

CONSUMO DE SERVIÇOS MÉDICOS E MARCO REGULATÓRIO NO MERCADO DE SEGURO DE SAÚDE BRASILEIRO*

Marislei Nishijima**

Fernando Antonio Slaibe Postali***

Vera Lúcia Fava***

O objetivo deste artigo é investigar se a Lei nº 9.656/1998, que estabeleceu um novo marco regulatório do mercado brasileiro de seguro privado de saúde, afetou o comportamento dos portadores de seguros/planos privados de saúde em relação ao consumo de bens de saúde. Em termos mais específicos, investigamos se houve aumento do consumo de bens médicos, o que poderia sugerir intensificação do comportamento de risco moral, uma vez que a lei estabeleceu garantias mínimas aos segurados. A literatura sobre o tema apresenta evidências de sólida conexão entre risco moral e consumo de serviços médicos por segurados de saúde. Sob a hipótese de que a aprovação da nova lei representa um evento exógeno, o uso do estimador de diferenças-em-diferenças (DD) permite investigar se houve mudança de comportamento dos segurados em relação ao consumo de serviços médicos. Para esta finalidade, foram utilizadas as Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNADs) de 1998 e 2003, que contêm informações suplementares de saúde. Dois resultados principais são evidenciados: por um lado, verifica-se que os segurados consomem uma quantidade maior de bens médicos que os não segurados nos intervalos de tempo investigados, em conformidade com a literatura; por outro, a nova legislação teve efeito nulo sobre o consumo de serviços médicos.

Palavras-chave: Serviços Médicos, Diferenças-em-Diferenças, Regulação, Seguro de Saúde.

1 INTRODUÇÃO

O Brasil estabeleceu o marco regulatório do setor privado de saúde em 1998, a partir da promulgação de uma nova legislação (Lei nº 9.656/1998 e Medida Provisória nº 1.665/1998). Foi instituído o Plano de Referência, que deve ser obrigatoriamente oferecido ao usuário e que define padrões de assistência médico-hospitalar. O Plano de Referência se tornou o único modelo de comercialização aprovado pela Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS) e estabelece a cobertura de todas as doenças listadas pela Organização Mundial da Saúde (OMS),¹ além de exames clínicos definidos periodicamente pela ANS. Além disso, foram criadas regras mais rígidas de proteção ao cliente, tais como controle de preços e limitações de

* Agradecemos as contribuições valiosas de Sueli Moro e dos pareceristas anônimos da revista PPE.

** Professora-associada no curso de Gestão de Políticas Públicas da Universidade de São Paulo (USP). *E-mail*: marislei@usp.br

*** Professor(a) doutor(a) da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade (FEA)/USP.

1. Fonte: ANS. O usuário que optar por outro plano que não o de Referência deve assinar um termo declarando que o Plano de Referência lhe foi oferecido.

reajustes por faixa etária, proibição de seleção de risco e de rompimento unilateral de contratos com usuários de planos individuais.²

Dois anos depois, em 2000, como complemento do marco regulatório, foi criada a ANS, agência reguladora do setor de saúde suplementar, que assumiu e centralizou toda a responsabilidade pela regulação e fiscalização do setor. A nova agência representou um grande ganho de escala na regulamentação do setor, devido ao seu maior poder de fiscalização e de intervenção. Em suma, o novo marco regulatório estabeleceu novas regras, tornando mais rígidas as regras de cobertura em cada segmento (ambulatorial e hospitalar),³ reduzindo o risco para os pacientes.

O objetivo deste artigo é verificar, a partir do exame empírico das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNADs) de 1998 e 2003, se houve alteração no consumo de serviços médicos no Brasil em decorrência das regras mais rígidas de cobertura introduzidas pelo novo marco regulatório do setor de saúde suplementar (Lei nº 9.656/1998). Cabe notar que, embora esta não seja a única explicação possível, o aumento no consumo de serviços médicos poderia estar associado à exacerbação do risco moral no mercado de seguro de saúde; conforme define Pauly (1968), o risco moral está associado a um uso excessivo de assistência médica após a aquisição do seguro.

O artigo está dividido da seguinte forma: a próxima seção apresenta uma breve revisão da literatura; a seção 3 apresenta um modelo simples de escolha sob incerteza com vistas a ilustrar o efeito de risco moral resultante da cobertura de seguro de saúde; a seção 4 detalha a metodologia utilizada; a seção 5 descreve o banco de dados e a seção 6 mostra os resultados estimados. A seção 7 traz as considerações e conclusões.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

A literatura sobre economia da saúde costuma estabelecer um perfil estado-contingente para o consumo de serviços médicos, isto é, ele é fortemente condicionado pelo estado da natureza (por exemplo, doente *versus* saudável) com que o agente se defronta. Tendo em vista que a condição de doente implica uma perda de bem-estar para o paciente (podendo, ainda, ocasionar uma redução de renda

2. Informações mais específicas sobre as mudanças podem ser encontradas no *site* da ANS (www.ans.gov.br) e em Ministério da Saúde (2003). Vários outros estudos também apresentam detalhes sobre as características do mercado de saúde suplementar, assim como os principais impactos sobre os contratos, antes e depois da regulação: Almeida (1998); Macera e Saintive (2004); e Ocké-Reis, Andreazzi e Silveira (2005) entre outros.

3. Em 2003, o Supremo Tribunal Federal (STF) estabeleceu que a ANS só poderia regular os planos de saúde adquiridos a partir de 2000. Entretanto, houve adesões dos planos antigos para a nova lei, pois os usuários buscavam benefícios de reajustes controlados de preços. Até 2003, com a decisão do STF, houve um período de indefinição sobre a extensão da regulação da ANS. Além disso, a ANS também atua sobre os planos antigos com a nova legislação: contratos não podem ser rescindidos de forma unilateral pela operadora, as internações não podem ser encerradas – exceto por alta médica – e as mensalidades dos planos individuais ou familiares só podem ser aumentadas com autorização expressa da ANS.

devido ao afastamento do mercado de trabalho), ele procura seguro contra o risco de adoecer. Este seguro pode desencadear diversas manifestações de risco moral (PAULY, 1968) no consumo de serviços médicos, na medida em que introduz uma separação entre o preço recebido pelo agente de saúde (médicos, hospitais etc.) e o preço pago pelo paciente (ELLIS; McGUIRE, 1993), cuja diferença é coberta pela seguradora. Neste contexto, a intervenção governamental no setor de seguro de saúde visa estabelecer uma divisão de riscos eficiente entre seguradoras, pacientes e profissionais.

Outro fator característico do consumo de bens médicos é a seleção adversa (ANDRADE; MAIA, 2006), gerando uma ineficiência resultante do fato de que indivíduos menos saudáveis apresentam propensão à aquisição de seguro de saúde. Desta forma, risco moral e seleção adversa são ineficiências intimamente ligadas ao setor de saúde, na medida em que o desejo de acesso aos bens e serviços médicos leva indivíduos com saúde mais fraca a adquirir seguro de saúde, ao passo que a cobertura por seguro de saúde acarreta uma procura por serviços médicos acima da socialmente ótima, o que caracteriza um comportamento de risco moral.⁴

Com vistas a investigar o efeito do seguro sobre a demanda por diversos serviços médicos (por exemplo, consulta ambulatorial, consulta especializada, exames clínicos etc.), vários trabalhos têm buscado estimar a elasticidade-preço da demanda de tais serviços na presença e na ausência de cobertura por seguro. Em geral, as evidências apontam para uma pequena, porém significativa, elasticidade-preço negativa (ZWEIFEL; MANNING, 2000) e os números se situam entre $-0,1$ e $-0,3$ dependendo do tipo de serviço, o que revela uma demanda fortemente inelástica. Além disso, observam-se evidências amplamente documentadas de que esta elasticidade-preço cresce à medida que aumenta a parcela do custo do tratamento arcada pelo paciente.

Zweifel e Manning (2000) apresentam uma resenha sobre as principais contribuições acerca da relação entre o risco moral e os incentivos para busca por serviços médicos, tanto do ponto de vista teórico quanto empírico. Na mesma linha de Ehrlich e Becker (1972), aqueles autores caracterizam dois tipos de risco moral ligados aos efeitos do seguro de saúde sobre os incentivos do agente: risco moral *ex ante*, relacionado à perda de incentivo em aumentar esforços preventivos, o que afeta a probabilidade de necessidade de serviços médicos; e risco moral *ex post*, tendo em vista que, uma vez segurado, o agente tem um incentivo a demandar

4. O problema da seleção adversa pode ser agravado pelo sistema de tarifação. No caso brasileiro, o sistema de *experience rating* leva as seguradoras a cobrarem prêmios diferenciados de acordo com o grupo de risco (por exemplo, prêmios mais altos para indivíduos de idade mais avançada), com o objetivo de se protegerem da seleção adversa. Algumas normas tentam proteger os grupos mais vulneráveis como, por exemplo, pelo estabelecimento de regras de rateio de custos entre os compradores de determinado plano (*community rating*). A consequência deste mecanismo é a potencial elevação dos preços dos planos, induzindo a exclusão de grupos de baixo risco (por exemplo, jovens).

serviços médicos acima do ponto de ótimo social. Sob esta ótica, a relação médico-paciente é similar a uma relação agente-principal, na qual a assimetria de informação resulta da falta de conhecimentos médicos do paciente (principal) em relação ao profissional (agente). Esta assimetria também afeta a demanda por serviços de saúde (sobretudo exames) a partir de um *risco moral dinâmico* (ZWEIFEL; MANNING, 2000), cujo resultado é um incentivo para a demanda de tratamentos de última geração mesmo quando desnecessários (BAUMGARDNER, 1991).

Do ponto de vista empírico, Manning *et al.* (1987) obtêm evidências de risco moral com segurados em saúde a partir do Rand Health Insurance Experiment (HIE), através de um famoso experimento empreendido nos anos 1970 nos Estados Unidos, no qual diversas famílias, após receberem, aleatoriamente e sem possibilidade de escolha, planos de saúde com 14 tipos diferentes de cobertura, tiveram suas demandas por serviços médicos monitoradas por um período de até cinco anos. O objetivo do experimento foi estudar como a parcela do custo do tratamento sob responsabilidade do segurado afeta sua busca por serviços médicos. As elasticidades-preço (*out-of-pocket*) da demanda por serviços médicos, observadas a partir deste experimento, giram em torno de $-0,2$.

Cameron *et al.* (1988) desenvolvem um modelo de demanda de seguro de saúde envolvendo incerteza, no qual há uma correlação entre a procura por seguro de saúde e a demanda por serviços médicos, nos moldes de risco moral *ex post* (EHRlich; BECKER, 1972). Seu objetivo consistiu em avaliar possíveis distorções na demanda por serviços médicos quando há cobertura de seguro de saúde. Usando dados para a Austrália no período 1977-1978, os autores desenvolvem um modelo econométrico que abrange, simultaneamente, escolha discreta, seletividade e dependência estocástica entre seguro de saúde e sua utilização. Seus resultados mostram que as condições físicas do indivíduo determinam mais fortemente a demanda por cuidados de saúde do que a escolha de seguro. Observa-se, também, que seleção adversa e risco moral são importantes determinantes da utilização de serviços médicos para várias classes de serviços, como hospitalares e ambulatoriais.

Na linha de investigar a relação entre *risksharing* e superconsumo de serviços médicos, Ma e McGuire (1997) argumentam que a questão vai muito além do problema do risco moral, devendo levar em consideração a interação entre pacientes, médicos e seguradoras. O grande problema do setor é o fato de que tanto a quantidade de tratamento quanto o esforço do médico (insumo) não são contratáveis, devido aos elevados custos de monitoramento, de modo que as diversas modalidades contratuais no setor de saúde complementar procuram dar uma resposta a estes problemas. Os autores propõem um modelo no qual os parâmetros contratuais especificam o esforço do médico e a demanda de serviços médicos é definida pelo paciente a partir da observância deste nível de esforço. Chega-se à conclusão de que soluções de *secondbest* podem ser implementadas sob determinadas condições,

na ausência das quais são necessárias soluções de *thirdbest*, com oferta de esforço médico subótimo.

A partir de uma abordagem não experimental, Van der Voorde, Doorslaer e Schokkaert (2001) utilizam dados do sistema público de saúde na Bélgica para estudar os efeitos da taxa de coparticipação nos planos de saúde sobre os incentivos individuais em demandar serviços médicos ambulatoriais. O estudo assume que o grande aumento das taxas de coparticipação no ano de 1994 representa um evento exógeno, resultando em um grande aumento da parcela de gastos *out-of-pocket*⁵ naquele país. Estimam-se modelos de efeitos fixos, tanto em nível como na primeira diferença, para um painel de dez anos, tendo sido observadas elasticidades altas em relação aos gastos *out-of-pocket* (entre $-0,39$ e $-0,28$ para visitas ao domicílio; entre $-0,16$ e $-0,12$ para visitas ao consultório; e $-0,10$ para visitas de especialistas).

Também com base nos dados para a Bélgica, Cockx e Brasseur (2003) exploram o experimento natural de 1994 utilizando o estimador de diferenças-em-diferenças (DD) (MEYER, 1995), o qual permite decompor os impactos da mudança nas taxas de coparticipação sobre a demanda em dois efeitos: efeito *renda*, ligado ao aumento geral das taxas de coparticipação a partir de 1994, em relação aos demais bens de consumo; e efeito *substituição*, ligado às alterações de preço relativo nas taxas das três categorias de serviços médicos estudadas (consultas no consultório de clínicos gerais, consultas a domicílio de clínicos gerais e consultas a especialistas). A conclusão é que a elasticidade-preço da demanda por serviços médicos decorrente de um aumento uniforme em todos os preços é bem pequena (em torno de $-0,10$), o que lhes permite questionar o impacto da reforma regulatória de 1994 em termos de eficiência. Entretanto, o efeito substituição revelou-se significativo.

Santos Silva e Windmeijer (2001) estendem a modelagem de demanda por serviços médicos no sentido de incorporar um processo de decisão de dois estágios. No primeiro estágio, o indivíduo decide se procura ou não serviços de saúde; no segundo estágio, o paciente decide em conjunto com o médico quanto consumir de tratamento. Deb e Trivedi (2002) utilizam um Modelo de Classe Latente – Latent Class Model (LCM) – para distinguir entre usuários frequentes e não frequentes de serviços médicos, em vez da abordagem em duas partes. Os usuários não frequentes são identificados com os pacientes saudáveis ao passo que os usuários frequentes são os doentes. Utilizando dados do HIE, encontram fortes evidências que corroboram a hipótese do LCM, e as elasticidades sob este modelo são maiores que as do modelo em duas partes nas faixas mais baixas de preço; para faixas mais altas de preço, a relação entre as elasticidades se inverte.

5. Estes são os gastos privados com saúde financiados diretamente pelos consumidores.

Na linha de investigação do risco moral, Grabowski e Gruber (2007) analisam o impacto de mudanças na política de elegibilidade sobre a procura por casas de repouso nos Estados Unidos. Utilizam dados de painel e controlando para diversas características individuais e familiares concluem que a demanda por casas de repouso é inelástica à generosidade do programa de reembolsos, rechaçando a hipótese de risco moral neste programa.

Em suma, pelo fato de a demanda por serviços médicos tender a ser estado-contingente e a portabilidade de seguro de saúde contribuir para reduzir o risco, diversos estudos buscam avaliar se existe algum componente de risco moral na demanda de serviços médicos caso o agente esteja coberto por algum tipo de seguro. As evidências não são consensuais, dependendo da classe do serviço e do tipo de cobertura.

Consoante a literatura existente, o objetivo deste artigo é avaliar o impacto da lei de 1998 sobre o consumo de serviços médicos no Brasil, o que poderia sugerir variação do comportamento de risco moral – apesar de, conforme dito anteriormente, esta não ser a única explicação possível. Antes de descrever a metodologia e a base de dados, apresenta-se na seção a seguir um modelo ilustrativo de como o consumo estado-contingente e a cobertura por seguro de saúde afetam a decisão de buscar serviços médicos.

3 MODELO ILUSTRATIVO

O objetivo desta seção é mostrar, através de um modelo simples de maximização da utilidade esperada do tipo Von Neumann-Morgenstern (VON NEUMANN; MORGENSTERN, 1953), como a posse do seguro de saúde e as suas diferentes possibilidades de cobertura podem elevar o consumo de serviços médicos. Em particular, mostra-se como a ampliação da cobertura acarreta um aumento deste tipo de consumo, dados os demais parâmetros, inclusive preço.

Suponha um modelo estado-contingente no qual há apenas dois estados da natureza possíveis: estado “saúde” (S) e estado “doença” (D). Na presença de seguro de saúde, o agente sempre incorre em um gasto F correspondente ao prêmio. Este seguro lhe fornece uma cobertura i em relação aos gastos médicos incorridos, de modo que $i \in (0, 1)$. No estado D , o agente consome M unidades de serviços médicos ao preço (*out-of-pocket*) p . Assim, os gastos efetivamente incorridos em serviços médicos são dados por $(1 - i)pM$. Além disso, a doença obriga o agente a se afastar do mercado de trabalho, produzindo a perda de uma porcentagem α de sua renda, onde $0 < \alpha < 1$. Os consumos nos estados “saúde” (C_S) e “doença” (C_D) são dados, respectivamente, por:

$$C_S = W - F \quad (1)$$

$$C_D = (1 - \alpha)W - pM + ipM - F = (1 - \alpha)W + (i - 1)pM - F \quad (2)$$

Seja β a probabilidade de ocorrência do estado da natureza S . Supõe-se que o agente seja avesso ao risco, ou seja, que avalia seu consumo a partir de uma função de utilidade de Bernoulli $U(C)$ tal que $U'(\cdot) > 0$ e $U''(\cdot) < 0$.⁶ O agente decide a quantidade de serviços médicos consumidos a partir da maximização de sua utilidade esperada (VON NEUMANN; MORGENSTERN, 1953), ou seja:

$$\text{Max}_{\{M\}} \beta U(C_s) + (1 - \beta)U(C_D) \quad (3)$$

A condição de primeira ordem para o problema (3) é dada por:

$$(1 - \beta)U'(C_D) \frac{\partial C_D}{\partial M} = 0 \quad \text{ou} \quad (1 - \beta)U'(C_D)(i - 1)p = 0 \quad (4)$$

A expressão (4) estabelece a condição necessária para que o agente maximize sua utilidade esperada na escolha da quantidade ótima de serviços médicos (M). A partir desta expressão, é possível desenvolver um exercício de estática comparativa com vistas a avaliar o impacto qualitativo da variação dos parâmetros i , p , F , α e W sobre M .

Diferenciando totalmente a expressão (4) e rearranjando, obtém-se:

$$\begin{aligned} & [(i - 1)^2 p^2 U''(C_D)] dM + [U'(C_D)(i - 1) + (i - 1)^2 Mp U''(C_D)] dp + \\ & + [U'(C_D)p + (i - 1)p^2 MU''(C_D)] di + [(i - 1)(1 - \alpha)p U''(C_D)] dW - \\ & - W(i - 1)p U''(C_D) d\alpha - (i - 1)p U''(C_D) dF = 0 \end{aligned}$$

A avaliação dos impactos do grau de cobertura (i), do preço *out-of-pocket* (p), do prêmio (F), da renda (W) e da perda (α) sobre o consumo de serviços médicos (M) pode ser obtida pelos sinais das derivadas, utilizando-se o Teorema da Função Implícita.

Variação da taxa de cobertura. Tomando $dp = dW = d\alpha = dF = 0$, o impacto de alterações da taxa de cobertura sobre o consumo de serviços médicos é dado por:

$$\frac{dM}{di} = - \frac{U'(C_D)p + (i - 1)p^2 MU''(C_D)}{(i - 1)^2 p^2 U''(C_D)} > 0$$

6. As notações U' e U'' indicam, respectivamente, primeira e segunda derivadas.

Como $i - 1 < 0$, $U'(\cdot) > 0$ e $U''(\cdot) < 0$, tem-se que $dM/di > 0$, ou seja, quanto maior o grau de cobertura oferecido pelo seguro, maior é o consumo de serviços médicos no estado D . Este resultado permite ilustrar de forma simples o efeito de risco moral, qual seja, um aumento da taxa de cobertura do plano aumenta o consumo de serviço médico para um dado preço *out-of-pocket*.⁷ Variação no prêmio. Analogamente, tem-se que um aumento no prêmio do seguro tende a reduzir a demanda por serviços médicos, já que:

$$\frac{dM}{dF} = \frac{(i-1)pU''(C_D)}{(i-1)^2 p^2 U''(C_D)} = \frac{1}{p(i-1)} < 0$$

Variação no preço dos serviços médicos. Quanto maior o preço do serviço médico, maiores os gastos *out-of-pocket* dos agentes. Tomando as demais variáveis constantes e utilizando o Teorema da Função Implícita, chega-se a:

$$\frac{dM}{dp} = -\frac{U_C(i-1) + (i-1)^2 MpU''(C_D)}{(i-1)^2 p^2 U''(C_D)} < 0$$

Isto é, conforme a intuição usual, um aumento do preço tenderá a reduzir a demanda de serviços médicos.

Variação na renda. Quanto maior a renda do agente, maior a sua propensão a consumir serviços médicos; por outro lado, quanto maior a perda de renda resultante do estado de doença, menor a demanda M , tendo em vista o efeito renda. Isso pode ser observado pelos sinais das derivadas:

$$\frac{dM}{dW} = -\frac{(i-1)(1-\alpha)pU''(C_D)}{(i-1)^2 p^2 U''(C_D)} = -\frac{1-\alpha}{(i-1)p} > 0$$

$$\frac{dM}{d\alpha} = \frac{W(i-1)pU''(C_D)}{(i-1)^2 p^2 U''(C_D)} = \frac{W}{(i-1)p} < 0$$

7. É importante observar que este resultado também pode ser interpretado como uma redução do preço percebido, isto é, um aumento de i resulta em uma queda no preço real com que o consumidor arca ao consumir serviços médicos. Por outro lado, admitindo-se que a despesa médica é estado-contingente (só ocorre no estado de doença), a relação positiva entre cobertura e o consumo deste tipo de serviço pode ser interpretado como sintoma de risco moral (PAULY, 1968).

4 ESTRATÉGIA METODOLÓGICA

A estratégia metodológica usada consistiu em comparar o consumo de serviços médicos dos portadores de seguro de saúde antes e após a aprovação da Lei nº 9.656/1998, sob o pressuposto de que a nova legislação constitui um evento exógeno. Visto que a nova lei tornou as condições de cobertura mais rígidas, procuramos verificar de que forma a nova lei afetou a busca por serviços médicos por parte dos indivíduos que possuem seguro de saúde privado. Para isso, propôs-se a utilização do estimador de (DD) (MEYER, 1995),⁸ que permite estudar o efeito de determinado evento exógeno sobre um grupo de indivíduos – *grupo de tratamento* – a partir de sua comparação com outro grupo não afetado pelo experimento – *grupo de controle*. Com relação ao problema em tela, o grupo de tratamento consiste nos indivíduos que possuem seguro de saúde e que, portanto, foram afetados pela nova lei, enquanto os indivíduos que não possuem seguro de saúde representam o grupo de controle. Este último, basicamente, deve consumir serviços de saúde do Sistema Único de Saúde (SUS), cujo acesso universal é constitucionalmente garantido.⁹ Note, entretanto, que a regulação da ANS se dá apenas sobre o sistema de saúde privado e suplementar, já que o sistema público é gratuito e universal. Além disso, deve-se considerar que a partir do final da década de 1990 houve uma expansão significativa do SUS, melhorando o acesso da população em geral sobre os bens de saúde. Esta ampliação de oferta pode ter afetado a decisão de consumo por parte da população segurada, o que torna necessário inserir algum controle para ela.

Conforme discutido na seção 2, outro elemento importante a ser considerado nas estimativas do efeito da lei sobre o consumo de bens médicos é a seleção adversa. Levando em conta que as pessoas mais suscetíveis à doença são as que apresentam maior propensão à compra do seguro de saúde, tem-se um potencial viés nas estimativas, pelo fato de o grupo de controle ter sido autosselecionado. Se este problema não for tratado, pode-se chegar à conclusão errônea de existência de risco moral. Assim, torna-se necessário estabelecer algum controle para a autosseleção.

Seja y_{it} uma variável indicativa do consumo por serviços médicos do indivíduo i no período t , tal que $t = 0$ indica antes do tratamento (1998) e $t = 1$ após o tratamento (2003), quando a nova lei já estava em vigor. Em se tratando de um pseudopainel, o estimador DD pode ser implementado de acordo com a seguinte forma funcional:

$$y_{it} = \alpha + \delta_1 d_t + \delta_2 d_j + \delta_3 d_{ij} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

8. Há várias aplicações interessantes da metodologia: Slaughter (2001) estuda o efeito de liberalizações comerciais sobre convergência de renda; Meyer, Viscusi e Durbin (1995) aplicam o estimador para estudar o efeito do aumento do teto dos benefícios de licença sobre o tempo em que os trabalhadores de licença por ferimentos recebem pagamento. Para um desenvolvimento recente do estimador DD, incluindo efeitos heterogêneos do tratamento, ver Athey e Imbens (2006).

9. Para maiores informações sobre a interação entre o sistema de saúde particular e o SUS, ver Nishijima, Biasoto Jr. e Cirylo (2006).

onde d_t é uma variável *dummy* para indivíduos observados após a introdução da lei ($t = 1$); d_j é uma *dummy* para indivíduos que pertencem ao grupo de tratamento ($j = T$); d_{jt} é uma *dummy* que assume valor 1 se o indivíduo pertence ao grupo de tratamento ($j = T$) e foi observado após o experimento ($t = 1$) e zero caso contrário ($j = C$ e/ou $t = 0$); X_{it} é o vetor de características individuais explicativas do comportamento do consumo de serviços médicos.

A lógica do estimador DD reside em tentar isolar o efeito de um determinado tratamento sobre um grupo amostral. Se fosse feita uma comparação apenas entre os consumos de serviços médicos dos usuários de planos de saúde antes e depois da aprovação da nova lei ($E[y_{i1} | j = T] - E[y_{i0} | j = T]$), as estimativas seriam viesadas, já que a variável dependente certamente seria afetada por outros fatores não relacionados à alteração do marco regulatório (WOOLDRIDGE, 2002, p. 130); por outro lado, a comparação dos consumos de serviços médicos entre os grupos após a mudança na lei ($E[y_{i1} | j = T] - E[y_{i1} | j = C]$) também incorreria em possível viés, já que pode haver diferenças sistemáticas não observáveis entre os portadores e os não portadores de planos de saúde (por exemplo, maior propensão a ficar doente), não guardando qualquer relação com o tratamento.

Aplicando-se as esperanças condicionais em (6), obtém-se:

$$E[y_{i1} | j = T] = \alpha + \delta_1 + \delta_2 + \delta_3 + \beta X_{i1}$$

$$E[y_{i1} | j = C] = \alpha + \delta_1 + \beta X_{i1}$$

$$E[y_{i0} | j = T] = \alpha + \delta_2 + \beta X_{i0}$$

$$E[y_{i0} | j = C] = \alpha + \beta X_{i0}$$

O estimador DD é expresso por:

$$DD = \{E[y_{i1} | j = T] - E[y_{i1} | j = C]\} - \{E[y_{i0} | j = T] - E[y_{i0} | j = C]\} = \delta_3 \quad (6)$$

Desta forma, o efeito do experimento sobre o grupo de tratamento é captado pelo coeficiente δ_3 , que mede o efeito da aprovação da nova lei sobre o consumo de serviços médicos do grupo de indivíduos portadores de planos privados de saúde.

A caracterização dos possuidores de planos privados como grupo de tratamento requer alguns cuidados, pois embora a amostragem da PNAD seja aleatória, a população tende a se autosselecionar para participar de um grupo ou de outro, o que pode comprometer as estimativas. Assim, levando em conta que os dois anos de observações disponíveis configuram um pseudopainel (não são os mesmos indivíduos observados em dois pontos do tempo), o problema de seleção fica potencializado nas estimativas aqui reportadas. Para lidar com este problema, estimou-se adicionalmente um modelo de probabilidade em dois estágios, da seguinte forma:

Estágio 1: estimação da probabilidade de se observar um indivíduo com plano privado de saúde a partir de um *probit*; e

Estágio 2: estimação de um DD via modelo de probabilidade linear, controlando-se para a probabilidade de se observar um indivíduo com plano privado, isto é, as razões de Mills invertidas calculadas no estágio anterior foram adicionadas como controle no DD.¹⁰

5 DADOS

O banco de dados utilizado foi a PNAD para os anos de 1998 e de 2003, os quais contêm um caderno suplementar com informações sobre a saúde dos indivíduos. Considerou-se como grupo de tratamento o conjunto de indivíduos portadores de plano privado de saúde e, como grupo de controle, os indivíduos que não possuem seguro privado de saúde que, conseqüentemente, não foram afetados pela nova lei. Levando em consideração que o consumo de serviços médicos é determinado tanto por um estado da natureza desfavorável (“ficar doente”) quanto por medidas preventivas para evitar tal estado, é possível comparar o consumo de tais bens entre os grupos ao longo do tempo através do estimador DD.

Considerando que no período investigado, 1998-2003, houve uma expansão significativa da oferta de capacidade de atendimento do sistema SUS¹¹ – nesse decurso de tempo, o número de equipamentos cresceu mais de 20%, enquanto o crescimento da população ficou em 9% no mesmo período¹² –, tal ampliação pode ter causado impacto tanto na decisão individual de adquirir seguro privado quanto de consumir serviços de saúde em si. Assim, para controlar por esta expansão de oferta de atendimento público, incluiu-se como variável explicativa a taxa de equipamentos do SUS por 100 mil habitantes,¹³ por Unidade da Federação (UF) interada com a *dummy* de ano.

10. Como se pode observar, trata-se de uma versão do modelo de seleção de Heckman (1979) em dois estágios. Com efeito, a decisão de consumir serviços médicos não é independente da decisão de possuir plano de saúde, de modo que o procedimento de Heckman permite controlar para esse potencial problema.

11. Agradecemos a um parecerista anônimo esta observação.

12. Conforme informações do Datasus.

13. Fonte: Datasus.

A tabela 1 resume algumas estatísticas descritivas extraídas da amostra. Verifica-se um pequeno aumento no número de indivíduos que afirmaram ter buscado serviços médicos nas semanas de referência, de 13,1% em 1998 para 14,4% em 2003, um incremento de 9,92%. Todavia, a porcentagem dos indivíduos que possuem seguro privado de saúde permaneceu praticamente inalterada (17,4% em 1998 e 17,9% em 2003). Além disso, observa-se que o percentual de indivíduos que se afastaram das atividades usuais por problemas de saúde nas semanas de referência pouco oscilou (de 6,5% para 7%).

TABELA 1
Estatísticas descritivas

Variável	1998		2003	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Consumo de serviços médicos	0.131	0.338	0.144	0.351
Posse de seguro privado de saúde	0.174	0.379	0.179	0.383
Renda <i>per capita</i> familiar (R\$/mês)	239.83	435.9	340.1	577.37
Anos de estudo (anos)	4.63	4.3	5.31	4.51
Idade (anos)	28	20	29	20

Fonte: Elaboração própria com base nas PNADs de 1998 e 2003.

A tabela 2 apresenta a frequência dos indivíduos da amostra, para cada idade, que possuem plano de saúde privado e que procuraram serviço médico, respectivamente. Com relação ao primeiro, observa-se que a porcentagem da população que possui plano privado se estabiliza em torno de 20% a partir dos 30 anos. O consumo de serviços médicos, por sua vez, cresce à medida que a idade aumenta, saltando de 12% entre indivíduos de 30 anos para 21% na população de 60 anos. Isso sugere que a lei de regulação do mercado de seguro privado de saúde possa ter efeitos diferenciados nos consumos de serviços médicos de adultos e idosos.

TABELA 2
Porcentagens dos possuidores de plano de saúde e dos que consumiram serviço médico, por idade e ano
(Em %)

Idade	1998		2003	
	Possui plano	Procurou serviço de saúde	Possui plano	Procurou serviço de saúde
10	13,9	8,4	13,2	8,8
20	14,7	10,8	15,9	11,2
30	19,4	11,8	20,0	12,6
40	21,0	13,5	19,9	14,8
50	20,6	15,7	22,5	18,1
60	20,9	20,5	21,3	22,2
70	17,5	21,8	21,4	24,8
80	19,5	27,0	23,1	25,5
90	16,8	13,7	19,0	24,2

Fonte: Elaboração própria com dados das PNADs de 1998 e 2003.

O questionário de saúde das PNADs contém uma pergunta relativa à autoavaliação do estado de saúde do indivíduo, com cinco categorias possíveis de respostas: muito bom, bom, regular, ruim e muito ruim. A tabela 3 ilustra a frequência das respostas entre os grupos não possuidores e possuidores de planos de saúde, respectivamente, para os dois anos investigados. As distribuições da autodeclaração diferem entre os dois grupos, sendo que testes de média confirmam que a saúde dos indivíduos segurados apresenta melhor índice de avaliação. Note que este é um indicativo forte de comportamento dos indivíduos frente à decisão de procurar ou não serviços médicos.

TABELA 3

**Autoavaliação do estado de saúde, por ano e grupos
(Em %)**

Autoavaliação	1998		2003	
	Sem plano de saúde	Com plano de saúde	Sem plano de saúde	Com plano de saúde
Muito bom	25,1	32,0	21,2	31,0
Bom	52,1	51,4	55,3	52,5
Regular	18,6	14,5	19,6	14,6
Ruim	3,5	1,7	3,2	1,6
Muito ruim	0,7	0,5	0,7	0,4
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: Elaboração própria com base nas PNADs de 1998 e 2003.

A tabela 4, por sua vez, ilustra a frequência de utilização de serviços médicos pelos segurados e não segurados, dado que são portadores de doenças crônicas. Embora aparentemente não existam diferenças significativas na distribuição de doenças crônicas – com exceção de artrite, problemas renais, tuberculose e cirrose – entre segurados e não segurados, testes de médias revelam que os segurados, geralmente, possuem maior propensão a apresentar este tipo de moléstia. Trata-se de um claro indicativo de seleção adversa, fenômeno que não é tratado neste artigo.¹⁴

14. Para maiores referências, ver Cutler e Zeckhauser (1998 e 2000) e Finkelstein e Poterba (2004).

TABELA 4
Utilização de serviços médicos, por ano, grupo e doença
 (Em %)

Moléstia	1998		2003	
	Sem plano	Com plano	Sem plano	Com plano
Dor nas costas	17,60	17,10	12,25	16,16
Artrite	8,65	6,77	5,93	6,66
Câncer	0,20	0,27	0,33	0,62
Diabetes	1,77	2,40	2,28	3,14
Asma	4,87	5,54	4,77	6,07
Hipertensão	10,24	11,40	11,22	13,49
Problemas cardíacos	3,79	4,70	3,37	4,42
Problemas renais	2,68	1,96	1,71	1,47
Depressão	5,03	5,34	3,65	4,99
Tuberculose	0,11	0,04	0,16	0,14
Tendinite	1,56	3,02	1,52	4,55
Cirrose	0,15	0,15	0,11	0,13

Fonte: Elaboração própria com base nas PNADs de 1998 e 2003.

6 RESULTADOS

O banco de dados utilizado neste trabalho é a combinação de duas PNADs – referentes aos anos de 1998 e 2003, as quais contêm um questionário específico sobre a saúde da população, resultando em uma amostra de cerca de 704 mil observações.¹⁵ Uma observação importante é quanto à impossibilidade de identificação da demanda devido a alterações no questionário da PNAD entre os anos que traziam o suplemento de saúde: enquanto em 1998 havia uma pergunta sobre o volume de gastos em saúde (*out-of-pocket*) incorrido pelo indivíduo, a PNAD de 2003 não incluía esta indagação em seu questionário. É por esta razão que se preferiu denominar a variável explicada de “consumo de serviços médicos” em vez de “demanda de serviços médicos”. Todavia, por se tratar de uma estimação em painel, o efeito agregado do preço dos serviços médicos pode ser captado pelas *dummies* de ano, embora não seja possível discriminar por tipo de serviço.

A fim de captar possíveis efeitos heterogêneos da mudança legal na idade, esta variável foi incluída com um ajuste poligonal (*spline*), quebrando-se a amostra em crianças, adolescentes e adultos. O objetivo deste procedimento é investigar se há efeito diferenciado conforme a idade do indivíduo, pois as motivações para cuidados médicos são diferentes entre os grupos: crianças e adolescentes tendem a

15. A amostra global compreendia cerca de 730 mil observações, mas a necessidade de compatibilizar as duas PNADs, sobretudo em função da inconsistência dos questionários de saúde, resultou na amostra de 704 mil.

receber cuidados preventivos, enquanto adultos buscam serviços médicos à medida que a saúde declina com a idade.

A tabela 5 mostra os resultados das estimativas iniciais, em um único estágio, da probabilidade de se procurar serviços médicos, sem levar em conta os possíveis problemas de seleção acima mencionados. O modelo assume distribuição de probabilidade normal para a procura (*probit*) e a variável dependente é uma *dummy* que assume valor 1 caso o indivíduo tenha procurado algum serviço de saúde nas duas últimas semanas de referência, tendo sido atendido ou não na primeira vez que o procurou, e zero, caso não o tenha procurado, conforme o questionário da PNAD.

TABELA 5
Estimativas dos modelos DD¹

Variável	Procurou serviço médico?
<i>Dummy</i> 2003*plano privado	-0.0674*** (0.0099)
Possui plano privado	0.285*** (0.0075)
Renda familiar <i>per capita</i>	6.42e-05*** (0.0000)
Anos de estudo	0.0216*** (0.0007)
Poligonal idade (< 18 anos)	-0.0366*** (0.0006)
Poligonal idade (> =18 anos)	0.00890*** (0.0007)
Idade ao quadrado	-7.98e-05*** (0.0000)
Sexo masculino	-0.213*** (0.0040)
<i>Dummy</i> 2003	-0.0897*** (0.0235)
Dor nas costas	0.133*** (0.0059)
Artrite reumatoide	0.0622*** (0.0079)
Câncer	0.527*** (0.0287)
Diabetes	0.197*** (0.0118)
Asma/bronquite	0.243*** (0.0080)

(continua)

(continuação)

Variável	Procurou serviço médico?
Hipertensão	0.186*** (0.0067)
Cardiopatias	0.168*** (0.0096)
Renal	0.134*** (0.0124)
Depressão	0.250*** (0.0086)
Tuberculose	0.291*** (0.0474)
Tendinite	0.202*** (0.0121)
Cirrose	0.0581 (0.0485)
Mora na zona urbana	0.125*** (0.0060)
Autoavaliação: muito bom	-0.911*** (0.0115)
Autoavaliação: bom	-0.763*** (0.0106)
Autoavaliação: regular	-0.307*** (0.0103)
Autoavaliação: ruim	0.0598*** (0.0219)
Controle para UF	Sim
Controle oferta de SUS por UF com <i>dummies</i> de ano	Sim
Constante	-0.421*** (0.09)
Número de observações	704.681
Pseudo R^2	0.0898
Wald χ^2	48494***

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Foram incluídos controles por posição no domicílio, UF e raça. As variáveis renda familiar *per capita* e anos de estudo estão expressas em logaritmo.

* Significativo a 1%; ** significativo 5%; ***significativo 1%.

Os resultados são compatíveis com a ocorrência de comportamento de risco moral por parte dos indivíduos cobertos com seguro de saúde – tendo em vista que a *dummy* de Plano Privado mostrou-se positiva e significativa, isto é, possuidores de seguro de saúde apresentam, em média, maior probabilidade de consumir serviços médicos do que indivíduos não segurados. Este resultado é compatível com as evidências internacionais, anteriormente mencionadas, de risco moral em

indivíduos segurados. Além disso, a probabilidade de consumo de serviços médicos depende positivamente da renda familiar, confirmando os resultados de Andrade e Maia (2006), que verificaram relação estatística similar entre renda familiar e demanda de seguro de saúde. Vale observar que se conclui pela evidência de risco moral porque o modelo foi estimado controlando pela seleção de risco. Todavia, sob a hipótese de o modelo não ser capaz de controlar de maneira adequada por seleção adversa, então a diferença de consumo entre segurados e não segurados não poderia ser totalmente atribuída ao problema de risco moral.

Outro resultado que se pode observar é que a *dummy* que capta o efeito do tratamento sobre o grupo amostral dos indivíduos possuidores de plano privado de saúde apresentou um coeficiente negativo e significativo. Este resultado se mostrou contraintuitivo, mas deve-se observar que não leva em conta os efeitos de autoseleção do grupo de possuidores de planos privados em dados de pseudopainel mencionados acima. Para contornar este problema, estimou-se um modelo de probabilidade linear em dois estágios, sendo o primeiro deles (tabela 6) a probabilidade de se observar um indivíduo com plano privado, a qual depende positivamente da renda familiar *per capita*, dos anos de estudo e da presença de doença crônica. O objetivo do uso desta modelagem, baseada na metodologia de Heckman, é controlar pela possível autoseleção de consumidores de planos de saúde privado. Os demais controles são os mesmos da modelagem em um estágio, inclusive a oferta de equipamentos do SUS por UF.

TABELA 6

Determinantes da posse de plano privado de saúde

1º estágio (seleção) – <i>probit</i>	Possui plano privado?
Renda familiar <i>per capita</i>	0.339*** (0.00183)
Anos de estudo	0.469*** (0.00371)
Poligonal idade (< 18 anos)	-0.0768*** (0.000709)
Poligonal idade (> =18 anos)	0.00743*** (0.000163)
Possui doença crônica	0.105*** (0.00474)
<i>Dummy</i> 2003	-0.220*** (0.0232)
Constante	-2.770*** (0.0599)
Controles de UF	Sim
Controles de oferta de SUS por UF* <i>dummy</i> 2003	Sim

Fonte: Elaboração própria.

Nota: *Significativo a 10%; **significativo a 5%; ***significativo a 1%.

A tabela 7 apresenta os resultados do segundo estágio, que constitui o DD propriamente dito. É importante notar que o controle pela autosseleção alterou o resultado da seguinte maneira: a variável de interesse (*Dummy* 2003*Plano Privado), que na modelagem sem esse controle foi negativa e significativa, se mostrou não significativa a 5%. Com base neste resultado, conclui-se que o efeito da regulação foi nulo sobre o consumo de serviços médicos após a vigência da nova lei.

TABELA 7

Modelo de probabilidade linear: 2º estágio

2º Estágio – equação de resultados	Procurou serviços médicos?
Renda familiar <i>per capita</i>	0.0317*** (0.00603)
Anos de estudo	0.0647*** (0.00782)
Poligonal idade (< 18 anos)	-0.0169*** (0.00131)
Poligonal idade (> =18 anos)	0.00133*** (0.000144)
Sexo masculino	-0.0524*** (0.00223)
<i>Dummy</i> 2003*plano privado	-0.0252* (0.0142)
Dor nas costas	0.0502*** (0.00348)
Artrite reumatóide	0.0248*** (0.00511)
Câncer	0.184*** (0.0170)
Diabetes	0.0504*** (0.00709)
Bronquite/asma	0.0644*** (0.00486)
Hipertensão	0.0314*** (0.00406)
Cardiopatia	0.0410*** (0.00598)
Doença renal	0.0415*** (0.00873)
Depressão	0.0923*** (0.00539)
Tuberculose	0.109*** (0.0357)

(continua)

(continuação)

2º Estágio – equação de resultados	Procurou serviços médicos?
Tendinite	0.0930*** (0.00591)
Cirrose	0.0387 (0.0311)
Reside em área urbana	0.0305*** (0.00574)
Autoavaliação de saúde: muito boa	-0.316*** (0.0183)
Autoavaliação de saúde: boa	-0.288*** (0.0182)
Autoavaliação de saúde: regular	-0.168*** (0.0181)
Autoavaliação de saúde: muito ruim	-0.0685*** (0.0197)
Constante	0.162* (0.0832)
Controles de UF	Sim
Controles de oferta de SUS por UF* <i>dummy</i> 2003	Sim
Controles para cor da pele	Sim
Número de observações	696.078
Lambda	0.0948*** (0.02309)
Rho	0.241
X ² (130)	99.689
Número de observações censuradas	573.498
Sigma	0.393

Fonte: Elaboração própria.

Nota: * Significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%.

Conforme descrito anteriormente, a Lei nº 9.656/1998 estabeleceu critérios de cobertura e carência mais favoráveis aos segurados, o que, nos termos das evidências da literatura sobre risco moral e seguro de saúde, poderia suscitar preocupações quanto ao seu impacto sobre o consumo em excesso por serviços médicos. Entretanto, as evidências não corroboraram esta hipótese. Por fim, deve-se notar que este resultado pode refletir tão-somente que a nova lei apresenta problemas de *enforcement*, de modo que o mercado encontra mecanismos eficientes para burlá-la.

Considerando os diversos tipos de moléstia inseridos como controle, os sinais dos coeficientes são consistentes com as hipóteses da teoria: exceto para a cirrose (cujo coeficiente mostrou-se não significativo), a presença de qualquer das

doenças crônicas listadas no questionário aumenta a probabilidade de consumo de serviços médicos.

Indivíduos residentes em zonas urbanas têm probabilidade maior de consumir serviços médicos, o que reflete as dificuldades de acesso dos habitantes das zonas rurais aos serviços de saúde. Conforme o esperado, a renda familiar *per capita* e a escolaridade se mostraram positivamente correlacionadas com a procura por serviços médicos, pois a consciência com cuidados preventivos tende a crescer com estas duas variáveis.

O coeficiente lambda, que mede a significância das razões de Mills invertidas sobre a equação principal, se mostrou significativo a 1%, indicando que o efeito da autosseleção de portadores de planos privados de saúde é significativo. A correlação estimada (ρ) entre as decisões de procura de serviços médicos e de posse de plano privado de saúde é de 0,241.

A regressão poligonal nas idades permitiu identificar efeitos diferenciados da idade sobre a busca de serviços médicos. Para os adultos (indivíduos acima de 18 anos), o avanço da idade afeta positivamente a probabilidade de consumo de serviços médicos, enquanto para crianças e jovens (menores de 18 anos) há uma relação negativa entre estas variáveis. O significado é intuitivo: os cuidados de saúde na infância estão relacionados a fatores preventivos peculiares (como acompanhamento de rotina pediátrica), ao passo que, para indivíduos adultos, a procura de serviços médicos está ligada à depreciação do estoque de saúde conforme a idade avança.

7 CONCLUSÕES

Uma das preocupações fundamentais da literatura sobre consumo de serviços médicos é a busca de evidências de que indivíduos cobertos por seguros de saúde apresentam excesso de procura por tais serviços, como reflexo de um comportamento de risco moral. Este estudo confirma, como um primeiro resultado principal, que os indivíduos segurados consomem maior quantidade de bens médicos que os não segurados. Sob a hipótese de que o modelo estimado foi capaz de controlar adequadamente a autosseleção, tem-se confirmação das evidências acerca do problema de risco moral no país.

Em 1998, o Brasil aprovou a Lei nº 9.656, que originou um novo marco regulatório para o mercado privado de seguro de saúde. Em termos gerais, esta lei estabeleceu regras contratuais mais rigorosas sobre as seguradoras, com vistas a aumentar a proteção dos usuários. Desta forma, esta lei trouxe a oportunidade de explorar um evento com vistas a estudar o comportamento do segurado em relação à sua procura de serviços médicos após a mudança legal, já que a lei é favorável ao consumidor no que se refere à ampliação da cobertura.

Para avaliar o efeito desta mudança de lei sobre o seu grupo de indivíduos-alvo (os portadores de seguros/planos privados de saúde) em relação ao grupo não afetado, foi utilizado o estimador DD. Além disso, para contornar os problemas de autosseleção no grupo de tratamento (possuidores de plano privado), potencializados pelo uso de pseudopainel, utilizou-se um controle sobre o DD pela probabilidade de observância de segurados privados, estimada em um estágio prévio por um modelo *probit*. A abrangência do estudo foi limitada pela parca disponibilidade de dados da PNAD, com anexos de saúde disponíveis apenas nos anos de 1998 e de 2003, sendo que neste último ano várias informações deixaram de ser coletadas em relação ao questionário de 1998 (precisamente as informações sobre gastos com saúde). Apesar disso, as informações obtidas com este estudo contribuem para a discussão sobre a relação entre cobertura e uso de serviços médicos, e o distanciamento dos dados é adequado para avaliar as características de consumo de bens de saúde antes e depois da lei, que foi implementada em 2000.

Um fato interessante é que quando não se controla pelo efeito da autosseleção (tabela 5), os resultados indicam que a lei afetou negativamente o consumo de serviços médicos dos portadores de planos privados de saúde, pois a *dummy* construída para captar o efeito do tratamento (nova legislação) sobre os portadores de plano privado de saúde se mostrou significativa e negativa no modelo *probit*. Entretanto, quando se controla para a autosseleção (tabelas 6 e 7), os resultados sugerem não haver evidências de que a nova lei tenha produzido incentivos adversos ao consumo de serviços médicos (contrariando a relação entre seguro de saúde e risco moral documentada na literatura).

Deste modo, levando-se em consideração que a autosseleção se mostrou significativa, concluímos pelo efeito nulo da regulação no período investigado sobre o padrão de comportamento de consumo de bens médicos dos segurados brasileiros. Este é o segundo resultado relevante do estudo.

O propósito deste artigo foi oferecer uma análise preliminar dos efeitos do novo marco regulatório no mercado de seguro privado de saúde no Brasil. Entretanto, não se exclui a possibilidade de falta de *enforcement* por parte do agente regulador ou de incentivo incorreto na composição da estrutura de regulação como explicações dos resultados obtidos. Neste sentido, o trabalho ainda é incipiente e possibilita várias extensões. Mas acredita-se ter contribuído para o entendimento da relação entre procura de serviços médicos e legislação no Brasil, bem como da estrutura de governança da agência regulatória.

ABSTRACT

This article aims to investigate whether the 9.656/1998 Act, which established the new regulatory framework for the private health insurance market, has affected the behavior of people insured with

private health plans in Brazil. More specifically, we investigate whether there is evidence of increased consumption of medical services, which could arise as a reflection of moral hazard. In fact, the new law introduced minimal coverage to insured patients, which could lead them to overconsumption of medical services. The literature on this subject shows considerable evidence of a solid connection between moral hazard and consumption of medical services in the presence of health insurance. We assume that this law constitutes an exogenous event and, through a differences-in-differences estimator, aim at evaluating whether private health insured individuals have exhibited changes in their behavior on medical services consumption. We use data from PNAD for 1998 and 2003, which contain a Health Supplement. Two main results emerge: on one hand, there is evidence that the insured consume more health goods than the uninsured in the Brazilian market for health insurance, in accordance with the literature; on the other hand, the new law had no impact on the consumption of medical services.

Keywords: Medical Services, Differences-in-Differences, Regulation, Health Insurance.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, C. **O mercado privado de serviços de saúde no Brasil: panorama atual e tendências da assistência médica suplementar.** Ipea, 1998 (Texto para Discussão, n. 599).
- ANDRADE, M. V.; MAIA, A. C. Demanda por planos de saúde no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34. **Anais ...** Salvador: ANPEC, 2006.
- ATHEY, S.; IMBENS, G. W. Identification and inference in nonlinear difference-in-differences model. **Econometrica**, v. 74, n. 2, p. 431-497, 2006.
- BAUMGARDNER, J. R. The interaction between forms of insurance contract and types of technical change in medical care. **RAND Journal of Economics**, v. 22, p. 36-53, 1991.
- CAMERON, A. C. *et al.* A microeconomic model of the demand for health care and health insurance in Australia. **Review of Economic Studies**, v. 55, n. 1, p. 85-106, 1988.
- COCKX, B.; BRASSEUR, C. The demand for physician services.evidence from a natural experiment. **Journal of Health Economics**, v. 22, p. 891-913, 2003.
- CUTLER, D. M.; ZECKHAUSER, R. J. **Adverse selection in health insurance.** Forum for Health Economics & Policy, v. 1: Frontiers in Health Policy Research, article 2, 1998. Disponível em: <<http://www.bepress.com/fhpep/1/2>>
- _____. The anatomy of health insurance. In: CULYER, A. J.; NEWHOUSE, J. P. (Ed.). **Handbook of health economics.** Amsterdam: Elsevier/North-Holland; 2000. v. 1.
- DEB, P.; TRIVEDI, P. K. The structure of demand for health care: latent class versus two-part models. **Journal of Health Economics**, v. 21, p. 601-625, 2002.
- EHRlich, I.; BECKER, G. Market insurance, self-insurance and self-protection. **Journal of Political Economy**, v. 80, p. 623-648, 1972.
- ELLIS, R. P.; McGUIRE, T. G. Supply-side and demand-side cost sharing in health care. **Journal of Economic Perspectives**, v. 7, n. 4, p. 135-151, Fall 1993.
- FINKELSTEIN, A.; POTERBA, J. Adverse selection in insurance markets: policyholder evidence from the U.K. annuity market. **Journal of Political Economy**, v. 112, n. 1, 2004.
- GRABOWSKI, D. C.; GRUBER, J. Moral hazard in nursing home use. **Journal of Health Economics**, v. 26, n. 4, p. 560-577, 2007.

- HECKMAN, J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.
- MA, C. A.; MCGUIRE, T. Optimal health insurance and provider payment. **American Economic Review**, v. 87, n. 4, p. 685-704, 1997.
- MACERA, A. P.; SAINTIVE, M. B. **O mercado de saúde suplementar no Brasil**. SEAE/MF, 2004 (Documento de Trabalho, n. 31).
- MANNING, W. G. *et al.* Health insurance and the demand for medical care: evidence from a randomized experiment. **American Economic Review**, v. 77, n. 3, p. 251-277, 1987.
- MEYER, B. D. Natural and quasi-experiments in economics. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 13, p. 151-161, 1995.
- _____; VISCUSI, W. K.; DURBIN, D. L. Workers' compensation and injury duration: evidence from a natural experiment. **American Economic Review**, v. 85, n. 3, p. 323-340, 1995.
- MINISTÉRIO DA SAÚDE. ANS. **Regulação e saúde**: documentos técnicos de apoio ao Fórum de Saúde Suplementar. 2003. v. 3, tomo 1. Disponível em: <http://bvssms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/reg_saudevol3t1.pdf#page=122>
- NISHIJIMA, M.; BIASOTO JÚNIOR, G.; CIRYLLO, D. C. Análise econômica da interação entre saúde pública e privada no Brasil: tratamentos de alta complexidade. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 36. **Anais ...** Salvador: ANPEC, 2006.
- OCKÉ-REIS, C. O.; ANDREAZZI, M. F. S.; SILVEIRA, F. G. **O mercado de planos de saúde no Brasil**: uma criação do estado? Ipea, 2005 (Texto para Discussão, n. 1.094).
- PAULY, M. V. The economics of moral hazard: comment. **American Economic Review**, v. 58, n. 3, p. 531-537, 1968.
- SANTOS SILVA, J. M.C.; WINDMEIJER, F. Two-part multiple spell models for health care demand. **Journal of Econometrics**, v. 104, p. 67-89, 2001.
- SLAUGHTER, M. J. Trade liberalization and per capita income convergence: a difference-in-differences analysis. **Journal of International Economics**, v. 55, p. 203-228, 2001.
- VAN DER VOORDE, C.; DOORSLAER, E. V.; SCHOKKAERT, E. Effects of cost sharing on physician utilization under favourable conditions for supplier-induced. **Health Economics**, v. 10, p. 457-471, 2001.
- VON NEUMANN, J.; MORGENSTERN, O. **Theory of games and economic behavior**. 3. ed. Princeton: Princeton University Press, 1953.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge: MIT Press, 2002.
- ZWEIFEL, P.; MANNING, W. G. Moral hazard and consumer incentives in health care. In: CULYER, A. J.; NEWHOUSE, J. P. (Ed.). **Handbook of health economics**. Amsterdam: North-Holland Elsevier, 2000. p. 409-459, v. 1A.

(Originais submetidos em julho de 2010. Última versão recebida em julho de 2011. Aprovada em setembro de 2011).

