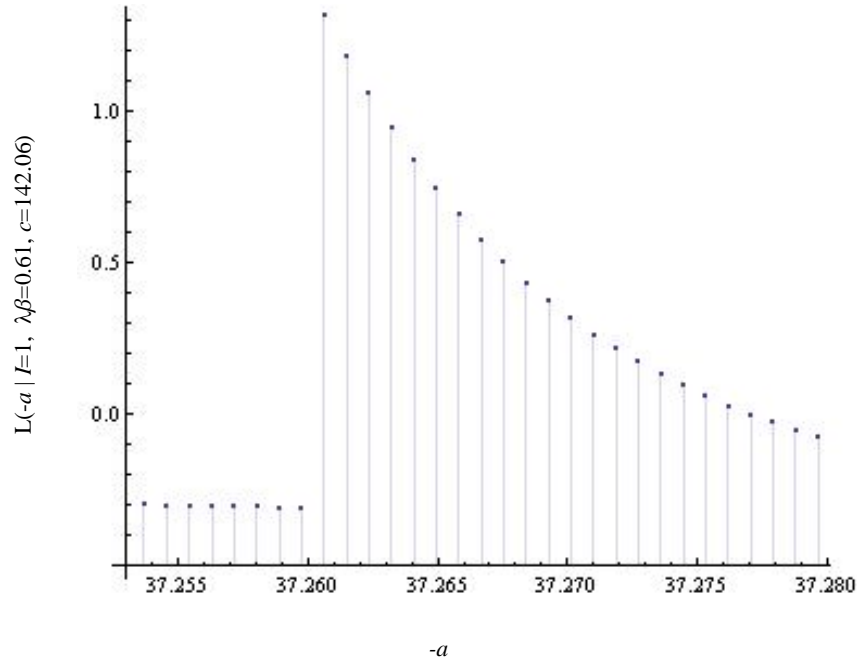
Likelihood ( $\times 10^{-39.026}$ ) for different switching costs when  $I = 1$ ,  $\lambda\beta = 0.61$ , and  $-a = 37.26$ .  
Global Maximum:  $1.3803 \times 10^{-39.026}$ ; Sample Size: 16,044.

**Figure 5. Local Maximum: Adjusted-Discount Factors ( $\lambda\beta$ )**



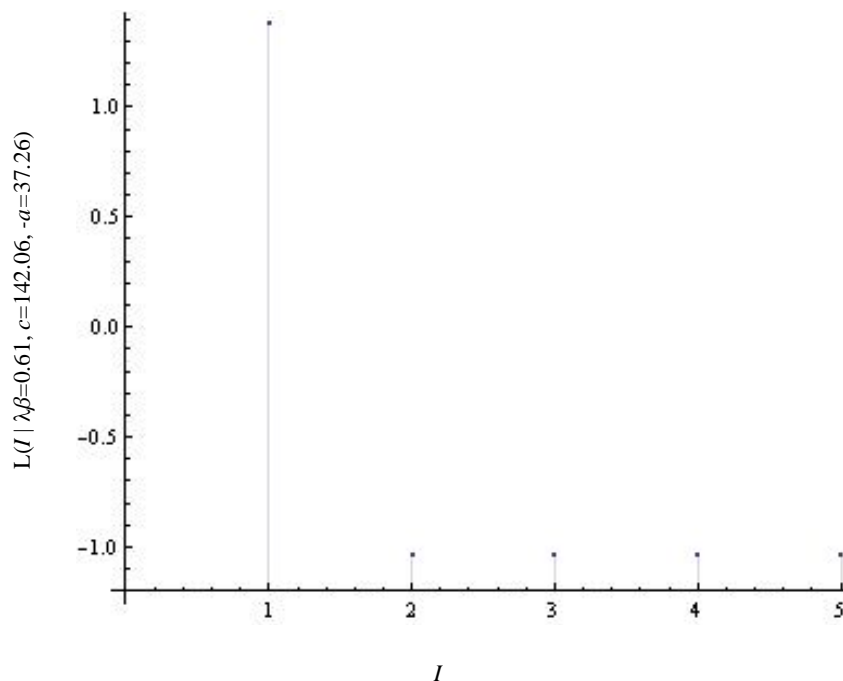
Likelihood ( $\times 10^{-39.026}$ ) for different adjusted-discount factors when  $I = 1$ ,  $c = 142.06$  and  $-a = 37.26$ .  
Global Maximum:  $1.3803 \times 10^{-39.026}$ ; Sample Size: 16,044.

**Figure 6. Local Maximum: Highest Gift (-a)**



Likelihood ( $\times 10^{-39.026}$ ) for different values of  $-a$  when  $I=1$ ,  $\lambda\beta=0.61$ , and  $c=142.06$ .  
Global Maximum:  $1.3803 \times 10^{-39.026}$ ; Sample Size: 16,044.

Figure 7. Local Maximum: Unmatched Offers ( $I$ )



Likelihood ( $\times 10^{-39.026}$ ) for different values of  $I$  when  $\lambda\beta=0.61$ ,  $c=142.06$ , and  $-a=37.26$ .  
Global Maximum:  $1.3803 \times 10^{-39.026}$ ; Sample Size: 16,044.

## 5.2 Subsample with a Single Vehicle Model

We now perform the analysis from the last section on a subsample that refines our baseline sample to include only the most popular vehicle model in Brazil (Gol 1.0L). The results are similar to the previous one, as can be seen in Table 5 and Figures 9-13. They confirm that potential heterogeneity across insureds is not the main element behind the large variation in brokerage fees as observed in the data.

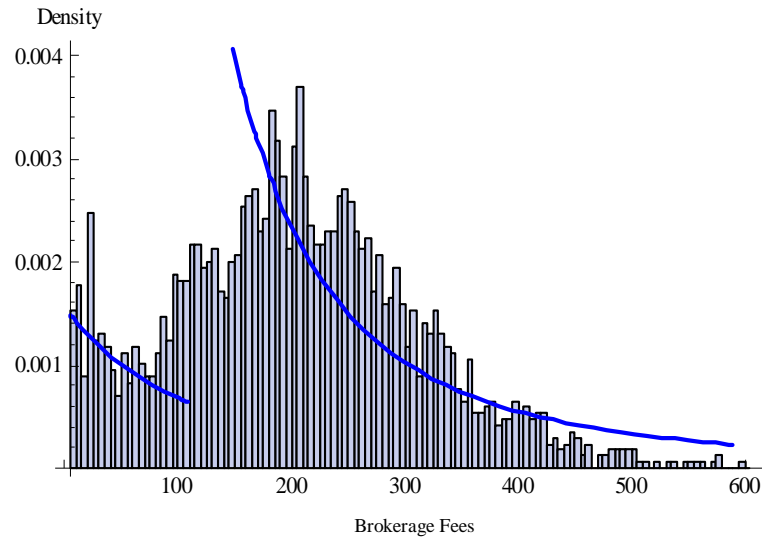
**Table 5. Structural Estimation: Single-Model Subsample**

	Unrestricted Estimation	Restricted Model: $\lambda\beta = 0.90$	Restricted Model: $I = 2$
<b>Structural Parameters</b>	(a)	(b)	(c)
Adjusted Discount Factor ( $\lambda\beta$ )	0.67	0.90	0.63
Number of Unmatched Offers ( $I$ )	1	1	2
Switching Cost ( $c$ ), in BRL	170.40	144.03	168.00
Highest Nonpecuniary Gift ( $-a$ ), in BRL	61.65	102.41	59.27
<i>Sample Size</i>	2,932	2,932	2,932
<i>Likelihood</i>	$2.4 \times 10^{-7.179}$	$4.5 \times 10^{-7.324}$	$1.7 \times 10^{-7.211}$
<i>Log-Likelihood Ratio</i>		666.47*	148.10*
<b>Profitability</b>			
Expected Life-Time Discounted Profit per Matched Customer ( $\bar{v}_m$ ), in BRL	329.54	416.25	293.86
Expected Life-Time Discounted Profit per Unmatched Customer ( $\bar{v}_u$ ), in BRL	159.14	272.22	125.86

\* The 1% and 10% critical values for the log-likelihood ratio test are, respectively, 6.64 and 2.71. Thus, the two restricted models are statistically different from the unrestricted model.



**Figure 8. Empirical and Estimated Density Functions: Single-Model Subsample**



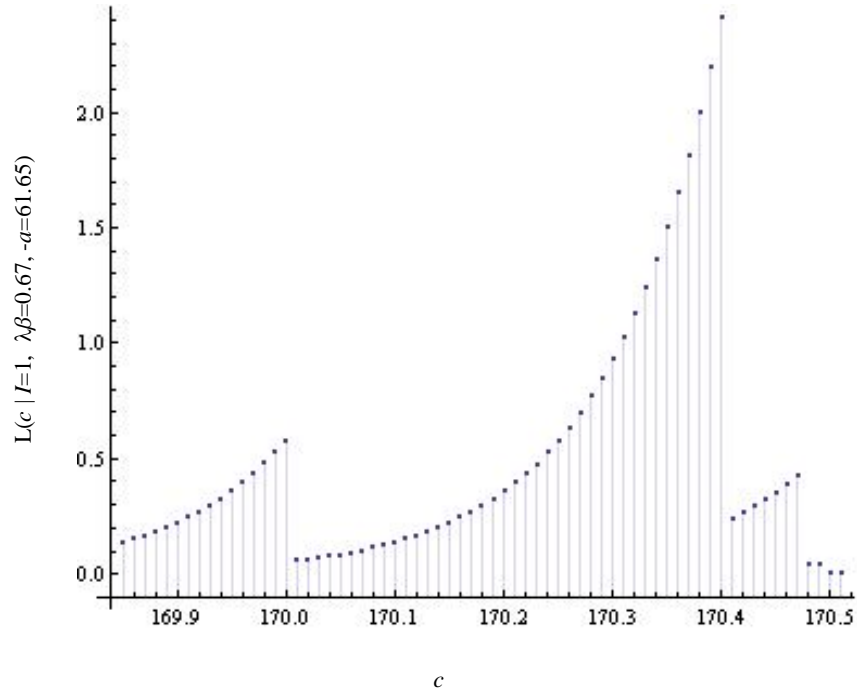
Vertical bars for the empirical histogram and the line for the estimated density function.  
 For scale reasons, we only graph positive brokerage fees. Histogram Width: 5 BRL.  
 Sample Size: 2,932; Empirical Fraction of Zero Fees: 18.42%; Estimated Fraction of Zero Fees: 13.44%.

**Table 6. Global Maximum: Top-10 Likelihood Values – Single Model Subsample**

Likelihood ( $\times 10^{-7,179}$ )	$I$	$\lambda\beta$	$c$	$-\alpha$
2.41	1	.67	170.40	61.65
2.19	1	.67	170.39	61.65
1.99	1	.67	170.38	61.64
1.81	1	.67	170.37	61.64
1.65	1	.67	170.36	61.64
1.50	1	.67	170.35	61.63
1.36	1	.67	170.34	61.63
1.24	1	.67	170.33	61.63
1.12	1	.67	170.32	61.62
1.02	1	.67	170.31	61.62

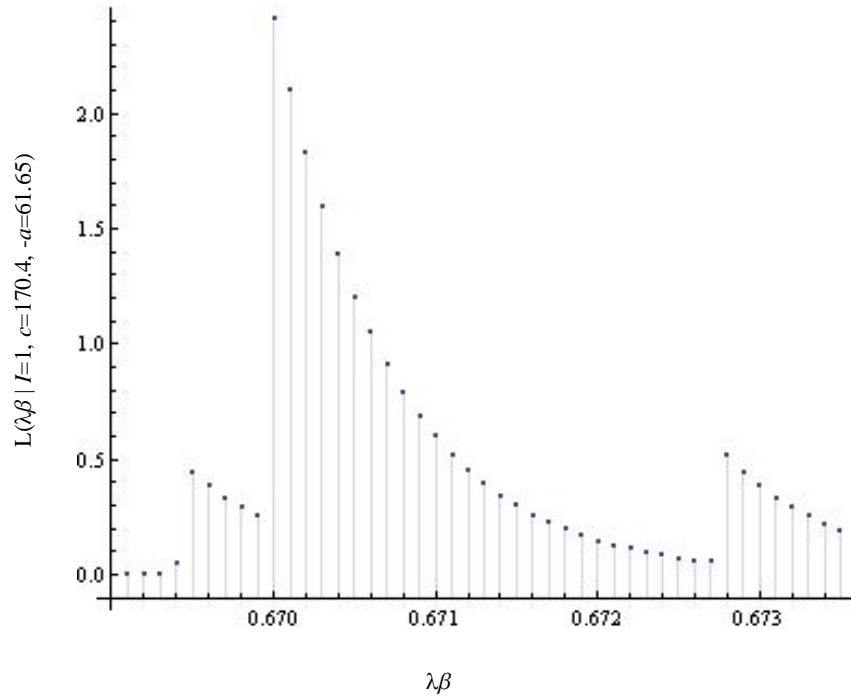
Sample Size: 2,932.

**Figure 9. Local Maximum: Switching Cost ( $c$ ) – Single-Model Subsample**



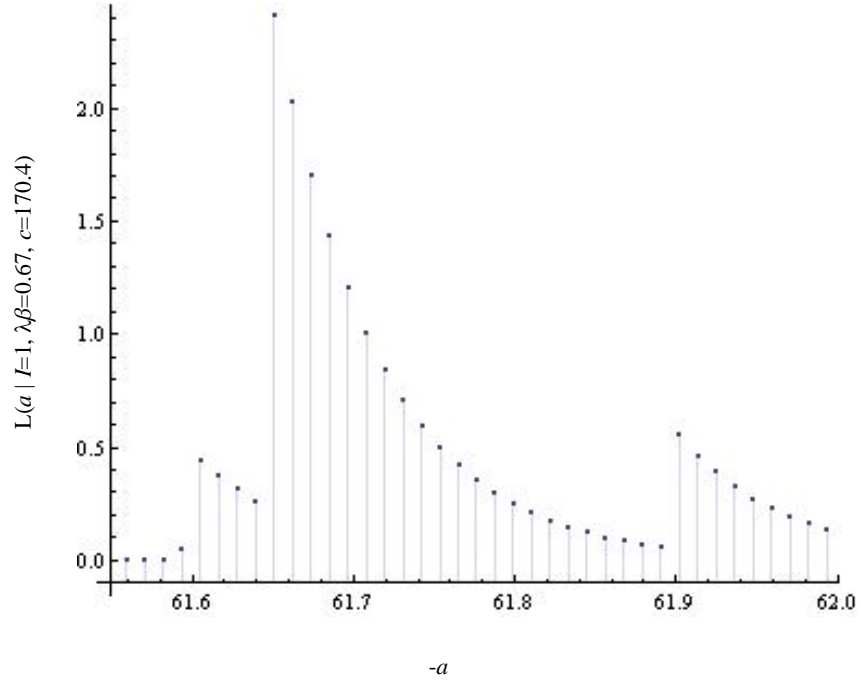
Likelihood ( $\times 10^{-7.179}$ ) for different switching costs when  $I = 1$ ,  $\lambda\beta = 0.67$ , and  $-a = 61.65$ .  
Global Maximum:  $2.4 \times 10^{-7.179}$ ; Sample Size: 2,932.

Figure 10. Local Maximum: Adjusted Discount Factor ( $\lambda\beta$ ) – Single-Model Subsample



Likelihood ( $\times 10^{-7.179}$ ) for different adjusted-discount factors when  $I = 1$ ,  $c = 170.4$ , and  $-a = 61.65$ .  
Global Maximum:  $2.4 \times 10^{-7.179}$ ; Sample Size: 2,932.

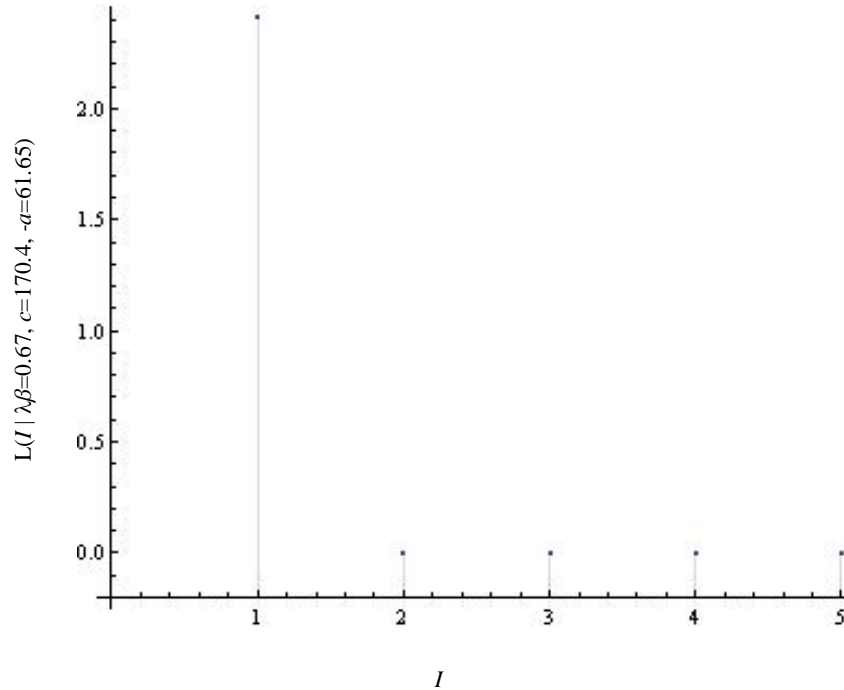
Figure 11. Local Maximum: Highest Gift (-a) – Single-Model Subsample



Likelihood ( $\times 10^{-7,179}$ ) for different values of  $-a$  when  $I = 1$ ,  $\lambda\beta = 0.67$ , and  $c = 170.4$ .

Global Maximum:  $2.4 \times 10^{-7,179}$ ; Sample Size: 2,932.

Figure 12. Local Maximum: Unmatched Offers ( $I$ ) – Single-Model Subsample



Likelihood ( $\times 10^{-7.179}$ ) for different values of  $I$  when  $\lambda\beta = 0.67$ ,  $c = 170.4$ , and  $-a = 61.65$ .  
Global Maximum:  $2.4 \times 10^{-7.179}$ ; Sample Size: 2,932.

## 6 Conclusion

Figure 3 summarizes most of our work. We start the analysis by noticing that data on brokerage fees exhibited wide dispersion which was not strongly correlated to observables. We propose a theory that accounts for the key economic forces behind the brokerage problem, then take that model to the data.

Our theory suggests that matched and unmatched brokers set fees randomly. Unmatched fees start at  $a = 37.26$  and appear uncontested by matched offers up to the point  $a + c = 104.2$ . After that point, offers from matched and unmatched brokers appear together in the data, generating a second peak in the density function. The parameter  $a$  is directly related to the mass of policies with zero fees, while  $c$  is related to the second peak of the density function.

Based on this, we have been able to infer important structural parameters such as in-

dividual costs when switching to a new (unmatched) broker, and the brokers' profitability when dealing with old (matched) and new (unmatched) customers. Our dynamic model with switching costs replicates stylized facts that the existing models of price competition cannot generate.

## 7 Appendix: Uniquely Well-Defined Value Functions

In this appendix, we present two alternative sets of conditions that guarantee that equations (1) and (2) define a unique value function  $v_i$ . We first consider the case where  $Q$  is a compact interval of the real line. Next, we analyze the case where  $Q = \mathbb{R}$  and players' strategies are well behaved when  $q$  approaches  $-1$  and  $+1$ .

**Proposition A1.** Fix  $Q = [a, b] \subseteq \mathbb{R}$ . There exists a unique measurable bounded function  $v_{i,m} : [a, b] \rightarrow \mathbb{R}$  that satisfies condition (1), for any strategy profile  $(\sigma_1, \dots, \sigma_I)$ .

*Proof.* Let  $Z$  be the complete metric space of  $\sigma_{i,m}$ -measurable bounded functions mapping  $[a, b]$  into  $[a, b]$ . Let us endow this space with sup norm and define  $T : Z \rightarrow Z$  as follows:

$$Tv_{i,m}(q) = \int_{\hat{z} \in \text{Inf}(\hat{z})} (1 - \sigma_{\hat{z},u}(q | c)) \left( q + \lambda \beta \int_{\hat{z}} v_{i,m}(\hat{z}) d\sigma_{i,m}(\hat{z}) \right). \quad (29)$$

Being that  $q \in [a, b]$ ,  $Tv_{i,m}$  defines a bounded function for any bounded  $v_{i,m}$ . Since  $\lambda\beta < 1$ , one has:

$$\sup_{q \in [a,b]} |Tv_{i,m}^0(q) - Tv_{i,m}^1(q)| < \lambda\beta \sup_{q \in [a,b]} |v_{i,m}^0(q) - v_{i,m}^1(q)|, \quad \forall v_{i,m}^0, v_{i,m}^1 \in Z. \quad (30)$$

The result follows then from the contraction mapping theorem. ■

Notice that, when  $Q = [a, b]$ , the function  $v_{i,m} : [a, b] \rightarrow \mathbb{R}$  is uniquely defined for each strategy profile  $(\sigma_0, \dots, \sigma_I)$ . When extending the domain to  $Q = (-1, +1)$ , restrictions on strategies are necessary in order to have a well-defined  $v_{i,m}$ . An important case used in this paper is when a broker  $i$  faces strategies for which there exists  $a > -1$  such that  $\sigma_{\hat{z},z}(a) = 0$  and  $\lim_{q \rightarrow -1} (1 - \sigma_{\hat{z},z}(q)) = 0$ , for any  $\hat{z} \in i$  and  $z \in \text{Inf}(\hat{z})$ .

**Proposition A2.** Let  $q \in Q = \mathbb{R}$  and assume that for each player  $\hat{z} \in i$  and each state  $z \in \text{Inf}(\hat{z})$ : (i) there exists  $a > -1$  such that  $\sigma_{\hat{z},z}(a) = 0$ ; and (ii)  $\lim_{q \rightarrow -1} \int_{\hat{z} \in \text{Inf}(\hat{z})} (1 - \sigma_{\hat{z},u}(q | c)) dq <$

+ 1. Then, any action  $q_i < a$  is strictly dominated by  $q_i = a$ . Moreover, there exists a unique measurable bounded function  $v_{i,m} : [a, +1) \rightarrow \mathbb{R}$  that satisfies condition (1), for any strategy profile  $\sigma = (\sigma_1, \dots, \sigma_I)$ .

*Proof.* Any action  $q_i < a$  is strictly dominated by  $q_i = a$ , since  $q_i > a$  almost surely, for all  $i \in I$ . Then, equation (1) defines a unique bounded function  $v_{i,m} : [a, +1) \rightarrow \mathbb{R}$ . The proof for that is analogous to the proof of Proposition 1. Define the operator  $T$  as in (29) and notice that  $T$  is a contraction map of modulus  $\lambda\beta < 1$  that maps the space of  $\sigma_{i,m}$ -measurable bounded functions on  $\mathbb{R}$ , into itself. Notice that  $Tv_{i,m}$  is  $\sigma_{i,m}$ -measurable and bounded for any  $\sigma_{i,m}$ -measurable bounded  $v_{i,m}$ , since  $\lim_{q \rightarrow +1} \inf_{i \in I} (1 - \sigma_{i,u}(q | c)) > 0$ . Thus the result once again follows from the contraction mapping theorem. ■

To conclude this appendix, note that for each given  $v_{i,m}(c)$ , the function  $v_{i,u}(c)$  is also uniquely defined by (2).

## References

- [1] Baye, Michael R. and John Morgan (1999). A folk theorem for one-shot Bertrand games. *Economics Letters*, 65 (1), 59–65.
- [2] Braido, Luis H.B. (2009). Multiproduct price competition with heterogeneous consumers and nonconvex costs. *Journal of Mathematical Economics*, Forthcoming.
- [3] DuBois, Darrell, John D. Geanakoplos, Andreu Mas-Colell, and Andrew M. McLennan (1994). Stationary Markov equilibria. *Econometrica* 62 (4), 745-781.
- [4] Meeker, William Q., and Luis A. Escobar (1994). Maximum likelihood methods for fitting parametric statistical models to censored and truncated data. In *Probabilistic and Statistical Methods in the Physical Sciences*, J. Stanford and S. Vardeman (eds.), New York: Academic Press.
- [5] Sharkey, William W. and Sibley, David S. (1993). A Bertrand model of pricing and entry. *Economics Letters*, 41 (2), 199-206.
- [6] Stahl, Dale O. (1989). Oligopolistic pricing with sequential consumer search. *American Economic Review*, 79 (4), 700-712.

[7] Varian, Hal R. (1980). A model of sales. *American Economic Review*, 70 (4), 651-659.



## Chapter 2

### Como Corretores de Seguros Competem em Preços?

#### Resumo

O papel do corretor de seguros tem sido negligenciado pela teoria econômica, ainda que suas ações tenham elevado potencial de distorcer os mecanismos desenhados pelas seguradoras. Neste capítulo, apresentamos uma versão do modelo estático de Stahl (1989) para explicar como corretores de seguros competem em preços (no caso, taxas de comissão sobre o prêmio da seguradora). Derivamos um equilíbrio no qual o valor esperado da taxa de comissão é função decrescente do prêmio mínimo ...xado pela seguradora. Usando dados fornecidos pela SUSEP, estimamos a elasticidade da taxa de comissão em relação a este prêmio mínimo. A importância deste trabalho é a seguinte: do ponto de vista das seguradoras, conhecer como os corretores reagem às suas ações faz aumentar a precisão dos mecanismos desenhados.

# 1 Introduction

O mercado de seguros de automóveis é composto por três agentes: a seguradora, o segurado e o corretor. A teoria econômica tem estudado intensamente a relação entre os dois primeiros – e ignorado o último.

Ao desenhar um contrato de seguro, a seguradora ...xa uma cobertura e um prêmio mínimo a receber. No entanto, ela não é capaz de determinar (sozinha) o prêmio que será efetivamente pago pelo segurado - este último depende de como os corretores escolhem sua remuneração. O prêmio total do contrato será dado pela soma do prêmio mínimo ...xado pela seguradora mais a remuneração do corretor (uma taxa de comissão sobre o prêmio da seguradora). Quanto maior a taxa de comissão, maior o prêmio total. Sendo assim, a ação do corretor tem o potencial de distorcer o mecanismo que foi desenhado pela seguradora.

Neste capítulo, tentamos reduzir esta lacuna teórica e empírica, e estudamos como os corretores preci...cam seus contratos. Apresentamos uma versão do modelo de Stahl (1989) para o mercado se seguros. Nele, segurados heterogêneos buscam sequencialmente pela melhor oferta entre os corretores. A cada nova busca, os segurados incorrem em um custo ...xo de procura (informação privada). A presença de segurados com custo zero implica que o equilíbrio de Nash se dará em estratégias mistas.

O modelo prevê que, em equilíbrio, o valor esperado da taxa de comissão seja função decrescente do prêmio ...xado pela seguradora. A intuição é a seguinte: quanto maior o prêmio ...xado pela seguradora, maior o benefício líquido do segurado em procurar uma nova oferta, para uma dada taxa de comissão observada. Em função disso, os corretores passam a competir de forma mais agressiva, diminuindo sua taxa média de comissão.

Usando dados fornecidos pela SUSEP (Superintendência de Seguros Privados) estimamos a elasticidade da taxa de comissão em função do prêmio ...xado pela seguradora. Na prática, este resultado é extremamente útil para as seguradoras, especialmente quando estiverem desenhando seus contratos, pois saberão como o preço ...nal será afetado em função do prêmio mínimo estipulado.

Veri...camos que o valor esperado da taxa de comissão depende também da classe de bônus do segurado. Quanto maior a classe de bônus, maiores as taxas de comissão. Este resultado decorre diretamente do resultado principal do modelo, pois o bônus representa uma redução no prêmio do seguro. Acreditamos que a taxa de comissão do corretor seja ortogonal às características não observáveis do segurado, então sugerimos o uso desta variável

como instrumento para a variável endógena bônus nos testes de assimetria de informação no mercado segurador (Capítulo 3).

O restante deste capítulo se divide da seguinte maneira: na Seção 2, apresentamos nossa versão do modelo de Stahl (1989) para explicar como corretores competem em preços. Na Seção 3, apresentamos a amostra usada nos testes. Na Seção 4, testamos (e veri...camos) a previsão teórica de que a taxa média de comissão decresce com o prêmio mínimo estipulado pela seguradora. Na Seção 5, concluímos.

## 2 Modelo

Nesta seção, apresentamos uma versão do modelo de Stahl (1989) adaptada ao mercado de seguros. Nosso objetivo é explicar como os corretores competem em preços (taxas de comissão).

Considere uma economia povoada por seguradoras, corretores e segurados - todos vivem um único período. As seguradoras desenham contratos de seguro escolhendo cobertura e prêmio a receber. Como nosso objetivo é estudar a relação entre o corretor e o segurado, assumiremos que haja um único contrato no mercado, com cobertura ...xada e prêmio  $P > 0$ .

Nesta economia há  $N \geq 2$  corretores idênticos. Por simplicidade, assumimos que o papel do corretor seja simplesmente vender contratos. Como forma de remuneração pela venda, cada corretor escolhe uma taxa de comissão  $\alpha \in \mathbb{R}$  sobre o prêmio  $P$ . Assim, a receita do corretor será  $\alpha P$  caso o contrato seja vendido e o prêmio total ao segurado será  $(1 + \alpha)P$ . Assumimos que não há restrição de oferta e que o custo marginal por atender um segurado seja zero.

Os segurados desejam comprar contratos e, para tal, buscam sequencialmente pela melhor oferta entre os corretores. Os segurados são heterogêneos. O vetor  $x \in \mathbb{R}^J$  descreve as características observáveis de cada segurado. Procurar uma nova oferta entre os corretores é uma atividade custosa para o segurado. Uma fração  $\mu_x \in [0, 1]$  dos segurados possui custo zero de procura, enquanto os  $(1 - \mu_x)$  restantes incorrem em um custo ...xo  $c_x > 0$ . Assumimos que a primeira visita seja grátis e que, a qualquer momento, o segurado possa voltar atrás e resgatar uma proposta passada.

Como veremos, a presença de segurados com custo zero de procura implica que o equilíbrio de Nash, caso exista, se dará em estratégias mistas. Assim sendo, seja  $\Phi$  o espaço de funções

distribuição em  $R$ , nosso objetivo é encontrar uma distribuição  $F_x(\alpha) \in \mathcal{F}$  que caracteriza um equilíbrio de Nash.

Começaremos analisando o problema dos segurados. Ao visitar um corretor e receber uma proposta de prêmio  $(1 + \alpha)P$ , o segurado pode aceitá-la ou procurar uma nova oferta - incorrendo em seu custo de procura. Assim sendo, o benefício líquido esperado pelo segurado em procurar um novo corretor será

$$H_x(\alpha) = P \int_{b_x}^{\bar{Z}_x} (\alpha + \alpha) dF_x(\alpha) - c_x \quad (1)$$

sendo  $b_x$  o limite inferior do suporte de  $F_x(\alpha)$ . Integrando (1) por partes, obtemos

$$H_x(\alpha) = P \int_{b_x}^{\bar{Z}_x} F_x(\alpha) d\alpha - c_x \quad (2)$$

Assumimos que o segurado seja neutro ao risco na busca por novas ofertas. Então, procurar uma nova oferta será vantajoso caso  $H_x(\alpha) > 0$ .

Definição 1: Chamaremos de taxa de comissão reserva,  $r_x$ , a taxa pertencente ao suporte de  $F_x(\alpha)$  que faz  $H_x(r_x) = 0$ .

É fácil notar que  $H_x(\alpha)$  é estritamente crescente em  $\alpha$ . Portanto, caso exista,  $r_x$  será única. Declaramos, então, a regra de decisão ótima entre os segurados: Aqueles com custo  $c_x > 0$  devem procurar um novo corretor enquanto a menor taxa de comissão observada for maior que  $r_x$ . Segurados com custo  $c_x = 0$  devem visitar todos os corretores e escolher a menor taxa de comissão observada.

Agora, passaremos a estudar o problema dos corretores. Procederemos da seguinte maneira: (i) dada uma taxa de comissão reserva exógena  $r_x$ , encontraremos um equilíbrio de Nash condicional  $F_x(\alpha|r_x)$ ; (ii) Esta distribuição produzirá alguma comissão reserva  $r_x^*$ , e; (iii) O equilíbrio estará definido se  $r_x = r_x^*$ .

Lema 1: Seja  $F_x(\alpha|r_x)$  um equilíbrio de Nash condicional e  $B(r_x)$  o limite superior de seu suporte, então  $B(r_x) = r_x$ .

*Demonstração.* Suponha  $B(r_x) < r_x$ , neste caso cobrar  $\alpha = B(r_x) + \varepsilon$  domina estritamente  $B(r_x)$  uma vez que o corretor não perde qualquer venda e ainda aumenta seu lucro esperado. Suponha  $B(r_x) > r_x$ , neste caso cobrar  $\alpha = r_x$  domina estritamente  $B(r_x)$  uma vez que o corretor sempre realizará a venda para os segurados com custo positivo.

O Lema 1 implica que, em equilíbrio, todos os segurados com custo de procura  $c_x > 0$  aceitarão a primeira taxa de comissão que observarem. Apenas os segurados com custo  $c_x = 0$  realmente farão pesquisa de preços.

Ao receber a visita de um segurado e sortear uma taxa de comissão  $\alpha$ , o lucro esperado do corretor será

$$E_x[\pi(\alpha)] = \mu_x [1 - F_x(\alpha/r_x)]^{N_i - 1} + (1 - \mu_x) \alpha P \quad (3)$$

Definição 2: Uma distribuição  $F_x(\alpha/r_x) \in \Phi$  será um equilíbrio de Nash condicional se

$$E_{F_x}[\pi(\alpha)] = E_{F_x^0}[\pi(\alpha)], \quad \forall F_x \in \Phi \quad (4)$$

Lema 2: Uma distribuição  $F_x(\alpha/r_x) \in \Phi$  será um equilíbrio de Nash condicional se existir  $\hat{\pi}_x$  tal que

$$E_{F_x}[\pi(\alpha)] = \hat{\pi}_x, \quad \forall \alpha \in \text{supp } F_x \quad (5)$$

$$E_{F_x}[\pi(\alpha)] < \hat{\pi}_x, \quad \forall \alpha \notin \text{supp } F_x \quad (6)$$

A demonstração do Lema 2 se encontra no Capítulo 1 desta tese.

Seja  $\hat{\pi}_x = (1 - \mu_x)r_x P$ . Então, usando o lema 2 obtemos

$$F_x(\alpha/r_x) = 1 - \left( \frac{1 - \mu_x}{\mu_x} \frac{r_x}{\alpha} \right)^{\frac{1}{N_i - 1}} \quad (7)$$

para todo  $\alpha \in r_x$ . É fácil ver que  $F_x(\alpha/r_x)$  é estritamente crescente em  $\alpha$  e  $F_x(r_x/r_x) = 1$ . Seja  $b(r_x)$  o limite inferior do suporte de  $F_x(\alpha/r_x)$ . Então,  $F_x(b(r_x)/r_x) = 0$  implica em

$$b(r_x) = (1 - \mu_x)r_x \quad (8)$$

Derivando a equação (7) com respeito a  $\alpha$  obtemos sua função densidade, dada por

$$f_x(\alpha|r_x) = \left( \frac{r_x(1-\mu_x)}{\alpha^2\mu_x(N-1)} \right)^{\frac{1}{\mu_x}} \cdot \left( \frac{1-\mu_x}{\mu_x} \frac{r_x}{\alpha} \right)^{\frac{1}{\mu_x} - 1} \frac{1}{\alpha} \quad (9)$$

que é não-negativa em seu suporte.

Para que a caracterização do equilíbrio esteja completa, resta apenas encontrar  $r_x^*$  que satisfaça

$$H_x(r_x^*) - P \int_{b(r_x^*)}^{z_x} F_x(\alpha|r_x^*) d\alpha - c_x = 0 \quad (10)$$

Lema 3:  $\frac{\partial H_x(r_x)}{\partial r_x} > 0$  para todo  $r_x$ .

*Demonstração.*

$$\begin{aligned} \frac{\partial H_x(r_x)}{\partial r_x} &= P \int_{b(r_x)}^{z_x} \frac{\partial F_x(\alpha|r_x)}{\partial r_x} d\alpha \\ &= P \int_{b(r_x)}^{z_x} \frac{\alpha}{r_x} f_x(\alpha|r_x) d\alpha > 0 \end{aligned}$$

O Lema 3 garante que caso exista uma raiz que solucione (10), esta será única. Então, definimos a taxa de comissão reserva coerente com o equilíbrio de Nash como

$$r_x^* = \begin{cases} r_x^* & \text{se } H_x(r_x^*) = 0 \\ +1 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (11)$$

A taxa de comissão reserva definida em (11) gera uma única função distribuição definida em (7) que, por sua vez, reproduz a mesma taxa de comissão reserva - temos um equilíbrio de Nash consistente. É importante salientar que o equilíbrio será função dos parâmetros do modelo:  $\mu_x, c_x, N$  e  $P$ .

## 2.1 Estáticas Comparativas

Nosso objetivo é verificar como o prêmio ...xado pela seguradora afeta a decisão estratégica do corretor. Os resultados obtidos nesta seção podem ser embutidos nos desenhos de mecanismos das seguradoras que, para cada cobertura, deve saber qual será o preço efetivamente pago pelo segurado.

Proposição 1:  $\frac{\partial r_x(\mu_x, c_x, N, P)}{\partial P} < 0$  para todo  $P$ .

*Demonstração.* Diferenciando (10) e usando o Lema 3 obtemos  $\frac{dr_x}{dP} = j \frac{\int_{b(r_x)}^{r_x} F_x(\alpha) j r_x^\alpha d\alpha}{\frac{\partial H}{\partial r_x}} < 0$ .

A Proposição 1 diz que a taxa de comissão reserva de equilíbrio decresce com o prêmio ...xado pela seguradora. Intuitivamente, quanto maior o prêmio ...xado pela seguradora, maior o benefício líquido do segurado em procurar uma nova oferta, para uma dada taxa de comissão observada. Em função disso, os corretores passam a competir de forma mais agressiva, diminuindo os limites (superior e inferior) do suporte de sua distribuição.

Proposição 2:  $\frac{\partial F_x(\mu_x, c_x, N, P)}{\partial P} > 0$  para todo  $P$ .

*Demonstração.* De (7) temos  $\frac{\partial F_x}{\partial r_x} < 0 = \frac{\partial F_x}{\partial P}$ . Então,  $\frac{\partial F_x}{\partial P} = \frac{\partial F_x}{\partial r_x} \frac{\partial r_x}{\partial P} > 0$ .

A Proposição 2 diz que quando a seguradora aumenta o prêmio, os corretores sorteiam taxas menores com maior probabilidade.

Lema 5: O valor esperado das taxas de comissão decresce com o prêmio ...xado pela seguradora.

O Lema 5 decorre diretamente das Proposições 1 e 2, pois os limites do suporte diminuem e a função distribuição desloca para a esquerda. Na Seção 4, testaremos esta previsão.

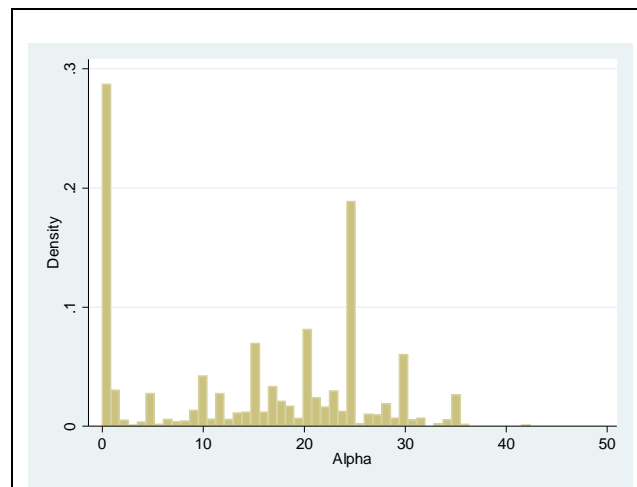
## 3 Dados

A base de dados usada neste trabalho foi elaborada pela SUSEP (Superintendência de Seguros Privados). Sua descrição detalhada encontra-se no Apêndice A desta tese.

A amostra usada nos testes é referente ao primeiro semestre de 2003 e contém os seguintes cortes: (1) Apenas automóveis populares. Os automóveis populares respondem por 45,2% do mercado; (2) Apenas automóveis com, no máximo, um ano de uso; (3) Apenas contratos com cobertura compreensiva. Esse tipo de cobertura está presente em mais de 99% dos contratos. (4) Apenas contratos de pessoas-físicas; (5) Apenas contratos com um único veículo assegurado. Excluímos apólices coletivas (em geral, de empresas). Feitos os cortes, nossa amostra ...cou com 195.915 observações.

A Figura 1 apresenta o histograma das taxas de comissão escolhidas pelos corretores em nossa amostra.

**Figura 1. Histograma das Taxas de Comissão (em %)**



Nota-se que há vários pontos de massa. Aparentemente, os corretores escolhem taxas de comissão "arredondadas" de 5 em 5 pontos percentuais. Tal comportamento é incompatível com o equilíbrio derivado na seção anterior. Em especial, chama a atenção o fato de taxas nulas coexistirem com taxas positivas. Esse resultado é incompatível com qualquer modelo estático de competição em preços, pois o equilíbrio de Nash requer que o valor esperado do lucro seja igual em todos os pontos do suporte da distribuição. Esta fragilidade nos levou a construir o modelo proposto no Capítulo 1 desta tese.



## 4 Relação entre Taxa de Comissão e Prêmio

Estamos interessados em testar a previsão do Lema 5, de que o valor esperado das taxas de comissão deve decrescer com o prêmio ...xado pela seguradora.

A Tabela 1 apresenta todas as variáveis que foram usadas nos testes.

**Tabela 1. Variáveis Usadas nos Testes**

Variável	Descrição
Dummy de Comissão	Variável binária que assume valor 1 caso a taxa de comissão seja positiva.
Taxa de Comissão	Taxa de comissão escolhida pelo corretor. Equivale exatamente à variável $\alpha$ do modelo.
Prêmio da Seguradora	Prêmio recebido pela seguradora. Equivale exatamente à variável $P$ do modelo.
Bônus	Dummy de Bônus (Igual a 1, se o segurado possui bônus positivo).
Sexo	Dummy de Sexo (Igual a 1, se homem).
Franquia	Dummy de Franquia (Igual a 1 se franquia reduzida, e 0 se franquia normal)
Importância Segurada Casco	Valor da importância segurada do veículo (em reais). Representa o limite máximo de indenização em casco.
Cobertura Terceiros: Danos Materiais	Valor da importância segurada contra danos materiais em terceiros (em reais).
Cobertura Terceiros: Danos Pessoais	Valor da importância segurada contra danos pessoais em terceiros (em reais).
Accidentes Pessoais de Passageiros	Valor da importância segurada contra acidentes pessoais de passageiros (em reais).
Idade do Motorista	Conjunto de 78 dummies para o ano de nascimento dos segurados.
Ano/Modelo do Veículo	Conjunto de 8 dummies para o ano do modelo do veículo.
CEP	Milhares de dummies para o código de endereçamento postal do segurado, por bairro.

Vimos, na Figura 1, que quase 30% dos contratos apresentaram taxa de comissão igual a zero. Então, nosso primeiro passo foi analisar quais variáveis afetam a escolha dessas taxas nulas. Para tal, construímos uma variável binária (que assume valor 1 caso a taxa seja positiva) e a regredimos contra o prêmio da seguradora (em logaritmo) e as demais características observáveis. O resultado dessa regressão por MQO encontra-se na segunda coluna da Tabela 2. Vemos que quanto maior o prêmio ...xado pela seguradora, maior a probabilidade do corretor escolher uma taxa de comissão igual a zero. Este resultado se alinha com a previsão do Lema 5. Além disso, caso o segurado possua bônus positivo, ele terá

menor probabilidade de observar uma taxa nula de comissão. Aparentemente, os corretores extraem mais excedente de seus clientes cativos. Segurados homens parecem receber maiores descontos de comissão, assim como segurados que optam por franquia normal.

**Tabela 2. Regressões na Forma Reduzida**

Variáveis	Dummy de Comissão	Logaritmo das Taxas Positivas de Comissão
Logaritmo do Prêmio da Seguradora	-0,1211*	-0,2683*
Bônus	0,1616*	0,0293*
Sexo	-0,0934*	-0,0046
Franquia	0,0112*	0,1145*
Importancia Segurada Casco	6,80e-06*	1,75e-05*
Cobertura Terceiros: Danos Materiais	-1,47e-06*	5,75e-06*
Cobertura Terceiros: Danos Pessoais	9,17e-07*	-9,13e-07*
Accidentes Pessoais de Passageiros	-2,35e-06*	1,04e-06*
Idade do Motorista	77 dummies	77 dummies
Ano/Modelo do Veículo	8 dummies	8 dummies
CEP	11.829 dummies	10.973 dummies
<i>Tamanho da Amostra</i>	<i>194.006</i>	<i>146.444</i>
<i>R<sup>2</sup></i>	<i>25,33%</i>	<i>18,27%</i>

\* Significante a 1%; Erros-padrão robustos. Regressão inclui termo o constante.

A terceira coluna da Tabela 2 apresenta o resultado da regressão apenas das taxas de comissão positivas (em logaritmo). Notamos que o valor do coeficiente para o logaritmo do prêmio da seguradora foi -0,2683. Este resultado mede a elasticidade da taxa de comissão em relação o prêmio oferecido pela seguradora, ou seja, a cada 1% de aumento no prêmio, a taxa média de comissão se reduz 0,2683%. Este resultado também se alinha com a previsão do Lema 5. Não obstante, esta estimativa pode ser extremamente útil para as seguradoras quando estiverem desenhando seus contratos, pois saberão como o preço médio varia em função de seu prêmio estipulado.

É interessante notar que o valor esperado da taxa de comissão é mais elevado quando

o segurado possui bônus positivo. Esta correlação entre taxa de comissão e bônus será explorada no próximo capítulo.

## 5 Conclusão

O papel do corretor tem sido negligenciado pela teoria econômica, ainda que suas ações tenham elevado potencial de distorcer os mecanismos desenhados pelas seguradoras. Neste capítulo, tentamos reduzir esta lacuna teórica e empírica, ao estudar como os corretores negociam os contratos que vendem.

Apresentamos uma versão do modelo de Stahl (1989) para o mercado de seguros. Nele, segurados heterogêneos buscam sequencialmente pela melhor oferta entre os corretores. Os corretores, por sua vez, sorteiam taxas de comissão sobre o prêmio oferecido pela seguradora. Derivamos um equilíbrio no qual o valor esperado da taxa de comissão é função decrescente do prêmio oferecido pela seguradora. A intuição por trás desse resultado é a seguinte: quanto maior o prêmio oferecido pela seguradora, maior o benefício líquido do segurado em procurar uma nova oferta, para uma dada taxa de comissão observada. Em função disso, os corretores passam a competir de forma mais agressiva, diminuindo sua taxa média de comissão.

Usando dados fornecidos pela SUSEP, testamos e confirmamos essa previsão. Estimamos que, em média, a elasticidade da taxa de comissão em relação ao prêmio oferecido pela seguradora é igual a  $-0,27$ . Este resultado pode ser muito útil para as seguradoras quando estiverem desenhando seus contratos. Sabemos que cada par preço/cobertura gera um incentivo sobre o segurado. Então, conhecer como os corretores competem em preços aumenta a precisão do mecanismo desenhado pela seguradora.

Por fim, destacamos que a variável bônus se mostrou fortemente correlacionada com a taxa de comissão dos corretores. Uma vez que a taxa de comissão do corretor seja ortogonal às características não observáveis do segurado, podemos usar esta variável como instrumento da variável endógena bônus nos testes de assimetria de informação no mercado segurador.

## References

- [1] Braido, Luis H.B. (2009). Multiproduct price competition with heterogeneous consumers and nonconvex costs. *Journal of Mathematical Economics*, Forthcoming.
- [2] Sharkey, William W. and Sibley, David S. (1993). A Bertrand model of pricing and entry. *Economics Letters*, 41 (2), 199-206.
- [3] Stahl, Dale O. (1989). Oligopolistic pricing with sequential consumer search. *American Economic Review*, 79 (4), 700-712.
- [4] Varian, Hal R. (1980). A model of sales. *American Economic Review*, 70 (4), 651-659.

## Chapter 3

### Testando a Existência de Assimetria de Informação no Mercado Brasileiro de Seguros de Automóveis

#### Resumo

Quem se propõe a testar a existência de assimetria de informação no mercado de seguros de automóveis se depara com o seguinte dilema: como lidar com a endogeneidade do histórico de risco dos segurados? Uma alternativa, proposta por Chiappori e Salanié (2000), é selecionar uma amostra de segurados jovens sem qualquer histórico de risco. O problema desta estratégia é que estes segurados, justamente por serem jovens, podem não conhecer seu próprio risco. Neste caso, a assimetria de informação não existiria por construção da amostra. No presente trabalho propomos o uso da taxa de comissão dos corretores como instrumento do bônus. Esta metodologia nos permite ampliar a amostra para segurados onde a assimetria de informação é potencialmente maior, mantendo a consistência das estimativas. Usando dados sobre mercado brasileiro de seguros de automóveis concluímos que: (i) não há indícios de assimetria de informação relevante no grupo de segurados jovens; (ii) há assimetria de informação no grupo de segurados mais experientes. Estes resultados se alinham aos obtidos por Chiappori e Salanié (2001) e Cohen (2005).

# 1 Introdução

A teoria econômica prevê que na presença de assimetria de informação relevante, segurados mais arriscados devem estar associados a contratos com maiores coberturas. Este resultado é conhecido como “correlação positiva entre cobertura e risco”. Os seguintes artigos testaram esta correlação no mercado de seguros de automóveis: Dahlby (1983), Boyer e Dionne (1987), Puelz e Snow (1994), Gouriéroux (1997), Richaudeau (1999), Cawley e Philipson (1999), Bach (1999), Chiappori e Salanié (1997, 2000), Dionne, Gouriéroux e Vanasse (2001) e Cohen (2005). A metodologia de teste comum a estes trabalhos é a seguinte: verifica-se se existe correlação positiva entre cobertura e risco, condicional a um conjunto de informações observáveis pelas seguradoras.

Uma variável importante contida neste conjunto de informações observáveis é a classe de bônus. As seguradoras usam o sistema de bônus para atribuir descontos no prêmio do seguro com base no histórico de risco do segurado. O econometrista que se propuser a testar a existência de assimetria de informação no mercado de seguros de automóveis fatalmente irá se deparar com o problema da endogeneidade nesta variável. Nas palavras de Chiappori e Salanié (2000),

"Insurers typically observe past driving records; these records are highly informative on probabilities of accident and, as such, are used for pricing. (The omission of these variables) generates a bias that indeed tends to overestimate the level of adverse selection. The introduction of this variable, however, is quite delicate because it is endogenous."

Então, como lidar com este problema? Chiappori e Salanié (2000) sugerem que os testes devam considerar segurados com pouca experiência ao volante. Os autores trabalharam com uma amostra de segurados com até três anos de emissão da carteira de habilitação e sem qualquer classe de bônus. A crítica feita a esta metodologia é a seguinte: caso exista assimetria de informação, ela deve ser mais relevante justamente na amostra de segurados mais experientes, onde a endogeneidade do bônus é um problema potencialmente maior.

Cohen (2005) replicou os testes de Chiappori e Salanié (2000) usando uma amostra de segurados com mais de três anos de experiência ao volante. A autora encontrou correlação positiva entre a escolha da franquia e o número de acidentes, o que sugere a existência de

seleção adversa na amostra. No entanto, variáveis sobre o histórico de risco dos segurados foram incluídas nos testes sem que o problema de endogeneidade fosse discutido.

Neste trabalho propomos o uso da taxa de comissão dos corretores como variável instrumental do histórico de risco (bônus), assim poderemos estimar consistentemente a correlação entre risco e cobertura.

A base de dados usada neste trabalho foi elaborada pela SUSEP (Superintendência de Seguros Privados), autarquia vinculada ao Ministério da Fazenda responsável pela regulação do mercado de seguros no Brasil. Semestralmente, a SUSEP recebe informações sobre a população dos contratos de seguros de veículos terrestres (automóveis, motocicletas, caminhões etc) vigentes no Brasil. Tivemos acesso apenas aos dados relativos ao primeiro semestre de 2003. Para cada contrato, há dados sobre coberturas, prêmios, sinistros, veículos e segurados.

Usando a comissão do corretor como instrumento do bônus, testamos a existência de assimetria de informação em duas subamostras distintas: uma contendo segurados com até 21 anos de idade (no máximo três anos de experiência) e outra incluindo todos os segurados com idade superior a 18 anos. Em linha com o resultado obtido por Cohen (2005), rejeitamos a existência de assimetria relevante no grupo de segurados mais jovens, mas não rejeitamos no grupo de segurados mais experientes.

O restante deste artigo se organiza da seguinte forma: na Seção 2 apresentamos o modelo proposto por Chiappori, Julien, Salanié e Salanié (2006) e Koufopoulos (2007) no qual assimetria de informação implica correlação positiva entre cobertura e risco. Na Seção 3, apresentamos a base de dados e algumas estatísticas descritivas da amostra usada nos testes. Na Seção 4, apresentamos a metodologia para o uso da taxa de comissão dos corretores como instrumento da variável endógena bônus. Na Seção 5, apresentamos o teste de assimetria de informação e seus resultados. Na Seção 6, concluímos.

## 2 Modelo

Nesta seção resumimos o modelo proposto por Chiappori, Julien, Salanié e Salanié (2006) e Koufopoulos (2007). Considere uma população de agentes e seus automóveis. Cada agente possui um parâmetro  $\theta$  de informação privada. Esse parâmetro contém informações sobre risco, aversão ao risco, riqueza etc. Há  $N + 1$  estados da natureza. No estado  $i = 0$ , o agente não incorre em perdas sobre seu veículo, nos demais estados  $i = 1, 2, \dots, N$ , o agente incorre

em perda  $L_i$  com probabilidade  $p_i$ , sendo  $0 = L_0 < L_1 < L_2 < \dots < L_N$ . Um agente do tipo  $\theta$  pode escolher privadamente sua distribuição de probabilidades sobre as perdas.

Um contrato de seguro consiste de uma cobertura e um prêmio. A cobertura do contrato é dada por sua função indenização, denominada como  $R(L_i) \geq 0$  para todo  $L_i > 0$  e  $R(0) = 0$ . Denotaremos por  $y > 0$  o prêmio do contrato.

Definição 1: Suponha que dois contratos,  $C_1$  e  $C_2$ , sejam oferecidos. Diremos que o contrato  $C_2$  cobre mais que o contrato  $C_1$  se  $R_2(L_i) \geq R_1(L_i)$  para todo  $L_i$  e  $R_2(L_i) > R_1(L_i)$  for fracamente crescente em  $L$ .

O risco *ex post* de um segurado será função do contrato escolhido. A probabilidade *ex post* de ocorrência de perda para o segurado que escolhe um contrato  $C$  é denominada por

$$\sum_{i=1}^N p_i(C) = 1 - p_0(C) \quad (1)$$

Definição 2: Suponha que dois contratos,  $C_1$  e  $C_2$ , sejam transacionados em equilíbrio e que  $C_2$  cubra mais do que  $C_1$ . Então, correlação positiva entre cobertura e risco (*ex-post*) significa que

$$\sum_{i=1}^N p_i(C_2) > \sum_{i=1}^N p_i(C_1) \quad (2)$$

As seguradoras incorrem em um custo fixo  $c > 0$  por contrato e um custo variável  $c^0 > 0$  por sinistro. Assim, seu lucro esperado ao oferecer um contrato  $C = (R, y)$  a um agente com risco *ex post*  $\sum_{i=1}^N p_i$  será

$$\pi = y - \sum_{i=1}^N p_i(R(L_i) + c^0) - c \quad (3)$$

Assuma as seguintes hipóteses:

H1: As preferências dos segurados sobre riqueza final independem do estado da natureza.

H2: Os segurados são avessos a *mean-preserving spreads*. Ou seja, dadas as loterias  $j_1$  e  $j_2$ , onde  $j_2 = j_1 + \varepsilon$  e  $E(\varepsilon | j_1) = 0$ , o agente prefere a loteria  $j_1$  a loteria  $j_2$  para todo  $\varepsilon \notin 0$ .



H3: Dada a escolha do contrato, os agentes estimam corretamente sua probabilidade de perda.

H4: As seguradoras são neutras em relação ao risco, e

H5: Se dois contratos  $C_1$  e  $C_2$  são escolhidos em equilíbrio, e  $C_2$  cobre mais que  $C_1$ , então  $\pi(C_1) > \pi(C_2)$ . Esta hipótese substitui a hipótese de lucro zero para mercados competitivos.

Dadas as hipóteses H1-H3, se um segurado prefere o contrato  $C_1$  ao  $C_2$ , sendo que  $C_2$  oferece maior cobertura que  $C_1$ , então, se as probabilidades *ex post* de perda do segurado sob o contrato  $C_1$  for  $p_i(C_1)$ , deve valer a seguinte desigualdade

$$\sum_{i=1}^X p_i(C_1)R_1(L_i) + y_1 > \sum_{i=1}^X p_i(C_1)R_2(L_i) + y_2 \quad (4)$$

A demonstração da desigualdade (4) decorre de um argumento simples de preferência revelada: dado que  $C_2$  cobre mais que  $C_1$ , para qualquer distribuição de perdas sob  $C_1$ , a renda do segurado é mais arriscada neste contrato do que seria caso possuísse o contrato  $C_2$ . Uma vez que o segurado é avesso ao risco, ele só escolherá o contrato  $C_1$  se este oferecer renda esperada estritamente maior do que a oferecida por  $C_2$  (ver Chiappori, Julien, Salanié e Salanié, 2006).

Proposição 1: Se houver assimetria de informação e competição entre as seguradoras, a seguinte desigualdade deve valer:

$$\sum_{i=1}^X p_i(C_2)R_2(L_i) + \sum_{i=1}^X p_i(C_2)c^0 > \sum_{i=1}^X p_i(C_1)R_2(L_i) + \sum_{i=1}^X p_i(C_1)c^0 \quad (5)$$

Esta proposição decorre diretamente da hipótese H5, da equação (3) e da inequação (4). Agora, vamos entender a inequação (5). Do lado esquerdo, temos a despesa esperada da seguradora com o contrato  $C_2$ . Note que, a função indenização do contrato  $C_2$  ( $R_2(L_i)$ ) está sendo avaliada sob a distribuição de perdas dos agentes que, de fato, demandaram este contrato ( $p_i(C_2)$ ). Do lado direito, temos a função indenização do contrato  $C_2$  sendo avaliada sob a distribuição de perdas dos agentes que demandaram o contrato  $C_1$ . Portanto, a inequação (5) diz que a despesa esperada com o contrato  $C_2$  sob  $p_i(C_2)$  deve ser estritamente maior do que seria se, *ex post*, pudesse ser avaliada sob  $p_i(C_1)$ .

### 3 Dados

A base de dados usada neste trabalho foi elaborada pela SUSEP (Superintendência de Seguros Privados), autarquia vinculada ao Ministério da Fazenda responsável pela regulação do mercado de seguros no Brasil. Semestralmente, a SUSEP recebe informações sobre a população dos contratos de seguros de veículos terrestres (automóveis, motocicletas, caminhões etc) vigentes no Brasil. Tivemos acesso apenas aos dados relativos ao primeiro semestre de 2003, ainda assim, são mais de 8 milhões de contratos. Para cada contrato, há dados sobre coberturas, prêmios, sinistros, veículos e segurados.

O escopo deste trabalho é o mercado de seguros de automóveis, portanto, excluimos motocicletas, caminhões, ônibus etc. Dentre os contratos de seguros de automóveis, 99,3% possuem cobertura compreensiva e, destes, 98,6% possuem franquia normal ou reduzida. Logo, a única variação de cobertura em nossa amostra é o tipo de franquia contratada. Excluimos da análise os contratos com cobertura diferente de compreensiva e franquia diferente de normal ou reduzida. Daqui em diante, chamaremos de  $C_1$  o contrato com franquia normal e  $C_2$  o contrato com franquia reduzida.

A base de dados explorada neste trabalho foi elaborada pela SUSEP (Superintendência de Seguros Privados). A amostra usada nos testes contém os seguintes cortes: (1) Apenas contratos vigentes na região metropolitana de São Paulo; (2) Apenas automóveis populares (automóveis populares respondem por 45,2% do mercado); (3) Apenas automóveis com, no máximo, 3 anos de uso; (4) Apenas contratos com cobertura compreensiva (esse tipo de cobertura está presente em mais de 99% dos contratos). (5) Apenas contratos de pessoas-físicas (excluimos contratos de empresas); (6) Apenas contratos com um único veículo assegurado (excluimos apólices coletivas). Feitos os cortes, nossa amostra ficou com 201.547 contratos.

A Tabela 1 apresenta a distribuição dos tipos de contratos na amostra. Podemos observar que 90% dos contratos são do tipo  $C_1$ .

**Tabela 1. Distribuição dos Tipos de Contratos**

<b>Contrato</b>	<b>Frequência</b>	<b>Porcentagem</b>
C <sub>1</sub>	181.856	90,23
C <sub>2</sub>	19.691	9,77
<b>Total</b>	<b>201.547</b>	<b>100,00</b>

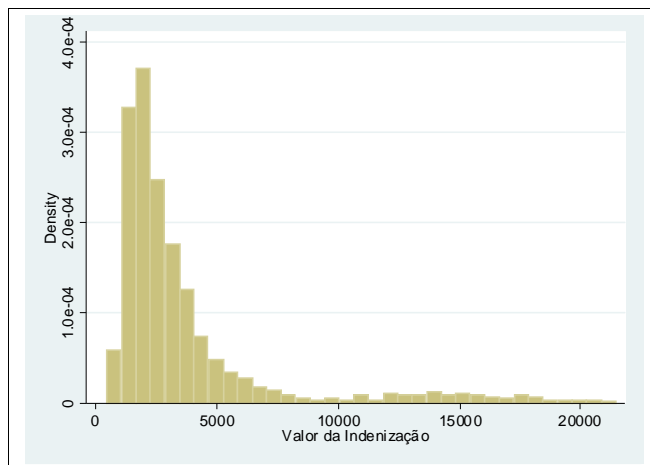
A Tabela 2 apresenta a distribuição de ocorrências de sinistro. Vemos que 99,07% dos contratos não apresentaram sinistro reclamado.

**Tabela 2. Ocorrência de Sinistro**

<b>Ocorreu sinistro?</b>	<b>Frequência</b>	<b>Porcentagem</b>
Não	196.347	97,42
Sim	5.200	2,58
<b>Total</b>	<b>201.547</b>	<b>100,00</b>

A Figura 1 apresenta o histograma das indenizações positivas. Por motivo de escala, suprimimos os contratos que na Tabela 2 não apresentaram sinistro e também aqueles com indenização superior a R\$20.000,00 (99 percentil). A indenização média foi de R\$3.841,00, enquanto a mediana foi R\$2.421,00.

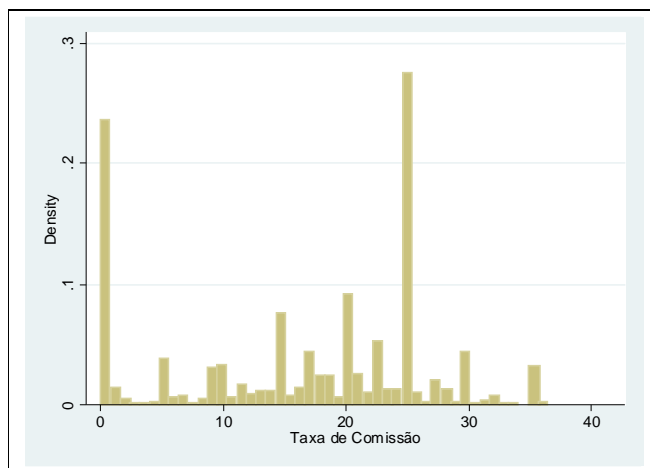
**Figura 1. Histograma das Indenizações\* (em Reais)**



\* Apenas indenizações positivas, e inferiores a R\$21.000,00 (99 percentil).

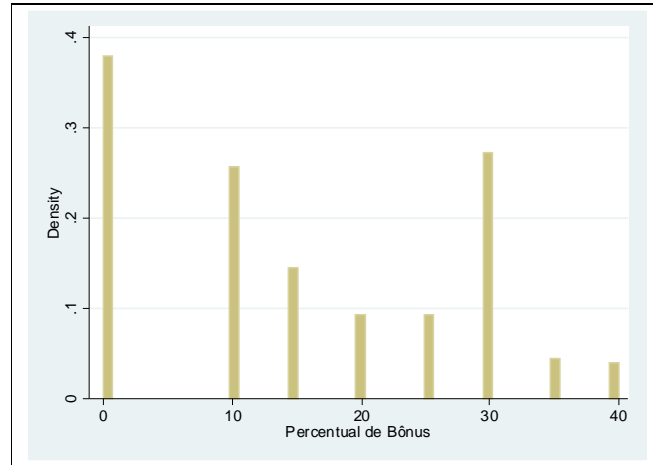
A Figura 2 apresenta o histograma das taxas de comissão escolhidas pelos corretores em nossa amostra. Esta variável será usada como instrumento do bônus.

**Figura 2. Histograma das Taxas de Comissão (em %)**



A Figura 3 apresenta o histograma dos diferentes percentuais de bônus. Nota-se que quase 40% dos segurados não possuem bônus, enquanto os 60% restantes possui algum tipo de histórico de risco.

**Figura 3. Histograma dos Percentuais de Bônus**



## 4 Comissão do Corretor Como Instrumento do Bônus

Considere a seguinte equação estrutural:

$$y = \beta_0 + \beta_1 z + \beta_2 b + \beta_3 X + \epsilon \quad (6)$$

$$E(\epsilon) = 0, Cov(z, \epsilon) = 0, Cov(X, \epsilon) = 0 \quad (7)$$

No qual  $y$  é uma variável binária de risco definida por:

$$y = \begin{cases} 1, & \text{se houve sinistro} \\ 0, & \text{se não houve sinistro} \end{cases} \quad (8)$$

A variável binária de cobertura,  $z$ , é definida por:

$$z = \begin{cases} 1, & \text{se franquia reduzida (maior cobertura)} \\ 0, & \text{se franquia normal (menor cobertura)} \end{cases} \quad (9)$$

A variável binária de bônus,  $b$ , é definida por:

$$b = \begin{cases} 1, & \text{se bônus positivo} \\ 0, & \text{se bônus zero} \end{cases} \quad (10)$$

Por fim, todas as variáveis contidas no vetor  $X$  de dimensão  $K$  estão apresentadas na Tabela 3.

**Tabela 3. Variáveis Observáveis pelas Seguradoras**

Variável	Descrição
Prêmio do Seguro	Valor pago pelo segurado em troca da cobertura oferecida.
Sexo	Dummy de Sexo (Igual a 1, se homem).
Idade do Motorista	Idade do principal condutor do veículo (no mínimo 75% do tempo).
Importância Segurada Casco	Valor da importância segurada do veículo (em reais). Representa o limite máximo de indenização em casco.
Ano/Modelo do Veículo	Dummies para os diferentes ano/modelo de veículos populares.
CEP	Dummies para o código de endereçamento postal do segurado, por bairro.

Endogeneidade do bônus. O bônus depende do histórico de risco do segurado, que por sua vez depende de variáveis não observáveis contidas em  $\epsilon$  (habilidade ao volante, por exemplo). Logo, a variável  $b$  é endógena em (6), isto é,  $Cov(b, \epsilon) \neq 0$ .

Nosso objetivo é testar se a probabilidade de ocorrência de pelo menos um sinistro está correlacionada com a escolha da franquia (neste caso,  $\beta_1 \neq 0$ ). No entanto, a endogeneidade do bônus nos impede de estimar consistentemente  $\beta_1$ . Propomos, então, o uso da taxa de comissão dos corretores como instrumento do bônus.

Para que a comissão do corretor seja um legítimo instrumento, duas condições devem ser satisfeitas: (i) não pode estar correlacionada com a variável dependente, exceto via variáveis observáveis incluídas na regressão (dentre elas o bônus); e (ii) deve estar correlacionada com a variável endógena.

A primeira condição requer que a taxa de comissão dos corretores seja exógena em (6). No Capítulo 1 desta tese argumentamos que a distribuição das taxas de comissão é resultado de um jogo não cooperativo entre corretores, cujas estratégias não dependem de características

não observáveis do segurado relacionadas ao seu risco. Portanto, é plausível supor que a taxa de comissão não seja correlacionada com a probabilidade de ocorrência de sinistro, exceto via características observáveis (dentre elas o bônus).

Hipótese de Identificação. O econometrista observa todas as características relevantes (do contrato e do segurado) que possam afetar a probabilidade de sinistro por canais outros que não a categoria de bônus.

A segunda condição requer que a taxa de comissão dos corretores esteja correlacionada com o bônus. Para checar esta correlação, estimaremos a seguinte equação na forma reduzida para  $b$ :<sup>1</sup>

$$b = \delta_0 + \delta_1 z + \delta_2 c + \pm X + v \quad (11)$$

Onde  $c$  é a taxa de comissão (em %) do corretor.

A equação (11) representa a projeção linear da variável endógena  $b$  sobre todas as variáveis exógenas. Para que a taxa de comissão dos corretores seja um instrumento do bônus é necessário termos  $\delta_2 \neq 0$ . A Tabela 4 apresenta as estimativas de (11) para duas subamostras distintas: (i) segurados menores de 21 anos e (ii) segurados com idade igual ou superior a 21 anos.

---

<sup>1</sup>Esta regressão corresponde ao primeiro estágio de um 2SLS. Comando "ivprobit" do pacote estatístico Stata 10.

**Tabela 4. Regressões da Forma Reduzida (Bônus)**

	Até 21 anos		Todas as Idades	
	Coef.	Desvio	Coef.	Desvio
Tipo de Franquia ( <i>z</i> )	0,0540	0,0505	0,0803*	0,0031
Taxa de Comissão ( <i>c</i> )	0,0070*	0,0014	0,0080*	8,90e-05
Prêmio do Seguro	-0,0003*	3,38e-05	-0,0005*	3,89e-06
Sexo	-0,0182	0,0234	-0,0129*	0,0018
Idade do Motorista	0,0903*	0,0213	0,0001**	7,69e-05
Importância Segurada Casco	3,30e-06	4,92e-06	1,36e-05*	4,01e-07
Ano/Modelo do Veículo	22 dummies		26 dummies	
CEP	44 dummies		112 dummies	
<i>Tamanho da Amostra</i>	<i>1.849</i>		<i>201.547</i>	

\* Significante a 1%; \*\* Significante a 5%; Erros-padrão robustos. Regressão inclui termo o constante.

Os resultados apresentados na Tabela 4 indicam que a taxa de comissão e a variável endógena bônus são parcialmente correlacionados ( $\delta_2 \notin 0$ ). No Capítulo 2 desta tese, vimos que quanto menor o prêmio do seguro, menor o incentivo do segurador em procurar uma nova oferta de preço e, conseqüentemente, maior a taxa de comissão cobrada pelo corretor. Dado que o histórico de risco afeta diretamente o prêmio do seguro, este afeta também a taxa de comissão escolhida pelo corretor.

Substituindo (11) em (6) obtemos a equação na forma reduzida para  $y$ :

$$y = \alpha_0 + \alpha_1 z + \lambda c + \text{X} + \varepsilon \quad (12)$$

Sendo  $\varepsilon = \epsilon + \beta_2 v$  o erro na forma reduzida,  $\alpha_j = \beta_j + \beta_2 \delta_j$  e  $\lambda = \beta_2 \delta_1$ . Por hipótese,  $\varepsilon$  é não correlacionado com todas as variáveis explicativas em (12), logo, podemos estimar seus parâmetros consistentemente. No entanto, estamos interessados em estimar consistentemente os parâmetros da equação estrutural (6), o que é possível dadas as hipóteses de identi...cação.



## 4.1 Testando Assimetria de Informação

Voltemos ao teste de correlação entre o risco do segurado,  $y$ , e a escolha da cobertura,  $z$ . Caso obtenhamos  $\beta_1 \neq 0$  não poderemos rejeitar a hipótese de existência de assimetria de informação relevante no mercado brasileiro de seguros de automóveis.

A Tabela 5 apresenta os resultados da regressão da forma estrutural de  $y$  usando a taxa de comissão dos corretores como variável instrumental do bônus.

**Tabela 5. Regressão da Forma Estrutural ( $y$ )**

	Até 21 anos		Todas as Idades	
	Coef.	Desvio	Coef.	Desvio
Tipo de Franquia ( $z$ )	0,3497	0,2081	0,1476*	0,0196
VI - Taxa de Comissão ( $c$ )	-0,9885	0,8024	-0,1511**	0,0719
Prêmio do Seguro	-0,0002	0,0003	0,0002*	4,23e-05
Sexo	0,2104	0,1178	0,0385*	0,0123
Idade do Motorista	0,1245	0,1238	-0,0017*	0,0004
Importância Segurada Casco	7,20e-06	2,24e-05	8,12e-07	2,73e-06
Ano/Modelo do Veículo	22 dummies		26 dummies	
CEP	44 dummies		112 dummies	
<i>Tamanho da Amostra</i>	<i>1.849</i>		<i>201.547</i>	

\* Significante a 1%; \*\* Significante a 5%; Erros-padrão robustos. Regressão inclui termo o constante.

A Tabela 5 indica que o coeficiente  $\beta_1$  é positivo, porém não significativo no grupo de segurados com idade inferior a 21 anos. Por outro lado,  $\beta_1$  é positivo e significativo no grupo que inclui segurados de todas as idades. Estes resultados se alinham aos obtidos por Chiappori e Salanié (2000) e Cohen (2005), ou seja, não há assimetria de informação no grupo de segurados jovens uma vez que estes ainda não tiveram tempo de conhecer seu próprio risco. No entanto, a assimetria de informação se mostra positiva e significativa no grupo de segurados mais velhos (e mais experientes). Neste grupo os segurados já tiveram tempo de aprender sobre seu risco e, por isso, a possibilidade de assimetria informacional relevante é maior.

## 5 Conclusão

Quem se propõe a testar a existência de assimetria de informação no mercado segurador se depara com o seguinte dilema: como lidar com a variável endógena bônus? O bônus é o desconto que o segurado acumula por não reclamar sinistro. Portanto, o bônus traz consigo muita informação sobre o histórico de risco do segurado. Assim, as seguradoras usam o bônus para precificar seus contratos, logo, não podemos omitir esta variável nas regressões. Por outro lado, incluí-la também é problemático - pois, trata-se de uma variável endógena. Há duas alternativas para este dilema. A primeira, proposta por Chiappori e Salanié (2000), é selecionar uma amostra onde o bônus não seja tão relevante (fazendo com que sua omissão não seja tão danosa). Os autores trabalharam com uma amostra de segurados "jovens" e sem qualquer histórico de bônus. A fragilidade desta estratégia é que tais segurados, justamente por serem jovens, podem não conhecer seu próprio risco. A segunda alternativa, que propomos neste artigo, é usar a taxa de comissão dos corretores como instrumento do bônus e ampliar o teste para amostras com segurados mais experientes. Testamos e verificamos que a taxa de comissão é correlacionada com o bônus, e assumimos ausência de correlação com a probabilidade de sinistro. Então, usando dados sobre mercado brasileiro, replicamos os testes de Chiappori e Salanié (2001) e Cohen (2005) e concluímos haver assimetria relevante no mercado segurador brasileiro no grupo de segurados mais experientes.

## References

- [1] AKERLOF, G., "The Market for Lemons: Quality Uncertainty and the Market Mechanism", *Quarterly Journal of Economics*, 1970, vol. 89, pp. 488-500.
- [2] ARNOTT, R. e STIGLITZ, J., "The Basic Analytics of Moral Hazard", *Scandinavian Journal of Economics*, 1988, vol. 90, pp. 383-413.
- [3] CHIAPPORI, P. A. e SALANIÉ, B., "Testing for Asymmetric Information in Insurance Markets", *Journal of Political Economy*, 2000, vol. 108, pp. 56-78.

\_\_\_\_\_. "Empirical Contract Theory: The Case of Insurance Data", *European Economic Review*, 1997, vol. 41, pp. 943-950.

\_\_\_\_\_. "Testing Contract Theory: A Survey of Some Recent Work", *World Congress of the Econometric Society*, 2000.

- [4] COHEN, A., "Asymmetric Information and Learning: Evidence from the Automobile Insurance Market", *The Review of Economics and Statistics*, 2005, Vol. 87, pp. 197-207.
- [5] DIONNE, G., GOURIÉROUX, C. e VANASSE, C., "Testing for Evidence of Adverse Selection in the Automobile Insurance Market: A Comment", *Journal of Political Economy*, 2001, vol. 109, pp. 444-453.
- [6] FINKELSTEIN, A. e MCGARRY, K., "Multiple Dimensions of Private Information: Evidence from the Long-Term Care Insurance Market", *Mimeo*, 2004.
- [7] GOURIÉROUX, C., MONFORT, A., RENAULT, E. e TROGNON, A., "Generalized Residuals", *Journal of Econometrics*, 1987, vol. 34, pp.5-32.
- [8] PUELZ, R. e SNOW, A., "Evidence on Adverse Selection: Equilibrium Signalling and Cross-Subsidization in the Insurance Market", *Journal of Political Economy*, 1994, vol 102, pp. 236-57.
- [9] ROTHSCCHILD, M. e STIGLITZ, J., "Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An Essay on the Economics of Imperfect Information", *Quarterly Journal of Economics*, 1976, vol. 90, pp. 629-49.

## Apêndice A. Dicionário de Variáveis - Base de Dados Original SUSEP

APÓLICE: Variável que corresponde ao número da apólice. Trata-se da principal chave de identificação de um contrato, uma vez que não há contratos diferentes com o mesmo número de apólice.

ENDOSSO: Variável que corresponde ao número do endosso realizado em uma apólice. Denomina-se endosso qualquer alteração na apólice feita no decorrer de sua vigência. Caso não tenha havido endosso, esta célula é preenchida com o valor 0.

ITEM: Variável que corresponde ao item de identificação de um veículo em caso de apólice coletiva. Caso haja um único veículo na apólice, esta célula é preenchida com o valor 000000.

COD\_END: Variável que corresponde ao código do endosso. Caso tenha havido endosso, esta célula é preenchida com um código de acordo com a Tabela 1. Caso contrário, esta célula é preenchida com o valor 0.

Tabela 1: Tipos de Endosso

Código	Tipo de Alteração (Endosso)
0	- Substituição ou retificação de veículo
1	-Alteração das coberturas
	-Alteração das Importâncias Seguradas
	-Alteração da categoria tarifária
	-Alteração do tipo de franquia contratada
	-Alteração de outros fatores de risco
2	Cancelamento da apólice ou exclusão do veículo por solicitação do(a) segurado(ra) ou por não pagamento do prêmio
3	Cancelamento da apólice ou exclusão do veículo por ocorrência de perda total
4	Cancelamento de endosso

COD\_MODELO: Variável alfanumérica que corresponde ao modelo do veículo segurado. Esta variável trás informações sobre o fabricante, o modelo e a potência do veículo.

ANO\_MODELO: Variável que corresponde ao ano do veículo.

COD\_TARIF: Variável que corresponde ao código tarifário em que o veículo se enquadra, conforme a Tabela 2.

Tabela 2: Categorias Tarifárias

Código	Categoria Tarifária
1	Passeio nacional
2	Passeio importado
3	Pick-up (nacional ou importada)
4	Veículo de carga (nacional ou importado)
5	Motocicleta (nacional ou importada)
6	Ônibus (nacional ou importado)
7	Utilitários (nacional ou importado)
9	Outros

REGIAO: Variável que corresponde à região de circulação<sup>2</sup> do veículo, de acordo com a Tabela 3.

<sup>2</sup>Região de circulação é o local onde o veículo circula e/ou permanece, no mínimo, 85% do tempo da semana. Caso o veículo circule por mais de uma região, deverá ser escolhida a de maior risco.

Tabela 3: Regiões de Circulação

Código	Região
1	Região metropolitana de Porto Alegre e metropolitana de Caxias do Sul
2	Demais regiões do Rio Grande do Sul
3	Região metropolitana de Florianópolis e sul de Santa Catarina
4	Oeste catarinense
5	Blumenau e demais regiões de Santa Catarina
6	Foz do Iguaçu, Medianeira, Cascavél e Toledo
7	Região metropolitana de Curitiba
8	Demais regiões do Paraná
9	Vale do Paraíba e Vale do Ribeira
10	Baixada Santista e litoral norte de São Paulo
11	Região metropolitana de São Paulo
12	Campinas e região
13	Demais regiões do Estado de São Paulo
14	Triângulo Mineiro e Alto Paranaíba
15	Sul, Sudoeste, Oeste e Central de Minas Gerais
16	<i>Região metropolitana de Belo Horizonte, Zona da Mata, Campo das Vertentes e Norte e Noroeste de MG</i>
17	Vale do Rio Doce, Vale do Mucuri e Vale do Jequitinhonha
18	Região metropolitana do Rio de Janeiro
19	Interior do Rio de Janeiro
20	Estado do Espírito Santo
21	Estado da Bahia
22	Estado do Sergipe
23	Estado de Pernambuco

Continuação Tabela 3: Regiões de Circulação

Código	Região
24	Estado da Paraíba
25	Estado do Rio Grande do Norte
26	Estado de Alagoas
27	Estado do Ceará
28	Estado do Piauí
29	Estado do Maranhão
30	Estado do Pará
31	Estado do Amazonas
32	Estado do Amapá
33	Estado de Rondônia
34	Estado de Roraima
35	Estado do Acre
36	Estado do Mato Grosso
37	Estado do Mato Grosso do Sul
38	Distrito Federal
39	Estado de Goiás
40	Estado de Tocantins
41	Sudeste de Goiás

COBERTURA: Variável que corresponde ao tipo de cobertura contratada, de acordo com a Tabela 4.

Tabela 4: Tipos de Cobertura

Código	Cobertura
1	Cobertura abrangente
2	Cobertura de incêndio e roubo
3	Cobertura de incêndio
4	Perda total, colisão e roubo
9	Outros

TIPO\_FRANQ: Variável que corresponde ao tipo de franquia contratada, conforme a Tabela 5.

Tabela 5: Tipos de Franquia

Código	Tipo de Franquia
1	Reduzida
2	Normal
3	Majorada
9	Semfranquia

VALOR\_FRANQ: Variável que corresponde ao valor, em reais, da franquia contratada. A franquia é o valor estabelecido no contrato de seguro, até o qual a seguradora não se responsabiliza a indenizar o segurado em caso de sinistros que envolvam danos parciais ao veículo.

IS\_CASCO: Variável que corresponde ao valor da importância segurada contratada para cobertura de casco (veículo). Em caso de registro de endosso de alteração de importância segurada, esta célula é preenchida com o valor atualizado.

IS\_RCDM: Variável que corresponde ao valor da importância segurada contratada para cobertura de responsabilidade civil facultativa de veículos para danos materiais causados a terceiros<sup>3</sup>. Em caso de registro de endosso de alteração de importância segurada, esta célula é preenchida com o valor atualizado.

IS\_RCDP: Variável que corresponde ao valor da importância segurada contratada para cobertura de responsabilidade civil facultativa de veículos para danos pessoais causados a terceiros. Em caso de registro de endosso de alteração de importância segurada, esta célula é preenchida com o valor atualizado.

IS\_APP: Variável que corresponde ao valor da importância segurada contratada para cobertura de acidentes pessoais de passageiros. Em caso de registro de endosso de alteração de importância segurada, esta célula é preenchida com o valor atualizado.

---

<sup>3</sup>Terceiro é a pessoa culpada ou prejudicada no acidente, exceto o próprio segurado ou seus ascendentes, descendentes, cônjuge e irmãos, bem como quaisquer pessoas que com ele residam ou que dele dependam economicamente.



PRE\_CASCO: Variável que corresponde ao valor do prêmio, pago pelo segurado à seguradora, correspondente à cobertura de casco. A comissão do corretor está embutida no valor do prêmio. O custo de confecção da apólice, bem como o IOF (Imposto sobre Operações Financeiras) e o adicional de fracionamento não estão.

PRE\_RCDM: Variável que corresponde ao valor do prêmio, pago pelo segurado à seguradora, correspondente à cobertura de responsabilidade civil facultativa de veículos para danos materiais causados a terceiros. A comissão do corretor está embutida no valor do prêmio. O custo de confecção da apólice, bem como o IOF (Imposto sobre Operações Financeiras) e o adicional de fracionamento não estão.

PRE\_RCDP: Variável que corresponde ao valor do prêmio, pago pelo segurado à seguradora, correspondente à cobertura de responsabilidade civil facultativa de veículos para danos pessoais causados a terceiros. A comissão do corretor está embutida no valor do prêmio. O custo de confecção da apólice, bem como o IOF (Imposto sobre Operações Financeiras) e o adicional de fracionamento não estão.

PRE\_APP: Variável que corresponde ao valor do prêmio, pago pelo segurado à seguradora, correspondente à cobertura de acidentes pessoais de passageiros. A comissão do corretor está embutida no valor do prêmio. O custo de confecção da apólice, bem como o IOF (Imposto sobre Operações Financeiras) e o adicional de fracionamento não estão.

PRE\_OUTROS: Variável que corresponde ao valor do prêmio, pago pelo segurado à seguradora, correspondente às coberturas de acessórios, equipamentos, carrocerias e outras coberturas, tais como, assistência 24 horas, carro reserva, cobertura contra quebra de vidros etc. A comissão do corretor está embutida no valor do prêmio. O custo de confecção da apólice, bem como o IOF (Imposto sobre Operações Financeiras) e o adicional de fracionamento não estão.

INICIO\_VIG: Variável que corresponde à data de início de vigência da apólice, ou do endosso. Apresentada como anomesdia. Por exemplo: 20030527 (dia 27 de maio de 2003).

FIM\_VIG: Variável que corresponde à data de término de vigência da apólice. Também apresentada como anomesdia.

PERC\_BONUS: Variável que corresponde ao percentual de desconto (bônus) sobre o prêmio total do casco, concedido ao segurado pela não ocorrência de sinistro de casco em contratos anteriores.

PERC\_CORR: Variável que corresponde à taxa de corretagem (sobre o prêmio do seguro) recebida pelo corretor como remuneração pela venda do contrato, além de seu papel de intermediário legal entre a seguradora e o segurado no decorrer da vigência.

SEXO: Variável que corresponde ao sexo do principal condutor do veículo (aquele que utiliza o veículo em mais de 75% do tempo), de acordo com a seguinte classificação: Masculino = M, Feminino = F e Pessoa Jurídica = J.

DATA\_NASC: Variável que corresponde a data de nascimento do principal condutor do veículo. Em caso de pessoa jurídica, esta célula é preenchida com o valor 00000000.

CEP: Variável que corresponde ao código de endereçamento postal (CEP) da residência do principal condutor.

IND\_CASCO: Variável que corresponde ao valor total da indenização, paga pela seguradora ao segurado, caso ocorra sinistro de casco.

IND\_RCDM: Variável que corresponde ao valor total da indenização, paga pela seguradora, caso ocorra de sinistro de responsabilidade civil facultativa de veículos para danos materiais.

IND\_RCDP: Variável que corresponde ao valor total da indenização, paga pela seguradora, caso ocorra de sinistro de responsabilidade civil facultativa de veículos para danos pessoais.

IND\_APP: Variável que corresponde ao valor total da indenização, paga pela seguradora, caso ocorra de sinistro de acidentes pessoais de passageiros.

IND\_OUTROS: Variável que corresponde ao valor total da indenização, paga pela seguradora, caso ocorra de sinistro para as coberturas de acessórios, equipamentos, carrocerias, assistência 24 horas, carro reserva, cobertura contra quebra de vidros etc.

VAL\_SALVAD: Variável que corresponde ao valor do salvado<sup>4</sup> e/ou ressarcimento recebido pela seguradora após a indenização de um sinistro.

D\_SALVAD: Variável que corresponde à data de recuperação do salvado e/ou ressarcimento.

D\_AVI\_CASC: Variável que corresponde à data do aviso do sinistro de casco.

D\_AVI\_RCDM: Variável que corresponde à data do aviso do sinistro de responsabilidade civil facultativa de veículos para danos materiais.

D\_AVI\_RCDP: Variável que corresponde à data do aviso do sinistro de responsabilidade civil facultativa de veículos para danos pessoais.

D\_AVI\_APP: Variável que corresponde à data do aviso do sinistro de acidente pessoal de passageiros.

D\_LIQ\_CASC: Variável que corresponde a data de liquidação do sinistro de casco.

D\_LIQ\_RCDM: Variável que corresponde a data de liquidação do sinistro de responsabilidade civil facultativa de veículos para danos materiais.

D\_LIQ\_RCDP: Variável que corresponde a data de liquidação do sinistro de responsabilidade civil facultativa de veículos para danos pessoais.

D\_LIQ\_APP: Variável que corresponde a data de liquidação do sinistro de acidente pessoal de passageiros.

D\_OCORR: Variável que corresponde à data de ocorrência do sinistro.

CAUSA: Variável que corresponde a causa geradora do sinistro, conforme a Tabela 6.

---

<sup>4</sup>Salvados são os objetos resgatados de um sinistro e que ainda possuem valor econômico.

Tabela 6: Possíveis Causas de Sinistros

Código	Causa
1	Roubo ou furto
2	Colisão parcial (perdas com magnitudes entre o valor da franquia e 75% do limite máximo de indenização)
3	Colisão perda total (perdas com magnitudes maiores ou iguais do que 75% do limite máximo de indenização)
4	Incêndio
5	Assistência 24h
9	Outros

# Livros Grátis

( <http://www.livrosgratis.com.br> )

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)  
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)  
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)  
[Baixar livros de Matemática](#)  
[Baixar livros de Medicina](#)  
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)  
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)  
[Baixar livros de Meteorologia](#)  
[Baixar Monografias e TCC](#)  
[Baixar livros Multidisciplinar](#)  
[Baixar livros de Música](#)  
[Baixar livros de Psicologia](#)  
[Baixar livros de Química](#)  
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)  
[Baixar livros de Serviço Social](#)  
[Baixar livros de Sociologia](#)  
[Baixar livros de Teologia](#)  
[Baixar livros de Trabalho](#)  
[Baixar livros de Turismo](#)