



Aspectos da Demanda e Oferta de Seguros de Vida

Lauro Vieira de Faria

Economista e Consultor

laurovf@terra.com.br

Resumo

Neste trabalho, procuraremos mostrar alguns aspectos dos seguros de vida no Brasil. Começaremos por aferir a baixa representatividade desse seguro no Brasil quando comparado com diversos outros países, inclusive, alguns mais atrasados que o Brasil. Do lado da oferta, examinaremos a questão do encarecimento dos seguros de vida no Brasil vis-à-vis os mercados desenvolvidos.

Abstract

Some aspects of life insurance demand and supply

Lauro Vieira de Faria, Economist and Consultant

laurovf@terra.com.br

This paper aims to discuss some specific traits of life insurance in Brazil by assessing the low representativeness of this type of insurance in Brazil when compared to several other countries, some of which less developed than Brazil. Regarding supply, the observed increased rates of life insurance in Brazil shall be examined in the light of developed countries.

Palavras-Chave

seguros de vida; demanda; oferta; evolução; prêmio.

Sumário

1. Introdução; 2. Evolução do ramo vida; 3. Lado da demanda; 4. Lado da oferta; 5. Conclusões; 6. Bibliografia.



1. Introdução

Um dos fatos mais notáveis do mercado segurador brasileiro é a pouca expressão do ramo de seguros de vida. Enquanto na maior parte dos países, tal ramo cresceu fortemente e detém hoje pelo menos metade dos prêmios totais, no Brasil ocorre fato diferente: o crescimento tem sido lento e a participação nos prêmios totais pouco tem aumentado desde 1970¹. O objetivo dessa nota é analisar os elementos explicativos desse fato tanto do lado da oferta quanto da demanda de seguros de vida.

A seguir, trataremos da evolução dos seguros de vida no Brasil colocando-o numa perspectiva histórica e no contexto mundial. Em seguida, procuraremos estudar os componentes da demanda de seguros de vida e realizar projeções para o médio prazo de indicadores fundamentais da indústria. Depois, estudaremos aspectos da oferta de seguros de vida, e apresentaremos as conclusões.

2. Evolução do ramo vida

A tabela 1 mostra a evolução do volume de prêmios emitidos, da taxa de crescimento anual e dos coeficientes de penetração e densidade dos ramos vida e não vida no Brasil desde o início da década de 70. Por ela, vê-se que a indústria brasileira de seguros era e é dominada pelo ramo não vida (particularmente, seguros de propriedades): de fato, em 1970, tal ramo recolheu prêmios no valor de R\$ 2.593 milhões (em reais constantes de 2002) o que representou R\$ 28 por habitante e 0,71% do PIB; nesse mesmo ano, as estatísticas correspondentes para o ramo vida foram R\$ 562 milhões, R\$ 6 por habitante e 0,15% do PIB. Assim, pode-se dizer que, em 1970, grosso modo, o ramo vida representou 18% do total da indústria. Em 2002, a indústria progrediu mas as participações relativas dos citados ramos continuaram semelhantes: os prêmios emitidos de seguros não vida foram de R\$ 132 por habitante e representaram 1,74% do PIB ao passo que os relativos ao ramos vida foram de R\$ 26 por habitante e 0,34% do PIB. Em termos de participação na indústria geral, os seguros de vida representaram cerca de 16%.

¹ Nesse trabalho, trataremos apenas de seguros que incluam elementos de proteção à sobrevivência. Produtos como o VGBL não estão incluídos nessa categoria por enquanto: embora tenha a expressão “vida” no nome e seja registrado dentro da carteira de seguro de vida, o VGBL tem sido mais um plano de acumulação de recursos para aquisição de uma renda no futuro do que um seguro de vida. A cobertura para esse evento é vendida à parte e a maioria das apólices em vigência não a incluem.

Claramente, tal evolução apresentou variações ao longo do tempo. O gráfico 1 mostra as taxas de crescimento anual dos prêmios emitidos nos setores de vida e não vida. Como as séries apresentam alta volatilidade, uma visão melhor da trajetória a longo prazo dos dois setores se obtém por meio do “aplainamento” das taxas observadas, dando origem à taxas “tendenciasais”² (gráfico 2). Nesse gráfico, observa-se comportamento similar em

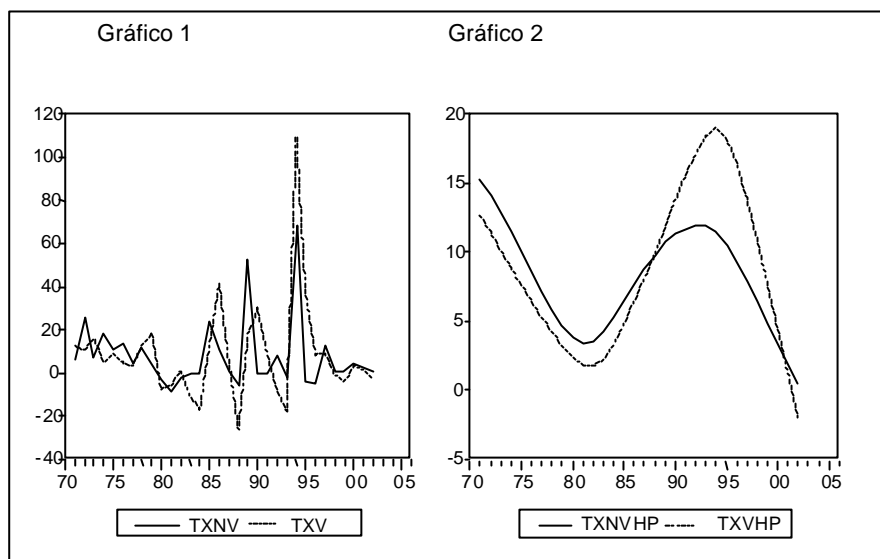
TABELA 1:
 Evolução dos Principais Indicadores dos Ramos Vida e Não Vida da Indústria de Seguros Brasileira

	Ramo Não-Vida				Ramo Vida**			
	R\$ milhões*	Tx. cresc. %	R\$ percapita*	% PIB	R\$ milhões*	Tx. cresc. %	R\$ percapita*	% PIB
1970	2.593		28	0,71	562		6	0,15
1971	2.757	6,3	29	0,67	633	12,7	7	0,16
1972	3.467	25,7	35	0,76	700	10,5	7	0,15
1973	3.729	7,5	37	0,71	811	15,9	8	0,16
1974	4.396	17,9	42	0,78	853	5,1	8	0,15
1975	4.889	11,2	46	0,82	928	8,9	9	0,16
1976	5.570	13,9	51	0,85	974	4,9	9	0,15
1977	5.798	4,1	51	0,84	1.004	3,1	9	0,15
1978	6.509	12,3	56	0,90	1.135	13,1	10	0,16
1979	6.816	4,7	57	0,89	1.347	18,6	11	0,17
1980	6.587	-3,4	54	0,78	1.244	-7,6	10	0,15
1981	5.996	-9,0	48	0,74	1.172	-5,8	9	0,15
1982	5.880	-1,9	46	0,72	1.184	1,0	9	0,15
1983	5.880	0,0	45	0,75	1.057	-10,8	8	0,13
1984	5.849	-0,5	44	0,70	881	-16,6	7	0,11
1985	7.257	24,1	54	0,81	992	12,6	7	0,11
1986	8.038	10,8	58	0,83	1.403	41,4	10	0,15
1987	8.083	0,6	58	0,81	1.491	6,3	11	0,15
1988	7.576	-6,3	53	0,76	1.094	-26,6	8	0,11
1989	11.535	52,3	79	1,12	1.289	17,8	9	0,13
1990	11.490	-0,4	78	1,17	1.676	30,0	11	0,17
1991	11.438	-0,5	76	1,15	1.821	8,7	12	0,18
1992	12.320	7,7	81	1,24	1.680	-7,7	11	0,17
1993	12.054	-2,2	78	1,16	1.384	-17,6	9	0,13
1994	20.302	68,4	129	1,85	2.903	109,7	19	0,26
1995	19.573	-3,6	123	1,71	3.948	36,0	25	0,34
1996	18.589	-5,0	115	1,58	4.285	8,5	27	0,36
1997	21.034	13,2	129	1,73	4.659	8,7	29	0,38
1998	21.219	0,9	128	1,74	4.632	-0,6	28	0,38
1999	21.258	0,2	127	1,73	4.433	-4,3	26	0,36
2000	22.239	4,6	131	1,73	4.573	3,1	27	0,36
2001	22.812	2,6	132	1,75	4.642	1,5	27	0,36
2002	22.971	0,7	132	1,74	4.507	-2,9	26	0,34

Fontes: SUSEP, IRB e FENASEG. (*) reais constantes de 2002. (**) não inclui VGBL.

ambos os setores: os prêmios iniciam a década de 70 com uma taxa de crescimento tendencial de cerca de 15% ao ano, que se reduz a menos de 5% na primeira metade da década de 80, sobe para mais de 10% em meados dos anos 90 e desacelera fortemente neste início de milênio. Vê-se também que, até o início da década de 90, a taxa de crescimento tendencial da receita no ramo não vida (no gráfico 2, TXNVHP) tendeu a ser superior a do ramo vida (no gráfico, TXVHP) mas o inverso ocorreu na década de 90.

² Isto é feito por um método estatístico – chamado “Hodrick-Prescott” – que computa uma série apainada (“smoothed”) de uma variável minimizando a variância da mesma ante à série original.



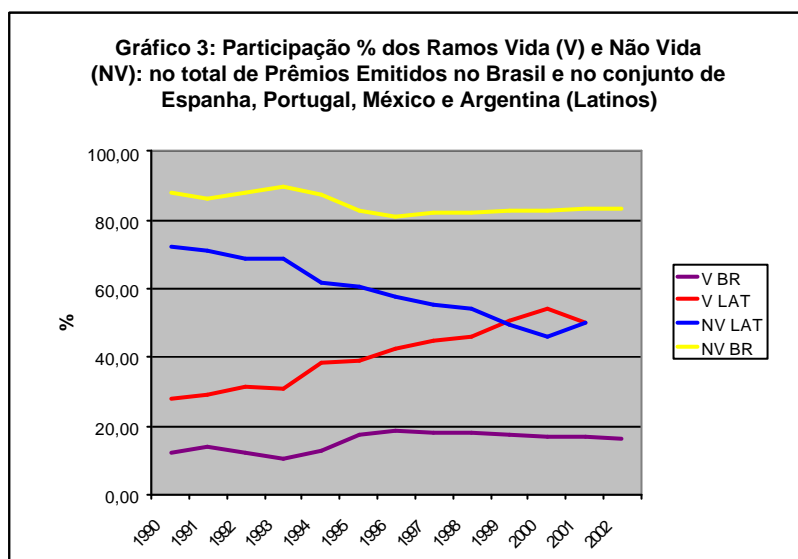
Numa comparação internacional, fica ainda mais ressaltado o baixo desenvolvimento do ramo vida no Brasil. Como se pode ver na tabela 2, num grupo de 16 países de rendas alta e média, apesar de ter apresentado elevada taxa de crescimento médio anual do quociente prêmios vida/PIB (+9,1%) entre 1989 e 2001, o Brasil se encontrava em último lugar em termos do nível dessa variável, que foi de apenas 0,34% do PIB em 2001.

Outro dado interessante é o comportamento da razão prêmios do ramo vida sobre prêmios totais. Na maioria dos países do mundo, tal razão tem crescido fortemente desde os anos 80 tendo em vista o aumento da renda e dos níveis de educação e a consciência dos graves problemas que afetam os esquemas de seguridade social. No Brasil, apesar de desenvolvimentos recentes, isso tem ocorrido de modo vagaroso. Conforme se observa no gráfico 3, enquanto no conjunto de Espanha, Portugal, Argentina e México, a citada razão passou de 17,8%, em 1990, para 50%, em 2001, no Brasil a evolução foi de 12% para 16,4% no mesmo período. Certamente, isso pode mudar ainda mais com a reforma da previdência, em tramitação no Congresso. O ramo vida tende a ser beneficiado na medida em que os fundos de pensão estatais a serem criados com a reforma passem a 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.

TABELA 2:
Coefficiente de Penetração do Ramo Vida (Prêmios como % do PIB)

	1989	1993	1997	2001	Tx cresc % med. Anual
África do Sul	7,7	8,7	12,0	15,0	5,3
Reino Unido	5,8	7,4	7,8	10,7	5,3
Coréia do Sul	7,9	8,6	9,1	8,6	0,7
Japão	6,7	9,8	9,0	8,5	2,0
França	3,4	4,5	6,3	5,7	4,4
Austrália	3,3	3,5	5,4	5,7	4,6
Estados Unidos	3,4	3,5	3,8	4,4	2,1
Itália	0,7	1,0	1,9	3,8	15,7
Espanha	1,0	1,4	2,3	3,3	10,3
Alemanha	2,4	2,3	2,7	3,0	1,9
Canadá	2,6	2,9	3,0	3,0	1,2
Chile	1,0	1,7	2,0	2,8	9,3
Portugal	0,6	1,2	2,5	2,8	14,0
Argentina	0,03	0,3	0,6	1,0	34,6
México	0,4	0,5	0,5	0,8	7,3
Brasil	0,1	0,1	0,4	0,4	9,1

Fontes: SwissRe e FMI; dados da SwissRe gentilmente cedidos por Clarisse Ferraz da Funenseq.



Uma característica do mercado de seguros de vida no Brasil tem sido a predileção por seguros coletivos em regime de repartição simples ao invés dos seguros individuais, fundados no regime de capitalização. Daí resulta outro aspecto do mercado, qual seja, a dominância de seguros temporários (*term insurance*) sobre os permanentes (*whole life*), pois os seguros coletivos são, geralmente, adquiridos por empregadores para compor o pacote de benefícios de seus empregados. O mercado de seguros de vida individuais apresenta pouca diversificação.

Porém, esse quadro começou a mudar na segunda metade da década de 90, com a desregulamentação e a liberalização do

mercado. O ramo vida atraiu empresas estrangeiras estimuladas pelo potencial de crescimento do setor, dados os baixos coeficientes de densidade e penetração e a recém obtida estabilização monetária. A partir desse período, começaram a ser colocadas no mercado apólices individuais permanentes (*whole life*)³ e apólices temporárias misturando proteção da sobrevivência com objetivos de poupança (*endowments*). Contudo, continua escassa a oferta de apólices temporárias puras (*term*) e produtos mais sofisticados como *universal life*, *variable life* e *variable universal life*, que permitem flexibilidade na escolha dos investimentos e nos pagamentos de prêmios.

Examinamos a seguir, nas seções 3 e 4, os componentes da oferta e da demanda de seguros de vida no Brasil.

3. Lado da demanda

A inflação elevada das décadas de 70 e 80 tem sido apontada como a principal causa do baixo desenvolvimento dos seguros de vida no Brasil. De fato, o seguro de vida tem um componente de poupança a longo prazo que se acorda mal com a inevitável imprevisibilidade de um ambiente inflacionário, ainda mais quando os valores segurados não sofrem correção monetária, como era o caso do Brasil até fins da década de 80. A aceleração da inflação leva a uma redução do valor real dos prêmios o que, aparentemente, beneficia o segurado, mas o prejuízo e a decepção aparecem à frente, no momento do sinistro, quando fica evidente a perda de poder aquisitivo da indenização frente à cobertura originalmente contratada.

Vários outros fatores influenciam a demanda de seguros de vida. Como constitui uma poupança deixada para usufruto dos familiares, a contratação desse tipo de seguro guarda necessariamente relação com as decisões de consumo das famílias. A teoria mais aceita sobre a “função consumo”, de Ando e Modigliani⁴, explica como as famílias, antecipando a perda de renda na velhice e procurando manter estáveis seus padrões de consumo, fazem um esforço maior de poupança na juventude e na meia idade de modo a obter rendimentos de capital que compensem a perda de renda do trabalho na velhice. Quando se leva em conta o risco de morte e a necessidade de se deixar um legado aos que ficam, Menachem Yaari⁵ mostrou que parte desse esforço é, naturalmente, diversificado em seguros de vida pois estes têm o efeito de aumentar a utilidade do segurado.

Assim, a formulação teórica indica que a demanda de seguros de vida num dado país depende, desde logo, de fatores econômicos

³ Estes produtos, no entanto, sofreram duramente com a imposição de IOF de 7% sobre os prêmios entre 1999 e 2001. Note-se que, nos Estados Unidos, os tributos sobre prêmios variam de 1% a 4% e são aplicados pelos estados (ver Black & Skipper, 1993, p. 1023).

⁴ Citado em Black & Skipper (1993), p. 335

⁵ Citado em Black & Skipper (1993), p. 337.

e demográficos. Entre os fatores com maior influência positiva, estão a renda *per capita*, o estoque de riqueza e a parcela da população jovem ou em meia idade (que tende a fazer um maior esforço de poupança). Dentre os negativos, estariam o prêmio do seguro, os impostos correspondentes e a taxa de desemprego. O aumento na expectativa de vida e a redução do tamanho médio das famílias têm um efeito ambíguo pois tendem a estimular o lado de poupança dos seguros de vida mas a desestimular o aspecto de sobrevivência pela diminuição dos riscos associados à mortalidade. Variações na taxa de juros⁶ têm também impacto incerto: o aumento da taxa estimula a procura por instrumentos alternativos de poupança sendo, portanto, prejudicial ao seguro de vida, mas reduz o prêmio requerido no planejamento atuarial, influenciando positivamente a demanda pelo efeito preço.

Ademais, fatores institucionais, culturais e físicos também influenciam a procura de seguro de vida. Este tende a ser mais demandado nos países onde o nível educacional médio da população é maior (entende-se que a educação induz a uma maior responsabilidade dos pais sobre o futuro dos filhos). Analogamente, algumas religiões como a muçulmana desestimulam a contratação de seguros de vida, pois são encarados como uma tentativa de interferência com os desígnios de Deus, logo, como uma especulação imoral. Do ponto de vista institucional, a estabilidade das regras jurídicas seria também importante para garantir ao segurado a tranqüilidade de contratar um tipo de seguro cuja conclusão se prolonga vários anos à frente. Finalmente, o consumo desse seguro é maior nas regiões assoladas por recorrentes eventos naturais desfavoráveis.

A influência dos elementos citados acima na demanda internacional de seguros de vida tem sido objeto de diversos trabalhos. Um dos mais completos é o de Thorsten Beck e Ian Webb⁷ que estudaram a sua procura em 68 países entre 1961 e 2000. Resumidamente, eles chegaram às seguintes conclusões: a) o consumo de seguros de vida é maior em países com inflação mais baixa, maiores níveis de renda *per capita* e sistemas bancários mais desenvolvidos, sendo estas as principais variáveis explicativas; b) as taxas de juros e de poupança também afetam positivamente, mas em menor escala; c) variáveis demográficas como as parcelas de jovens e de idosos dependentes na população, a expectativa de vida ao nascer e a escolaridades média não mostraram forte associação com o consumo de seguros de vida; d) diferenças religiosas e institucionais explicam parte das variações nesse consumo entre os países e e) não existe relação entre o consumo de seguros de vida e a distribuição de renda nacional.

Testamos algumas dessas hipóteses para o consumo desse ramo de seguros no Brasil entre 1970 e 2002. Estimamos a seguinte

⁶ No caso de seguros de vida, a taxa de juros que interessa é, obviamente, a de longo prazo.

⁷ Ver Beck & Webb (2002).

equação explicativa da razão prêmios/PIB referente ao segmento de seguros de vida:

$$vp = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot y + \alpha_2 \cdot \log(p) + \alpha_3 \cdot r + \alpha_4 \cdot estr + \alpha_5 \cdot plan$$

onde vp é o quociente prêmios do ramo vida/PIB, $\log(p)$, o logaritmo da taxa de inflação segundo o IGP-DI, y , o PIB real, em moeda constante de 2002, r , a taxa de juros real dos CDB, $estr$, uma variável de nível (*dummy*) que procura captar as mudanças estruturais que tiveram início no fim da década de 80 e $plan$, outra variável de nível que capta a alta atípica do citado quociente no ano do Plano Real (1994). A variável $estr$ foi postulada como sendo igual a 0 entre 1970 e 1988 e 1 entre 1989 e 2002 e a variável $plan$, 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. A variável “preço” não foi incluída por absoluta ausência de séries de tempo de prêmios no Brasil (o mesmo ocorreu no trabalho de Beck e Webb).

Estimamos, também, a equação anterior acrescida das variáveis razão M4/PIB, escolaridade média dos pais de crianças entre 7 e 14 anos e o índice de distribuição de renda, que segundo Theil não melhora a qualidade da regressão. A variável M4/PIB seria uma “proxy” da evolução do sistema bancário no país na medida em que o desenvolvimento desse sistema estivesse associado ao aumento do saldo de ativos financeiros (M4) como proporção do PIB. A variável *escol* buscava examinar o efeito da educação na demanda de seguros de vida e a variável *distry*, a influência da distribuição de renda. Como nenhuma delas mostrou coeficientes estatisticamente diferentes de zero, omitimos os resultados dessa regressão expandida. Notamos que a falta de significância da distribuição de renda e da escolaridade média para o consumo de seguros de vida no Brasil ratifica o aferido por Beck e Webb no estudo mencionado acima.

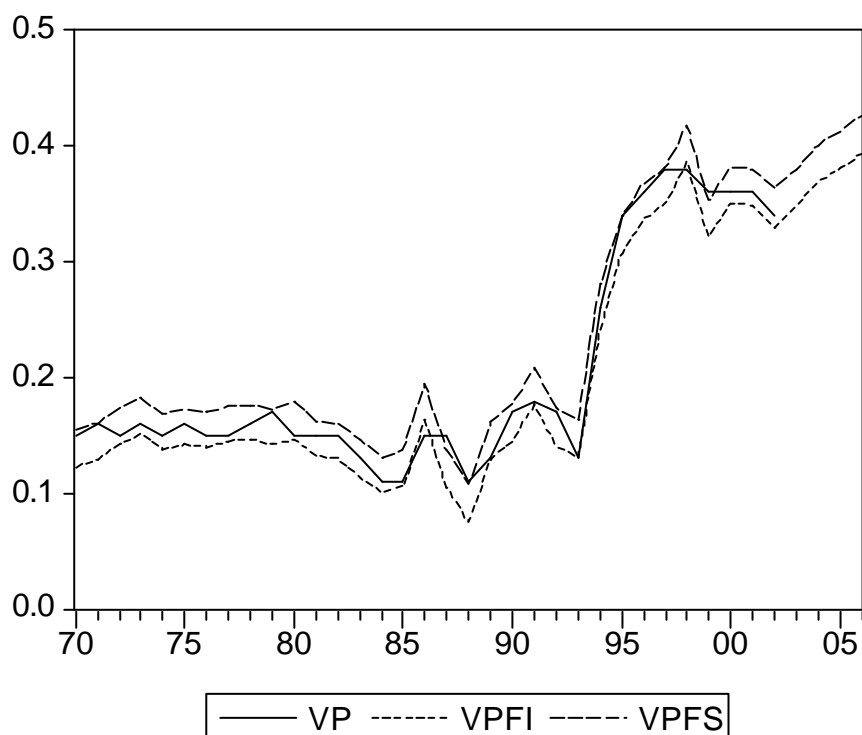
O método utilizado foi o de mínimos quadrados ordinários e o pacote econométrico, o *E-Views*. O quadro 1 abaixo apresenta os resultados da regressão e o gráfico 5 mostra os percentuais observados (vp) e os percentuais estimados ($vpfi$ e $vpfs$) da razão prêmios/PIB, esses últimos numa faixa de mais ou menos dois erros padrões sobre o ponto central estimado.

Quadro I

Variável Dependente: VP
 Método: Mínimos Quadrados
 Amostra (ajustada): 1970-2002
 Observações Incluídas: 33 após ajuste de pontos ext remos

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Probab.
C	0.193738	0.013451	14.40290	0.0000
Y	1.29E-07	1.66E-08	7.802050	0.0000
LOG(P)	-0.033029	0.001437	-22.98902	0.0000
R	-0.000653	0.000305	-2.143279	0.0413
ESTR	0.086094	0.010731	8.023122	0.0000
PLAN	0.066526	0.015912	4.180747	0.0003
R-quadrado	0.979706	Média variável depend.		0.202727
R-quadrado ajustado	0.975948	D.P. variável depend.		0.094083
E.P da regressão	0.014591	Critério Akaike inform.		-5.453834
Soma quadrada resid.	0.005748	Critério Schwarz		-5.181741
Log likelihood	95.98826	Estatística F		260.6886
Estat. Durbin-Watson	2.481740	Probab. (Estatística F)		0.000000

Gráfico 4



Como se vê no quadro I, o R^2 é elevado, mostrando o alto poder explicativo das variáveis “independentes” e a estatística Durbin Watson (DW), de 2,48, não rejeita hipótese de ausência de correlação serial nos resíduos. A regressão passa também no teste de White para heteroscedasticidade sem termos cruzados. Com exceção da taxa de juros, os coeficientes das variáveis independentes são todos estatisticamente diferentes de zero a um nível de significância de 1% e tem o sinal esperado, ou seja, a inflação afeta negativamente a razão prêmios/PIB e as demais – o PIB real e as *dummies estr e plan* – afetam positivamente. O coeficiente da taxa de juros é estatisticamente diferente de zero a 4,1% de significância e sua negatividade indica que o efeito estimulador dos juros sobre instrumentos de poupança competidores dos seguros de vida suplanta o efeito de redução dos prêmios via aumento na taxa de desconto nos planos atuariais.

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. A taxa real de juros dos CDB's seria de 10% em 2003, 9% em 2004, 7% em 2005 e 6% em 2006. As variáveis de nível *estr e plan* se manteriam em 1 e 0, respectivamente. O exercício de projeção indicou que a razão prêmios/PIB no segmento vida teria um crescimento modesto, passando de 0,34%, em 2002, para 0,41%, 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 no ramo vida teria um valor postulado como “mínimo” de 0,39% e como “máximo” de 0,43%. Os resultados acima foram obtidos com base num modelo multivariado (regressão múltipla). Utilizamos também, como contrafação, um modelo univariado de projeção, o método de “aplainamento” de tendências proposto por Hodrick- Prescott (HP). Os resultados estão no gráfico 5 onde VPF é a razão prêmios/PIB projetada para 2006, segundo a regressão, e HPVPS, a variável projetada segundo o método de HP.

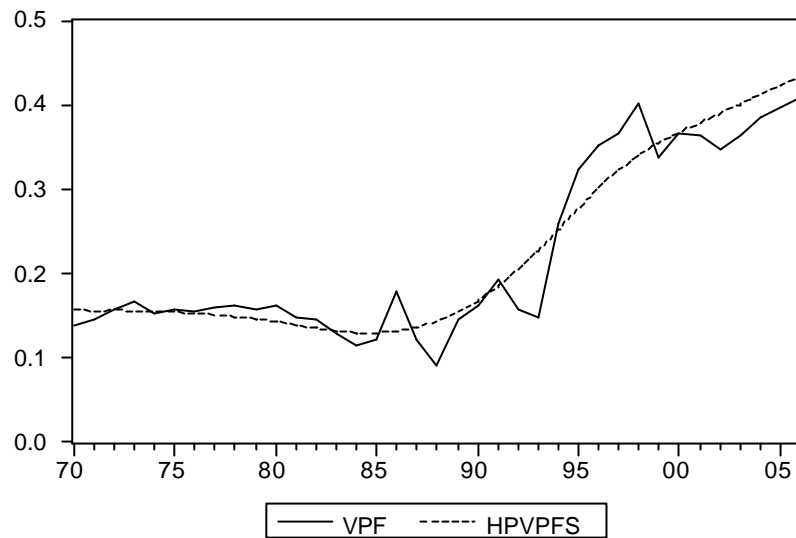


Gráfico 5

Como se vê no gráfico, o método univariado dá lugar a uma projeção um pouco mais otimista do que os resultados obtidos na análise de regressão. Segundo tal método, a razão prêmio/PIB no ramo vida alcançaria 0,43% em 2006, portanto, encostando no limite superior da projeção realizada por meio da regressão.

O próximo passo foi estimar diretamente o volume de prêmios emitidos no ramo vida⁸. A equação estimada foi a seguinte:

$$\log(v) = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \log(y) + \alpha_2 \cdot \log(p) + \alpha_3 \cdot r + \alpha_4 \cdot estr + \alpha_5 \cdot plan$$

onde $\log(v)$ é o logaritmo do volume de prêmios no ramo vida, avaliados em moeda constante de 2002, $\log(p)$ é o logaritmo da taxa de inflação segundo o IGP-DI, $\log(y)$ é o logaritmo do PIB real avaliado também em moeda de poder aquisitivo constante de 2002 e $estr$ e $plan$ são as mesmas variáveis de nível da regressão anterior. Essa forma funcional tem a vantagem de mostrar imediatamente a elasticidade dos prêmios em relação ao PIB e à inflação. O quadro II abaixo apresenta os resultados da regressão e o gráfico 6 mostra os valores observados (v) e os estimados (vfi e vfs) do volume de prêmios, em milhões de reais, numa faixa de mais ou menos dois erros padrões sobre o ponto central estimado.

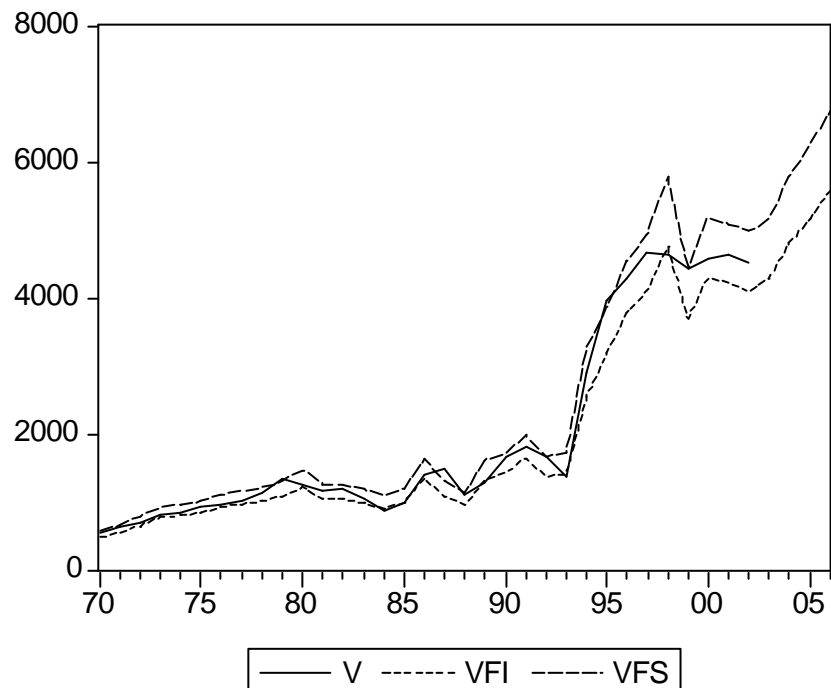
⁸ Novamente, a inclusão de variáveis financeiras e relativas à escolaridade média e distribuição de renda não melhorou a qualidade da regressão tendo em vista os respectivos coeficientes estatisticamente não diferentes de zero.

Quadro II

Variável Dependente: LOG(V)
 Método: Mínimos Quadrados
 Amostra: (ajustada): 1970-2002
 Observações Incluídas: 33 após ajuste de pontos extremos

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Probab.
C	-9.326519	0.937055	-9.953014	0.0000
LOG(Y)	1.253769	0.070224	17.85387	0.0000
LOG(P)	-0.148863	0.008782	-16.95055	0.0000
R	-0.005129	0.001811	-2.832093	0.0086
ESTR	0.525401	0.058263	9.017693	0.0000
PLAN	0.375541	0.095421	3.935616	0.0005
R-quadrado	0.985698	Média var. dependente		7.365107
R-quadrado ajustado	0.983049	D.P. var. dependente		0.671349
E.P. da regressão	0.087407	Critério Akaike inform.		-1.873519
Soma quadrado resid.	0.206279	Critério Schwarz		-1.601427
Log likelihood	36.91307	Estatística F		372.1596
Estat. Durbin-Watson	2.247968	Probab (Estatística F)		0.000000

Gráfico 6

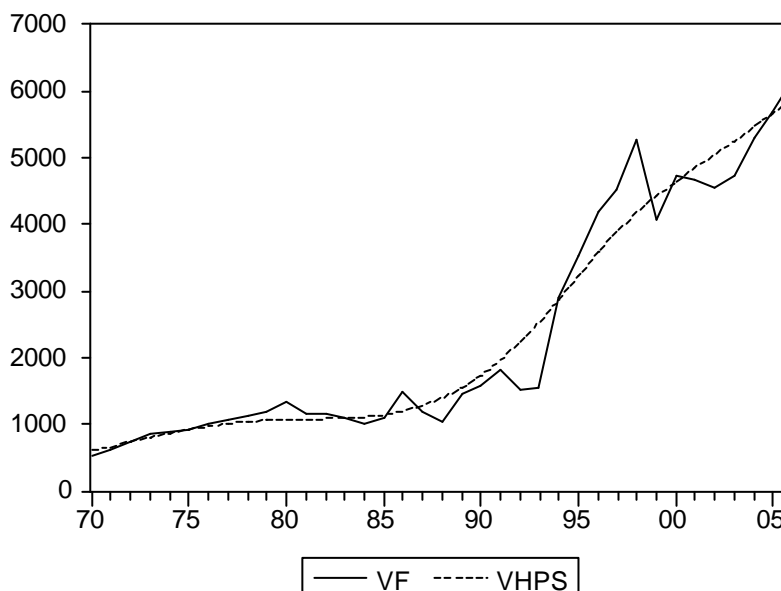


Vê-se pelo quadro II que o R^2 da regressão é elevado e a estatística DW, de 2,25, não rejeita hipótese de ausência de correlação serial nos resíduos. A regressão passa no teste de White para heteroscedasticidade com e sem termos cruzados. Todos os coeficientes das variáveis independentes são estatisticamente diferentes de zero a um nível de significância de

1%. Os resultados mostram que a inflação e a taxa de juros afetam negativamente o volume de prêmios no ramo vida e as demais – o PIB real e as “dummies” *re s* – afetam positivamente. É interessante notar que as elasticidades dos prêmios no ramo vida em relação à inflação e à taxa de juros (-0,15 e -0,05, respectivamente) foram significativamente superiores às do ramo não vida⁹ (-0,06 e -0,001, respectivamente), ratificando a tese de que a inflação foi particularmente prejudicial ao ramo vida. Já a elasticidade-renda, superior à unidade (1,25) no ramo vida, foi ligeiramente inferior a do ramo não vida (1,31) o que vai contra a impressão de que o seguro de vida é um “bem de luxo” (*luxury good*).

A projeção dos resultados dessa regressão até 2006 (gráfico 6) 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\$ 4,5 bilhões, em 2002, para R\$ 6,2 bilhões, em 2006, exibindo, pois, um crescimento médio anual de 8,3%, maior do que para o conjunto do setor (7,1%). Dada a margem de erro da regressão, é possível estimar que o volume de prêmios projetado para 2006 variaria entre um “mínimo” de R\$ 5,6 bilhões e um “máximo” de R\$ 6,7 bilhões. Tais projeções foram novamente comparados com aqueles obtidos por meio da utilização do método de ajuste univariado HP. Os resultados estão no gráfico 7 onde VF é o volume de prêmios projetado entre 1970 e 2006, conforme a análise de regressão, e VHPS, a mesma variável projetada até 2006 conforme o método HP.

Gráfico 7



⁹ Com base na mesma regressão aplicada aos prêmios no ramo não vida.

Os resultados são similares aos da análise de regressão. Segundo o método HP, o volume de prêmios alcançaria R\$ 5,9 bilhões, em 2006, portanto, ligeiramente inferior ao ponto central da projeção realizada com base na análise de regressão, de R\$ 6,2 bilhões, em 2006.

A análise do consumo de seguros de vida no Brasil ratificou, portanto, algumas das conclusões do estudo de Beck e Webb: a demanda desse tipo de seguros sofre forte influência do PIB, da inflação, da taxa de juros e de variáveis institucionais captadas na *dummy* que denominamos *estr*. A inflação e as taxas de juros influenciam mais fortemente, no campo negativo, a demanda de seguros de vida do que de não vida. Analogamente, os impactos das variáveis educacional e de distribuição de renda foram insignificantes. Entretanto, ao contrário do trabalho de Beck e Webb, não foi possível aferir um efeito significativo decorrente do aumento da intermediação financeira por meio do razão M4/PIB. Adicionalmente, notamos que a taxa de crescimento média anual projetada de 8,3%, entre 2002 e 2006, embora mais alta do que a do PIB, não garante uma mudança significativa na posição relativa do Brasil no conjunto de países pois, como vimos, na melhor das hipóteses, a razão prêmios/PIB subiria para 0,43%, em 2006. Isso indica a necessidade de maiores esforços de mudança estrutural no segmento de seguros de vida de modo a colocar o país mais próximo dos indicadores internacionais.

4. Lado da Oferta

É imediato que a oferta de determinado bem ou serviço depende do seu preço. A regra é que, a um preço maior, corresponda maior quantidade ofertada. Entretanto, em mercados não competitivos ou nos quais prevalece competição imperfeita, este nem sempre é o caso. Nos monopólios naturais, a existência de economias de escala (custos médios decrescentes com o aumento das quantidades) pode implicar em que menores preços estejam associados a maiores quantidades. Analogamente, nas situações de “competição monopolística” (decorrentes de diferenciação de produtos), o lucro econômico é zero em equilíbrio, mas as firmas operam na região de custos médios decrescentes, donde resulta efeito semelhante ao do monopólio. Mais ainda: nos mercados de competição imperfeita, os preços são determinados, em larga medida, pela estrutura de custos e não o seu inverso como ocorre nos mercados concorrenciais.

A aplicação dessas noções ao caso dos seguros de vida explica, com boa margem, porque os prêmios no Brasil são, em média, superiores aos dos países desenvolvidos. Os seguros de vida capitalizados, ou seja, que embutem elementos de poupança a longo prazo, chegam a custar aqui o triplo do que custam nos Estados Unidos ou no Reino Unido¹⁰. Uma apólice de *endowment*

¹⁰ Ver matéria de Janes Rocha, a respeito, intitulada “Seguros de Vida: conheça as vantagens e desvantagens dos regimes de repartição e capitalização para não comprar sua apólice só por



com termo de 20 anos, aplicável a um indivíduo com 40 anos, ofertada por uma empresa com alto *rating*, pode custar no Brasil, em prêmios anuais, cerca de 4,5% do valor segurado enquanto em mercados desenvolvidos não chega a 3%. No caso de seguros de vida em regime de repartição simples, o problema é menos o preço do que a baixa diversificação da oferta. Somente há pouco tempo começaram a ser vendidas no Brasil apólices individuais de *whole life* e ainda são poucas as empresas que oferecem seguros de vida individuais temporários (muito comuns no exterior devido a seu baixo custo¹¹) e menos ainda as que vendem produtos complexos como os do conjunto *universal life*.

Para entender essa questão, cumpre notar a maneira como é formado o prêmio do seguro no Brasil. Em qualquer mercado de seguro, esse é composto de uma parcela líquida (*net premium*), função da sinistralidade esperada e da taxa de desconto, acrescido do carregamento (*loading*), que inclui os custos administrativos e de comercialização, os impostos e o lucro operacional projetado pela seguradora. A soma dos dois elementos compõe o prêmio bruto (*gross premium*) que é pago pelo segurado. No caso de seguros de vida que incluem um componente de poupança, há que se acrescentar uma taxa de administração financeira, que costuma ser cobrada anualmente e tem como objetivo remunerar o gestor pela aplicação dos recursos do plano. No Brasil, estas taxas variam entre 1% e 5% ao ano.

Atualmente, nos países desenvolvidos, o aumento da concorrência impõe uma dominância do prêmio bruto, estabelecido no mercado, sobre o a estrutura de custos e o prêmio líquido. Para permanecer no negócio, a seguradora deve ajustar essas parcelas em concordância com preços finais que não estão sob seu controle, pois são formados alhures, ou seja, pelo jogo da oferta e procura no mercado. No Brasil, dado o menor grau de competição, o repasse de custos para o consumidor final é mais fácil, ou seja, a empresa tem menos necessidade de ajustar a sinistralidade e os custos tendo em vista os preços estabelecidos não por ela, mas pela competição.

Isto posto, focalizamos os três elementos que podem explicar a razão dos prêmios de seguros de vida serem elevados no Brasil: o prêmio líquido, o carregamento e a taxa de administração.

impulso”, em <http://www.valoronline.com.br>. A comparação fica dificultada pela falta de séries estatísticas consistentes de prêmios por ramo de seguros. O custo das apólices é diferenciado conforme o valor, grau de cobertura, sinistralidade, “rating” da seguradora etc de modo que a construção de um índice de prêmios para o setor é complexa. Logo, a análise a seguir é mais indicativa do que taxativa.

¹¹ Nos Estados Unidos e União Européia, para o mesmo indivíduo hipotético de 42 anos, não fumante, uma “life term policy” de 20 anos tem um custo médio anual de 0,2% do valor segurado.

Como dito acima, o prêmio líquido depende da sinistralidade esperada e da taxa de desconto. No caso de seguros de vida, a sinistralidade é calculada com base em tábuas de mortalidade. Ocorre que as seguradoras brasileiras costumam usar tábuas de mortalidade norte-americanas (como as AT49) haja vista a falta de dados consistentes para o mercado nativo¹². Por essa via, portanto, não haveria razão para o encarecimento de seguros de vida no Brasil *vis-à-vis* os Estados Unidos já que a sinistralidade esperada é similar. A mesma coisa ocorre com a taxa de desconto. É imediato que tal taxa, sendo determinada pela taxa de juros de longo prazo, é maior no Brasil do que nos Estados Unidos. Tome-se, por exemplo, a taxa de retorno de um título do Tesouro norte-americano de 10 anos: a taxa correspondente para um título brasileiro fica encarecida, atualmente, em pelo menos 6% devido ao risco-país. Portanto, o efeito diferencial da taxa de desconto seria até de rebaixar o prêmio líquido de seguros de vida no Brasil em relação aos mercados desenvolvidos.

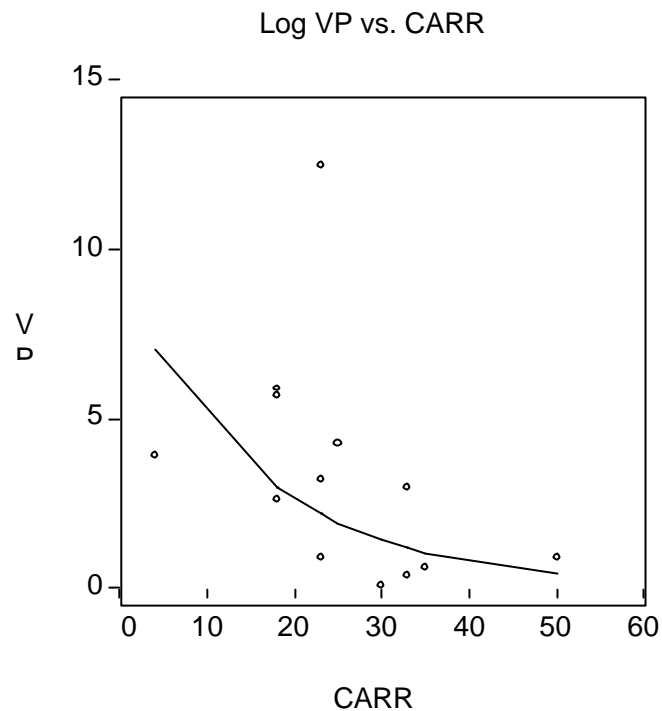
Passemos, então, à análise do carregamento. A tabela 3 mostra a razão carregamento/prêmios ganhos (*expense ratio*) no mercado segurador como um todo do Brasil e de um conjunto de países. O ideal seria ter essa variável para o ramo de seguro de vida pois o rateio da estrutura de custos é diferente por setor. Assim, tipicamente, o carregamento no ramo vida para seguros pessoais é inferior ao do não vida devido à tendência das comissões serem menores e das apólices terem maior valor.

TABELA 3:
Taxa de Carregamento (seguros em geral) e
Coefficiente de Penetração (ramo vida)

	"Expense Ratio" %	Prêmios/PIB %
Estados Unidos	25	4,3
Reino Unido	23	12,5
França	18	5,7
Alemanha	33	3,0
Itália	23	3,2
Holanda	18	5,9
Suiça	28	8,1
Brasil	33	0,4
Argentina	50	0,9
Chile	18	2,6
Colômbia	35	0,6
Venezuela	30	0,1
Espanha	4	3,9
México	23	0,9

Obs: Estados Unidos, dados de 1998, países europeus, 1999 e latino-amer., 2000; Espanha e Chile, ramo vida
 Fontes: Swiss Re, Diacon S. (2001) e Interfund Research.

¹² Ver [Interfund Research.com/brazil/insurance](http://InterfundResearch.com/brazil/insurance). O IBGE iniciou em 2000 o desenvolvimento de tábuas de mortalidade para o Brasil como um todo e suas regiões.



Os dados mostram que o Brasil apresenta 33% de taxa de carregamento (despesas administrativas e de comercialização como porcentagem dos prêmios ganhos), somente superado por Argentina e Colômbia, e um dos mais baixos coeficientes de penetração (0,4% do PIB no ramo vida)¹³. Nos países desenvolvidos constantes da amostra, apenas a Alemanha apresenta taxa similar. Na figura ao lado, estas duas séries estão num gráfico de dispersão e a linha corresponde a uma regressão simples entre ambas o que torna evidente uma relação negativa entre a taxa de carregamento e o coeficiente de penetração.

Vemos, portanto, que esse é um diferencial importante do Brasil em relação aos mercados desenvolvidos (com exceção da Alemanha), ainda mais tendo em vista que a capacidade de repasse desses custos ao consumidor por parte das seguradoras é maior devido à menor competição no mercado doméstico. Importa, pois, examinar as razões desse fato. Destacamos os seguintes fatores:

¹³ Na tabela, o *expense ratio* de Espanha e Chile se refere apenas ao ramo vida. No Brasil, tem havido uma tendência de queda dessa razão desde meados da década de 90, principalmente devido à redução das despesas de comercialização (como % dos prêmios ganhos).

- a) **Tamanho reduzido do mercado:** determinados custos são fixos e seu rateio por um número menor de segurados implica preços maiores. Mesmo tendo registrado alto crescimento desde a segunda metade da década de 90, o Brasil ainda não atingiu escala para baixar os custos e daí os preços. No caso de seguros capitalizados, há o custo adicional de administração de recursos que exige profissionais especializados e tecnologia e que no Brasil ainda não atingiu volume de apólices suficiente para uma alta diluição entre os segurados e baixa dos custos médios;
- b) **Economias de escala não aproveitadas:** nos Estados Unidos, existem evidências empíricas de que, com exceção das grandes seguradoras, o resto do mercado opera com retornos crescentes de escala, portanto, com custos médios elevados, o que é ineficiente¹⁴. Uma das razões alegadas para tal fato – um grande número de empresas com ganhos de escala inaproveitados – é a regulação imperfeita, principalmente, o sistema de licenciamento multi-estadual que funciona como barreira à entrada e, portanto, protege as empresas já estabelecidas. A sustentação de empresas ineficientes no mercado impulsiona para cima toda a estrutura de preços, pois estes são determinados pela firma “marginal” exatamente como ocorre no caso da renda da terra. Com relação o Brasil, não podemos fazer afirmações categóricas que demandariam estudos mais profundos fora do escopo desse trabalho, mas as maiores seguradoras do país teriam porte médio tomando-se por base parâmetros do mercado global, donde não seria descabido supor a existência de economias de escala inexploradas no mercado nacional. E a manutenção de uma tal situação pode estar associada à questão do resseguro que, via monopólio do IRB, confere uma proteção governamental, de última instância, a todos no mercado, independente de serem eficientes ou não;
- c) **Competição imperfeita:** existem algumas condições que caracterizam um mercado “competitivo”. Primeiro, é preciso haver um grande número de firmas competidoras. O que significa “grande” é aberto à discussão mas, certamente, um mercado como o brasileiro em que as 20 maiores empresas detiveram, em 2000, quase 80% dos prêmios emitidos e 73% do patrimônio líquido agregado não passa nesse quesito (tabela 4). Segundo, não deve haver barreiras à entrada ou saída de empresas. *De per se*, o sistema de licenciamento já representa uma barreira à entrada (necessária no conceito de “segundo melhor”). Mas há, ademais, o monopólio do resseguro que significa uma proteção às firmas já estabelecidas, logo uma barreira implícita às firmas entrantes. Terceiro, os ofertantes e demandantes devem conhecer as particularidades do mercado, ou seja, a informação deve ser plena e uniformemente distribuída entre os participantes. Por esse prisma, um mercado

¹⁴ Ver Grace & Klein (sem data), p.6.

segurador como o brasileiro, com coeficientes tão baixos de densidade e penetração, dificilmente pode ser considerado competitivo. Eis aí, portanto, um outro fator de encarecimento dos preços dos seguros;

- d) **Tributação:** é imediato que o governo de um país, cuja carga tributária atinge 36% do PIB e que tributa os prêmios de seguros de vida com IOF de 7% (entre 1999 e 2001), não pretende baratear tais seguros. Idem para a CPMF que deu origem a uma “taxa de saída” nos seguros acoplados a poupanças e que visa compensar as perdas que a seguradora incorre ao transferir os recursos do fundo (que está em nome da seguradora) para a conta do segurado. Embora muitas seguradoras tenham optado por não cobrar esta taxa como forma de atrair clientes, a taxa existe e representa um custo adicional de 0,38% a ser incorrido por alguém;
- e) **Regulação:** um dos problemas do seguro de vida capitalizado no Brasil é o baixo prazo de carência. O celebrado VGBl, por exemplo, tem carência de 60 dias supostamente porque haveria resistência dos brasileiros à retenção do dinheiro aplicado por prazos mais longos, devido aos confiscos de poupança e à inflação do passado. Note-se que na maioria das apólices de “Universal Life”, nos Estados Unidos, o segurado é obrigado a permanecer com os recursos aplicados por cinco anos, o que permite à seguradora diferir os custos de manutenção do plano (inclusive a distribuição, que é o mais elevado) ao longo do tempo.

TABELA 4:
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 Coniunt. Econ., abr.01, p.48

5. Conclusões

Procuramos mostrar nesse trabalho alguns aspectos dos seguros de vida no Brasil. Começamos por aferir a baixa representatividade desse seguro no Brasil quando comparado com diversos outros países, inclusive, alguns mais atrasados que o Brasil. Notamos que as reformas estruturais da década de 90 tiveram forte impacto positivo sobre o ramo vida, mas ainda assim insuficiente para recolocar o Brasil dentro dos parâmetros internacionais.

A análise de regressão para o consumo de seguros de vida mostrou estreita relação do mesmo com variáveis como o PIB, a inflação, a taxa de juros e baixa correlação com variáveis educacionais e de distribuição de renda. Grosso modo, tal análise chegou a resultados em linha com trabalhos mais recentes aplicados a diversos países. As projeções propiciadas pelas regressões mostraram que, embora o futuro próximo seja, provavelmente, de crescimento significativo para o setor, novos saltos só serão possíveis com a retomada do ânimo reformista.

Do lado da oferta, examinamos a questão do encarecimento dos seguros de vida no Brasil *vis-à-vis* os mercados desenvolvidos e detectamos como causas mais prováveis os fatores que empurram para cima a taxa de carregamento (*expense ratio*) já que os fatores que afetam o "prêmio líquido" seriam de molde a baratear o seguro de vida no Brasil e não o seu inverso. Dentre aqueles fatores, listamos como mais importantes o tamanho do mercado, as economias de escala não aproveitadas, a proteção decorrente do monopólio do IRB, as barreiras regulatórias à entrada, a grau fraco de competição entre as empresas, o prazo curto de carência dos seguros capitalizados e a tributação elevada.



6 . Bibliografia

- Beck, Thorsten & Webb, Ian. *Economic, demographic and institutional determinants of life insurance across countries*. World Bank e International Insurance, 2002.
- BLACK Jr, Kenneth & SKIPPER, Harold D. *Life insurance*. Prentice Hall, NJ, 1994.
- Conjuntura Econômica. Rio de Janeiro: FGV, diversas edições.
- CONTADOR, Claudio (org.). *Desafios e oportunidades do mercado de seguros: uma coletânea de estudos*. Rio de Janeiro: Ediouro, 1999.
- DIACON, Stephen. *The efficiency of UK general insurance companies*. Centre for Risk and Insurance Studies, The University of Nottingham, 2001.
- Equipe de Professores da USP. *Manual de econometria*. Rio de Janeiro: Atlas, 2000.
- GRACE, Martin & KLEIN, Robert. *The industrial organization of the US life insurance industry: issues and analyses in the structure of the industry*. Center for Risk Management and Insurance Research, Georgia State University, s/d.
- Insurance in Latin America: growth opportunities and the challenge to increase profitability*. n. 2. Swiss Re, 2002.
- SMITH, M.; YOUNG, P.; & WILLIAMS, C. (1995), *Risk management and insurance*. NY, McGraw, 1995.
- SOUZA, Silney de. *Seguros: contabilidade, atuária e auditoria*. Saraiva, 2001.
- VAUGHAN, Emmet J. & VAUGHAN, Therese M. *Essentials of insurance: a risk management perspective*. NY: John Wiley & Sons, 1995.
- World Insurance in 2001: turbulent financial markets and high claims burden impact premium growth*. Nº 6. Swiss Re, 2002.