



---

## Perspectivas do Mercado de Seguros<sup>1</sup>

Lauro Vieira de Faria  
Economista e consultor  
[laurovf@terra.com.br](mailto:laurovf@terra.com.br)

### Resumo

---

Nesse trabalho, mostraremos os entraves que existiam nas décadas de 70 e 80 ao desenvolvimento do mercado segurador e como as reformas da década de 90 propiciaram a duplicação do mercado em termos dos indicadores mais utilizados internacionalmente. A seção 2 historia a estrutura do mercado entre as décadas de 60 e 80; a seção 3, as mudanças da década de 90; a seção 4 quantifica as tendências para o futuro em termos de mercado como um todo; e a seção 5 discute tais tendências e apresenta as conclusões.

### Palavras-Chave

---

Mercado de seguros; estrutura; reformas; tendências.

### Sumário

---

1. Introdução; 2. O Brasil na retaguarda; 3. A abertura da década de 90; 4. Tendências para o futuro; 5. Seguros e desenvolvimento econômico; 6. Conclusões; 7. Anexo; 8. Referências bibliográficas.

### Abstract

---

#### Perspectives on the insurance industry

Lauro Vieira de Faria, Economist and consultant  
[laurovf@terra.com.br](mailto:laurovf@terra.com.br)

This article aims to discuss the barriers to the development of the Brazilian insurance industry in the 1970s and 1980s and the extent to which the reforms introduced in the 1990s fostered a double-folded growth of this market – according to widely used international indicators. Section 2 presents the historical background and framework of this industry between the 1960s and 1980s. Section 3 discusses the changes that took place in the 1990s. Section 4 quantifies future trends for the industry as a whole. And Section 5 exploits these trends and points to conclusions.

---

<sup>1</sup> Agradeço a Renê Garcia, à FUNENSEG, ao sr. Claudio Contador e à sra. Clarisse Ferraz pela inspiração e pelo apoio.



---

**Key Words**

---

Insurance industry; framework; reforms; trends.

**Table of Contents**

---

1. Introduction; 2. Brazil lags behind; 3. The opening-up of the insurance industry in the 1990s; 4. Future trends; 5. Conclusions; 6. Appendix; 7. References.

The author acknowledges and thanks the support provided by René Garcia, FUNENSEG, Mr. Claudio Contador and Mrs. Clarisse Ferraz.

## 1. Introdução

Até o final da década de 80, o mercado de seguros se encontrava praticamente estagnado. Inflação elevada, regulação inibidora da competição e cultura nacional pouco interessada em seguros constituíam os principais entraves.

Com as reformas do início da década e 90 – abertura do mercado doméstico ao exterior, privatização e desregulamentação – teve início um período de grande otimismo para os principais atores do mercado, ainda mais acentuado depois do sucesso da estabilização monetária de 1994 e das promessas de reforma do Estado com ênfase nas áreas de previdência e saúde.

Assim, pesquisa encomendada pela Federação Nacional das Seguradoras (FENASEG), em 1994, após detectar o baixo consumo de seguros, inclusive na classe de renda alta, estimou um potencial de crescimento da receita total de prêmios de 104% num prazo de cinco a dez anos, de tal modo que a razão Prêmios/PIB subiria de pouco mais de 1% para 2,8%. Ainda em 2000, apesar da não verificação desse fato, não era incomum a expectativa de que tal razão atingisse 5% em um prazo médio<sup>2</sup>.

De fato, de 1990 para cá, o mercado mudou bastante. Os governos concederam maior liberdade de ação às seguradoras, companhias internacionais de peso passaram a operar aqui, atraídas pelo tamanho do mercado e pela crença em seu potencial de crescimento, a oferta de produtos se diversificou e a maior concorrência trouxe benefícios para os consumidores. Os principais indicadores do mercado segurador dobraram: a receita anual de prêmios passou de R\$ 65,00 por habitante, na média da década de 80 (em moeda constante de 2002), para R\$ 133,00 na de 90, e a razão prêmios/PIB subiu de 1% para 1,9% no mesmo período.

No entanto, parece claro que, apesar deste sucesso, as expectativas superaram as realizações. Em 2002, as variáveis mencionadas acima foram de R\$ 157,00 e 2,08%, respectivamente, ficando abaixo do esperado e denotando certa estagnação do mercado desde meados da década passada. Porquê isso aconteceu e para onde vai o mercado de seguros é o objeto desta nota<sup>3</sup>.

A seção 2, a seguir, historia a estrutura do mercado entre as décadas de 60 e 80; a seção 3, as mudanças da década de 90; a seção 4 quantifica as tendências para o futuro em termos de mercado como um todo; e a seção 5 discute tais tendências e apresenta as conclusões.

## 2. O Brasil na retaguarda

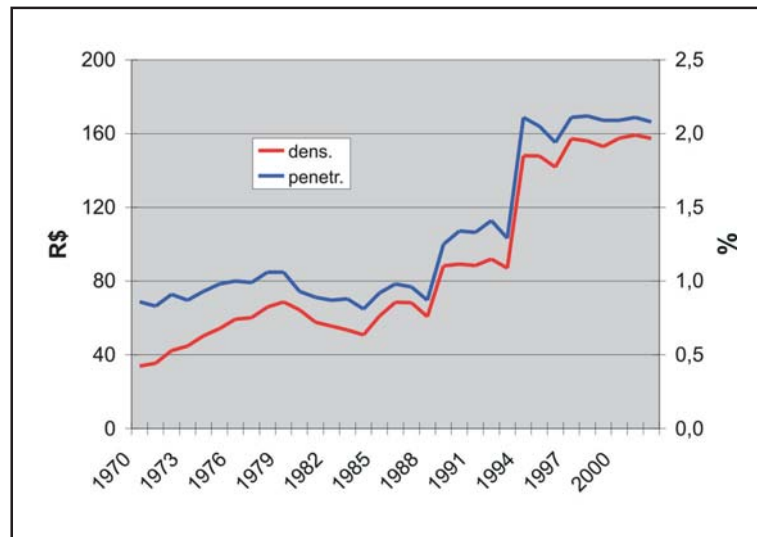
Até fins da década de 80, o lento desenvolvimento do mercado de seguros no Brasil era um fato evidente. Apesar das altas taxas de crescimento da renda, a relação prêmios emitidos/PIB se manteve, *grossa modo*, constante ao redor de 1% (gráfico 1). Em outras palavras,

<sup>2</sup> Vide Conjuntura Econômica, FGV, maio de 2000, p.30.

<sup>3</sup> Seguros estrito senso, vale dizer, sem considerar os mercados de capitalização e de previdência aberta.

no Brasil, verificou-se fato diverso da experiência internacional, que atesta ser o seguro um bem “superior”, ou seja, com elasticidade-renda superior a 1.

**Gráfico 1** – Mercado de Seguros – Densidade (volume de Prêmios por habitante) e Penetração (razão percentual Prêmios/PIB)



Por conta disso, o Brasil se encontrava na retaguarda da experiência internacional. Em 1980-85, numa amostra de 52 países, apenas Peru, México, Paquistão, Líbia, Iran e Indonésia apresentaram quocientes prêmios/PIB inferiores ao do Brasil (tabela 1). Mais grave era o fato de que, em termos desse quociente, o mercado brasileiro se mostrava estagnado, contrastando vivamente com o ocorrido nos países de renda média da amostra. Na Coreia do Sul, por exemplo, a relação prêmios/PIB passou de 0,15% em 1970 para 4,4% em 1980-85.

A estrutura do mercado de seguros no Brasil, entre as décadas de 60 e 80, foi decorrência das reformas levadas adiante a partir de 1964. Nessa época, operavam cerca de 200 companhias seguradoras, muitas sem capital em montante adequado e outras carentes de idoneidade, o que prejudicava a imagem do seguro junto ao público. Para resolver tal situação, o governo restringiu o grau de liberdade operacional das seguradoras e incentivou processo de fusões e incorporações, por meio de isenções fiscais, de modo a fortalecer financeiramente as empresas que permanecessem no mercado. Esse processo foi bem-sucedido – o número de seguradoras caiu para 86 em 1988 – mas teve como efeito colateral um mercado pouco competitivo e inovador.

A baixa competição foi reforçada pelo monopólio do IRB no resseguro, que permanece até hoje. Os custos administrativos e comerciais do IRB são elevados devido ao modelo centralizado e os planos oferecidos são pouco diferenciados em termos de coberturas e tarifas, portanto, em desacordo com as necessidades de um mercado que objetiva a expansão. Ao se concentrar no resseguro de grandes riscos, o IRB limita a oferta de produtos que exigem o resseguro, como no



caso de responsabilidade civil (erro médico etc). A estrutura normativa se completava tendo o CNSP como núcleo central de orientação e controle das atividades de seguros no país, e a SUSEP com o controle prático do extenso conjunto de normas, definido pelo CNSP, pelo IRB e por ela mesma. A SUSEP foi projetada para exercer fiscalização desde a fixação das condições de apólice e taxas aplicáveis até a liquidação da sociedade seguradora. Na prática, as áreas de atuação de CNSP, SUSEP e IRB não eram bem definidas, prejudicando o mercado.

**Tabela 1 – Indicadores Internacionais do Mercado de Seguros 1980-85**

	<i>Prêmios</i> <i>US\$ milhões</i>	<i>PIB</i> <i>US\$ milhões</i>	<i>Prém/PIB</i> <i>%</i>
United States	233.496	3.477.804	6,7
Switzerland	6.492	100.097	6,5
United Kingdom	29.837	481.165	6,2
Japan	72.522	1.203.555	6,0
Ireland	1.216	20.865	5,8
Germany	38.351	688.749	5,6
Netherlands	7.554	146.364	5,2
Canada	15.384	319.019	4,8
South Africa	3.607	76.030	4,7
Australia	8.023	173.674	4,6
Finland	2.373	52.020	4,6
Korea, Republic	3.484	78.766	4,4
Austria	2.823	70.682	4,0
Denmark	2.331	59.282	3,9
Sweden	4.121	108.140	3,8
France	21.665	572.594	3,8
Belgium	3.461	93.237	3,7
New Zealand	837	22.617	3,7
Norway	2.196	61.975	3,5
Zimbabwe	172	5.948	2,9
Luxembourg	115	4.220	2,7
Singapore	382	15.948	2,4
Malaysia	657	28.567	2,3
Kenya	147	6.421	2,3
Israel	544	23.804	2,3
Taiwan	1.086	51.975	2,1
Portugal	545	26.344	2,1
Uruguay	146	7.282	2,0
Italy	7.701	421.722	1,8
Venezuela	1.283	71.619	1,8
Morocco	254	14.848	1,7
Spain	3.030	183.675	1,6
Nigeria	764	47.236	1,6
Colombia	423	29.258	1,4
Philippines	475	33.432	1,4
Tunisia	116	8.387	1,4
Algeria	618	48.612	1,3
Kuwait	263	23.176	1,1
Chile	285	26.443	1,1
Argentina	1.372	128.668	1,1
India	2.034	199.194	1,0
Egypt	313	32.929	1,0
Thailand	355	37.423	0,9
Greece	378	43.987	0,9
Brazil	1.408	171.246	0,8
Peru	159	21.099	0,8
Mexico	1.322	188.564	0,7
Pakistan	191	30.224	0,6
Indonesia	491	92.961	0,5
Libya	163	31.064	0,5
Iran	381	124.077	0,3
Turkey	183	65.768	0,3

Fonte: Swiss Re e FMI, dados da Swiss Re cedidos pela Sra. Clarisse Ferraz, da FUNENSEG.

Outro fator de desestímulo foi a hiperinflação que, como se sabe, incentiva uma visão de ganhos a curto prazo, oposta ao conceito da maioria dos seguros. Até 1987, o mercado de seguros não concedia correção monetária aos valores segurados. Se num primeiro momento isso foi bom para a lucratividade das seguradoras, depois foi prejudicial pelo efeito de inibição na demanda de seguros e conseqüente queda na receita real de prêmios.

Em suma, até o final da década de 80, havia uma grande diferença entre o grau de desenvolvimento do mercado de seguros brasileiro e o da maior parte dos países de renda média. As seguradoras nacionais, embora no geral fossem capitalizadas, apresentavam tendência consistente de queda de resultados operacionais, sendo a lucratividade compensada pelos resultados financeiros. Havia ineficiência operacional, expressa em elevadas despesas comerciais e administrativas, e pouca variedade de produtos, sentida particularmente no ramo de seguros de vida. A legislação impedia a venda direta pelas seguradoras e o desenvolvimento de técnicas de avaliação de risco era desestimulada pelo fato de que o mercado era ressegurado pelo poder público (IRB).

### **3. A abertura da década de 90**

Este quadro mudou na década de 90 com a desregulamentação, privatização, abertura da economia ao exterior, estabilização monetária e propostas de reformas fiscal, previdenciária e administrativa.

Em 1992, foi lançado pelo governo o Plano Diretor do Mercado de Seguros. Por meio do Decreto 60/92, o governo 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.

Houve redistribuição da receita entre os segmentos. No passado, o mercado segurador tinha crescido fundamentalmente tendo por base as linhas comerciais e industriais, consistentes com o esforço de criação de uma base industrial forte no País. No campo da pessoa física, o único ramo importante era o de seguros de automóveis. A partir da década de 90, teve início uma segunda fase do mercado, centrada em seguros pessoais, com grande desenvolvimento dos ramos de vida e de saúde. Note-se que, em 1980, em termos de prêmios arrecadados, tais ramos respondiam por apenas 15,9% do total de prêmios, passando a responder por 39,7% em 1997 (tabela 2).



**Tabela 2 – Mercado  
Segurador: Participação dos  
Ramos no Volume Total de  
Prêmios Emitidos (%)**

ANO	AUTO	INCÊNDIO	TRANSPORTE	ACIDENTES	HABITACIONAL	VIDA	SAÚDE	OUTROS
1978	19,30	24,00	6,70	6,90	6,20	15,00	0,00	21,90
1980	17,00	23,90	9,20	6,60	5,40	15,90	0,00	22,00
1982	16,90	23,00	7,20	6,60	6,70	17,50	0,00	22,10
1984	20,30	22,30	7,50	5,20	7,20	13,60	2,00	21,90
1985	25,90	21,10	6,10	5,00	5,10	13,30	3,30	20,20
1986	27,30	18,40	6,20	6,90	5,40	15,70	3,00	17,10
1988	34,40	18,40	5,20	4,10	4,10	13,00	3,70	17,10
1990	37,69	17,77	3,12	3,80	6,09	12,05	5,62	13,86
1991	33,10	14,78	3,37	3,66	6,06	13,64	10,59	14,80
1992	32,86	10,58	2,95	2,53	6,17	12,00	16,70	16,21
1993	35,25	9,55	3,46	2,17	4,89	10,30	13,86	20,52
1994	39,66	3,62	2,52	2,57	3,99	12,59	15,01	20,04
1995	35,65	3,76	2,59	3,20	4,86	17,13	15,33	17,48
1996	30,39	4,45	2,32	3,04	5,42	18,73	19,98	15,67
1997	31,44	4,20	2,10	2,78	5,03	18,10	21,60	14,75
1998	34,02	4,78	1,94	2,86	5,52	17,92	22,12	10,84
1999	31,04	5,11	2,17	3,01	5,08	17,26	24,23	12,10
2000	31,78	5,17	2,10	3,02	3,89	17,06	24,78	12,20
2001	36,38	5,82	2,30	3,20	1,14	16,91	23,94	10,31
2002	34,92	7,33	2,34	3,43	2,82	16,40	23,02	9,74

Fontes: FENASEG, IRB e SUSEP.

A desregulamentação e a abertura ao exterior do mercado de seguros trouxeram ao Brasil um número expressivo de seguradoras estrangeiras, atraídas pelo tamanho do mercado, representando cerca de 50% da América Latina, por indicadores demográficos como a alta parcela da população abaixo de 40 anos e pelo potencial de crescimento, expresso em quocientes prêmios/PIB e prêmios per capita relativamente baixos. A forma majoritária pela qual essas empresas entraram no país foi pela via de “joint ventures” e aquisições de seguradoras nacionais, de modo a evitar o problema do fraco conhecimento daquelas marcas por parte dos consumidores nacionais. Assim, de uma participação pouco significativa na década de 80, as firmas estrangeiras detiveram, em 2002, cerca de 35% da receita de prêmios e constituíram 30% do total de seguradoras instaladas no País<sup>4</sup>. A entrada de tais empresas e o conseqüente aumento da concorrência representam um desafio para as seguradoras nacionais que, no geral, têm uma experiência menos intensa que as estrangeiras em programas de redução de custos, melhora de avaliação de riscos e incremento de canais de distribuição.

O número de seguradoras operando no Brasil aumentou de 115, em 1990, para 140, em 2002. Esta tendência pode, todavia, não se manter, pois são prováveis as fusões entre empresas para fazer frente à crescente competição no setor. O nível de concentração de mercado também cresceu no que concerne aos prêmios. Em 2000, as 10 maiores seguradoras obtiveram 58% do total de prêmios emitidos e 60% do patrimônio líquido agregado, ao passo que, em 1993, tais índices eram de 67% e 51%, respectivamente (tabela 3).

<sup>4</sup> Ver “site” da FENASEG na Internet, [http:// www.fenaseg.org.br](http://www.fenaseg.org.br).



**Tabela 3** – Concentração no Mercado Segurador – em %

	20 maiores		10 maiores	
	Prêmio Emitido	Patrimônio Líquido	Prêmio Emitido	Patrimônio Líquido
1993	69,6	77,2	51,4	66,6
1994	71,4	79,5	54,1	69,1
1995	73,9	79,6	55,1	69,2
1996	79,3	78,5	59,5	66,5
1997	75,3	80,0	53,6	65,1
2000	77,8	73,1	58,5	59,6

Fonte: Balanço do Mercado Segurador - Qualicom Consultores e Conjunt. Econ., abr.01, p.48

Como resultado destes fatores, o mercado segurador brasileiro cresceu fortemente na segunda metade da década de 90. Entre 1993 e 2000, a razão prêmios emitidos/PIB passou de 1,4% para 2,1% e o prêmio percapita subiu de R\$ 92,00 para R\$ 158,00 (em moeda constante de 2002). Como era de se esperar, o ambiente mais competitivo implicou redução das margens de lucro das seguradoras. Assim, entre 1995 e 2001, houve aumentos nos chamados “índice combinado” e “índice combinado ampliado” (que inclui as receitas financeiras), denotando redução de lucratividade tanto operacional quanto geral<sup>5</sup>. Na raiz desse fato, estiveram o aumento da sinistralidade e a queda de receitas financeiras, que foram parcialmente compensados por redução das despesas de comercialização, como porcentagem dos prêmios ganhos (gráficos 2 e 3). As despesas administrativas se mantiveram, grosso modo, constantes em relação aos prêmios e são candidatas certas à redução na medida em que permanece a pressão competitiva e as empresas têm dificuldade de repassar os custos para o consumidor final.

Novos avanços no mercado segurador são possíveis nos próximos quatro anos, mas dependem de esforços adicionais significativos – maior liberdade de mercado, reforma da previdência (em andamento no atual governo), abertura do resseguro e tratamento fiscal e regulatório mais favoráveis. A razão disso é que o mercado não pode contar com uma eliminação rápida de fortes entraves estruturais nas áreas macroeconômica e cultural. De fato, os seguros pessoais são muito dependentes de variáveis que mudam lentamente com o tempo, como são o produto nacional percapita, a taxa de desemprego, o nível educacional médio da população, a distribuição de renda, a taxa de urbanização e a imagem do mercado junto à população. Conquanto seja razoável esperar por melhoras nessas variáveis no futuro, nada indica que possam ocorrer mudanças drásticas. Já os seguros

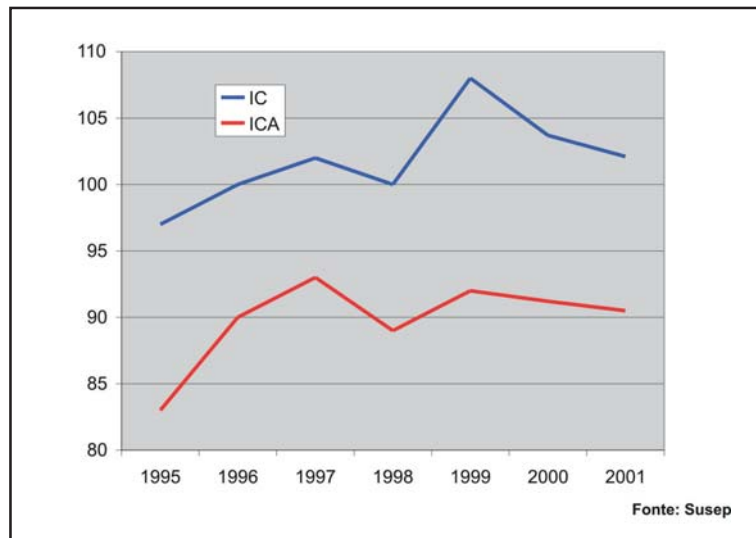
<sup>5</sup> Uma atividade de seguros está perfeitamente equilibrada quando os prêmios ganhos são iguais às despesas com sinistros, despesas administrativas, comerciais, custos de aquisição, reserva de contingência e margem de lucro. A razão entre tais despesas e prêmios se chama “índice combinado”. Se há um desvio sistemático desse índice para mais de 1, isso significa que a seguradora está tendo prejuízo operacional e necessitando desviar receitas de aplicações financeiras para cobrir tal prejuízo. O “índice combinado ampliado” leva em consideração, no denominador do índice anterior, as receitas financeiras sendo, portanto, um indicador de lucratividade geral da empresa. Acima de 1, esse índice indica prejuízo na resultado global.



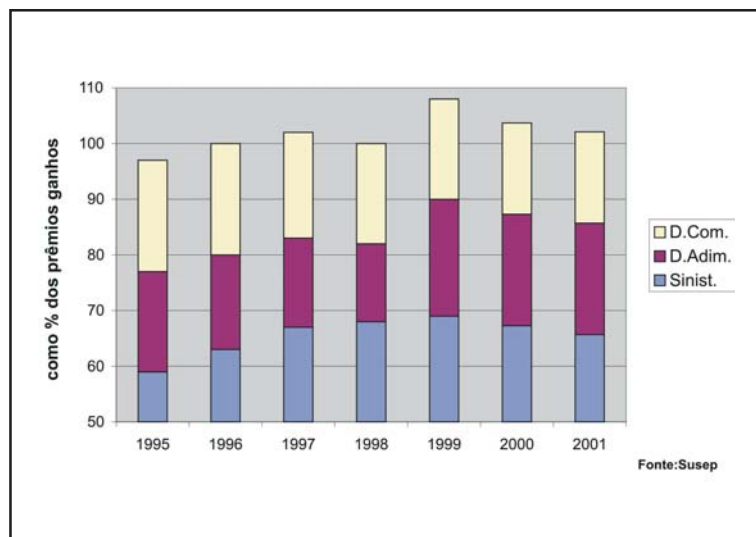


corporativos tiveram forte incentivo a partir das privatizações e da abertura do mercado interno às firmas estrangeiras. As empresas privadas operando em mercados abertos são naturalmente mais preocupadas com a incerteza e propensas aos seguros, o que não ocorria no ambiente anterior, caracterizado por dominância de empresas estatais e protecionismo. Porém, o crescimento forte no passado tende a ser substituído por um avanço moderado no futuro próximo, tendo em vista a natural desaceleração do processo de privatização. Veremos essa questão com mais detalhe à frente.

**Gráfico 2** – Índices Combinado (IC) e Combinado Amplo (ICA) do Mercado Segurador



**Gráfico 3** – Indicadores de Desempenho Operacional das Seguradoras (1995-2001)



#### 4. Tendências para o futuro

Do que foi dito acima, conclui-se que o mercado de seguros depende crucialmente de um número bem definido de variáveis. O objetivo desta seção é aferir as tendências da receita global de prêmios<sup>6</sup> e do quociente prêmios/PIB, no Brasil, com base nessas variáveis e por meio de uma análise de regressão estatística. Tal análise utilizou séries temporais aplicadas ao mercado brasileiro e dados em “cross section” de uma amostra de 82 países, no período de 1990 a 2001. Os resultados estatísticos permitiram projeções da razão prêmios/PIB e do volume de prêmios emitidos até de 2006. Começamos pela análise de séries de tempo.

Quando o objetivo é analisar o impacto de mudanças na economia ou na legislação sobre determinada variável econômica, pode-se inferir “a priori” que o método mais correto é o de modelagem multivariada (regressão) de séries de tempo, ao invés da modelagem univariada. Aqueles modelos explicam os valores observados de uma variável por meio de suas relações causais (matemáticas e estocásticas) com outras variáveis, o que permite a realização de projeções para o futuro.

Aplicamos a análise de séries de tempo a duas variáveis: o valor dos prêmios retidos, em reais constantes de 2002, e a razão percentual prêmios/PIB (também conhecida no mercado como “coeficiente de penetração”), ambas no período de 1970 a 2002. O “pacote” econométrico utilizado foi o *E-Views*<sup>7</sup>. Em ambos os casos, as séries das variáveis dependentes têm como fonte o IRB, a SUSEP e a FENASEG.

Isto posto, começamos pela construção teórica. A inflação tende a afetar negativamente o mercado de seguros. Por um lado, a médio e longo prazos, a inflação tende a reduzir a taxa de crescimento da economia e, por esta via, tende a diminuir a massa de potenciais consumidores de seguros. O aumento de seguros nos segmentos beneficiados pela inflação – tipicamente, as classes de renda alta e média alta – não compensa a redução nas demais classes que constituem a maioria da população em quase todos os países. Por outro lado, a inflação não antecipada reduz o valor real das apólices o que, ao ser percebido quando do recebimento das indenizações por sinistros, implica em mais um fator de desestímulo pelo lado da demanda. Outro efeito negativo é o encarecimento do preço dos seguros (aumento da razão prêmio/valor segurado), pois a inflação tende a estar associada com taxas reais de juros menores, implicando em menores retornos financeiros das reservas e dos planos atuariais das seguradoras e, por conseguinte, no repasse de parte destes ônus para os consumidores. Os efeitos da inflação são distintos conforme o ramo de seguros mas, no geral, são reconhecidamente negativos.

<sup>6</sup> Desconsideramos a receita relacionada ao VGBL, pois, por enquanto, este se trata mais de um instrumento de poupança do que de seguro estrito senso.

<sup>7</sup> Vide Manual do E-Views e “Manual de Econometria”, Equipe de Professores da USP, Atlas, S.P., 2000.



Outro elemento de causalidade no que diz respeito ao mercado segurador é a renda real<sup>8</sup>. Há consenso de que o seguro é um bem “superior”, ou seja, o seu consumo cresce mais do que, proporcionalmente, o aumento da renda. Existem várias razões para isso. À medida que cresce a renda, a razão consumo/renda decresce. Dito de outro modo, aumenta a taxa de poupança, o que se reflete numa maior aquisição de ativos e, portanto, num aumento da demanda de seguros de coisas (bens móveis e imóveis). Os seguros relacionados à vida, em sentido amplo (vida propriamente dita, saúde e pensões), também são estimulados, pois o acréscimo da renda caminha de par com mudanças demográficas e culturais que tendem a estimular o consumo de tais seguros como, por exemplo, o acréscimo na escolaridade média da população, o aumento da expectativa de vida, a redução no tamanho médio das famílias, a aceleração da urbanização etc.

Finalmente, existe a influência de fatores institucionais relacionados à tributação, às normas de regulação e às condições de concorrência do mercado, cujas mudanças podem ter efeitos dramáticos sobre o mercado de seguros, como demonstra a experiência do Brasil e de outros países na década de 90.

Isto posto, estimamos a seguinte equação explicativa da razão prêmios/PIB, também conhecida no mercado como “coeficiente de penetração”:

$$pent = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot ligp + \alpha_2 \cdot pib + \alpha_3 \cdot s + \alpha_4 \cdot r$$

onde *pent* é o quociente prêmios/PIB, *ligp* é o logaritmo da taxa de inflação segundo o IGP-DI, *pib* é o PIB real, em moeda de poder aquisitivo constante de 2002, *s* é uma variável de nível (“dummy”) que procura captar as mudanças estruturais que tiveram início na virada da década de 80 para a de 90 e *r* é outra variável de nível que capta a alta atípica do citado quociente no ano do Plano Real (1994). Assim, a variável *s* foi postulada como sendo igual a 0 entre 1970 e 1988 e 1 entre 1989 e 2002 e a variável *r*, como sendo igual a 1 em 1994 e 0 nos demais anos. A razão de usarmos o logaritmo da inflação em lugar da própria taxa decorre do melhor ajustamento estatístico assim obtido. Uma provável causa desse fato é que, com mecanismos de indexação generalizada, como a existente no Brasil à época, o público percebe os males da inflação de modo mais amortecido do que na ausência dos citados mecanismos. O método utilizado foi o de mínimos quadrados ordinários. O quadro I apresenta os resultados da regressão e o gráfico 4 mostra os percentuais observados (*pent*) e os percentuais estimados (*pentfi* e *pentfs*) da razão prêmios/PIB, esses últimos numa faixa de mais ou menos dois erros padrões sobre o ponto central estimado.

<sup>8</sup> Inversamente, o desemprego e o subemprego são fatores de desestímulo ao mercado de seguros por estarem negativamente relacionados com a renda.

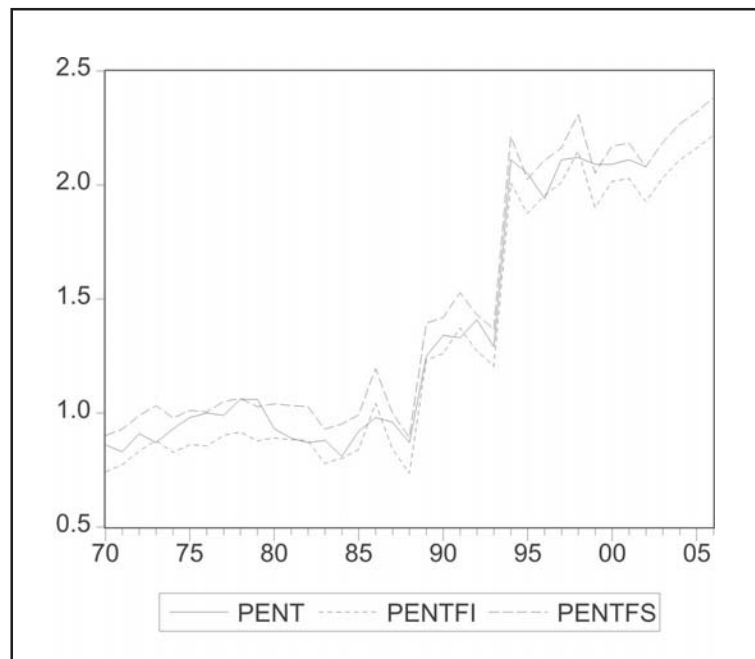


**Quadro I**

Dependent Variable: PENT  
Method: Least Squares  
Date:  
Sample: 1970-2002  
Included observations: 33

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.898284	0.065278	13.76090	0.0000
PIB	7.09E-07	7.81E-08	9.078544	0.0000
LIGP	-0.112528	0.007076	-15.90212	0.0000
S	0.543634	0.042453	12.80551	0.0000
R	0.654984	0.077439	8.458113	0.0000
R-squared	0.982210	Mean dependent var		1.300606
Adjusted R-squared	0.979669	S.D. dependent var		0.507210
S.E. of regression	0.072322	Akaike info criterion		-2.276640
Sum squared resid	0.146455	Schwarz criterion		-2.049896
Log likelihood	42.56456	F-statistic		386.4783
Durbin-Watson stat	2.350167	Prob. (F-statistic)		0.000000

**Gráfico 4**

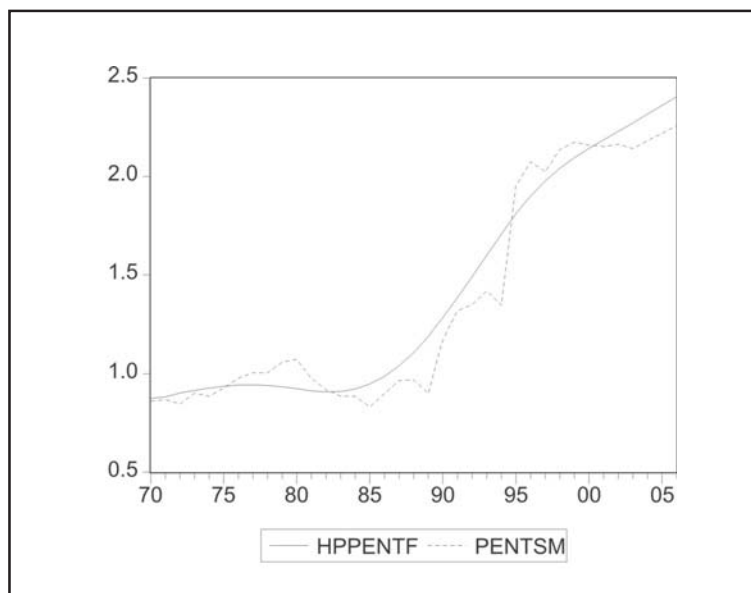


Como se vê no quadro I, o  $R^2$  elevado mostra o alto poder explicativo das variáveis independentes e a estatística Durbin Watson (DW), de 2,3, não rejeita hipótese de ausência de correlação serial nos resíduos. A regressão passa também no teste de White para heteroscedasticidade sem termos cruzados. Os coeficientes das variáveis independentes são todos estatisticamente diferentes de zero a um nível de significância de 1% e têm o sinal esperado, ou seja, a inflação afeta negativamente a razão prêmios/PIB, e as demais – o PIB real e as “dummies” r e s – afetam positivamente.

A projeção dos resultados da regressão até 2006 se baseou no seguinte: a inflação cairia de 12%, em 2003, para 8%, e 2004, 7%, em 2005 e 6%, em 2006. O PIB real teria acréscimos anuais de 1%, em 2003, 3,5%, em 2004 e 2005, e 4% em 2006. As variáveis de nível  $r$  e  $s$  se manteriam em 1 e 0, respectivamente. O exercício de projeção indicou que a razão prêmios/PIB teria um crescimento modesto, passando de 2,08%, em 2002, para 2,3%, em 2006. Dada a margem de erro inevitável nesses exercícios, seria mais adequado falar num intervalo de projeção e, para isso, utilizamos mais ou menos dois erros padrões sobre a estimativa central. Isto posto, a projeção para 2006 do quociente prêmios/PIB teria um valor postulado como “mínimo” de 2,22% e como “máximo” de 2,38%. Esses resultados ilustram quantitativamente o que dissemos acima, ou seja, novos avanços no coeficiente de penetração do mercado segurador são prováveis nos próximos quatro anos mas, uma forte aceleração é improvável sem esforços adicionais em termos de liberdade de mercado, reforma da previdência, tratamento fiscal e regulatório favoráveis etc.

Os resultados acima foram obtidos com base num modelo multivariado (regressão) que consideramos mais adequado ao estudo da variável em tela. No entanto, utilizamos também, como contrafação, modelos univariados de projeção, especificamente o método de “adoçamento” de tendências, proposto por Hodrick-Prescott (HP) e o método de ajuste exponencial de Holt-Winters (HW), com três parâmetros. Os resultados estão no gráfico 5, onde PENT é a razão prêmios/PIB, observada entre 1970 e 2002, PENTSM, a mesma razão projetada até 2006 conforme o método HW e HPPENTF, a variável projetada segundo o método de HP.

Gráfico 5



Como se vê, os resultados não diferem significativamente dos da análise de regressão. Segundo o método HP, a razão prêmios/PIB alcançaria 2,4% em 2006, portanto, superando ligeiramente o limite superior da projeção realizada com base na citada análise, e conforme o método HW, tal quociente atingiria 2,26%, em 2006, percentual um pouco inferior ao ponto central do obtido com a análise de regressão.

O próximo passo foi estimar diretamente o volume de prêmios emitidos. A equação estimada foi a seguinte:

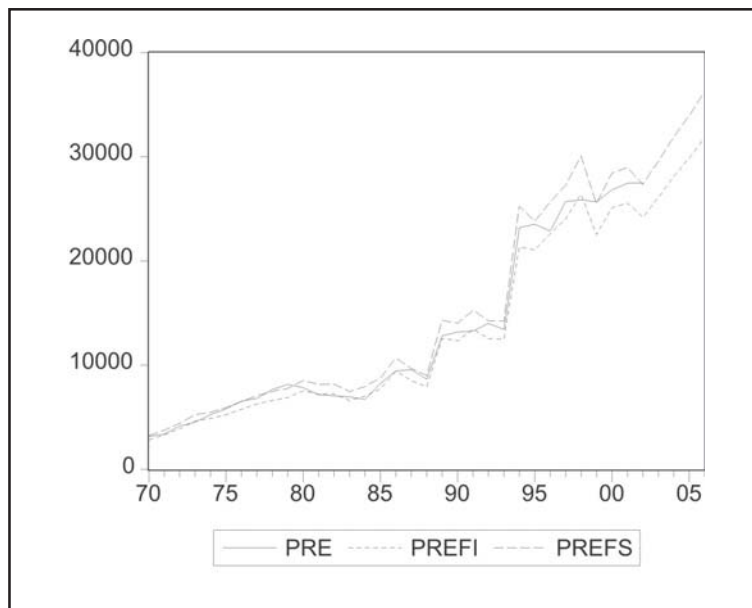
$$lprem = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot lpib + \alpha_2 \cdot ligp + \alpha_3 \cdot r + \alpha_4 \cdot s$$

onde *lprem* é o logaritmo do volume de prêmios, avaliados em moeda constante de 2002, *ligp* é o logaritmo da taxa de inflação segundo o IGP-DI, *lpib* é o logaritmo do PIB real, avaliado também em moeda de poder aquisitivo constante de 2002 e *s* e *r* são as mesmas variáveis de nível da regressão anterior. Esta forma funcional tem a vantagem de mostrar imediatamente a elasticidade dos prêmios em relação ao PIB e à inflação. O quadro II apresenta os resultados da regressão e o gráfico 6 mostra os valores observados (*pre*) e os estimados (*prefi* e *prefs*) do volume de prêmios, em milhões de reais, numa faixa de mais ou menos dois erros padrões sobre o ponto central estimado.

**Quadro II**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.040734	0.607009	-6.656796	0.0000
LIGP	-0.074336	0.005859	-12.68751	0.0000
LPIB	1.318260	0.045412	29.02860	0.0000
R	0.397769	0.063224	6.291419	0.0000
S	0.468769	0.031198	15.02581	0.0000
R-squared	0.992975	Mean dependent var		13.85537
Adjusted R-squared	0.991972	S.D. dependent var		0.658444
S.E. of regression	0.058997	Akaike info criterion		-2.683933
Sum squared resid	0.097458	Schwarz criterion		-2.457189
Log likelihood	49.28489	F-statistic		989.4786
Durbin-Watson stat	1.846043	Prob. (F-statistic)		0.000000

Gráfico 6



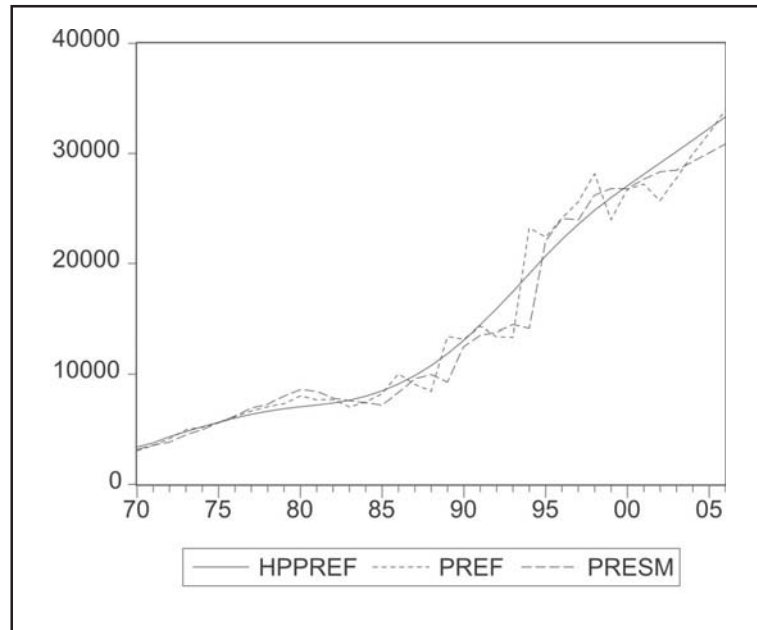
Novamente, vê-se pelo quadro II que o  $R^2$  da regressão é elevado, o que mostra o alto poder explicativo das variáveis independentes. A estatística DW, de 1,85, não rejeita a hipótese de ausência de correlação serial nos resíduos. A regressão passa no teste de White para heteroscedasticidade com e sem termos cruzados. Os coeficientes das variáveis independentes são estatisticamente diferentes de zero a um nível de significância de 1% e têm o sinal esperado, com a inflação afetando negativamente o volume de prêmios e as demais – o PIB real e as “dummies”  $r$  e  $s$  – afetando positivamente. A regressão mostra que, no período analisado, a elasticidade dos prêmios em relação à inflação foi reduzida (-0,07) e, como esperado, elasticidade-renda foi superior à unidade (1,32).

A projeção dos resultados da regressão até 2006 se baseou nas mesmas hipóteses quanto à evolução das variáveis independentes da regressão do quociente prêmios/PIB. O exercício de projeção indicou que o volume de prêmios emitidos, em moeda de 2002, passaria de R\$ 27,5 bilhões, em 2002, para R\$ 33,9 bilhões, em 2006, exibindo, pois, um crescimento médio anual de 7,1%. Dada a margem de erro da regressão, calculamos um intervalo de projeção de mais ou menos dois erros padrões sobre a estimativa central. Isto significaria que o volume de prêmios projetado para 2006 variaria entre um valor “mínimo” de R\$ 31,8 bilhões e um “máximo” de R\$ 36,1 bilhões. Esses resultados são positivos, mas lembremos que foram baseados, entre outros fatores, num PIB cuja taxa de crescimento média anual projetada para 2004-2006 ficou em 3,75%. Ou seja, a razão prêmios/PIB estaria crescendo a pouco mais de 3% ao ano.

Os resultados da regressão foram novamente comparados com aqueles obtidos por meios da utilização dos métodos de ajuste

univariados HP e HW com três parâmetros. Os resultados estão no gráfico 7, onde PRE é o volume de prêmios observado entre 1970 e 2002, PRESM, a mesma variável projetada até 2006, conforme o método HW e HPPREF, a variável projetada segundo o método HP.

Gráfico 7



Os resultados são similares aos da análise de regressão. Segundo o método HP, o volume de prêmios alcançaria R\$ 33,3 bilhões, em 2006, portanto, ligeiramente inferior ao ponto central da projeção realizada com base na análise de regressão, e conforme o método HW, tal volume atingiria R\$ 30,8 bilhões, em 2006, valor bem baixo do limite inferior do intervalo obtido com a análise de regressão.

A análise anterior se baseou em séries temporais apenas para o Brasil. No entanto, é interessante colocar o País em perspectiva internacional. Para tanto, estudamos os determinantes da razão prêmios/PIB com base numa regressão em "cross section" para 82 países (vide Anexo) e tendo como período 1990-2001<sup>9</sup>. A equação estimada foi a seguinte:

$$pen = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot ppc + \alpha_2 \cdot fl + \alpha_3 \cdot rel + \alpha_4 \cdot geo + \alpha_5 \cdot p + \alpha_6 \cdot n$$

onde *pen* é o coeficiente de penetração (razão prêmios/PIB) dos países, *ppc* é o PIB per capita em dólares correntes, *fl*, a taxa de

<sup>9</sup> Agradeço a Clarisse Ferraz, da FUNENSEG, a cessão de banco de dados com estatísticas internacionais do mercado de seguros, sem o qual esta parte do trabalho não seria possível.





inflação, *rel* é uma variável de nível (“dummy”) igual a 1 para os países com população majoritariamente muçulmana e zero para os demais, *geo* é outra variável de nível igual a 1 para os países que se situam em zonas assoladas por freqüentes catástrofes naturais (sismos, atividade vulcânica, inundações etc) ou humanas (guerras recorrentes) e *p* e *n* são variáveis “dummy” que melhoram o ajustamento da regressão nos casos em que as demais variáveis independentes não explicam os extremos para mais ou para menos da razão prêmios/PIB. Tomamos as médias aritméticas do período 1990-2001. Discutamos um pouco tais variáveis.

Quanto à inflação, não há necessidade de explicações além das que já foram dadas acima. Idem para as razões pelas quais a renda é um fator determinante da demanda de seguros. No contexto internacional, a razão prêmios/PIB mostrou ser mais sensível ao PIB per capita do que ao PIB total dos países. O motivo é simples. O seguro é um bem superior e, portanto, sua demanda aumenta proporcionalmente à renda média individual. Esta é melhor correlacionada com o PIB per capita do que com o PIB total. Tome-se, por exemplo, o caso da China: o país tem um PIB total elevado, mas um PIB per capita ainda reduzido. Não surpreende, pois, que a demanda chinesa de seguros, como proporção da renda, seja baixa.

Incluimos também uma variável “dummy” relacionada à religião muçulmana (*rel*). A razão é a seguinte: entre os devotos de tal religião, encara-se o seguro, particularmente o de vida, como uma tentativa de interferência com os designios de Deus; logo, como uma especulação imoral. É interessante notar que o mesmo ocorreu até o século XIX em países do Ocidente como o Brasil e Portugal. O nosso Código Comercial de 1850 proibia explicitamente o seguro “sobre a vida de alguma pessoa livre” (Art.686), permitindo, porém, o seguro de coisas, inclusive, o de vida de escravos assim entendidos<sup>10</sup>.

A variável de nível *geo* se baseia na conhecida máxima de que “geografia é destino”. De fato, os indivíduos residentes em países localizados em regiões freqüentemente afetadas por sismos, atividade vulcânica, inundações ou guerras, devido ao maior risco sobre suas vidas e propriedades, têm, “ceteris paribus”, uma demanda maior por seguros do que os demais. A variável *p* é uma “dummy” de ajuste igual a 1 para os seguintes países que mostraram ter quocientes prêmios/PIB “excessivamente” elevados: Reino Unido, Irlanda, Luxemburgo, África do Sul e Coréia do Sul. A variável *n* cumpre o mesmo papel para os países que mostraram ter quocientes prêmios/PIB “excessivamente” baixos: Emirados Árabes Unidos, Islândia e Noruega. Os resultados da regressão estão no quadro III.

<sup>10</sup> Ver “Seguro de Vida: Particularidades e Mecanismos utilizados pelas seguradoras para minimizar os riscos operacionais”, de Sérgio Rangel Guimarães, Prof. do Depto. de Matemática Pura e Aplicada da UFRGS.



Quadro III

Dependent Variable: PEN  
Method: Least Squares  
Date:  
Sample (adjusted): 1 82  
Included observations: 82 after adjusting endpoints  
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.234498	0.300292	4.110991	0.0001
PPC	0.000203	2.05E-05	9.899468	0.0000
INFL	-0.001479	0.000673	-2.198410	0.0310
GEO	0.806229	0.276887	2.911761	0.0047
REL	-1.057196	0.370199	-2.855749	0.0056
D1	8.184499	0.995794	8.219069	0.0000
D2	-3.553807	0.563933	-6.301826	0.0000
R-squared	0.879037	Mean dependent var		3.671951
Adjusted R-squared	0.869360	S.D. dependent var		3.528658
S.E. of regression	1.275403	Akaike info criterion		3.405902
Sum squared resid	121.9989	Schwarz criterion		3.611353
Log likelihood	-132.6420	F-statistic		90.83755
Durbin-Watson stat	1.832013	Prob. (F-statistic)		0.000000

O quadro III mostra um  $R^2$  de 0,879, o que significa um adequado poder explicativo das variáveis independentes. A estatística Durbin Watson, de 1,83, não rejeita a hipótese de ausência de correlação serial nos resíduos. A regressão original mostrou indícios de heteroscedasticidade, conforme o 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 obtermos erros padrões consistentes. Assim, vê-se que, com exceção da inflação, todos os coeficientes são estatisticamente diferentes de zero a menos de 1% de significância (no caso da inflação, a 3,1%) e todos têm os sinais esperados. A inflação e a variável que busca captar o efeito da religião muçulmana afetam negativamente a razão prêmios/PIB, e o inverso ocorre com o PIB per capita e a “dummy” de localização geográfica.

A regressão estimou uma relação linear de modo que as elasticidades renda e inflação dos prêmios emitidos varia segundo o país. Na média da amostra, a elasticidade-renda foi estimada em 1,6 confirmando, pois, que os seguros são um bem superior, e a elasticidade-inflação foi de -0,06. No caso do Brasil, as referidas elasticidades foram de 1,8 e -1,2, respectivamente, indicando, pois, uma forte resposta do mercado de seguros brasileiro à estabilização monetária.

A projeção dos resultados da regressão para o Brasil, em 2006, fica prejudicada devido ao fato de o PIB per capita, em dólares, ter apresentado forte queda desde 1999 por conta da maxi-desvalorização do real. Atualmente, tal PIB se encontra em pouco menos de US\$ 3.000,00 por habitante, quando na média de 1990 a 2001 foi de US\$ 3.610,00. Nada indica que teremos um crescimento exponencial desse valor até 2006. Entretanto, numa situação em que tal variável aumentasse para US\$ 4.500,00 e a inflação fosse de 6%, a análise de regressão indica que a razão prêmios/PIB seria de 2,14%, com uma margem de erro de 1,3% para mais ou para menos.

Dissemos acima que, na regressão em “cross section”, alguns países chamaram a atenção como “outliers” positivos, ou seja, suas razões prêmios/PIB superaram em muito aquilo que seria “esperado” pela regressão. No caso da África do Sul, por exemplo, tal razão foi de 13,5% para uma renda per capita de US\$ 3.308, em 1990-2001; no caso da Irlanda, 10,8% e US\$ 19.422, respectivamente, e no de Luxemburgo, 17,8% (maior percentual da amostra) e US\$ 39.061. A experiência desses países é ilustrativa de possíveis caminhos para o mercado segurador brasileiro.

A África do Sul é um dos países que mais consome seguros no mundo. Uma das causas é a baixa proteção oferecida pelo sistema de seguridade oficial e a indução dos governos aos sistemas privados. Os empregadores são obrigados a incluir planos de saúde e previdência nos benefícios a que fazem jus seus empregados. As seguradoras têm se aproveitado disso para oferecer planos que embutem taxas de retorno de mais de 12% ao ano, mais altas do que os instrumentos de poupança bancários. O marketing desses planos também é agressivo e os bancos tem tido dificuldades em acompanhar a concorrência devido às restrições regulatórias<sup>11</sup>. No caso de Irlanda e Luxemburgo, o alto crescimento dos respectivos mercados foi resultado do processo de homogeneização e liberalização das transações com serviços financeiros no âmbito da União Européia (EU). Assim, Dublin e Luxemburgo se capacitaram a atuar como exportadoras de serviços de seguros para os demais países da EU ao atrair grande número de seguradoras (anglo saxônicas, no primeiro caso, e belgo/holandesas, no segundo) estimuladas pelos tratamentos fiscais favorecidos nesses locais “vis-à-vis” os demais países da EU. Na Irlanda, o principal fator de estímulo é um imposto de renda corporativo especial de 10% e, em Luxemburgo, a ausência de imposto na fonte sobre os rendimentos dos planos das seguradoras<sup>12</sup>. Essas experiências mostram as possibilidades que se abrem para o mercado de seguros de um país como o Brasil, que conta com um amplo mercado interno e empresas capacitadas e tem uma natural projeção sobre os mercados vizinhos.

## 5. Seguros e desenvolvimento econômico

Vimos na seção anterior que mercado de seguros é, certamente, um produto do desenvolvimento econômico e cresce mais do que, proporcionalmente, o aumento da renda pessoal. No entanto, a relação entre desenvolvimento econômico e mercado de seguros tende a ser de mão dupla, ou seja, o mercado de seguros incentiva, também, o crescimento econômico. As companhias seguradoras fazem parte do conjunto de intermediários financeiros dos quais diversas pesquisas internacionais já demonstraram a importância para o processo de desenvolvimento. Em particular, entende-se que os mercados de seguros e bancário têm papel significativo na explicação dos ganhos

<sup>11</sup> Ver “South African Insurance 2001”, in <http://www.africanbusinessdirect.com>

<sup>12</sup> Ver “Pan European Life Choices: Dublin IFSC or Luxembourg” in <http://www.milliman-global.com>.

de produtividade dos fatores e produção que estão na raiz dos processos de crescimento sustentado da renda<sup>13</sup>.

Isto posto, cabe encarar o mercado segurador não apenas como instrumento de diversificação e transferência de riscos como, também, de desenvolvimento econômico. Existem diversos mecanismos através dos quais este mercado contribui decisivamente para esse objetivo<sup>14</sup>.

Ao proteger a situação financeira de indivíduos, famílias e organizações, o mercado segurador ajuda a garantir a estabilidade financeira nacional. Sem a existência de seguros, as pessoas e empresas prejudicadas por eventos incertos podem ir à falência e ter de se apoiar em familiares, em organizações de caridade ou no governo. Não raro, falências são eventos “sistêmicos”, ou seja, podem afetar negativamente toda a economia de uma nação pelos efeitos de encadeamento que existem entre empresas e famílias.

O mercado de seguros, principalmente o ramo vida, pode auxiliar o Estado a realizar a função de seguridade social. Em várias partes do mundo, os sistemas previdenciários oficiais se tornaram inviáveis do ponto de vista financeiro, tanto pela concessão de benefícios previdenciários a segmentos da população que contribuíram insuficientemente para tanto quanto pelo aumento da proporção da população idosa na população total, pressionando os recursos das empresas e dos trabalhadores da ativa. No Brasil, esses fatores são agravados pela confusão entre previdência e assistência sociais, ambas colocadas no mesmo orçamento da seguridade social e uma prejudicando a outra. Por conseguinte, um maior volume de recursos aportado pelas famílias ao mercado de seguros de vida pode permitir a liberação de recursos governamentais, antes aplicados na seguridade social, em outras áreas da economia carentes de atenção.

O mercado segurador facilita o comércio e os investimentos. Sob a ótica de determinados agentes econômicos, como os empresários, ele propicia menor grau de risco, o que favorece o processo de investimento e de expansão da atividade econômica. Em geral, os processos produtivos mais avançados não só requerem mais capital por produto, mas também apresentam maiores riscos, donde a necessidade de contratação de seguros. O desenvolvimento econômico também provoca grande afluxo de populações rurais para as cidades, com o conseqüente acréscimo de acidentes e criminalidade e, portanto, necessidade de proteção de vidas e patrimônios através de seguros.

O mercado de seguros propicia a canalização de poupanças para investimentos produtivos. As companhias seguradoras investem suas reservas técnicas em títulos de emissão das empresas e dos governos, em imóveis e outros ativos, a fim de capacitá-las ao pagamento dos

<sup>13</sup> Ver Webb (2000) que, em sua tese doutoral, argumenta que os componentes “exógenos” (independentes) do mercado de seguros e bancário são importantes previsores da produtividade econômica.

<sup>14</sup> Ver Skipper Jr., H., Starr, C.V. & Robinson, J., (2000).



sinistros. Segundo a SUSEP, tais reservas (comprometidas e não comprometidas) atingiram, em 2001, R\$ 21,8 bilhões (equivalente a 1,8% do PIB), dos quais 55,5% foram aplicados no mercado de renda fixa, 6,4% em renda variável, 35,8% em títulos públicos e o resto em imóveis. As seguradoras cumprem importante função na concessão de liquidez a esses mercados, sem a qual a precificação dos ativos de capital é inadequada e o volume de investimento, reduzido. Além disso, as seguradoras têm interesse em reunir grande quantidade de informações de modo a aferir com cuidado a rentabilidade das firmas e dos projetos para os quais elas direcionaram suas reservas técnicas. Com isso, aumentam a eficiência dos investimentos e, daí, a capacidade de crescimento da economia.

Do exposto acima, cabe o exame das relações entre as principais variáveis do mercado de seguros e da economia em geral. A tabela 4 apresenta a evolução das razões prêmios comercializados/PIB, consumo/PIB, poupança/PIB e investimento/PIB, bem como as taxas de inflação e de crescimento do volume de prêmios e do PIB.

**Tabela 4 – Indicadores Macroeconômicos e de Seguros**

	PIB Per capita	Taxa de Inflação	como porcentagem do PIB				taxas de crescimento	
			Prêmios*	Consumo	Poupança**	Investimento	Prêmios*	PIB
1970	3.938	16,3	0,9	68,9	19,2	20,5		
1971	4.262	19,4	0,8	69,4	18,6	21,3	7,5	11,4
1972	4.643	19,9	0,9	69,4	18,7	21,2	22,9	12,1
1973	5.142	29,6	0,9	69,2	20,0	22	8,9	14,0
1974	5.408	34,6	0,9	72,3	17,9	24,3	15,6	8,2
1975	5.534	33,9	1,0	68,1	20,5	25,7	10,8	5,2
1976	5.939	41,2	1,0	69,4	19,1	23	12,5	10,2
1977	6.076	45,4	1,0	69,7	19,8	22	4,0	5,0
1978	6.218	38,2	1,1	68,2	19,6	23	12,4	4,9
1979	6.481	54,4	1,1	69,0	18,3	23,1	6,8	6,8
1980	6.924	92,1	0,9	69,2	18,6	24	-4,1	9,3
1981	6.477	101	0,9	65,9	19,9	24,5	-8,5	-4,4
1982	6.391	101	0,9	68,1	16,6	22,6	-1,4	0,8
1983	6.074	131	0,9	69,1	14,8	18,4	-1,8	-2,9
1984	6.272	202	0,8	67,2	17,7	17,6	-3,0	5,4
1985	6.636	249	0,9	64,2	20,3	20,4	22,6	7,9
1986	6.995	149	1,0	66,4	18,0	20	14,5	7,4
1987	7.110	206	1,0	60,4	22,7	23,2	1,4	3,5
1988	6.980	628	0,9	57,1	25,7	24,3	-9,4	-0,1
1989	7.065	1.304	1,3	54,7	27,1	26,9	47,9	2,9
1990	6.657	2.737	1,3	59,6	19,1	20,2	2,7	-4,2
1991	6.650	417	1,3	61,4	18,6	19,8	0,7	1,5
1992	6.523	969	1,4	61,6	19,9	18,9	5,6	-0,4
1993	6.742	1.996	1,3	59,8	20,1	20,8	-4,0	4,9
1994	7.015	2.240	2,1	59,6	21,2	22,1	72,7	5,6
1995	7.215	77,5	2,1	59,5	19,5	22,3	1,4	4,3
1996	7.312	17,4	1,9	62,5	17,8	20,9	-2,7	2,8
1997	7.449	8,3	2,1	62,7	17,4	21,5	12,3	3,3
1998	7.360	4,9	2,1	62,0	16,8	21,1	0,6	0,1
1999	7.321	5,7	2,1	62,2	15,4	20,2	-0,6	0,8
2000	7.540	8,4	2,1	60,9	17,3	21,5	4,4	4,4
2001	7.548	7,5	2,1	60,6	16,6	21,2	2,4	1,4
2002	7.565	8,5	2,1	59,2	18,0	19,3	0,1	1,5
Memo:								
1970-88	5.974	115,4	0,9	67,4	19,3	22,2	6,2	5,8
1989-94	6.775	1.611	1,5	59,5	21,0	21,5	20,9	1,7
1995-02	7.414	17,3	2,1	61,2	17,4	21,0	2,2	2,3
1989-02	7.140	700,1	1,8	60,5	18,9	21,2	10,3	2,1
1970-02	6.469	363,4	1,3	64,5	19,1	21,8	8,0	4,2

(\*) comercializados líquidos; (\*\*) poupança interna (privada +

Fontes: IBGE, SUSEP, IRB e FENASEG

O quociente prêmios/PIB cresce com o aumento do PIB per capita. Aquele passa de 0,9%, em 1970, para 2,1%, em 2002, enquanto este cresce de R\$ 3.938 (em moeda de 2002) para R\$ 7.565, no mesmo período. Fica confirmada a característica, já referida na análise de regressão acima, do seguro como bem “superior”, ou seja, seu consumo cresce mais rapidamente que a renda. Parece, portanto, clara a importância de evolução do produto para o desenvolvimento do mercado segurador. E, na medida em que a trajetória de crescimento do PIB é determinada pelo volume e pela ligação entre poupança e investimento, parece clara, também, a importância dessas duas variáveis para o mercado segurador.

A relação inversa, ou seja, o mercado segurador tendo impacto causal positivo sobre as variáveis macroeconômicas, parece difícil de provar no caso brasileiro. Conforme se observa na tabela 4, o aumento do coeficiente de penetração (prêmios/PIB), entre 1970 e 2002, parece mais correlacionado com decréscimos nas taxas de poupança e investimento e na taxa de crescimento real do PIB do que o oposto. Enquanto tal coeficiente passou de 0,9%, em 1970-1988, para 1,5%, em 1989-94, e 2,1%, em 1995-02, a taxa de poupança foi de 19,3% para 21,0% e caiu para 17,4% nos mesmos subperíodos. A taxa de investimento caiu, persistentemente, de 22,2%, em 1970-88, para 21,5% em 1989-94, e 21,0% em 1995-02. A taxa de crescimento do PIB também mostrou clara desaceleração, caindo de 5,8% ao ano, em média, em 1970-88, para 2,1%, em 1989-02.

Entretanto, a realidade pode ser mais complexa do que sugerem tais números. Como vimos, o mercado segurador passou por forte processo de mudança estrutural desde o final da década de 90, o que deve ser levado em conta em qualquer análise das relações desse mercado com a economia em geral. Esta é uma situação que demanda o uso de técnicas estatísticas menos simples. Fizemos isto acima ao mostrar por, análise de regressão, que o PIB real está correlacionado positivamente com a razão prêmios/PIB e com a inflação, negativamente, como seria de se esperar.

Um exercício necessário é o estudo da causalidade recíproca entre as variáveis, ou seja, em que medida o PIB não apenas se correlaciona com o volume de prêmios comercializados mas é a sua “causa” e vice-versa. Isto pode ser feito através do chamado teste de Wald, que computa a significância estatística de determinada variável quando esta é adicionada à regressão, de modo defasado, junto com as variáveis explicativas originais<sup>15</sup>.

Assim, de modo a estabelecer a causalidade do PIB com relação ao quociente prêmios/PIB, estimamos a seguinte regressão (as siglas das variáveis são as mesmas da equação acima):

<sup>15</sup> O conceito de causalidade usado aqui é o mesmo definido por Granger e guarda relação com a idéia de anterioridade, isto é, uma variável é encarada como causa de outra se sua inclusão na regressão explicativa desta outra, defasada de um certo número de períodos, aumenta o poder preditivo da regressão. Ver Granger, C.W.J (1969).



$$pent = \alpha_1 + \alpha_2 \cdot pent_{-1} + \alpha_3 \cdot pent_{-2} + \alpha_4 \cdot pib_{-1} + \alpha_5 \cdot pib_{-2} + \alpha_6 \cdot ligp + \alpha_7 \cdot s + \alpha_8 \cdot r$$

Realizamos o teste de Wald para a significância estatística da variável *pib*, e que equivale a examinar a hipótese de que ambos os coeficientes dessa variável ( $\alpha_4$  e  $\alpha_5$ ) são iguais a zero. A aceitação dessa hipótese demonstraria que a inclusão do PIB defasado na regressão não aumentaria o seu poder explicativo, logo, o PIB não poderia causar, no sentido de Granger, o coeficiente de penetração do mercado segurador. Abaixo estão os resultados da regressão e do teste de Wald (Quadro IV).

Quadro IV

Variável Dependente: PENT  
Método: Mínimos Quadrados

Amostra (ajustada): 1972 - 2002  
Observações Incluídas: 31 após ajuste de pontos extremos

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Probab.
C	0.592479	0.111373	5.319788	0.0000
PENT(-1)	0.367754	0.106354	3.457837	0.0021
PENT(-2)	0.023505	0.076607	0.306826	0.7617
PIB(-1)	7.80E-07	4.61E-07	1.692072	0.1041
PIB(-2)	-4.35E-07	4.59E-07	-0.947964	0.3530
LIGP	-0.064906	0.014428	-4.498520	0.0002
S	0.381797	0.059811	6.383363	0.0000
R	0.689265	0.073791	9.340808	0.0000
R-quadrado	0.988320	Média var dependente		1.330000
R-quadrado ajustado	0.984765	D.P. var dependente		0.509575
E.P. da regressão	0.062896	Critério Akaike inform.		-2.477023
Soma quadrado resid.	0.090987	Critério Schwarz		-2.106962
Log likelihood	46.39385	Estatística F		278.0269
Estat. Durbin-Watson	2.478873	Probab.(Estatística F)		0.000000

#### Teste Wald

Hipótese Nula: C(4)=0  
C(5)=0

Estatística F	4.773238	Probability	0.018453
Chi-Quadr.	9.546475	Probability	0.008453

O teste de Wald consiste em computar as probabilidades associadas às estatísticas F e "Chi-Square". As baixas probabilidades nos dois casos (1,8% e 0,8%) indicam que a hipótese de nulidade dos coeficientes do PIB defasados de um e dois anos deve ser rejeitada. Em outros termos, aceita-se a hipótese alternativa de que a inclusão do PIB na regressão melhora o seu poder preditivo e, portanto, o PIB pode ser encarado como uma das "causas" do quociente Prêmios/PIB. Tal resultado reforça a alta correlação entre as duas variáveis mostrada no quadro I.

Testamos, também, a causalidade inversa, ou seja, a de que o crescimento do mercado segurador “causa” o crescimento do PIB. Para tanto, estimamos a seguinte regressão:

$$pib = \alpha_1 + \alpha_2 \cdot pib_{-1} + \alpha_3 \cdot pib_{-2} + \alpha_4 \cdot prem_{-1} + \alpha_5 \cdot prem_{-2} + \alpha_6 \cdot jur + \alpha_7 \cdot jur_{-1} + \alpha_8 \cdot inv + \alpha_9 \cdot inv_{-1}$$

onde *prem* é o volume de prêmios comercializados, em moeda de 2002, *jur* é a taxa real de juros média anual de CDB e *inv* é o quociente Investimentos/PIB. Os resultados da regressão estão no Quadro III abaixo, junto com o teste de Wald para a hipótese nula de que o volume de prêmios não afeta o PIB, isto é, que os coeficientes  $\alpha_4$  e  $\alpha_5$  são nulos.

O teste de Wald mostra, nesse caso, probabilidades não tão baixas para as estatísticas F e “Chi-Square” (28% e 25,9%), indicando que a hipótese “nula” – de que os coeficientes do volume de prêmios com uma e duas defasagens são nulos – não deve ser rejeitada (Quadro V). Em outros termos, aceita-se a hipótese de que a inclusão do volume de prêmios na regressão do PIB não melhora significativamente o seu poder preditivo e, portanto, aquela variável não deve ser encarada como uma “causa”, no sentido de Granger, do PIB. Tal resultado reforça a impressão de que o mercado de seguros no Brasil tem sido muito mais uma consequência do que uma causa da expansão da renda interna.

Vimos que, no Brasil, o quociente prêmios/PIB não parece correlacionado com a taxa de poupança, resultado que seria contrário ao que prevê a teoria de que o desenvolvimento do mercado segurador estimula a poupança e o investimento. Entretanto, tal quociente apresenta elevada correlação com a razão consumo das famílias/PIB. É o que se observa ao se estimar a equação abaixo:

$$cons = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot jur + \alpha_2 \cdot igp + \alpha_3 \cdot pib + \alpha_4 \cdot d1 + \alpha_6 \cdot pent \quad \text{onde}$$

IGP, *d1* é uma variável “dummy” de ajuste, igual à unidade em 1987,88 e 89 e zero nos demais anos<sup>16</sup>, e as outras siglas têm o mesmo significado das equações anteriores. O quadro VI mostra adequado ajustamento das variáveis explicativas: a estatística Durbin-Watson rejeita a existência de correlação serial nos resíduos, o  $R^2$  é elevado, a regressão passa no teste de White para ausência de heteroscedasticidade e os coeficientes das variáveis “explicativas” apresentam os sinais esperados e, com exceção do quociente prêmios/PIB, são estatisticamente diferentes de zero a um nível de significância inferior

<sup>16</sup> A “dummy” em tela capta uma queda “exógena” na taxa de consumo durante esses anos. Uma razão para tal queda seria uma espécie de compensação pelo excesso de consumo (e talvez endividamento), observado na entrada da Nova República, ou seja, em 1985 e, particularmente, no ano do Plano Cruzado (1986).





a 1%. Quanto ao citado quociente, cabe notar que apresenta relevante significância estatística haja vista que seu valor é diferente de zero a 4,2%.

Realizamos, além disso, dois testes de Wald para causalidade indo da razão prêmios/PIB para a taxa de consumo familiar. No primeiro caso, com duas defasagens para ambas as variáveis, a hipótese de ausência de causalidade é rejeitada a 0,5% de significância. No segundo caso, com três anos de defasagens, tal hipótese é rejeitada com 2,6% de significância<sup>17</sup>. Parece, pois, razoável afirmar que o crescimento do mercado segurador, expresso no acréscimo da razão prêmios/PIB, auxiliou na redução do consumo agregado das famílias brasileiras com uma defasagem de, pelo menos, um ano.

#### Quadro V

Variável Dependente: PIB  
Método: Mínimos Quadrados

Amostra (ajustada): 1972 – 2002  
Observações Incluídas: 31 após ajuste de pontos extremos

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Probab.
C	162678.2	63917.93	2.545110	0.0185
PIB(-1)	0.951074	0.177819	5.348540	0.0000
PIB(-2)	-0.028205	0.167175	-0.168717	0.8676
PREM(-1)	0.038803	0.027466	1.412756	0.1717
PREM(-2)	-0.023536	0.027523	-0.855109	0.4017
JUR	-684.8864	462.4830	-1.480890	0.1528
JUR(-1)	455.0988	479.3886	0.949332	0.3528
INV	6959.444	2682.128	2.594747	0.0165
INV(-1)	-10816.83	2566.631	-4.214408	0.0004
R-quadrado	0.993021	Média var dependente		933560.5
R-quadrado ajustado	0.990483	D.P. var dependente		242257.9
E.P. da regressão	23633.21	Critério Akaike inform.		23.21639
Soma quadrado resid.	1.23E+10	Critério Schwarz		23.63271
Log likelihood	-350.8541	Estatística F		391.2912
Estat. Durbin-Watson	2.175947	Probab. (Estatística F)		0.000000

#### Teste Wald:

Hipótese Nula:	C(4)=0	C(5)=0		
Estatística F	1.348554	Probability		0.280248
Chi-quadrado	2.697107	Probability		0.259615

<sup>17</sup> As regressões usadas para os citados testes foram as seguintes: no primeiro caso,  $cons = f[cons(-1), cons(-2), pent(-1), pent(-2), jur, igp, d1]$  e, no segundo caso,  $cons = g[cons(-1), cons(-2), cons(-3), pent(-1), pent(-2), pent(-3), jur, igp, d1]$



Infelizmente, tal decréscimo do consumo não se trasladou em maior poupança interna e esta, em maior investimento<sup>18</sup> (ver tabela 5), tendo servido, principalmente, para financiar o governo via maior tributação líquida que passa de 10,2% do PIB, na média de 1970-88, para 18,9%, em 1995-02. As razões desse fato escapam ao objetivo desta nota técnica mas, de qualquer modo, fica evidenciado que o mercado segurador teria cumprido o objetivo de auxiliar na formação de poupança e investimento no país se a relação “normal” entre consumo e poupança tivesse prevalecido, isto é, se o decréscimo do consumo tivesse levado a um aumento da poupança.

#### Quadro VI

Variável Dependente: CONS  
Método: Mínimos Quadrados

Amostra: 1970 – 2002  
Observações Incluídas: 33

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Probab.
C	75.49698	0.863251	87.45662	0.0000
JUR	-0.076348	0.025268	-3.021554	0.0054
IGP	-0.002026	0.000447	-4.536480	0.0001
PIB	-7.26E-06	1.88E-06	-3.863295	0.0006
D1	-5.469326	1.003654	-5.449414	0.0000
PENT	-2.235650	1.047019	-2.135252	0.0420
R-quadrado	0.924800	Média var dependente		64.46970
R-quadrado ajustado	0.910874	D.P. var dependente		4.586562
E.P. da regressão	1.369273	Critério Akaike inform.		3.629403
Soma quadrado resid	50.62252	Critério Schwarz		3.901495
Log likelihood	-53.88514	Estatística F		66.40828
Estat. Durbin-Watson	1.771259	Probab. (Estatística F)		0.000000

Tabela 5 – Usos do Produto Interno Bruto (em %)

	PIB	Consumo Famílias	Poupança Nacional	Tributos Líquidos	Renda Líq Env. Ext.
1970-88	100	67,4	19,3	10,2	3,1
1989-94	100	59,5	21,0	16,7	2,8
1995-02	100	61,2	17,4	18,9	2,5
1989-02	100	60,5	18,9	17,9	2,7

Fonte: IBGE

<sup>18</sup> Esse fato, talvez, ajude a explicar porque verificamos baixa causalidade do mercado de seguros para o PIB. Se o crescimento deste mercado esteve associado a uma queda do consumo, mas esta não levou a maiores poupança e investimento, claro está que o impacto sobre o PIB fica prejudicado, tendo em vista a importância da aceleração do investimento para o crescimento sustentado da renda.



Finalmente, examinamos a validade, no Brasil, do resultado obtido por Beck (2000) segundo o qual o desenvolvimento do mercado segurador teve papel significativo na explicação dos ganhos de produtividade dos fatores na economia norte-americana. Para testar tal hipótese no caso brasileiro, utilizamos as séries de produtividade total dos fatores de produção na economia nacional e na indústria, aferidas por Bonelli<sup>19</sup> (1998) para o período de 1970 e 1999. As taxas de crescimento anuais dessas duas variáveis, bem como suas tendências de longo prazo<sup>20</sup>, estão nos gráficos 8 e 9 abaixo (nomeadas TXPTFIND e TXPTFBR).

Gráfico 8

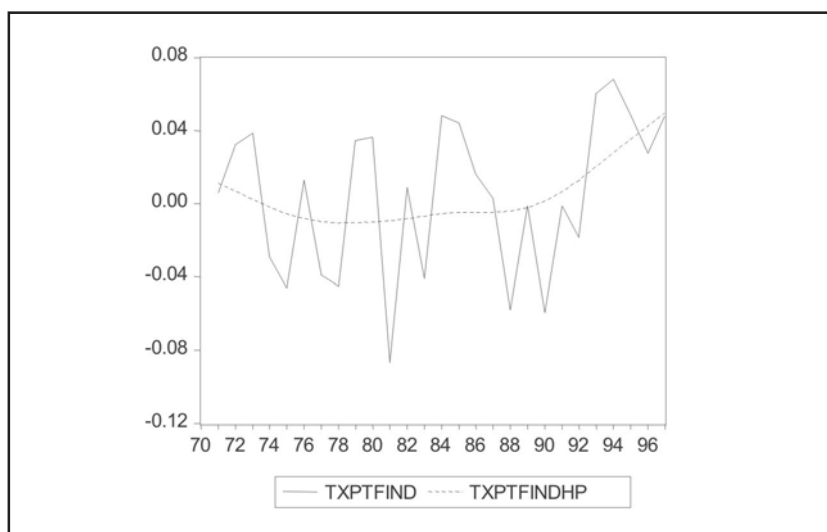
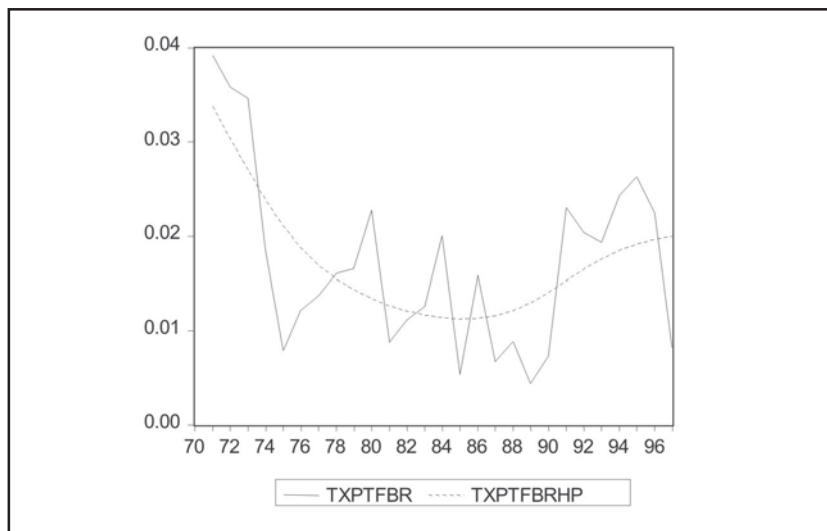


Gráfico 9



<sup>19</sup> Ver Bonelli, R, e Fonseca, R., (1998).

<sup>20</sup> Aplainadas pelo "filtro" de Hodrick Prescott.

Pelos gráficos, observam-se padrões semelhantes nas trajetórias das duas variáveis. As taxas de crescimento das produtividades apresentam tendência de queda entre as décadas de 70 e 80, consistentes com a desaceleração do crescimento econômico no período, e voltam a crescer na década de 90, provavelmente, devido aos estímulos induzidos pelas reformas estruturais da época<sup>21</sup>. Porém, cabe notar a maior instabilidade da série industrial quando comparada à série aplicada à economia como um todo.

Realizamos testes de Granger para aferir a causalidade entre as taxas de crescimento das produtividades geral e industrial e as taxas de crescimento do volume de prêmios e do quociente prêmios/PIB. Tais testes computam a significância estatística da variável “independente” (“causa”) quando esta é adicionada à regressão da variável “dependente”, ambas de modo defasado. A idéia é que a inclusão da variável tida como causal adiciona poder preditivo à regressão da variável dependente contra ela mesma defasada de alguns períodos. O teste computa a probabilidade associada à estatística F, e quanto menor tal probabilidade mais aceitável é a hipótese de causalidade (ver Manual do E-Views 3, pp. 216-217).

A hipótese de que as taxas de crescimento das produtividades “causam”, no sentido de Granger, as taxas de crescimento do volume de prêmios e da razão prêmios/PIB é rejeitada em todos os casos a mais de 67% de probabilidade. A causalidade que nos interessa, indo dos mercados de seguros para a produtividade, apresenta alguma significância apenas no que se refere à economia em geral e, mesmo assim, a níveis de significância relativamente altos para uma aprovação inequívoca no teste. De fato, com duas defasagens, a referida causalidade foi significativa a 27,6%, no caso do volume de prêmios, e a 9,6%, no caso da razão prêmios/PIB. A causalidade de ambas as variáveis com referência à taxa de acréscimo da produtividade industrial é decididamente rejeitada pelo teste de Granger<sup>22</sup>.

## 6. Conclusões

Retomemos o fio da meada. Neste trabalho, mostramos os entraves que existiam nas décadas de 70 e 80 ao desenvolvimento do mercado segurador e como as reformas da década de 90 propiciaram a duplicação do mercado em termos dos indicadores mais utilizados internacionalmente. Notamos, porém, uma tendência ao crescimento lento ou mesmo ao estancamento destes indicadores desde o final da década de 90. Atribuimos tal fato à paralisação dos esforços de desenvolvimento que vinham sendo feitos desde o início da década passada. A análise econométrica ratificou tal tendência de crescimento lento dos referidos indicadores.

<sup>21</sup> A medição da produtividade deve ser feita com base nos fatores efetivamente empregados. Daí porque se pode verificar, simultaneamente, altos níveis de produtividade e taxas elevadas de desemprego de fatores de produção.

<sup>22</sup> Omitimos os quadros com os testes de Granger devido à ausência de resultados positivos.

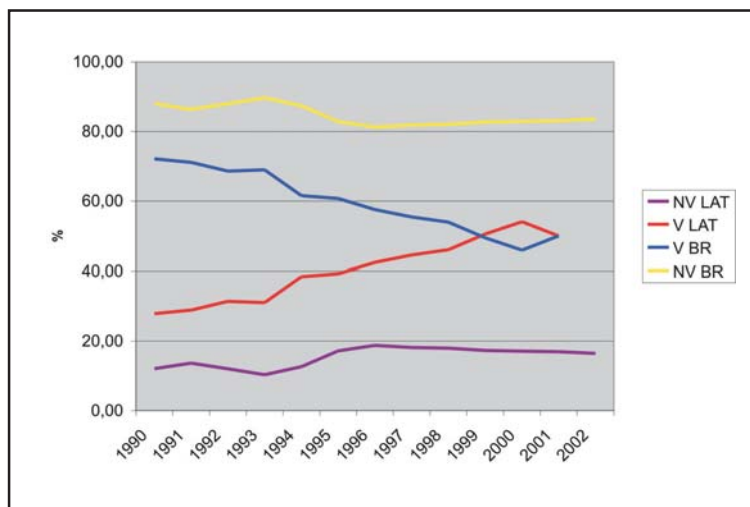
O ponto essencial é o seguinte: no médio prazo, as expectativas para o crescimento da renda são modestas, ou seja, não se diferenciam em muito do que tem ocorrido nos últimos anos. Dada a elasticidade-renda do mercado segurador, “ceteris paribus”, isso significa que não se deve esperar grandes acréscimos nos coeficientes de penetração e densidade do mercado até 2006, particularmente, no que se refere a ramos tradicionais como os seguros de automóveis, cuja dependência do crescimento da renda e de sua melhor distribuição é elevada. Conseqüentemente, esforços adicionais em vários aspectos do mercado são necessários de modo a garantir a aceleração de seu desenvolvimento. Mencionemos alguns deles.

Em agosto de 1996, foi aprovada a quebra do monopólio do resseguro pelo IRB (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 devidamente saneada financeira e administrativamente e, portanto, em condições de operar num mercado de resseguros aberto. De lá para cá, 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 limita a oferta de novos produtos que exigem também o resseguro. Limita, também, a competição, beneficiando as seguradoras de maior porte, que podem reter riscos no mercado direto ao invés de ressegurá-los e garantindo sobrevida a empresas ineficientes. Com a entrada de competidores no mercado de resseguros, é possível esperar um aumento na oferta de produtos bem como redução de tarifas e da prática do co-seguro. O seguro de propriedades também deve ser estimulado, pois depende fortemente da oferta de resseguro. Todos esses fatores tendem a impulsionar o mercado para cima.

Outro impulso ao desenvolvimento do mercado deverá advir da reforma da previdência social, atualmente em discussão no Congresso. Por razões estruturais, como o envelhecimento das populações e a extensão dos direitos sociais via aposentadorias precoces, a tendência mundial tem sido de crise dos sistemas previdenciários estatais, baseados no esquema de repartição (tributação dos ativos em benefício dos inativos), e de mudança para sistemas mistos, que combinam repartição (aplicável aos inativos de baixa renda) com capitalização. O mercado segurador tende a ser fortemente beneficiado, pois o segmento de previdência privada cresce automaticamente com a reforma, na medida em que a população se torna mais consciente da necessidade de planejar a aposentadoria o mesmo ocorre com o segmento de seguros de vida, pois a experiência da América Latina indica que os fundos de pensão estatais costumam ressegurar seus riscos de mortalidade e invalidez junto a seguradoras privadas. Entretanto, esse último efeito pode ser minimizado se, como no México, tais riscos forem assumidos por instituição estatal. O grande espaço de crescimento para o ramo vida no Brasil está patente no gráfico 10, onde se observa o forte desenvolvimento que teve nos países latinos em contraste com o estancamento observado no Brasil.



**Gráfico 10** – Participação (%) dos Ramos Vida (V) e Não Vida (NV): no total de Prêmios Emitidos no Brasil e no conjunto de Espanha, Portugal, México e Argentina (Latinos)



A quebra do monopólio de seguros de acidente de trabalho, pertencente ao INSS e responsável por uma movimentação financeira estimada em R\$ 1 bilhão por ano, representa outra frente de desenvolvimento para o mercado segurador. Esse monopólio tem sido responsável pela baixa qualidade de atendimento ao segurado, bem como fonte de malversação de fundos públicos alocados a indenizações no âmbito do INSS.

Na parte tributária, a experiência dos países desenvolvidos mostra que o apoio dos governos é de importância crucial para o desenvolvimento do mercado segurador e para a criação de uma cultura do seguro. Numa economia que apresenta baixa taxa de poupança, como a brasileira, os governos deveriam incentivar a aquisição de seguros, em particular, nos ramos de previdência e saúde, onde a carência das instituições públicas é notória. Como vimos acima, incentivos desse tipo foram a principal razão do enorme crescimento do mercado segurador da África do Sul. Ademais, tendo em vista a escassez estrutural de divisas do Brasil, deveria ser concedido, às empresas que operam no mercado brasileiro, incentivo à exportação de seguros, como ocorreu nas experiências de Luxemburgo e Irlanda.

Entretanto, no Brasil, a tributação tem sido um fator de emperramento ao invés de promoção do mercado devido às altas alíquotas bem como à instabilidade das normas, como foi o caso do IOF de 7% aplicado sobre os prêmios de seguros de vida. Como instrumento de poupança de longo prazo, este ramo sofre forte competição dos produtos de previdência que não pagam IOF sobre as contribuições e nem o benefício do imposto de renda diferido. No entanto, a experiência internacional indica que há grande espaço de crescimento do ramo vida. Daí a necessidade de uma estrutura tributária que assegure o equilíbrio dos vários ramos do mercado.

Um ramo que demanda especial atenção é o de seguro saúde. Entre



1994 e 2002, a sinistralidade subiu de 71% para mais de 83%, o número de segurados caiu de 6 milhões em 1999 para 5 milhões neste ano e diversas empresas encerraram as atividades<sup>23</sup>. Mantendo-se as tendências atuais, o ramo saúde tende ao estancamento. Muito disto se deve à intervenção governamental. Esta tem sido ruínoza ao fixar preços ao sabor da conjuntura política sem levar em conta o equilíbrio atuarial e econômico-financeiro das carteiras. Assim, cabe incentivar a flexibilização dos produtos, que seriam diferenciados segundo a maior ou menor amplitude de coberturas. Analogamente, as empresas que pagam planos de saúde para seus funcionários deveriam ter tratamento fiscal favorecido, por exemplo, podendo deduzir do imposto de renda devido as importâncias que efetivamente pagam a título de prêmio do seguro de saúde coletivo.

Em suma, a passagem do mercado de seguros a um novo patamar não é automática. Novos avanços no mercado segurador são possíveis e prováveis, mas dependem de esforços adicionais significativos: maior liberdade de mercado, reforma da previdência, incluindo a quebra do monopólio de acidentes do trabalho, regulamentação adequada dos planos de saúde, tratamento fiscal diferenciado, e abertura do resseguro, entre outros.

## 7. Anexo

Países que integram a amostra utilizada na regressão em “cross section”:

Argélia, Argentina, Austrália, Áustria, Bangladesh, Bélgica, Brasil, Bulgária, Canadá, Chile, China, Colômbia, Costa Rica, Croácia, Chipre, Rep. Tcheca, Dinamarca, Rep. Dominicana, Equador, Egito, El Salvador, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Guatemala, Hong Kong, Hungria, Islândia, Índia, Indonésia, Iran, Irlanda, Israel, Itália, Japão, Quênia, Coréia do Sul, Kuwait, Latvia, Líbano, Líbia, Luxemburgo, Malásia, Mauritius, México, Marrocos, Holanda, Nova Zelândia, Nigéria, Noruega, Oman, Paquistão, Panamá, Peru, Filipinas, Polônia, Portugal, Qatar, România, Rússia, Arábia Saudita, Singapura, Eslováquia, Eslovênia, África do Sul, Espanha, Sri Lanka, Suécia, Suíça, Síria, Taiwan, Tailândia, Tunísia, Turquia, Ucrânia, Emirados Árabes Unidos, Reino Unido, Estados Unidos, Uruguai, Venezuela e Zimbábue.

<sup>23</sup> Ver “Em nome do Mercado”, artigo do Presidente da FENASEG, João Elísio Ferraz de Campos, no “site” da FUNENSEG na Internet, <http://www.funenseg.org.br>.

---

## 8. Referências Bibliográficas

BECK, Thorsten; WEBB, Ian. *Economic, demographic and institutional determinants of life insurance across countries*. World Bank & International Insurance, 2002.

BLACK JR., Kenneth; SKIPPER JR., Harold. *Life insurance*. New Jersey: Prentice Hall, 1994.

WILLIAMS, C.A.; SMITH, M.L.; YOUNG, P.C. *Risk management and insurance*. New York: McGraw Hill, 1995.

CONTADOR, Claudio R. (org.) *Desafios e oportunidades do mercado de seguros: uma coletânea de estudos*. Rio de Janeiro: Ediouro, 1999.

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS. *Conjuntura Econômica*. Rio de Janeiro, diversas edições.

SOUZA, Silney de. *Seguros: contabilidade, atuária e auditoria*. São Paulo: Saraiva, 2001.

SWISS RE. *Insurance in Latin America: growth opportunities and the challenge to increase profitability*. Ed. nº 2/2002.

SWISS RE. *World insurance in 2001: turbulent financial markets and high claims burden impact premium growth*. Ed. nº 6/2002.

VASCONCELLOS, Marco Antonio Sandoval de; ALVES, Denisard (org.) *Manual de econometria*. São Paulo: Atlas, 2000.

VAUGHAN, Emmet & Therese. *Essentials of insurance: a risk management perspective*. New York: John Wiley & Sons, 1995.