

Seguros de automóvel no Brasil: concentração e demanda de mercado

Vivileine Maria Peres¹

 <https://orcid.org/0000-0003-3432-6319>
E-mail: vivileineviv@hotmail.com

Wilfredo L. Maldonado²

 <https://orcid.org/0000-0001-9576-9418>
E-mail: wilfredomaldonado86@gmail.com

Oswaldo Candido³

 <https://orcid.org/0000-0002-4850-6989>
E-mail: osvaldoc@ucb.br

¹ Banco do Brasil, Diretoria de Estratégia e Organização, Brasília, DF, Brasil

² Universidade Federal de Goiás, Faculdade de Administração, Ciências Contábeis e Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Goiânia, GO, Brasil

³ Universidade Católica de Brasília, Escola de Humanidades, Negócios e Direito, Programa de Pós-Graduação em Economia, Brasília, DF, Brasil

Recebido em 26.06.2018 – Desk aceite em 23.07.2018 – 3ª versão aprovada em 29.12.2018 – Ahead of print em 06.05.2019
Editor Associado: Luís Eduardo Afonso

RESUMO

Este trabalho estuda dois aspectos do mercado de seguros de automóvel no Brasil: o primeiro visa determinar o grau de competitividade das empresas que o compõem e, o segundo, estimar e analisar a demanda por seguros de automóveis. A maioria de estudos no Brasil sobre o setor de seguros de automóveis versa sobre o desempenho das empresas desse setor ou, ainda, mostra estudos regionais da demanda por seguros e seus determinantes. Nesse sentido, este estudo inova os estudos desse setor no Brasil, mostrando, primeiramente, o comportamento próximo do competitivo das firmas e, depois, estimando a demanda por seguros no país. A relevância deste trabalho está na forma ordenada e sequencial de analisar a demanda em um setor. Primeiramente, a identificação do tipo de concorrência que tem lugar no setor e, depois, com base nisso, a proposta de uma forma estrutural fundamentada em decisões otimizadoras para estimar as elasticidades-preço, renda e de poder de mercado da demanda. Além disso, é inegável a importância da análise do setor de seguros por movimentar significativas quantidades de recursos financeiros e prestar um serviço essencial na economia. Com informação sobre a estrutura de mercado e do perfil da demanda do setor seguros de automóveis, é possível propor tanto políticas estratégicas do ponto de vista das firmas individualmente quanto setoriais, visando trazer maior eficiência ao setor. Para analisar a competitividade, são calculadas medidas de concentração utilizando dados mensais agregados anualmente do prêmio de todas as empresas seguradoras do ramo de automóveis, no período de 2001 a 2016. Para estimar a demanda por seguros de automóvel, utilizaram-se dados semestrais de 2002 a 2010 para cada uma das 27 unidades federativas do Brasil. Dois são os resultados apresentados neste estudo. No primeiro, encontramos evidência de pouca concentração no mercado de seguros de automóveis no Brasil, sendo que as parcelas de participação estão bem distribuídas entre as empresas. O segundo mostra a estimação da demanda por seguros de automóveis no Brasil e encontra que a elasticidade de curto prazo da demanda por seguros em relação a prêmio cobrado é da ordem de -0,47, enquanto essa mesma elasticidade, no longo prazo, é de -1,33. Além disso, o lucro defasado tem influência negativa sobre a importância assegurada da ordem de -0,21 no curto prazo e -0,59 no longo prazo. A renda não afeta significativamente a demanda por seguros no Brasil.

Palavras-chave: seguros de automóvel, competitividade, concentração de mercado, demanda por seguros.

Endereço para correspondência

Vivileine Maria Peres

Banco do Brasil, Diretoria de Estratégia e Organização
Rua 16 Sul, Lote 04, Apartamento 603 – CEP 38400-902
Águas Claras – Brasília – DF – Brasil

1. INTRODUÇÃO

O mercado de seguros brasileiro é um dos mais importantes na economia, não apenas por providenciar proteção contra eventos adversos que podem reduzir o patrimônio pessoal ou empresarial, mas também porque movimentam grandes quantidades de recursos financeiros dentro das rendas de propriedade reportadas nas Contas Econômicas Integradas. Em 2016, apenas os rendimentos dos investimentos atribuídos a detentores de apólices de seguros foram de R\$ 10,23 bilhões.

O Brasil caracteriza-se por apresentar um setor de seguros com diversidade de coberturas e personalização. As coberturas são a garantia de proteção contra o risco de determinado evento e são categorizadas e disponibilizadas de acordo com o tipo de seguro contratado. Para o ramo de automóvel, são seis coberturas: danos ao veículo, indenização integral, danos a terceiros, danos aos passageiros, responsabilidade civil e adicionais. Para todo o mercado de seguros temos centenas de coberturas oferecidas nos 95 ramos comercializados no Brasil.

Citando uma empresa seguradora, segundo o jornal Valor Econômico de 7 de novembro de 2017, a BB Seguridade teve lucro líquido de 1,2 bilhão no terceiro trimestre desse ano, mostrando a importância econômica do setor não apenas em volume, mas também em taxa de crescimento, pois esse montante representou uma alta de 20,7% em comparação ao mesmo período de 2016.

Na literatura nacional e internacional, encontramos vários estudos do mercado segurador. Em Sherden (1984), estimam-se os efeitos de preço, renda e percepção de risco sobre a demanda por seguros de automóveis em 359 cidades do estado de Massachusetts, em 1979. Ele encontra que a demanda é inelástica em relação ao preço e à renda e que o volume demandado aumenta substancialmente em áreas de maior densidade populacional. Já Khovidhunkit e Weiss (2005) estudam todos os estados norte-americanos, exceto Washington D.C., por meio de um painel de dados no período de 1982 a 1994. Esses autores encontram que a demanda é positivamente relacionada com a riqueza, com a densidade no trânsito e com o número de automóveis registrados; no entanto, negativamente relacionada com o preço e a idade do condutor. Em Tipurić, Pejić e Pavić (2008), analisa-se a evolução da concentração no mercado de seguros nos países da Europa Central e Oriental desde 1998 até 2006. Além de encontrar uma diminuição do grau de concentração, mostra-se como a privatização das empresas líderes de mercado trouxe benefícios e ampliação da procura por seguros. A Europa Central e a Europa Oriental têm chamado atenção especialmente

devido à abertura de investimentos privados nesse setor. Škuflić, Galetić e Gregurić (2011) analisam a evolução das séries de tempo de três índices de concentração do mercado de seguros [índices de Herfindahl-Hirschman (HHI), CR4 e Gini] na Croácia para o período 1998 a 2010 e concluem que há tendência de redução da concentração desse mercado nos períodos seguintes. Por último, Sharku e Shehu (2016) estudam a evolução da competição no mercado de seguros na Albânia. Com dados de seguros de diversos ramos para o período 2005 a 2015 mostram, por meio dos índices de concentração CR1, CR4 e HHI, que em todos a competição tem aumentado, variando em intensidade nas diversas atividades de seguros.

Na literatura nacional, também encontramos vários estudos do setor. Galiza (1998) apresenta um estudo amostral para os anos de 1995 a 1997, mostrando faturamento, despesas e evolução de estratégias das empresas no setor. Ledo (2005) faz análise da inserção da assimetria de informação na demanda por seguros. Em relação à melhor utilização de recursos, Macedo, Silva e Santos (2006) utilizaram técnicas de análise de envoltório de dados para analisar a eficiência de empresas do setor. Em relação aos fatores que influenciam a demanda por seguros de automóveis, patrimoniais e de vida, França Carvalho e Afonso (2010) testam os efeitos da criminalidade e de variáveis macroeconômicas sobre a demanda por seguros de automóveis em São Paulo no período de 2003 a 2007, encontrando que a criminalidade tem efeito, com retardo na decisão de demanda por seguros. Ainda em Ledo (2011), vai-se além do mercado de ofertantes de seguros e mostra-se como o comportamento estratégico dos corretores de seguros pode distorcer os mecanismos desenhados pelas companhias seguradoras. Para São Paulo, no período de janeiro de 2002 a julho de 2004, mostrou-se que a taxa de comissão esperada do corretor é negativamente relacionada com o prêmio requerido pela seguradora. No livro de Figueiredo (2012), analisa-se o mercado de seguros no Brasil e sua lucratividade. Por último, Freitas (2018) utilizou dados da demanda por seguros de automóveis no Rio de Janeiro no primeiro semestre de 2003 e encontrou elasticidades-preço próprias negativas e cruzadas positivas.

Dada a importância desse setor, este artigo tem dois objetivos específicos: identificar o grau de concentração de mercado no ramo de automóvel e estimar a demanda por seguros de automóveis, tendo como variáveis explicativas o prêmio do seguro, a lucratividade do setor e o nível de renda da população.

A concentração de mercado será analisada acompanhando os índices clássicos de concentração utilizados em organização industrial e utilizando o volume de vendas anuais (construído a partir de dados mensais) de cada companhia seguradora no período de 2001 a 2016. A escolha desse período deu-se devido à disponibilidade de dados e por incluir períodos de turbulência econômica interna e externa, captando eventuais mudanças de concentração a ela devidas. Para estimar a demanda por seguros, utilizaremos dados semestrais de 2002 a 2010 das

27 unidades federativas (UFs) e colocaremos, como variáveis explicativas, o prêmio do seguro, a lucratividade da empresa e a renda disponível do consumidor. Aplicaremos o método de estimação de dados em painel e seus respectivos testes.

O artigo é composto por quatro seções, incluindo esta introdução. Na seção 2, apresenta-se a análise de concentração de mercado para o ramo de automóvel. A seção 3 aborda a estimação de demanda por seguros de automóvel e os dados selecionados para essa estimação. Na seção 4, explicitamos as conclusões do trabalho.

2. ANÁLISE DA CONCENTRAÇÃO DE MERCADO DE SEGURO AUTOMOBILÍSTICO NO BRASIL

A concentração de mercado é um dos aspectos mais relevantes quando se deseja avaliar comportamentos anticompetitivos ou formação de cartéis, implícitos ou explícitos. Esses comportamentos costumam elevar os preços dos produtos ou serviços diminuindo, assim, o bem-estar dos consumidores; nesses casos, a presença de regulação torna-se necessária.

A concentração num mercado pode ser influenciada por estruturas em mercados adjacentes. Por exemplo, o mercado de seguros é fortemente influenciado pelo setor bancário, no qual as recentes fusões e aquisições têm gerado uma ainda maior concentração (ABN Real e Santander, Itaú e Unibanco, Banco do Brasil e Nossa Caixa). Após 1994, o setor financeiro (em particular o bancário) mostrou aumento de concentração, conforme analisado por Silva e Moraes (2006). Em Proner (2011), faz-se um comparativo dessa concentração em 2007 e 2010 para verificar o efeito da crise global sobre o mercado brasileiro. Se, por um lado, o aumento da concentração bancária pode gerar maior confiabilidade aos depositantes, por outro torna a economia mais frágil perante crises, como verificado por Beck, Demirgüç-Kunt e Levine (2006).

Nesta seção, será analisado o nível de concentração do mercado de seguros de automóveis, utilizando dados anuais no período 2001 a 2016 do prêmio recebido por cada seguradora. Esses dados são fornecidos com frequência mensal pela Superintendência de Seguros Privados (Susep) em seu *site* na área de Estatística do Mercado.

Serão utilizados seis índices da literatura de organização industrial para analisar o nível de concentração desse mercado. A descrição detalhada pode ser encontrada em Pisanie (2013). Para apresentá-los, será suposto que existem $N \geq 2$ empresas no mercado e que cada uma tem uma parcela de participação na oferta da indústria dada por s_i , $i = 1, 2, \dots, N$; essa parcela é definida como a oferta da empresa dividida pela oferta total da indústria. Para

atender as especificações de todos os índices, suporemos que $s_1 \geq s_2 \geq \dots \geq s_N$. Assim, podemos definir os índices de concentração a seguir:

- Índice de Herfindahl-Hirschman (HHI) – Proposto por Herfindahl (1950) e Hirschman (1945), é calculado como a soma dos quadrados das participações das empresas na oferta de mercado. A fórmula é:

$$HHI = \sum_{i=1}^N s_i^2$$

Seu valor varia entre 1 quando o mercado é totalmente concentrado e $1/N$ para o caso de distribuição uniforme da oferta.

- Índice de concentração alargado (*comprehensive concentration index* – CCI) – Também conhecido como índice de Horvath (Horvath 1970), insere peso adicional $(2 - s_i)$ às firmas com menor participação de mercado, tornando seu valor mais homogêneo. A fórmula é dada por:

$$CCI = s_1 + \sum_{i=2}^N s_i^2 (2 - s_i)$$

Seu máximo valor é 1 quando temos um monopólio, e Marfels (1971) mostrou que seu valor mínimo depende do número de participantes e é igual a $(3N^2 - 3N + 1)/N^3$. À medida que o número de participantes aumenta, tornando esse mercado mais competitivo, o valor mínimo tende a 0.

- Índice de Rosenbluth ou Hall e Tideman (HTI) – Este índice pondera a participação de mercado de cada firma pela ordem de grandeza que ela tem na oferta total.

$$HTI = \left[\left(2 \sum_{i=1}^N is_i \right) - 1 \right]^{-1}$$

Esse índice varia de 1 (concentração total) a $1/N$ (distribuição uniforme da oferta).

- d. Índice Linda (LI) – Além de mensurar o grau de concentração, busca descrever um critério para avaliar estruturas oligopolistas que possam estar presentes. Esse índice foi desenvolvido por Linda (1976) e Vankerkem (1995). Segundo Vankerkem (1995),

$$LI = \frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} Q_i$$

Nessa fórmula, $Q_i = [(N-i) \sum_{k=1}^i s_k] / [i \sum_{k=i+1}^N s_k]$; ou seja, a razão entre a participação média das maiores empresas e a participação média das $N-i$ menores. Note que, caso exista um oligopólio, o comportamento de Q_i aumenta à medida que aumenta, para depois decrescer (quando começam a ser incluídas as firmas que não pertencem ao oligopólio). Esse índice tem seu menor valor quando a distribuição da oferta é uniforme e, nesse caso, $LI = 1/N$. A diferença dos outros índices, à medida que o mercado se aproxima de um monopólio, assumirá valores ilimitadamente grandes.

- e. Coeficiente de Gini (GC) – Proposto por Gini (1912), originalmente utilizado para medir a desigualdade de renda, é também utilizado em diversos trabalhos para medir a desigualdade em exportações, produção ou disponibilização de serviços, uma vez que uma concentração elevada implica em uma desigualdade maior. No nosso caso, o índice é dado por:

$$GC = 1 - \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N s_i(2i-1)$$

Com distribuição uniforme da oferta de mercado, o índice de Gini é 0; já com total concentração, é $1 - N^{-1}$, que se aproxima de 1 à medida que o número de firmas aumenta.

- f. Índice Hannah and Kay α [HK(α)] – Utilizando as parcelas de participação de cada empresa e um parâmetro $\alpha > 0$ e $\alpha \neq 1$, o HK(α) é calculado pela seguinte fórmula:

$$HK(\alpha) = \left[\sum_{i=1}^N s_i^\alpha \right]^{\frac{1}{\alpha-1}}$$

Esse índice assume o valor 1 no caso de concentração total (monopólio) e seu mínimo valor é $1/N$ no caso de $\alpha > 1$. Notemos que $HK(2) = HHI$, e se colocarmos $\alpha > 2$ estaremos aumentando a curvatura do índice, capturando desvios da distribuição uniforme da oferta com maior facilidade.

Dessa forma, agregamos os dados mensais de prêmios pagos às seguradoras de automóveis fornecidos pela Susep para obter ofertas anuais. Assim, construímos os índices de concentração descritos e analisamos a evolução desses para todo o período. A Figura 1 mostra a evolução desses índices no período 2001 a 2016.

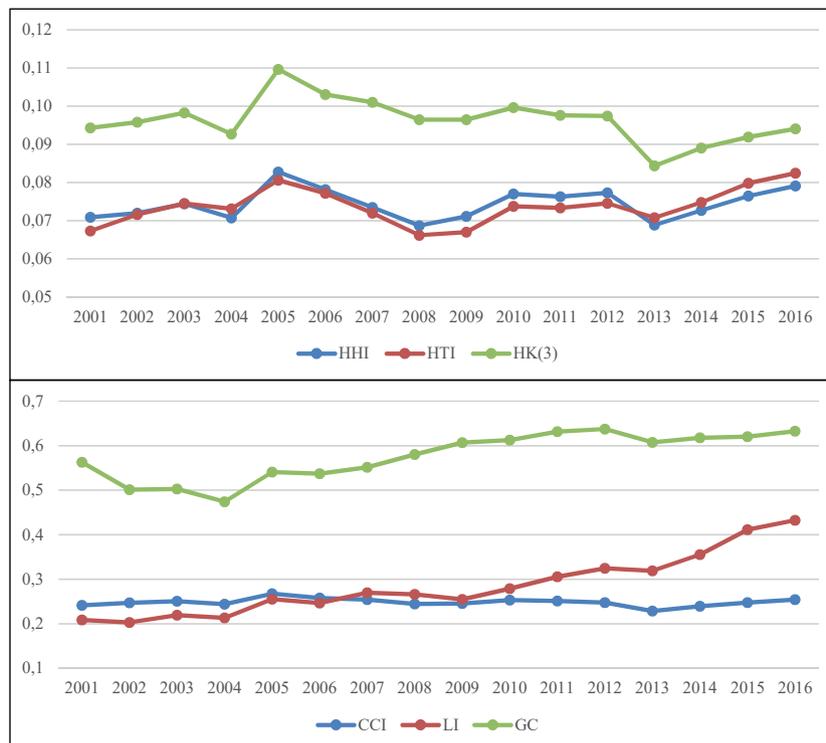


Figura 1 Evolução dos índices de concentração no mercado de seguros de automóveis no Brasil. Período 2001-2016
CCI = comprehensive concentration index; GC = coeficiente de Gini; HHI = índice de Herfindahl-Hirschman; HK = índice de Hannah e Kay; HTI = índice de Hall e Tideman; LI = índice Linda.

Fonte: Elaborada pelos autores.

O número de empresas que oferecem seguros de automóveis e que estão registradas na base de dados da Susep varia de ano a ano. No período analisado, esse número varia entre 100 e 120 firmas. Porém, aproximadamente 30% oferecem 95% do prêmio total negociado cada ano. Por isso colocamos, como ponto de corte, as maiores firmas que, no total, oferecem 95% dos seguros (prêmios) cada ano. Assim, encontramos que

entre 26 e 38 firmas foram as responsáveis por essa oferta. Dessa maneira, o número médio de firmas responsáveis por 95% da oferta de seguros de automóveis no período é $N = 32,56$. Será esse o número que utilizaremos para colocar o limite de concorrência perfeita em cada um dos índices, como indicado em suas descrições. A Tabela 1 mostra as estatísticas descritivas dos índices no período 2001-2016.

Tabela 1

Estatísticas descritivas dos índices de concentração e valores limites entre monopólio e concorrência perfeita

	HHI	CCI	HTI	LI	GC	HK(3)
Média	0,074	0,249	0,074	0,285	0,576	0,096
Desvio padrão	0,004	0,009	0,005	0,069	0,053	0,006
Mediana	0,074	0,248	0,074	0,268	0,594	0,096
Máximo	0,083	0,268	0,082	0,433	0,637	0,110
Mínimo	0,069	0,229	0,066	0,203	0,474	0,084
Monopólio	1,000	1,000	1,000	Infinito	0,969	1,000
Concorrência perfeita	0,031	0,089	0,031	0,031	0,000	0,031

CCI = comprehensive concentration index; GC = coeficiente de Gini; HHI = índice de Herfindahl-Hirschman; HK = índice de Hannah and Kay; HTI = índice de Hall e Tideman; LI = índice Linda.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Para o HHI, Resende (1994) propõe o seguinte critério de classificação: $HHI \in]0,0.01]$ indica um mercado altamente concorrencial, mas se $HHI \in]0.01,0.15]$, temos indicação não concentrada, com bom nível de concorrência. No intervalo $HHI \in]0.15,0.25]$ existe concentração, mas é moderada. Para valores de $HHI \in]0.25,1.0]$, a concentração é considerada alta. O valor médio observado foi de 0,074, com valores que vão de 0,069 a 0,083, indicando um setor com pouca concentração.

Para o número médio de firmas no período, o valor do índice CCI que corresponderia à concentração nula é de 0,089 e, para concentração, total 1,0. Na nossa análise, o índice tem valor médio de 0,249 com desvio padrão muito pequeno (0,009), indicando, assim, pouca concentração.

O HTI correspondente à distribuição uniforme da oferta entre as firmas da indústria é $1/N = 0,031$ e para monopólio é 1. Os valores desse índice observados no período variam entre 0,066 e 0,082, com desvio padrão de 0,005, o que permite concluir que o mercado não tem concentração relevante.

O valor do LI tem a desvantagem de pertencer a um intervalo ilimitado; está entre $1/N = 0,031$ para o caso de distribuição uniforme das parcelas de participação e infinito para o caso de mercado totalmente concentrado. Neste estudo, os valores variaram entre 0,203 e 0,433, o que indica mercado pouco concentrado, mas o mais importante é que os valores de Q_i observados não

mostraram crescimento acentuado, com quedas bruscas à medida que a participação agregada aumenta, em todos os anos do período. A partir disso, podemos afirmar que também não há indícios de existência de oligopólios.

Com o valor médio de N no período, o $GC \in [0, 0.969]$ vem sendo 0 no caso de distribuição uniforme da oferta de seguros e 0,969 para o caso de monopólio. Em nosso caso, os valores oscilaram entre 0,474 e 0,637, o que pode indicar um mercado com concentração moderada. Esse é o único indicador que não mostra baixa concentração.

Por último, avaliamos o índice $HK(\alpha)$, com parâmetro $\alpha = 3$ para poder colocar uma maior curvatura às parcelas de participação daquela colocada pelo HHI e observar a sensibilidade do índice à presença de pouca concentração. Notemos que, em relação ao HHI, o $HK(3)$ médio no período é 0,096, o que ainda representa um valor próximo ao HHI e corresponde à pouca concentração.

Assim, pelos resultados descritos, podemos concluir que o mercado de seguros de automóveis no Brasil não apresentou sinais de concentração na oferta no período de 2001 a 2016, e que se assemelha mais a um mercado em concorrência perfeita ou com baixa concentração.

Por essa abordagem, percebe-se que essas empresas seguradoras no mercado de automóveis atuam com intensidade parecida nesse ramo, embora sejam concorrentes entre si. Quando, em um mercado, a geração do serviço ou oferta do produto está disseminada em várias firmas independentes quanto ao controle de umas pelas outras,

sem existência de concentração, de forma que nenhuma possa ter influência perceptível sobre o nível de preços, pode-se admitir a perfeita (ou quase perfeita) competição. Stigler (1983) mostra que, em geral, para um mercado ser considerado competitivo, são condições necessárias:

- Numerosos participantes no mercado, tanto do lado da oferta como do lado da demanda, sendo que nenhum deles pode abarcar fatia considerável do mercado em face dos demais;
- Concorrência impessoal entre os participantes do mercado e ausência de poder para que qualquer um possa influenciar seu comportamento;
- Os participantes devem ter perfeito conhecimento do mercado no que se refere a preços, à quantidade e à qualidade dos bens que desejam transacionar e à tecnologia.

Para Leite e Santana (1998), se a falta de competição assegura a obtenção garantida de lucros, em contrapartida afeta a eficiência na alocação de recursos. A mesma situação pode ocorrer em relação à eficiência organizacional e administrativa. Os autores discutem sobre o nível de concentração influenciando nas relações intersetoriais, em uma indústria de bens de capital de estrutura oligopolista,

analisando como a alta concentração afetará seus preços que, por sua vez, afetarão os preços e os processos de produção em outras indústrias, caso essas sejam consumidoras de bens da primeira indústria. Dentre alguns fatores que contribuem para o aumento do grau de concentração, Leite e Santana (1998) destacam crescimento interno das firmas, fusões, *joint-ventures*, diminuição ou aumento do mercado de determinado bem, desenvolvimento tecnológico e políticas governamentais. Em uma indústria em que se verifica elevada concentração, ocorre também maior desigualdade relativa ao tamanho das empresas. Essa elevada concentração não foi percebida ou identificada no mercado de seguros de automóvel no Brasil.

Vale a pena destacar os comentários de Davis e Garcés (2009) em relação à análise dos índices de concentração. Para eles, índices de concentração são indicadores estruturais de mercado que servem como primeira análise da conduta industrial e da sua performance. Todavia, esses não são determinantes para concluir o regime de competição. Já Sutton (1991, 1998) afirma que preços são dependentes da estrutura de mercado quando as decisões são feitas em um jogo de dois estágios (decisão de entrada inicialmente e depois decisão de competição em algum grau ou coalisão). O grau de resposta das firmas a mudanças nas condições de demanda pode proporcionar informação sobre seu poder de mercado.

3. ESTIMAÇÃO DA DEMANDA POR SEGUROS DE AUTOMÓVEIS

Nesta seção será feita a estimação da demanda por seguros de automóveis no Brasil. Visto que o setor apresenta um comportamento próximo daquele em concorrência perfeita, conforme analisado na seção 2, a análise dessa demanda será feita supondo que o prêmio pago pelo segurado está próximo da probabilidade de sinistro. A seguir, explicamos o fundamento econômico dessa demanda.

Os consumidores tomam suas decisões de aquisição de seguros avaliando a utilidade esperada do patrimônio no final do período. Esse patrimônio final depende do patrimônio corrente (relacionado com sua renda corrente), do valor que está exposto ao risco, do preço do seguro e da probabilidade de ocorrência de um sinistro para o bem segurado. O consumidor racional segura parte ou a totalidade do valor em risco. Na prática, os consumidores podem adquirir seguro para cobrir o valor em risco ou,

ainda, um valor um pouco maior. Por exemplo, no seguro de veículos de carros 0 km, é possível segurar até 110% do valor do veículo e, dessa forma, garantir o poder de compra em caso de sinistro.

Especificamente, suponha que o segurado tem patrimônio W_0 e dele pode sofrer uma perda $L \in [0, W_0]$ com probabilidade $\pi \in [0, 1]$. Se a seguradora oferece um seguro com prêmio $c \in [0, 1]$ (preço de cada unidade monetária segurada), qual valor ele colocará no seguro? Seja $l \in [0, L]$ o valor que ele decide colocar no seguro, se a utilidade esperada do segurado é $u(z)$, então ele escolherá l resolvendo:

$$\max_{l \in [0, L]} \pi u(W_0 - L + l - cl) + (1 - \pi)u(W_0 - cl)$$

A condição de primeira ordem para solução interior resulta:

$$(1 - c)\pi u'(W_0 - L + (1 - c)l) - c(1 - \pi)u'(W_0 - cl) = 0$$

1

Em ambiente totalmente competitivo e negligenciando os custos administrativos, as firmas colocam, como valor de prêmio, seu custo marginal, ou seja, a probabilidade

de sinistro, $c = \pi$, o que faz com que o segurado compre o seguro total. Como a análise da seção anterior mostrou que a concorrência é próxima da concorrência perfeita,

consideramos $c = (1 + \gamma)\pi$, ou seja, $\pi = (1 + \gamma)^{-1}c$, em que γ é o *mark-up* da firma ou fator de lucratividade. Substituindo na equação 1:

$$(1 - c)(1 + \gamma)^{-1}u'(W_0 - L + (1 - c)l) - (1 - (1 + \gamma)^{-1}c)u'(W_0 - cl) = 0 \quad 2$$

Assim, resolvendo a equação 2, teremos a demanda por seguros dada por:

$$l = l(c, \gamma, W_0, L) \quad 3$$

Em geral, a equação 2 define implicitamente a importância segurada l como função do preço do seguro c , do fator de lucratividade γ , da riqueza do indivíduo W_0 e do valor em risco L , não observável. No Anexo A, calculamos explicitamente o montante segurado em função dessas outras variáveis para o caso de uma função de utilidade *constant relative risk aversion* (CRRA) e ilustramos como, ainda nesse caso específico, o sinal da

resposta de l em relação a c e a γ é indeterminado e, em relação a W_0 , pouco significativo. Por isso, precisamos de uma análise empírica que determine esses sinais e suas magnitudes.

Como temos variáveis não observáveis no modelo (e.g. o valor em risco L), que além de serem específicas para cada indivíduo podem variar ao longo do tempo, incluiremos estas componentes no modelo econométrico. Esse modelo é conhecido na literatura como *two-way error component model*. Nesses termos, a equação log-linearizada da demanda por seguros de automóveis é dada por:

$$\ln(\text{imp})_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{pre})_{i,t} + \beta_2 \ln(\text{luc})_{i,t} + \beta_3 \ln(\text{indv})_{i,t} + \alpha_i + \lambda_t + u_{i,t} \quad 4$$

em que imp é importância segurada, pre é o prêmio por unidade segurada, luc é a lucratividade por unidade segurada e indv é o índice de vendas no varejo. O parâmetro α_i representa o efeito indivíduo-específico não observável, λ_t representa os efeitos tempo-específicos não observáveis $u_{i,t}$ e é o termo aleatório médio 0 e variância constante. Para mais detalhes sobre esse tipo de modelagem, tanto do ponto de vista estático quanto dinâmico, ver Baltagi (2005). Detalhes do processo de log-linearização de uma função definida implicitamente por uma equação estão no Anexo B.

Para conseguir estimativas consistentes dos coeficientes na equação 4, utilizamos quatro estimadores: mínimos quadrados ordinários com dados empilhados (*pooled ordinary least squares* – POLS), OLS para os dados transformados, efeitos fixos (EF) e efeitos aleatórios (EA) e o método estimador dos momentos generalizados (*generalized method of moments* – GMM), de Arellano e Bond (1991) (AB), para painel dinâmico. As variáveis utilizadas no modelo empírico foram calculadas a partir dos dados obtidos nos boletins estatísticos do ramo de automóveis na Susep. Tais variáveis estão na frequência semestral do primeiro semestre de 2002 ao segundo

semestre de 2010 (último semestre disponibilizado pela instituição) para cada UF do Brasil, ou seja, os indivíduos estão agregados por UF (26 estados e o Distrito Federal) ao longo de 18 semestres.

A Tabela 2 apresenta algumas estatísticas descritivas (painel A) e a matriz de correlações entre as variáveis utilizadas no modelo (painel B). A partir dessa tabela é possível inferir sobre o comportamento incondicional das variáveis. Podemos perceber, por meio do painel A, que a lucratividade (luc) é a única variável que apresenta excesso de curtose (caudas pesadas) e assimetria à direita, enquanto as demais apresentam assimetria à esquerda e platicurtose (caudas finas). Observando o coeficiente de variação, verificamos que o índice de vendas tem a maior variação em relação à média do que as demais variáveis.

Quando observamos o painel B, percebemos que, incondicionalmente, o prêmio e a lucratividade são negativamente relacionados com a importância segurada e o índice de vendas positivamente relacionado a essa, o que aparentemente é intuitivo. Na primeira afirmação, é esperado que prêmio e a lucratividade da firma estejam diretamente relacionados; já na última, quanto mais aquecida a economia, maior pode ser a demanda por seguros.

Tabela 2

Estatísticas descritivas e matriz de correlações

A – Estatísticas descritivas							
Variável	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo	Assimetria	Curtose	Coefficiente de variação
imp	13,3646	1,6084	9,5393	17,3973	-0,3160	2,5689	0,1203
pre	-8,5598	0,2253	-9,3150	-7,9321	-0,0375	2,4527	-0,0263
luc	-4,6611	0,2262	-5,2727	-3,7840	0,7985	4,2467	-0,0485
indv	0,6997	0,1902	-0,0208	1,0536	-0,1655	1,7890	0,2718
B – Matriz de correlações							
	imp	pre	luc	indv			
imp	1,00	-	-	-			
pre	-0,22	1,00	-	-			
luc	-0,47	0,59	1,00	-			
indv	0,17	-0,21	-0,35	1,00			

Fonte: Elaborada pelos autores.

Voltando ao modelo econométrico, à especificação básica na equação 4 adicionamos a primeira defasagem dos regressores, para verificar a possibilidade de efeitos defasados sobre a importância segurada. Os estimadores supracitados são construídos de forma a lidar com os efeitos indivíduo-específicos não

$$\ln(\text{imp})_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{pre})_{i,t} + \beta_{12} \ln(\text{pre})_{i,t-1} + \beta_2 \ln(\text{luc})_{i,t} + \beta_{22} \ln(\text{luc})_{i,t-1} + \beta_3 \ln(\text{indv})_{i,t} + \beta_{33} \ln(\text{indv})_{i,t-1} + \alpha_i + \lambda_t^D + u_{i,t}$$

5

Como os processos de transformação dos dados na estimação de EF e EA podem gerar autocorrelação (correlação serial) nos seus respectivos termos de erro, estimamos também uma versão desses estimadores que leva em consideração que os erros são autorregressivos de ordem 1. As estimações foram realizadas utilizando-se rotinas e pacotes padrão do *software* Stata 15.

A Tabela 3 mostra as estimativas para os parâmetros na equação 5. A significância estatística do teste de Hausman (1978) indica o estimador de EF apropriado para o nosso problema, o que sugere que o efeito indivíduo-específico é correlacionado com pelo menos uma variável explicativa

observados automaticamente (exceto POLS, que é viesado e inconsistente, nesse caso). Para lidar com o efeito tempo-específico, incluímos *dummies* temporais semestrais (λ_t^D), tomando como referência o primeiro semestre de 2002. Logo, podemos representar a primeira equação a ser estimada por

no modelo. Tal conclusão é plausível, uma vez que se espera que a riqueza exposta ao risco L , variável não observável em nosso modelo, esteja correlacionada com o prêmio pago pelos segurados. Uma vez que não podemos rejeitar a hipótese de existência de efeito indivíduo-específico no modelo, o estimador POLS é enviesado e inconsistente.

Com relação ao efeito tempo-específico, o p -valor do teste de significância conjunta das *dummies* temporais, representado por D_joint na Tabela 2, indica a rejeição da hipótese nula, i.e., as *dummies* são conjuntamente estatisticamente diferentes de 0, logo o efeito tempo-específico é significativo.

Tabela 3

Estimativas dos parâmetros na equação 5

Variável	POLS	EF	EA	EF-AR(1)	EA-AR(1)
$\ln(\text{pre})$	-0,799 (-1,28)	-0,334* (-2,02)	-0,352* (-2,05)	-0,431*** (-3,51)	-0,456** (-3,06)
$\ln(\text{pre})_{t-1}$	-0,502 (-0,46)	-0,00704 (-0,04)	-0,0266 (-0,15)	-0,105 (-0,86)	-0,0944 (-0,65)
$\ln(\text{indv})$	-1,554 (-1,82)	-0,0595 (-0,29)	-0,0651 (-0,31)	-0,149 (-1,00)	0,268* (2,13)
$\ln(\text{indv})_{t-1}$	2,391** (2,96)	0,482* (2,33)	0,503* (2,33)	0,0142 (0,09)	0,171 (0,99)
$\ln(\text{luc})$	-3,058*** (-4,52)	-0,00912 (-0,10)	-0,0278 (-0,29)	0,0242 (0,34)	-0,0319 (-0,38)
$\ln(\text{luc})_{t-1}$	-3,676*** (-6,72)	-0,269** (-2,92)	-0,291** (-3,03)	-0,127 (-1,75)	-0,205* (-2,36)
Constante	-28,57* (-2,57)	8,686*** (5,89)	8,177*** (5,30)	7,952*** (11,56)	7,098*** (3,88)
D_joint	0,000***	0,000***	0,000***	0,000***	0,000***
Hausman	-	41,05 (0,000***)		341,07 (0,000***)	

Nota: Estatística t (robusta) entre parênteses. D_joint é o p -valor do teste de significância do conjunto de *dummies* temporais λ_t^D [para os estimadores de efeitos fixos (EF), a estatística de teste de distribuição F de Fisher, e para os estimadores de efeitos aleatórios (EA), a estatística de teste de distribuição qui-quadrada]. Hausman são estatísticas de teste e p -valor entre parênteses do teste de Hausman. Valores em negrito são os resultados que merecem destaque.

POLS = pooled ordinary least squares (mínimos quadrados ordinários com dados empilhados).

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Observando mais atentamente os resultados dos estimadores EF e EF-AR(1), EF sem e com erros AR(1), respectivamente colunas 3 e 5 da Tabela 2, podemos ver que ambas as especificações indicam que a elasticidade da importância segurada em relação ao prêmio é estatisticamente significativa. Como o valor dessa

elasticidade é negativa, quanto maior o prêmio de um seguro, menor a importância segurada, i.e., menor a demanda por seguros.

No modelo EF-AR(1), apenas o coeficiente da variável prêmio foi estatisticamente significativo, com valor absoluto 22,5% maior que no modelo EF, porém não

são estatisticamente diferentes entre si (os intervalos de confiança para esses estimadores se sobrepõem). O modelo EF também indicou como estatisticamente significativos os coeficientes para as variáveis índice de vendas e lucratividade, ambas defasadas um período. Essas diferenças entre os coeficientes e a existência de

autocorrelação residual em ambos os modelos sugerem uma possível dinâmica de ajustamento da variável dependente que não é considerada na equação 5.

Para avaliar essa hipótese, incluímos a importância seguradora, $\ln(\text{imp})$, defasada um período na nossa especificação na equação 5. Nesse caso temos:

$$\ln(\text{imp})_{i,t} = \beta_0 + \rho \ln(\text{imp})_{i,t-1} + \beta_1 \ln(\text{pre})_{i,t} + \beta_{12} \ln(\text{pre})_{i,t-1} + \beta_2 \ln(\text{luc})_{i,t} + \beta_{22} \ln(\text{luc})_{i,t-1} + \beta_3 \ln(\text{indv})_{i,t} + \beta_{33} \ln(\text{indv})_{i,t-1} + \alpha_i + \lambda_t^D + u_{i,t}$$

6

O principal problema com o nosso estimador de EF é que ele se torna enviesado com a inclusão da variável dependente defasada. Para lidar com esse problema, utilizaremos o estimador AB para painéis dinâmicos. A Tabela 4 mostra os parâmetros estimados tanto para o modelo EF, cujo estimador para a variável dependente defasada é enviesado, quanto para diferentes especificações para o estimador AB. Nas especificações

de AB1 a AB4, a diferença é apenas no número de instrumentos utilizados. Na especificação ABF, utilizamos a primeira diferença “para frente” (*forward difference*) com o mesmo número de instrumentos de AB1. Estimamos diversas especificações para o estimador AB com diferentes quantidades de instrumentos. Os resultados não foram significativamente diferentes dos apresentados na Tabela 4.

Tabela 4

Estimativas dos parâmetros na equação 6

Variável	EF	AB1	ABF	AB2	AB3	AB4
$\ln(\text{imp})_{i,t-1}$	0,761*** (7,03)	0,659*** (8,61)	0,682*** (8,81)	0,616*** (8,67)	0,608*** (9,20)	0,561*** (12,73)
$\ln(\text{pre})_{i,t}$	-0,458** (-3,05)	-0,505** (-3,45)	-0,445** (-2,99)	-0,470** (-3,25)	-0,478** (-3,27)	-0,459** (-3,01)
$\ln(\text{pre})_{i,t-1}$	0,246 (1,47)	0,173 (0,77)	0,220 (1,33)	0,165 (0,83)	0,159 (0,81)	0,162 (0,83)
$\ln(\text{indv})_{i,t}$	-0,137 (-0,92)	-0,178 (-1,13)	-0,129 (-0,88)	-0,251 (-1,59)	-0,244 (-1,81)	-0,238 (-1,89)
$\ln(\text{indv})_{i,t-1}$	0,0787 (0,46)	0,0472 (0,28)	0,120 (0,73)	-0,00573 (-0,03)	0,00153 (0,01)	0,0118 (0,06)
$\ln(\text{luc})_{i,t}$	0,0631 (0,75)	-0,00999 (-0,14)	0,0556 (0,66)	-0,0489 (-0,76)	-0,0465 (-0,66)	-0,0628 (-0,83)
$\ln(\text{luc})_{i,t-1}$	-0,155* (-2,73)	-0,204** (-3,14)	-0,167** (-2,89)	-0,246** (-3,54)	-0,236** (-3,40)	-0,245** (-3,62)
D_joint	0,000***	0,000***	0,000***	0,000***	0,000***	0,000***
# de Inst.	-	158	158	132	121	106
AR(2)	-	0,912	0,843	0,955	0,962	0,987
Hansen	-	0,998	0,997	0,998	0,997	0,997

Nota: Estatística t entre parênteses. D_joint é o p -valor do teste de significância conjunta das dummies temporais. Hansen é o p -valor do teste de restrição de sobreidentificação de Hansen. # de Inst. é o número de instrumentos em cada modelo. Valores em negrito são os resultados que merecem destaque.

AB = método de Arellano e Bond; EF = efeitos fixos.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Podemos observar que o efeito tempo-específico é relevante, como indica a significância da estatística D_joint. A autocorrelação residual não foi significativa, já que o teste para autocorrelação de segunda ordem AR(2) não foi significativo e o teste de Hansen aponta em favor da validade das restrições de sobreidentificação. Esses resultados se repetem para todas as especificações utilizadas, indicando que as estimativas são robustas à especificação.

A variável dependente defasada foi significativa estatisticamente e indica persistência na importância seguradora acima de 0,56 de um período para o outro. Ou seja, mais de 56% da importância seguradora no período

anterior, em média, continuará sendo seguradora no período seguinte. O valor médio das estimativas desse parâmetro, inclusive as não reportadas, foi de 0,58. Além disso, todos os intervalos de confiança para esses valores se sobrepõem, sugerindo que os parâmetros estimados em cada especificação não são diferentes entre si.

A variável prêmio foi estatisticamente significativa e corrobora o resultado encontrado anteriormente, i.e., a demanda por seguro é negativamente relacionada com o prêmio. O valor médio do coeficiente estimado foi de -0,47. Como nossas especificações são log-lineares, esse coeficiente representa a elasticidade preço da demanda

por seguros no curto prazo, ou seja, a sensibilidade de curto prazo da demanda por seguro em relação ao prêmio cobrado. Uma vez que o valor absoluto dessa elasticidade é estatisticamente menor que 1, podemos concluir que a demanda por seguros de automóveis no Brasil é inelástica no curto prazo.

No longo prazo, quando preços (prêmios) e quantidades (importâncias seguradas) se estabilizam (ou seja, $pre_t = pre_{t-1}$ e $imp_t = imp_{t-1}$), obteremos, a partir da equação 6, como elasticidade preço da demanda de longo prazo $(\beta_1 + \beta_{12}) / (1 - \rho)$. Como β_{12} é não significativo e o valor médio de ρ é 0,625, a elasticidade preço-demanda por seguros de longo prazo resulta -1,33, ou seja, a demanda por seguros se torna elástica no longo prazo.

Por último, é interessante notar que o efeito do lucro defasado sobre a demanda corrente por seguros de

automóveis é negativo. Isso significa que uma queda (ou renúncia) de lucros de 1% em um período acarreta aumento de 0,21% na demanda por seguros no período seguinte (no longo prazo esse efeito é de 0,59%), o que pode ser explicado por muitos motivos. Quando a empresa (ou a indústria) experimenta uma queda nos lucros (seja por queda no poder aquisitivo, seja por algum choque externo), ela concentra esforços em recuperação por meio de campanhas publicitárias, de produtos complementares ou de facilidades de pagamento, provocando maior disponibilidade de os clientes adquirirem seguros. Reciprocamente, aumentos extraordinários dos lucros tendem a diminuir os esforços das empresas em oferecer esses produtos complementares ou facilidades, fazendo com que a procura por seguros, naturalmente, tenda a ser menor.

4. CONCLUSÃO

A estrutura do mercado segurador brasileiro é de extrema importância para compreender o comportamento das firmas que o compõem, assim como para entender sua contribuição para a atividade econômica do país. Neste trabalho, analisou-se o mercado de seguros de automóveis no Brasil e comprovou-se sua baixa concentração por meio da análise dos índices de concentração clássicos da literatura.

A concentração de mercado tem diversas causas, e dentre elas podemos citar a facilidade de fusões e aquisições em mercados que apresentam firmas com alta lucratividade e sinergia, as barreiras de entrada que alguns setores podem apresentar e os altos custos em investimentos iniciais. As consequências são a presença de preços ineficientes de mercado, dificuldade na sua regulação, externalidades no poder de mercados adjacentes e altos níveis de lucratividade. A não concentração traz para a economia um sistema de preços mais eficiente, desencadeando competição e crescimento sustentado e equilibrado. Atualmente, apesar de ser claramente perceptível, o grande interesse das seguradoras em oferecer produtos mais personalizados a determinados públicos, como seguros de vida para portadores de diabetes ou produtos específicos para mulheres, ou ainda serviços para determinados perfis de segurados, como os criados para praticantes de esportes radicais, o seguro de automóvel mantém-se como importante e expressivo nesse mercado. Também têm surgido, nos mais diferentes ramos de seguro, parcerias entre empresas do segmento, o que vem ajudando as seguradoras a alcançar um número

de clientes superior àquele obtido a partir de qualquer rede de corretores tradicionais, independentemente do seu tamanho ou da sua capilaridade. No entanto, mesmo com esses fatores e com a alta regulação sobre as seguradoras, os outros ramos de seguros podem ter estruturas de mercado diferentes e até antagônicas da apresentada aqui.

Este artigo buscou, também, analisar o comportamento da demanda por seguros de automóveis considerando a influência de três variáveis: o prêmio (ou preço do seguro), a renda do consumidor e a lucratividade da empresa. Para isso, utilizaram-se dados de todos os estados brasileiros e do Distrito Federal fornecidos pela Susep. Uma das fragilidades desta pesquisa está no fato de que o período analisado, 2001 a 2016, possa ser considerado pequeno comparado à dimensão transversal (número de estados). Porém, os resultados obtidos com testes específicos para essa situação são consistentes. A série de dados com as informações usadas é semestral e conta com cerca de 486 observações empilhadas em dados em painel. Os resultados mostram uma elasticidade-preço da demanda por seguros de automóveis igual a -0,47 e uma elasticidade dessa mesma demanda em relação à lucratividade defasada igual a -0,21, no curto prazo, e de -1,33 e -0,59, respectivamente, no longo prazo; ambos os valores coerentes com o comportamento individual das unidades econômicas envolvidas. A elasticidade-renda da demanda saiu insignificante, porém isso pode ser aprimorado, utilizando alguma *proxy* mais adequada para essa variável independente.

REFERÊNCIAS

- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric analysis of panel data* (3 ed.). Nova Jersey, NJ: John Wiley & Sons.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Levine R. (2006). Bank concentration, competition and crises: First results. *Journal of Banking & Finance*, 30(5), 1581-1603.
- Carvalho, J. V. F., & Afonso, L. E. (2010). Fatores explicativos da demanda por seguros: Algumas evidências do mercado segurador paulista. In 38^o Encontro Nacional de Economia. Recuperado de <https://en.anpec.org.br/previous-editions.php?r=encontro-2010>.
- Davis, P., & Garcés, E. (2009). *Quantitative techniques for competition and antitrust analysis*. Princeton, NJ: Princeton University.
- Figueiredo, S. (2012). *Contabilidade de seguros* (2a ed.). São Paulo, SP: Atlas.
- Freitas, C. C. G. (2018). *Demanda por seguro de automóvel no Rio de Janeiro* (Dissertação de Mestrado). Escola Brasileira de Economia e Finanças, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro.
- Galiza, F. (1998). *Um estudo amostral dos seguros de automóveis no Brasil*. Rating de Seguros Consultoria. Recuperado de <http://www.ratingdeseguros.com.br/pdfs/artigo35.pdf>.
- Gini, C. (1912). Variabilità e mutabilità. In: E. Pizetti & T. Salvemini (Ed.). *Reprinted in memorie di metodologica statistica* (pp. 168) Rome: E. V. Veschi.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.
- Herfindahl, O. C. (1950). *Concentration in the steel industry* (Tese de Doutorado). Columbia University, New York.
- Hirschman, A. O. (1945). *National power and the structure of foreign trade*. Berkeley, CA: University of California.
- Horvath, J. (1970). Suggestion for a comprehensive measure of concentration. *Southern Economic Journal*, 36(4), 446-452.
- Khovidhunkit, P., & Weiss, M. A. (2005). *Demand for automobile insurance in the United States* [Technical Report]. Temple University.
- Ledo, B. (2005). *Assimetria de informação no mercado brasileiro de seguros de automóveis* (Dissertação de Mestrado). Escola Brasileira de Economia e Finanças, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro.
- Ledo, B. (2011). Competição em preços entre corretores de seguros de automóveis. *Estudos Econômicos*, 41(4), 719-741.
- Leite, A. L. S., & Santana, E. A. (1998). Índices de concentração na indústria de papel e celulose. In *Anais do Encontro Nacional de Engenharia de Produção* (p. 8). Niterói, RJ. Anais.
- Linda, R. (1976). *Méthodologie de l'analyse de la concentration appliquée à l'étude des secteurs et des marches*. Commission des Communautés européennes. Recuperado de <http://aei.pitt.edu/33688/1/A222.pdf>.
- Macedo, M. A., Silva, F. F., & Santos, R. (2006). Análise do mercado de seguros no Brasil: Uma visão do desempenho organizacional das seguradoras no ano de 2003. *Revista Contabilidade & Finanças*, 17(2), 88-100.
- Marfels, C. (1971). Absolute and relative measures of concentration reconsidered. *Kyklos*, 24(4), 753-766.
- Peres, V. M. (2018). *Seguros de habitação e automóvel no Brasil: Uma análise da concentração e da demanda de mercado* (Dissertação de Mestrado). Programa Stricto Sensu em Economia de Empresas, Universidade Católica de Brasília, Brasília.
- Pisanie, J. (2013). *Concentration measures as an element in testing the structure-conduct-performance paradigm* [Working Paper]. Economic Research Southern Africa.
- Proner, L. F. (2011). *Comparação da concentração bancária no Brasil: 2007 e 2010* (Monografia). Fundação Instituto de Administração, Universidade do Vale do Rio dos Sinos.
- Resende, M. (1994). Medidas de concentração industrial: uma resenha. *Revista Análise Econômica*, 12(21), 24-33.
- Sharku, G., & Shehu, S. (2016). Concentration of Albanian insurance market. *Ekonomika and Management*, 2016(3), 1-11.
- Sherden, W. A. (1984). An analysis of the determinants of the demand for automobile insurance. *Journal of Risk and Insurance*, 51(1), 49-62.
- Silva, C. A. T., & Moraes, M. C. (2006). Concentração do setor financeiro brasileiro após o Plano Real. In *Anais do 6^o Congresso USP de Controladoria e Contabilidade* (p. 15). São Paulo, SP.
- Škuflić, L., Galetić, F., & Gregurić, B. (2011). Liberalization and market concentration in the insurance industry: Case of Croatia. *Economic Review: Journal of Economics & Business*, IX(2), 61-75.
- Stigler, G. J. (1983). *The Organization of industry*. Chicago, IL: University of Chicago.
- Sutton, J. (1991). *Sunk costs and market structure*. Cambridge, MA: MIT.
- Sutton, J. (1998). *Technology and market structure*. Cambridge, MA: MIT.
- Tipurić, D., Pejić B. M., & Pavić, T. (2008). Concentration of the insurance industry in selected transition countries of Central and Eastern Europe, 1998-2006. *Post-Communist Economies*, 20(1), 97-118.
- Vankerkem, M. (1995). *Économie politique et sociale - Analyse économique*. Mons: Faculté Polytechnique Université de Mons.

ANEXO A

Cálculo da demanda por seguros no caso de utilidade constant relative risk aversion (CRRA)

Calcularemos, explicitamente, a demanda por seguros no caso de o indivíduo ter função de utilidade esperada do tipo CRRA. Substituindo $u(z) = \frac{z^{1-\theta}}{1-\theta}$, $\theta \geq 0$, na equação 2 temos:

$$\begin{aligned} \left(\frac{W_0 - L + (1-c)l}{W_0 - cl} \right)^{-\theta} &= \frac{c(1-\pi)}{\pi(1-c)} \Rightarrow \frac{W_0 - L + (1-c)l}{W_0 - cl} = \left(\frac{\pi(1-c)}{c(1-\pi)} \right)^{\frac{1}{\theta}} \equiv M \\ \Rightarrow l &= \left(\frac{1}{1-c(1-M)} \right) L - \left(\frac{1-M}{1-c(1-M)} \right) W_0 \end{aligned}$$

Como $\pi = c(1+\gamma)^{-1}$ resulta que $M = M(c, \gamma)$, portanto, dessa equação temos explicitamente $l = l(c, \gamma, W_0, L)$, tal e como colocado na equação 3. Note que, como $c > \pi$, então $0 < M < 1$, mas agora podemos fazer a análise do sinal da variação de l em relação às variáveis (c, γ, W_0, L) . Primeiramente, temos que:

$$\begin{aligned} M^\theta &= \frac{\pi(1-c)}{c(1-\pi)} = (1+\gamma)^{-1} \left(\frac{1-c}{1-c(1+\gamma)^{-1}} \right) \\ \Rightarrow \theta \ln M &= -\ln(1+\gamma) + \ln(1-c) - \ln(1-c(1+\gamma)^{-1}) \end{aligned}$$

Denotando por M_i , $i = c, \gamma$, a derivada parcial de M em relação a i teremos:

$$\begin{aligned} \theta \frac{M_c}{M} &= -\frac{1}{1-c} + \frac{(1+\gamma)^{-1}}{1-c(1+\gamma)^{-1}} = \frac{(1+\gamma)^{-1} - 1}{(1-c)(1-c(1+\gamma)^{-1})} < 0 \\ \theta \frac{M_\gamma}{M} &= -\frac{1}{1+\gamma} - \frac{c(1+\gamma)^{-2}}{1-c(1+\gamma)^{-1}} = -\frac{1}{(1-c)(1-c(1+\gamma)^{-1})} < 0 \end{aligned}$$

Portanto:

$$\frac{\partial l}{\partial c} = \frac{(1-M) - cM_c}{(1-c(1-M))^2} L - \frac{(1-M)^2 - M_c}{(1-c(1-M))^2} W_0$$

Como $c > \pi$, então $M < 1$; assim, o coeficiente de L nessa expressão é positivo, mas o coeficiente de W_0 é negativo [pois $(1-M)^2 - M_c > 0$]; portanto, o sinal de $\partial l / \partial c$ é indeterminado, pois irá depender da magnitude desses coeficientes e de L e W_0 . Da mesma forma:

$$\frac{\partial l}{\partial \gamma} = \frac{\partial l}{\partial c} \frac{dc}{d\gamma} = \pi \left(\frac{(1-M) - cM_c}{(1-c(1-M))^2} L - \frac{(1-M)^2 - M_c}{(1-c(1-M))^2} W_0 \right)$$

Portanto, com sinal indeterminado também. Finalmente:

$$\frac{\partial l}{\partial W_0} = -\left(\frac{1-M}{1-c(1-M)} \right) < 0 \text{ e } \frac{\partial l}{\partial L} = \left(\frac{1}{1-c(1-M)} \right) > 0$$

pois $0 < M < 1$ e $0 < c < 1$. De qualquer forma, como c está próximo de π pela concorrência, o valor de l está próximo de 1 e o sinal de $\frac{\partial l}{\partial W_0}$ pode ser pouco significativo. Assim, a resposta de l a variações em c e γ é indeterminada e, em relação a W_0 , pouco significativa.

ANEXO B

Log-linearização

Suponha que a equação $F(x, y) = 0$ é satisfeita em (x_0, y_0) , $y_0 \neq 0$ e $F_2(x_0, y_0) \neq 0$. Defina $G(u, v) = F(e^u, e^v)$, em que $u = \ln x$ e $v = \ln y$. Então, a aproximação linear da equação $G(u, v) = 0$ numa vizinhança de $(u_0, v_0) = (\ln x_0, \ln y_0)$ é:

$$\begin{aligned} G(u_0, v_0) + G_1(u_0, v_0)(u - u_0) + G_2(u_0, v_0)(v - v_0) &= 0 \\ \Rightarrow F(e^{\ln x_0}, e^{\ln y_0}) + e^{\ln x_0} F_1(e^{\ln x_0}, e^{\ln y_0})(\ln x - \ln x_0) \\ + e^{\ln y_0} F_2(e^{\ln x_0}, e^{\ln y_0})(\ln y - \ln y_0) &= 0 \\ \Rightarrow x_0 F_1(x_0, y_0)(\ln x - \ln x_0) + y_0 F_2(x_0, y_0)(\ln y - \ln y_0) &= 0 \end{aligned}$$

Como $y_0 F_2(x_0, y_0) \neq 0$, da equação anterior podemos colocar $\ln y$ em evidência e obter:

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 \ln x$$

Nesse caso temos a equação 2, do tipo $F(c, \gamma, W_0, L, I) = 0$, que com a hipótese de não singularidade de $IF_1(c, \gamma, W_0, L, I)$ permitirá estender essa equação e obter a equação 4 a ser estimada.