

Regressão por Variáveis Instrumentais para Testar a Existência de Assimetria Informacional no Mercado Brasileiro de Seguros de Automóveis

Bruno C. Aurichio Ledo*

7th July 2012

Abstract

Muitos artigos já testaram a existência de assimetria informacional no mercado de seguros de automóveis, no entanto, o problema da endogeneidade no histórico de risco dos segurados continua sem uma solução definitiva. O presente trabalho propõe o uso da taxa de comissão dos corretores como instrumento do histórico de risco dos segurados (medido pelo sistema de bônus utilizado pelas seguradoras). 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 (2000) e Cohen (2005).

Palavras-Chave: Assimetria de Informação, Mercado de Seguros, Variáveis Instrumentais.

Classificação JEL: D40, D80, D82, L1.

Área ANPEC: 7 (Microeconomia, Métodos Quantitativos e Finanças)

*Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto - Universidade de São Paulo
- bruno@fearp.usp.br

Testing for Asymmetric Information in Brazilian Auto-Insurance Market Using Instrumental Variable

Bruno C. Aurichio Ledo*

7th July 2012

Abstract

Some papers have already tested for the existence of asymmetric information in the automobile insurance market. However, the problem of endogeneity in the past driving records remains without a definitive solution. The present paper proposes the use of brokerage fee as an instrument of the past driving records (measured by the bonus system used by insurers). This methodology allows us to expand the sample to insurees where informational asymmetry is potentially greater, keeping the consistency of the estimates. Using data on the Brazilian auto insurance market, we conclude that: (i) there is no evidence of relevant asymmetric information to the youth group, (ii) there is asymmetric information within the group of experienced insurees. These results corroborates those obtained by Salanié and Chiappori (2000) and Cohen (2005).

Keywords: Asymmetric Information, Insurance Market, Instrumental Variables.

JEL Classification: D40, D80, D82, L1.

Anpec Area: 7 (Microeconomics, Quantitative Methods e Finance)

*University of Sao Paulo - bruno@fearp.usp.br

1 Introdução

Na presença de assimetria informacional no mercado de seguros de automóveis, a teoria econômica prevê que segurados mais arriscados demandarão apólices com maiores coberturas (Chiappori et al, (2006)). A metodologia comumente utilizada para testar esta previsão consiste em verificar se existe correlação positiva entre cobertura e risco (aproximadamente mensurados), condicional a um conjunto de informações observáveis do segurado

Uma variável importante contida no conjunto de informações observáveis do segurado é seu histórico de risco. No Brasil, as seguradoras 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."

Embora muitos artigos já testaram a existência de assimetria informacional no mercado de seguros de automóveis¹, o problema da endogeneidade no histórico de risco do segurado continua sem uma solução definitiva. Como medida paliativa, Chiappori e Salanié (2000) sugerem que os testes devam considerar apenas os segurados com pouca experiência ao volante. Nesta subamostra, por construção, os segurados terão pouco histórico de risco. Logo, o problema da endogeneidade é minimizado. Seguindo esta metodologia, os autores não encontraram evidências estatísticas da existência de assimetria informacional no mercado segurador francês.

Cohen (2005) critica a metodologia proposta por Chiappori e Salanié (2000). O argumento é que, caso exista assimetria informacional, ela será mais relevante justamente na

¹As principais referências são: 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), Cohen (2005), Dardanoni e Li Donni (2008) e Cohen e Siegelman (2010).

amostra de segurados mais experientes, onde a endogeneidade do histórico de risco é um problema potencialmente maior. Para confirmar seu argumento, Cohen (2005) implementou a mesma técnica econométrica em duas subamostras distintas: uma de segurados inexperientes e outra de segurados experientes. Na primeira subamostra não foram encontradas evidências estatísticas de existência de assimetria informacional, resultado que se alinha ao encontrado em Chiappori e Salanié (2000). Por outro lado, na amostra de segurados mais experientes, encontrou-se evidências de assimetria informacional. No entanto, variáveis sobre o histórico de risco dos segurados foram incluídas nos testes sem que o problema de endogeneidade fosse discutido.

O presente trabalho propõe o uso da taxa de comissão dos corretores como variável instrumental do histórico de risco dos segurados. Desta maneira, será possível estimar consistentemente a eventual correlação entre risco e cobertura no mercado de seguros de automóveis, em qualquer subamostra.

Mais especificamente, para que a taxa de comissão do corretor seja um instrumento legítimo do histórico de risco do segurado (medido pelo sistema de bônus), duas condições devem ser simultaneamente satisfeitas: (i) a taxa de comissão não pode estar correlacionada com a variável dependente (no caso, o risco do segurado), exceto via variáveis observáveis incluídas na regressão (dentre elas o bônus); e (ii) deve estar correlacionada com a variável endógena (no caso, o bônus do segurado).

A primeira condição requer uma hipótese de identificação. Assume-se que o econometrista seja capaz de observar todas as características relevantes, do contrato e do segurado, que possam afetar a probabilidade de sinistro (por outros canais que não a categoria de bônus). A segunda condição, esta testável, requer que a taxa de comissão dos corretores esteja correlacionada com o bônus.

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. Para cada contrato, há dados sobre coberturas, prêmios, sinistros, veículos e segurados.

Usando a comissão do corretor como instrumento do bônus, testou-se a existência de assimetria informacional 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 maneira: a Seção 2 apresenta 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. A Seção 3 apresenta a base de dados e algumas estatísticas descritivas da amostra usada nos testes. A Seção 4 apresenta a metodologia que justifica o uso da taxa de comissão dos corretores como instrumento da variável endógena bônus. A Seção 5 apresenta o teste de assimetria de informação e seus resultados. Na Seção 6, apresenta-se a conclusão.

2 Modelo

Esta seção apresenta um breve resumo do modelo proposto por Chiappori, Julien, Salanié e Salanié (2006) e Koufopoulos (2007). Este é um modelo misto, que nos permite estudar seleção adversa e risco moral simultaneamente.

Considere uma população de agentes e seus automóveis. Cada agente possui um parâmetro θ 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 θ 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, definida como $R(L_i) \geq 0$ para todo $L_i > 0$ e $R(0) = 0$. Denota-se 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 definida 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 $c \geq 0$ por contrato e um custo fixo $c' \geq 0$ por sinistro. Assim, seu lucro esperado ao oferecer um contrato $C = (R, y)$ à um agente com risco *ex post* $\sum_{i=1}^N p_i$ será

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

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 Γ_1 e Γ_2 , onde $\Gamma_2 = \Gamma_1 + \varepsilon$ e $E(\varepsilon|\Gamma_1) = 0$, o agente prefere a loteria Γ_1 a loteria Γ_2 para todo $\varepsilon \neq 0$.

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 $\pi(C_1) \geq \pi(C_2)$. 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

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

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:

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

Esta proposição decorre diretamente da hipótese H5, da equação (3) e da inequação (4). O lado esquerdo de (5) apresenta a despesa esperada da seguradora com o contrato C_2 . Note que, a função indenização do contrato C_2 ($R_2(L_i)$) é avaliada sob a distribuição de perdas dos agentes que, de fato, demandaram este contrato ($p_i(C_2)$). Do lado direito, tem-se a função indenização do contrato C_2 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. Para a execução deste trabalho a SUSEP disponibilizou apenas os 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.

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; (3) Apenas contratos com cobertura compreensiva (esse tipo de cobertura está presente em mais de 99% dos contratos). (4) Apenas contratos de pessoas-físicas (excluimos contratos de empresas); (5) Apenas contratos com um único veículo assegurado (excluimos apólices coletivas). Feitos os cortes, nossa amostra ficou com 201.547 contratos. Daqui em diante, chamaremos de C_1 o contrato com franquia normal e C_2 o contrato com franquia reduzida.

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

Contrato	Frequência	Porcentagem
C_1	181.856	90,23
C_2	19.691	9,77
Total	201.547	100,00

A Tabela 2 apresenta a distribuição de ocorrências de sinistro. Vemos que 97,42% dos contratos não reportaram sinistros.

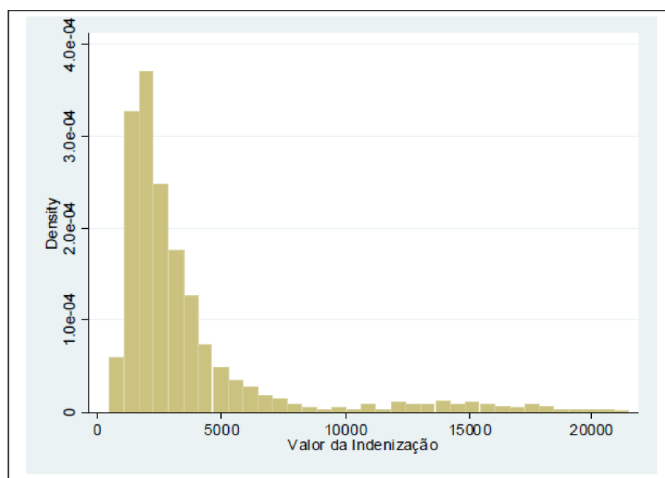
Tabela 2. Ocorrência de Sinistro

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

A Figura 1 apresenta o histograma das indenizações positivas. Por motivo de escala,

suprimiu-se 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.

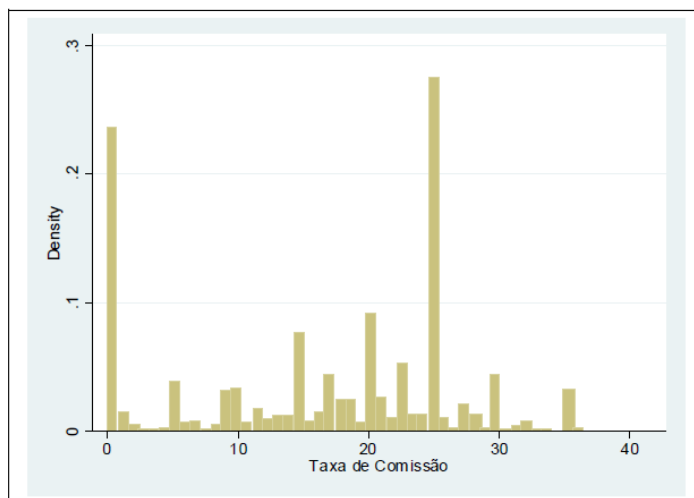
Figura 1. Histograma das Indenizações* (em Reais)



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

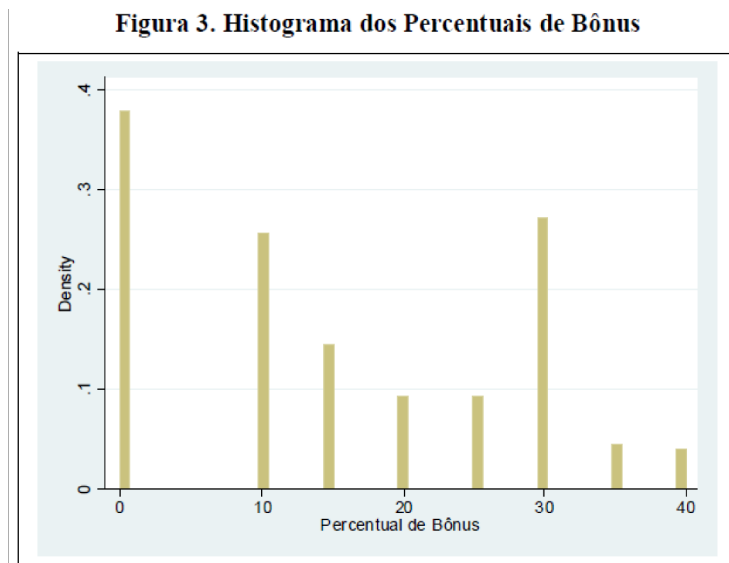
A Figura 2 apresenta o histograma das taxas de comissão escolhidas pelos corretores em nossa amostra. Esta variável será usada como instrumento do bônus.

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.



4 Comissão do Corretor Como Instrumento do Histórico de Risco do Segurado (Bônus)

Considere a seguinte equação estrutural:

$$y = \beta_0 + \beta_1 z + \beta_2 b + \beta \mathbf{X} + \epsilon \quad (6)$$

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

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 \mathbf{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 ϵ (habilidade ao volante, por exemplo). Logo, a variável b é endógena em (6), isto é, $Cov(b, \epsilon) \neq 0$.

O objetivo deste estudo 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 β_1 . Propõe-se, 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). Assumiremos 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 :²

$$b = \delta_0 + \delta_1 z + \delta_2 c + \boldsymbol{\delta X} + v \quad (11)$$

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.

²Esta regressão corresponde ao primeiro estágio de um 2SLS.

Tabela 4. Regressões da Forma Reduzida (Bônus)

	Até 21 anos		Todas as Idades	
	Coef.	Desvio	Coef.	Desvio
Tipo de Franquia (z)	0,0540	0,0505	0,0803*	0,0031
Taxa de Comissão (c)	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 ($\delta_2 \neq 0$). Utilizando um modelo de search sequencial, Ledo (2011) mostra que quanto menor o prêmio do seguro, menor o incentivo do segurado 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 :

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

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, ε 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 identificação.

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.

	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 β_1 é positivo, porém não significativo no grupo de segurados com idade inferior a 21 anos. Por outro lado, β_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

Este artigo apresenta uma solução alternativa para o problema da endogeneidade no histórico que risco dos segurados nos testes de assimetria de informação. Propõe-se utilizar a taxa de comissão dos corretores como instrumento do histórico de risco dos segurados. Com esta metodologia, pode-se ampliar o teste para amostras com segurados mais experientes, mantendo a consistência dos resultados. Utilizando dados sobre o mercado brasileiro, replicamos os testes de Chiappori e Salanié (2000) e Cohen (2005) e concluímos haver assimetria relevante no mercado segurador brasileiro no grupo de segurados mais experientes.

6 Referências Bibliográficas

AKERLOF, G., "The Market for Lemons: Quality Uncertainty and the Market Mechanism", Quarterly Journal of Economics, 1970, vol 89, pp. 488-500.

ARNOTT, R. e STIGLITZ, J., "The Basic Analytics of Moral Hazard", Scandinavian Journal of Economics, 1988, vol. 90, pp. 383-413.

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.

_____. "Asymmetric Information in Insurance Markets: Empirical Assessments", a ser publicado no Handbook of Insurance, 2 edição (G. Dionne), 2012.

CHIAPPORI, P. A., JULLIEN, B., SALANIÉ, B., e SALANIÉ, F., "Asymmetric Information in Insurance: General Testable Implications", Rand Journal of Economics, 2006.

COHEN, A., "Asymmetric Information and Learning: Evidence from the Automobile Insurance Market", The Review of Economics and Statistics, 2005, Vol. 87, pp. 197-207.

COHEN, A. e SIEGELMAN, P., "Testing for Adverse Selection in Insurance Markets", *Journal of Risk and Insurance*, 2010.

DARDANONI, V. e LI DONNI, P., "Testing For Asymmetric Information In Insurance Markets With Unobservable Types," *Health, Econometrics and Data Group (HEDG), Working Papers*, (2008).

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.

FINKELSTEIN, A. e MCGARRY, K., "Multiple Dimensions of Private Information: Evidence from the Long-Term Care Insurance Market", *Mimeo*, 2004.

GOURIÉROUX, C., MONFORT, A., RENAULT, E. e TROGNON, A., "Generalized Residuals", *Journal of Econometrics*, 1987, vol. 34, pp.5-32.

KOUFOPOULOS, K., "On the positive correlation property in competitive insurance markets", *Journal of Mathematical Economics*, 2007.

LEDO, B. C. A., "Competição em Preços entre Corretores de Seguros de Automóveis", *Estudos Econômicos*, 2011.

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.

ROTHSCHILD, 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.