Mercado de seguros e inflação: o caso brasileiro*

Alexandre Barros da Cunha**

Sumário: 1. Introdução; 2. Seguros e inflação: alguns aspectos teóricos; 3. A evidência empírica; 4. Considerações finais.

Este ensaio buscou verificar se o processo inflacionário brasileiro foi relevante para a determinação dos baixos valores observados na relação entre os prêmios de seguros e o PIB no período em que as apólices não eram indexadas. Dois modelos foram elaborados. No primeiro, a inflação era perfeitamente antecipada. Nesse caso, concluiu-se pela sua total neutralidade. No segundo, introduziu-se um componente estocástico na trajetória dos preços. Em tal contexto, demanda e oferta estavam negativamente relacionadas à variância da inflação. Empiricamente não se obtiveram evidências de que a elasticidade dos prêmios em relação à renda fosse superior à unidade, assim como não se confirmou a hipótese da inflação ter sido uma das causas da atrofia do setor segurador brasileiro.

This essay tried to verify if the Brazilian inflation process played a relevant role in the determination of the low rates between insurance premiums and the country's GDP during the period that the policies were not indexed. Two models were elaborated. Initially, there was a perfect forecast of inflation rate. In such a context, that variable was neutral. In the second model, where the price's trajectory had a random component, insurance supply and demand were negatively related to the variance of inflation. Empirically, it was found no evidence of the possibility of the premiums income elasticity was greater than unity, and the hypothesis that inflation would be one of the reasons of the Brazilian insurance industry stagnation was not confirmed.

1. Introdução

Estudos anteriores evidenciaram o baixo valor da relação entre os prêmios de seguros gerados na economia brasileira e o PIB. Em diversas nações esse quociente já supera a marca de 5%, ao passo que no Brasil o indicador em questão se encontra estagnado na faixa de 0,8 a 1,2% desde o fim da II Guerra Mundial.[1]

Indícios de que os prêmios de seguros e a inflação estão negativamente relacionados foram apresentados pelo Codiseg e por Cunha.[2] A origem desse fenômeno poderia ser atribuída a uma importante característica das operações de seguro realizadas no país até meados de 1987: a inexistência de correção monetária dos valores segurados. Como os elevados índices de inflação, principalmente a partir do final da década de 70, têm sido uma constante

* Este artigo resume a dissertação de mestrado do autor. Os professores Fernando de Holanda Barbosa, José Antonio G. A. F. Rodrigues e José Luiz Carvalho apresentam diversos comentários e sugestões que muito contribuíram para sua elaboração. Naturalmente, qualquer imperfeição nele existente é de única e exclusiva responsabilidade do autor.

** Mestre pela EPGE/FGV e professor do Instituto de Ciências Econômicas e Gestão da Universidade Santa Úrsula.

[1] Ver Codiseg (1988: 5.6-5.9); Cunha (1990: 18-48); Gonzaga (1975: 111-2); e Ronci (1984: 95-6).

[2] Ver Codiseg (1988: 5.19-5.21) e Cunha (1990: 25-8 e 67-9).

na economia brasileira, a ausência de indexação dos valores segurados poderia gerar uma redistribuição de renda dos segurados para as seguradoras. Essa realocação possivelmente deprimiria a demanda por seguros, reduzindo assim o valor do total de prêmios gerados na economia.

O objetivo maior do presente estudo consistiu em verificar se seria correto atribuir ao crônico processo inflacionário brasileiro ao menos parcela da responsabilidade pela atrofia do mercado segurador nacional. Na seção 2 são descritos os fundamentos e os principais resultados de dois modelos elaborados com o intuito de ilustrar o funcionamento de um mercado de seguros no qual se transacionam apólices de seguros não-indexadas. A parte 3 contém alguns resultados empíricos. Por fim, a seção 4 sumariza as principais conclusões obtidas.

2. Seguros e inflação: alguns aspectos teóricos

O estudo teórico dos principais efeitos da inflação sobre um mercado de seguros no qual se transacionam apólices não-indexadas será fundamentado em dois modelos econômicos. No primeiro deles a inflação é perfeitamente antecipada pelos agentes, enquanto no segundo se introduz um componente randômico na trajetória do nível de preços. O tratamento matemático dessas estruturas teóricas pode ser encontrado no trabalho que deu origem a este ensaio.[3] O principal objetivo da presente seção consiste em expor, de forma simples e intuitiva, os principais fundamentos e resultados econômicos dos modelos propostos. Seguem-se os modelos em questão.

Seguros e inflação perfeitamente antecipada

Inicialmente, admita-se uma economia bastante simples, em que haja apenas um bem. O seu preço hoje (no instante zero) é igual a q_0. Amanhã (no instante 1) esse bem custará q_1, onde $q_1 = q_0(1 + \pi)$. Naturalmente, π corresponde à taxa de inflação. Suponha-se ainda a existência de N consumidores nessa economia. Esses agentes possuem todos a mesma dotação inicial w do bem — ou seja, cada um deles possui uma riqueza monetária dada por $q_0 w$. Cada unidade do bem retida pelos consumidores em seu poder se transforma, a menos de ocorrência de sinistros, em $(1 + r)$ unidades amanhã. A variável r pode ser entendida como a taxa real de juros da economia.

Existe uma variável aleatória S associada aos possíveis estados da natureza com que cada consumidor se defrontará ao fim do período. Essa variável é do tipo Bernoulli com parâmetro p, ou seja, há dois possíveis estados da natureza relevantes para cada consumidor. Caso se tenha $S = 0$, não terá ocorrido sinistro — esse estado também será denotado por A. Verificando-se algum sinistro, ter-se-á $S = 1$; esse estado será denotado, alternativamente, por B. Note-se que todos os sinistros são do tipo perda total e Prob $(S = 1) = p$.

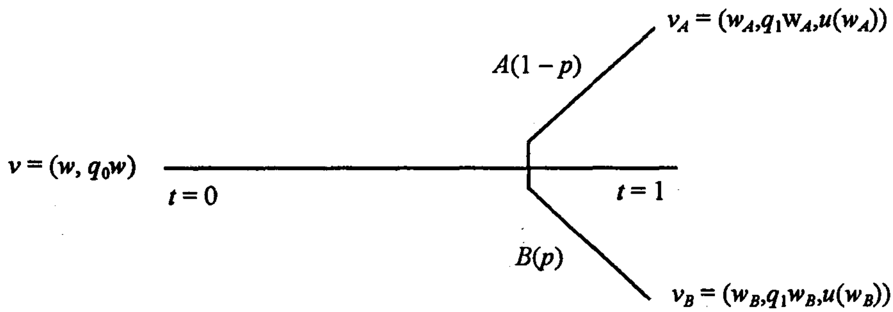
O consumidor deve decidir hoje quais serão suas dotações reais nos estados A (w_A) e B (w_B). A maneira pela qual ele pode incrementar a sua dotação no estado B (que de outro

[3] Ver Cunha (1994: 85-142).

modo seria nula) consiste em comprar hoje um seguro. Obviamente, os recursos não despendidos na compra do seguro podem ser transferidos para o estado A.

A figura a seguir ilustra alguns aspectos do problema do consumidor:

Figura 1
O problema do consumidor de seguros



As dotações real (em unidades do bem) e nominal do consumidor no instante zero (hoje) são as coordenadas do vetor v. Amanhã (instante 1) haverá dois possíveis estados da natureza, cada um com seu respectivo vetor de atributos, cujos componentes são a dotação real, a dotação nominal e a utilidade gerada pela dotação real. O estado A ocorre com probabilidade $(1-p)$, e o estado B ocorre com probabilidade p. Vale observar que o preço do bem amanhã (q_1) será o mesmo em ambos os estados da natureza.

O consumidor deve escolher w_A e w_B de modo a maximizar, atendendo a certas restrições, alguma função objetivo. Seguindo o procedimento clássico da teoria da escolha envolvendo risco, admitir-se-á que o consumidor maximiza a utilidade esperada, sendo a função utilidade crescente e estritamente côncava.

Como os estados A e B são eqüidistantes no tempo no momento de tomada de decisões, é absolutamente indiferente descontar-se ou não a utilidade, pois $u(w_A)$ e $u(w_B)$ serão, necessariamente, corrigidos pelo mesmo fator. Logo, a função objetivo pode ser escrita como

$$E[u(w_I)] = (1-p)\, u(w_A) + pu\,(w_B) \tag{1}$$

a qual será a função a ser maximizada pelo consumidor de seguros.

As curvas de indiferença entre a riqueza nos estados A e B são estritamente convexas, pois a função $E[u(w_I)]$ é estritamente côncava. Em outras palavras, a taxa marginal de substituição entre w_A e w_B é decrescente, pois u" é inferior a zero.

O próximo passo consiste em obter o conjunto de restrições que o consumidor deve levar em consideração ao maximizar a utilidade esperada. Há duas restrições triviais: $w_A \geq 0$ e $w_B \geq 0$. A restrição orçamentária, expressa em termos reais, é dada por

$$w \;\geq\; w_A\,/\,(1+r) + \mu(1+\pi)\, w_B \tag{2}$$

onde μ é a taxa paga pelo consumidor para segurar uma unidade monetária de riqueza. Observe que o consumidor "compra" w_A e w_B hoje, fazendo uso de sua riqueza nominal presente $(q_0 w)$. Como a despesa nominal com w_A é igual a $q_0 w_A/(1+r)$ e com w_B é dada por

$\mu q_1 w_B$, basta dividir dotação inicial e dispêndios nominais por q_0 para se obter a restrição expressa em (2).[4]

Desse modo, o problema do consumidor consiste em maximizar

$$E[u(w_J)] = (1-p)\,u(w_A) + pu\,(w_B)$$

tal que $w_A \geq 0$; $w_B \geq 0$; $w \geq w_A/(1+r) + \mu(1+\pi)\,w_B$.

As hipóteses adotadas asseguram existência e unicidade para a solução do problema acima. E, a menos de soluções de canto, as demandas por w_A e w_B são dadas pela resolução sistema (S1), a qual é apresentada a seguir. Note-se que o fato de a função utilidade ser crescente implica que o consumidor necessariamente esgote seus recursos no instante zero.

$$\text{(S1)}\quad \begin{cases} \dfrac{pu'(x_B)}{(1-p)\,u'(x_A)} = \mu(1+\pi)(1+r) \\ x_A/(1+r) + \mu(1+\pi)x_B = w \end{cases}$$

Assim, as demandas por w_A e w_B são tais que $x_A = x_A\,(\mu(1+\pi), p, w, r)$ e $x_B = x_B\,(\mu(1+\pi), p, w, r)$. É importante destacar que x_B é a demanda real por seguros. Com efeito, x_B corresponde à indenização real adquirida pelo consumidor ao comprar uma apólice de seguro.

Como $E[u(w_J)]$ equivale a uma função utilidade aditiva, x_B não pode ser um bem inferior. Logo, x_B é função crescente de w e decrescente de μ e π (pois o efeito preço é necessariamente negativo). Variações de r geram um efeito preço-cruzado sobre x_B, o qual, naturalmente, possui sinal indeterminado. Incrementos em p tendem a expandir x_B , pois a taxa marginal de substituição entre w_A e w_B se expande. A única forma de o consumidor se manter em equilíbrio, ou seja, esgotar a dotação inicial e igualar a taxa marginal de substituição entre as riquezas nos dois estados da natureza aos seus preços relativos é expandir x_B e reduzir x_A.

As três propriedades da demanda por seguros anteriormente mencionadas são exatamente aquelas esperadas *a priori*. Modelos mais complexos poderiam gerar propriedades adicionais para a função de demanda. Porém, qualquer conclusão contrária a essas três características básicas seria desprovida de qualquer conteúdo econômico.

A partir das demandas individuais por seguros, é possível obter-se a procura agregada. Como se admitiu a existência de N consumidores idênticos, a demanda agregada por seguros X^D será dada por

$$X^D(\overset{-}{\mu(1+\pi)}, \overset{+}{p}, \overset{+}{w}, r) = Nx_B(\mu(1+\pi), p, w, r) \tag{3}$$

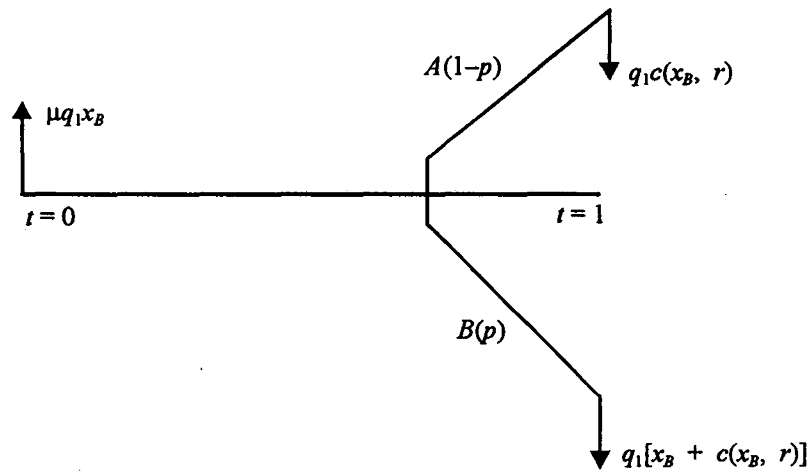
onde os sinais colocados acima dos argumentos de X^D correspondem aos sinais de suas respectivas derivadas parciais.

---

[4] **Deve-se destacar que cada unidade de w_B tem, para o consumidor, um preço efetivo dado pelo produto $\mu(1+\pi)$. A taxa μ é apenas um preço aparente, pois não leva em conta a depreciação do valor real da apólice — doravante, μ será denominado preço aparente e $\mu(1+\pi)$ preço efetivo ou preço real.**

O próximo passo consistirá em estudar o lado da oferta. Para introduzir esse problema, admita-se inicialmente que a seguradora venda hoje uma única apólice de seguro, com valor nominal igual a q_1x_B, a um único consumidor. A empresa terá, então, uma receita nominal de μq_1x_B unidades monetárias. Amanhã, caso efetivamente ocorra um sinistro, a firma seguradora indenizará aquele consumidor com q_1x_B unidades monetárias, incorrendo, ainda, em certo custo variável. Não ocorrendo sinistro, a seguradora arcará somente com esse custo. A figura 2 ilustra o fluxo de caixa nominal da companhia seguradora.

Figura 2
Fluxo de caixa nominal da seguradora



Note-se que $c(x_B,\ r)$ é a função de custo real (ou seja, em unidades do bem) da seguradora e *independe* da ocorrência ou não do sinistro. Essa função é crescente em seus dois argumentos e estritamente convexa no valor real das apólices da carteira da seguradora.

Após serem explicitados os esquemas de receitas e custos da seguradora, é possível obter a sua função lucro. Se L é o seu lucro real (em unidades do bem) ao fim do período, tem-se

$$q_1L(x_B) = \mu q_1x_B\,(1+\pi)\,(1+r) - Sq_1x_B - q_1c(x_B,r) \tag{4}$$

onde S é a variável aleatória mencionada no princípio desta seção — ocorrendo o estado A, $S=0$; de outro modo, $S=1$.

A equação abaixo é a função de lucro real da seguradora quando é vendida uma apólice de seguro:

$$L(x_B) = \mu(1+\pi)x_B(1+r) - Sx_B - c(x_B,\ r) \tag{5}$$

Caso a seguradora venda n apólices, o seu lucro real será dado por:

$$L(nx_B) = \mu(1+\pi)\, nx_B(1+r) - \sum_{i=1}^{n} S_i x_B - c(nx_B, r) \tag{6}$$

Tomando-se o valor esperado da função lucro, tem-se:

$$E[L(\psi)] = \mu(1+\pi)\psi(1+r) - p\psi - c(\psi, r) \tag{7}$$

onde $\psi = nx_B$. A equação acima é a função objetivo da firma seguradora. Deste modo, o problema da seguradora consiste em maximizar

$$E[L(\psi)] = \mu(1+\pi)\psi(1+r) - p\psi - c(\psi, r)$$

tal que $\psi \geq 0$.

Introduzindo-se uma hipótese usualmente adotada em problemas microeconômicos (à medida que ψ tende a infinito, o custo marginal se torna infinitamente grande), é possível assegurar a existência e unicidade da solução do problema da firma. Denotando-se essa solução por z, tem-se:

$$z = z(\mu(1+\pi), p, r) \tag{8}$$

A função de oferta é crescente em μ e π, pois acréscimos no preço efetivo tendem a expandir a receita real da seguradora. Como o valor esperado das indenizações reais é igual a pz, qualquer variação em p resultará em uma variação em sentido contrário em z. No tocante às influências da taxa real de juros sobre a oferta de seguros, nada pode ser afirmado, pois qualquer variação em r expandirá os ganhos financeiros e os custos da seguradora na mesma direção.

Como a economia possui K firmas idênticas, a oferta agregada de seguros (X^S) é dada por:

$$X^S(\overset{+}{\mu(1+\pi)}, \overset{-}{p}, r) = Kz(\mu(1+\pi), p, r) \tag{9}$$

A interação de oferta e demanda determina a quantidade X_E e o preço efetivo $\mu_E(1+\pi)$ de equilíbrio. Vale lembrar que como π é uma variável exógena, dado o preço real, o preço aparente do seguro também estará determinado. Em outras palavras, a solução do modelo é dada pelo seguinte sistema de equações:

$$\text{(S2)} \quad \begin{cases} X = X^D(\mu(1+\pi), p, w, r) \\ X = X^S(\mu(1+\pi), p, r) \end{cases}$$

É possível assegurar a existência do vetor (X_E, μ_E). A quantidade de equilíbrio é necessariamente única. Se ela for distinta de zero, o preço aparente de equilíbrio também será único. Caso se tenha $X_E = 0$, é possível a existência de vários preços aparentes de equilíbrio.

Abstraindo-se a possibilidade de a quantidade de equilíbrio ser nula, uma variação positiva em p levará a um crescimento da demanda e a uma redução da oferta. Em conseqüência,

surgirá um excesso de demanda no mercado de seguros, fazendo μ_E elevar-se. O efeito sobre X_E será indeterminado. Qualquer crescimento real na riqueza inicial dos consumidores terá como primeira conseqüência uma expansão da procura. Logo, surgirá um excesso de demanda, fazendo μ_E crescer. Como a curva de oferta não se deslocou, X_E também crescerá. A variável r exerce influências de sentidos indeterminados sobre oferta e demanda de seguros. Logo, as possíveis variações em μ_E e X_E resultantes de alterações em r são indeterminadas.

Finalizando o estudo do modelo proposto, serão agora analisados os efeitos de alterações na taxa de inflação sobre o mercado de seguros. O principal resultado obtido consiste na total neutralidade da inflação perfeitamente antecipada sobre as variáveis reais do mercado de seguros. Em outras palavras, a quantidade de equilíbrio X_E, o preço efetivo de equilíbrio $\mu_E(1+\pi)$ e os prêmios de seguros reais $\mu_E(1+\pi)X_E$ serão os mesmos seja qual for a taxa de inflação.

Uma análise mais cuidadosa permite concluir que a neutralidade da inflação, no contexto do modelo estudado, é algo bastante intuitivo. Inicialmente, cabe observar que se os agentes econômicos são racionais, eles levam em consideração apenas as variáveis reais. Em conseqüência, as forças de mercado determinam o preço efetivo $\mu_E(1+\pi)$ de equilíbrio. Logo, qualquer variação na taxa de inflação é exatamente compensada por uma variação em sentido contrário de μ_E, de tal forma que o produto $\mu_E(1+\pi)$ permaneça inalterado. Como as demais variáveis exógenas (p, w e r) são mantidas constantes, é trivial que o valor de X_E não se altera, assim como o dos prêmios reais — o produto $\mu_E(1+\pi)X_E$.

Apesar de apresentar resultados lógicos e consistentes, o modelo proposto não se mostrou adequado à análise dos efeitos da inflação sobre o mercado segurador brasileiro. Buscando suprir tal deficiência, elaborou-se um modelo no qual a inflação possui dois componentes: um antecipado e outro randômico. Esse novo modelo será apresentado, analisado e resolvido na seção a seguir.

Seguros e inflação estocástica

Assim como no modelo anterior, imagine-se uma economia bastante simples, na qual exista apenas um bem. Seu preço hoje é igual a q_0 e amanhã será igual a q_1, sendo $q_1 = q_0(1+\pi)$. A taxa de inflação π possui agora um componente aleatório, cuja função de distribuição de probabilidade é conhecida por todos os agentes econômicos.

Inicialmente, será introduzida uma hipótese a respeito daquele componente estocástico. Admitir-se-á que a inflação se comporta de acordo com a seguinte equação:

$$(1+\pi)^{-1} = \delta^{-1} + \eta \qquad (10)$$

onde δ é uma constante positiva e η uma variável aleatória com primeiro e segundo momentos bem definidos — $E[\eta]=0$, $E[\eta^2]=\sigma^2$ — e com realizações no intervalo $(-\delta^{-1}, \infty)$, o que implica $\pi > -1$. Note-se que a limitação no domínio do componente estocástico da inflação foi introduzida apenas para impedir a ocorrência de um valor negativo ou nulo para q_1. Poderá ser observado ao longo do texto que os resultados obtidos independem do domínio estipulado para a variável aleatória η.

A suposição acima é bastante incomum. Porém, sua adoção foi indispensável ao desenvolvimento do estudo em um contexto de inflação estocástica. Para entender o porquê da

sua inevitabilidade, basta analisar o problema do consumidor. Se B é o valor nominal da indenização estipulada na apólice, a seguinte igualdade é válida:

$$w_B = B / q_0(1+\pi) \tag{11}$$

Como o valor de B é determinado no início do período, é imediato que a distribuição do valor real da indenização será determinada pela distribuição do inverso de $(1 + \pi)$. Logo, o desenvolvimento da análise necessariamente requer a formulação de postulados a respeito do comportamento estocástico de $(1+\pi)^{-1}$.

O problema do consumidor, na forma apresentada na figura 1, continua sendo basicamente o mesmo. Porém, como agora x_B é também uma variável aleatória, o problema do consumidor consiste em maximizar

$$E[u(w_I)] = (1-p)u(w_A) + pE[u(w_B)]$$

tal que $w_A \geq 0$; $w_B \geq 0$; $w \geq w_A / (1+r) + \mu(1+\pi)w_B$.

Por possuir agora um componente estocástico, w_B não pode ser uma das variáveis de decisão do consumidor. Assim, há que gerar um novo parâmetro de decisão, o qual será denotado por m, em substituição a w_B. Esse parâmetro será definido da seguinte forma:[5]

$$m = B / q_0\delta \tag{12}$$

Como B é igual a $q_1 w_B$, conclui-se que

$$w_B = \delta m / (1+\pi) \tag{13}$$

Tomando-se o valor esperado de ambos os lados de (13), chega-se a

$$E[w_B] = m = w_B^e \tag{14}$$

Vale ressaltar que o resultado expresso na equação (14) não implica indiferença ao risco por parte do consumidor. Com efeito, ao escolher a média de w_B, o consumidor também está escolhendo sua distribuição de probabilidade, a qual terá média w_B^e e variância $(w_B^e\delta)^2\sigma^2$.

O próximo passo consiste em postular uma função utilidade para os consumidores de seguros, a qual é explicitada a seguir:

$$u(w_I) = w_I - aw_I^2 \ , \ 1 - 2a(1+r)w > 0 \tag{15}$$

A adoção de uma função utilidade do tipo quadrática terá como conseqüência o fato de o consumidor de seguros considerar apenas a média e a variância de η ao tomar suas decisões. Em outras palavras, o problema estudado está agora restrito à tradicional análise média-variância. A restrição $1 > 2a(1 + r)w$ foi introduzida com o intuito de assegurar que o consumidor esgote todos os seus recursos no instante zero.

---

[5] Note-se que o valor nominal da apólice B, por ser escolhido pelo consumidor no início do período, poderia substituir w_B como variável de decisão. A opção por se utilizar m deveu-se tão-somente à elegância da exposição. Cabe destacar que, no tocante às implicações do modelo, seria totalmente indiferente adotar-se B ou m.

Após alguns algebrismos, é possível apresentar o novo problema do consumidor, que consiste em maximizar

$$E[u(w_I)] = (1-p)[w_A - aw_A^2] + p[w_B^e - a(1+\delta^2\sigma^2)(w_B^e)^2]$$

tal que $w_A \geq 0$; $w_B^e \geq 0$; $w \geq w_A/(1+r) + \mu\delta w_B^e$.

Se $x = (x_A, x_B)$ é a solução do problema do consumidor, o mesmo tipo de raciocínio adotado ao se resolver esse problema quando a inflação era perfeitamente antecipada leva a

$$x_B = x_B(\overset{-}{\mu\delta}, \overset{+}{p}, \overset{+}{w}, r, \overset{-}{\delta\sigma}) \tag{16}$$

Os sinais das derivadas parciais de x_B em relação aos seus quatro primeiros argumentos explicam-se exatamente da mesma forma que no modelo anterior. O sinal da derivada parcial de x_B em relação a $\delta\sigma$ também pode ser facilmente deduzido, bastando para tanto observar que uma expansão no produto $\delta\sigma$ leva, ao contrário de um incremento em p, a um decréscimo na taxa marginal de substituição entre w_A e w_B^e.

É de grande relevância deixar bem claro o significado do produto $\delta\sigma$. Este parâmetro corresponde ao coeficiente de variação de $(1+\pi)^{-1}$ e de w_B, o que explica o sinal da derivada parcial de x_B em relação a $\delta\sigma$. Quanto maior for a desigualdade da distribuição de w_B, menos recursos um agente econômico avesso ao risco alocará para a sua aquisição. Logo, a introdução de um componente aleatório na inflação, além de não alterar os resultados anteriores relativos à demanda por seguros, gerou uma nova proposição extremamente razoável.

Concluindo a análise do comportamento do consumidor, obter-se-á a demanda agregada por indenizações esperadas (X^D). Da mesma forma que no modelo anterior, tem-se

$$X^D(\overset{-}{\mu\delta}, \overset{+}{p}, \overset{+}{w}, r, \overset{-}{\delta\sigma}) = Nx_B(\mu\delta, p, w, r, \delta\sigma) \tag{17}$$

Estudar-se-á agora a oferta de seguros. A exemplo da análise da demanda, quando se postulou uma função utilidade para o consumidor, admitir-se-á que a função custo de cada seguradora é dada por

$$c(\psi, r) = b(r)\psi + k(r)\psi^2 \tag{18}$$

onde os valores de $b(r)$ e sua derivada primeira são não-negativos, enquanto $k(r)$ e sua derivada primeira assumem somente valores positivos.

Como ψ se tornou uma variável randômica, é preciso criar um novo parâmetro de decisão para a seguradora. Procedimento análogo ao adotado na formulação do problema do consumidor leva a maximizar

$$E[L(\psi)] = \mu\delta\psi^e(1+r) - p\psi^e - b(r)\psi^e - k(r)(1+\delta^2\sigma^2)(\psi^e)^2$$

tal que $\psi^e \geq 0$.

Se z é a solução do problema acima, então

$$z = z(\overset{+}{\mu\delta}, \overset{-}{p}, r, \overset{-}{\delta\sigma}) \tag{19}$$

onde os sinais das derivadas parciais de z em relação a $\mu\delta$ e p se explicam da mesma forma que no modelo anterior. O sinal negativo dos efeitos de $\delta\sigma$ sobre a oferta é devido ao fato de uma expansão nesse parâmetro implicar uma distribuição mais desigual para a variável ψ.

A oferta agregada (X^S) de seguros é dada por

$$X^S(\overset{+}{\mu\delta}, \overset{-}{p}, r, \overset{-}{\delta\sigma} = Kz(\mu\delta, p, r, \delta\sigma) \tag{20}$$

Estudadas as principais características das funções de oferta e demanda, iniciar-se-á agora a análise do mercado de seguros. O equilíbrio é dado pela solução do seguinte sistema de equações:

$$\text{(S3)} \quad \begin{cases} X = X^D(\mu\delta, p, w, r, \delta\sigma) \\ X = X^S(\mu\delta, p, r, \delta\sigma) \end{cases}$$

Pode-se demonstrar a existência do vetor (X_E,μ_E), assim como a unicidade de X_E e, caso se tenha $X_E \neq 0$, a unicidade do preço aparente de equilíbrio; os efeitos de variações em p e w sobre X_E e μ_E são exatamente aqueles descritos no modelo anterior.

Mantido σ constante, qualquer variação em δ contrai a demanda por seguros e exerce efeitos indeterminados sobre a oferta. Logo, os efeitos resultantes sobre o vetor (X_E,μ_E) são, *a priori*, indeterminados. Assim, ao contrário do modelo em que a inflação era perfeitamente prevista, variações no componente antecipado da inflação, por alterarem a desigualdade na distribuição das indenizações, podem exercer influências reais sobre o mercado de seguros.

Se $\delta\sigma$ permanecer inalterado (note-se que $\sigma = 0$ implica $\delta\sigma = 0$ e também perfeita previsão da inflação), variações em δ não exercerão influências reais sobre o mercado de seguros. Como as forças de mercado determinam o preço efetivo, mantidas constantes as demais variáveis exógenas, qualquer variação em δ terá de ser exatamente compensada por uma variação em sentido contrário em μ. Já que $\mu_E\delta$ não se alterou, X_E também permanecerá constante, assim como os prêmios reais.

Uma expansão na variância de $(1+\pi)^{-1}$ contrai oferta e demanda por seguros. Em conseqüência, X_E se reduz, enquanto o efeito sobre μ_E tem sentido indeterminado. Note-se que à medida que σ se torna infinitamente grande, a quantidade de equilíbrio e os prêmios reais tendem a zero. O porquê desses dois resultados é bastante simples. Quando σ tende a infinito, o mesmo ocorre com $\delta\sigma$. Logo, os graus de desigualdade das distribuições de w_B e ψ também se tornam infinitamente grandes. Assim, consumidores e seguradoras tendem a se retirar do mercado, fazendo com que X_E e o produto $\mu_E\delta X_E$ se anulem.

Para concluir o estudo dos efeitos da inflação sobre o mercado de seguros, há que analisar os efeitos de η sobre X_E, μ_E e prêmios reais. Inicialmente, cabe observar que oferta e demanda independem do erro de previsão, pois, no contexto do modelo estudado, os agentes econômicos tomam todas as suas decisões hoje, ao passo que a realização de η ocorre amanhã. Assim, o preço aparente, a quantidade de equilíbrio e os prêmios reais independem de η. O único efeito de η consiste em gerar diferenciais entre w_B e w_B^e e entre ψ e ψ^e, pois w_B e

ψ serão iguais às suas previsões se, e somente se, a realização de η for igual a zero, ou seja quando $(1+\pi)^{-1}$ for igual a sua previsão.

De maneira geral, os principais aspectos de um mercado de seguros no qual inexiste indexação dos valores segurados e há um componente aleatório na inflação foram abordados na presente seção. O próximo passo consiste em confrontar as implicações das abordagens propostas com a evidência empírica, o que será feito a seguir.

3. A evidência empírica

A seção anterior objetivou apresentar brevemente os principais fundamentos e resultados de uma estrutura teórica elaborada com o intuito de estudar o funcionamento de um mercado de seguros no qual se transacionam apólices não-indexadas. Proceder-se-á agora à confrontação das conclusões obtidas com a evidência empírica.

Ao longo do texto poderá ser observado que, devido à inexistência de quaisquer estatísticas relativas a algumas variáveis relevantes, o trabalho econométrico esteve submetido a várias limitações. Além disso, identificou-se um elevado grau de multicolinearidade dentro da única amostra disponível. Em conseqüência, os resultados apresentados não devem ser encarados como definitivos. Apenas se apresentam evidências que podem ser ou não corroboradas por estudos posteriores.

Para tornar possível a estimativa de alguma equação derivada do segundo modelo apresentado na parte 2, há que elaborar hipóteses adicionais, transformando-se assim o modelo teórico em um modelo testável a partir dos dados reais disponíveis.

Vale lembrar que na seção anterior admitiu-se a existência de um único bem na economia, o qual era também o único fator de produção. Buscando tornar o modelo teórico mais próximo da realidade, admitir-se-á agora que as seguradoras fazem uso de dois fatores: capital e trabalho, sendo seus respectivos custos unitários iguais a r e s. Como acréscimos em s elevam os custos de produção, a oferta de seguros será decrescente no salário real. Assumir-se-á ainda que oferta e demanda são funções do tipo log-linear, tais como no sistema abaixo:

$$\text{(S4)} \quad \begin{cases} X_t^D = \alpha_1 - \alpha_2(\mu_t + \delta_t) - \alpha_3(\delta_t + \sigma_t) + \alpha_4 p_t + \alpha_5(1+r_t) + \alpha_6 W_t + \varepsilon_{1t} \\ X_t^S = \gamma_1 + \gamma_2(\mu_t + \delta_t) - \gamma_3(\delta_t + \sigma_t) - \gamma_4 p_t + \gamma_5(1+r_t) - \gamma_6 s_t + \varepsilon_{2t} \\ X^D = X^S \end{cases}$$

onde todas as variáveis estão na forma logarítmica, $W_t = Nw_t$ (ou seja, o estoque agregado de riqueza da economia), e ε_{1t} *e* ε_{2t} são perturbações aleatórias que atendem a todas as propriedades clássicas. Note-se que, com exceção de $\alpha_1, \gamma_1, \alpha_5$, e γ_5, cujos sinais são indeterminados, todos os coeficientes do sistema (S4) são positivos.

Seria desejável, fazendo-se uso de algum método adequado, realizar alguma estimativa dos coeficientes das duas equações estruturais do modelo. Todavia, mesmo que não ocorresse qualquer problema de identificação, isto não seria possível. Não há disponíveis, para o caso brasileiro, quaisquer estatísticas que sirvam como *proxies* para X e μ. A primeira variável deveria ser mensurada pelo fluxo de valores segurados em um dado período, enquanto a segunda equivale à taxa média para segurar uma unidade monetária de riqueza. Como só existem dados sobre os prêmios de seguros, estimar as equações estruturais do modelo é absolutamente inviável.

Apesar de as duas variáveis endógenas não serem observáveis, ainda é possível estimar uma relação funcional derivada de (S4). Somando-se membro a membro as duas equações da forma reduzida do modelo, obtém-se uma relação para os prêmios reais, isto é, o produto $\mu\delta X$. Essa equação pode ser estimada, pois há vários dados relativos a prêmios de seguros disponíveis. Segue-se a equação em questão.

$$V_t = \beta_1 + \beta_2 W_t + \beta_3(\delta_t + \sigma_t) + \beta_4 p_t + \beta_5(1 + r_t) + \beta_6 s_t + \varepsilon_{3t} \tag{21}$$

onde

$V_t = \mu_t + \delta_t + X_t$, ou seja, logaritmo dos prêmios reais.

A equação (21) é a relação a ser estimada. Uma importante limitação desse procedimento decorre do fato de não existir, com base na teoria que se pretente testar, qualquer previsão sobre os sinais dos parâmetros de (21) — exceto por β_2, que é positivo. Entretanto, apesar de a maioria dos coeficientes de (21) ter sinais indeterminados, há seis restrições adicionais às quais eles também devem respeitar. Essas restrições decorrem do fato de a elasticidade preço da demanda (α_2) estar embutida em todos os β. Em conseqüência, é possível, a partir do sinal apresentado por algum coeficiente em particular, realizar alguma inferência a respeito do valor de α_2. De posse de tal informação, pode-se prever o sinal de algum outro parâmetro. Seguem-se as sete restrições a que os coeficientes da equação (21) devem atender:

1) $\beta_2 > 0$;
2) $\beta_4 < 0 \Rightarrow \beta_6 < 0$;
3) $\beta_3 > 0 \Rightarrow \beta_6 > 0$;
4) $\beta_3 > 0 \Rightarrow \beta_4 > 0$;
5) $\beta_4 < 0 \Rightarrow \beta_3 < 0$;
6) $\beta_6 > 0 \Rightarrow \beta_4 > 0$;
7) $\beta_6 < 0 \Rightarrow \beta_3 < 0$.

Antes de apresentar os resultados das regressões, cabem algumas explicações adicionais. A amostra utilizada era anual com 16 observações — 71/86. A variável V foi obtida a partir do deflacionamento dos prêmios correntes. A *proxy* para W foi o PIB real. Mensurou-se δ e σ a partir de 16 índices integrantes da estrutura do IGP-DI. Para a probabilidade de ocorrência de sinistros, adotou-se como *proxy* a sinistralidade — ou seja, a razão entre prêmios e sinistros — de cada ramo. Aproximaram-se os valores de r com base nos rendimentos reais das LTN de 91 dias negociadas no mercado primário. A indisponibilidade de estatísticas referentes aos salários dos securitários fez com que se utilizasse como *proxy* o salário real dos bancários para a maior parte do período analisado. Infelizmente, nem mesmo esses dados se encontravam disponíveis nos quatro primeiros anos estudados. Para esse período, estimou-se s a partir da regressão do salário real dos bancários contra o salário real na indústria.[6]

[6] A descrição detalhada do processo de mensuração das variáveis e as estatísticas básicas utilizadas na pesquisa empírica podem ser encontradas em Cunha (1994, cap. 3 e 7).

Para facilitar a análise e a apresentação dos resultados, cada um dos 19 ramos analisados recebeu um índice. São arrolados a seguir os índices em questão: 1 = total nacional; 2 = incêndio; 3 = vidros; 4 = roubo; 5 = tumultos; 6 = transportes nacionais; 7 = automóvel; 8 = cascos; 9 = aeronáutico; 10 = lucros cessantes; 11 = fidelidade; 12 = crédito interno; 13 = responsabilidade civil geral; 14 = penhor rural; 15 = habitacional; 16 = riscos diversos; 17 = acidentes pessoais; 18 = vida individual; 19 = vida em grupo.

Na tabela 1 estão os resultados das 19 regressões realizadas — utilizou-se o método de mínimos quadrados ordinários. Além das estatísticas usualmente apresentadas, a tabela contém uma estatística aqui denominada *G*. Essa variável é utilizada no teste de Godfrey, no qual a hipótese nula é a inexistência de correlação serial de primeira ordem (*AR*, *MA* ou *ARMA*) e a hipótese alternativa é a existência de autocorrelação. A estatística *G* tem distribuição de qui-quadrado com um grau de liberdade. A realização do teste de Godfrey (adotou-se área crítica de 1%) se fez necessária porque o teste de Durbin-Watson (ao nível de significância de 1%) foi inconclusivo em 16 das 19 regressões.

Tabela 1
Resultados das regressões

Variável dependente	i	β_i	t_i	R^2	F	DW	G	n
V_1	1	-3,6740	*-2,512*	0,9175	*22,243*	1,023	4,990	16
	2	1,1145	*2,729*					
	3	-0,1721	-1,018					
	4	-0,5828	-1,046					
	5	-1,1772	-0,909					
	6	0,4924	1,048					
V_2	1	-3,0213	-1,570	0,8239	*9,354*	1,164	1,568	16
	2	1,8016	*3,741*					
	3	-0,1968	-0,856					
	4	0,4769	1,487					
	5	-0,9272	-0,446					
	6	-0,1346	-0,230					
V_3	1	-2,9394	-1,641	0,9743	*75,698*	1,671	0,025	16
	2	1,2030	*3,494*					
	3	0,0945	0,510					
	4	-1,0771	*-10,270*					
	5	-1,1187	-0,534					
	6	0,2425	0,444					
V_4	1	-5,8039	*-4,963*	0,9760	*81,303*	1,481	0,655	16
	2	1,2231	*5,364*					
	3	0,3553	*3,010*					
	4	-0,4317	*-3,470*					
	5	1,0193	1,067					
	6	1,1951	*3,671*					

(continua)

(continuação)

Variável dependente	i	β_i	t_i	R^2	F	DW	G	n
V_5	1	1,5726	1,942	0,9438	*33,590*	2,496	2,663	16
	2	0,5469	*3,261*					
	3	0,1210	1,272					
	4	0,0306	1,655					
	5	0,4656	0,673					
	6	0,2555	1,035					
V_6	1	-3,5512	-1,040	0,5640	2,587	1,056	5,004	16
	2	1,3201	*1,840*					
	3	-0,6262	-1,624					
	4	0,4674	0,808					
	5	-6,6278	*-2,294*					
	6	0,1490	0,152					
V_7	1	-2,8614	-1,067	0,7753	6,900	0,808	6,839	16
	2	0,9893	1,999					
	3	0,0185	0,073					
	4	-0,4406	-0,630					
	5	1,4887	0,752					
	6	0,6212	0,787					
V_8	1	-3,1242	-1,511	0,9186	*22,571*	1,842	0,527	16
	2	1,8467	*4,519*					
	3	-0,0067	-0,030					
	4	-0,5494	*-3,967*					
	5	0,4182	0,231					
	6	-0,1486	-0,239					
V_9	1	-2,1800	-0,653	0,9012	*18,237*	0,910	3,873	16
	2	1,8598	*3,123*					
	3	0,2728	0,897					
	4	-0,1003	-0,528					
	5	2,1404	0,770					
	6	-0,1215	-0,121					
V_{10}	1	-7,2479	*-2,304*	0,8550	*11,791*	1,021	2,424	16
	2	2,4991	*3,672*					
	3	-0,4734	-1,482					
	4	0,0436	0,404					
	5	-4,7032	-1,893					
	6	-0,1953	-0,217					

(continua)

(continuação)

Variável dependente	i	β_i	t_i	R^2	F	DW	G	n
V_{11}	1	11,6771	*3,563*	0,9285	*25,960*	1,416	1,571	16
	2	-1,6459	-2,673					
	3	-0,1301	-0,340					
	4	-1,5497	*-5,435*					
	5	0,1214	0,036					
	6	-0,3922	-0,430					
V_{12}	1	0,6674	0,146	0,4949	1,960	1,449	0,643	16
	2	-0,8801	-0,977					
	3	0,1919	0,396					
	4	-0,2548	*-2,246*					
	5	4,1320	1,093					
	6	1,7448	1,286					
V_{13}	1	0,2149	0,116	0,4527	1,654	1,744	0,373	16
	2	0,7997	*2,117*					
	3	-0,3734	-2,008					
	4	-0,2644	-1,188					
	5	-1,5999	-1,129					
	6	-0,1420	-0,279					
V_{14}	1	-10,5185	-0,998	0,6902	*4,455*	1,129	3,461	16
	2	2,5624	1,376					
	3	-1,5675	-1,645					
	4	-0,7641	*-3,887*					
	5	-12,0564	-1,486					
	6	-0,6920	-0,262					
V_{15}	1	-14,2654	*-5,025*	0,9428	*32,988*	1,361	0,988	16
	2	3,3568	*6,014*					
	3	-0,3004	-1,099					
	4	-0,4890	-1,693					
	5	-2,0426	-0,964					
	6	0,4490	0,592					
V_{16}	1	2,0361	1,008	0,7766	*6,952*	2,090	0,912	16
	2	0,0949	0,167					
	3	-0,0123	-0,058					
	4	-0,6342	*-2,320*					
	5	0,4859	0,315					
	6	0,4710	0,782					

(continua)

(continuação)

Variável dependente	i	β_i	t_i	R^2	F	DW	G	n
V_{17}	1	-4,8481	-2,108	0,7546	*6,150*	1,156	4,245	16
	2	1,5195	*2,739*					
	3	-0,0909	-0,314					
	4	0,7804	1,613					
	5	0,5541	0,200					
	6	0,6928	1,009					
V_{18}	1	4,9261	1,629	0,8247	*9,410*	0,846	5,108	16
	2	-0,9154	-1,522					
	3	-0,4670	-1,367					
	4	-0,3250	-1,430					
	5	-3,8206	-1,168					
	6	0,4575	0,511					
V_{19}	1	-7,0540	*-2,948*	0,9089	*19,951*	1,632	0,722	16
	2	1,5307	*2,965*					
	3	-0,1399	-0,860					
	4	0,6935	1,091					
	5	-1,6030	-1,226					
	6	0,9902	2,201					

Nota: as estatísticas t e F em itálico são significativas a 5%.

A análise das estatísticas DW e G apresentadas na tabela 1 mostra que na única equação (a de número 16) em que o teste de Durbin-Watson foi conclusivo, rejeitou-se a hipótese de autocorrelação serial de primeira ordem, assim como no teste de Godfrey. Nas 18 regressões em que aquele teste foi inconclusivo, o de Godfrey apontou para a inexistência de resíduos auto-regressivos, exceto pela equação do ramo 7.

Buscou-se contornar o problema de correlação serial naquela relação reestimando-a pelo método de Cochrane-Orcutt. Porém, mesmo assim não foi possível eliminar o problema de autocorrelação serial. Deste modo optou-se por desconsiderar os resultados da estimativa da equação 7 ao longo da análise que será desenvolvida a seguir.

Com base na tabela 1, verificou-se que o R^2 foi em geral elevado. Exceto por três regressões, a estatística F foi significativa a 5%. Assim, é possível afirmar que, apesar de todas as limitações estatísticas, o modelo proposto foi capaz de explicar de forma razoável as variações reais dos prêmios de seguros.

Objetivando facilitar a análise de sinais e níveis de significância dos coeficientes, elaborou-se a tabela 2, apresentada mais à frente. Vale observar que, exceto pelo parâmetro β_2, não faz muito sentido, se o objetivo for confrontar a teoria com a evidência empírica, analisar os sinais dos coeficientes tomados isoladamente. Com tal intuito, mais à frente se estudarão o desempenho das sete restrições enunciadas após a obtenção da equação (21). Porém, se a análise dos sinais dos coeficientes não é de grande serventia, o mesmo não se pode dizer a respeito da significância dos parâmetros. Neste aspecto, os resultados obtidos deixam a desejar. Exceto pela elasticidade dos prêmios em relação ao PIB e, em algumas regressões,

pelo coeficiente de sinistralidade, de maneira geral os parâmetros não são significativos. Segue-se a tabela 2.

Tabela 2
Sinal e significância dos coeficientes

Coeficientes	Positivos	Negativos	Positivos significativos (5%)	Negativos significativos (5%)
β_1	6	12	1	5
β_2	15	3	13	-
β_3	5	13	1	0
β_4	6	12	0	7
β_5	8	10	0	1
β_6	11	7	1	0

Nota: β_1, β_3, β_4, β_5, β_6 — testes bicaudais; β_2 — teste unicaudal positivo.

Ainda não se verificou se as combinações de sinais dos coeficientes das equações estimadas atendem às sete condições enunciadas após a obtenção da equação (21). A tabela 3 resume os resultados obtidos ao se confrontarem as restrições em questão com a evidência empírica.

Tabela 3
Restrições e sinais dos coeficientes

Restrições	Regressões respeitadas	Regressões violadas
1) $\beta_2 > 0$	15	3
2) $\beta_4 < 0 \Rightarrow \beta_6 < 0$	5	7
3) $\beta_3 > 0 \Rightarrow \beta_6 > 0$	4	1
4) $\beta_3 > 0 \Rightarrow \beta_4 > 0$	1	4
5) $\beta_4 < 0 \Rightarrow \beta_3 < 0$	8	4
6) $\beta_6 > 0 \Rightarrow \beta_4 > 0$	4	7
7) $\beta_6 < 0 \Rightarrow \beta_3 < 0$	6	1

A partir destes dados, conclui-se que a evidência empírica não está de acordo com a totalidade das implicações do modelo. Porém, corrobora-se expressiva fração dessas conclusões.

Em síntese, observou-se que *W*, $\delta\sigma$, *p*, *r* e *s* foram, conjuntamente, capazes de explicar grande parte das variações nos prêmios de seguros no período 1971-86. Identificou-se, ainda, forte influência isolada de *W* e *p*. As demais variáveis independentes foram significativas em reduzido número de regressões. Por fim, é importante destacar que, apesar dos parcos dados disponíveis, pode-se afirmar que o modelo proposto explica de maneira razoavelmente sólida a experiência brasileira no período 1971-86.

O principal resultado obtido na pesquisa empírica está relacionado à elasticidade dos prêmios de seguros em relação ao PIB. Observou-se que no período 1971-86 esse parâmetro, apesar de ser estimado como maior do que 1 em 12 das 18 regressões, foi significativamente superior à unidade somente em três ramos (8, 10 e 15). Desse modo, não se pode descartar a possibilidade de os valores baixos e relativamente estáveis da relação prêmios/PIB verificados no Brasil se deverem a um coeficiente de elasticidade-renda dos prêmios aproximadamente unitário — o que possivelmente se deve a uma baixa elasticidade renda da demanda por seguros. No tocante aos efeitos da inflação, não se verificaram influências significativas dessa variável sobre os prêmios de seguros — vale ressaltar, talvez por deficiências da amostra. Desse modo, não se pode afirmar, com base no modelo teórico e nos dados reais disponíveis, que a inflação foi a principal — muito menos a única — causa da reduzida dimensão do mercado de seguros no Brasil no período em que as apólices não eram indexadas.

4. Considerações finais

O objetivo do presente estudo consistiu em verificar se o processo inflacionário que caracterizou a economia brasileira na segunda metade do século XX foi o principal determinante do baixo valor da relação entre os prêmios de seguros e o produto interno bruto do país. A abordagem do problema se deu através de dois modelos. No primeiro deles a inflação era perfeitamente antecipada, ao passo que no segundo existia um ruído na trajetória dos preços. Em ambos se resolveram problemas de maximização para consumidores e empresários, obtendo-se assim as funções de oferta e demanda. A resolução do sistema formado pelas equações de oferta e demanda fornecia preço e quantidade de equilíbrio.

O principal resultado teórico do primeiro modelo consistiu na neutralidade real da inflação quando esta variável é perfeitamente antecipada. Existindo um componente randômico na trajetória dos preços, uma variação no componente antecipado da inflação poderá exercer efeitos reais sobre o mercado de seguros. Em tal situação, o valor real da indenização a ser paga caso ocorra um sinistro se torna uma variável aleatória. Tanto demanda quanto oferta de seguros são funções decrescentes do grau de desigualdade na distribuição das indenizações — note-se que essa desigualdade será determinada pela desigualdade na distribuição da inflação.

O trabalho empírico foi bastante prejudicado pela indisponibilidade de dados. Mesmo assim alguns resultados obtidos foram robustos. Não se encontraram evidências de que a inflação tenha sido a causa maior da atrofia do mercado segurador nacional. De modo geral, a elasticidade dos prêmios de seguros em relação ao PIB não foi significativamente superior à unidade, o que talvez consista na principal causa dos valores baixos e relativamente estáveis da relação prêmios/PIB verificados no Brasil.

Por fim, deve-se ressaltar o pioneirismo do presente estudo. Tanto no nível teórico quanto no empírico, as possíveis relações entre seguros, inflação, renda e outras variáveis permanecem em aberto. Somente pesquisas adicionais serão capazes de trazer novas informações que permitam compreender de forma consistente o funcionamento e a história do mercado segurador brasileiro.

Referências bibliográficas

Codiseg. Balanço macroeconômico e social do setor de seguros do país. Rio de Janeiro, 1988. (datilogr.)

Cunha, Alexandre B. Mercado de seguros e inflação: o caso brasileiro. Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getulio Vargas, 1994. (Dissertação de mestrado.)

———. O seguro no Brasil: uma abordagem quantitativa. Universidade do Estado do Rio de Janeiro, 1990. (Monografia de graduação.)

Gonzaga, Paulo G. Marketing de seguros: problemas de crescimento do mercado brasileiro de seguros. *Revista Brasileira de Mercado de Capitais, 1*(1):103-27, jan./abr. 1975.

Ronci, Márcio V. Mercado segurador: esse grande desconhecido. *Conjuntura Econômica, 38*(4):91-6, abr. 1984.