

A Espiral de Anti-Seleção no Mercado Brasileiro de Planos de Saúde Individuais

ANA CAROLINA MAIA

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo
anacmaia@usp.br

JOÃO VINÍCIUS DE FRANÇA CARVALHO

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo
jvfcarvalho@usp.br

Endereço para correspondência:

*Ana Carolina Maia
 Av. Professor Luciano Gualberto, n 908
 FEA3 sala 222 São Paulo SP
 05508-010
 Tel: 11 3091-5830*

Resumo

A anti-seleção de tipos de risco em seguros saúde pode ser um fenômeno perverso e comprometedor do equilíbrio das carteiras. A escalada desse efeito está associada às medidas de garantia de renovação da apólice e estabelecimento de subsídio cruzado entre diferentes tipos. O objetivo é avaliar efeitos da introdução dos planos populares no mercado brasileiro de planos de saúde individuais. Os resultados não sugeriram a presença de subsídios intergeracionais. Mas, se forem introduzidos produtos competitivos em preços relativos, o movimento anti-seletivo de segurados é tal que compromete a sustentabilidade financeira das operadoras, evidenciando movimento de espiral com deterioração das carteiras.

Palavras chave: Seleção adversa; anti-seleção; planos de saúde individuais; seguro saúde.

Classificação JEL: I13; I18; D82

Abstract

The anti-selection in the health insurance market can be a perverse phenomenon and compromising the balance of the insurance portfolio. The possibility of growing this effect is associated with the measures to guarantee the renewal of the policy and to establish a cross subsidy between the types of risks. The objective is to evaluate possible effects of the introduction of popular plans in the Brazilian individual health insurance market. The results did not suggest the presence of intergenerational subsidies. But if it would be introduced products with more competitive relative prices than the current ones, the anti-selective movement of policyholders is such that it jeopardizes, without exception. Therefore, there is evidence of a clear spiral movement with deterioration of current portfolios.

Palavras chave: Adverse selection; anti-selection; individual health insurance; health insurance.

A Espiral de Anti-Seleção no Mercado Brasileiro de Planos de Saúde Individuais

1. Introdução

Os desafios impostos a desenhos sistemas de saúde que promovam ampla proteção financeira para a população e qualidade no provimento da atenção não são exclusividade do Brasil. Economias do mundo inteiro tem promovido esforços no sentido de conter custos explosivos, melhorando a cobertura e a entrega dos serviços de saúde desejados pela população (Chernew & Newhouse, 2011). Os arranjos são múltiplos e os condicionantes clássicos dessas dificuldades remetem no consumo de recursos de alto valor agregado, sobretudo recurso trabalho, na alta dinâmica tecnológica, que requer recursos de capital e nos desdobramentos decorrentes dos efeitos de seleção e de risco moral (Anderson, Frogner, Johns, & Reinhardt, 2006; W. P. M. M. van de Ven & van Vliet, 1995).

Este trabalho aborda uma proposta recente do Ministério da Saúde brasileiro, que propõe uma mudança na regulação do mercado privado para que seja possível ofertar produtos potencialmente mais acessíveis para a populaçãoⁱ. A proposta está amparada na justificativa de que os atuais produtos estão se tornando financeiramente inviáveis para as famílias. No período de setembro de 2016 a junho de 2017, a diminuição da quantidade de vínculos a planos individuais foi de 1,8% segundo a Agência Nacional de Saúde Suplementar - ANS (BRASIL, 2017).

No Brasil, o sistema de saúde é misto, sendo o sistema público universal e gratuito e o privado abarcando cerca de 25% da população (BRASIL, 2017). A característica mista do sistema brasileiro está associada a três particularidades com relação a experiências de expressiva cobertura privada. A primeira delas é que seguro público e seguro privado concorrem em todas as faixas etárias. Segundo, planos de adesão coletiva não concorrem de forma significativa em faixas etárias de maior risco, tais como idosos, aumentando o legado de risco aos planos individuais. Por fim, o país ainda está iniciando as regulações pertinentes aos requisitos de solvência, que terão repercussões importantes sobre a estrutura de mercado e sobre a importância dos desenhos de produto permitidos por lei.

O sistema privado estabelece contratos de seguro, que podem ser segmentados, segundo o tipo de adesão, de duas formas: seguros de *adesão individual*, com cerca de 9,5 milhões de vidas, e seguros *coletivos*, com 38 milhões (BRASIL, 2017). Uma parte dos coletivos, entretanto, aproximadamente 5 milhõesⁱⁱ, pertencem a contratos com menos de 30 vidas. Esses pequenos contratos de grupo e os seguros individuais compartilham duas características importantes reguladas por lei: a) controles quanto ao reajuste anual do prêmioⁱⁱⁱ, com estabelecimento de um percentual único para todo o mercado de seguros individuais, medida que pode ser descrita como uma compressão de taxa e, b) impossibilidade de rescisão unilateral por parte da operadora^{iv}. Essas disposições são desenhadas de forma a mitigar a fragilidade do segurado em renovar o contrato, quando espera-se que algum beneficiário incorra em altos custos no período seguinte, ou seja, coíbe a reclassificação de riscos. Na mesma linha, a regulação estabelece coberturas mínimas, definindo segmentos de planos e rol de procedimentos, além de exercício de controles sobre a qualidade dos produtos ofertados no mercado. Medidas intermediárias como razão de prêmio por idade (compressão de taxa por subsídio intergeracional^v) e garantia de renovação sem limite de idade também fazem parte do escopo de regulação dos contratos individuais.

Ocorre que a sustentabilidade desse arranjo regulatório prevê um subsídio cruzado intra e entre os três tipos de adesão e, dependendo do ambiente concorrencial, os resultados podem ser perversos. Os reajustes regulamentados de prêmios são determinados de modo a incorporar a dinâmica do mercado e da seguradora. No caso dos seguros individuais, a regra diz que deve ser aplicada a média dos percentuais de reajuste aplicados pelas seguradoras aos contratos coletivos com mais de 30 vidas, resultando num teto de reajuste único válido para

todo o país. No caso dos seguros coletivos com menos de 30 beneficiários, a seguradora deve agrupar todos contratos com essa característica e implementar um reajuste único. Restrições de precificação são relativamente usuais em mercados de seguro de saúde (Paolucci, Exter, & De Ven, 2006; W. P. van de Ven, van Vliet, Schut, & van Barneveld, 2000). Nos EUA, o Affordable Care Act (ACA) agrupou todos os seguros ACA-compliant num mesmo pool de risco e estabeleceu normas para que os estados estipulem uma revisão anual dos aumentos de tarifas não razoáveis, não justificados e injustamente discriminatórios – sendo o gatilho inicial de 10% (Patient Protection and Affordable Care Act, 2010).

O objetivo desse trabalho é avaliar possíveis efeitos da introdução dos planos populares no Brasil sobre indicadores de sustentabilidade das carteiras de seguros de saúde individuais. Será aplicada a metodologia de Wei (2010), que desenvolve um modelo formal de resposta individual a uma mudança de preços relativos entre produtos de saúde num ambiente competitivo. A justificativa da utilização deste modelo é dada pelo fato de o contingente populacional vinculado a contratos individuais mostrar evidências de auto-seleção, que podem ser potencializadas pela criação de um novo produto mais atraente para indivíduos de baixo risco. Além disso, a sobreposição de medidas regulatórias sem revisão dos parâmetros em vigor nos contratos atuais pode induzir o fechamento dos blocos atuais, considerando a sustentabilidade financeira das carteiras sobre o mix público / privado no Brasil.

Atualmente em discussão, os planos populares compreendem uma gama de produtos com características mais restritivas que os produtos do mercado brasileiro hoje^{vi}. Com relação a oferta existente, os planos populares se diferenciam, sobretudo, em três aspectos: i) obrigatoriedade do encaminhamento a ser feito apenas pelo médico de porta de entrada (gatekeeper), ii) recomposição dos preços com base no custo e não mais com base numa regra determinada pela agência reguladora e iii) ampliação dos mecanismos de divisão de custo com segurado, tais como co-participação e franquias. Todas essas medidas resultam em um tipo de produto, a princípio, atraente para grupos da população cujos prêmios não são viáveis por questões orçamentárias e que estão hoje cobertos exclusivamente pelo Sistema Único de Saúde (SUS). Ocorre que não apenas estes grupos podem adquirir essa cobertura, mas a migração dentro do próprio setor pode ser significativa.

Este trabalho está dividido em mais 4 seções, além desta introdução. Na seção seguinte é feita a conceituação do problema da anti-seleção. Na seção 3 é apresentada o método desenvolvido por Wei (2010) que será adaptado para o contexto brasileiro. Na sequência, são apresentados os resultados e discussões. Por fim, são abordadas as considerações finais.

2. Anti-seleção

Do ponto de vista atuarial, as carteiras de uma seguradora podem ser segmentadas em blocos. Os blocos constituem uma forma gerencial de agregar indivíduos cujas apólices compartilham similaridades como características regulatórias, perfil do produto, subscrição, apreçamento e tendência de preços. O gerenciamento dos riscos por blocos pode determinar políticas internas de subsídio cruzados inter-blocos, descontinuidade de ofertas não-estratégicas ou não-lucrativas ou até o estabelecimento de desenhos de produtos a partir da experiência observada. Um bloco pode, entretanto, incorrer num fenômeno importante, conhecido como abandono (ou lapso) anti-seletivo, ou seja, quando indivíduos com menor risco tendem a se desligar da apólice em maior intensidade que aqueles com maior risco.

O movimento anti-seletivo de segurados dá origem à anti-seleção de riscos ou seleção adversa, esta última, definida precisamente na presença de informação assimétrica, é um fenômeno bem conhecido na literatura e remete a trabalhos clássicos como Rothschild & Stiglitz (1976), Akerlof (1970), Grossman (1979), Wilson (1977) e Neudeck & Podczech (1996). O movimento anti-seletivo pode ser analisado em três momentos do curso de uma

apólice: i) quando o segurado está adquirindo uma cobertura pela primeira vez. Nessa situação, uma maior proporção de indivíduos de alto risco, detendo melhor informação sobre seu próprio estado de saúde que a seguradora, opta por adquirir cobertura de seguro. Nesse caso, se o segurador não conhece o tipo de risco do indivíduo e, conseqüentemente, é incapaz de precificar o produto com base na probabilidade de uso, fica configurada a existência de assimetria de informação; ii) quando o segurado está em processo de renovação da apólice, decidindo, dentre as opções de extensão de cobertura disponíveis e o reajuste de prêmio proposto na sua apólice, uma possível mudança de contrato. Durante a renovação, os tipos de risco vão se alocar em contratos que melhor espelhem a sua expectativa de experiência, realocando os tipos de risco em diferentes coberturas; iii) quando o segurado está tomando decisão sobre finalizar o contrato e os tipos que mais finalizam são desproporcionalmente os de baixo risco. Nesse caso, a carteira restante tem uma piora gradual no seu risco médio que pode ser agravada pela velocidade do abandono autoseletivo (Bluhm, 1983).

Na primeira situação, o segurador utiliza, dadas as restrições regulatórias normalmente presentes no mercado de saúde, do mecanismo de subscrição e do desenho contrato, incluindo preço e extensão da cobertura para coibir a seleção adversa (Cutler & Zeckhauser, 1997; Belli, 2001; Cutler & Zeckhauser, 2000). Nas duas últimas situações, denominadas por Leida, Hans & Bluhm (2015) de anti-seleção *interna* e *duracional*, respectivamente, os desdobramentos dependem também da taxa de reajuste anual praticada no pool de risco e dos parâmetros dos contratos concorrentes. Cutler, Zeckhauser & Altman, 1998 denominam este efeito retenção adversa.

Na anti-seleção *interna*, a oferta de produtos concorrentes com altos dedutíveis, por exemplo, pode levar segurados a, com ou sem processos de subscrição, migrarem para essas opções. Um exemplo dos efeitos da anti-seleção interna é o *premium leakage*, que ocorre usualmente quando o reajuste das taxas é crescente e ocorre a migração de segurados para contratos de menor escopo de cobertura. Nessa situação, carteiras vão experimentar uma distorção no gasto médio esperado se o movimento for anti-seletivo. A essa realocação dos tipos de risco em função dos condicionantes da oferta damos o nome de *buy-down* (Leida, Hans & Bluhm, 2015). Dentre as principais consequências desse tipo de seleção, temos a perda de capacidade de compartilhamento de risco, com possibilidade de inviabilização da cobertura de seguro para alguns tipos de risco (Frech & Smith, 2015).

Na anti-seleção *duracional* ou *cumulativa* observa-se uma associação entre a chance de manter a cobertura ativa e o tipo de risco. Essa tendência é particularmente observada quando o aumento nos prêmios é muito elevado e quando as taxas de abandono das carteiras são relativamente altas. A correlação entre a magnitude da taxa de abandono e o abandono anti-seletivo é denominada na literatura de *teoria da anti-seleção acumulada* (Bluhm, 1983).

Com o objetivo de quantificar esses movimentos anti-seletivos no mercado de seguros saúde no Brasil, na próxima seção será apresentada a metodologia desenvolvida por Wei (2010), cuja abordagem é apropriada para o contexto da introdução de um novo produto em um ambiente concorrencial.

3. O modelo de Wei

No trabalho de Wei (2010), o abandono anti-seletivo (AAS) é modelado para seguros no segmento individual e pequenos grupos^{vii}. O modelo parte de um comportamento individual, introduzindo, em seguida os resultados agregados para o bloco e investigando os efeitos de diferentes percentuais de reajuste de prêmios sobre sinistralidade e lucro das seguradoras. Uma característica do modelo é que o AAS não é uma hipótese e sim um resultado que depende diretamente do aumento nos prêmios. Adicionalmente, o AAS não requer a hipótese de informação assimétrica.

O primeiro aspecto considerado é a escolha individual no processo de renovação da apólice, quando o indivíduo decide, dentre as opções disponíveis e o reajuste de prêmio proposto na sua apólice, se continua na carteira. Indivíduos podem abandonar a carteira em função de alguma mudança exógena aos preços (causa I), como por exemplo perda de renda e mudança de localidade geográfica ou em função de uma alteração nos preços relativos entre sua apólice e uma apólice equivalente do mercado (causa II). Nessa análise, apenas a causa II será considerada, o que significa que, em caso de abandono, ocorre uma migração para outra carteira.

Seja $L(p)$ a probabilidade de abandono para um segurado x quando o log do preço é p . Vamos assumir que $L(p)$ é uma função crescente de p na forma:

$$L(p) = S_a(p - p^*(x)), \quad (3.1)$$

em que a função S_a satisfaz $S_a(z) \rightarrow 1$, $S_a(z) \rightarrow 0$ quando $z \rightarrow -\infty$ e $S_a(0) = 0,5$, $p^*(x)$ é um parâmetro que denota o preço em que a probabilidade de abandono é igual a meio.

Um caso especial da função S é a função degrau dada por:

$$S_0(z) = \begin{cases} 0 & \text{se } z < 0 \\ \frac{1}{2} & \text{se } z = 0, \\ 1 & \text{se } z > 0 \end{cases} \quad (3.2)$$

Seja uma mercado que consiste de $j = 1, 2, \dots, N$ seguradoras que vendem, cada uma, um único produto também denotado por j pelo preço p_j . Os produtos, por sua vez tem diferentes parâmetros de escopo e qualidade, de forma que o segurado paga um prêmio extra ou um **prêmio de diferenciação** α_j pelo produto j , sendo esse prêmio extra positivo ou negativo. Com isso, tem-se o prêmio ajustado ou prêmio equivalente para o produto j : $p'_j = p_j - \alpha_j$

Seja i denotando o produto atual do segurado x , que vai então escolher entre o par de produtos i e j . Ou seja, a probabilidade de segurado escolher j sobre i , denotada por $Z_{i,j}$, cuja forma é:

$$Z_{i,j} = S_b(p'_i - p'_j), \quad (3.3)$$

em que a função S_b satisfaz $S_b(z) \rightarrow 1$, $S_b(z) \rightarrow 0$ quando $z \rightarrow -\infty$ e $S_b(0) = 0,5$.

Um dos n prêmios de diferenciação podem ser arbitrariamente escolhidos. Isso significa que para qualquer peso w_j com $\sum_{j \neq i} w_j = 1$, então α_i é escolhido de tal forma que a condição $\sum_{j \neq i} w_j \alpha_j = 0$ é satisfeita.

Então podemos expressar $L(p_i)$, representando a probabilidade de abandono de uma seguradora i por um segurado x como a soma ponderada das probabilidades do segurado escolher o seguro j :

$$L(p_i) = \sum_{j \neq i} w_j \cdot S_b(p'_i - p'_j), \quad (3.4)$$

em que w_j = probabilidade do segurado x escolher o segurador j como uma alternativa ao segurador atual i .

O preço de mercado de uma apólice para o segurado x que tem um seguro junto ao segurador i é definido como $m_i(x)$ e é dado como um índice dos preços competitivos:

$$m_i(x) = \sum_{j \neq i} w_j \cdot p_j(x). \quad (3.6)$$

Se as derivadas primeiras das funções em 3.1 e 3.3 são continuamente diferenciáveis, Wei (2010) demonstra que o preço de mercado é igual à subtração entre o preço $p_i^*(x)$ em que a probabilidade de abandono vale meio e o prêmio de diferenciação α_i .

$$m_i(x) = p_i^*(x) - \alpha_i, \quad (3.7)$$

Se, então, reescrevermos a função de resposta do abandono, teremos:

$$L(p_i) = S_a(p_i - m_i(x) - \alpha_i), \quad (3.8)$$

ou ainda, na notação padrão das variáveis (sem a forma logarítmica), temos:

$$L(P) = S\left(\frac{\frac{P}{A}}{M}\right) = S\left(\frac{P'}{M}\right). \quad (3.8 A)$$

Dessa proposição, decorre que preços de mercado podem ser estimados observando as respostas de lapso diante de um aumento nos preços relativos. Uma vez definida a função de abandono, em função da comparação entre preços de mercado, cabe investigar o mecanismo de apuração dos produtos, começando pela decomposição do custo.

Para decompor os custos, considera-se que o segurado x está inserido em um bloco de apólices com múltiplas classes de rating (mesmas características demográficas e rol de cobertura, mas diferentes condições de saúde) e que g denota a classe de rating e x_0^g denota uma pessoa saudável ou padrão na classe de rating g . Adicionalmente, uma das classes de rating dentro do bloco pode ser designada como a classe de rating de referência, denotada por g_0 .

O logaritmo do custo, $c(x)$, associado com a apólice para o segurado x em um período pode ser decomposta como a soma de:

$$c_i(x) = \hat{c}_i + c_i^g + c_i^h, \quad (3.9)$$

de modo que:

$\hat{c}_i = c_i(x_0^{g_0})$ é o custo base;

$c_i^g = c_i(x_0^g) - c_i(x_0^{g_0})$ é o fator de custo da classe de rating, e;

$c_i^h = c_i(x) - c_i(x_0^{g_0})$ é o fator de custo de risco relativo.

O custo de mercado, \tilde{c} , como um índice do custo base de todos os competidores no mercado, temos:

$$\tilde{c} = \sum_{j \neq i} w_j \hat{c}_j. \quad (3.10)$$

O prêmio também pode ser decomposto. Seja $p(x)$ o logaritmo do prêmio de uma apólice x na classe de rating g sobre um único período. De forma análoga, temos:

$$p_i(x) = \hat{p}_i + p_i^g + p_i^u = \hat{p}_i + p_i^g + p_i^h - p_i^d, \quad (3.11)$$

em que:

$\hat{p}_i = p_i(x_0^{g_0})$ é a taxa (preço) base;

$p_i^g = p_i(x_0^g) - p_i(x_0^{g_0})$ é o fator de prêmio da classe de rating;

$p_i^u = p_i(x) - p_i(x_0^{g_0})$ é o carregamento relativo de risco;

$p_i^d \geq 0$ é a redução de taxa;

$p_i^h = p_i^u + p_i^d$ é o fator de prêmio de risco relativo;

A redução de taxa pode representar o efeito de i) restrições de precificação e/ou ii) a precisão da subscrição em relação ao mercado. As restrições de precificação são mecanismos de coíber a classificação dos tipos de risco e são usualmente empregadas em seguros de saúde (Cutler & Zeckhauser, 1997; Belli, 2001; Cutler & Zeckhauser, 2000), podendo ocorrer com estabelecimento de razões limites *entre* classes de rating (no Brasil, as classes são grupos etários), como também ocorrer *intra* classes de rating, com fixação de uma banda limitando a variação do prêmio dentro da classe. Por fim, é possível atribuir as restrições a reajuste de prêmio em função de mudanças no estado de saúde na renovação da apólice.

Uma vez conhecidas as componentes do custo e do prêmio, temos que, para uma apólice x do segurador i :

$$p_i^g(x) = c_i^g(x), \quad (3.12)$$

$$p_i^h(x) = c_i^h(x), \quad (3.13)$$

$$p_i^u(x) = p_i^h(x) - p_i^d(x), \quad (3.14)$$

$$\hat{p}_i = \hat{c}_i + \phi_i, \quad (3.15)$$

em que ϕ_i representa o desvio da taxa base do custo base, correspondendo ao diferencial de prêmio segundo o método de precificação adotado pelo segurador e não correlacionado com a redução de taxa p_i^d .

Substituindo as Equações 3.12 a 3.15 em 3.11, obtém-se:

$$p_i(x) = c_i(x) - p_i^d(x) + \phi_i, \quad (3.16)$$

$$p_i^d(x) = (c_i(x) - \hat{c}_i) - (p_i(x) - \hat{p}_i) = \Delta c_i(x) - \Delta p_i(x). \quad (3.17)$$

No mercado, a redução de taxa e o desvio da taxa base do custo base, respectivamente, são dados por:

$$\tilde{p}^d(x) = \sum_{j \neq i} w_j p_j^d(x) \quad (3.18)$$

$$\tilde{\phi} = \sum_{j \neq i} w_j \phi_j \quad (3.19)$$

Se w_j é constante para todos os segurados x da apólice corrente i e para cada segurador $j \neq i$. Se α_j é constante para cada segurador j com a condição de normalização $\sum_{j \neq i} w_j \alpha_j = 0$. Se β_j é constante para cada segurador j com a condição de normalização $\sum_{j \neq i} w_j \beta_j = 0$.

Então, Wei (2010) demonstra que:

$$m_i(x) = c_i(x) + \tilde{\phi} - \beta_i - \tilde{p}^d(x), \quad (3.20)$$

$$\tilde{m} = \sum_{j \neq i} w_j \cdot (\hat{p}_j - \alpha_j), \quad (3.21)$$

sendo \tilde{m} o nível de preços do mercado, interpretado como um índice de preços base ajustado pelo prêmio de diferenciação.

Se para o risco padrão x na classe de rating base temos $\tilde{p}^d(x) = 0$, então:

$$\tilde{m} = \tilde{c} + \tilde{\phi}, \quad (3.22)$$

ou seja, o índice de ciclo de subscrição, $\tilde{\phi}$ é uma medida relativa nível de preços do mercado e do nível de custos do mercado.

Um dos conceitos mais importantes introduzidos por Wei (2010) é o “excesso de risco de uma apólice”, $v_i(x)$, que é definido como a fração do preço relativo de mercado que não está refletido no preço dispendido pelo i -ésimo segurado relativamente uma vida padrão. Em termos formais, o excesso de risco é dado por:

$$v_i(x) = (m_i(x) - \hat{m}_i) - (p_i(x) - \hat{p}_i) = \Delta m_i(x) - \Delta p_i(x), \quad (3.23)$$

ou ainda, na notação padrão (sem a forma logarítmica), temos:

$$V_i = \left(\frac{M_i}{M_0} \right) / \left(\frac{P_i}{P_0} \right), \quad (3.23 A)$$

em que:

\hat{m}_i denota o preço base de mercado dados por $\hat{m}_i = \sum_{j \neq i} w_j \hat{p}_j$;

\hat{p}_i é o preço base;

$\Delta m_i(x)$ é chamado de preço relativo de mercado, e;

$\Delta p_i(x)$ é chamado de preço relativo.

Em termos práticos, um indivíduo com piores condições de saúde do que uma vida típica tende a encontrar em mercado contratos mais caros do que o seu contrato atual. Matematicamente, o numerador da Equação 3.23A para este segurado é superior ao denominador, resultando em um excesso de risco superior a uma vida média, cujo valor base é 1. Assim, a sua decisão deve ser manter-se no plano atual e possui a tendência de gerar despesas mais elevadas (daí a expressão “excesso de risco”) para o subscritor da apólice.

Se substituirmos $\Delta p_i = \Delta c_i - p_i^d$ de 3.17 e $\Delta m_i = \Delta c_i - \tilde{p}^d$ de 3.20 em 3.23, encontramos que o excesso de risco é a diferença entre a redução de taxa do segurador corrente e a redução de taxa de mercado para novos negócios. Quando os novos negócios não possuem restrições de emissão, temos que $\tilde{p}^d = 0$. Nesse caso o excesso de risco é igual a redução de taxa promovida pelo segurador atual.

$$v_i(x) = \Delta m_i(x) - \Delta p_i(x) = p_i^d(x) - \tilde{p}^d(x), \quad (3.24)$$

A partir do excesso de risco, podemos agora reformular a função resposta do abandono para o indivíduo segurado, que é decrescente com o excesso de risco, ou seja, indivíduos presumidamente mais saudáveis (com menor excesso de risco) tem maior chance de sair da carteira.

$$L(p_i) = S_a(p_i - (m_i(x) + \alpha_i)) = S_a(\hat{p}_i - (\hat{m}_i + \alpha_i + v_i(x))), \quad (3.25)$$

ou, novamente na notação padrão das variáveis, sem a forma logarítmica, temos:

$$L = S\left(\frac{P_i}{M_0 \cdot V}\right) \quad (3.25 A)$$

Como o excesso de risco individual é tratado como uma variável aleatória, pelo desconhecimento dos prêmio individuais e do risco (reais condições de saúde), é preciso avaliar como esses atributos não diretamente observáveis podem comprometer o desempenho das seguradoras em um ambiente competitivo. Para isso, utiliza-se a modelagem coletiva do risco, tradicional na literatura atuarial (Bowers, et al., 1997; Klugman, Panjer, & Willmot, 2012), cuja ideia básica consiste em analisar o comportamento (neste trabalho, o abandono anti-seletivo) de uma dada classe de risco g a partir de observações em níveis individuais. Cabe ressaltar que pelo fato de se ter incerteza no em duas dimensões (severidade das despesas e frequência de utilização), a agregação não resulta numa soma direta de comportamentos individuais.

Para cada bloco de risco, cada qual com distribuição de probabilidade de excesso de risco $F(V)$, serão obtidas medidas de avaliação do desempenho econômico-financeiro da seguradora. Como o excesso de risco V , por sua vez, depende de um aumento (R) nos preços relativos dos planos atuais para além dos aumentos dos prêmios relativos de mercado, entende-se que $V(R)$ é crescente em R e uma definição natural é adotar $V(R) = 1 + R$. Assim, define-se, respectivamente, as funções *lapse* (L), *inforce* (I), *total premiums* (PT), *total cost* (CT), *loss ratio* (LR) e *profit* como:

$$L(R) = F(1 + R), \quad (3.26)$$

$$I(R) = I_0(1 - F(1 + R)), \quad (3.27)$$

$$PT(R) = I(R)\hat{P}(R), \quad (3.28)$$

$$CT(R) = I(R)C_0\bar{V}(R), \quad (3.29)$$

$$LR(R) = C_0 \frac{\bar{V}(R)}{\hat{P}(R)}, \quad (3.30)$$

$$Profit(R) = I(R)(\hat{P}(R) - C_0\bar{V}(R)), \quad (3.31)$$

com I_0 representando a quantidade inicial da carteira, C_0 o custo inicial para o perfil de risco padrão em uma faixa etária, $\hat{P}(R) = \hat{P}_0(1 + R)$ o resultante do reajuste dado sobre o prêmio inicial (acrescido da margem de carregamento de segurança) por apólice e, finalmente, $\bar{V}(R)$ o excesso de risco esperado para o perfil do indivíduo representativo de uma dada classe etária.

Seguindo Wei (2010), a forma funcional utilizada para estimar a distribuição de excesso de risco $F(V = 1 + R)$ será uma *Distribuição Generalizada de Pareto*, na forma:

$$F_{d,e}(V) = 1 - \left(1 + \frac{V-1}{d}\right)^{-e}, \text{ para } V \geq 1, \quad (3.32)$$

com parâmetros $e > 1$ e $d > 0$.

Por fim, para ser possível estimar os efeitos nas Equações 3.26 – 3.31 em função de um reajuste R , substitui-se $V = 1 + R$ na Equação 3.32, após estimar os parâmetros e e d para cada bloco de risco g .

4. Exercício empírico

Nesta seção, são apresentados os resultados empíricos da aplicação do modelo de Wei (2010). A simulação empírica avalia os possíveis impactos da adoção de uma nova modalidade de seguro saúde no mercado. Os seguros ou planos populares pertencem a um

arcabouço regulatório distinto do atual segmento de seguros individuais, o que pode resultar num movimento migratório de policyholders.

Adicionalmente aos atributos de elevada divisão de custo, a proposta é que esses produtos atendam a dois requisitos. Primeiro, contenham um desenho de benefícios tal que o denominado “pacto intergeracional” não esteja ativo, ou seja, que a sustentabilidade das classes de rating por faixa etária possa ser mantida, sem o estabelecimento de subsídio cruzado. Essa hipótese deriva da proposta de maior flexibilidade do rol de cobertura e dos mecanismos de compartilhamento de custo com o segurado. Segundo, propõe-se que o reajuste anual dos contratos seja realizado com base no desempenho específico da carteira. Atualmente os reajustes dos seguros individuais são calculados pela ANS, a partir do reajuste observado nos contratos coletivos. Essa metodologia tem resultado numa deterioração progressiva dos índices de sinistralidade das carteiras individuais (BRASIL, 2017).

O exercício se divide em duas etapas. Na primeira, buscou-se estimar o risco relativo entre os grupos etários a fim de verificar a existência de subsídio intergeracional. Os microdados de sinistro são provenientes do painel D-TISS (Troca de Informações em Saúde Suplementar) da ANS^{viii}. Esse painel disponibiliza os eventos de sinistro mensais, por segurado, por seguradora, identificando atributos de idade e sexo do indivíduo. Na segunda etapa, foram extraídos os parâmetros da função de excesso de risco, cujo objetivo é compreender os impactos financeiros da introdução do novo produto. Esse produto vai apresentar, a depender das preferências dos consumidores, um preço relativamente menor que os preços praticados no mercado hoje para novas apólices. A justificativa de queda no preço relativo está fundamentada, sobretudo, na diferença do método de reajuste anual entre os dois produtos, no qual os produtos vigentes não têm garantias de que o reajuste fixado pelo regulador recomponha margens associadas ao desempenho. Essa característica eleva os preços de novas adesões^{ix}.

Para a estimativa dos parâmetros das funções de excesso de risco, utilizaram-se as taxas de lapso observadas por seguradora e por faixa etária. Essas informações foram obtidas junto ao Caderno 2.0, disponibilizado na *Sala de Situação da ANS*^x. O levantamento possibilita observar, mensalmente a quantidade de segurados, os cancelamentos e as adesões por grupo etário. O período de análise abrange os meses de dezembro de 2016 a novembro de 2017. Nesta base não há informações anteriores a esse período.

4.1 Bases de Dados, Análise Descritiva e Segmentação

O D-TISS é um painel disponibilizado pela ANS, que contém o registro de todos eventos de sinistros pagos pelas seguradoras privadas, classificados segundo um agrupamento de procedimentos pré-definidos, incluindo a separação de eventos ambulatoriais e hospitalares, por segurado. Porém, os microdados de sinistros reportados no D-TISS ainda não refletem todo o mercado brasileiro, cobrindo aproximadamente 68% das despesas assistenciais das 832 operadoras consideradas no banco de dados^{xi}. A maior fragilidade dos dados é que, embora as informações de sinistros possam ser recompostas ao nível individual^{xii}, não há como obter diretamente da base as informações da quantidade de segurados expostos no período considerado, o que impossibilita a estimação direta da frequência relativa de utilização. Optou-se, a fim de contornar essa dificuldade, por adotar como referência a distribuição do total de vidas expostas por faixa etária, dentre a população detentora de plano de saúde em junho de 2016, uma vez que os dados de sinistros compreendem o período entre janeiro e dezembro de 2016.

Os resultados da razão de custo por grupos etários estão reportados na Tabela 1, a seguir.

Tabela 1 – Estatísticas gerais de exposição, frequência e severidade por faixa etária e por tipo de evento.

Faixa Etária	Expostos	Ambulatorial			Hospitalar			Razão de Custo (Ambulatorial + Hospitalar)
		Frequência	(% dos Expostos)	Severidade	Frequência	(% dos Expostos)	Severidade	
0 a 18	11.675.447	4.967.410	42,5%	464,42	187.880	1,6%	910,73	1,00
19 a 23	3.356.510	1.441.050	42,9%	544,25	74.837	2,2%	1.345,16	1,24
24 a 28	4.193.288	2.029.360	48,4%	635,18	129.239	3,1%	1.430,00	1,66
29 a 33	4.993.336	2.519.947	50,5%	718,67	182.119	3,6%	1.627,77	1,99
34 a 38	4.953.109	2.576.138	52,0%	888,78	185.860	3,8%	1.931,32	2,52
39 a 43	3.844.151	2.046.800	53,2%	1.465,88	132.390	3,4%	4.237,84	4,36
44 a 48	3.228.409	1.762.210	54,6%	1.519,86	106.332	3,3%	3.348,21	4,43
49 a 53	2.984.707	1.664.063	55,8%	1.088,46	103.068	3,5%	2.093,24	3,20
54 a 58	2.493.902	1.692.547	67,9%	1.012,42	114.730	4,6%	2.028,62	3,68
59 +	6.544.314	3.787.669	57,9%	1.172,99	414.935	6,3%	2.410,52	3,92
NR		5.997.197		390,80	201.627		1.492,03	

Fonte: elaboração própria.

De acordo com a Tabela 1, as razões obtidas não sugerem a presença de um subsídio intergeracional, pois a regra máxima de discriminação por faixa etária estipulada pela RN 63/03 excede as evidências obtidas para os custos assistenciais, sendo suficiente para manter o equilíbrio atuarial entre grupos etários. A literatura sobre os gastos de saúde por idade é escassa no Brasil, dificultando de sobremaneira a discussão do arcabouço regulatório de produtos de seguro saúde. Maia, Andrade & Feres (2012) encontraram uma razão da ordem de 10 vezes entre a primeira e a última faixa. Mais recentemente, o relatório da Unidas^{xiii} reporta razões de 6 a 8 vezes entre as mesmas faixas, dependendo do recorte populacional.

Na hipótese de haver subsídio cruzado entre os grupos de idade, a classe de rating (aqui definida como o grupo etário) teria o redutor $p_i^d > 0$ (como descrito na Equação 3.11) correspondendo a um modelo de compressão de taxa por “subsídio intergeracional”. Por outro lado, na hipótese de não haver o redutor ativo, cada grupo etário pode ser tratado como bloco diretamente, sem perda de generalidade. As evidências apresentadas pela Tabela 1 mostram que o diferencial máximo de custos é inferior a 4, sugerindo que as diferenças eventualmente observadas entre os prêmios de cada classe de rating se devem a efeitos de precisão de subscrição e/ou a efeitos duracionais dentro de cada classe de rating e não a diferenciais de custos na ausência desses efeitos. Esses efeitos devem ser mais ou menos proeminentes dependendo dos preços de mercado para os tipos pertencentes àquela classe de rating. Se preços de mercado são competitivos, as taxas de lapso de todas as seguradoras tendem a ser maiores.

A segunda base de dados do trabalho foi construída a partir do registro de movimentos de adesões e cancelamentos de apólices de seguro saúde. Todos esses movimentos são registrados pela ANS e estão disponíveis na “Sala de Situação – Caderno 2.0”. Nessa consulta são extraídas as informações de quantidade de beneficiários, além do total de adesões e cancelamentos de policieis. A Tabela 2, a seguir, apresenta as dimensões disponíveis para uso e as efetivamente utilizadas neste trabalho para a parametrização das funções de excesso de risco (conforme a Equação 3.24 A), cuja intuição remete à propensão de um indivíduo permanecer no seu contrato atual dados os preços e condições de subscrição do mercado para o seu perfil de risco. Desta maneira, indivíduos com boas condições de saúde (baixo excesso de risco) devem ter seus prêmios razoavelmente alinhados com os preços praticados em mercado, estando mais sujeitos a efeitos concorrenciais. Por sua vez, aqueles que possuem saúde mais debilitada ou que detêm condições contratuais mais vantajosas (alto excesso de risco) encontrariam preços em mercado mais elevados quando comparados ao prêmio do contrato atual.

Tabela 2 – Quadro explicativo da seleção de quantidade de beneficiários, cancelamentos e novas adesões de contratos.

Dimensões disponíveis	Dimensões efetivamente utilizadas
Abrangência geográfica do contrato: grupo de municípios; estadual; grupo de estados; municipal; nacional; outra	Todas
Área de residência do beneficiário: região, unidade da federação; município	Todas
Cobertura assistencial: assistência médica; exclusivamente odontológica	Assistência médica
Época de contratação: Anterior à Lei 9.656/98; Posterior à Lei 9.656/98	Todas
Faixa etária: grupos de idade quinquenais	Grupos quinquenais
Mês de competência: A partir de Outubro de 2016	Outubro de 2016 a setembro de 2017
Modalidade da operadora: Cooperativa odontológica; odontologia de grupo; autogestão; cooperativa médica; filantropia; medicina de grupo; seguradora especializada em saúde	Todas
Operadora: Nome e número de registro	Operadora
Segmentação do plano: Ambulatorial; hospitalar; hospitalar + ambulatorial; odontológico; referência	Ambulatorial; hospitalar; hospitalar + ambulatorial; referência
Sexo do segurado: feminino; masculino	Todas
Tipo de contratação: coletivo empresarial; coletivo por adesão; individual ou familiar	Individual

Fonte: elaboração própria, a partir do descritivo da Sala de Situação – Caderno 2.0.

Para a análise empírica do trabalho, foram selecionados os seguros de contratação “individual ou familiar”, excetuando-se a segmentação “odontológica”, por faixa etária do beneficiário (quinquenal) e por seguradora, nos meses de outubro de 2016 a setembro de 2017. Durante esse período, 534 seguradoras apresentaram pelo menos um segurado com contrato individual.

A Figura 1 apresenta a evolução mensal das novas adesões e de cancelamentos do setor, expressos em taxas, por faixa etária quinquenal.

Figura 1 – Taxas de abandono e de adesão de novas apólices por mês e grupo etário.



Fonte: elaboração própria.

Como é possível observar pela Figura 1, o padrão de novas adesões para o primeiro grupo etário é bastante distinto dos demais. Este fato é explicado por dois motivos principais. Primeiro, o mecanismo de entrada na primeira faixa se dá por nascimentos (cohort effect), além das novas adesões. Nas demais faixas, o efeito coorte (a transição entre grupos etários) não está presente nas taxas de novas adesões. Ou seja, quando o policyholder muda de faixa etária, a mudança não é contabilizada como uma nova adesão, diferentemente da primeira etária. Segundo, a menor largura da primeira faixa etária (de 0 a 1 ano de idade) aumenta a relevância do efeito coorte uma vez que a taxa de novas adesões é diretamente afetada pela quantidade de expostos.

Ademais, é possível observar que as taxas de adesão e cancelamentos de cada faixa etária são estacionárias no tempo, mantendo um nível aproximadamente constante ao longo dos meses. Também se nota que aqueles grupos considerados de menor risco (ou melhores condições de saúde) apresentam maior movimentação de contratos, tanto com maiores taxas de adesões como de cancelamentos, indo de encontro ao movimento de anti-seleção reportado na literatura. Por fim, os dados por faixa etária reforçam a tendência do mercado de retração do total de beneficiários, uma vez que em todas as faixas etárias, as taxas de novas adesões apresentam-se em um nível inferior ao verificado para os cancelamentos.

Com um mercado consumidor amplo e diverso, que abrange grande quantidade de pessoas sob contrato privado (25% da população nacional, ou aproximadamente 50 milhões de pessoas) e com perfis diferentes de risco, o setor de saúde é composto por um número expressivo de seguradoras ofertando planos individuais (534 empresas), de enquadramentos jurídicos diferentes^{xiv}, tamanhos de carteiras diversos e atendendo públicos distintos. Com esta diversidade de *players* atuando no setor, há a possibilidade de que eventuais choques de preços possam afetar de forma diferente a sustentabilidade financeira das carteiras destes grupos distintos de seguradoras. Por este motivo, aplicou-se uma análise de cluster para identificar perfil de seguradoras, com base nas taxas de lapsos ponderadas por estrutura etária. O objetivo foi criar perfis que maximizem homogeneidade de seguradoras dentro de cada grupo, ao mesmo tempo em que se maximiza a heterogeneidade entre os grupos de empresas.

Portanto, adotamos o seguinte procedimento: primeiro ponderamos os dados de taxas de abandono de cada seguradora pela sua própria distribuição de indivíduos em cada faixa etária populacional. Com isso, cada entidade foi classificada em um cluster específico, de acordo com a forma da distribuição das taxas de lapso ponderada. Como procedimento de agrupamento, adotou-se o método de Ward (1963), que minimiza a variância dentro de cada cluster. Uma solução de três grupos emergiu com base no critério *silhouette* (Rousseeuw, 1987), que compara a largura interna de cada cluster, bem como a sua capacidade de separá-los. A largura da silhueta média (0,98) da solução de três clusters fornece adequada validade e, portanto, foi adotada como número final de agrupamentos (para dois grupos, a largura da silhueta média foi de 0,84, enquanto para quatro grupos foi de 1,00, mas, neste caso, um cluster conteria somente uma seguradora). A análise descritiva é apresentada na Tabela 3 e na Figura 2.

Tabela 3 – Informações descritivas das operadoras que compõem cada cluster gerado.

	Cluster 1	Cluster 2	Cluster 3
Quantidade de operadoras	50	210	274
Composição por Natureza Jurídica	44 Filantropias	8 Cooperativas	274 Cooperativas
	6 Seguradoras	202 Medicina de Grupo	
Tamanho médio da Carteira das seguradoras, para o tipo de adesão individual (std. dev.)	14.366 (32.967)	19.343 (66.883)	16.408 (31.664)
Tamanho médio da Carteira das seguradoras, para todos os tipos de adesão (std. dev.)	137.405 (550.280)	78.850 (332.165)	61.163 (141.221)
Lapso geral (std. dev.)	0,11 (0,06)	0,20 (0,09)	0,15 (0,04)

Fonte: elaboração própria.

Figura 2 – Distribuição dos grupos etários por cluster.

Fonte: elaboração própria.

De maneira interessante, é possível observar pela Tabela 3 que o método de agrupamentos sugeriu uma clara separação das seguradoras: o primeiro cluster contém 44 entidades filantrópicas e todas as seis firmas que são consideradas “seguradoras especializadas em seguro saúde” (na média, menores carteiras de planos individual, com menor taxa de lapso e com mais indivíduos idosos), enquanto há predominância das seguradoras classificadas como “medicina de grupo” e “cooperativas médicas” nos, respectivamente, segundo (na média, as maiores carteiras de planos individual, com maior taxa de lapso e menos indivíduos de meia-idade) e terceiro cluster (níveis moderados de ambas as medidas, além de possuir mais indivíduos com menos de 40 anos de idade).

4.2 Resultados do excesso de risco em função das taxas de lapso para cada cluster

Nesta seção são apresentados os resultados finais de estimação. O objetivo é avaliar, para cada grupo etário de cada cluster, os potenciais efeitos da introdução de um produto com um preço relativamente menor que o do mercado atual, preço este já ponderado pela qualidade (retratado como o índice alfa na Equação 3.8 e como o parâmetro A da Equação 3.8A). Pela definição do modelo de Wei (2010), portanto, os prêmios relativos (o valor da apólice atual já por ele dispendido e o valor praticado em mercado) já refletem escopo e

qualidade de cobertura. Isto é, apesar de estar diante de produtos distintos, o indivíduo é capaz de reconhecer diferentes extensões de cobertura e comparar os prêmios relativos.

A hipótese fundamental da simulação é que esse novo produto (planos populares) possui preços relativos mais atrativos do que os contratos em curso, pois, de acordo com a proposta, há garantia de recomposição dos preços com base no custo e não mais com base numa regra única determinada exogenamente pela agência reguladora. Essa característica reduz o preço relativo dos produtos do segmento. As condições iniciais da simulação são: i) ambos os produtos possuem preços iniciais relativos idênticos; ii) o diferencial de prêmios só se reflete via reajuste das apólices já contratadas^{xv}, e iii) Não há qualquer viés no processo de subscrição das apólices atuais para cada grupo etário, ou seja, custos estão completamente refletidos em prêmios e, conseqüentemente, a loss ratio é a mesma (o carregamento foi parametrizado em 30%).

Uma vez definidas as condições iniciais, o diferencial de preços relativos só é determinado pelo reajuste R dos contratos em curso. Dada a magnitude de R , o indivíduo decide ou não trocar de contrato e aqueles que decidirem continuar no pool terão seus contratos reajustados a taxa R . A partir desse momento, os efeitos líquidos são difusos, uma vez que a loss ratio pode diminuir, manter-se estável ou aumentar. O índice diminui se a receita adicional proveniente dos reajustes dados aos contratos que permanecem compensarem a perda da receita líquida dos tipos de risco mais lucrativos que saíram. Do lado oposto, a loss ratio pode aumentar mesmo diante de reajustes positivos, em função da não compensação da receita proveniente de apólices de baixo risco que abandonaram o plano. A espiral da anti-seleção é evidenciada pela relação positiva entre R e a loss ratio.

Para estimar o excesso de risco (conforme a Equação 3.24 A), usamos as taxas de lapso anuais por seguradora. Esse acompanhamento se restringe a um ano, por limitação de informação. A Tabela 4 apresenta os parâmetros de três grupos de idade¹ para os três clusters. Os parâmetros e e d foram obtidos diretamente dos dados de lapso observados para cada um dos grupos de idade. O parâmetro $V(0)$ é o excesso de risco médio inicial para cada faixa etária. Por simplicidade de se efetuar comparações entre os blocos de idade, os parâmetros A e $loss\ ratio$ iniciais foram assumidos os mesmos. A base de custo do bloco, $C(0)$, foi assumida variando de 1 a 3,92, conforme estimativa apresentada na tabela 1. Como a $loss\ ratio$ inicial foi a mesma para todos os blocos, um resultado que deriva diretamente da utilização do excesso de risco como preço relativo é que a razão de prêmios exigida por lei entre os blocos nem sempre é mantida. Na prática, essa diferença poderia ser reparametrizada usando diferentes $loss\ ratios$.

Tabela 4 – Parâmetros estimados dos blocos associados ao Cluster 1.

Parâmetro	Age group: 1 - 4			Age group: 30 - 34			Age group: 60 - 64		
	C #1	C #2	C #3	C #1	C #2	C #3	C #1	C #2	C #3
e	2,67	1,78	1,78	1,78	1,78	1,78	1,78	1,78	1,78
d	0,32	0,22	0,23	0,30	0,28	0,27	0,41	0,37	0,43
$V(0)$	1,19	1,28	1,30	1,39	1,36	1,34	1,53	1,47	1,56
C_0	1,00	1,00	1,00	1,99	1,99	1,99	3,92	3,92	3,92
P_0	1,19	1,28	1,30	2,76	2,70	2,67	5,98	5,78	6,11
A	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Initial Loss Ratio	0,77	0,77	0,77	0,77	0,77	0,77	0,77	0,77	0,77

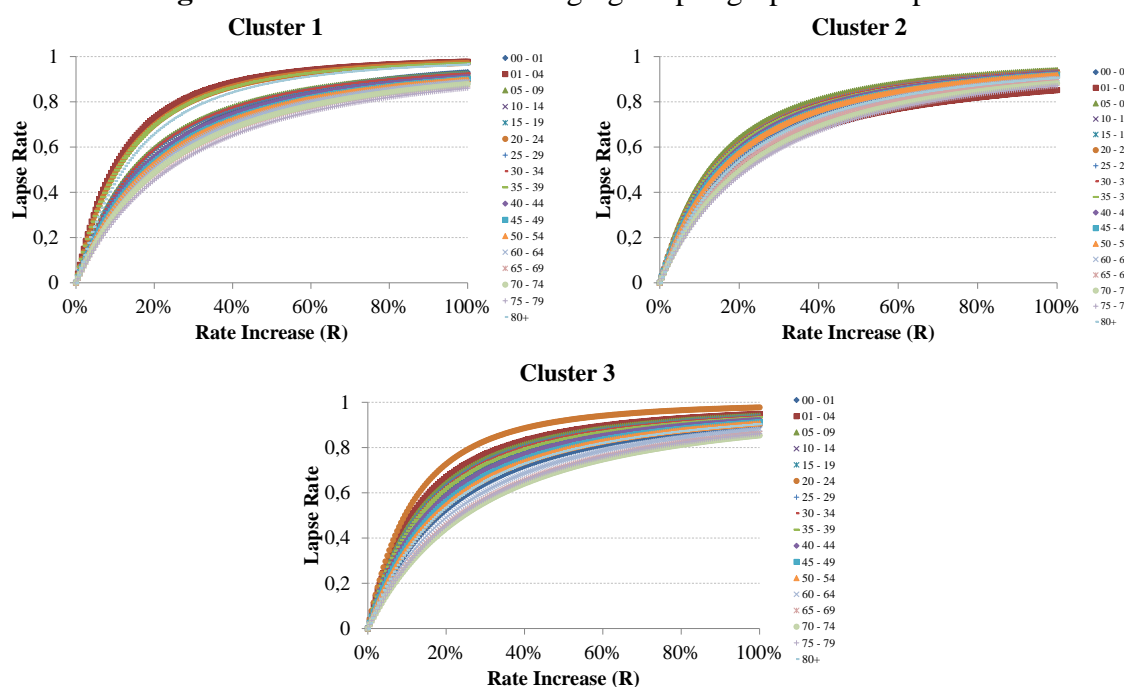
Fonte: elaboração própria.

¹ Foram obtidas as estimativas de 18 grupos de idade para cada cluster. Para que a análise não ficasse exaustiva e redundante, optamos por apresentar apenas três grupos de idade, representativos do ciclo de vida, nas tabelas.

Como é possível observar pela Tabela 4, o excesso de risco tende a ser maior no grupo etário mais velho, independente do cluster de seguradoras. Esse resultado vai de encontro a presença de mais segurados com saúde debilitada em idades mais avançadas. Como explicado, no Brasil, a regulação do setor não permite o agravamento do prêmio por condições de saúde desenvolvidas durante o curso da apólice. Adicionalmente, efeitos duracionais (apólices com maior tempo de adesão) devem estar presentes nos grupos de maior risco, uma vez que o reajuste anual dos prêmios é controlado e determinado pela agência reguladora do país e que esse reajuste não reflete precisamente o desempenho econômico financeiro do pool. Entre os clusters, o excesso de risco médio não apresentou diferenças muito significativas.

A Figura 3, a seguir, apresenta a resposta da taxa de abandono em função de R para cada grupo etário e cluster.

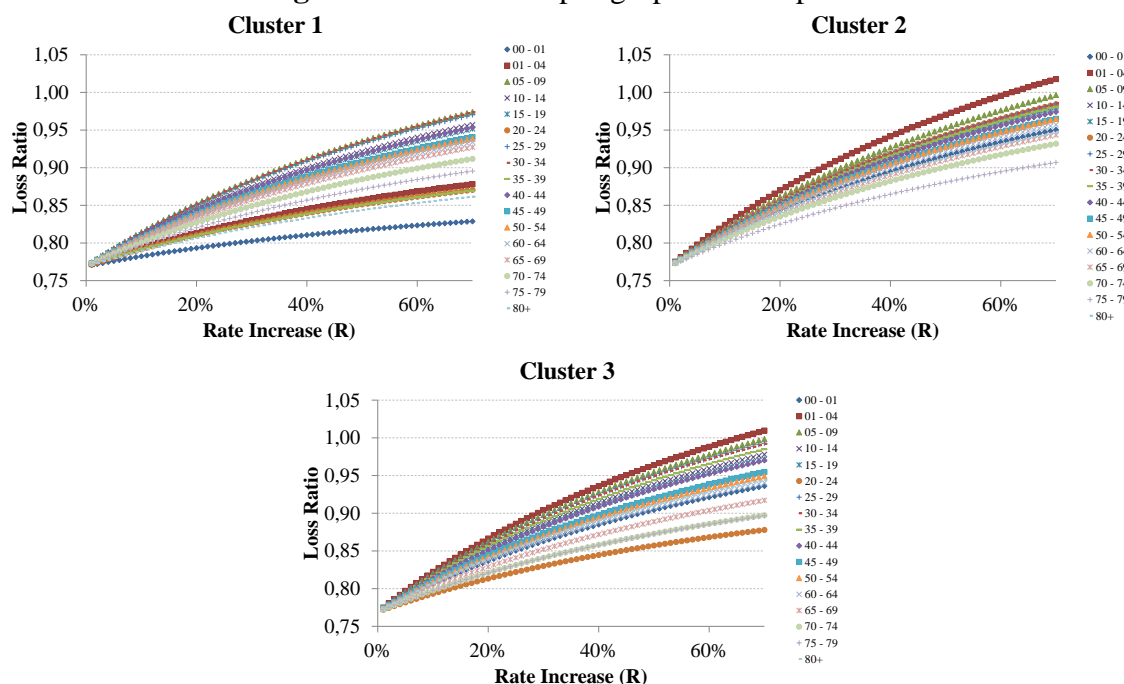
Figura 3 – Taxas de abandono agregada por grupo etário e por cluster.



Fonte: elaboração própria.

No Cluster 1, chama atenção a inclinação das curvas dos grupos de idade “1 a 4”, “20 a 24” e “35 a 39”. Essa inclinação indica uma rápida resposta do abandono anti-seletivo, mesmo a pequenas taxas R. O grupo etário com menor resposta, por sua vez, foi o “75 a 79 anos”. No Cluster 2, o comportamento das faixas etárias é mais homogêneo, sendo a faixa “5 a 9” a com resposta mais rápida, e “75 a 79” com resposta menos elástica a variação em R. No Cluster 3, destaca-se o grupo “20 a 24” como a curva mais inclinada e, novamente, o grupo “75 a 79” como a menos elástica.

A Figura 4 apresenta os resultados dos índices de sinistralidade. Todos os grupos de idade, de cada Cluster, apresentaram inclinação positiva, indicando comportamento em espiral. Esse resultado significa que o aumento de receita proveniente do reajuste R não compensou a perda de receita líquida que era advinda dos tipos de baixo risco que abandonaram a carteira.

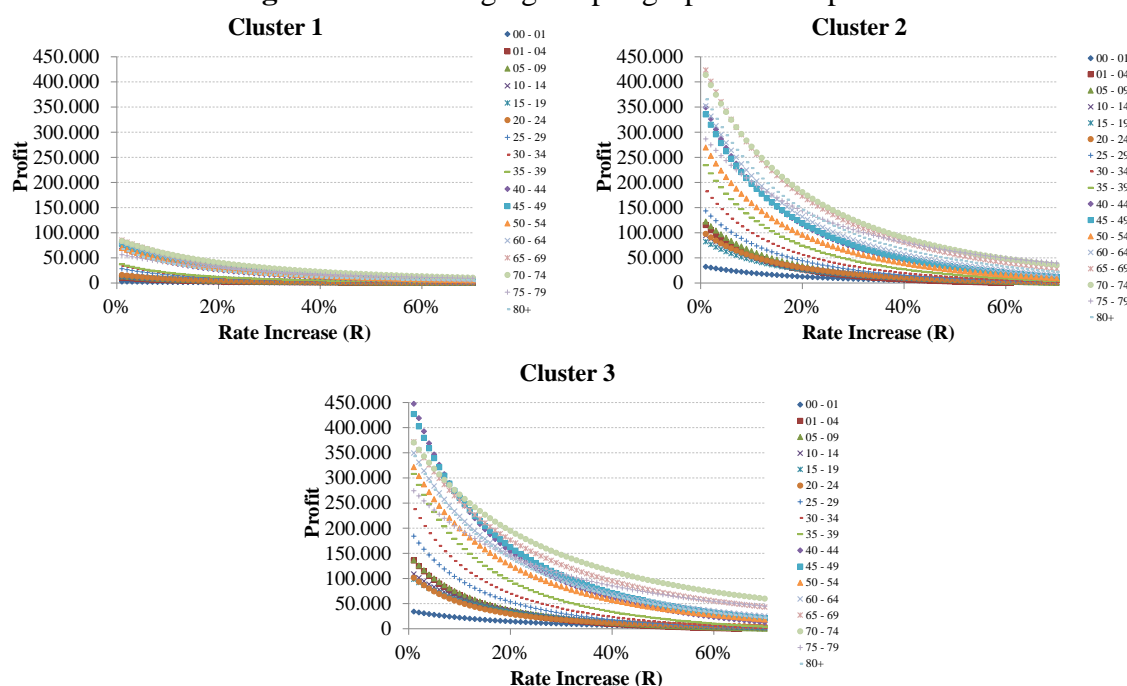
Figura 4 – Loss Ratio por grupo etário e por cluster.

Fonte: elaboração própria.

Os resultados por cluster não são qualitativamente diferentes, entretanto, o cluster 3 tem uma tendência mais acelerada de deterioração do índice de sinistralidade. Com relação as faixas etárias, com poucas exceções, os grupos de idade intermediários normalmente correspondem às curvas mais positivamente inclinadas, denotando uma resposta veloz da Loss Ratio a mudanças no R para a sua classe de rating. Os grupos de idade mais avançada, por sua vez, têm uma resposta mais lenta em termos de Loss Ratio. Esse resultado significa que, para uma mesma taxa R, a espiral é mais veloz nas classes de rating que se caracterizam tipicamente por idades mais jovens e intermediárias.

A magnitude R não é observada diretamente, pois ela depende da percepção de preços relativos por cada grupo etário. Espera-se, entretanto, que R seja maior para grupos mais jovens e menor para grupos mais velhos. Apólices de seguro de saúde com mecanismos mais intensos de divisão de custos, tais como as previstas nos planos populares, em geral, atraem menos a população com maior risco médio (mais idosa).

A Figura 5, a seguir, apresenta o Lucro Agregado para cada grupo etário e cluster. Como as condições iniciais são de mesmo índice de sinistralidade para cada classe de rating, e também o lucro é uma função positiva do montante de prêmios, da quantidade de seguradoras de cada cluster e do volume de segurados, os patamares iniciais de lucro vão depender do volume dessas medidas. Isso explica o porquê de o cluster 1 iniciar em um patamar de lucro mais do que os demais, como mostrado pela Tabela 3.

Figura 5 – Lucro agregado por grupo etário e por cluster.

Fonte: elaboração própria.

Chama atenção que, embora os índices de sinistralidade dos grupos de idade mais avançada respondam mais devagar a aumentos em R, os efeitos dos abandonos são muito significativos sobre o lucro, uma vez que esses grupos arcam com prêmios de risco mais elevados. Adicionalmente, a pirâmide etária dos clusters, conforme a Figura 2, mostra uma elevada proporção de indivíduos nas faixas etárias mais avançadas, corroborando a importância desse contingente enquanto volume de receita financeira.

5. Considerações Finais

Este trabalho avaliou possíveis efeitos da introdução de um novo produto no mercado brasileiro de planos de saúde individuais. A proposta é pertinente frente a rigidez dos contratos atualmente em curso, em que os prêmios não são recompostos pelo desempenho das carteiras, podendo custar a viabilidade do segmento. Os planos populares flexibilizam as condições de oferta, incorporando maior engajamento do consumidor, por meio da intensificação de mecanismos de divisão de custos, e maior autonomia das seguradoras quanto aos reajustes dos prêmios.

Os resultados desse trabalho, entretanto, apontam que o *pool* de contratos atuais pode entrar em uma espiral de anti-seleção, em função da retenção adversa de segurados, com efeitos perversos para a sustentabilidade das carteiras. Sem a revisão das regulamentações dos contratos atuais e, portanto, diante de um diferencial de preços relativos entre os dois contratos, indivíduos de baixo risco tendem a migrar para outros blocos de negócios, podendo ser da mesma seguradora ou não.

O movimento anti-seletivo é modelado como uma resposta ótima dos segurados a restrições de precificação do seguro com base em atributos individuais. As restrições podem ocorrer em dois momentos: primeiro, no momento de contratação da apólice através da impossibilidade de uso dos atributos de risco; segundo, no momento de renovação, refletindo em restrições ao reajuste do prêmio. Pelo arcabouço regulatório brasileiro, no momento da adesão ao seguro, os prêmios podem variar segundo dez faixas etárias, numa razão máxima de seis vezes. Além disso, hoje, o reajuste máximo anual das apólices é determinado pela ANS e é único para todos os contratos.

Os resultados empíricos mostraram que os custos estimados, por grupo etário, atendem a razão máxima de 6 vezes, sugerindo que o subsídio intergeracional não ocorre no momento de adesão a apólice. Essa conclusão nos possibilita analisar o excesso de risco de cada grupo etário de forma independente. Em outras palavras, é possível avaliar o movimento anti-seletivo de forma separada para cada grupo etário.

O efeito de espiral, definido como deterioração da *Loss Ratio*, foi observado para os três clusters de seguradoras e em todos os grupos etários, sendo mais ou menos intenso a depender do grupo e do cluster. Esse resultado significa que há uma perda de segurados de baixo risco que vai persistentemente comprometer o desempenho daquele *pool*. O efeito em espiral pode ser agravado para os grupos etários mais jovens, caso exista o subsídio intergeracional nos contratos em curso.

Em resumo, as evidências trazidas neste trabalho mostram que os efeitos da introdução de novos produtos podem comprometer a viabilidade econômico-financeira das carteiras em curso. Este tipo de resultado já foi documentado em outros contextos empíricos (Cutler, Zeckhauser & Altman, 1998; Frech & Smith, 2015), corroborando a percepção de que choques de oferta drásticos podem ser perversos.

Cabe destacar que se trata de um estudo pioneiro para o Brasil, especialmente por dois motivos: primeiro porque, por meio da medida de excesso de risco, se tem uma proxy do quanto as carteiras podem estar comprometidas em função de efeitos duracionais ou imprecisão dos processos de subscrição. Segundo, pelas bases de dados utilizadas. O D-TISS e as informações de taxa de abandono formam um conjunto de informações bastante recente, além de possuírem abrangência nacional. Contudo, a série temporal é bastante curta e o próprio órgão regulador reconhece que o D-TISS ainda não contempla a totalidade do setor, constituindo a principal limitação deste estudo.

6. Referências

- Akerlof, G. A. (1970). The Market for “Lemons”: Quality Uncertainty and the Market Mechanism. *The Quarterly Journal of Economics*, 84(3), 488. <https://doi.org/10.2307/1879431>
- Anderson, G. F., Frogner, B. K., Johns, R. A., & Reinhardt, U. E. (2006). Health Care Spending And Use Of Information Technology In OECD Countries. *Health Affairs*, 25(3), 819–831. <https://doi.org/10.1377/hlthaff.25.3.819>
- Belli, P. (2001). *How Adverse Selection Affects the Health Insurance Market*. The World Bank. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-2574>
- Bluhm, W. (1983). *Cumulative Anti-Selection Theory*. Society of Actuaries 50th Anniversary Monograph.
- Bowers, Newton L.; Gerber, Hans U.; Hickman, James C.; Jones, Donald A.; Nesbitt, C. J. N. (1997). *Actuarial mathematics*. (S. of Actuaries, Ed.) (2nd ed.). Schaumburg, Illinois: Actuaries, Society of.
- BRASIL. (2017). *Ministério da Saúde. Agência Nacional de Saúde Suplementar. Caderno de Informação da Saúde Suplementar: Beneficiários, Operadoras e Planos*.
- Chernew, M. E., & Newhouse, J. P. (2011). Health Care Spending Growth. In *Handbook of Health Economics* (pp. 1–43). <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53592-4.00001-3>
- Cutler, David; Zeckhauser, Richard; Altman, D. (1998). Adverse Selection and Adverse Retention. *American Economic Review*, 88, 122–126.
- Cutler, D. M., & Zeckhauser, R. J. (2000). Chapter 11 The anatomy of health insurance (pp. 563–643). [https://doi.org/10.1016/S1574-0064\(00\)80170-5](https://doi.org/10.1016/S1574-0064(00)80170-5)
- Cutler, D., & Zeckhauser, R. (1997). *Adverse Selection in Health Insurance*. Cambridge, MA. <https://doi.org/10.3386/w6107>

- Frech, H. E., & Smith, M. P. (2015). Anatomy of a Slow-Motion Health Insurance Death Spiral. *North American Actuarial Journal*, 19(1), 60–72. <https://doi.org/10.1080/10920277.2014.982871>
- Grossman, H. I. (1979). Adverse Selection, Disassembling, and Competitive Equilibrium. *The Bell Journal of Economics*, 10(1), 336. <https://doi.org/10.2307/3003335>
- Klugman, S. A., Panjer, H. H., & Willmot, G. E. (2012). *Loss models: from data to decisions*. (W. S. in P. and Statistics, Ed.), Wiley (4th ed.). New York.
- Leida, Hans; Bluhm, W. (2015). *Individual Health Insurance*. Winsted: ACTEX.
- Maia, Ana Carolina; Andrade, Monica Viegas; Feres, F. L. C. (2012). Estudo Longitudinal do Efeito da Idade e Tempo até a Morte em Gastos com Saúde. *Rede de Economia Aplicada Working Paper 037*. Retrieved from <http://reap.org.br/wp-content/uploads/2012/05/037-Estudo-Longitudinal-dos-Efeitos-do-Gasto.pdf>
- Neudeck, W., & Podczeck, K. (1996). Adverse selection and regulation in health insurance markets. *Journal of Health Economics*, 15(4), 387–408. [https://doi.org/10.1016/S0167-6296\(96\)00488-2](https://doi.org/10.1016/S0167-6296(96)00488-2)
- Paolucci, F., Exter, A. Den, & De Ven, W. Van. (2006). Solidarity in competitive health insurance markets: analysing the relevant EC legal framework. *Health Economics, Policy and Law*, 1(2), 107. <https://doi.org/10.1017/S1744133105000137>
- Patient Protection and Affordable Care Act, 42 U.S.C. § 18001. (2010).
- Rothschild, M., & Stiglitz, J. (1976). Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An Essay on the Economics of Imperfect Information. *The Quarterly Journal of Economics*, 90(4), 629. <https://doi.org/10.2307/1885326>
- Rousseeuw, P. J. (1987). Silhouettes: A graphical aid to the interpretation and validation of cluster analysis. *Journal of Computational and Applied Mathematics*, 20, 53–65. [https://doi.org/10.1016/0377-0427\(87\)90125-7](https://doi.org/10.1016/0377-0427(87)90125-7)
- van de Ven, W. P. M. M., & van Vliet, R. J. A. (1995). Consumer information surplus and adverse selection in competitive health insurance markets: An empirical study. *Journal of Health Economics*, 14(2), 149–169. [https://doi.org/10.1016/0167-6296\(94\)00043-4](https://doi.org/10.1016/0167-6296(94)00043-4)
- van de Ven, W. P., van Vliet, R. C., Schut, F. T., & van Barneveld, E. M. (2000). Access to coverage for high-risks in a competitive individual health insurance market: via premium rate restrictions or risk-adjusted premium subsidies? *Journal of Health Economics*, 19(3), 311–339. Retrieved from <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/10977194>
- Ward, J. H. (1963). Hierarchical grouping to optimize an objective function. *Journal of the American Statistical Association*, 58(301), 236–244. <https://doi.org/10.1080/01621459.1963.10500845>
- Wei, A. (2010). Modeling Anti-selective Lapse and Optimal Pricing in Individual and Small Group Health Insurance. *Society of Actuaries' Publications*, February, 1–43.
- Wilson, C. (1977). A model of insurance markets with incomplete information. *Journal of Economic Theory*, 16(2), 167–207. [https://doi.org/10.1016/0022-0531\(77\)90004-7](https://doi.org/10.1016/0022-0531(77)90004-7)

ⁱ Ofício n. 60-GS/SAS. Ministério da Saúde, Secretaria de Atenção à Saúde, 2017

ⁱⁱ Fonte: ANS, 2013 <<http://www.ans.gov.br/a-ans/sala-de-noticias-ans/consumidor/2151-nota-de-esclarecimento-sobre-planos-coletivos>>

ⁱⁱⁱ Lei 9656/98 e RN 309/2012

^{iv} Esta medida é formalmente desenhada apenas para planos individuais segundo a Lei 9656/98. No caso dos planos coletivos, a legislação não estabelece nenhuma restrição que diferencie contratos com menos de 30 vidas dos demais contratos coletivos, sendo permitida a rescisão desde que cumprido o aviso prévio.

^v Esse termo foi cunhado pela própria ANS e significa um mecanismo de solidariedade entre grupos etários. A Resolução Normativa nO. 63/03 estabelece que a razão entre a primeira e a última faixa etária seja de 6:1, A

Resolução determina, também, que a variação acumulada entre a sétima e a décima faixas não pode ser superior à variação acumulada entre a primeira e a sétima faixas.

^{vi} As propostas enviadas pelo Ministério da Saúde são três: 1. *Plano simplificado*: cobertura de atenção primária (atendimento não-especializado), consultas com especialistas e exames de diagnóstico de baixa e média complexidade, não incluindo internação, terapias e exames de alta complexidade nem atendimento de urgência e emergência. 2. *Plano ambulatorial + hospitalar*: cobertura de atenção primária e atenção especializada de média e alta complexidade, sendo o acesso aos cuidados especializados, realizados a partir de uma avaliação prévia do médico da família ou da atenção primária. 3. *Plano em regime misto de pagamento*: cobertura de serviços hospitalares, terapias de alta complexidade, medicina preventiva e atendimento ambulatorial mediante pagamento dos procedimentos com os valores previstos no contrato.

^{vii} Nos Estados Unidos, pequenos grupos são, tradicionalmente, formados por contratos até 50 vidas. A legislação recente, entretanto tem mudado essa definição para 100 vidas (https://www.actuary.org/files/Small_group_def_ib_030215.pdf). No Brasil, entende-se que pequenos grupos contratos até 30 vidas.

^{viii} <http://ans.gov.br/perfil-do-setor/dados-e-indicadores-do-setor/d-tiss-detalhamento-dos-dados-do-tiss>

^{ix} Uma discussão detalhada do tema pode ser encontrada em https://actuary.org/pdf/health/rate_may04.pdf

^x <http://www.ans.gov.br/perfil-do-setor/dados-e-indicadores-do-setor/sala-de-situacao>

^{xi}

http://www.ans.gov.br/images/stories/Materiais_para_pesquisa/Perfil_setor/Dados_e_indicadores_do_setor/tiss/nota-metodologia-para-selecao-de-operadoras-e-base-de-eventos-para-o-dtiss.pdf

^{xii} No momento da consulta ao painel, setembro de 2017, a partir de dados do período de janeiro a dezembro de 2016 ainda era possível a identificação da seguradora e do segurado, mesmo com código criptografado. Essa identificação não é mais possível em função do protocolo de segurança da ANS.

^{xiii} <http://www.unidas.org.br/uploads/1057a91c1282c19f93994f065cb24010.pdf>

^{xiv} É importante mencionar que no Brasil há uma diferenciação entre as empresas que operam exclusivamente planos de seguro saúde e outras que operam em outras linhas de seguro. As últimas são chamadas de “seguradoras especializadas em seguro saúde”, enquanto as primeiras podem ser classificadas como “filantrópicas” (sem fins lucrativos e declaradas como sendo de utilidade pública), “cooperativas” (sem fins lucrativos) e “medicina de grupo” (as demais consideradas). Aquelas classificadas como “autogestão” e “odontológicas” foram excluídas da análise.

^{xv} Pela estrutura do modelo, embora nas condições iniciais os prêmios relativos sejam idênticos e o diferencial dos prêmios relativos só seja capturado por meio do reajuste, este também pode ser interpretado como uma proxy direta de menores preços relativos dos contratos do tipo “planos populares”