



Estrutura Competitiva do Mercado Segurador Brasileiro¹

Lauro Vieira de Faria

Economista e Consultor

laurovf@oi.com.br

Resumo

O objetivo deste trabalho é estudar a estrutura competitiva do mercado segurador. Ele está estruturado em sete tópicos. No primeiro, mostramos um panorama do mercado segurador no que concerne à concentração e tamanho das empresas. No segundo, aferimos a concentração por meio do cálculo de diversas estatísticas para o mercado como um todo. No terceiro, estudamos se a regulamentação estatal vigente e/ou práticas de mercado impõem barreiras à entrada de novas empresas e, por essa via, impede a contestabilidade do mercado. No quarto, descrevemos o marco teórico que permite efetuarmos testes empíricos de modo a observar se o mercado, em realidade, atua de acordo com parâmetros competitivos. No quinto e sexto, apresentamos os testes estatísticos. No último tópico, apresentamos as conclusões do estudo.

Palavras-Chave

Mercado segurador; estrutura; concentração e tamanho das empresas; cálculo de estatísticas; regulamentação.

Sumário

1. Introdução; 2. Panorama do mercado quanto a número e concentração; 3. Medidas de concentração para o mercado segurador; 4. Contestabilidade no mercado segurador brasileiro; 5. Marco teórico; 6. Análise empírica (amostra, equações e dados); 7. Análise empírica (resultados); 8. Conclusões; 9. Anexos.

Abstract

The competitive framework of the Brazilian insurance market¹

Lauro Vieira de Faria

Economist and Consultant

laurovf@oi.com.br

¹ Agradeço a Renê Garcia Jr, Claudio Contador, Nelson Le Cocq, Francisco Galiza e o pessoal do Departamento Econômico e da Gerência de Estatística da SUSEP, notadamente, André Silva Oliveira e Annibal Vasconcellos, o apoio e a inspiração. Obviamente, os eventuais desacertos são de exclusiva responsabilidade do autor.

Summary

This study, which analyzes the competitive framework of the insurance market, is organized around seven topics. In the first section, an overview of the market is presented from the standpoints of concentration and firm size. In the second, the degree of concentration is statistically determined through various calculations for the market as a whole. In the third, attention is directed to the possibility that the prevailing state regulatory apparatus and/or current market practices may impose barriers to the entry of new firms, thereby limiting competition. The fourth section describes the theoretical concepts underlying the empirical tests directed at verifying whether or not the market actually operates according to competitive parameters, while the fifth and sixth sections contain the statistical tests. In the seventh, the conclusions of the study are presented.

Key Words

Insurance market; framework; concentration and firm size; statistical calculation; regulation.

Contents

1. Introduction; 2. Market overview: number of firms and concentration; 3. Concentration measurements for the insurance market; 4. Competition in the Brazilian insurance market; 5. Theoretical framework; 6. Empirical analysis (equations and data); 7. Empirical analysis (findings); 8. Conclusions; 9. Appendices.

¹ I wish to thank Renê Garcia Jr., Claudio Contador, Nelson Le Cocq and Francisco Galiza, together with those in the Economics Department and Statistics Division of SUSEP, notably André Silva Oliveira and Annibal Vasconcellos, for their encouragement and comments. Any remaining errors are the sole responsibility of the author.

Sinopsis

Estructura Competitiva del Mercado Asegurador Brasileño¹

Lauro Vieira de Faria
Economista y Consultor
laurovf@oi.com.br

Resumen

El objetivo de este trabajo es estudiar la estructura competitiva del mercado asegurador. Tal estudio está estructurado en siete tópicos. En el primero, mostramos un panorama del mercado asegurador en lo que se refiere a la concentración y tamaño de las empresas. En el segundo, verificamos la concentración por medio de cálculos de diversas estadísticas para el mercado como un todo. En el tercero, estudiamos si la reglamentación gubernamental vigente y/o prácticas de mercado imponen barreras a la entrada de nuevas empresas y, por esa vía, impide la contestabilidad del mercado. En el cuarto, describimos el marco teórico que nos permite efectuar testes empíricos de modo a observar si el mercado, en realidad, actúa de acuerdo con parámetros competitivos. En el quinto y sexto, presentamos los testes estadísticos. En el último tópico, presentamos las conclusiones del estudio.

Palabras-Clave

Mercado asegurador; estructura; concentración y tamaño de las empresas; cálculo de estadísticas; reglamentación.

Sumario

1. Introducción; 2. Panorama del mercado cuanto a número y concentración; 3. Medidas de concentración para el mercado asegurador; 4. Contestabilidad en el mercado asegurador brasileño; 5. Marco teórico; 6. Análisis empírica (muestra, ecuaciones y datos); 7. Análisis empírica (resultados); 8. Conclusiones; 9. Anexos.

¹ Agradezco a René Garcia Jr, Claudio Contador, Nelson Le Cocq, Francisco Galiza y el personal del Departamento Económico y de la Gerencia de Estadística de la SUSEP, notadamente, André Silva Oliveira y Anníbal Vasconcelos, el apoyo y la inspiración. Obviamente, los eventuales desaciertos son de exclusiva responsabilidad del autor.

1. Introdução

Constitui opinião generalizada que, num dado mercado, a concentração de ativos e operações em determinadas empresas levam ao exercício de poder por parte das empresas maiores, o que, no processo de maximização de lucros, pode transmutar-se em prejuízos aos consumidores, às empresas menores e aos potenciais entrantes no mercado. O paradigma “estrutura – conduta – desempenho” postula a tendência de firmas maiores e em menor número a se engajarem em práticas não competitivas, agindo como monopolistas ou como firmas dominantes e impondo suas condutas às firmas menores. A concentração de mercado seria, pois, um fenômeno indesejável e que deve ser coibido, de algum modo, pelo poder público. O argumento é, geralmente, sustentado por meio do cálculo de índices de concentração tendo por base uma ou mais medidas de fatia de mercado (*market share*).

Porém, os desenvolvimentos mais recentes da teoria de mercados imperfeitamente competitivos mostraram que a concentração só produz resultados indesejáveis se os mercados não forem contestáveis, isto é, se as firmas líderes, por meio de colusão ou ajudadas por regulamentações estatais, não se sentirem ameaçadas pela entrada de novas empresas. Em mercados perfeitamente contestáveis, definidos como os que não apresentam barreiras à entrada e cuja demanda final apresenta alta elasticidade – preço, tal ameaça as obriga a fixarem o preço de seus produtos de modo competitivo. Assim, um foco indevido na questão dos malefícios da concentração pode desviar a atenção dos seus benefícios em termos de economia de escala, inovação tecnológica etc., sem acrescentar muita coisa.

2. Panorama do mercado quanto a número e concentração

Entre 2001 e 2003, pouco mais de cem (100) seguradoras operaram no Brasil, número que decresce para menos de setenta (70) quando o foco é o grupo econômico. Tais grupos ou conglomerados atuam em todos (ou quase todos) os segmentos do mercado, embora certa especialização tenha surgido em relação às subsidiárias que tendem a se especializar em ramos ou segmentos específicos. Cerca de quinze companhias operavam no ramo do seguro obrigatório DPVAT que cobre danos causados por veículos automotores de via terrestre. Neste estudo, trabalhamos com os grupos econômicos e, em vista disso, justifica-se a abordagem do mercado como um todo e não de ramos ou segmentos particulares. Assim, para todos os efeitos, o mercado brasileiro é aproximado ao conceito de um mercado cujas empresas ofertam um produto homogêneo, qual seja o produto “seguro”.

Os gráficos 1 e 2 apresentam histogramas com base no ativo total e na receita operacional. Na classificação pelo ativo total, vê-se que a maioria das empresas² se agrupava na parcela inferior do intervalo da distribuição de frequência. Assim, em 2001, na classe de até R\$ 100 milhões, encontravam-se 61 empresas, equivalente a 53,5% do mercado, e na

² Daqui por diante, ao escrevermos “empresa” ou “seguradora” fica claro que os termos podem se referir a conglomerados (grupos) ou a empresas individuais (que não pertencem a grupos).

classe de até R\$ 500 milhões, 95 empresas, perfazendo 83,3% do mercado. Um conglomerado sozinho apresentou ativo de mais de R\$ 7.500 milhões, que representou 36,9% do ativo agregado do mercado (gráfico 1). Resultados similares se observam quando as companhias são classificadas segundo a receita de prêmios e contribuições³. Na classe de até R\$ 50 milhões, encontravam-se 59 empresas equivalentes a 51,8% do mercado; na classe seguinte, de até R\$ 200 milhões, existiam 91 empresas perfazendo 79,8% do mercado. Apenas uma seguradora (grupo) auferiu receita de mais de R\$ 3.200 milhões em 2001, correspondendo tal receita a 21,8% da receita total do mercado (gráfico 2). Esse quadro pouco se alterou em 2002 e 2003.

3. Medidas de concentração para o mercado segurador

A concentração na indústria de seguros no Brasil, como nos demais países, suscita questionamentos importantes: por um lado, defende-se que empresas maiores seriam mais eficientes (por explorarem economias de escala e de escopo), o que reverteria em benefício dos consumidores através de menores preços e maior qualidade dos serviços. Por outro lado, se maior concentração significa maior poder de mercado, de acordo com o paradigma “estrutura – conduta – desempenho”, o resultado pode ser o inverso, de modo que haverá um custo líquido para a sociedade.

Uma abordagem inicial da questão ocorre através do cálculo de índices de concentração. Calculamos os seguintes índices ou coeficientes para o mercado segurador brasileiro, comuns em estudos deste tipo no exterior⁴:

- a) C4 = corresponde à fatia de mercado (*market share*) das 4 maiores firmas do mercado;
- b) HH (Índice de Hirschmann – Herfindahl) = o índice HH corresponde à soma dos quadrados dos *market shares* das firmas e varia entre 0 e 10.000 ($0 < HH \leq 10.000$); quanto mais concentrado o mercado mais o índice se aproxima de 10.000;
- c) Gini = o coeficiente de Gini compara uma distribuição teórica de perfeita equidade com a distribuição empírica que se quer estudar; o índice varia entre 0 (nenhuma concentração ou perfeita equidade) e 1 (concentração total ou perfeita iniquidade).

O conceito de fatia de mercado (*market share*) também precisa ser definido. Como indicadores de *market share* foram usadas as seguintes variáveis:

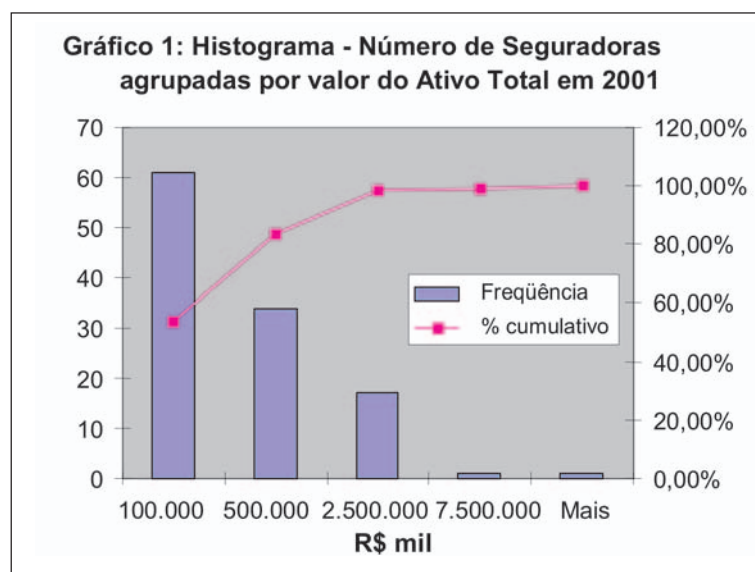
- a) ativo total, como variável – estoque denotando o tamanho da empresa e
- b) receita operacional, correspondendo aos prêmios (ganhos) mais a receita de contribuições líquida da variação das reservas (caso de

³ Ver adiante sobre o conceito de receita operacional utilizado.

⁴ Nos Estados Unidos, a medida mais comum de concentração usada pelos reguladores bancários era, em 1999, o índice Hirschman – Herfindahl (HH). O padrão era aceitar uma fusão entre bancos se o HH pós – fusão fosse inferior a 1.800 e se o seu aumento fosse de menos de 200 pontos. Ver a respeito, Cetorelli, N., “Competitive analysis in banking: Appraisal of the methodologies”, in *Economic Perspectives*, 1998, Federal Reserve Bank of Chicago.

seguradoras que ofertam planos de previdência⁵), como variável-fluxo ligada ao ciclo operacional.

A tabela 1 mostra os índices de concentração para o mercado como um todo na média do período 2001-2003. Os valores são elevados. Tomando-se o ativo como indicador do *market share*, encontramos valores de 0,66, 1.745 e 0,84, respectivamente, para os índices C4, HH e Gini. Ou seja, as quatro maiores empresas respondiam por 66% do mercado, o índice HH se aproxima da porteira dos 1.800 pontos, tida como referencial de concentração no bancário norte-americano, e o coeficiente de Gini, próximo da unidade, denota extrema desigualdade. Quando o *market share* foi medido com base na receita operacional, os valores decresceram mas o quadro geral ainda foi de alta concentração. As quatro empresas que auferiram as maiores receitas operacionais responderam por quase 50% do mercado (índice C4 de 0,46), o coeficiente de Gini ficou em 0,77 e o índice HH foi de 828. Essa divergência, indicando que as maiores seguradoras, com base em ativos, não são tão grandes assim quando medidas pela geração de receita, poderia desmentir a tese do ganho de escala como defesa da concentração mas, em muitos casos, se observa que as empresas maiores compensam esse fato com receitas não operacionais, financeiras e patrimoniais relativamente mais altas que as das empresas menores.



⁵ No caso das seguradoras que operam planos de previdência, uma medida alternativa de receita seria o "carregamento", isto é, as contribuições deduzidas do aumento de provisões (contribuições líquidas) e dos benefícios pagos. Isto porque em planos estritamente financeiros, o elemento de risco está ausente, de sorte que não é possível à seguradora se apropriar de qualquer parcela da reserva. O "carregamento" corresponde, assim, grosso modo, à taxa de administração dos fundos de investimento. Entretanto, no caso em análise, optamos pelo conceito tradicional, tendo em vista que diversas seguradoras apresentaram "carregamento" negativo no período, o que é um contra-senso com o conceito de receita e indica a existência de risco e a possibilidade de desequilíbrio atuarial.

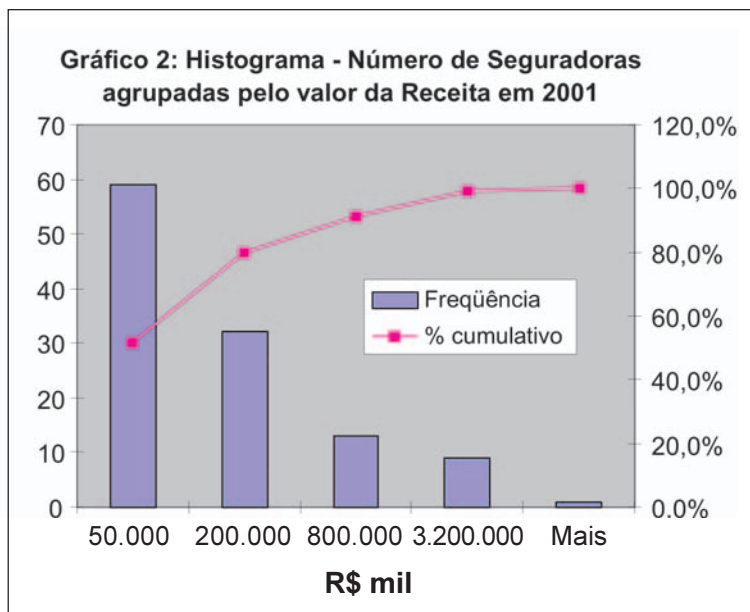


Tabela 1 – Mercado Segurador: Concentração em 2001-03

	<i>Índices</i>		
	<i>C4</i>	<i>HH</i>	<i>Gini</i>
Ativo	0,66	1.745	0,84
Rec. Oper.	0,46	828	0,77

Fontes de Dados Básicos: SUSEP.

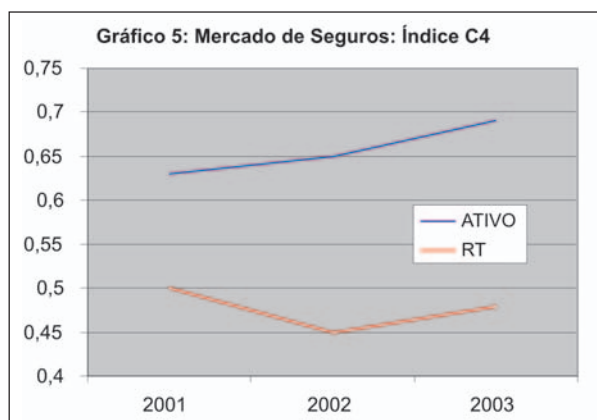
Os gráficos 5 a 7 mostram a evolução, no tempo das medidas de concentração para o mercado como um todo. Neles, pode-se observar uma trajetória divergente conforme o *market share* seja medido de acordo com o ativo total ou a receita operacional. No caso do *market share* medido pelo ativo total, a concentração aumentou no período 2001-2003: o índice C4 passou de 0,62 para 0,69, o índice HH, de 1.710 para 1.856 e o coeficiente de Gini, de 0,82 para 0,85. Quando a fatia de mercado é medida pela receita operacional, a concentração apresenta uma trajetória em V, reduzindo-se de 2001 para 2002 e aumentando de 2002 para 2003.

4. Contestabilidade no mercado segurador brasileiro

Um mercado perfeitamente contestável é aquele em que a entrada é absolutamente livre, sem qualquer barreira legal ou econômica, a saída não apresenta custo e a elasticidade – preço da demanda final é elevada. Por saída sem custo, entende-se a capacidade da firma entrante de, decidindo-se sair do mercado por qualquer razão, recuperar inteiramente os custos de entrada (*sunk costs*⁶). Essas características garantem que as firmas do mercado, independente de serem pouco numerosas ou altamente concentradas, atuem de modo competitivo pelo temor que lucros monopólicos atraiam grande quantidade de competidores⁷.

Num primeiro exame, o mercado segurador brasileiro apresenta algumas características de contestabilidade. No campo legal, as barreiras não são especialmente restritivas à entrada de novas firmas, e muito disso se deve ao processo de liberalização que teve início em princípios da década de 90. Assim, por meio do Decreto 60/92, o governo federal aboliu a necessidade de aprovação prévia de produtos, estimulando maior concorrência entre as seguradoras, e também o sistema de tarifa mínima em vários ramos (automóveis, incêndio, lucros cessantes, riscos diversos etc.). Um novo modelo foi desenhado para a SUSEP, com menos ênfase na regulação de mercado e mais na fiscalização por meio do acompanhamento da solvência do sistema.

As restrições à entrada de empresas estrangeiras foram eliminadas em 1996. Em resposta à consulta do Ministro da Fazenda sobre a possibilidade de autorização para o funcionamento de empresa seguradora estrangeira nos ramos vida/previdência, a Advocacia Geral da União (Parecer GO-104) decidiu pela inconstitucionalidade da Resolução CNSP nº 14/86, que impedia que o capital estrangeiro participasse com mais de 50% do capital total ou um terço das ações com direito de voto de seguradora brasileira, exceto para casos de interesse do governo, de reciprocidade ou de acordos internacionais autorizados pelo presidente da República. O citado parecer foi o respaldo legal para que mais de 20 empresas estrangeiras entrassem no Brasil a partir de junho de 1996. Entretanto, a entrada de empresas estrangeiras por meio do estabelecimento de filiais continua vetada, ou seja, tais empresas devem constituir subsidiárias no país (firmas suas controladas mas legalmente distintas da controladora).



⁶ "Sunk costs" são definidos como custos incorridos na entrada e de difícil recuperação como, por exemplo, gastos com informação, propaganda e pesquisa. Como tais, podem constituir uma barreira à entrada se alcançarem valores elevados e não forem recuperáveis.

⁷ Conforme o estudo de W. Baumol, J. Panzar e R. Willig intitulado "Contestable Markets and the Theory of Industrial Structure", 1982, San Diego, Harcourt Brace Janovich.

Gráfico 6: Mercado de Seguros: Índice HH

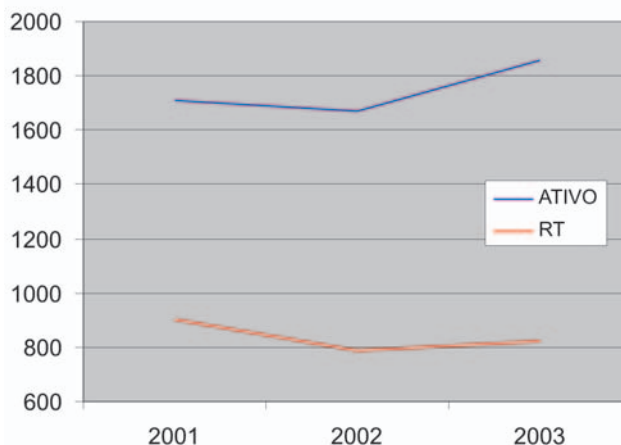
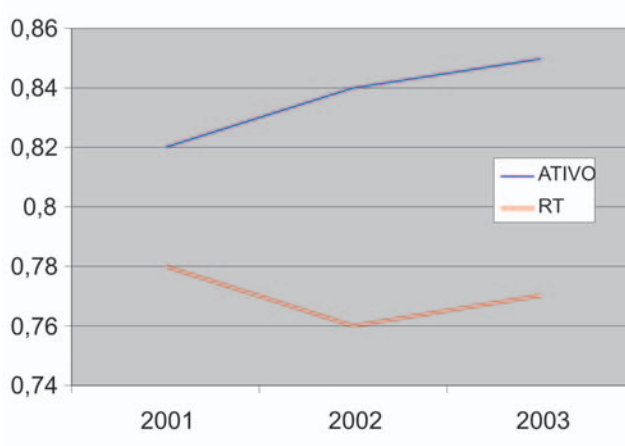


Gráfico 7: Mercado de Seguros: Coeficiente de Gini



A sociedade seguradora deve ser constituída como sociedade anônima e não está autorizada a operar em negócios distintos dos de seguros. De acordo com a resolução CNSP nº 73/2002, para uma seguradora operar em todo o país deve possuir um capital mínimo de R\$ 7.200.000,00, compreendendo uma parcela fixa de R\$ 1.200.000,00 e parcelas variáveis cumulativas segundo as diferentes regiões do país. Tais valores não parecem restritivos pois estão muito aquém do patrimônio líquido médio das maiores seguradoras. De fato, em 2003, as dez maiores seguradoras, num total de 114 empresas listadas pela SUSEP, tinham um patrimônio líquido médio de R\$ 1.392,9 milhão⁸.

⁸ Além da exigência de capital mínimo, as seguradoras devem respeitar limites operacionais, como porcentagem do ativo líquido, limites técnicos por ramos de seguros e margens de solvência, os quais não constituem barreira apreciável à entrada.

Uma questão que limitaria a plena competição no mercado segurador é, segundo alguns, o monopólio de fato do resseguro, exercido pelo IRB. Em agosto de 1996, foi aprovada a quebra desse monopólio (Emenda Constitucional nº 13) com a previsão de que haveria um período de transição de dois anos, ao fim do qual a instituição deveria estar saneada financeira e administrativamente e, portanto, em condições de operar num mercado de resseguros aberto. Desde então, o IRB passou a ser uma sociedade por ações, mudou de nome (IRB-Brasil Re S.A.) mas, por falta de regulamentação da citada Emenda, continua estatal e monopolista. Ao se concentrar no resseguro de grandes riscos, principalmente de propriedades e acidentes, o IRB limitaria a oferta de novos produtos que exigem também o resseguro. Limitaria, também, a competição, beneficiando as seguradoras de maior porte que podem reter riscos no mercado diretamente ao invés de ressegurá-los. Com a entrada de competidores no mercado de resseguros, seria possível esperar um aumento na oferta de produtos bem como redução de tarifas e da prática do co-seguro. O seguro de propriedades também deveria ser estimulado, pois depende fortemente da oferta de resseguro.

A capacidade de recuperar os custos de entrada não é de fácil avaliação. Ao que se saiba, não existe nenhum estudo sobre seguradoras que abandonaram o mercado ou, ao menos, certos ramos de seguros. Uma das razões que explicam essa difícil avaliação é que a maioria das empresas opera como sociedades anônimas de capital fechado sendo, portanto, escassas as informações sobre seus balanços e decisões estratégicas. Entretanto, a constatação de que o mercado se tem contraído e expandido de forma notável indica que a recuperação dos custos de entrada, se constitui problema, não deve ser dos mais importantes. De fato, as reformas dos anos 60 e 70, com sua ênfase nas fusões e incorporações visando ganhos de escala, fizeram com que o número de seguradoras caísse de cerca de 200 companhias, em 1964, para 86 em 1988. Inversamente, a desregulamentação, abertura ao exterior e a desinflação da década de 90, ao incrementar os negócios de seguros no país, trouxeram para o Brasil um número expressivo de seguradoras estrangeiras bem como incentivaram a aplicação de capitais nacionais no setor, de modo que o número de companhias subiu novamente para 140 em 2002.

A demanda agregada por seguro costuma ser caracterizada pela inelasticidade em relação ao preço, ou seja, uma dada queda percentual no prêmio de seguro produz um aumento percentual no volume vendido menor do que a citada queda. Estimativas empíricas apontam que a elasticidade-preço da demanda agregada por seguro no Brasil oscila em torno de 0,7⁹. Portanto, esse seria um fator que inibiria a contestabilidade no mercado de seguros brasileiro.

⁹ Ver Contador, C. e Ferraz, C., "Fundamentos para um Novo Plano Diretor para os Mercados de Seguros", mimeo, dez. 2004., pg. 6.

Entretanto, da teoria microeconômica, sabemos que a elasticidade – preço de um determinado bem é tanto maior quanto menos essencial ele for, quanto mais substitutos tiver e quanto mais caro for relativamente ao orçamento das famílias¹⁰. Embora importante como fator de transferência de riscos, a contratação de seguros não pode ser considerada como um produto essencial ao cotidiano da maioria da população. Adicionalmente, as famílias podem ter, como substitutos para o seguro, o exercício da prudência e um maior esforço de poupança. Em países em desenvolvimento, o seguro costuma ser um item relativamente caro no orçamento doméstico, do mesmo modo como são caros os bens mais comumente segurados. Todos esses fatores concorreriam para tornar a demanda de seguros elástica em relação aos preços, mas como conciliá-los com as estimativas empíricas que dizem o contrário? A resposta parece ser que a concorrência nesse mercado é imperfeita. Isto significa que as empresas ganham poder de mercado através da diferenciação de seus produtos, e os consumidores têm custos ao mudarem de seguradora. Nesse caso, uma determinada empresa pode aumentar seus preços sem temer grande perda de clientes. Este parece ser o caso do mercado de seguros onde as novas apólices apresentam alta elasticidade – preço mas as renovações, que formam a maioria do mercado, são inelásticas¹¹.

5. Marco teórico

O marco teórico que utilizamos para aferir as condições de competição no mercado de seguros brasileiro é o trabalho de J.N. Rosse e J.C. Panzar, que derivou relações teóricas inequívocas entre receita de vendas e preços de fatores de produção, segundo as firmas operem em mercados competitivos ou não, dando lugar ao chamado teste de Rosse e Panzar¹². A utilidade do teste advém do fato de permitir o aprofundamento dos estudos sobre condições de competição, além do mero cálculo de medidas de concentração e da aplicação de “regras de bolso” com base nesses cálculos. Ademais, o teste permite dispensar, nas regressões estatísticas, o uso de dados sobre preços do produto que, como se sabe, são difíceis de conceituar e obter no caso de determinados mercados como o financeiro e o de seguros.

O núcleo do trabalho de Rosse e Panzar contém um teorema e duas proposições que são testáveis empiricamente. Assim, seja y um vetor de variáveis de decisão que afeta a receita de uma firma de modo que $R = R(y, z)$, onde z é um vetor de variáveis exógenas que deslocam a função de receita. Em adição, suponha que a função custo da firma dependa, direta ou indiretamente, de y de modo que $C = C(y, w, t)$, onde w é o vetor de m fatores de produção que são exógenos à firma e t um vetor de variáveis exógenas que deslocam a curva de custo. É natural encarar y como um vetor de níveis de produto mas que pode conter preços, gastos com propaganda etc.

¹⁰ Ver, a respeito, Samuelson, P. & Nordhaus, W.D., “Economia”, 14ª Edição, McGraw –Hill de Portugal, Lisboa, 1993, p. 84.

¹¹ No mercado de seguros de automóveis norte-americano existe ainda obrigação legal de seguros contra terceiros. Ver Feldblum, S., “Persistency and Profits”, CASACT Discussion Paper nº 55, 1990, pp. 58 e seguintes, in www.casact.org/pubs/dpp/dpp90/90dpp055.pdf.

¹² Rosse, J.N., e Panzar, J.C., “Chamberlin versus Robinson: An Empirical Test for Monopoly Rents”, Studies in Industry Economics, Research Paper Nº 77, 1977, Stanford University, Stanford, California e Rosse, J.N., e Panzar, J.C., “Testing for ‘Monopoly’ Equilibrium”, The Journal of Industrial Economics, Vol. XXXV, June 1987, pp. 443-456.

Isto posto, Rosse e Panzar demonstraram (teorema) que a soma das elasticidades da forma reduzida da função receita¹³ de um monopolista com respeito aos fatores de produção deve ser não positiva (em notação matemática, $\sum (\partial R / \partial w_i) w_i / R \leq 0$). Demonstraram também (proposição I) que, num equilíbrio chamberliniano simétrico (competição monopolística¹⁴), a soma das elasticidades da receita de uma firma do mercado com respeito aos preços dos fatores de produção deve ser menor ou igual à unidade ($\sum (\partial R / \partial w_i) w_i / R \leq 1$). Finalmente (proposição II), para firmas observadas em estado de equilíbrio competitivo de longo prazo, os autores provaram que a soma das elasticidades da empresa com respeito aos preços dos fatores de produção deve ser igual à unidade ($\sum (\partial R / \partial w_i) w_i / R = 1$).

Um aspecto crítico do modelo de Rosse e Panzar é que os testes devem ser conduzidos sob a hipótese de equilíbrio de longo prazo. Conforme demonstrado por S. Shaffer¹⁵, se essa hipótese é violada, uma soma das elasticidades da receita com respeito aos preços dos fatores de produção inferior à zero ($\sum (\partial R / \partial w_i) w_i / R < 0$) pode ser compatível tanto com comportamento monopolista quanto com comportamento competitivo, mas numa situação de desequilíbrio. Daí a importância de se testar também se a indústria em questão se encontra próxima de uma condição de equilíbrio de longo prazo.

Tal teste é conduzido por meio da estimação de uma regressão onde a variável independente é uma medida de lucratividade, geralmente, a taxa de retorno sobre ativos (ROA) ou sobre o patrimônio líquido (ROE) e entre as variáveis dependentes se encontram os preços dos fatores de produção. A *rationale* para essa equação é que, em equilíbrio de longo prazo, o mercado iguala as taxas de lucratividade ajustadas ao risco das diversas empresas de modo que essas taxas não se devem correlacionar aos preços dos insumos. Assim, se chamarmos a taxa de rentabilidade de p , $H' = \sum \partial p / \partial w_i = 0$ indica uma situação de equilíbrio e, portanto, plena condição para a aplicação do teste de Rosse & Panzar, enquanto $H' < 0$ indica uma situação de desequilíbrio onde o citado teste perderia poder explicativo.

A tabela 2, centrada nas estatísticas H e H' correspondendo, respectivamente, às elasticidades – preço dos fatores de produção com relação à receita e à taxa de lucratividade, resume os testes que serão mostrados no tópico seguinte.

¹³ Sinteticamente, a receita como função dos preços dos fatores e do produto e do nível de produção.

¹⁴ Lembremos que o modelo de “concorrência monopolística” se caracteriza por um número elevado de empresas produzindo bens ou serviços diferenciados num mercado com livre entrada, de sorte que uma empresa individual pode obter, pela diferenciação, um poder de mercado que seria impossível sob a homogeneidade característica da competição perfeita. O modelo foi primeiramente descrito e estudado por E. H. Chamberlin, em *The Theory of Monopolistic Competition*, Harvard, Harvard University, 1960.

¹⁵ Shaffer, Sherrill, “A non structural test for competition in financial markets”, in *Bank Structure and Competition*, Conference Proceedings, Federal Reserve Bank of Chicago, 1982, p. 225-243.

Tabela 2

Interpretações das Estatísticas H de Rosse e Panzar e H' de Shaffer		
<i>Teste de Estrutura Competitiva de Mercado</i>		
	H < 0 0 < H < 1 H = 1	Monopólio Competição Monopolística Competição Perfeita
<i>Teste de Equilíbrio</i>		
	H' < 0 H' = 0	Desequilíbrio Equilíbrio

6. Análise empírica (amostra, equações e dados)

Baseamos nossa análise empírica nos trabalhos de Murat et alli¹⁶, acerca do mercado de seguros diversos (*general insurance*) da Austrália que, na definição dos órgãos pertinentes desse país, engloba todos os tipos de seguros exceto os de vida e de saúde, e no de Molyneux et alli¹⁷, aplicado ao mercado bancário europeu.

Assim, com dados em seção cruzada por empresa, estimamos as seguintes equações pelo método de mínimos quadrados ordinários para os anos de 2001, 2002 e 2003 para o mercado de seguros como um todo:

$$\log pcf = \alpha + \beta \cdot \log sb + \chi \cdot \log dc + \delta \cdot \log da + \varepsilon \cdot atv + \phi \cdot pat \quad (1) \quad e$$

$$\log pcf = \alpha + \beta \cdot \log sb + \chi \cdot \log dc + \delta \cdot \log danf + \varepsilon \cdot atv + \phi \cdot pat \quad (2) \quad onde$$

pcf = soma dos prêmios ganhos, receita de contribuições (líquidas da variação de provisões¹⁸) e resultado financeiro

sb = quociente dos sinistros retidos e benefícios resgatados sobre o ativo total

dc = quociente das despesas de comercialização sobre ativo total

da = quociente das despesas administrativas sobre ativo total

danf = razão despesas administrativas divididas / nº de funcionários

atv = ativo total (como variável de escala)

pat = quociente do passivo oneroso (dívidas mais reservas) sobre o ativo

¹⁶ Ver Murat, G., Tonkin, R e Jüttner, D., "Competition in the General Insurance Industry", *Zeitschrift fur die gesamte Versicherungswissenschaft*, Vol. 91, 3, 2002, p. 453-481. Os autores concluíram pela aceitação da hipótese de competição monopolística no mercado de seguros gerais australiano em contraposição à suposição de um mercado muito competitivo tendo em conta baixos valores da estatística HH.

¹⁷ Ver Molyneux, P., Lloyd-Williams, D. e Thornton, J., "Competitive Conditions in European Banking", *Journal of Banking and Finance*, vol. 18 (1994), p. 445-459.

¹⁸ Contabilmente, a contribuição recebida dá origem, inicialmente, a um aumento de provisões do mesmo modo que o prêmio retido. Em planos de previdência financeiros, as provisões não podem ser apropriadas pela seguradora e correspondem, portanto, a uma despesa futura certa. Sobre isso, ver nota 5.

O teste de Rosse e Panzar é, assim, o teste da hipótese nula de que $H = \beta + \chi + \delta = 1$, contra a hipótese alternativa de que $H \neq 1$ ¹⁹.

Algumas explicações sobre a amostra, a equação e as variáveis. O uso de dados em seção cruzada significa que estamos estimando a função de reação do que se pode encarar como a empresa “típica” do mercado. Ademais, a soma do resultado financeiro com a receita de prêmios e contribuições advém da concepção das seguradoras como firmas de natureza dual. Tanto o *pricing* dos prêmios de seguros como a gestão de custos numa seguradora estão intimamente ligados ao resultado financeiro. Assim, frente a um aumento de custos, uma seguradora pode tanto procurar aumentar o preço dos prêmios como, alternativamente, tentar obter maiores rendas de investimentos financeiros, formando reservas mais arriscadas (com retorno esperado maior). A receita de investimentos financeiros tem, portanto, um papel estratégico na fixação de preços de seguros e no ajuste de custos. O ativo total e o quociente do passivo oneroso sobre o ativo foram incluídos para aferir, respectivamente, os efeitos diferenciais derivados da escala e da assunção de risco por cada seguradora²⁰.

A amostra se baseou em dados de balanços da SUSEP aos quais agregamos os seguintes ajustes: a) as empresas pertencentes a um mesmo conglomerado²¹ foram agrupadas pela soma de suas respectivas rubricas contábeis; b) as empresas que operaram exclusivamente com o seguro obrigatório DPVAT, nos três anos considerados, foram excluídas da amostra; c) idem para as empresas que não auferiram receita de prêmios e contribuições no período; d) as seguradoras que apresentam taxa de sinistralidade (sinistros retidos e benefícios concedidos divididos por prêmios ganhos e receita de contribuições) acima de 2,0 foram consideradas *outliers* e excluídas da amostra, sendo de se notar que tal fato ocorreu apenas em 2001. Isto posto, a equação (1) foi estimada com amostras totais de 70 observações para o ano de 2001 e 69 para os anos de 2002 e 2003. No Anexo I constam os conglomerados de empresas segundo o grupamento proposto.

Quanto à equação estimada, o ideal seria que tivéssemos informações por empresa dos custos médios dos fatores de produção utilizados, o que equivaleria a termos disponíveis dados das despesas com tais fatores (capital, terra e trabalho, na formulação mais óbvia) e das respectivas quantidades. Divididos um pelo outro, teríamos os custos médios de tais fatores. Em notação matemática, isso equivaleria a estimar uma regressão do tipo:

$$\log pcf = \alpha + \beta \cdot \log w + \chi \cdot \log r + \delta \cdot \log t + \log Z + e \quad (2) \text{ onde}$$

¹⁹ Lembrando que o $d \log y = dy/y$ e $\log o \, d \log y / d \log x = dy/dx \cdot (x/y)$ é a elasticidade de y em relação a x no ponto da curva que liga y a x . Numa função logarítmica, a elasticidade é igual ao longo de toda a curva.

²⁰ Murat et alli não ajustam as equações para níveis de risco por três razões: a) consideram que a regulação de solvência garantiria níveis de risco baixos e semelhantes entre as seguradoras; b) a medição dos níveis individuais de risco seria não confiável e c) a existência do resseguro reduz e uniformiza os níveis de risco.

²¹ Conforme o grupamento proposto por Galiza, F., “Um modelo econômico para analisar seguradoras brasileiras – Rating e Dados Públicos – 1º Semestre/2004”, mimeo, set. 2004.

pcf = receita de prêmios ganhos, contribuições e rendimentos financeiros
 w = custo médio do fator trabalho
 r = custo médio do fator capital
 t = custo médio do fator terra
 Z = outra(s) variável(is) relevante(s)

Novamente, o teste de Rosse e Panzar seria o teste da hipótese nula de que $H = \beta + \chi + \delta = 1$ contra a hipótese alternativa de que $H \neq 1$.

Ocorre que, nesse ponto, defrontamo-nos com problema idêntico ao enfrentado por Murat et alli, ou seja, a conspícua falta de dados sobre tais variáveis. Não apenas a contabilidade dispensa a classificação consagrada pela economia, como mesmo naquelas rubricas que poderiam ser ajustadas ao padrão da economia (exemplos, o imobilizado como *proxy* para o uso do fator terra e o passivo financeiro para o fator capital) falta separar os dados relativos as despesas correspondentes. Assim, por exemplo, nos balanços, as despesas com pessoal são mescladas às despesas com material de consumo, aluguéis, etc., perfazendo o item “despesas administrativas”, os juros pagos são deduzidos dos juros recebidos dando origem ao “resultado financeiro”. Em particular, a quantidade de fatores de produção em uso não é explicitada.

Essas restrições nos obrigaram a aproximar equação (2) através da equação (1). Ao fazer isso, assumimos o seguinte: a) que os itens de despesa das seguradoras podem ser assemelhados aos consumos de fatores de produção. No caso das despesas de comercialização e administrativas, tal hipótese não causa surpresa, haja vista que, nessas rubricas, estão os gastos com pessoal interno (empregados) e externo (agentes e corretores), pagamento de aluguéis, algumas despesas que podem ser consideradas de investimento, como compra de material permanente etc. Como tais despesas estão agregadas em duas rubricas, tratar-se-ia, com boa vontade, de fatores de produção “compósitos”, o mesmo ocorrendo com seus preços; b) que os sinistros retidos e benefícios resgatados retidos podem ser encarados como “insumos” o que causa certa discussão. Os sinistros e os benefícios são um retorno do capital deixado pelos segurados à guarda das seguradoras, condicionado à determinado estado da natureza. Guardam semelhança com os depósitos acrescidos de juros no caso dos bancos. Note-se que Murat et alli propuseram o mesmo, baseados no fato de que as seguradoras teriam algum grau de controle sobre as perdas e benefícios que aceitam pagar como, por exemplo, no caso de sinistros de automóveis, variando o prêmio com base na probabilidade de sinistro de um dado cliente, indicando as oficinas de reparo em caso de perdas ou levando o caso à Justiça e, assim, postergando e até evitando o pagamento; c) que, por falta de dados sobre quantidades dos insumos (números índices ou valores reais de sinistros, pessoal, corretagens, aluguéis etc.), procurou-se aproximar os preços de insumos através de *proxies* em que as despesas respectivas foram normalizadas pelos ativos totais²² e d) que, em vista, disso, é possível que se tenha superestimado

²² Tal foi o procedimento adotado por Murat et alli (*op. cit.*) e por Molyneux et alli (*op. cit.*).

o módulo das elasticidades dos preços dos insumos com referência à receita²³.

Testamos, também, especificações como as da equação (2) que contém como variável independente a razão das despesas administrativas por número de funcionários (ao invés de divididas pelo ativo) com o objetivo de aproximar dessa forma o custo médio do fator de produção “trabalho”.

Isto posto, o primeiro objetivo é estimar a estatística $H = \beta + \chi + \delta$ e testar a hipótese nula de H ser igual à unidade, o que indicaria competição perfeita no mercado de seguros, contra a hipótese alternativa de H ser inferior a 1, indicando algum grau de monopólio. O segundo é estudar o equilíbrio do mercado através da estimação da elasticidade/preços dos insumos relativamente à taxa de lucratividade da indústria. Voltaremos a esse ponto à frente.

7. Análise empírica (resultados)

Os quadros 1 a 3 apresentam os resultados do processo de estimação para os anos de 2001, 2002 e 2003 no que se refere ao mercado como um todo. O pacote econométrico foi o E-Views 3.1.

Como se vê no quadro 1, o R^2 elevado para estudos em seção cruzada e a baixíssima probabilidade da estatística F se explicam menos pela influência das variáveis em estudo do que pela alta correlação entre a receita e o ativo das empresas. Existe, portanto, a possibilidade de um problema sério de multicolinearidade nas equações (1) e (2). Tanto a estatística de Durbin Watson (DW), de 1,787 quanto o resultado do teste de Breusch – Godfrey indicam ausência de correlação serial nos resíduos. A regressão, no entanto, apresentou indício de heteroscedasticidade (teste de White) de modo que a re-estimamos segundo o método de covariâncias consistentes (ao invés do de mínimos quadrados padrão) de modo a obter erros padrões consistentes. Os coeficientes das *proxies* dos preços dos insumos têm o sinal positivo e esperado e, com exceção das despesas de comercialização, são altamente significativos. A variável que utilizamos para aferição do risco se mostrou pouco significativa do ponto de vista estatístico, sendo diferente de zero a um nível de significância alto, de 52,3%.

A soma dos coeficientes dos insumos, de 0,76, correspondendo à estatística H de Rosse e Panzar (soma das elasticidades da receita com relação aos preços dos fatores de produção), é positiva e significativamente menor que 1, conforme o baixo valor da estatística Chi-Quadrado do Teste de Wald. Por conseguinte, desde que o mercado estivesse em equilíbrio, aceitar-se-ia a hipótese de que a indústria de seguros funcionou, em 2001, segundo o modelo da concorrência monopolista. A outra possibilidade seria um comportamento competitivo mas numa situação de desequilíbrio de mercado. Voltaremos a essa questão adiante.

²³ Devido ao fato de que uma variação no preço do insumo determina, em condições normais de demanda, uma variação menor na despesa com esse insumo tendo em vista os efeitos renda e substituição. No caso do fator “trabalho”, usando as despesas administrativas como *proxy*, estimamos uma elasticidade de 0,335 em 2001 (Vide Anexo II).

Quadro 1

Dependent Variable: LOG(PCF) Method: Least Squares Sample(adjusted): 1 66 Included observations: 59 Excluded observations: 7 after adjusting endpoints White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.020	0.807	-3.740	0.000
LOG(SB)	0.511	0.096	5.308	0.000
LOG(DC)	0.090	0.082	1.092	0.280
LOG(DA)	0.164	0.098	1.675	0.100
LOG(ATV)	0.973	0.022	45.057	0.000
LOG(PAT)	0.128	0.199	0.643	0.523
R-squared	0.981	Mean dependent var		11.442
Adjusted R-squared	0.979	S.D. dependent var		1.799
S.E. of regression	0.261	F-statistic		542.217
Sum squared resid	3.600	Prob(F-statistic)		0.000
Durbin-Watson stat	1.787			
H = c(2) + c(3) + c(4) = 0.76				
Wald Test:				
Null Hypothesis: C(2)+C(3)+C(4)=1				
F-statistic	9.843	Probability	0.003	
Chi-square	9.843	Probability	0.002	

O quadro 2 apresenta os resultados da regressão que tem a equação (2) como referência para o ano de 2002. Tal regressão, que utiliza as despesas administrativas por funcionário como *proxy* do preço do fator de produção “trabalho” foi escolhida devido a ter apresentado um ajustamento melhor do que a regressão que tem por base a equação (1). Valem, nesse caso, algumas observações similares às feitas acima para a regressão relativa a 2001. O R^2 é elevado e a probabilidade associada à estatística F é quase nula. A estatística de Durbin Watson (DW), de 1,705 e o teste de Breusch – Godfrey indicam ausência de correlação serial nos resíduos. A regressão foi re-estimada segundo o método de covariâncias consistentes (ao invés do de mínimos quadrados padrão) de modo a corrigir o problema de heteroscedasticidade e obter erros padrões consistentes. Os coeficientes dos preços dos insumos têm o sinal esperado e são estatisticamente diferentes de zero a baixos níveis de significância. Assim, diferentemente de 2001, as despesas de comercialização ganharam significância e as administrativas normalizadas pelo número de funcionários se mostraram mais influentes no resultado da regressão. O coeficiente da razão passivo oneroso/ativo

é negativo e estatisticamente diferente de zero, indicando influência negativa da assunção de risco na determinação da receita das seguradoras.

A soma dos coeficientes dos insumos, de 0,75, correspondendo à estatística H de Rosse e Panzar, é positiva e menor que 1 a um nível de significância de 0,2%, conforme o Teste de Wald. Por conseguinte, vale conclusão análoga à da regressão para 2001, ou seja, se o mercado estivesse em equilíbrio, aceitar-se-ia a hipótese de concorrência monopolista para a indústria de seguros em 2002, sendo outra possibilidade um comportamento competitivo mas numa situação de desequilíbrio de mercado.

Quadro 2

Dependent Variable: LOG(PCF)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1 67				
Included observations: 62				
Excluded observations: 5 after adjusting endpoints				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.901	0.701	-1.284	0.204
LOG(SB)	0.514	0.055	9.420	0.000
LOG(DC)	0.114	0.031	3.647	0.001
LOG(DANF)	0.128	0.069	1.849	0.070
LOG(ATV)	0.973	0.022	43.830	0.000
LOG(PAT)	-0.451	0.175	-2.582	0.012
R-squared	0.980	Mean dependent var		11.441
Adjusted R-squared	0.978	S.D. dependent var		1.719
S.E. of regression	0.253	F-statistic		552.324
Sum squared resid	3.583	Prob(F-statistic)		0.000
Durbin-Watson stat	1.705			
H = c(2) + c(3) + c(4) = 0.75				
Wald Test:				
Null Hypothesis: C(2)+C(3)+C(4)=1				
F-statistic	9.513	Probability	0.003	
Chi-square	9.513	Probability	0.002	

O quadro 3 apresenta os resultados para o ano de 2003. Novamente, a regressão corresponde à estimação da equação (2) e foi escolhida por permitir um ajustamento melhor do que a proporcionada pela equação (1). O R^2 é elevado e a probabilidade associada à estatística F é quase nula. A estatística de Durbin Watson, de 1,331, é baixa, mas o teste de

Breusch – Godfrey indica ausência de correlação serial. Novamente, a regressão foi re-estimada segundo o método de covariâncias consistentes de modo a corrigir o problema de heteroscedasticidade. Os coeficientes dos preços dos insumos têm o sinal esperado e as despesas administrativas são diferentes de zero a um baixo nível de significância. Como no ano anterior, a variável que denota assunção de risco se mostrou negativa e estatisticamente diferente de zero a um nível de significância de 7,2%. A soma dos coeficientes dos insumos, de 0,85, novamente, foi positiva e menor que 1 a um nível de significância de 2,3%, conforme o Teste de Wald. Por conseguinte, aceitar-se-ia a hipótese de concorrência monopolista para a indústria de seguros, em 2002, desde que o mercado estivesse equilibrado. É o que tratamos de aferir agora.

Quadro 3

Dependent Variable: LOG(PCF) Method: Least Squares Sample(adjusted): 1 68 Included observations: 61 Excluded observations: 7 after adjusting endpoints White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.011	0.561	-3.582	0.001
LOG(SB)	0.545	0.060	9.102	0.000
LOG(DC)	0.145	0.033	4.352	0.000
LOG(DANF)	0.165	0.043	3.816	0.000
LOG(ATV)	0.956	0.019	49.130	0.000
LOG(PAT)	-0.221	0.120	-1.834	0.072
R-squared	0.988	Mean dependent var		11.672
Adjusted R-squared	0.987	S.D. dependent var		1.666
S.E. of regression	0.187	F-statistic		940.584
Sum squared resid	1.925	Prob(F-statistic)		0.000
Durbin-Watson stat	1.331			
H = c(2) + c(3) + c(4) = 0.85				
Wald Test:				
Null Hypothesis: C(2)+C(3)+C(4)=1				
F-statistic	5.206	Probability	0.026	
Chi-square	5.206	Probability	0.023	

Testamos a hipótese de equilíbrio de longo prazo do mercado de seguros em 2001, 2002 e 2003 através da substituição nas equações (1) e (2) da receita de prêmios, contribuições e resultado financeiro por duas medidas de taxa de rentabilidade das empresas, a saber, o lucro líquido do exercício (loa), como porcentagem do ativo total, e o “resultado

operacional em seguros” (*roa*) sobre o ativo total. A variável *roa* equivale à receita de prêmios, contribuições e o resultado financeiro, diminuída dos sinistros retidos, dos benefícios pagos, do aumento das provisões, das despesas de comercialização e das despesas administrativas. A razão para utilização dessa variável é obter uma medida de lucratividade mais limitada às operações de seguros, haja vista que o lucro líquido incorpora itens externos a tal atividade, como são o resultado de equivalência patrimonial, as provisões para imposto de renda e a miscelânea chamada de “outras receitas e despesas não operacionais”.

Como na amostra algumas taxas de rentabilidade assumiram valores negativos, a forma funcional da equação de regressão foi a aditiva simples, dada a impossibilidade do uso de logaritmos. Isto posto, estimamos as seguintes equações por mínimos quadrados ordinários:

$$roa = \alpha + \beta.sb + \chi.dc + \delta.da + \varepsilon.atv + \phi.dk + e \quad (3)$$

$$loa = \alpha + \beta.sb + \chi.dc + \delta.da + \varepsilon.atv + \phi.dk + e \quad (4) \text{ para o ano de 2001, e}$$

$$roa = \alpha + \beta.sb + \chi.dc + \delta.danf + \varepsilon.atv + \phi.dk + e \quad (5)$$

$$loa = \alpha + \beta.sb + \chi.dc + \delta.danf + \varepsilon.atv + \phi.dk + e \quad (6) \text{ para os anos de 2002}$$

e 2003. As variáveis independentes são as mesmas definidas acima. O teste de equilíbrio de Shaffer equivale a aferir a hipótese de que a estatística $H' = \beta + \chi + \delta$ seja nula, caso em que se aceita a hipótese de equilíbrio de mercado.

A tabela 3 sumariza os resultados das regressões. Na linha horizontal superior se encontram as variáveis independentes, o coeficiente de determinação (R^2) e as estatísticas F e H' das regressões (3) e (4). Na linha vertical da esquerda, as variáveis dependentes. Nas demais colunas estão os coeficientes das regressões e os valores das estatísticas bem como os respectivos níveis de significância marginal, isto é, as probabilidades de que tais coeficientes e valores sejam nulos na suposição de que os erros sejam normalmente distribuídos.

As regressões para 2001 e 2002 rejeitam fortemente a hipótese de equilíbrio de mercado utilizando seja *roa* ou *loa* como variáveis dependentes. Os R^2 são relativamente elevados para regressões em seção cruzada e as baixas probabilidades associadas à estatística H indicam não nulidade de todos os coeficientes das regressões. No que se refere aos valores de H' , esses foram diferentes de zero (negativos) e as probabilidades associadas foram praticamente nulas implicando, portanto, na rejeição da hipótese de trabalho de que H' seria zero. Pelo mesmo motivo, se aceita a hipótese alternativa de que tenha existido algum tipo de desequilíbrio no mercado de seguros nesses dois anos. Desse modo, a estatística H do teste de Rosse e Panzar, aferida entre 0 e 1, é compatível tanto com o modelo de competição monopolística quanto com um comportamento competitivo, mas numa situação de desequilíbrio.

Um quadro um pouco diverso emerge das regressões para 2003. Os coeficientes de determinação (R^2) são reduzidos e os coeficientes das despesas com insumos apresentam probabilidades relativamente elevadas de serem nulos. Os valores de H' foram mais próximos de zero e, na regressão que tem *roa* como variável dependente, a hipótese de nulidade dos coeficientes dos insumos pode ser aceita com 18% de probabilidade (na regressão com *loa*, com 15%). Analogamente, a estatística F demonstra que a hipótese de que todos os coeficientes da regressão sejam nulos se apresenta com probabilidade de 57% na regressão com ROA e de 49%, na com LOA. Esses valores indicam, portanto, menor probabilidade de rejeição da hipótese de equilíbrio de mercado em 2003 e, portanto, maior aceitação da hipótese de competição monopolística do mercado de seguros em 2003, conforme aferido por nossa estimação da estatística H de Rosse e Panzar.

Tabela 3 – Mercado de Seguros: Teste de Hipótese de Mercado em Equilíbrio ($H_0 : H' = 0$)

		SB	DC	DA	DANF	R^2	F	H'
2001	ROA <i>Prob.H0=0</i>	0,17 0,01	-0,37 0,01	0,32 0,02		0,29	4,85 0,00	-0,52 0,00
	LOA <i>Prob.H0=0</i>	0,10 0,03	-0,38 0,00	-0,28 0,01		0,40 –	7,88 0,00	-0,56 0,00
2002	ROA <i>Prob.H0=0</i>	-0,13 0,36	-0,14 0,47		0,030 0,23	0,12 –	1,65 0,16	-0,24 0,05
	LOA <i>Prob.H0=0</i>	0,00 0,98	-0,41 0,00		0,00 0,99	0,31 –	5,58 0,00	-0,41 0,00
2003	ROA <i>Prob.H0=0</i>	0,08 0,41	0,08 0,60		0,00 0,71	0,06 –	0,78 0,57	0,16 0,18
	LOA <i>Prob.H0=0</i>	0,07 0,31	-0,19 0,08		0,00 0,95	0,07 –	0,89 0,49	-0,12 0,15

8. Conclusões

Neste trabalho, procuramos estudar a estrutura competitiva do mercado de seguros brasileiro nos anos de 2001 a 2003, utilizando não apenas as estatísticas descritivas próprias dos estudos de concentração como também os resultados teóricos e empíricos mais recentes baseados na teoria da contestabilidade e nos testes correspondentes de Rosse e Panzar, com a extensão do teste de Shaffer. Ao fazer isso, acreditamos ter realizado um estudo que, não obstante os problemas associados à disponibilidade de dados e à inferência estatística, trouxe uma nova luz à questão da competição no mercado segurador.

De fato, o que à primeira vista parecia ser uma estrutura muito pouco competitiva, tendo por base as fatias de mercado obtidas pelas empresas líderes e demais medidas de concentração, mostrou-se, após os testes

empíricos baseados na teoria da contestabilidade, como um mercado que pode ser classificado como de competição monopolística ou concorrencial, mas numa situação de desequilíbrio. Nos anos de 2001 e 2002, os testes foram não conclusivos em relação a tais opções. Em 2003, entretanto, aferimos uma probabilidade menor do mercado se ter comportado de modo concorrencial, portanto, maior de vigência do modelo de competição monopolística.

Entretanto, cabe chamar mais uma vez a atenção para o fato de que a utilização das despesas com insumos como variáveis independentes, ao invés dos custos de fatores de produção, tende a superestimar a magnitude da estatística H , como demonstrado no Anexo II para o caso do fator trabalho. Isto posto, os resultados obtidos devem ser vistos *cum grano salis*. Em particular, valores da citada estatística, positivos mas próximos de zero, em princípio, consistentes com a hipótese de competição monopolística, podem ser compatíveis com o modelo de monopólio em que H é igual a 0 (ou inferior).

Em linhas gerais, os resultados que obtivemos para o mercado de seguros brasileiro são semelhantes aos obtidos por Murat et alli para o mercado de seguros gerais da Austrália. Já Molyneux et alli, estudando os mercados bancários europeus, chegaram à conclusão de que, nos casos de Alemanha, Reino Unido, França e Espanha, os testes de Rosse e Panzar foram compatíveis com o modelo de competição monopolística ($0 < H < 1$), mas fato diverso teria ocorrido na Itália, em 1987 e 1989, com os mesmos testes, não rejeitando a hipótese de um comportamento segundo o modelo de monopólio ($H < 0$).

Uma extensão importante ao presente estudo seria afinar a análise empírica mediante o uso de dados de insumos mais adequados ao objeto em estudo. Como vimos, a utilização de dados de despesas com insumos, normalizadas pelo ativo, ao invés de seus custos médios, tende a superestimar a influência dos mesmos (via cálculo de elasticidades) com referência à receita da produção final. Esta é uma tarefa difícil, pois a contabilidade tradicional, além de estar pouco preocupada em medir o consumo de fatores de produção, mistura em rubricas idênticas despesas com insumos de natureza distintas.

9. Anexos

I. Conglomerados no mercado de seguros em 2001²⁴

Banco do Brasil

- Brasil Veículos Cia de Seguros
- Cia de Seguros Aliança do Brasil

Bradesco

- Bradesco Auto/Re Cia de Seguros
- Finasa Seguradora

²⁴ Os conglomerados de 2002 e 2003 são semelhantes aos de 2001, de modo que omitimos esses grupos.



- Indiana Seguros
- Bradesco Vida e Previdência

Cigna

- Cigna Seguradora
- Cigna Cia de Seguros

Caixa Econômica

- Caixa Seguradora
- Caixa Vida e Previdência

Generali

- Generali do Brasil Cia Nacional de Seguros
- Sudameris Generali Cia Nacional de Seguros e Previdência

HSBC

- HSBC Seguros
- CCF Brasil Seguros

Icatu

- Canadá Life Previdência e Seguros
- Icatu Hartford Seguros

Itaú

- Cia de Seguros Gralha Azul
- Itaú Seguros
- Banerj Seguros
- Paraná Cia de Seguros
- Bemge Seguradora
- Investprev Seguros e Previdência
- Itaú Vida e Previdência
- ItaúPrev Vida e Previdência

Mapfre

- Mapfre Seguradora de Garantias e Crédito
- Vera Cruz Seguradora
- Vera Cruz Vida e Previdência

Marítima

- Marítima Seguros
- Martinelli Vida e Previdência

Minas Brasil

- Cia de Seguros Minas Brasil
- Minas Brasil Seguradora Vida e Previdência

Metropolitan

- Metropolitan Life Seguros e Previdência
- Soma Seguradora

Porto Seguros

- Porto Seguro Cia de Seguros Gerais
- Porto Seguro Vida e Previdência

Santos

- Santos Cia de Seguros Garantia e Crédito
- Santos Seguradora

Sul América

- Gerling Sul América Seguros Industriais
- Sul América Cia Nacional de Seguros
- Sul América Santa Cruz Seguros
- Sul América Aetna Seguros e Previdência
- Sul América Seguros de Vida e Previdência

Sulina

- Sulina Seguradora
- APS Seguradora

Unibanco

- AIG Cia de Seguros
- Unibanco AIG Seguros
- Unibanco AIG Vida e Previdência
- Unibanco AIG Previdência

II. Estimativa da Elasticidade da Despesa com o fator de produção trabalho com relação ao custo do mesmo

Dissemos que o uso da despesa com insumos, normalizada pelo ativo, na equação (1) tende a superestimar a elasticidade da receita final relativamente ao custo dos insumos. As razões são os conhecidos efeitos renda e substituição que, sob condições de normalidade, amortecem os efeitos de variações de preços de insumos sobre as respectivas despesas. Em vista disso, a estatística H, estimada conforme a equação (1), tenderia a ser superestimada.

A afirmação acima pode ser testada no caso do fator de produção “trabalho”, já que existem dados confiáveis sobre quantidade de funcionários por seguradora. No caso dos demais fatores, isso não parece possível no atual estado das estatísticas do setor. Assim, usando a despesa administrativa como *proxy* da despesa com pessoal²⁵, e dividindo esta pelo número de funcionários, chegamos a uma aproximação do custo médio com pessoal por empresa. Feito isso, estimamos a seguinte equação em seção cruzada para o mercado de seguros como um todo no ano de 2001:

$$\log da = \alpha + \beta \cdot \log sba + \chi \cdot \log dca + \delta \cdot \log df + \varepsilon \cdot \log atv + e \quad (5) \text{ onde}$$

da = quociente das despesas administrativas sobre ativo total
sba = quociente dos sinistros retidos e benefícios pagos sobre ativo total
dca = quociente das despesas de comercialização sobre ativo total
df = despesas administrativas por número de funcionários (*proxy* do custo médio do fator trabalho)
atv = valor do ativo total

²⁵ Essa aproximação é bastante razoável tendo em vista a natureza da rubrica e dado um coeficiente de correlação entre a despesa administrativa e o número de funcionários de 0,97.

Encarando-se *sba* e *dca* como aproximações do custo médio dos insumos respectivos, conforme a equação (1), e *atv* como uma variável que denota nível de atividade, a equação (5) se assemelha a uma função de despesa com determinado insumo que depende do preço desse insumo, do nível de atividade e dos preços dos demais insumos. O resultado da estimação está no quadro 4.

A regressão mostra que as variáveis independentes são estatisticamente diferentes de zero a um nível de significância de 1% (exceto *sba*) e a equação não demonstrada sofre do problema de correlação serial, segundo teste de Breusch – Godfrey. Quanto ao poder explicativo das variáveis independentes, o médio coeficiente de determinação indica a necessidade de inclusão de outras variáveis. Entretanto, a ausência de correlação serial e a correção para heteroscedasticidade nos dão certa tranquilidade quanto à magnitude e ao erro padrão do coeficiente de *df*.

Pelo quadro 4, vê-se que a elasticidade do quociente despesas administrativas/ativo relativamente ao custo médio de pessoal, esse aproximado pelo quociente despesas administrativas/número de funcionários, foi de 0,337, portanto, inferior à unidade, o que demonstra a resposta amortecida do primeiro em relação ao segundo.

Quadro 4

Variável Dependente: LOG(DA) Método: Mínimos Quadrados Ano 2001 – Mercado de Seguros Amostra (ajustada): 1 66 Observações Incluídas: 60 Observações Excluídas: 6 após ajuste de valores negativos Re-estimada segundo o método de covariâncias consistentes de White				
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
C	3.502	1.372	2.553	0.013
LOG(DF)	0.337	0.117	2.871	0.006
LOG(SBA)	0.105	0.083	1.268	0.210
LOG(DCA)	0.191	0.049	3.880	0.000
LOG(ATV)	-0.203	0.038	-5.410	0.000
R-quadrado	0.557	Média var. depend.		4.995
R-quadrado ajust.	0.525	D.P. var. depend.		0.673
E.P. da regressão	0.464	Estatística F		17.293
Soma quadrad. resid.	11.853	Prob (estatística.F)		0.000
Estat. Durbin-Watson	1.611			

