O estudo de um indicador de comportamento do segurado brasileiro

Francisco Galiza, Mestre em Economia (FGV)

Este artigo tem por objetivo analisar as taxas de aversão ao risco em alguns ramos do mercado segurador brasileiro, nos anos de 1988 e 1990. Esta comparação se baseará no coeficiente de aversão relativa da Arrow-Pratt, substanciada por um modelo teórico de comportamento do setor.

Pelas limitações do modelo, os resultados se tornam conscientemente criticáveis, principalmente devido a algumas hipóteses limitadores do modelo. Entretanto, mesmo com estas deficiências, o estudo microeconômico do setor pode permitir uma visão enriquecedora deste mercado.

1) Introdução

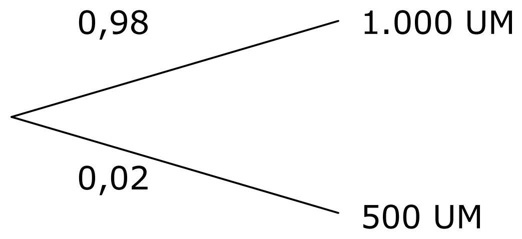
Em microeconomia, o seguro aparece pelo fato de o agente econômico ter aversão ao risco e renda aleatória. O segurado possui bens – expressos em valores monetários – e não sabe, a priori, como estarão estes bens no instante de tempo seguinte. Por técnicas de estatística, estima-se uma possível distribuição de probabilidade dos diversos estados deste bem. Como o segurado é averso ao risco, ele está disposto a dar parte de sua riqueza para ter uma menor aleatoriedade. Este fato é o que justifica economicamente o seguro e a existência das seguradoras.

Um exemplo numérico simples pode esclarecer melhor esta idéia. Supondo um agente econômico que possua a função utilidade representada por U(R) = Ln R. Esta função representa o nível de satisfação que ele terá para diversos níveis de renda (variável R). Quanto maior a sua renda, mais satisfação será obtida. Entretanto, o acréscimo desta satisfação por unidade de renda diminui com o aumento da renda[1].

Adicionalmente, sua renda inicial é estimada em 1.000 unidades monetárias (UM). Ele estima que a sua distribuição de probabilidade de rendas ao final de certo período de tempo pode ser representada pela figura 1.

[1] Ou seja, $U'(R) > 0$ e $U''(R) < 0$.

Figura 1



Nesta situação, há 2% de probabilidade que aconteça algum sinistro e a sua renda caia para a metade[2]. Assim, a partir desta distribuição, sua renda esperada E(R), após este período de tempo, é 990 UM. Dentro deste mesmo raciocínio, a sua utilidade esperada E(U) (expressa, por exemplo, em utiles) corresponde ao valor 6,8939.[3]

Pela fórmula côncava da função utilidade, o segurado estaria disposto a trocar a sua renda aleatória estimada por uma renda com menor incerteza, mesmo que o valor recebido em troca seja menor do que a sua renda esperada calculada anteriormente. Por exemplo, o contrato de seguro que tivesse como prêmio o valor de 11 UM. Neste caso, o resultado líquido para o segurado seria 989 UM.[4] Isto é, ele gastaria 11 UM no início do seguro e receberia sempre – havendo ou não o sinistro – 1.000 UM no final. Para ele, o contrato seria superior à condição inicial (não fazer o seguro), pois U (989) = 6,8967 < 6,8939. Para as seguradoras – que maximizam o lucro, como todas as empresas -, este contrato seria estatisticamente vantajoso. Elas recebem 11 UM e têm 2% de probabilidade de pagar 500 UM. Ou seja, o pagamento estatístico esperado, por contrato, é 10 UM (0,02 x 500). Ou seja, um ganho esperado de 1 UM.

Quanto maior a aversão do segurado ao risco, maiores prêmios este estará disposto a pagar e, no caso de funções diferenciáveis, significa ter uma função de forma mais côncava. Um coeficiente importante na medição do grau de aversão ao risco é o coeficiente de aversão ao risco de Arrow-Pratt, chamado de C, aplicáveis às funções U(R). Este coeficiente corresponde à equação (1).

---

[2] Uma substituição por uma distribuição de probabilidade com mais variações de renda – mais complicada e com mais variações de renda – não alteraria as conclusões do exemplo.

[3] E (R) = 0,02 x 500 + 0,98 x 1.000 = 990 UM; E (U) = 0,02 x U (500) + 0,98 x U (1000) = 6,8939 utiles.

[4] Desprezam-se os efeitos das taxas de juros.

$$C = \frac{- R \cdot U''(R)}{U'(R)} \qquad (1)$$

No caso da função utilidade U(R) = Ln R, C= 1. Prova-se que este coeficiente está diretamente relacionado com o prêmio máximo pago por cada segurado, supondo as mesmas distribuições de probabilidade.[5]

Neste sentido, este coeficiente será usado no modelo a seguir. O objetivo será analisar o comportamento do segurado representativo de cada ramo, comparando-os entre si.

[5] Para uma demonstração formal, sugerimos o livro Dinâmica Macroeconômica, Mário Henrique Simonsen, 1983.

2) Modelo Teórico

O modelo teórico mostrado a seguir é baseado em 15 hipóteses sobre o comportamento do mercado. Pela pouca variedade dos dados – só foram obtidos, pelos dados oficiais, prêmios, sinistros e importâncias seguradas por ramo -, algumas foram bem simplificadas.

Assim, temos, para qualquer ramo k.

1) Os seguros são sempre anuais.

2) A distribuição dos seguros é uniforme ao longo do tempo.

3)Os prêmios são pagos em parcela única, no início do seguro.

4) os sinistros são pagos em parcela única, no instante do acidente.

5) Os prêmios e sinistros são perfeitamente indexados à inflação.

6) Os bens são idênticos[6].

7) Os bens só sofrem perda total.[7]

8) A distribuição de probabilidade de haver sinistros não se altera no período analisado.

9) Em cada início de seguro, os bens, em termos reais, não alteram de valor.

10) Os bens são segurados sempre pelo seu valor real.

11) Os valores obtidos correspondem aos valores esperados das distribuições.

12) O segurado, representativo de cada ramo, tem aversão relativa constante (coeficiente de Arrow-Pratt).

13) No caso de sua função utilidade, o segurado só leva em conta a renda advinda do bem segurado.

14) O poder deste mercado caberá principalmente às seguradoras, onde os consumidores pagarão o prêmio máximo possível.[8]

15) O mercado é transparente, havendo pleno conhecimento dos agentes em todas as operações.

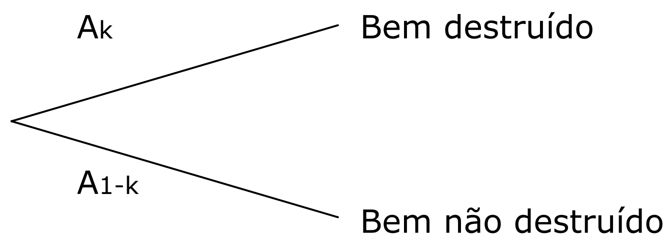
[6] Necessária, pois não há distinção de bem em cada ramo.

[7] Em alguns casos, hipótese irreal. A vantagem desta escolha, entretanto, é que levará o modelo a ter uma distribuição de probabilidade muito simples. Ou seja, neste caso, após o sinistro, o valor residual será praticamente nulo.

[8] Esta hipótese diz que todo o ganho econômico fica com as seguradoras.

Pela hipótese 7, só há duas possibilidades para um bem segurado num instante seguinte. Bem destruído ou não destruído. Como a distribuição de probabilidade de sinistros não se altera (hipótese 8) e como os bens, em cada ramo k, são idênticos (hipótese 6), estima-se, pela figura 2, a distribuição de probabilidade de sinistros em cada ramo e em cada instante.

Figura 2



Onde A_k = Probabilidade de um bem do ramo k sofrer sinistro em qualquer instante

Supondo que, didaticamente, o ano seja dividido em N instantes. Logo, a probabilidade de um bem do ramo k permanecer incólume é de $(1 - A_k)^N$. Logicamente, a probabilidade de ele sofrer um sinistro neste período é $1 - (1 - A_k)^N$. Como a distribuição de se seguros é uniforme (hipótese 2), estima-se a taxa de seguros realizados por instante igual a M_k. Então, em cada ano, M_k x N seguros são feitos. Os bens são segurados sempre pelo seu valor real, que permanece constante ao longo do tempo (hipóteses 9 e 10). Ainda por hipótese, o valor do bem, em termos reais e por ramo, vale P_k.

Como os seguros são sempre anuais (hipótese 1), a responsabilidade de cobertura das seguradoras em qualquer instante corresponde aos seguros realizados nos últimos 12 meses. Em valores reais, M_k x N x P ou, em termos de bens, M_k x N bens.

Neste caso, para cada instante do ano, o número de sinistros esperados vale A_k X M X N. Pela hipótese 4, este será o número de bens esperados a serem pagos em cada instante. Em termos financeiros e reais, a quantia paga será A_k x M_k x N x P_k.

Considerando agora Ii o indicador de preços do instante i e usando-se a hipótese estatística de convergência dos resultados para os valores esperados, igualam-se os sinistros pagos por ano, em valores correntes, à fórmula a seguir.

$$ST_k = P_k \times M_k \times N \times A_k \times \sum_{i=1}^{N} I_i \qquad (2)$$

Onde:

ST_k = Sinistros pagos por ramo no ano em moeda corrente
i=1: instante inicial de cada ramo

Analogamente, igualam-se as importâncias seguradas sob responsabilidade das seguradoras no instante final de cada ano – que correspondem aos seguros feitos nos últimos 12 meses.

$$IST_k = P_k \times M_k \times \sum_{i=1}^{N} I_i \qquad (3)$$

Onde:

IST_k = Sinistros pagos por ramo no ano em moeda corrente

Pelas hipóteses 12 e 13, o segurado do ramo k em a função utilidade representada pela equação (4).

$$U_k (R_k) = R_k^{(1-C_k)}, \text{ para } C_K < 1 \qquad (4)$$

Onde:

R_k = Valor do bem segurado
C_k = Coeficiente de aversão relativa de Arrow-Pratt

Como o segurado se defronta com a possibilidade de Ter renda, antes do seguro, igual a zero e não entrega toda a sua renda para fazer o seguro, ele deverá, pelo modelo, ter aversão entre zero e um[9]. Por esta deficiência nas hipóteses, as aversões de cada ramo só serão comparadas em termos relativos.

As condições de mercado não se alteram ao longo do tempo. Logo, os segurados pagam um percentual de prêmio constante em cada seguro. Ou seja, o prêmio, em relação à importância segurada, não se altera. Esta condição é dada na equação (5).

$$PT_k = P_k \times B_k \times M_k \times \sum_{i=1}^{N} I_i \qquad (5)$$

Onde:

PT_k = Prêmios pagos ao final do ano em moeda corrente
B_k = Percentual da importância segurada pago em prêmio

O modelo se completa com a definição do equilíbrio deste mercado (hipóteses 14 e 15). No caso do exemplo numérico da introdução, o segurado estaria disposto a pagar um prêmio máximo de 13,767 UM. Neste caso

U (R) = 6,8939 utiles ➔ R = 986,223 UM

Já as seguradoras só aceitariam um prêmio maior do que 10 UM que, neste caso, daria um ganho estatístico igual a zero. Neste exemplo, o seguro se equilibraria com um prêmio se situando entre 10 e 13,767 UM. Pela dificuldade de definir o tipo de concorrência neste mercado e as funções lucro das seguradoras, assume-se que o prêmio se equilibra no máximo possível. [10]

---

[9] No caso de C_k =1, U_k = Ln R_k. A utilidade esperada, antes do seguro, vale no limite, - ∞, pois a função U não é definida no ponto em que R_k é igual a zero. Logo, ele aceitará fazer qualquer seguro para se livrar desta situação extremamente desagradável. Com esta condição não é real, a hipótese de C_k=1 é abandonada – e com muito mais razão para $C_k > 1$, onde a aversão é ainda maior.

[10] Sem dúvida, uma hipótese sujeita a contestações. Entretanto, como ela é válida para todos os ramos e estes são analisados em termos relativos, os erros porventura existentes devem ser proporcionalmente distribuídos.

Aplicando este raciocínio ao modelo, encontra-se a equação (6), que completa o modelo. Nesta equação, as utilidades esperadas do segurado, antes e depois do seguro, são iguais.

$$(1-A_k)^N \times U_k (P_k) + (1 - (1-A_k)^N) \times U_k (zero) = U_k (P_k - B_k \times P_k) \quad (6)$$

O modelo é assim definido em 5 equações - de (2) a (6). Assim, de (4) em (6), tem-se (7).

$$C_k = 1 - \frac{Ln\ (1-A_k)^N}{Ln\ (1-B_k)} \qquad (7)$$

Usando (2), (3) e (5), chega-se a (8) e (9).

$$ST_k/IST_k = N \times A_k \qquad (8)$$

$$PT_k/IST_k = B_k \qquad (9)$$

Aplicando as equações (8) e (9) na equação em que se encontra a aversão ao risco (equação (7)), tem-se:

$$C_k = 1 - \frac{Ln\ (1 - (ST_k/(IST_k \times N)))^N}{Ln\ (1-PT_k/IST_k)} \qquad (10)$$

Resolvendo a equação (10) no limite, quando N tende para infinito, isto é, os seguros tendo uma distribuição contínua, temos:

$$\lim_{N \to \infty} C_k = 1 + \frac{ST_k/IST_k}{Ln\ (1- PT_k/IST_k)} \qquad (11)$$

A equação (11) é que será usada nos dados do mercado segurador brasileiro[11].

[11] A hipótese de aversão relativa constante tem a vantagem dos prêmios, sinistros e importância seguradas serem analisadas em termos relativos, Isto é, ao multiplicarmos estas 3 variáveis por uma constante, o coeficiente de aversão não se altera.

3) Exemplo Numérico

Os dados foram de duas fontes. Da publicação Estatísticas de Seguros da SUSEP, de 1988, obtivemos os prêmios e sinistros e pagos de 1988. Da listagem não oficial do Centro de Informática da SUSEP, os prêmios e sinistros de 1990 e as importâncias seguradas de 1988 e 1990.

Na tabela 1, são apresentados os dados obtidos, junto com as aversões calculadas pela equação (11).[12]

Tabela 1

	Prêmios		Sinistros		IS		Coeficiente C	
Ramos	1988	1990	1988	1990	1988	1990	1988	1990
Automóveis	0,219	131,0	0,125	73,0	2,188	149,5	0,459	0,443
Vida em Grupo	0,093	48,3	0,034	18,5	20,196	68,4	0,636	0,617
Incêndio	0,146	70,6	0,036	14,9	22,447	453,3	0,770	0,789
RCF-Veículos	0,055	30,0	0,024	16,7	11,050	129,9	0,570	0,443
Acid. Pessoais	0,031	15,7	0,004	1,8	9,114	38,7	0,868	0,885
Habitacional	0,032 *	35,5	0,032	21,7	0,866	7,1	0,022	0,390
Transp. Nacionais	0,021	8,4	0,075	4,2	5,537	64,9	0,642	0,550
Mercado	0,802	457,2	0,534	195,0	92,833	1.088,4	0,338	0,574

Os dados de 1988 são em bilhões de cruzeiros.
Os prêmios e sinistros de 1990 são em bilhões de cruzeiros.
As importâncias seguradas de 1990 são em trilhões de cruzeiros.
* Há diferença entre prêmios e sinistros nas casas decimais posteriores.

[12] Pela mudança nas normas contábeis, não houve dados disponíveis em 1989.

4) Conclusões

O objetivo deste artigo foi tentar responder a uma pergunta aparentemente simples.

Como se sabe, os consumidores fazem seguro para fugir de determinados riscos – estimados pela estatística – que seus bens sofrem. Esta estimativa será melhor quando mais dados sobre este risco existir. Para a cobertura do mesmo, são pagos prêmios e estes valores são função dos níveis de risco dos agentes. Neste sentido, um coeficiente teórico importante foi o desenvolvido por Arrow-Pratt. Neste sentido, este artigo tenta mensurar este índice para diversos ramos deste mercado.

Ou seja, haverá um agente representativo em cada ramo? Por exemplo, o segurado do tipo incêndio é mais arriscado do que o do tipo automóvel? Pela tabela já mostrada, isto não seria verdade. Além desta pergunta, outras podem ser formuladas. Supondo agora que o mesmo agente faça seguro em diversos ramos. Assim, aquele ramo que tiver aversão relativa maior indica que o mercado se equilibra com um maior ganho relativo para as seguradoras neste ramo, podendo ser a equação (11) um indicador de maior ou menor ganho econômico.

Entretanto, como já comentado, pela restrição dos dados atuais, os resultados específicos mostrados podem se tornar discutíveis embora, com mais dados, melhoram possam se feitas[13].

Mesmo com estas restrições, acreditamos que o raciocínio microeconômico em seguros possa ser um instrumento poderoso na análise deste mercado, principalmente no momento em que este setor discute temas importantes como, por exemplo, o campo de atuação e eficiência da seguridade social e privada.

[13] Uma melhora importante seria obtida com a substituição da hipótese de perda total por uma distribuição de probabilidades mais próxima da realidade – isto é, alguns ramos com perdas intermediárias. Neste caso, seriam necessários dados adicionais mais detalhados, provavelmente obtidos em alguma seguradora, extrapolando os resultados para o resto do mercado.