

Risco Moral no Contexto de Perda da Cobertura de Seguro

Ana Carolina Maia
Monica Viegas Andrade
Flavia Lúcia Chein Feres

Abril, 2012
Working Paper 038

Todos os direitos reservados.

É proibida a reprodução parcial ou integral do conteúdo deste documento por qualquer meio de distribuição, digital ou impresso, sem a expressa autorização do REAP ou de seu autor.

**RISCO MORAL NO CONTEXTO DE PERDA
DA COBERTURA DE SEGURO**

**Ana Carolina Maia
Monica Viegas Andrade
Flavia Lúcia Chein Veres**

Ana Carolina Maia
Instituto de Ciências Sociais Aplicadas
Universidade Federal de Alfenas (UNIFAL)
ana.ca.maia@gmail.com

Monica Viegas Andrade
Departamento de Economia
Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)
mviegas@cedeplar.ufmg.br

Flávia Lucia Chein Feres
Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF)
flavia.chein@ufjf.edu.br

RISCO MORAL NO CONTEXTO DE PERDA DA COBERTURA DE SEGURO

**Ana Carolina Maia
Monica Viegas Andrade
Flávia Lúcia Chein Feres**

RESUMO

Este trabalho discute e apresenta evidências da existência de risco moral decorrente de mudanças no comportamento dos consumidores em um contexto inovador na literatura de economia da saúde. A hipótese testada no trabalho é de que, consumidores, diante da antecipação da perda do seguro de saúde têm incentivos para usar serviços de assistência a saúde independentemente de estar doente, gerando um excesso de uso em relação à situação em que não perderiam o seguro. A partir do acompanhamento longitudinal de beneficiários pertencentes a uma carteira de plano de saúde administrado por uma autogestão - Sabesprev - identificamos situações antecipadas de perda do seguro e estimamos a utilização de consultas e exames tendo em conta a distância para saída da carteira. Os resultados evidenciaram a existência de risco moral para os dois tipos de cuidado considerados. Nos seis meses que antecedem a perda da cobertura, observamos um aumento de até 17% nas consultas médicas e de 22% nos exames de diagnose. As consultas começam a aumentar a partir do quinto mês antes da saída da carteira, com pico aos dois meses. A alta de exames se concentra entre um e dois meses antes da saída, evidenciando que o efeito da proximidade da saída é mais tardio sobre exames do que sobre consultas, reforçando a sequência típica de uso desses tipos de cuidado.

1. INTRODUÇÃO

Um fato estilizado na literatura de economia da saúde diz respeito ao risco moral no comportamento do consumidor na presença de seguro. O financiamento da assistência a saúde sob a modalidade de seguro representa uma redução do preço monetário líquido do cuidado, estimulando um maior uso de cuidados médicos relativo à falta de seguro (Pauly, 1968; Newhouse, 1993; Zweifel, Manning, 2001).

Zweifel e Manning (2001) classificam o risco moral do consumidor no seguro saúde em três tipos: *ex-ante*, *ex-post* e dinâmico (Ehrlich, Becker, 1972; Goddeeris, 1984; Baumgardner, 1991). No caso dinâmico, indivíduos têm mais incentivo para usar tecnologias mais recentes, usualmente mais caras, em detrimento de tecnologias correntes. Nos outros dois tipos, a tecnologia é fixa, não se caracterizando como uma fonte de incentivos ao maior uso de cuidados. No risco moral *ex-ante*, a cobertura de seguro atua como um desestímulo ao cuidado preventivo, o que afeta a probabilidade de ocorrência de doença. No caso *ex-post*, o incentivo ao maior uso ocorre durante o advento da doença.

Neste trabalho, abordamos uma situação diferente de risco moral no contexto de cobertura de seguro saúde: a fonte de incentivos que pode alterar o comportamento dos consumidores é a antecipação da perda do seguro. A perda, voluntária ou involuntária, significa uma mudança no preço líquido dos cuidados médicos, o que estimula os consumidores tanto a anteciparem o cuidado preventivo quanto a demandarem cuidados que não usariam se não houvesse a expectativa de perda da cobertura. Essa sobreutilização de cuidados médicos pelos consumidores visa reduzir a probabilidade de ocorrência da doença após a perda do benefício de seguro, caracterizando-se, portanto, como um risco moral *ex-ante* às avessas.

Em termos de bem-estar econômico e do ponto de vista normativo, o risco moral tende a causar uma externalidade negativa, uma vez que a sobreutilização de cuidados médicos gera um aumento do prêmio do seguro (Zweifel, Manning, 2000). O risco moral pode gerar perdas de bem-estar em função do gasto excessivo, que, se significativa o suficiente, pode chegar a inibir alguns consumidores de obterem o benefício do seguro. O trabalho seminal de Pauly (1968) demonstra ainda que, se os segurados usam um cuidado adicional pelo qual a disposição para pagar na ausência de seguro é menor que o custo de produção, o risco moral implica em má alocação de recursos.

Uma argumentação alternativa aos efeitos do risco moral em termos de eficiência econômica enfoca os efeitos da transferência de renda entre indivíduos ocasionada pelo seguro. Meza (1983), Nyman (1999) e Nyman (2001) exploram a situação em que a disposição de o indivíduo pagar pelo serviço é alterada pela cobertura do seguro. Segundo Nyman (1999), o valor do seguro para o consumidor é resultado não só da proteção ao risco, como prevê a teoria tradicional, como também da possibilidade de viabilizar serviços de saúde que não seriam factíveis sem seguro. A viabilização desse acesso é feita pela transferência de uma renda maior para os indivíduos doentes e menor para os saudáveis.

Para minimizar o risco moral associado às mudanças de comportamento dos consumidores na presença do seguro, têm sido propostos e adotados arranjos contratuais baseados em mecanismos de divisão de custos. Esses contratos podem prever taxas de copagamento ou cosseguro, estabelecimento de redes fechadas de provedores e/ou inclusão de franquias.

Do ponto de vista empírico, a mensuração do risco moral depende da capacidade de separar a variação no uso de cuidados médicos decorrente de uma mudança no estado de saúde da variação no uso decorrente da presença de cobertura de seguro. O trabalho de referência na literatura é o experimento conduzido pelo Rand of Health Insurance durante a década de 1970 (Newhouse, 1993). Nesse experimento, pelo acompanhamento longitudinal de famílias submetidas a diferentes arranjos contratuais ao longo do tempo, foi possível identificar a presença de risco moral e também avaliar como os diferentes mecanismos de divisão de custos alteraram o risco moral considerando diferentes tipos de cuidado. Outro mecanismo que pode desencorajar os excessos racionalizando o uso dos cuidados é o estabelecimento do médico generalista como porta de entrada no sistema, a exemplo da assistência gerenciada no modelo estadunidense, ou do médico de cuidado primário, em modelos de seguro público. Esses médicos têm a função de direcionar pacientes para tratamentos adequados, evitando que sejam os próprios pacientes a demandar diretamente os serviços especializados (Glied, 2001).

Evidências de risco moral já foram documentadas na literatura internacional, para diferentes países, com diferentes arranjos institucionais (Feldstein, 1973; Newhouse, 1993; Manning, Marquis, 1996; Cameron, 1988; Chiappori, Frank, Geoffard, 1998) e nacional (Andrade, Maia, 2009). Embora os estudos não adotem as mesmas formas de mensuração do risco moral e não apontem para efeitos de mesma magnitude, é consensual o excesso de uso relacionado, sobretudo, aos serviços de cuidado primário como consultas e exames. De modo geral, esse tipo de cuidado deriva mais de decisões tomadas diretamente pelos indivíduos, as quais dependem menos de diagnóstico médico prévio.

Este artigo inova ao explorar uma situação diferente de risco moral, decorrente de mudanças no comportamento dos consumidores. Especificamente, trata do risco moral diante da antecipação da perda do seguro, quando o indivíduo tem incentivo para utilizar os serviços independentemente de estar doente, gerando um excesso de uso em relação à situação em que não perderia o seguro. Esse tipo de risco moral se enquadra no tipo *ex-ante*, na medida em que não depende da incerteza da doença. Um exemplo dessa situação é o caso em que o indivíduo obtém o seguro por vínculo empregatício e está na iminência de perder o benefício ao ser demitido.

O objetivo deste trabalho é estimar o risco moral do uso de serviços ambulatoriais numa carteira de beneficiários que obtém o seguro por vínculo empregatício. A perda do seguro decorre da saída do titular do plano de saúde por demissão e/ou aposentadoria. As informações utilizadas provêm dos registros administrativos de uma operadora de plano de saúde do estado de São Paulo. Nessa carteira, os contratos são vinculados à mesma rede de serviços e provedores, o que os torna homogêneos sem a necessidade de controlá-los por diferentes arranjos de oferta de serviços.

O artigo explora o fato de a perda do benefício do seguro ser uma variação exógena ao estado de saúde dos beneficiários, sejam titulares ou dependentes. Além disso, a saída é antecipada pelos beneficiários tanto em caso de aposentadoria como de demissão.

Um mecanismo presente na legislação brasileira desde 1998 – artigos 30 e 31 da Lei nº 9.656, de 3 de junho de 1998 – e recentemente regulamentado pela Resolução Normativa nº 279, de 24 de novembro de 2011, trata do direito de manutenção da condição de beneficiário para ex-empregados demitidos ou exonerados sem justa causa e aposentados que contribuíram para a manutenção do plano de saúde na vigência do vínculo empregatício. Segundo a resolução, é

garantida ao empregado que tem plano de saúde por meio do emprego a opção de continuar vinculado à carteira desse plano, desde que ele se responsabilize integralmente pelos custos. Empregados devem optar formalmente pela continuidade do vínculo com carteira. Essa medida garante que a perda da cobertura é completamente antecipada pelo beneficiário.

A estratégia de identificação do exercício empírico se baseia, portanto, na hipótese de que o motivo da perda do benefício é exógeno ao estado de saúde, de modo que a variação do uso decorre da expectativa de perda do benefício, e não de uma mudança no estado de saúde individual. Além disso, por se tratar de um painel longitudinal, com o registro de todos os usos de cuidados médicos de cada indivíduo, é possível controlar fatores não observados específicos, incluindo o estado de saúde passado, que pode ter efeito sobre o uso. Nesse sentido, mesmo no caso da saída por aposentadoria, pode-se afirmar que a variação no uso observada no período que antecede a saída da carteira decorre de uma variação exógena ao estado de saúde. A aposentadoria por invalidez requer um período mínimo de dois anos de afastamento do empregado, e, neste estudo, construímos o painel longitudinal de modo a ter observado pelo menos 13 meses antes da data da saída da carteira. Analisamos dois tipos de cuidados ambulatoriais: número de consultas médicas e número de exames de diagnose. Combinada com o detalhamento das informações administrativas acerca do uso dos serviços de saúde, a possibilidade de acompanhar os indivíduos durante esse período oferece uma perspectiva rara na literatura, sobretudo no que diz respeito ao Brasil.

Para testar o efeito da proximidade da saída da carteira sobre o uso de consultas e exames de diagnose, adotamos o modelo de regressão binomial negativo. Estimamos o binomial negativo usando dois métodos: o de efeito aleatório, que é um modelo sujeito específico, estimado segundo a proposta de Hausman et al (1984), e o de efeito marginal estimado por equações de estimação generalizadas – GEE, também chamado modelo de média populacional, segundo propõe Hilbe (2011).

Não detectamos na literatura nenhum trabalho que explore a existência de risco moral em função da expectativa de perda do seguro. Assim, este trabalho inova na mensuração empírica desse risco moral, mostrando o efeito desse tipo de incentivo sobre o uso.

A análise empírica indicou a existência de risco moral nos dois tipos de cuidado. Observamos um aumento de até 17% nas consultas médicas e de 22% nos exames de diagnose. As consultas começam a aumentar a partir do quinto mês antes da saída da carteira, com pico aos dois meses. A alta de exames se concentra entre um e dois meses antes da saída. Essa diferença mostra que o efeito da proximidade da saída é mais tardio sobre exames do que sobre consultas, reforçando a sequência típica de uso desses tipos de cuidado.

2. METODOLOGIA E BASE DE DADOS

2.1 Base de dados

Neste trabalho, usamos informações provenientes de registros administrativos de uma operadora de autogestão do estado de São Paulo entre 2005 e 2008. A Sabesprev (Sabesp Previdência) administra a carteira de beneficiários da Companhia de Saneamento Básico do

Estado de São Paulo (Sabesp), que oferece cobertura de plano de saúde na forma de autogestão a seus funcionários, extensiva a dependentes e familiares.

Os empregados que têm vínculo ativo com a empresa, titulares do plano de saúde, e seus respectivos dependentes têm seu prêmio parcialmente subsidiado pela empresa. A parcela do prêmio paga pelo titular é taxada na forma de alíquota sobre seus rendimentos, independentemente do número de dependentes; a adesão à carteira é compulsória para o titular, e é facultada, sem custo adicional, a inclusão de dependentes. Os empregados da ativa podem ainda agregar familiares à carteira da seguradora, mediante o pagamento de um prêmio de risco individual que é determinado segundo a faixa etária do beneficiário. Para empregados inativos (aposentados e ex-empregados), a adesão de dependentes e familiares é opcional, e o prêmio é cobrado individualmente, segundo a faixa etária, obedecendo a legislação vigente.

Para o propósito do trabalho, construímos o painel, de periodicidade mensal, com duas categorias de cuidado: consultas médicas e exames de diagnose. Esses cuidados de atenção primária dependem em maior medida da decisão dos indivíduos, sendo menos associados a diagnóstico médico prévio e/ou a encaminhamento.

Originalmente, os registros administrativos da operadora são organizados em três bancos. O primeiro, denominado despesa, tem periodicidade mensal e reúne o registro de todos os procedimentos realizados pelos beneficiários da carteira. Esses procedimentos são registrados com a finalidade de pagamento ao provedor e consistem na informação desagregada de cada item do cuidado que o indivíduo usou. Sobre esses itens, temos informações associadas relativas ao beneficiário, ao tipo de procedimento, à data de utilização, ao provedor, ao valor pago e à quantidade utilizada. O segundo banco tem informações detalhadas de todas as internações, associando beneficiário, provedor principal (hospital), data de entrada e data e motivo da saída. Por fim, o banco de cadastro, também mensal, relaciona atributos do beneficiário como data de nascimento, sexo, tipo do vínculo na carteira (titular, dependente ou agregado), data de entrada no plano, data de saída e motivo de desligamento, para inativos.

O primeiro procedimento para a organização do banco de dados foi sua classificação em ambulatoriais ou hospitalares. Para tanto, combinamos o banco de internações com o banco de despesa a partir das variáveis: *beneficiário*, *data do procedimento presente no banco de despesa e período da internação*. Todos os procedimentos referentes a algum cuidado dispensado durante uma internação foram considerados hospitalares; os demais, ambulatoriais. Entre estes, contabilizamos o número de consultas médicas e de exames de diagnose realizados pelo beneficiário mensalmente, segundo o mês do uso do cuidado. Para separar consultas e exames de diagnose, adotamos o critério de classificação da operadora, que se chama *grupo* e distingue seis desagregações de procedimento: consultas, despesas complementares, diagnose, procedimentos cirúrgicos, procedimentos clínicos e pacotes. As consultas médicas foram identificadas com a desagregação *consulta*, e os exames de diagnose, com a desagregação *diagnose*.

Por fim, associamos os dados mensais de cadastro do beneficiário com as informações sobre uso, o que permitiu verificar o *status* mensal do beneficiário na carteira: vínculo ativo, suspenso ou inativo. No caso de vínculo inativo, informam-se ainda o motivo e a data do desligamento. Os vínculos suspensos se devem, em geral, a mensalidades em débito. A data de desligamento se mostrou precisa com relação aos indicadores

de uso, não sendo observado uso positivo após a data de desligamento registrada no banco de cadastro. Essa precisão reforça a fidedignidade da informação sobre data de desligamento.

2.2 Estratégia empírica

Para o propósito do trabalho, organizamos as informações referentes ao período de 2004 a 2008 de forma a acompanhar o uso mensal de cuidados médicos de cada beneficiário. Nesse intervalo, houve entrada e saída de beneficiários na carteira: as entradas, por contratação de novos funcionários e/ou inclusão de dependentes; as saídas, por desistência, inadimplência, maioridade do dependente, óbito do titular ou do dependente e demissão do titular do plano. O painel inicial de beneficiários é composto pelos indivíduos que entraram na carteira da Sabesp até janeiro de 2004 excluídos os que saíram da carteira sem ter tido um acompanhamento mínimo de 13 meses de utilização e aqueles que passaram por algum período de suspensão. A suspensão dos beneficiários pode ocorrer, por exemplo, devido ao não pagamento da mensalidade do plano de saúde.

Após este tratamento, a carteira tinha cerca de 57 mil vidas, das quais 46.953 permanecem ativas durante os quatro anos e 10.211 deixaram a carteira por algum motivo. Entre os possíveis motivos de desligamento, os mais frequentes são desistência, maioridade e demissão do titular.

Para a estimativa, selecionamos todos os desligados por demissão do titular (2.039) e os que saíram por inadimplência ou desistência (138), tendo permanecido algum tempo como ex-empregado com plano ativo e depois se desligado. A categoria de desligados por demissão do titular inclui tanto os beneficiários que saíram por demissão como por aposentadoria do titular. Por se tratar de uma empresa de economia mista, há relativamente poucas demissões, de modo que a maioria dos desligamentos dessa categoria é por aposentadoria do titular.

Na tabela 1 apresentamos um mapeamento das saídas por demissão ao longo dos quatro anos estudados.

TABELA 1 – Evolução do número de saídas por demissão do titular

ano	2005	2006	2007	2008	total
desligados por demissão do titular	573	969	259	376	2.177

fonte: Elaborada pelas autoras a partir de dados da Sabesprev.

Assim, a composição final do painel considera dois grupos de beneficiários: os que estiveram ativos durante os cinco anos e os que se desligaram da carteira por demissão e/ou aposentadoria do titular. De todo modo, todos foram acompanhados no mínimo 13 meses antes de sair da carteira.

Nossa hipótese é que o desligamento da carteira é antecipado e exógeno ao estado de saúde dos beneficiários, e duas razões a fundamentam. A primeira é que, em grande parte, as saídas ocorrem por decisão do empregado. Funcionários aposentados pelo Instituto Nacional de Seguridade Social (INSS) são desligados da Sabesp de 30 a 60 dias após a concessão do benefício pelo Instituto, e, como a aposentadoria é voluntária, é o empregado quem decide quando requerê-la. Em geral, a aposentadoria pelo INSS é requerida quando se veem atendidos os quesitos necessários, de modo que é pouco provável que ela tenha uma correlação significativa

com o estado de saúde do beneficiário ou de seus dependentes e agregados. Na aposentadoria por invalidez, o tempo de tramitação do processo é longo (mínimo de dois anos de afastamento do trabalho). Nesse caso, a variação no uso de consultas e exames observada no momento da saída da carteira estaria correlacionada com a utilização passada, sendo, portanto, possível separar a variação decorrente do choque de saúde passado da variação do uso decorrente da antecipação da perda de cobertura.

Para medir o risco moral, adotamos dois cuidados primários: número de consultas médicas e número de exames de diagnose, que dependem mais da decisão do segurado, que decide sobre o contato. No caso das consultas médicas, o processo é iniciado pelo segurado, que decide se procura ou não um médico, e de que especialidade. Os exames de diagnose foram selecionados por serem desdobramentos da consulta médica. Em sua maioria, são exames laboratoriais e, em geral, solicitados numa rotina médica de prevenção.

Nos modelos estimados, as variáveis de interesse são seis *dummies*, que indicam o tempo restante para a perda do seguro: 1 a 6 meses. Tanto a variável de uso quanto as *dummies* estão associadas ao indivíduo i no tempo t . As *dummies* permitem captar dois resultados: o efeito da perda da cobertura de seguro sobre a utilização e a intensidade desse efeito com a proximidade da perda.

O modelo estimado é genericamente especificado da seguinte forma:

$$y_{it} = c(a_i, b_t, x_{it}, \alpha_i, \mu_{it}) \quad (1)$$

Para $i = 1, \dots, m$ e $t = 1, \dots, n$, onde y_{it} é a variável dependente de interesse (utilização), a_i é o vetor de atributos fixos no tempo do indivíduo i , b_t o vetor de *dummies* de tempo (ano/mês), x_{it} é o vetor de variáveis explicativas para o indivíduo i no período de tempo t , α_i são as características não observáveis do indivíduo i (como estado de saúde, por exemplo) e μ_{it} é o erro idiossincrático. No quadro 1, descrevemos as variáveis explicativas do modelo.

QUADRO 1 – Definição das variáveis explicativas

variável	descrição
fonte de variação: indivíduo e tempo	
tempo para saída da carteira	Número de meses restantes para saída da carteira, especificado por seis variáveis <i>dummy</i> , definidas como d_{ij} , com $j = 1$ se ao indivíduo i no tempo t resta 1 mês para deixar a carteira e zero em caso contrário; $j = 2$, e assim sucessivamente, até 6 meses.
grupos de idade quinquenais	Consideramos 17 grupos etários quinquenais: até 4 anos, 5 a 9 anos, 10 a 14 anos, 15 a 19 anos, 20 a 24 anos, 25 a 29 anos, 30 a 34 anos, 35 a 39 anos, 40 a 44 anos, 45 a 49 anos 50 a 54 anos, 55 a 59 anos, 60 a 64 anos, 65 a 69 anos, 70 a 74 anos, 75 a 79 anos e mais de 80 anos. O grupo de referência é de até 4 anos
tamanho da família	número de pessoas da família vinculadas à carteira da Sabesprev
tipo de vínculo do beneficiário	Titular, agregado ou dependente, especificado em três <i>dummies</i> . Categoria de referência: titular
fonte de variação: indivíduo	
sexo	igual a 1 se for homem
tipo de plano	Plano pleno: plano compulsório para empregados da ativa e seus dependentes. Acomodação de internação em quarto. Plano básico: plano disponível para ex-funcionários e familiares. Mesma cobertura e taxas de copagamento do plano pleno. Acomodação de internação na enfermaria. Plano especial: plano disponível para ex-funcionários e familiares. Mesma cobertura e taxas de copagamento do plano pleno. Acomodação de internação em quarto. Especificado em <i>três dummies</i> . Categoria de referência: plano pleno.
fonte de variação: tempo	
tempo	Especificado em 60 <i>dummies</i> . Categoria de referência: janeiro de 2004

fonte: Elaborado pelas autoras.

A equação (1) foi estimada segundo dois métodos: o de média populacional e o modelo de efeito aleatório. No primeiro, estimamos o binomial negativo pelo método GEE, proposto originalmente por Liang e Zeger (1986). No modelo segundo, estimamos o modelo binomial negativo com efeito aleatório beta-distribuído desenvolvido por Hausman (1984).

2.3 Binomial negativo

O binomial negativo integra a categoria de modelos de dados de contagem comumente aplicados a situações em que a variável de interesse é um número inteiro e não negativo. Os modelos de contagem têm apresentado um crescimento importante em muitas áreas da análise econômica empírica (Cameron, Trivedi, 2005; Wooldridge, 2002). Em economia da saúde, são muito frequentes desfechos enquadrados como eventos de contagem; por exemplo, número de consultas médicas e exames e dias de internação. Entre as abordagens mais usuais para lidar com dados de contagem, destacam-se a regressão de Poisson e o modelo binomial negativo.

Na regressão de Poisson, que é parametrizada com uma FDP de Poisson, a média e a variância são supostas iguais. Isso significa que, quanto maior o valor da média, maior é a variabilidade dos dados medidos pela variância, característica chamada *equidispersão*. Essa hipótese requer que as contagens sejam independentes umas das outras; do contrário, violam-se

as propriedades distributivas da FDP de Poisson, resultando em sobredispersão (Hilbe, 2011). Raras vezes o modelo de Poisson tem bom ajuste, devido à constatação da sobredispersão dos dados, ou seja, a variância da resposta é maior que a média.

A sobredispersão pode ter duas explicações: uma heterogeneidade não observada e o processo desencadeador dos dados pode ser tal que os momentos condicionais diferem, mesmo que não haja heterogeneidade não observada. Em geral, dados de utilização de serviços de saúde são eventos correlacionados, ou seja, se, por exemplo, estamos avaliando o número de consultas médicas, é razoável supor que, para um determinado período de tempo, esses eventos não são totalmente independentes, violando a hipótese da regressão de Poisson.

O binomial negativo usual, também chamado binomial negativo II, é definido por uma FDP *Poisson-gamma mixture*. Sua principal vantagem em relação ao modelo de Poisson é a incorporação da sobredispersão dos dados ao adicionar um parâmetro que reflete a heterogeneidade não observada entre as observações – alguns autores interpretam a sobredispersão como um efeito da heterogeneidade individual não observada e não incorporada ao modelo (Gootendorst, 1995; Mullahy, 1997) – e um erro. Assume-se que o erro não é correlacionado com o vetor de variáveis explicativas. Se existir e não for levada em conta, a sobredispersão dos dados pode levar a estimativas viesadas da matriz de variância-covariância, invalidando a inferência do modelo.

A função de probabilidade do binomial negativo é dada por:

$$f(y_{it} | x_{it}) = \frac{\Gamma(y_{it} + \eta_{it})}{\Gamma(y_{it} + 1)\Gamma(\eta_{it})} \left(\frac{\eta_{it}}{\lambda_{it} + \eta_{it}} \right)^{\eta_{it}} \left(\frac{\lambda_{it}}{\lambda_{it} + \eta_{it}} \right)^{y_{it}} \quad y_{it} = 0, 1, 2, \dots \quad (2)$$

Onde $\Gamma(\cdot)$ representa a função Gama (\cdot), $y_{it} = \exp(x_{it}'\beta)$, $\eta_{it} = \left(\frac{1}{\alpha}\right)\lambda_{it}$ e o parâmetro $\alpha (>0)$ mede o grau de sobredispersão. No binomial negativo II a relação funcional entre a média e a variância condicionais é:

$$E(y_{it} | x_{it}) = \lambda_{it} = \exp(x_{it}'\beta) \quad \text{e} \quad V(y_{it} | x_{it}) = \lambda_{it} + \alpha\lambda_{it}^2 \quad (3)$$

No exercício proposto, optamos pelo modelo binomial negativo, de forma a contemplar a sobredispersão dos dados.

2.4 Método de estimação

Uma das principais vantagens de se disporem dados em painel é a possibilidade de observar a mesma unidade *cross-section* em diferentes pontos do tempo, o que permite tratar o efeito individual não observado. No caso de dados de contagem, existem basicamente três modelos de painel, que supõem diferentes formas de tratar o efeito não observado: modelo de efeito fixo, modelo de efeito aleatório e modelo de efeito marginal. Os dois primeiros são de sujeito específico e incorporam incrementos a cada grupo do painel, tratando individualmente o efeito individual não observado. No caso do efeito fixo, permite interceptos específicos, ou seja, trata a heterogeneidade não observada como parâmetro que permanece constante ao longo do

tempo, e, no caso dos efeitos aleatórios, assume-se que os efeitos incrementais do grupo são perturbações de uma distribuição aleatória comum.

Desde o artigo seminal de Hausman et al (1984), há na literatura aplicações do modelo fixo para o binomial negativo, mas, como discutem Allison e Waterman (2002), o modelo proposto não atende às propriedades usuais requeridas pelo método de efeito fixo como controle de todas as covariadas estáveis. Segundo os autores, isso ocorre porque o modelo é baseado na decomposição do parâmetro de sobredispersão ao invés de na decomposição usual da média (Allison, Waterman, 2002), e, embora eles apresentem alternativas como negativo multinomial condicionado e não condicionado, estas não são seguras (Hilbe, 2011).

Alternativamente, consideramos duas abordagens: os modelos de efeito populacional, ou efeito marginal, estimado por EEG, caso em que o efeito não observado é uma média da população analisada, e o modelo de efeito aleatório, que é sujeito específico.

2.4.1 Equações de estimação generalizada

As equações de estimação generalizada integram um método proposto inicialmente por Liang e Zeger (1986) e constituem uma extensão dos GLM aplicados a dados de painel. O método avalia a relação entre a variável resposta e as variáveis preditoras num contexto populacional, por isso denominado modelo de efeito marginal. A característica essencial de sua especificação é a fatoração da função de variância para incluir no painel uma estrutura de correlação parametrizada.

Seja o modelo linear generalizado de y_{it} com covariadas x_{it} :

$$g\{E(y_{it})\} = x_{it}\beta, \quad y \sim F \text{ com parâmetros } \theta_{it} \quad (4)$$

Onde g é função link e F a família distributiva. A combinação da especificação da função link e da família distributiva da origem a diferentes modelos. No Binomial Negativo especificamos a família binomial negativo e função link log.

A função de variância do modelo geral, estimada por GLM é:

$$V(\lambda_{it}) = [D(V(\lambda_{it}))^{1/2} R_{n_i \times n_i} D(V(\lambda_{it}))^{1/2}]_{n_i \times n_i} \quad (5)$$

Onde $V(\lambda_{it})$ é a função de variância do GLM definida em termos da média. No binomial negativo a função de variância é $\lambda + \alpha\lambda^2$. D é uma matriz diagonal com as funções de variância de y_i na diagonal e R é a matriz de correlação de trabalho. Se assumirmos independência entre os painéis, ou seja, ausência de correlação entre as observações para um mesmo indivíduo i em diferentes períodos de tempo, temos que $R_{n \times n} = I_{n \times n}$, nesse caso, estrutura de correlação é independente.

Quando estimamos por GEE, a vantagem adicional é que a matriz de correlação da função de variância do GLM pode ser parametrizada arbitrariamente. Entre as possíveis estruturas de correlação, podem estar: permutável, não estruturada e AR.

Na estrutura permutável, assume-se que a correlação entre as observações de um mesmo indivíduo ao longo do tempo é sempre a mesma. Na não estruturada, para cada observação do

indivíduo ao longo do tempo, há uma correlação diferente, que é livremente estimada a partir dos dados. Na estrutura de correlação AR, assume-se que existe um decréscimo do valor do coeficiente de correlação à medida que aumentam os intervalos de tempo no painel.

2.4.2 Modelo de efeito aleatório

O modelo de efeito aleatório – binomial negativo com efeito aleatório beta-distribuído – adotado segue a proposta de Hausman (1984). O valor esperado condicional e a variância são:

$$E(y_{it} | x_{it}, \alpha_i) = \alpha_i \lambda_{it} \text{ e } V(y_{it} | x_{it}, \alpha_i) = \alpha_i \lambda_{it} * (1 + \alpha_i)^{-1} \quad (6)$$

Onde $\hat{\lambda}_{it} = \exp(x_{it}' \beta)$ com x_{it} contendo covariadas exógenas no tempo t , e $(1 + \alpha_i)^{-1}$ é uma variável aleatória beta-distribuída.

Nesse caso, os coeficientes estimados são consistentes se o efeito aleatório é não correlacionado com as variáveis exógenas. O efeito aleatório específico individual pode ser interpretado como diferentes atitudes com relação à manutenção da saúde, de modo que é possível haver uma correlação entre o efeito específico e nossas variáveis exógenas. Entretanto, a variação das covariadas entre indivíduos se mostra mais relevante que a variação dos indivíduos; nesse cenário, o efeito fixo pode gerar estimadores inconsistentes (Chamberlain, 1984).

3. RESULTADOS

Antes de apresentarmos os resultados da estimativa econométrica, uma primeira característica que merece destaque é o comportamento médio das variáveis observáveis do grupo que sai e que permanece na carteira. O perfil dos dois grupos é bastante similar, seja quanto às variáveis demográficas, seja quanto às variáveis de vínculo e tipo de plano. Na tabela 2, apresentamos a estatística descritiva de atributos observáveis dos beneficiários segundo situação na carteira. Observamos 50% de homens na carteira estável e 52% na carteira que sai por aposentadoria/demissão. A idade média é de 35 anos em ambos os grupos, com mediana de 38 anos. Quanto ao tipo de vínculo, a participação dos agregados na carteira de beneficiários ativos durante todo o período é um pouco maior: 5% contra 3%, entre beneficiários com saída por demissão/aposentadoria. O tamanho da família também é pouco maior entre beneficiários ativos durante todo o período.

TABELA 2 – Estatística descritiva dos beneficiários segundo situação na carteira

beneficiários ativos durante todo período						
variável	número de observações	média	mediana	desvio-padrão	mínimo	máximo
idade	2.816.924	35,77	38,22	(19,42)	0,01	103,12
sexo (1 se homem)	2.816.924	0,50	0	(0,49)	0	1
tipo de vínculo na carteira						
▪ titular	2.816.924	0,36	0	(0,48)	0	1
▪ agregado	2.816.924	0,05	0	(0,22)	0	1
▪ dependente	2.816.924	0,58	1	(0,49)	0	1
plano de saúde						
▪ pleno	2.816.924	0,88	1	(0,31)	0	1
▪ básico	2.816.924	0,02	0	(0,14)	0	1
▪ especial	2.816.924	0,09	0	(0,29)	0	1
tamanho da família vinculada à carteira	2.816.924	3,64	4	(1,37)	0	15
beneficiários com saída por aposentadoria/demissão do titular						
idade	72.360	35,79	37,76	(19,74)	0,03	98,93
sexo (1 se homem)	72.360	0,52	1	(0,49)	0	1
tipo de vínculo na carteira						
▪ titular	72.360	0,35	0	(0,47)	0	1
▪ agregado	72.360	0,05	0	(0,20)	0	1
▪ dependente	72.360	0,60	1	(0,48)	0	1
plano de saúde						
▪ pleno	72.360	0,90	1	(0,29)	0	1
▪ básico	72.360	0,014	0	(0,11)	0	1
▪ especial	72.360	0,08	0	(0,26)	0	1
tamanho da família vinculada à carteira	72.360	3,25	3	(1,52)	0	9

fonte: Elaborada pelas autoras a partir de dados da Sabesprev.

Com relação ao comportamento descritivo, na figura 1, apresentamos a utilização média de consultas e exames segundo proximidade da saída. Os gráficos foram construídos a partir de regressões polinomiais locais ponderadas estimadas por funções de Kernel. A área sombreada em torno da linha corresponde ao intervalo de confiança de 95% da média. Observamos que tanto o uso de consultas médicas quanto o de exames de diagnose cresceu com a proximidade da saída da carteira. Esta observação sugere que indivíduos tendem a intensificar o uso a medida que se aproxima a data de desligamento, e essa intensificação é observada, em média, a partir dos dez meses para a saída da carteira.

FIGURA 1 – Comportamento dos indicadores de utilização segundo o número de meses restantes para a saída da cobertura

GRÁFICO 1A – Uso de consultas – 12 meses para saída da carteira

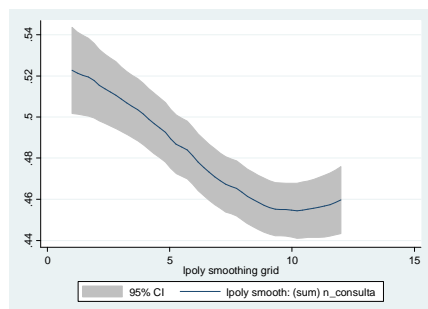


GRÁFICO 2A – Uso de exames de diagnose – 12 meses para saída da carteira

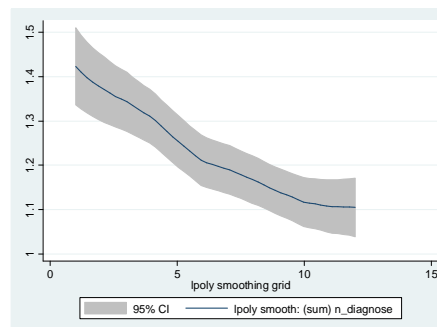


GRÁFICO 1B – Uso de consultas – 36 meses para saída da carteira

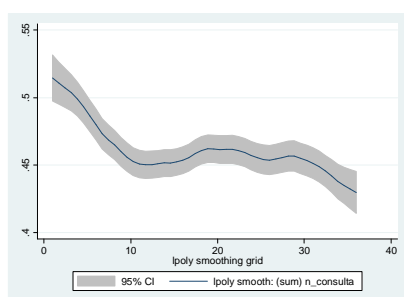
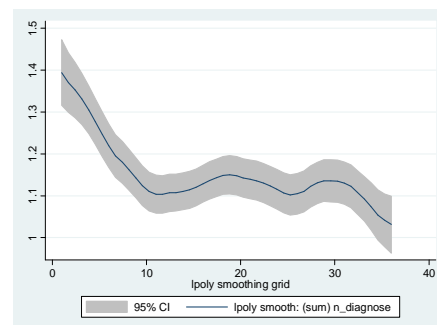


GRÁFICO 2B – Uso de exames de diagnose – 36 meses para saída da carteira



fonte: Elaborados pelas autoras a partir de dados da Sabesprev.

Na análise controlada, reportamos quatro estimativas, as três primeiras se referem ao modelo de efeito populacional, com três estruturas de correlação diferentes; a quarta estimativa corresponde ao modelo de efeito aleatório. Todos os resultados foram apresentados na forma da semielasticidade, de maneira a facilitar a interpretação dos efeitos das dummies de tempo para perda do plano. A interpretação é, portanto, direta, fornecendo o efeito percentual sobre o uso.

Nas tabelas 3 e 4, apresentamos a semielasticidade do uso de consultas médicas e de exames de diagnose, respectivamente. Na regressão por GEE, consideramos três estruturas de correlação da matriz de variância: AR de primeira ordem, permutável e não estruturada. Em termos gerais, as estimativas apresentaram um resultado bastante semelhante, reiterando a consistência dos resultados.

De uma maneira geral, os resultados das regressões estimadas confirmaram a existência de risco moral para ambos os cuidados. As dummies de tempo, entretanto, evidenciaram que este efeito ocorre em momentos diferentes, conforme tipo de cuidado, conforme veremos a seguir.

Com relação ao uso de consultas médicas, existe uma elevação da quantidade, presente nas quatro estimativas, desde 4 meses para perda da cobertura, se mantendo até os dois meses da perda da cobertura. Em termos percentuais, a elevação é crescente com a proximidade da perda, atingindo o maior aumento de uso a dois meses do desligamento, onde a variação percentual no

número de consultas se situa entre 14 e 17% conforme modelo e estrutura de correlação. Com relação a exames de diagnose, a elevação do uso foi observada bem próxima da data de saída, a um e dois meses do desligamento, sendo que o maior aumento ocorre a dois meses da perda, a resultado observado nas quatro estimativas. A maior elevação observada de exames foi de 22%, encontrada no modelo de efeito aleatório a dois meses da saída. A um mês da saída ainda foi observada um elevação importante, que chega a 17%.

Conforme verificamos, a elevação do uso ocorreu em momentos distintos, conforme tipo de cuidado. É interessante observar, além disso, que o risco moral mais tardio nos exames de diagnose vis-à-vis consultas, corrobora a sequência típica de utilização dos tipos de cuidado. Num primeiro momento, os consumidores recorrem à consulta médica e, depois, são encaminhados para a realização de exames, havendo, portanto, um *lag* temporal entre os tipos de cuidado.

TABELA 3 – Estimativa da semielasticidade das consultas médicas

método	equações de estimação generalizada				modelo de efeito aleatório		
	estrutura de correlação						
	ARI		permutável	não estruturada			
último mês na carteira (1 mês para saída)	0,072 (0,037)	*	0,038 (0,037)		0,036 (0,037)		0,029 (0,033)
2 meses para saída	0,173 (0,034)	***	0,140 (0,034)	***	0,141 (0,033)	***	0,142 (0,031)
3 meses para saída	0,102 (0,034)	***	0,084 (0,033)	**	0,083 (0,033)	**	0,073 (0,030)
4 meses para saída	0,116 (0,031)	***	0,103 (0,030)	***	0,108 (0,029)	***	0,097 (0,027)
5 meses para saída	0,056 (0,029)	*	0,044 (0,028)		0,048 (0,028)	*	0,046 (0,027)
6 meses para saída	0,045 (0,029)		0,042 (0,028)		0,046 (0,028)		0,035 (0,026)
5 a 9 anos	-0,435 (0,014)	***	-0,321 (0,011)	***	-0,298 (0,011)	***	-0,333 (0,008)
10 a 14 anos	-0,761 (0,016)	***	-0,522 (0,013)	***	-0,510 (0,013)	***	-0,579 (0,010)
15 a 19 anos	-0,634 (0,016)	***	-0,417 (0,014)	***	-0,424 (0,014)	***	-0,493 (0,012)
20 a 24 anos	-0,414 (0,019)	***	-0,307 (0,018)	***	-0,298 (0,017)	***	-0,384 (0,014)
25 a 29 anos	-0,347 (0,018)	***	-0,248 (0,017)	***	-0,221 (0,016)	***	-0,319 (0,013)
30 a 34 anos	-0,343 (0,016)	***	-0,233 (0,015)	***	-0,206 (0,015)	***	-0,297 (0,013)
35 a 39 anos	-0,348 (0,016)	***	-0,212 (0,015)	***	-0,186 (0,014)	***	-0,272 (0,012)
40 a 44 anos	-0,295 (0,016)	***	-0,164 (0,014)	***	-0,142 (0,014)	***	-0,220 (0,012)
45 a 49 anos	-0,229 (0,016)	***	-0,110 (0,014)	***	-0,087 (0,014)	***	-0,165 (0,012)
50 a 54 anos	-0,164 (0,016)	***	-0,041 (0,014)	***	-0,023 (0,014)		-0,101 (0,013)
55 a 59 anos	-0,125 (0,018)	***	0,023 (0,016)		0,030 (0,015)	*	-0,036 (0,013)
60 a 64 anos	-0,103 (0,021)	***	0,074 (0,018)	***	0,078 (0,017)	***	0,025 (0,015)
65 a 69 anos	-0,022 (0,024)		0,135 (0,020)	***	0,137 (0,020)	***	0,090 (0,016)
70 a 74 anos	0,025 (0,025)		0,163 (0,021)	***	0,171 (0,021)	***	0,122 (0,018)
75 a 79 anos	0,004 (0,027)		0,160 (0,024)	***	0,154 (0,023)	***	0,122 (0,020)
mais de 80 anos	-0,182	***	0,076	***	0,047	*	0,034

		(0,033)		(0,027)		(0,027)		(0,023)
homem		-0,345	***	-0,352	***	-0,350	***	-0,393
		(0,007)		(0,008)		(0,008)		(0,007)
agregado		-0,026		0,002	***	-0,004		-0,005
		(0,022)		(0,020)		(0,019)		(0,016)
dependente		-0,101	***	-0,122	***	-0,116	***	-0,104
		(0,009)		(0,010)		(0,009)		(0,009)
plano básico		0,043	***	-0,093	***	-0,044	*	-0,105
		(0,023)		(0,027)		(0,023)		(0,017)
plano especial		-0,080	***	-0,133	***	-0,111	***	-0,125
		(0,016)		(0,016)		(0,015)		(0,012)
tamanho da família		-0,031	***	-0,031	***	-0,032	***	-0,034
		(0,002)		(0,002)		(0,002)		(0,002)
<i>dummies</i> de tempo		sim		sim		sim		sim
número de observações		2.888.257		2.889.284		2.889.284		2.889.284
número de indivíduos		49.087		49.106		49.106		49.106
número de obs. por indivíduo	mín.	13		13		13		13
	méd.	580,8		580,8		580,8		580,8
	máx.	60		60		60		60
função link		log		log		log		
família		binomial (k = 1,3043)		binomial (k = 1,3043)		binomial (k = 1,3043)		
categorias de referência: primeiro mês (jan.2004), de zero a quatro anos de idade, mulheres, titular do plano de saúde e plano pleno								
desvio padrão entre parênteses								
*significativo a 10%, ** significativo a 5%, *** significativo a 1%								

fonte: Elaborada pelas autoras a partir de dados da Sabesprev.

TABELA 4 – Estimativa da semielasticidade dos exames de diagnóstico

método	equações de estimação generalizada				modelo de efeito aleatório			
	estrutura de correlação		estrutura de correlação		estrutura de correlação		estrutura de correlação	
	ARI		permutável		não estruturada			
último mês na carteira (1 mês para saída)	0,148	**	0,172	**	0,171	**	0,110	**
	(0,072)		(0,069)		(0,068)		(0,044)	
2 meses para saída	0,190	***	0,203	***	0,208	***	0,227	***
	(0,063)		(0,062)		(0,062)		(0,041)	
3 meses para saída	-0,013		0,013		0,011		0,069	*
	(0,065)		(0,063)		(0,063)		(0,041)	
4 meses para saída	0,046		0,085		0,094		0,017	
	(0,063)		(0,061)		(0,061)		(0,038)	
5 meses para saída	-0,075		-0,034		-0,031		-0,025	
	(0,060)		(0,057)		(0,057)		(0,038)	
6 meses para saída	0,041		0,074		0,072		-0,005	
	(0,057)		(0,055)		(0,055)		(0,036)	
5 a 9 anos	-0,153	***	-0,123	***	-0,121	***	-0,261	***
	(0,021)		(0,019)		(0,019)		(0,012)	
10 a 14 anos	-0,245	***	-0,159	***	-0,163	***	-0,422	***
	(0,024)		(0,022)		(0,021)		(0,012)	
15 a 19 anos	-0,011	***	0,058	***	0,047	**	-0,281	***
	(0,025)		(0,023)		(0,023)		(0,012)	
20 a 24 anos	0,357	***	0,371	***	0,369	***	0,014	
	(0,028)		(0,027)		(0,027)		(0,014)	
25 a 29 anos	0,526	***	0,544	***	0,545	***	0,157	***
	(0,026)		(0,024)		(0,024)		(0,013)	
30 a 34 anos	0,639	***	0,664	***	0,663	***	0,198	***
	(0,023)		(0,022)		(0,021)		(0,012)	
35 a 39 anos	0,706	***	0,754	***	0,751	***	0,223	***
	(0,023)		(0,021)		(0,021)		(0,011)	
40 a 44 anos	0,850	***	0,890	***	0,887	***	0,298	***
	(0,022)		(0,020)		(0,020)		(0,011)	
45 a 49 anos	0,977	***	0,101	***	0,100	***	0,386	***
	(0,022)		(0,020)		(0,020)		(0,011)	
50 a 54 anos	0,110	***	0,111	***	0,111	***	0,466	***
	(0,022)		(0,020)		(0,020)		(0,011)	
55 a 59 anos	0,118	***	0,120	***	0,119	***	0,534	***
	(0,023)		(0,022)		(0,021)		(0,012)	

60 a 64 anos		0,121 (0,027)	***	0,127 (0,024)	***	0,126 (0,024)	***	0,589 (0,013)	***
65 a 69 anos		0,131 (0,029)	***	0,135 (0,027)	***	0,134 (0,026)	***	0,695 (0,014)	***
70 a 74 anos		0,138 (0,031)	***	0,142 (0,029)	***	0,141 (0,028)	***	0,749 (0,014)	***
75 a 79 anos		0,137 (0,033)	***	0,141 (0,029)	***	0,140 (0,029)	***	0,733 (0,015)	***
Mais de 80 anos		0,123 (0,036)	***	0,132 (0,032)	***	0,131 (0,032)	***	0,617 (0,016)	***
homem		-0,367 (0,009)	***	-0,374 (0,010)	***	-0,372 (0,010)	***	-0,344 (0,004)	***
agregado		-0,129 (0,026)	***	-0,122 (0,025)	***	-0,119 (0,025)	***	-0,096 (0,010)	***
dependente		-0,221 (0,011)	***	-0,234 (0,011)	***	-0,231 (0,011)	***	-0,172 (0,005)	***
Plano básico		0,087 (0,030)	***	0,044 (0,030)		0,048 (0,030)		-0,024 (0,010)	**
Plano especial		0,152 (0,018)	***	0,103 (0,018)	***	0,111 (0,018)	***	-0,040 (0,007)	***
tamanho da família		-0,033 (0,002)	***	-0,035 (0,003)	***	-0,036 (0,003)	***	-0,022 (0,001)	***
<i>dummies</i> de tempo		sim		sim		sim		sim	
número de observações		2.888.257		2.889.284		2.889.284		2.889.284	
número de indivíduos		49.087		49.106		49.106		49.106	
número de obs. por indivíduo	mín.	13		13		13		13	
	méd.	580,8		580,8		580,8		580,8	
	máx.	60		60		60		60	
função link		log		log		log			
família		binomial (k = 0,0921)		binomial (k = 0,0921)		binomial (k = 0,0921)			
categorias de referência: primeiro mês (jan.2004), de zero a quatro anos de idade, mulheres, titular do plano de saúde e plano pleno									
desvio padrão entre parênteses									
*significativo a 10%, ** significativo a 5%, *** significativo a 1%									

Fonte: Elaborada pelas autoras a partir de dados da Sabesprev.

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho apresenta um primeiro ensaio sobre a presença de risco moral em um contexto inovador na literatura. Investigamos se indivíduos que possuem seguro saúde têm incentivos a, diante da perda iminente da cobertura, sobreutilizar os cuidados segurados. O incentivo decorre da expectativa de uma elevação do preço monetário líquido dos cuidados na ausência do seguro. Este contexto é importante, sobretudo em situações que ocorre uma mudança na forma de acesso ao seguro, como quando da dissolução do vínculo empregatício, no caso de seguros ou planos ofertados via empregador, porque existem implicações sobre o funcionamento do mercado de trabalho.

Apresentamos uma abordagem empírica, na qual identificamos uma situação de perda da cobertura do seguro, exógena ao estado de saúde individual e antecipada pelos segurados. O seguro em questão é um plano de saúde administrado por uma autogestão do estado de São Paulo, no qual o acesso e o prêmio são vinculados ao posto de trabalho do titular do plano. Quando os titulares do plano cessam o vínculo de trabalho com o empregador, seja por aposentadoria ou por demissão, a única forma de continuarem com a cobertura do plano de saúde é via o pagamento integral das mensalidades, que até então eram subsidiadas pelo empregador. Este choque de preço determina que quase todos titulares e seus dependentes optem por se desligar do plano.

O acompanhamento mensal do uso de consultas e exames de diagnose evidenciou um aumento substancial nos meses que antecedem a saída dos beneficiários. Na análise econométrica, estimamos o modelo binomial negativo, por diferentes métodos para dados de painel. Os resultados mostraram a existência de risco moral nos dois tipos de cuidado, observamos um aumento de até 17% nas consultas médicas e de 22% nos exames de diagnose. As consultas começam a aumentar a partir do quinto mês antes da saída da carteira, com pico aos dois meses e a alta de exames se concentra entre um e dois meses antes da saída. Essa diferença mostra que o efeito da proximidade da saída é mais tardio sobre exames do que sobre consultas, reforçando a sequência típica de uso desses tipos de cuidado.

A principal contribuição desse trabalho é a mensuração do risco moral no contexto de perda de seguro. A nossa abordagem empírica é bem identificada e mostrou uma elevação importante dos gastos. A base de dados utilizada, por outro lado, é específica de um plano de saúde administrado por uma autogestão, que embora se enquadre na categoria de planos coletivos no Brasil, podem apresentar particularidades, sobretudo associadas a qualidade do posto de trabalho dos titulares, na carteira analisada, empregados são contratados via concurso público, desfrutando de plano de carreira e estabilidade.

5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALLISON, P., WATERMAN, R. P. Fixed-effects negative binomial regression Models. **Sociological Methodology**. v.32, p.247-265, 2002.
- ANDRADE, M. V., MAIA, A. C. Diferenciais de utilização do cuidado de saúde no sistema suplementar brasileiro. **Estudos Econômicos**. v.39, n.1, 2009.
- 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.
- CAMERON, A. C., TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics: methods and applications**. New York: Cambridge University Press, 2005, 1.034 p.
- CHIAPPORI, P.-A., FRANK, D., GEOFFARD, P.-Y. Moral Hazard and the Demand for Physician Services: First Lessons from a French Natural Experiment. **European Economic Review**. v. 42, p.499-511,1998.
- EHRlich, I., BECKER, G. B. Market Insurance, Self-Insurance, and Self-Protection. **Journal of Political Economy**. v. 80, n.4, p.623-648, 1972.
- FELDSTEIN, M. S. The Welfare Loss of Excessive Health Insurance. **Journal of Political Economy**. v. 81, n.1, p.251-280, 1973.
- GLIED, S. Managed Care. In: CULYER, A. J., NEWHOUSE, J. P. (Eds.). **Handbook of health economics**, v.1A. New York: Elsevier, 2001. p.708-745.
- GODDEERIS, J. H. Medical insurance, technological change, and welfare. **Economic Inquiry**. v.22, p.56-67, 1984.
- GROOTENDORST, P. A Comparison of Alternative Models of Prescription Drug Utilisation. **Health Economics**. v.4, p.183-198, 1995.
- GRUBER, J. Health Insurance and the Labor Market. In: CULYER, A. J., NEWHOUSE, J. P. (Eds.). **Handbook of health economics**, v.1A. New York: Elsevier, 2001. p.409-455.
- HAUSMAN, J., HALL, B. H., GRILICHES, Z. Econometric Models for Count Data with an Application to the Patents – R & D Relationship. **Econometrica**. v.52, p.909-938, 1984.
- HILBE, J. M. **Negative Binomial Regression**. 2nd ed. New York: Cambridge University Press, 2011.
- LIANG, K.-Y., ZEGER, S. Longitudinal Data Analysis Using Generalize Linear Models. **Biometrika**. v. 73, p.13-22, 1986.

- MANNING, W. G., MARQUIS, M. S. Health Insurance: The Trade-off Between Risk Pooling and Moral Hazard. **Journal of Health Economics**. v. 15, p.609-639, 1996.
- MEZA, D. Health Insurance and the Demand for Medical Care. **Journal of Health Economics**. v.2, p.47-54, 1983.
- MULLAHY, J. Heterogeneity, Excess Zeros, and the Structure of Count Data Models. **Journal of Applied Econometrics**. v.12, p.337-350, 1997.
- NEWHOUSE, J. P., INSURANCE EXPERIMENT GROUP. **Free For All? Lessons from the Health Insurance Experiment**. Cambridge: Harvard University Press, 1993.
- NYMAN, J. A. The Welfare Economics of Moral Hazard. **International Journal of Health Care Finance and Economics**. v.1, n.1, p.23-42, 2001.
- NYMAN, J. A. The Economics of Moral Hazard Revisited. **Journal of Health Economics**. v.17, p.811-824, 1999.
- PAULY, M. V. The Economics of Moral Hazard: Comment. **The American Economic Review**. v.58, n.3, p.531-537, jun. 1968.
- WOOLDRIDGE, J. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. London: MIT Press, 2002.
- ZWEIFEL, P., MANNING, W. G. Moral Hazard and Consumer Incentives in Health Care. In: CULYER, A. J., NEWHOUSE, J. P. (Eds.). **Handbook of health economics**, v.1A. New York: Elsevier, 2001. p.409-455.