

Ana Carolina Maia

**Ensaio sobre a demanda no setor de saúde  
suplementar brasileiro**

Belo Horizonte, MG  
UFMG/Cedeplar  
2012

Ana Carolina Maia

## **Ensaaios sobre a demanda no setor de saúde suplementar brasileiro**

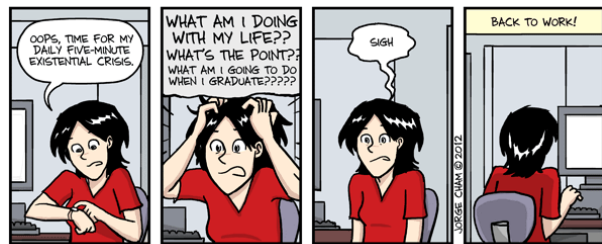
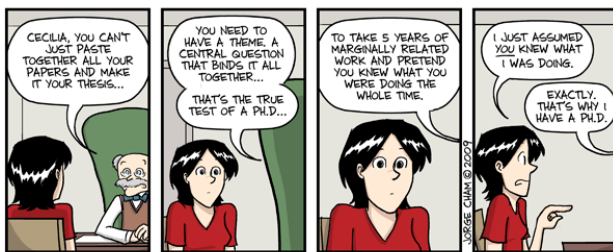
Tese apresentada ao curso de Doutorado em Economia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do título de doutora em economia.

Orientadora: Prof<sup>ª</sup> Dr<sup>ª</sup> Mônica Viegas Andrade

Co-orientadora: Prof<sup>ª</sup> Dr<sup>ª</sup> Flávia Lúcia Chein Feres

Belo Horizonte, MG  
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional  
Faculdade de Ciências Econômicas – UFMG  
2012

## Folha de Aprovação



## Agradecimentos

Neste espaço quero agradecer, sobretudo, a figura mais central e importante de todo o processo de construção da minha identidade como profissional e também da sua grande importância no equilíbrio da minha vida pessoal. Não só dedico esta tese a Mônica, como sinto uma gratidão enorme por todo seu generoso investimento na nossa amizade e no nosso trabalho. Aliás, se existe uma palavra que representa todo este cuidado, (afinal, já são 10 anos!) esta palavra se chama generosidade. Compartilhar conhecimento, experiências e preocupações são um tanto demandante para alguém já com vida tão intensa e repleta de pessoas tão queridas. A Mônica personifica o ideal de professor que se dedica, envolve, ensina, ensina, ensina ... incessantemente. Não poderia deixar de registrar o quanto gosto de assistir uma aula da Mônica, o quanto o curso de economia da saúde foi revelador para mim. Uma parte de todos estes sentimentos que me ocorrem agora talvez eu não encontre meios de registrar, mas, de qualquer forma “Obrigada Monica, tenho uma admiração enorme por você, me sinto motivada quando estou com você, honrada e privilegiada de poder contar com você na minha vida, talvez nossos celulares e computadores tenham uma proxy do quanto é prazeroso conversar por horas com você. Adoro você e te admiro profundamente!”

Além de contar com a Mônica, tive a sorte de contar com a confiança antiga que tenho pela Flávia. Eu e a Flávia compartilhamos momentos de grandes guinadas, onde a Flávia, com toda a sua calma foi um conforto para uma mente desorganizada. A segurança da Flávia foi ponto determinante para o fechamento da tese, mas suas palavras sempre me acompanharam e compuseram a minha formação. “Obrigada Flávia, adoro você e nossas conversas sobre a vida, sobre esse mundo acadêmico e tudo mais.”

Obviamente outras pessoas foram parte fundamental desse quebra-cabeça. O professor Pedro Pita que me co-orientou no primeiro artigo da tese. A Cristina Guimarães, que me atendia e me aconselhava sempre com o mesmo carinho. A Edite Mata-Machado e a Fátima Beatriz, que me incentivaram e formaram comigo uma parceria na qual pude crescer muito. A Iolanda Ramos e toda diretoria, que foram imprescindíveis na liberdade de obtenção e discussão dos dados da SABESPREV. A Pamila Siviero, que me ouviu e me aconselhou tanto na reta final. O Frederico Gonzaga, que confiou. Meus pais e família que

me entenderam e com os quais eu pude superar tantos problemas e me tornar uma pessoa melhor.

Por fim, agradeço ao fundamental arcabouço institucional: Universidade Federal de Minas Gerais, CNPq, CAPES e Universidade Feral de Alfenas.

**LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS**

ANS	Agência Nacional de Saúde Suplementar
AR	autorregressiva
Datusus	Departamento de Informática do SUS
EEG	equações de estimação generalizada ( <i>Generalized Estimating Equations</i> )
FDP	função de distribuição de probabilidade
Fipe	Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas
GLM	modelos lineares generalizados ( <i>Generalized Linear Models</i> )
INPC	Índice Nacional de Preços ao Consumidor
INSS	Instituto Nacional de Seguridade Social
IPC	Índice de Preços ao Consumidor
MLG	modelos lineares generalizados ( <i>Generalized Linear Models</i> )
Pnad	Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar
Sabesp	Companhia de Saneamento Básico do Estado de São Paulo
Sabesprev	Sabesp Previdência
Seade	Sistema Estadual de Análise de Dados
SUS	Sistema Único de Saúde
VN-M	Von Neumann-Morgenstern

## SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO .....	14
2 <i>ARTIGO 1</i> : SELEÇÃO ADVERSA E A REGULAÇÃO DO SISTEMA DE SAÚDE SUPLEMENTAR .....	19
2.1 INTRODUÇÃO .....	19
2.2 AS REGRAS DE DISCRIMINAÇÃO DE RISCO NO SETOR DE PLANOS DE SAÚDE .....	22
2.3 ABORDAGEM TEÓRICA .....	24
2.3.1 Caracterização da economia .....	24
2.3.2 Arcabouço institucional.....	26
2.3.3 Definição de equilíbrio .....	27
2.3.4 Estrutura informacional.....	27
2.3.5 Discriminação perfeita (antes da regulamentação) .....	27
2.3.6 Discriminação imperfeita (após a regulamentação).....	31
2.3.6.1 Equilíbrio sem discriminação perfeita de consumidores com dimensão da qualidade do contrato fixa .....	31
2.3.6.2 Equilíbrio sem discriminação perfeita de consumidores com dimensão da qualidade do contrato variável .....	34
2.3.7 Caracterização do setor de planos de saúde privado no Brasil .....	35
2.4 ABORDAGEM EMPÍRICA .....	40
2.4.1 Especificação dos modelos estimados.....	40
2.4.2 Método de estimação.....	42
2.5 RESULTADOS .....	44
2.5.1 Probabilidade de cobertura .....	44
2.5.2 Probabilidade de cobertura com cuidado hospitalar condicionado a ter adquirido o plano.....	46



2.6 CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	47
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	49
ANEXOS.....	51
3 <i>ARTIGO 2: RISCO MORAL NO CONTEXTO DE PERDA DA COBERTURA DE SEGURO</i> .....	61
3.1 INTRODUÇÃO .....	61
3.2 MARCO INSTITUCIONAL.....	65
3.3 METODOLOGIA E BASE DE DADOS.....	69
3.3.1 Base de dados.....	69
3.3.2 Estratégia empírica.....	71
3.3.3 Binomial negativo .....	74
3.3.4 Método de estimação.....	76
3.3.4.1 Equações de estimação generalizada.....	77
3.3.4.2 Modelo de efeito aleatório .....	78
3.4 RESULTADOS .....	79
3.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	87
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	89
4 <i>ARTIGO 3: ESTUDO LONGITUDINAL DO EFEITO DA IDADE E TEMPO ATÉ A MORTE EM GASTOS COM SAÚDE</i> .....	91
4.1 INTRODUÇÃO .....	91
4.2 BASE DE DADOS E METODOLOGIA.....	94
4.2.1 Base de dados e tratamento das informações .....	94
4.2.2 Método de estimação.....	100
4.2.3 Estratégia empírica .....	102
4.3 RESULTADOS .....	104
4.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	112
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	113

5 CONCLUSÃO.....	116
------------------	-----

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

GRÁFICO 2.1 – Equilíbrio tipo 1: os dois tipos de indivíduo decidem comprar cobertura completa (CC) de seguro privado.....	28
GRÁFICO 2.2 – Equilíbrio tipo 2: só os indivíduos de risco baixo decidem comprar o contrato [ $\alpha^*$ ], e os indivíduos de risco alto decidem receber tratamento do sistema público .....	30
GRÁFICO 2.3 – Equilíbrio tipo 3: todos os indivíduos recebem tratamento do sistema público .....	30
GRÁFICO 2.4 – Equilíbrio com subsídio cruzado.....	33
TABELA 2.1 – Cobertura privada de plano de saúde (%) – Brasil, 1998, 2003 e 2008.....	35
TABELA 2.2 – Distribuição dos indivíduos com cobertura de plano de saúde segundo adesão (%) – Brasil, 1998, 2003 e 2008.....	36
TABELA 2.3 – Cobertura privada de plano de saúde, planos de adesão própria ou coletiva por grupo etário (%) – Brasil, 1998, 2003 e 2008 .....	37
TABELA 2.4 – Distribuição etária da carteira de beneficiários segundo adesão (%) – Brasil, 1998, 2003 e 2008.....	37
TABELA 2.5 – Distribuição das adesões a planos ambulatoriais e planos hospitalares por grupo etário e ano – população com plano privado por adesão própria (%) – Brasil, 1998, 2003 e 2008.....	38
TABELA 2.6 – Distribuição das adesões a planos ambulatoriais e planos hospitalares por grupo etário e ano – população com plano coletivo (%) – Brasil, 1998, 2003 e 2008.....	39
QUADRO 2.1 – Descrição das variáveis de controle do modelo .....	41
TABELA 2.7 – Probabilidade de adquirir plano de saúde individual segundo grupos etários para 1998 e simulação para 2003 e 2008 – Brasil .....	45

TABELA 2.8 – Probabilidade de adquirir plano de saúde coletivo por adesão segundo grupos etários para 1998 e simulação para 2003 e 2008 – Brasil .....	46
TABELA 2.9 – Probabilidade de adquirir plano de saúde com cobertura hospitalar tendo adquirido plano por adesão própria segundo grupos etários para 1998 e simulação para 2003 e 2008 – Brasil .....	47
TABELA 3.1 – Composição da carteira de beneficiários por motivo do desligamento – 2004-2008 .....	72
TABELA 3.2 – Evolução do número de saídas por demissão do titular .....	72
QUADRO 3.1 – Definição das variáveis explicativas.....	74
TABELA 3.3 – Estatística descritiva dos beneficiários segundo situação na carteira .....	80
FIGURA 3.1 – Comportamento dos indicadores de utilização segundo o número de meses restantes para a saída da cobertura.....	81
TABELA 3.4 – Estimativa da semielasticidade das consultas médicas .....	84
TABELA 3.5 – Estimativa da semielasticidade dos exames de diagnose .....	86
GRÁFICO 4.1 – Gasto médio anual segundo número de anos até a morte 2004-2009 – carteira Sabesprev .....	98
TABELA 4.1 – Estatística descritiva segundo <i>status</i> de sobrevivência 2004-2006 – carteira Sabesprev selecionada .....	98
GRÁFICO 4.2 – Gasto acumulado em 2005 – carteira Sabesprev selecionada.....	101
QUADRO 4.1 – Definição das variáveis explicativas.....	106
QUADRO 4.2 – Variáveis usadas em cada modelo .....	107
TABELA 4.2 – Resultados da regressão de gasto por EEG com estrutura de correlação autorregressiva de primeira ordem.....	110
TABELA 4.3 – Resultados da regressão de gasto por EEG com estrutura de correlação permutável .....	111
GRÁFICO 4.3 – Gasto segundo idade, por <i>status</i> de sobrevivência.....	112
GRÁFICO 4.4 – Gasto segundo idade, por sexo – sobreviventes.....	113
GRÁFICO 4.5 – Gasto segundo idade, por sexo – não sobreviventes .....	113

## RESUMO

Esta tese é constituída de três ensaios que versam sobre diferentes características da demanda por saúde no Brasil. No primeiro artigo, “Seleção adversa e a regulamentação do setor de saúde suplementar” investigamos o comportamento da demanda por planos de saúde no setor suplementar pós regulamentação, avaliando se as medidas de padronização de cobertura, associadas às regras de precificação intensificaram a seleção adversa nesse mercado. Do ponto de vista teórico, mostramos que, diante de restrições de apreçamento, é possível a existência de um equilíbrio com subsídio cruzado, desde que não haja manipulação da qualidade dos contratos. Se a manipulação for possível, o subsídio não se mantém e a manipulação é uma forma de compensar as restrições de apreçamento. Empiricamente, não observamos intensificação da seleção adversa de consumidores no mercado pós-regulamentação, indicando que, ou o subsídio está se estabelecendo nesse mercado, ou seguradoras estão usando algum artifício para distorcer a qualidade dos contratos. O segundo artigo, intitulado “Risco moral no contexto de perda de cobertura de seguro” apresenta evidências da existência de risco moral decorrente de mudanças no comportamento dos consumidores em um contexto inovador na literatura. A hipótese é de que consumidores, diante da antecipação da perda do seguro têm incentivos para usar serviços de assistência à 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, 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. Nos seis meses que antecedem a perda da cobertura, ocorre um aumento de até 17% nas consultas médicas e de 22% nos exames de diagnóstico. No terceiro artigo, “Estudo longitudinal do efeito da idade e tempo até a morte em gastos com saúde no Brasil”, analisamos os determinantes dos gastos individuais com saúde. A população avaliada é constituída de indivíduos com mais de 40 anos de idade, beneficiários de um plano de saúde, cujos gastos foram acompanhados longitudinalmente durante 6 anos. O acompanhamento nos permitiu observar os eventos de morte e, retrospectivamente, calcular o tempo de vida restante para a fração da população não sobrevivente. A incorporação de tempo até a morte é fundamental, sobretudo em estudos com propósito de projetar gastos futuros com saúde. Os resultados mostraram que a proximidade da morte tem um efeito importante sobre os gastos, chegando a um efeito marginal de 430% no ano da morte. Nas variáveis demográficas, chamou atenção a importante diferença de gasto entre homens e mulheres, que fica evidenciado com a incorporação das variáveis associadas a morte. Em média, homens têm um gasto inferior ao das mulheres. Homens não sobreviventes, entretanto, apresentam um gasto mais elevado.

---

**Palavras-chave:** economia da saúde, sistema de saúde suplementar, seleção adversa, risco moral, tempo até a morte.

## ABSTRACT

This dissertation consists of three essays about different kinds of demand for health care in the Brazilian private setting. The article “Adverse selection and regulation of the private health sector in Brazil” investigates if a premium regulation in private sector intensified the adverse selection of consumers. The results showed that, from a theoretical point of view, if there is no manipulation of the quality of healthcare, equilibrium with cross-subsidy is possible; with manipulation, insurers can distort the contracts to adjust the risk. Empirically, we didn’t observe intensification of adverse selection in the private health insurance market post-regulation, indicating that or there is equilibrium with cross-subsidy or insurers are distorting the quality of the contracts. The paper entitled “Moral hazard and loss of health insurance” tests the existence of moral hazard arising from changes in consumer behavior in a new context of the literature: imminent loss of health insurance coverage. The hypothesis is that consumers, faced with the anticipation to lose health insurance have incentives to use more healthcare services. Our results showed the existence of moral hazard in the five last months prior the loss of insurance for two types of health care: medical visits and diagnostic tests. Finally, the article “Effects of age and time to death on medical care expenditure: a Brazilian longitudinal study” presents an empirical model of healthcare expenditure that incorporates time until death. We observed that time to death is important not only to distinguish survivors and decedents, but also for differences between women and men.

---

**Key words:** health economics; private health sector; adverse selection; moral hazard; time to death.

# 1 INTRODUÇÃO

A saúde e a assistência a saúde emergiram no cenário brasileiro como área prioritária desde o marco constitucional de 1988, que estabeleceu o setor público como financiador de um sistema de saúde nacional, e reconheceu a atuação privada de forma suplementar, resultando em um sistema misto de saúde da forma como conhecemos nos dias de hoje. A importância econômica do setor saúde é resultado tanto da participação significativa do setor na economia, quanto das questões que emergem das particularidades do mercado. A literatura internacional apresenta um desenvolvimento substancial na área desde a década 1960, quando economias mais desenvolvidas já vinham formalizando algum tipo de política que garantisse o acesso da população a saúde. As políticas são motivadas, sobretudo, pela consideração dos bens e serviços de saúde como meritórios, uma vez que a saúde afeta bem-estar individual e capacidade produtiva. Atualmente todas economias dispõem de algum arranjo capaz de oferecer assistência a saúde para a população, desse modo, entender de que forma indivíduos e provedores influenciam a demanda é fundamental.

Do ponto de vista do ambiente de mercado, o prêmio Nobel Kenneth Arrow, em 1963, sistematizou as características do mercado de assistência e enfatizou a forte presença da incerteza nesse mercado. A presença do risco, associado a um ambiente de incerteza justificaria a ausência de um mercado de seguro saúde completo, capaz de cobrir todos os riscos associados a assistência a saúde, sugerindo inclusive alguma atuação do governo no setor. A incerteza está presente no lado da demanda na medida que consumidores são incertos quanto ao seu próprio estado de saúde e quanto a quantidade de assistência necessária para restabelecê-lo, resultando, em uma demanda individual irregular ao longo do tempo. Segundo Arrow, em parte, a incerteza está associada e pode ser atribuída aos problemas de informação entre os agentes nesse mercado. Em arranjos de seguro saúde, independente da estrutura de propriedade associada ao provimento e financiamento, destacam-se os problemas de risco moral e de seleção adversa. O risco moral decorre da assimetria de informação entre segurador e segurado e entre segurador e provedor. No primeiro caso, segurados tendem a usar com mais intensidade a assistência a saúde, visto que o custo marginal é zero ou próximo de zero. Na relação entre segurador e provedores,

estes podem também induzir um maior uso da assistência, seja para garantir maior remuneração, seja para auferir ganhos de reputação. Nas duas situações, o segurador não detém ou detém um menor nível informação sobre a necessidade de uso. A seleção adversa ocorre quando existem restrições para a discriminação dos tipos de risco por parte do segurador, se informacionais, estas restrições significam o segurador detém menos conhecimento que o segurado sobre o tipo de risco individual, limitando a capacidade do seguro de precificar e compartilhar adequadamente os riscos.

Especificamente em relação ao entendimento melhor das demandas por serviços de saúde, o trabalho seminal de Grossman de 1972 foi o primeiro modelo a descrever com propriedade o funcionamento da demanda individual tendo como arcabouço a teoria do capital humano. O primeiro princípio que a difere da abordagem econômica tradicional é de que a assistência a saúde é uma demanda derivada, consumidores demandam bens e serviços de saúde como insumo para a produção de saúde, que requer, além da assistência, esforço e alocação de tempo por parte do consumidor. Além disso, saúde é interpretada como um estoque, podendo ser analisada como um bem de consumo ou bem de capital. Como bem de consumo, a saúde faz com que as pessoas se sintam melhores, e como bem de investimento, a saúde diminui os dias de incapacidade para o trabalho, afetando, conseqüentemente a geração de renda. Ao longo do ciclo de vida, o estoque de saúde pode se depreciar mais rapidamente em determinados períodos que outros, demandando maiores níveis de gasto para repor o estado de saúde. Dois tipos de choque estão presentes, o choque aleatório no estado de saúde, que independe da fase do ciclo de vida, e o choque derivado da perda sistemática de saúde, fortemente associado ao processo de envelhecimento individual.

Esta tese aborda a temática da demanda, incorporando tanto o contexto do mercado, como os determinantes do modelo de Grossman para fundamentar a demanda individual por assistência a saúde no Brasil e está organizada em três artigos autocontidos. Os dois primeiros artigos tratam dos temas clássicos decorrentes da informação assimétrica e presentes em um contrato de seguro de assistência a saúde, seleção adversa e risco moral. O terceiro analisa a demanda individual por assistência a saúde, discutindo a incorporação de componentes do ciclo de vida em um modelo de gasto com assistência. Embora o arcabouço básico da demanda por saúde e assistência a saúde tenha mais de quarenta anos, o mercado é repleto de arranjos de provimento e financiamento diferenciados com incorporação constante de novas tecnologias, renovando constantemente a temática da

demanda a partir de diferentes experiências. Concomitante ao dinamismo do mercado, o envelhecimento populacional, vivenciado ao redor do mundo, é frequentemente reportado como fator preocupante da sustentabilidade financeira do setor.

O primeiro artigo da tese denomina-se “Seleção adversa e a regulamentação do setor de saúde suplementar” e foi elaborado em co-autoria com o professor Pedro Pita Barros da Universidade Nova de Lisboa durante o estágio de doutorado sanduíche no primeiro semestre de 2009. No artigo, investigamos o impacto da regulamentação do setor de saúde suplementar brasileiro sobre a seleção adversa de consumidores no mercado. O marco regulatório do setor de planos de saúde no Brasil se deu em 1998 com a criação da lei n.9656/1998, seguido da criação da Agência Nacional de Saúde Suplementar, em 2000. Para avaliar os efeitos da regulamentação sobre a demanda de planos de saúde, desenvolvemos uma abordagem empírica, com dados da PNAD de 1998, 2003 e 2008, e teórica sobre os efeitos da regulamentação no que tange a duas medidas específicas: padronização da cobertura dos contratos ofertados pelas operadoras e determinação de uma regra de precificação que estabelece restrições a discriminação completa dos indivíduos segundo atributos de risco. A abordagem teórica do trabalho mostrou que é possível equilibrar o subsídio entre diferentes grupos de risco, desde que o segurador não possa manipular a qualidade dos contratos ofertados. Já num ambiente com possibilidade de diferenciação dos contratos pela qualidade, o equilíbrio com subsídio não se mantém, e as seguradoras manipulam os contratos como forma de compensar as restrições de apreamento. Na simulação empírica, os resultados sugerem que a seleção adversa de consumidores no mercado pós-regulamentação não aumentou, e isso pode ser interpretado como um indício de que o subsídio esteja se estabelecendo nesse mercado ou, partindo do segundo resultado teórico, de que as seguradoras estejam usando algum artifício para distorcer a qualidade dos contratos. Na primeira situação, o envelhecimento acelerado da população brasileira pode comprometer esse esquema, na medida em que se alterem significativamente as proporções de jovens e de idosos. Na segunda situação, as seguradoras estariam piorando o cuidado para os usuários com maior risco, o que significa que estes estariam com cobertura pública e possivelmente a seleção adversa se verificaria no sentido do setor público.

O segundo artigo da tese, intitulado “Risco moral no contexto de perda de cobertura de seguro” testa a existência de risco moral decorrente de mudanças no comportamento dos consumidores em um contexto inovador na literatura. A hipótese testada no trabalho é de



que, consumidores, diante da antecipação da perda do seguro 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.

No terceiro artigo, “Estudo longitudinal do efeito da idade e tempo até a morte em gastos com saúde no Brasil”, analisamos os determinantes dos gastos individuais com saúde. A população avaliada é constituída de indivíduos com mais de 40 anos de idade, beneficiários da mesma carteira de planos usado no artigo 2, cujos gastos com saúde foram acompanhados longitudinalmente durante 6 anos. O acompanhamento nos permitiu observar os eventos de morte nessa população e retrospectivamente, calcular o tempo de vida restante para a fração da população não sobrevivente. A separação dos gastos entre sobreviventes e não sobreviventes, tendo em vista o efeito significativo da distancia até a morte sobre gastos tem sido amplamente discutido na literatura da última década em função da sua importância para projeções de gastos com saúde, a partir das mudanças demográficas da população. Como as taxas de mortalidade específicas por idade têm se alterado ao longo do tempo, é fundamental que perfis de gasto por idade projetados incorporem os ganhos de longevidade. Os resultados mostraram que a proximidade da morte tem um efeito importante sobre os gastos. O aumento de gasto é observado desde 3 anos antes da morte, chegando a um efeito marginal de até 430% no ano da morte. Com relação a atributos demográficos, chamou atenção a importante diferença de gasto entre homens e mulheres, que fica evidenciado quando incorporamos o grupo de variáveis associadas a morte. Em média, homens têm um gasto inferior ao das mulheres. Homens não sobreviventes, entretanto, apresentam um gasto mais elevado.

Com os três artigos, damos continuidade a linha de pesquisa sobre o setor de saúde suplementar e microeconomia aplicada, voltada para a análise das características do mercado de assistência a saúde no Brasil.

## 2 ARTIGO 1: SELEÇÃO ADVERSA E A REGULAÇÃO DO SISTEMA DE SAÚDE SUPLEMENTAR

### 2.1 INTRODUÇÃO

Na literatura sobre economia da saúde, a seleção adversa e suas implicações no mercado de seguros têm sido relevantes desde a publicação do texto seminal de Rothschild e Stiglitz (1976). A seleção adversa ocorre quando o principal não pode oferecer um contrato para cada tipo de agente, num ambiente de assimetria informacional. Essa assimetria pode dever-se a restrições legais ao uso das informações para discriminar os tipos, como também à limitação do conhecimento entre as partes. Do ponto de vista teórico, a seleção adversa resulta em perdas de bem-estar social decorrentes da cobertura incompleta ou mesmo da exclusão de determinados grupos de risco da população (Wilson, 1977; Finkelstein, 2004).

Empiricamente, as evidências sugerem que, de fato, a seleção adversa é um fenômeno importante no mercado de seguro saúde privado (Barrett, Conlon, 2003) (Neudeck, Podczech, 1996). Em arranjos institucionais em que há seguro privado, o problema da seleção adversa tende a ser mais importante, o que justifica intervenções que variam desde o estabelecimento de um sistema de saúde com financiamento totalmente público a um seguro saúde privado compulsório (Joumard, Chantal, 2010). Na Holanda, por exemplo, o seguro saúde é compulsório e oferecido por seguradoras privadas a um prêmio *community rating*, além dos prêmios e das contribuições baseadas na renda, administradas pelo Risk Equalization Fund, que compensa as seguradoras com carteiras de risco mais elevado (Van de Ven, Schut, 2008).

No Brasil, o financiamento do cuidado de saúde é misto, e, embora o setor público ofereça cobertura universal e integral, cerca de 25% da população opta por adquirir alguma forma de cobertura por meio de seguro privado. Esse mercado passou a ser regulado em 1998, pela Lei n. 9.656, e, em 2000, foi criada a Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS).

Entre os mecanismos regulatórios adotados no Brasil chamamos atenção para a proposição de duas medidas específicas: a regra de apreçamento e a padronização do desenho de contratos mínimos. A regra de apreçamento discrimina, para dada cobertura contratual, o prêmio de risco apenas segundo o critério de grupos de idade e fixa uma razão máxima entre os prêmios do primeiro e do último grupo etário. Para padronizar os contratos, instituiu-se o plano de referência obrigatório para todas as operadoras, e seu rol de procedimentos é definido periodicamente pela Agência. Os demais planos constituem segmentos do plano de referência e não são de oferta obrigatória.

Esse conjunto de medidas pode acirrar problema de seleção adversa no mercado privado de planos de saúde, sobretudo num cenário de envelhecimento populacional como o que o Brasil vem experimentando. Ao determinar essa regra de apreçamento, a regulação propõe um subsídio implícito entre e intra os grupos etários, forçando um caráter mutualista no sistema. Nesse caso, pode ser que os indivíduos mais jovens e, portanto, de risco mais baixo, optem por não ter cobertura privada, resultando em maior participação dos grupos etários mais velhos na carteira de segurados dos planos privados. Esse movimento depende da forma de adesão dos indivíduos aos planos de saúde privados, que pode ser coletiva (através de pessoa jurídica) ou própria (individual ou familiar). Na adesão coletiva, em geral, já está implícito um esquema de subsídios intergrupos de risco, de modo que a seleção adversa decorrente dos mecanismos propostos pela Agência seria atenuada. Além disso, é importante mencionar que o cumprimento da regra de apreçamento é obrigatório apenas para os planos de adesão própria, caso no qual a compra é familiar e os indivíduos são mais propensos a aceitar um esquema de subsídio intergeracional.

Neste trabalho, analisamos como a regulamentação tem afetado as decisões de compra de planos privados de saúde e a escolha de tipo de cobertura no Brasil. Na abordagem teórica, propomos um modelo de decisão individual em que o espaço de contratos é restrito pelas regras de apreçamento e padronização propostas pela ANS. No exercício empírico, a partir de uma estimação contrafactual, analisamos como a regulamentação tem alterado a distribuição dos beneficiários segundo os grupos de risco, mantendo fixas as características da população. Utilizamos informações provenientes da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (Pnad) relativas aos anos de 1998, 2003 e 2008, que apresentam o suplemento de saúde.

Este trabalho contribui para a literatura na medida em que apresenta resultados de uma política de subsídio cruzado no equilíbrio de um mercado privado de seguros.

A abordagem teórica do trabalho mostrou que é possível equilibrar o subsídio entre os grupos de risco, desde que a seguradora não possa manipular a qualidade dos contratos. Isso depende da proporção entre os grupos de risco, da qualidade do setor público e do quão distante a regra de apreçamento está da razão entre os riscos. Já num ambiente com possibilidade de diferenciação dos contratos pela qualidade, o equilíbrio com subsídio não se mantém, e as seguradoras manipulam os contratos como forma de compensar as restrições de apreçamento. Na abordagem empírica, os resultados sugerem que a seleção adversa de consumidores no mercado não aumentou, e isso pode ser interpretado como um indício de que o subsídio esteja se estabelecendo nesse mercado ou, partindo do segundo resultado teórico, de que as seguradoras estejam usando algum artifício para distorcer a qualidade dos contratos. Na primeira situação, o envelhecimento acelerado da população brasileira pode comprometer esse esquema, na medida em que se alterem significativamente as proporções de jovens e de idosos. Na segunda situação, as seguradoras estariam piorando o cuidado para os usuários com maior risco, o que significa que estes estariam com cobertura pública e possivelmente a seleção adversa se verificaria no sentido do setor público.

Aliada aos incentivos de acreditação e à melhora dos sistemas de informação das seguradoras, a recente introdução do programa de qualificação das operadoras promovida pela ANS tem possibilitado à agência regulatória uma melhora do monitoramento dos contratos, o que tende a reduzir a possibilidade de distorção da dimensão de qualidade, sobretudo no médio prazo.

## **2.2 AS REGRAS DE DISCRIMINAÇÃO DE RISCO NO SETOR DE PLANOS DE SAÚDE**

No Brasil, mesmo com o arranjo de sistema público universal e integral, um quarto da população opta pela duplicidade de cobertura, adquirindo planos e seguros de saúde privados. Essa fatia da população corresponde a quase 50 milhões de indivíduos segundo informações da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar de 2008, caracterizando-se como o segundo maior mercado de planos e seguros de saúde, atrás apenas do estadunidense.

Desde a Constituição de 1988, a saúde suplementar brasileira é entendida como um setor a ser regulado pelo Estado; entretanto, só dez anos mais tarde foram promulgadas a Lei n. 9.656/1998 e a MP n. 1.665/1998, de regulação do setor, criando-se a ANS em 2000. No Brasil, essa regulação atua sobre a atividade econômica das operadoras de planos de saúde, com foco em suas condições de solvência, e na assistência à saúde, por meio da regulamentação dos contratos oferecidos.

Os planos de saúde anteriores à Lei n. 9656/1998 tiveram sua comercialização proibida, e os contratos firmados a partir dessa data devem passar necessariamente pelo crivo da ANS, que exige registro e aprovação adequados à nova legislação. Mesmo os contratos antigos obtiveram algumas garantias: não podem ser rescindidos unilateralmente pela operadora, as internações não podem ser encerradas, a não ser por alta médica, e as mensalidades dos planos individuais ou familiares só podem ser aumentadas com autorização expressa da ANS (ANS).

Esta subseção descreve os mecanismos de discriminação de risco introduzidos na regulamentação do setor de planos privados no Brasil. Neste trabalho, destacamos duas medidas da Lei n. 9.656: o critério de precificação do prêmio de risco (regra de apreçamento) e a padronização do desenho de contratos mínimo, que segmenta a cobertura pelo estabelecimento de um rol de procedimentos de oferta obrigatória.

A primeira medida, vigente para planos de adesão própria, estipula que os prêmios de um contrato podem variar apenas segundo faixas etárias predeterminadas. Em 2008, vigoravam as seguintes: até 18 anos, de 19 a 23 anos, de 24 a 28 anos, de 29 a 33 anos, de 34 a 38 anos, de 39 a 43 anos, de 44 a 48 anos, de 49 a 53 anos, de 54 a 58 anos e 59 anos e mais. Além da definição dos grupos etários, a regulamentação estabelece regras para a

variação dos prêmios: a razão entre o prêmio de risco da primeira e da última faixa não pode ser superior a seis, e a variação acumulada entre a sétima e a décima faixa não pode ser superior à variação acumulada entre a primeira e a sétima.

A segunda medida diz respeito à padronização do desenho dos benefícios. Na classificação de segmentos de cobertura, a regulamentação inclui uma categoria de referência de oferta obrigatória pelas operadoras. Para cada segmento, define um rol de procedimentos mínimo, sujeito a atualizações a cada dois anos pela ANS. A padronização tem vantagens e desvantagens. Entre os aspectos favoráveis, destaca-se a redução do problema de informação entre o consumidor e a operadora em relação ao contrato de serviços, pois o primeiro nem sempre consegue avaliar se o rol de procedimentos proposto no contrato é adequado a seus possíveis problemas de saúde. Outro aspecto favorável é o compartilhamento de risco, uma vez que é compulsória a inclusão de alguns procedimentos. A desvantagem é a redução das possibilidades de oferta de um contrato ajustado à necessidade do consumidor, e esse não ajustamento pode distorcer as decisões de compra de plano. Por exemplo, no caso de um rol de benefícios extensivo, os indivíduos podem escolher não contratar cobertura privada, seja por restrição orçamentária ativa ou por expectativa de não utilização de algum serviço adicional definido no rol de procedimentos.

Esses dispositivos são complementares na medida em que regulam os critérios de discriminação adotados pelas operadoras no Brasil: idade e rol de procedimentos. Diante da impossibilidade de discriminar os indivíduos por tipo de risco, as operadoras podem desenhar os contratos de modo que os tipos de indivíduos se autosselecionem.

O objetivo implícito nessas medidas combinadas é estabelecer uma política de subsídio cruzado entre os diferentes grupos de risco, e a fragilidade dessa política é o acirramento da seleção adversa. No contexto da regulação, a intensidade da seleção está associada a três aspectos: heterogeneidade intragrupos etários, heterogeneidade intergrupos etários e possibilidade de manipulação do desenho dos contratos. Primeiro, se dentro do mesmo grupo etário o risco for muito heterogêneo, alguns indivíduos podem sair do *pool* por não se disporem a arcar com prêmio superior ao risco esperado. Segundo, se a razão de prêmios não refletir a razão de risco entre os grupos extremos, os de menor risco podem optar por sair do sistema. O terceiro aspecto se refere à capacidade de a padronização impedir a manipulação do desenho de contratos pelas operadoras.

## 2.3 ABORDAGEM TEÓRICA

Na abordagem teórica, investigamos os possíveis efeitos das medidas de padronização de benefícios e da imposição do mecanismo de ajustamento de risco segundo o critério etário, com o estabelecimento de uma razão entre os prêmios cobrados dos grupos etários extremos.

### 2.3.1 Caracterização da economia

Suponhamos uma economia com dois tipos de indivíduos indexados por  $t$ , os de risco alto,  $A$ , e os de risco baixo,  $B$ . Cada tipo representa uma fração da população e tem um contínuo de indivíduos, sendo  $\theta_A$  a fração dos de alto risco e  $\theta_B$  a fração dos de baixo risco. Cada tipo de indivíduo pode ter dois estados da natureza: estado saudável, com probabilidade  $\pi_t$ , e estado doente, com probabilidade  $(1 - \pi_t)$ , com  $(1 - \pi_A) > (1 - \pi_B)$ . Os indivíduos têm dotação  $W_1$ , que corresponde à dotação líquida de impostos. Se os indivíduos ficam doentes, ocorre uma perda, e a renda nesse estado é dada por  $w_1 - B$ . No estado saudável, os indivíduos permanecem com a dotação original.

Os indivíduos são avessos ao risco com função utilidade do tipo VN-M e estão diante de uma loteria monetária, na qual decidem sobre a compra de um contrato de seguro que lhes permite suavizar o fluxo de consumo entre os dois estados da natureza. Cada indivíduo pode comprar apenas um contrato de seguro.

O contrato oferecido é um vetor  $[\alpha]$ , com as seguintes entradas: prêmio de risco ( $\alpha'_1$ ), segmento de cobertura ( $\alpha'_2$ ) e qualidade ( $\alpha'_3$ ), a qual varia no intervalo  $(0,1]$ . Se ocorrer doença, os indivíduos recebem  $B(\alpha'_2, \alpha'_3)$ , que corresponde a um valor monetário a ser transferido pela seguradora.  $B(\alpha'_2, \alpha'_3)$  é uma função monotônica crescente da quantidade e da qualidade dos procedimentos segurados.



O sistema de saúde é misto, de modo que os agentes podem decidir por não comprar plano de saúde, recebendo apenas cuidado público.<sup>1</sup> A qualidade e a quantidade de oferta do cuidado nos setores público e suplementar são diferentes. Para receber cuidado público, os indivíduos têm custo de acesso, e nem todos os procedimentos disponíveis no sistema privado estão disponíveis no sistema público. Um tratamento no sistema público pode impor ao indivíduo restrições na oferta de trabalho em decorrência de custos de transação para a realização do tratamento e da existência de filas de espera. Denotamos  $w_2^G$  a dotação orçamentária quando estão doentes e recebem tratamento no sistema público, sendo  $w_2^G = \eta w_1$ , com  $\eta \in (0, 1]$ . Nesse  $\eta \in (0, 1]$  caso, sua dotação estará reduzida de uma fração  $(1 - \eta)$ . Essa fração contabiliza a desutilidade do tempo de espera para a realização do tratamento e a redução da oferta de trabalho dos indivíduos. Assim, quanto maior a oferta e melhor a qualidade do sistema público de saúde, mais próximo de 1 estará o parâmetro  $\eta$ . O nível de utilidade auferido no sistema público corresponde a uma restrição de participação dos indivíduos no sistema de saúde suplementar.

Os indivíduos decidem comprar o contrato  $[\alpha]$  somente se a utilidade esperada com seguro for igual ou superior à utilidade que auferem com o tratamento público, isto é:

$$U_t(\alpha) \geq \bar{U}_t, \text{ onde}$$

$$U_t(\alpha) = \pi_t U(w_1 - \alpha_1^t) + (1 - \pi_t) U(w_1 - \alpha_1^t - \bar{B} + B(\alpha_2^t, \alpha_3^t))$$

$$\bar{U}_t = \pi_t U(w_1) + (1 - \pi_t) U(w_2^G)$$

Definimos o contrato  $[\alpha^*] = (\alpha_1^t, \alpha_2^t, \alpha_3^t)$  como o que oferece a quantidade e a qualidade de cobertura máximas para ambos os tipos, ou seja, capazes de fazer  $\bar{B} = B(\alpha_2^t, \alpha_3^t)$ .

Suponhamos um mercado competitivo com um número  $I$  de firmas seguradoras, sendo  $I > 1$ . As seguradoras são supostamente neutras quanto ao risco e oferecem contratos de seguro saúde para os indivíduos de modo a maximizar o lucro esperado, cobrando  $\alpha_1^t$  em todos os estados da natureza e transferindo o direito a cobertura de serviços de acordo com

---

<sup>1</sup> Supomos aqui que os indivíduos que compram seguro privado não usam o sistema público.

o contrato escolhido.

### 2.3.2 Arcabouço institucional

O governo, que é o agente regulador, adota as seguintes medidas:

- 1) Padronização da cobertura a ser oferecida: definição dos segmentos de cobertura incluindo um segmento denominado “referência”, de oferta obrigatória e que abrange todos os procedimentos passíveis de ser utilizados pelos indivíduos. O segmento “referência” ( $\alpha_2^*$ ) restabelece completamente o estado de saúde do indivíduo (seguro completo).
- 2) Determinação de uma regra de precificação: os prêmios em cada contrato podem variar apenas conforme os grupos etários determinados pelo regulador e devem obedecer a uma razão máxima entre os grupos etários extremos de forma que:<sup>2</sup>

$$\alpha_1^A \leq R \alpha_1^B$$

Com  $R$  descrevendo a razão máxima,  $\alpha_1^A$  descrevendo o prêmio de risco dos indivíduos de alto risco e  $\alpha_1^B$ , o prêmio de risco dos indivíduos de baixo risco. Se essa restrição está ativa, significa que  $(1 - \pi_A) > R (1 - \pi_B)$ , ou seja, não é possível oferecer um contrato cobrando um prêmio atuarialmente justo para os dois tipos de indivíduo.

---

<sup>2</sup> Na regulamentação, o prêmio de risco do indivíduo de risco alto deve ser, no máximo, seis vezes o valor do prêmio de risco dos indivíduos de risco mais baixo. No modelo, tratamos essa regra de forma genérica.

### 2.3.3 Definição de equilíbrio

Nessa economia, há um equilíbrio de Nash, que é um vetor de contratos oferecidos pelas firmas e a alocação de consumidores nesses contratos consistente com o comportamento maximizador dos consumidores e das firmas. Uma decorrência direta dessa definição é que nenhum contrato de equilíbrio pode gerar lucro negativo.

### 2.3.4 Estrutura informacional

Nessa economia, a fonte de assimetria informacional é a instituição das regras de precificação e padronização impostas pelo agente regulador, que impedem as firmas de discriminarem os tipos de indivíduos.

### 2.3.5 Discriminação perfeita (antes da regulamentação)

No caso de discriminação perfeita, quando os indivíduos decidem comprar seguro privado, as seguradoras oferecem contratos para cada tipo na economia cobrando um prêmio de risco atuarialmente justo. O resultado é o tradicional na literatura de seguros, salvo que a restrição de participação deve ser satisfeita, isto é, a utilidade esperada de receber tratamento público tem que ser menor do que a de receber tratamento no sistema privado.

**proposição 1:** No caso de discriminação perfeita dos agentes e supondo prêmio de risco atuarialmente justo, existem pelo menos três tipos de equilíbrio possíveis no sistema de saúde misto:

- equilíbrio tipo 1: todos os indivíduos compram contrato  $[\alpha^*]$ ;  $\alpha^* = [(1 - \pi_l)\bar{B}, \alpha_2^*, \alpha_3^*]$
- equilíbrio tipo 2: só os indivíduos de risco baixo compram contrato  $[\alpha^*]$ , e os indivíduos de risco alto decidem receber tratamento do sistema público;
- equilíbrio tipo 3: todos os indivíduos recebem tratamento do sistema público.

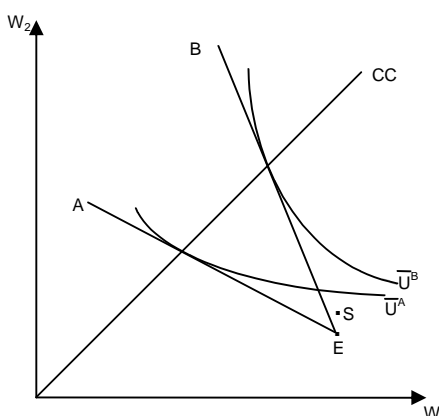
#### Demonstração

**equilíbrio tipo 1:** todos os indivíduos compram contrato  $[\alpha^*]$

Os indivíduos firmam contrato  $[\alpha^*]$  se a utilidade esperada for superior à de receber cuidado do seguro público. Assim, para que haja esse equilíbrio, basta que, para dada probabilidade de o indivíduo ficar doente, o nível de qualidade do setor público seja tal que ambos os tipos de indivíduo decidam comprar seguro privado.

Por contradição, suponhamos que exista um equilíbrio no qual as firmas oferecem contratos atuarialmente injustos. No ambiente de concorrência, sempre haverá uma firma entrante que oferecerá um contrato com prêmios atuarialmente justos, de modo que os indivíduos escolhem o contrato  $[\alpha^*]$ . O gráfico 2.1 ilustra o equilíbrio tipo 1.

**GRÁFICO 2.1 – Equilíbrio tipo 1: os dois tipos de indivíduo decidem comprar cobertura completa (CC) de seguro privado**



fonte: Elaboração própria.

**equilíbrio tipo 2:** só os indivíduos de risco baixo decidem comprar o contrato  $[\alpha^*]$ , e os indivíduos de risco alto decidem receber tratamento do sistema público

Para demonstrar que esse equilíbrio é possível, é necessário e suficiente mostrar que essas duas desigualdades podem ocorrer ao mesmo tempo:

$$U_B \left( w_1 - \alpha_1^B - \bar{B} + B(\alpha_2^* \cdot \alpha_3^*) \right) - \bar{U}_B \geq 0 \quad (1)$$

$$U_A \left( w_1 - \alpha_1^A - \bar{B} + B(\alpha_2 \cdot \alpha_3) \right) - \bar{U}_A < 0 \quad (2)$$

com

$$B(\alpha_2 \cdot \alpha_3) \leq \bar{B}$$

Se a desigualdade (2)  $U_A \left( w_1 - \alpha_1^A - \bar{B} + B(\alpha_2, \alpha_3) \right) < \bar{U}_A$  for válida para contratos com cobertura completa, será necessariamente válida para contratos de cobertura parcial. Sabe-se também que  $\bar{U}_A < \bar{U}_B$  e que os indivíduos de risco baixo decidem comprar seguro completo. Assim, sabe-se que:

$$U(w_1 - \alpha_1^B) \geq \pi_B U(w_1) + (1 - \pi_B) U(\eta w_1)$$

E, como  $\pi_A < \pi_B \Rightarrow U(w_1 - \alpha_1^B) \geq \pi_A U(w_1) + (1 - \pi_A) U(\eta w_1)$ , ou seja:

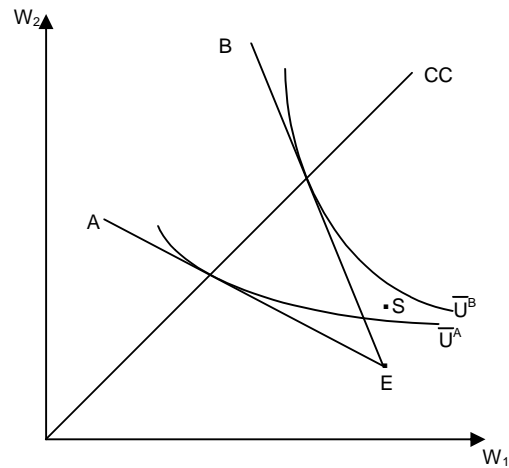
$$U(w_1 - \alpha_1^B) - \pi_A U(w_1) - (1 - \pi_A) U(\eta w_1) \geq 0$$

Para que os indivíduos de risco alto não comprem contrato de seguro, a desigualdade (2) tem que ter sinal negativo. Como:

$$U(w_1 - \alpha_1^A) < U(w_1 - \alpha_1^B) \Rightarrow U(w_1 - \alpha_1^A) - \pi_A U(w_1) - (1 - \pi_A) U(\eta w_1) \leq 0$$

Assim, é possível que os indivíduos de risco alto decidam não comprar seguro privado, mesmo que os indivíduos de baixo risco comprem o contrato [ $\alpha^*$ ]. Esse resultado depende da diferença de probabilidades entre os dois tipos de indivíduo. Ou seja, mesmo o prêmio sendo atuarialmente justo, para uma dada qualidade do cuidado público, os indivíduos de alto risco podem decidir ficar no sistema público, pois o prêmio que terão que pagar para suavizar o consumo não compensa. No caso de a desigualdade (2) ser não negativa, voltamos ao equilíbrio tipo 1.

**GRÁFICO 2.2 – Equilíbrio tipo 2: só os indivíduos de risco baixo decidem comprar o contrato  $[\alpha^*]$ , e os indivíduos de risco alto decidem receber tratamento do sistema público**

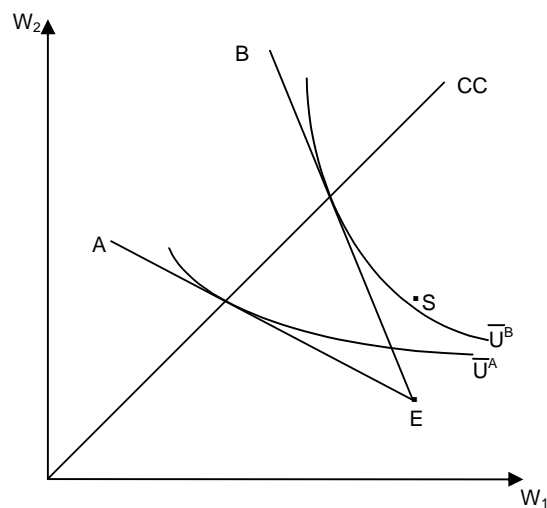


fonte: Elaboração própria.

**equilíbrio tipo 3:** todos os indivíduos recebem tratamento do sistema público

A demonstração é análoga à do equilíbrio tipo 1, mas, nesse caso, a qualidade do setor público é mais próxima de 1.

**GRÁFICO 2.3 – Equilíbrio tipo 3: todos os indivíduos recebem tratamento do sistema público**



fonte: Elaboração própria.

### 2.3.6 Discriminação imperfeita (após a regulamentação)

Esta subseção analisa o equilíbrio no mercado de seguros considerando a impossibilidade de discriminação perfeita dos tipos de indivíduos. Essa “assimetria informacional” decorre das restrições legais, que impedem que os indivíduos sejam discriminados de acordo com o risco observável (idade e sexo).

#### 2.3.6.1 Equilíbrio sem discriminação perfeita de consumidores com dimensão da qualidade do contrato fixa

Para cada segmento de cobertura  $\alpha_2$ , suponhamos que a restrição de apreçamento é ativa de modo que  $\alpha_1^A \leq R \alpha_1^B$ . Consequentemente, as seguradoras não podem ajustar totalmente os prêmios ao risco de cada tipo de indivíduo. Adicionalmente, suponhamos que as seguradoras não possam recusar nenhum tipo de indivíduo.

**proposição 2:** Suponhamos que as seguradoras não possam manipular os contratos por meio da qualidade. É possível mostrar, que diante da imposição de uma razão máxima entre os prêmios cobrados dos indivíduos de baixo e alto risco e sendo ela menor que a razão entre os riscos, haverá uma oferta de seguro público com qualidade suficientemente baixa para garantir a existência de um contrato de equilíbrio pelo qual se estabeleça subsídio entre os grupos de risco. Esse subsídio depende da proporção dos tipos de indivíduo observada na economia e da distância relativa entre a razão de riscos observada e a razão estabelecida entre os prêmios dos dois tipos.

#### Demonstração

Analisemos o equilíbrio considerando o contrato completo  $[\alpha^*]$ .

As seguradoras têm as seguintes estratégias:

- estratégia 1: Cobrar um prêmio atuarialmente justo dos indivíduos de baixo risco e um prêmio que gera lucros negativos dos indivíduos de alto risco;
- estratégia 2: Cobrar um prêmio que gera lucros positivos dos indivíduos de baixo risco e um prêmio atuarialmente justo dos de alto risco;
- estratégia 3: Cobrar um prêmio que gera lucros positivos dos indivíduos de baixo risco e um prêmio que gera lucros negativos dos de alto risco.

Analisemos cada estratégia.

Se as seguradoras adotam a estratégia 1 e algum indivíduo de alto risco adquire o contrato, elas terão lucro negativo, o que contradiz a definição de equilíbrio; logo, esse não é um contrato de equilíbrio.

Com a estratégia 2, as seguradoras têm lucro estritamente positivo. Entretanto, na hipótese de concorrência, é sempre possível haver uma firma entrante oferecendo um contrato mais barato para os indivíduos de alto risco; portanto, esse também não é um contrato de equilíbrio.

Suponhamos a estratégia 3. Para que esse contrato seja de equilíbrio, duas condições devem ser atendidas: (1) as seguradoras devem ter lucro zero; (2) a restrição de participação dos indivíduos de baixo risco. Supondo  $\alpha_1^A$  e  $\alpha_1^B$  os prêmios associados à cobertura ( $\alpha_2^*$  .  $\alpha_3^*$ ) para os indivíduos de alto e baixo risco, respectivamente, podemos escrever assim a condição de lucro esperado zero:

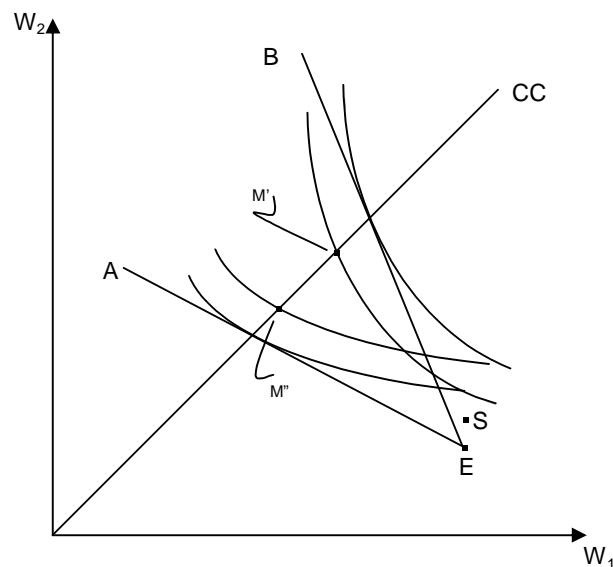
$$\theta_A \alpha_1^A \bar{B} + \theta_B \alpha_1^B \bar{B} = \theta_A (1 - \pi_A) \bar{B} + \theta_B (1 - \pi_B) \bar{B}$$

Como a restrição de apreçamento é ativa, temos que  $\alpha_1^A / \alpha_1^B = R$ , portanto, o subsídio entre os dois tipos depende da distribuição dos tipos na economia e da distância relativa entre a razão de risco dos tipos  $(1 - \pi_A) / (1 - \pi_B)$  e a razão R estabelecida na regulamentação. Quanto maior a proporção de indivíduos de risco alto e quanto mais distantes forem as duas razões de risco, maior é o subsídio entre os tipos. Para que a restrição de participação dos indivíduos de baixo risco seja atendida, a qualidade do setor público deve ser suficientemente baixa para que a utilidade esperada com subsídio seja maior que a utilidade esperada no setor público.

O gráfico 2.4 ilustra os contratos  $M'$  e  $M''$ , que implementam subsídio entre os grupos de risco.



GRÁFICO 2.4 – Equilíbrio com subsídio cruzado



fonte: Elaboração própria.

Os contratos de cobertura parcial, que oferecem uma fração de  $\alpha_2^*$ , quando são oferecidos, devem garantir, além das condições descritas, que nenhum dos tipos prefere este ao contrato de cobertura completa. Essa condição decorre da obrigatoriedade de oferta apenas do contrato de cobertura completa.

Um resultado direto da proposição 2 ocorre quando a restrição de participação dos indivíduos de baixo risco não é atendida pelo contrato com subsídio. Nesse caso, para uma dada qualidade do serviço público, se o subsídio necessário é muito alto, os indivíduos de risco baixo maximizam a utilidade esperada recebendo cuidado do setor público.

**corolário 1:** Suponhamos que as seguradoras não possam manipular os contratos por meio da qualidade. É possível mostrar que, para uma probabilidade  $(1 - \pi_b)$  suficientemente pequena de os indivíduos de risco baixo ficarem doentes, ou para uma proporção muito baixa desse tipo de indivíduo na economia, ou ainda para uma razão de prêmios muito distante da razão de risco observada, o equilíbrio consiste na alocação de renda onde os indivíduos de risco baixo optam por receber tratamento do setor público e os de risco alto compram contrato de seguro saúde privado pagando prêmio atuarialmente justo. Esse equilíbrio não é eficiente.

A primeira parte decorre do resultado anterior. Para que o equilíbrio não seja eficiente, há que se atender à restrição de participação dos indivíduos de baixo risco no contrato atuarialmente justo. Em outras palavras, a qualidade do setor público deve ser suficientemente baixa para que os indivíduos de baixo risco prefiram o contrato oferecido pelo setor privado.

### 2.3.6.2 Equilíbrio sem discriminação perfeita de consumidores com dimensão da qualidade do contrato variável

No caso da diferenciação dos contratos pela qualidade, quando o governo impede a discriminação perfeita dos indivíduos, as firmas, para maximizar o lucro esperado, podem segmentar o mercado oferecendo contratos com diferentes qualidades para cada tipo de agente na economia.

**proposição 3:** Numa economia em que as seguradoras podem discriminar os contratos pela qualidade dos serviços providos ( $\alpha_3^t$ ), não existe equilíbrio com subsídio cruzado.

#### Demonstração

Suponhamos uma determinada qualidade do serviço público de modo que se atenda à restrição de participação dos indivíduos de baixo risco. Analisemos o equilíbrio considerando o contrato  $[\alpha_1^t, \alpha_2^*, \alpha_3^t]$ . Pela condição de lucro zero das firmas e a restrição de apreçamento ativa, temos que:  $\frac{(1 - \pi_A) B(\alpha_2^*, \alpha_3^A)}{(1 - \pi_B) B(\alpha_2^*, \alpha_3^B)} = R$ . Como  $\frac{(1 - \pi_A)}{(1 - \pi_B)} > R$ , a seguradora oferecerá qualidades diferentes para os dois tipos. A qualidade oferecida para os indivíduos de risco alto será inferior à ótima. Essa distorção da qualidade tem que ser suficientemente pequena para que a restrição de participação dos indivíduos de risco alto continue sendo atendida.

### 2.3.7 Caracterização do setor de planos de saúde privado no Brasil

Esta seção caracteriza o setor privado de planos de saúde no Brasil com indicadores de cobertura privada e distribuição etária da população total e por tipo de segmento. Neste trabalho, usamos a Pnad dos anos de 1998, 2003 e 2008, que apresentam um suplemento que indaga sobre cobertura privada de serviços de saúde, utilização e estado de saúde dos indivíduos. A pesquisa tem representatividade nacional e também retrata uma série de atributos socioeconômicos da população.<sup>3</sup>

As tabelas 2.1 e 2.2 mostram, respectivamente, a cobertura de planos de saúde por tipo de adesão considerando a população total e a população com cobertura privada. A proporção de indivíduos sem cobertura privada manteve-se relativamente estável nos três anos, apresentando leve queda em 2008. O comportamento da distribuição entre os tipos de adesão é diferente nos anos analisados: a participação relativa dos planos próprios aumenta em 2003, mas diminui em 2008, voltando praticamente ao mesmo patamar de 1998; a participação relativa dos planos coletivos, por outro lado, se reduz em 2003 e tem aumento um pouco mais expressivo em 2008.

**TABELA 2.1 – Cobertura privada de plano de saúde (%) – Brasil, 1998, 2003 e 2008**

	1998	2003	2008
<b>sem plano</b>	75,51%	75,44%	74,09%
<b>com plano</b>	24,49%	24,56%	26,27%
<b>plano próprio</b>	7,88%	9,09%	8,14%
<b>plano coletivo</b>	16,61%	15,47%	18,13%

fonte: Pnad 1998, 2003 e 2008.

**TABELA 2.2 – Distribuição dos indivíduos com cobertura de plano de saúde segundo adesão (%) – Brasil, 1998, 2003 e 2008**

	ano		
	1998	2003	2008
<b>plano próprio</b>	32,14%	37,01%	30,99%
<b>plano coletivo</b>	67,86%	62,99%	69,01%

fonte: Pnad 1998, 2003 e 2008.

<sup>3</sup> A Pnad de 1998 não contemplou a área rural dos estados de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá. Para manter a comparabilidade entre os três anos, excluímos as observações de 2003 e de 2008 referentes à área rural desses estados.

A tabela 2.3 descreve a cobertura privada em cada grupo etário segundo o tipo de adesão. Um aspecto geral dos planos de adesão própria é o crescimento da população coberta à medida que aumenta a idade, diferença chega a ser de duas vezes entre o primeiro e o último grupo. Nos planos de adesão coletiva, para os grupos de 54 a 58 e de mais de 59 anos, essa chance decresce, em relação ao grupo imediatamente anterior.

A comparação dos três anos sugere relativa estabilidade do percentual da população coberta na maioria dos grupos etários. Destacam-se quatro com crescimento da cobertura mais evidente: 19 a 23, 24 a 28, 54 a 58 e mais de 59 anos. A variação, em pontos percentuais, havida nesses grupos supera o crescimento médio da cobertura observado ao longo do período.

Na população beneficiária de planos de adesão própria, houve variações um pouco mais significativas, sobretudo entre os anos de 1998 e 2003. Essas variações são mais pronunciadas nos grupos etários mais velhos, sugerindo que a regulamentação pode ter alterado a propensão de indivíduos de diferentes grupos de idade adquirirem um plano de saúde.

Já na população beneficiária de planos coletivos, o crescimento da cobertura foi bastante uniforme em todos os grupos etários, refletindo o aumento de cobertura média observado para o segmento em 2008.

**TABELA 2.3 – Cobertura privada de plano de saúde, planos de adesão própria ou coletiva por grupo etário (%) – Brasil, 1998, 2003 e 2008**

ano	cobertura privada de plano de saúde			cobertura de planos de adesão própria			cobertura de planos de adesão coletiva		
	1998	2003	2008	1998	2003	2008	1998	2003	2008
<b>0 a 18 anos</b>	20,72	19,77	20,86	6,76	7,20	6,74	15,88	14,45	16,06
<b>19 a 23 anos</b>	21,35	22,22	24,33	7,36	8,96	7,70	16,11	15,77	19,24
<b>24 a 28 anos</b>	23,77	24,11	26,34	8,07	10,36	9,05	18,30	16,81	20,51
<b>29 a 33 anos</b>	26,63	26,02	27,85	8,91	10,61	9,46	20,95	18,90	21,96
<b>34 a 38 anos</b>	29,16	27,48	28,53	10,75	11,29	9,75	22,56	20,11	22,55
<b>39 a 43 anos</b>	30,11	28,63	29,07	12,01	12,19	9,96	22,72	20,78	23,03
<b>44 a 48 anos</b>	30,35	30,02	30,19	13,23	13,73	11,29	22,07	21,25	23,38
<b>49 a 53 anos</b>	29,77	30,58	30,39	14,75	15,73	12,95	20,06	20,25	22,35
<b>54 a 58 anos</b>	28,18	29,89	29,36	14,99	16,88	14,20	17,76	18,24	20,01
<b>59 anos ou mais</b>	27,08	29,59	29,76	14,77	17,67	16,12	16,53	17,06	18,79

fonte: Pnad 1998, 2003 e 2008.

Um indicador importante para analisar a sustentabilidade financeira do setor é a distribuição etária da carteira das operadoras. A tabela 2.4 apresenta essa distribuição por tipo de adesão. Nos três anos analisados, aumentou a participação dos indivíduos mais velhos. Por exemplo, na carteira total, há uma elevação de 3 pontos percentuais na participação relativa dos indivíduos acima de 60 anos, que pode ser resultado tanto do envelhecimento populacional como das medidas regulatórias vigentes a partir de 2000.

**TABELA 2.4 – Distribuição etária da carteira de beneficiários segundo adesão (%) – Brasil, 1998, 2003 e 2008**

ano	distribuição etária da carteira de beneficiários			distribuição etária da carteira de beneficiários de planos de adesão própria			distribuição etária da carteira de beneficiários de planos coletivos		
	1998	2003	2008	1998	2003	2008	1998	2003	2008
<b>0 a 18 anos</b>	32,85	28,41	25,71	28,35	24,15	22,79	34,98	30,91	27,01
<b>19 a 23 anos</b>	7,88	8,67	8,23	7,18	8,08	6,90	8,21	9,02	8,82
<b>24 a 28 anos</b>	7,59	8,19	8,73	6,65	8,05	7,86	8,04	8,27	9,12
<b>29 a 33 anos</b>	8,31	8,06	8,40	6,98	7,35	7,35	8,95	8,48	8,86
<b>34 a 38 anos</b>	8,75	8,16	7,91	7,96	7,4	6,92	9,12	8,6	8,36
<b>39 a 43 anos</b>	7,97	7,98	8,01	7,86	7,47	6,99	8,02	8,29	8,47
<b>44 a 48 anos</b>	6,83	7,2	7,54	7,43	7,22	7,18	6,54	7,19	7,70
<b>49 a 53 anos</b>	5,30	6,25	6,63	6,72	7,15	7,31	4,62	5,72	6,33
<b>54 a 58 anos</b>	4,06	4,68	5,24	5,68	6,03	6,74	3,29	3,89	4,56
<b>59 anos ou mais</b>	10,46	12,4	413,60	15,19	17,1	19,96	8,23	9,63	10,77
<b>total</b>	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

fonte: Pnad 1998, 2003 e 2008.

Como mencionado na seção anterior, outro possível efeito da regulamentação afeta a escolha de segmento de cobertura. A informação disponível na Pnad não identifica diretamente os segmentos escolhidos pelos indivíduos que têm plano privado. Neste trabalho, classificamos os planos segundo a cobertura de cuidado hospitalar: o direito a internação hospitalar é a principal característica que diferencia o tipo de segmento de cobertura.

A tabela 2.5 mostra a distribuição em cada grupo etário do tipo de segmento de cobertura para os contratos por adesão própria. No período analisado, em todos os grupos etários, houve redução expressiva da participação dos indivíduos com cobertura hospitalar. A tabela 2.6 apresenta os mesmos indicadores para os planos de adesão coletiva, caso em que também se observa redução da cobertura hospitalar, mas essa redução é menor.

**TABELA 2.5 – Distribuição das adesões a planos ambulatoriais e planos hospitalares por grupo etário e ano – população com plano privado por adesão própria (%) – Brasil, 1998, 2003 e 2008**

grupo etário	ambulatorial	hospitalar	ano	grupo etário	ambulatorial	hospitalar	ano
0 a 18 anos	10,46	89,54	1998	39 a 43 anos	8,57	91,43	1998
	15,89	84,11	2003		13,30	86,70	2003
	19,19	80,81	2008		15,75	84,25	2008
19 a 23 anos	10,33	89,67	1998	44 a 48 anos	8,66	91,34	1998
	16,50	83,50	2003		13,71	86,29	2003
	19,62	80,38	2008		15,75	84,25	2008
24 a 28 anos	10,42	89,58	1998	49 a 53 anos	6,20	93,80	1998
	14,16	85,84	2003		12,48	87,52	2003
	16,74	83,26	2008		15,74	84,26	2008
29 a 33 anos	9,00	91,00	1998	54 a 58 anos	6,66	93,34	1998
	13,56	86,44	2003		12,10	87,90	2003
	17,11	82,89	2008		14,27	85,73	2008
34 a 38 anos	8,78	91,22	1998	59 anos ou mais	6,35	93,65	1998
	14,33	85,67	2003		12,28	87,72	2003
	17,99	82,01	2008		15,25	84,75	2008

fonte: Pnad 1998, 2003 e 2008.

**TABELA 2.6 – Distribuição das adesões a planos ambulatoriais e planos hospitalares por grupo etário e ano – população com plano coletivo (%) – Brasil, 1998, 2003 e 2008**

grupo etário	ambulatorial	hospitalar	ano	grupo etário	ambulatorial	hospitalar	ano
0 a 18 anos	6,38	93,62	1998	39 a 43 anos	5,42	94,58	1998
	8,67	91,33	2003		7,29	92,71	2003
	9,44	90,56	2008		10,11	89,89	2008
19 a 23 anos	6,46	93,54	1998	44 a 48 anos	4,94	95,06	1998
	8,98	91,02	2003		8,19	91,81	2003
	10,46	89,54	2008		10,23	89,77	2008
24 a 28 anos	7,08	92,92	1998	49 a 53 anos	4,79	95,21	1998
	9,28	90,72	2003		7,20	92,80	2003
	10,46	89,54	2008		9,20	90,80	2008
29 a 33 anos	6,90	93,10	1998	54 a 58 anos	3,49	96,51	1998
	9,12	90,88	2003		6,85	93,15	2003
	10,34	89,66	2008		8,19	91,81	2008
34 a 38 anos	5,77	94,23	1998	59 anos ou mais	2,40	97,60	1998
	9,15	90,85	2003		4,37	95,63	2003
	9,67	90,33	2008		6,52	93,48	2008

fonte: Pnad 1998, 2003 e 2008.

## 2.4 ABORDAGEM EMPÍRICA

Na abordagem empírica, propomos analisar como a regulamentação mudou a cobertura de planos privados segundo os dez grupos etários definidos pela regulamentação e quais foram as mudanças do tipo de segmento de cobertura segundo os mesmos grupos de idade. Estamos interessados em verificar se essas mudanças foram diferentes entre os grupos de idade e se tenderam a um aumento da participação dos grupos mais velhos e, portanto, com maior risco. Esse tipo de resultado indica uma possível intensificação da seleção adversa no mercado pós-regulamentação.

Para avaliar os impactos da regulamentação, calculamos as mudanças na probabilidade de cobertura e na participação de cada segmento de cobertura antes e depois da regulamentação. Fizemos duas comparações: entre 1998 e 2003 e entre 1998 e 2008. Para tanto, estimamos as probabilidades de cobertura e participação de cada segmento nos anos de 2003 e 2008 por grupo etário, por uma microsimulação contrafactual em que fixamos as características individuais de 1998 nos parâmetros estimados para os anos de 2003 e 2008.

### 2.4.1 Especificação dos modelos estimados

Propomos duas estimativas: na primeira, a escolha de ter plano e, na segunda, a escolha do tipo de segmento do plano. Em ambos os casos, consideramos os possíveis contextos da escolha: contratos de adesão própria e coletiva.

Incluímos variáveis explicativas que refletem o risco, as características socioeconômicas e a oferta de serviços de saúde do setor público. Os atributos de risco incluem características individuais (idade, sexo, estado de saúde) e características da família que podem alterar a decisão individual. Os dados socioeconômicos são mensurados por informações do chefe da família e da renda familiar *per capita*, pois, em caso contrário, teríamos que excluir da análise indivíduos dependentes.

No quadro 2.1, descrevemos as variáveis de controle e o sinal esperado.



**QUADRO 2.1 – Descrição das variáveis de controle do modelo**

variável	descrição	sinal esperado
<b>a) atributos de risco</b>		
presença de crianças de até 10 anos de idade na família	variável <i>dummy</i> : 1 se há criança na família; 0 se não há	+
presença de pessoas com mais de 65 anos na família	variável <i>dummy</i> : 1 se há idoso na família; 0 se não há	+
presença de mulher em idade fértil (de 15 a 49 anos) na família	variável <i>dummy</i> : 1 se há mulher em idade fértil na família; 0 se não há	+
sexo	variável <i>dummy</i> : 1 se é homem; 0 se é mulher	-
grupo etário do indivíduo	Consideramos 10 grupos etários, seguindo a divisão proposta na regulamentação. Cada grupo foi representado por uma variável <i>dummy</i> . O grupo de referência é de 0 a 18anos	+
presença de determinado problema crônico	A Pnad investiga a presença de 12 doenças crônicas: problema de coluna, artrite, câncer, diabetes, asma, hipertensão, problema de coração, doença renal, depressão, tuberculose, tendinite e cirrose. Cada doença foi representada por uma variável <i>dummy</i>	+
estado de saúde autoavaliado dicotomizado	variável <i>dummy</i> : 1 se saúde boa (categorias boa ou muito boa); 0 se ruim (categorias ruim, muito ruim e regular)	+
<b>b) características socioeconômicas</b>		
idade do chefe de família	Variável contínua (idade simples). A inclusão da idade do chefe de família é uma forma de captar seu tempo de experiência no mercado de trabalho	+
posição na ocupação do chefe de família	A posição na ocupação do chefe de família, especificada no modelo na forma de nove variáveis <i>dummy</i> é uma proxy da qualidade da inserção no mercado de trabalho	
educação do chefe de família	Consideramos 5 grupos, por tempo de escolaridade: de 0 a 3 anos, de 4 a 7 anos, de 8 a 10 anos, de 11 a 14 anos e mais de 15 anos. Cada grupo foi modelado como uma variável <i>dummy</i> , e o grupo de referência é o que tem mais tempo de escolaridade. Uma maior escolarização deve aumentar a chance de ter plano de saúde privado, pois indivíduos mais escolarizados valorizam mais o cuidado de saúde	+
renda familiar <i>per capita</i> real a preços de 1998	Grupos de renda familiar <i>per capita</i> real a preços de 1998, deflacionadas pelo INPC no mês de referência no ano da pesquisa (setembro de 1998, setembro de 2003 e setembro de 2008): até R\$ 150, de R\$ 150 a R\$ 250, de R\$ 250 a R\$ 350, de R\$ 350 a R\$ 500, de R\$ 500 a R\$ 700, de R\$ 700 a R\$ 900, de R\$ 900 a R\$ 1.200, de R\$ 1.200 a R\$ 2.000 e acima de R\$ 2.000	+
número de componentes na família	O número de componentes na família é Proxy da capacidade de pagamento. Uma família pequena deve ter maior probabilidade de ter plano de saúde que uma família mais numerosa	+
contribuição do chefe da família para previdência privada	Proxy para aversão ao risco	+
área de residência (urbana/rural)	variável <i>dummy</i> : 1 se a área de residência é urbana; 0 se é rural. Áreas urbanas têm maior oferta de planos de saúde.	+
<b>c) oferta de serviços SUS</b>		
unidade da federação de residência do indivíduo	São Paulo como categoria de referência.	

fonte: Elaborado pelas autoras.

## 2.4.2 Método de estimação

Para modelar a decisão individual, supomo-la um processo de escolha discreta, com variável dicotômica, que assume valor 1, na primeira estimativa, se o indivíduo compra plano ou seguro saúde e, na segunda, se ele tem plano com cobertura hospitalar, dado que tem cobertura privada. A variável latente associada a essa escolha é não observada e corresponde à utilidade esperada do indivíduo quando ele faz a escolha. O indivíduo compra o plano de saúde se a utilidade esperada for superior à auferida quando se vale de serviços de saúde apenas pelo sistema público e compra plano com cobertura hospitalar quando a utilidade esperada com esse tipo de cobertura é superior à utilidade sem ela. Essa estimativa é feita segundo um modelo *logit* (Fairlie, 2006).

Sejam  $Y$  a variável dependente binária,  $X_i$  o vetor de variáveis explicativas independentes,  $\hat{\beta}$  o vetor de coeficientes estimados e  $N$  a população do ano de referência. Para 1998, o valor médio estimado da probabilidade é de:

$$\bar{Y}^{1998} = \sum_{i=1}^{N^{1998}} \frac{F(X_i^{1998} \hat{\beta}^{1998})}{N^{1998}}$$

Com  $F$  como a função de distribuição acumulada logística.

O contra factual de 2003 é o valor médio da probabilidade calculado pela equação:

$$\bar{Y}^{2003CF} = \sum_{i=1}^{N^{1998}} \frac{F(X_i^{1998} \hat{\beta}^{2003})}{N^{1998}}$$

Analogamente, o contrafactual de 2008 é:

$$\bar{Y}^{2008CF} = \sum_{i=1}^{N^{1998}} \frac{F(X_i^{1998} \hat{\beta}^{2008})}{N^{1998}}$$

Todos os desvios padrão foram obtidos por *bootstrap* com 150 repetições, considerando-se recortes de subpopulações de pesquisas amostrais com desenho complexo.<sup>4</sup> Nesse tipo de recorte, é preciso considerar as características da estratificação e dos estágios de seleção da amostra. Para recortes da amostra, seguimos a metodologia sugerida por West (2008). Basicamente, os autores propõem que a estimativa da variância de um parâmetro de um *survey* complexo deve considerar a variabilidade das características de interesse baseadas no desenho complexo original. Para preservar as características da variância do desenho original, devem-se considerar todas as observações, mesmo que o interesse recaia sobre um recorte da amostra. Como alternativa para a solução dessa questão, os autores propõem uma correção pelo peso final da unidade de observação de modo que as observações fora da subpopulação de interesse tenham peso igual a zero. Associamos a essa metodologia o procedimento proposto por Kolenikov (2010) para a estimativa por *bootstrap* no caso de amostras complexas.

Depois da estimativa do modelo *logit*, passamos à análise contrafactual, em que combinamos os parâmetros estimados para os três anos com as características individuais de 1998. O objetivo era obter a diferença entre as probabilidades médias por grupos etários entre o ano de 1998, que antecede o marco regulatório de setor, e os anos de 2003 e 2008. A partir desses resultados, verificamos se as mudanças de probabilidade foram significativas e se foram diferentes entre os grupos etários.

Adotamos aqui a hipótese de que, entre os fatores institucionais ou não observáveis que afetam a escolha e que variaram entre os anos, as medidas de controle de precificação estabelecidas no marco regulatório foram as únicas capazes de alterar a chance de cobertura de forma diferente entre os grupos de idade. Os demais efeitos possivelmente capturados não geraram impactos diferentes entre os grupos de idade. Em outras palavras, nossa hipótese de identificação é que, na ausência das medidas regulatórias de regra de apreçamento e controle da cobertura dos contratos, não haveria diferenças na taxa de variação das probabilidades de cobertura segundo grupos etários.

---

<sup>4</sup> A Pnad tem plano amostral conglomerado em três estágios: seleção dos municípios, seleção do setor censitário e seleção do domicílio. As observações com apenas um setor censitário por município foram excluídas da análise devido à utilização do *bootstrap*.

## 2.5 RESULTADOS

### 2.5.1 Probabilidade de cobertura

A seguir, reportamos os resultados da simulação da probabilidade de cobertura de seguro privado em 2003 e 2008 e da probabilidade de cobertura de 1998. Apresentamos as probabilidades para cada grupo etário definido na regulamentação, a fim de analisar se mudou ou não a chance de adquirir plano entre os dois anos. Fizemos testes da diferença das médias e reportamos o grau de significância estatística dessa diferença.

A intensificação da seleção adversa é entendida como a saída do *pool* de segurados dos indivíduos de menor risco e a entrada dos de maior risco. Ou seja, uma alteração da probabilidade média de adquirir plano, e relativamente maior nos grupos etários com maior risco.

Interpretamos a comparação com o ano de 2003 tendo em mente um resultado ainda preliminar dos impactos da regulamentação do setor. Em 2008, supusemos uma maior acomodação do mercado, de modo que esse é um resultado mais consolidado do movimento pós-regulação. Essa interpretação está amparada no fato de que em 2003 as operadoras ainda estavam se adaptando às novas regras do setor, e, mesmo quanto à qualidade da informação, a sistemática de monitoramento de contratos da ANS ainda não estava completa.

A tabela 2.7 apresentamos os resultados referentes à estimativa da probabilidade de ter plano de saúde por adesão própria para os anos de 1998, 2003 e 2008. A análise dessas médias (probabilidades preditas) sugere que a seleção adversa não aumentou na carteira de beneficiários de planos privados individuais no Brasil no período. Em 2003, a chance de pessoas mais jovens adquirirem plano de saúde individual era maior do que em 1998. Em 2008, a chance de adquirir plano de saúde individual diminuiu em todos os grupos etários, mas essa redução é menor entre os mais jovens. Essas evidências podem ser resultado da política de atração de jovens, adotada pelas operadoras para compensar a própria regulamentação.

**TABELA 2.7 – Probabilidade de adquirir plano de saúde individual segundo grupos etários para 1998 e simulação para 2003 e 2008 – Brasil**

grupo etário	1998	2003 contrafactual	diferença % 1998/2003	significância da diferença 1998/2003	2008 contrafactual	diferença % 1998/2008	significância da diferença 1998/2008
0 a 18 anos	0,066	0,072	9,09	0,000	0,054	-17,90	0,000
19 a 23 anos	0,071	0,082	15,36	0,000	0,059	-17,79	0,000
24 a 28 anos	0,079	0,091	15,23	0,000	0,063	-20,30	0,000
29 a 33 anos	0,087	0,101	15,64	0,000	0,072	-17,05	0,000
34 a 38 anos	0,106	0,112	6,05	0,000	0,083	-21,21	0,000
39 a 43 anos	0,117	0,120	2,61	0,000	0,085	-27,16	0,000
44 a 48 anos	0,129	0,127	-1,74	0,000	0,092	-28,26	0,000
49 a 53 anos	0,143	0,142	-0,32	0,252	0,100	-29,68	0,000
54 a 58 anos	0,146	0,142	-2,55	0,000	0,098	-32,89	0,000
59 anos ou mais	0,143	0,153	7,36	0,000	0,118	-17,52	0,000

fonte: Pnad 1998, 2003 e 2008.

Na tabela 2.8, mostramos as probabilidades de cobertura de plano por adesão coletiva por grupo etário. Vemos que as médias são estatisticamente diferentes em todos os grupos etários e que nas duas simulações a probabilidade foi menor. Esse decréscimo se mostrou importante em 2008, destacando-se o primeiro e o nono grupo etário. Entre os grupos etários, as diferenças estão entre -13% e -25%. O movimento da carteira entre os grupos etários é menos conclusivo do que nos planos por adesão própria. Como já mencionado, nos planos de adesão coletiva, o efeito da idade é menor em função do tipo de precificação dos planos, que em geral não discriminam por idade, mas por um sistema de taxaço comum.

**TABELA 2.8 – Probabilidade de adquirir plano de saúde coletivo por adesão segundo grupos etários para 1998 e simulação para 2003 e 2008 – Brasil**

grupo etário	1998	2003 contrafactual	diferença % 1998/2003	significância da diferença 1998/2003	2008 contrafactual	diferença % 1998/2008	significância da diferença 1998/2008
0 a 18 anos	0,158	0,141	-10,67	0,000	0,120	-24,07	0,000
19 a 23 anos	0,158	0,148	-6,09	0,000	0,136	-13,51	0,000
24 a 28 anos	0,182	0,161	-11,97	0,000	0,142	-21,92	0,000
29 a 33 anos	0,208	0,185	-11,33	0,000	0,164	-21,25	0,000
34 a 38 anos	0,224	0,202	-10,12	0,000	0,182	-18,99	0,000
39 a 43 anos	0,224	0,209	-6,61	0,000	0,187	-16,30	0,000
44 a 48 anos	0,219	0,199	-9,12	0,000	0,178	-18,59	0,000
49 a 53 anos	0,199	0,185	-7,08	0,000	0,159	-20,28	0,000
54 a 58 anos	0,175	0,160	-8,09	0,000	0,131	-25,17	0,000
59 anos ou mais	0,163	0,153	-6,15	0,000	0,132	-18,93	0,000

fonte: Pnad 1998, 2003 e 2008.

### 2.5.2 Probabilidade de cobertura com cuidado hospitalar condicionado a ter adquirido o plano

Nas tabelas 2.9 e 2.10, vemos os resultados da estimativa da probabilidade de adquirir plano com cobertura hospitalar na adesão própria e coletiva, respectivamente, por grupo etário. Estamos interessados em identificar algum padrão de mudança de determinado segmento de cobertura diferente entre os grupos etários.

De modo geral, diminuiu a participação em planos hospitalares de todos os grupos etários em ambas as formas de adesão. Isso sugere uma mudança do perfil do tipo de atenção médica coberto pelo setor privado, com ampliação da participação de contratos com cobertura parcial, e também mudança no tipo de cuidado que os indivíduos que compram plano de saúde esperam obter nos setores público e privado. A ampliação da cobertura ambulatorial evidencia que a acomodação da regulamentação foi maior no tipo de contrato/cobertura oferecida no setor privado, e os dados sugerem que há uma seleção de risco do cuidado mais complexo (hospitalar) no setor público.

**TABELA 2.9 – Probabilidade de adquirir plano de saúde com cobertura hospitalar tendo adquirido plano por adesão própria segundo grupos etários para 1998 e simulação para 2003 e 2008 – Brasil**

grupo etário	1998	2003 contrafactual	diferença % 1998/2003	significância da diferença 1998/2003	2008 contrafactual	diferença % 1998/2008	significância da diferença 1998/2008
0 a 18 anos	0,902	0,882	-2,22	0,000	0,841	-6,82	0,000
19 a 23 anos	0,903	0,862	-4,59	0,000	0,838	-7,24	0,000
24 a 28 anos	0,896	0,884	-1,42	0,000	0,854	-4,72	0,000
29 a 33 anos	0,912	0,893	-2,13	0,000	0,857	-6,02	0,000
34 a 38 anos	0,911	0,882	-3,22	0,000	0,851	-6,60	0,000
39 a 43 anos	0,912	0,890	-2,41	0,000	0,874	-4,12	0,000
44 a 48 anos	0,912	0,886	-2,80	0,000	0,861	-5,53	0,000
49 a 53 anos	0,939	0,905	-3,64	0,000	0,869	-7,39	0,000
54 a 58 anos	0,937	0,905	-3,43	0,000	0,868	-7,42	0,000
59 anos ou mais	0,937	0,910	-2,88	0,000	0,876	-6,52	0,000

fonte: Pnad 1998, 2003 e 2008.

## 2.6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho investiga o impacto da regulamentação do setor de saúde suplementar sobre a seleção adversa no mercado brasileiro de planos e seguros de saúde. A regulamentação impôs restrições legais ao uso de informações para discriminar tipos de risco e, com isso, taxar o prêmio do seguro. Propomos uma abordagem teórica e empírica para os efeitos da regulamentação no que tange a dois aspectos: padronização da cobertura oferecida e determinação de uma regra de precificação.

Consolidado com a criação da ANS, em 2000, o marco regulatório brasileiro do setor consistiu de uma série de medidas que geraram movimentos importantes; por exemplo, a adoção de mecanismos de controle da sustentabilidade financeira das operadoras. Essas medidas certamente tiveram impacto na gerência das carteiras e na estrutura do mercado, mas não há razão para nenhuma dessas medidas afetar diferentemente indivíduos pertencentes a diferentes grupos de risco, de modo que acreditamos conseguir isolar os impactos das duas medidas específicas investigadas.

Mostramos que, se os critérios para distinguir os tipos de risco na sociedade forem muito diferentes dos tipos de risco efetivamente observados, o problema de seleção adversa pode inviabilizar esse subsídio cruzado. Por outro lado, as seguradoras também podem adotar a estratégia de distorcer a qualidade dos contratos, compensando as restrições de taxaço do prêmio.

Empiricamente, os resultados observados indicam que as mudanças na demanda por cobertura privada estão no sentido da redução da seleção adversa. Essas evidências são compatíveis com o resultado de equilíbrio com subsídio cruzado e com o resultado de equilíbrio com distorção da dimensão de qualidade dos contratos. No subsídio, esse equilíbrio pode não ser sustentável com o rápido envelhecimento populacional que parece iminente no Brasil. No caso de manipulação dos contratos, a população com risco mais elevado prefere não adquirir a cobertura.

Uma limitação do exercício empírico é a impossibilidade de controlar os planos pela dimensão da qualidade. A análise da estimativa das probabilidades considerando o segmento de cobertura dá indícios de que o setor tem empreendido esforços no sentido de ampliar a cobertura ambulatorial sugerindo alguma manipulação dos tipos de contrato por meio da qualidade. A ampliação do segmento de cobertura ambulatorial é significativa para todos os grupos etários, indicando uma mudança na dinâmica dos setores público e privado na oferta de cuidado.



## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANS. **Agência Nacional de Saúde Suplementar**. Disponível em: <<http://www.ans.gov.br>>. Acesso em: 25 jul. 2011.
- BARRETT, G. F., CONLON, R. Adverse Selection and the Decline in Private Health Insurance Coverage in Australia: 1989-90. **The Economic Record**. v.79, n.246, p. 279-296, 2003.
- 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.
- COLOMBO, F., TAPAY, N. **Private health insurance in OECD countries: the benefits and costs for individuals and health systems**. Organisation For Economic Co-Operation And Development, 2004. (Working Papers, 15).
- CUTLER, D. M., ZECKHAUSER, R. J. The anatomy of health insurance. In: CULYER, A. J., NEWHOUSE, J. P. (Eds.) **Handbook of Health Economics**. New York: Elsevier, 2001. v.1A, p.755-845.
- DRECHSLER, D.; JUTTING, J. P. Private health insurance in low and middle-income countries. In: PREKER, A. S. et al (Eds.) **Private Voluntary Health Insurance in Development: friend or foe?**, 2007.
- FAIRLIE, R. W. **An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Technique to Logit and Probit Models**, 2006. (IZA Discussion Papers, 1917).
- 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, p.183-208, 2004.
- FINKELSTEIN, A. **Minimum Standards, Insurance Regulation and Adverse Selection: Evidence from the Medigap Market**, 2002. (NBER working papers, 8.917).
- GRUBER, J., POTERBA, J. Tax Incentives and the Decision to Purchase Health Insurance: Evidence from the Self-Employed. **The Quarterly Journal of Economics**, v.109, n.3, p.701-733, 1994.
- HARRINTON, S. E. Facilitating and Safeguarding Regulation in Advanced Market Economies. In: PREKER, A. S. et al (Eds.) **Private Voluntary Health Insurance in Development: friend or foe?**, 2007.
- HOEL, M. S., SÆTHER, E. M. Public Health Care with Waiting Time: The Role of Supplementary Private Health Care. **Journal of Health Economics**. v.2, p.599-616, 2003.
- JOUMARD, I. A., CHANTAL, C. N. **Health Care Systems: Efficiency and Institutions**, 2010. (OECD Economics Department Working Papers, 769).
- KOLENIKOV, S. Resampling variance estimation for complex survey data. **The Stata Journal**. v.10, p.165-199, 2010.

NEUDECK, W., PODCZECK, K. Adverse selection and regulation in health insurance markets. **Journal of Health Economics**. v.15, p.387-408, 1996.

NEWHOUSE, J. P., INSURANCE EXPERIMENT GROUP. **Free For All? Lessons from the Health Insurance Experiment**. Harvard University Press: Cambridge, 1993.

OECD. Organisation for Economic Co-operation and Development. **Health at a Glance: OECD Indicators 2005**, 2005.

ROTHSCHILD, M., STIGLITZ, J. Equilibrium in Competitive Insurance Markets: A Essay on the Economics of Imperfect Information. **The Quarterly Journal of Economics**. v.80, p.629-649, 1976.

VAN DE VEN, W. P. M. M., SCHUT, F. T. Universal Mandatory Health Insurance in the Netherlands: a Model for United States? **Health Affairs**. v.27, n.3, p.771-81, 2008.

WEST, B. T. A Closer Examination of Subpopulation Analysis of Complex-sample Survey Data. **The Stata Journal**. v.8, n.4, p.520-531, 2008.

WILSON, C. A Model of Insurance Markets with Incomplete Information. **Journal of Economic Theory**. v.16, p.167-207, 1977.

## ANEXOS

**TABELA 2.A – Razões de chance estimadas no modelo 1, cobertura de plano por adesão própria – 1998, 2003 e 2008**

	1998		2003		2008	
presença de criança na família	1,122***	(0,04)	1,203***	(0,038)	1,189***	(0,037)
presença de idosos na família	0,849***	(0,045)	1,023	(0,048)	1,119**	(0,05)
presença de mulher em idade fértil na família	1,495***	(0,071)	1,501***	(0,051)	1,306***	(0,048)
homem	0,760***	(0,01)	0,810***	(0,01)	0,842***	(0,009)
19 a 23 anos	0,728***	(0,027)	0,802***	(0,023)	0,797***	(0,024)
24 a 28 anos	0,787***	(0,028)	0,867***	(0,026)	0,832***	(0,027)
29 a 33 anos	0,827***	(0,032)	0,919***	(0,029)	0,903***	(0,026)
34 a 38 anos	0,971	(0,032)	0,939**	(0,026)	0,950*	(0,029)
39 a 43 anos	0,987	(0,028)	0,894***	(0,024)	0,848***	(0,027)
44 a 48 anos	1,029	(0,041)	0,861***	(0,028)	0,848***	(0,028)
49 a 53 anos	1,263***	(0,055)	1,057*	(0,032)	0,934*	(0,033)
54 a 58 anos	1,564***	(0,077)	1,236***	(0,053)	1,024	(0,037)
59 anos ou mais	1,520***	(0,064)	1,235***	(0,039)	1,093***	(0,034)
problema de coluna	1,037	(0,024)	1,251***	(0,03)	1,210***	(0,029)
problema de artrite	0,892***	(0,033)	0,972	(0,031)	1,048	(0,035)
problema de câncer	1,152	(0,148)	1,244***	(0,095)	1,466***	(0,119)
problema de diabete	1,104*	(0,062)	1,137***	(0,043)	1,053	(0,041)
problema de asma	1,178***	(0,048)	1,192***	(0,038)	1,134***	(0,048)
problema de hipertensão	1,104***	(0,032)	1,074***	(0,025)	1,129***	(0,026)
problema de coração	1,123**	(0,052)	1,151***	(0,043)	1,196***	(0,042)
problema renal	0,915	(0,054)	1,016	(0,058)	0,852**	(0,056)
problema de depressão	0,966	(0,039)	1,125***	(0,047)	1,087**	(0,04)
problema de tuberculose	0,485**	(0,172)	0,74	(0,141)	0,852	(0,176)
problema de tendinite	1,459***	(0,083)	1,609***	(0,071)	1,528***	(0,063)
problema de cirrose	1,278	(0,277)	0,888	(0,177)	0,696*	(0,142)
saúde autoavaliada	1,029	(0,033)	1,219***	(0,028)	1,294***	(0,031)
idade do chefe de família	1,020***	(0,002)	1,023***	(0,001)	1,024***	(0,001)
chefe de família sem carteira	0,684***	(0,038)	0,697***	(0,033)	0,814***	(0,044)
chefe de família doméstico	0,581***	(0,062)	0,562***	(0,048)	0,581***	(0,053)
chefe de família conta própria	0,896**	(0,041)	0,844***	(0,034)	0,957	(0,035)
chefe de família empregador	1,883***	(0,106)	1,592***	(0,083)	1,968***	(0,098)
chefe de família não remunerado	1,262**	(0,129)	1,059	(0,088)	1,074	(0,103)
chefe de família não PEA	1,138**	(0,06)	1,027	(0,047)	1,135***	(0,042)

**TABELA 2.A – Razões de chance estimadas no modelo 1, cobertura de plano por adesão própria – 1998, 2003 e 2008 (continuação)**

	1998		2003		2008	
chefe de família desocupado	0,994	(0,087)	0,765***	(0,056)	0,668***	(0,054)
chefe de família militar ou funcionário público	1,001	(0,074)	0,860**	(0,051)	0,994	(0,055)
chefe com até 3 anos de estudo	0,065***	(0,005)	0,086***	(0,006)	0,079***	(0,004)
chefe de 4 a 7 anos de estudo	0,142***	(0,009)	0,161***	(0,009)	0,153***	(0,007)
chefe de 8 a 10 anos de estudo	0,250***	(0,016)	0,228***	(0,014)	0,219***	(0,009)
chefe de 10 a 14 anos de estudo	0,413***	(0,023)	0,401***	(0,022)	0,386***	(0,014)
renda familiar <i>per capita</i> de 150 a 250 reais	2,080***	(0,097)	2,090***	(0,088)	1,142***	(0,044)
renda familiar <i>per capita</i> de 250 a 350 reais	3,122***	(0,168)	3,778***	(0,163)	1,838***	(0,081)
renda familiar <i>per capita</i> de 350 a 500 reais	4,771***	(0,281)	5,548***	(0,259)	2,837***	(0,123)
renda familiar <i>per capita</i> de 500 a 700 reais	6,654***	(0,408)	7,002***	(0,389)	3,934***	(0,19)
renda familiar <i>per capita</i> de 700 a 900 reais	8,828***	(0,612)	10,724***	(0,719)	5,518***	(0,336)
renda familiar <i>per capita</i> de 900 a 1.200 reais	8,914***	(0,777)	11,997***	(0,947)	6,719***	(0,468)
renda familiar <i>per capita</i> de 1.200 a 2.000 reais	11,391***	(1,049)	15,803***	(1,27)	7,844***	(0,519)
renda familiar <i>per capita</i> acima de 2.000 reais						
número de pessoas na família	0,879***	(0,011)	0,907***	(0,011)	0,907***	(0,01)
contribuição do chefe da família para previdência privada	3,112***	(0,279)	2,651***	(0,165)	2,290***	(0,117)
residência urbana	1,919***	(0,147)	1,566***	(0,117)	1,845***	(0,122)
Acre	0,126***	(0,044)	0,368***	(0,076)	0,252***	(0,04)
Alagoas	0,412***	(0,082)	0,434***	(0,1)	0,370***	(0,055)
Amapá	0,255***	(0,087)	0,342***	(0,071)	0,324***	(0,084)
Amazonas	0,310***	(0,074)	0,200***	(0,032)	0,125***	(0,02)
Bahia	0,532***	(0,045)	0,517***	(0,034)	0,489***	(0,039)
Ceará	0,456***	(0,04)	0,551***	(0,045)	0,567***	(0,036)
Distrito Federal	0,320***	(0,041)	0,228***	(0,0232)	0,279***	(0,031)
Espírito Santo	0,764**	(0,096)	0,758***	(0,066)	0,842**	(0,069)
Goiás	0,441***	(0,038)	0,328***	(0,032)	0,251***	(0,021)
Maranhão	0,269***	(0,069)	0,208***	(0,047)	0,124***	(0,027)
Mato Grosso	0,278***	(0,04)	0,546***	(0,062)	0,392***	(0,041)
Mato Grosso do Sul						
Minas Gerais	0,724***	(0,053)	0,792***	(0,047)	0,862**	(0,052)
Pará	0,529***	(0,055)	0,638***	(0,056)	0,460***	(0,039)
Paraíba	0,500***	(0,108)	0,395***	(0,067)	0,415***	(0,06)
Paraná	0,466***	(0,033)	0,626***	(0,05)	0,516***	(0,032)
Pernambuco	0,680***	(0,047)	0,761***	(0,074)	0,553***	(0,035)

**TABELA 2.A – Razões de chance estimadas no modelo 1, cobertura de plano por adesão própria – 1998, 2003 e 2008 (continuação)**

	1998		2003		2008	
Piauí	0,138***	(0,033)	0,212***	(0,057)	0,333***	(0,06)
Rio de Janeiro	0,644***	(0,033)	0,482***	(0,032)	0,714***	(0,037)
Rio Grande do Norte	0,539***	(0,064)	0,403***	(0,05)	0,601***	(0,068)
Rio Grande do Sul	0,567***	(0,041)	0,604***	(0,042)	0,649***	(0,04)
Rondônia	0,233***	(0,075)	0,472***	(0,089)	0,171***	(0,027)
Roraima	0,089***	(0,045)	0,117***	(0,032)	0,193***	(0,06)
Santa Catarina	0,299***	(0,029)	0,510***	(0,068)	0,505***	(0,069)
Sergipe	0,432***	(0,073)	0,437***	(0,068)	0,352***	(0,047)
Tocantins	0,097***	(0,028)	0,153***	(0,027)	0,114***	(0,019)
observações	343.518		382.288		389.732	

\* significativo a 10%; \*\* significativo a 5%; \*\*\* significativo a 1%

fonte: Pnad 1998, 2003 e 2008.

**TABELA 2.B – Razões de chance estimadas no modelo 2, cobertura de plano coletivo por adesão – 1998, 2003 e 2008**

	1998		2003		2008	
presença de criança na família	1,188***	(0,03)	1,200***	(0,033)	1,177***	(0,025)
presença de idosos na família	0,854***	(0,031)	0,897***	(0,032)	0,815***	(0,024)
presença de mulher em idade fértil na família	1,236***	(0,038)	1,310***	(0,037)	1,276***	(0,031)
homem	0,890***	(0,009)	0,926***	(0,009)	0,993	(0,008)
19 a 23 anos	0,769***	(0,02)	0,815***	(0,018)	0,951**	(0,019)
24 a 28 anos	0,833***	(0,021)	0,791***	(0,019)	0,883***	(0,019)
29 a 33 anos	0,943***	(0,021)	0,886***	(0,021)	0,978	(0,018)
34 a 38 anos	1,008	(0,024)	0,945**	(0,021)	1,052***	(0,018)
39 a 43 anos	0,944***	(0,021)	0,926***	(0,02)	1,012	(0,018)
44 a 48 anos	0,958	(0,026)	0,868***	(0,022)	0,933***	(0,021)
49 a 53 anos	0,969	(0,034)	0,918***	(0,026)	0,887***	(0,023)
54 a 58 anos	1,044	(0,042)	0,977	(0,039)	0,838***	(0,026)
59 anos ou mais	1,132***	(0,042)	1,067*	(0,04)	1,011	(0,028)
problema de coluna	1,058***	(0,022)	1,233***	(0,027)	1,208***	(0,021)
problema de artrite	0,916***	(0,023)	1,058**	(0,027)	1,003	(0,024)
problema de câncer	0,926	(0,104)	0,945	(0,079)	1,264***	(0,08)
problema de diabete	1,032	(0,045)	1,03	(0,038)	1,070***	(0,026)
problema de asma	1,104***	(0,032)	1,207***	(0,037)	1,110***	(0,027)

**TABELA 2.B – Razões de chance estimadas no modelo 2, cobertura de plano coletivo por adesão – 1998, 2003 e 2008 (continuação)**

	1998		2003		2008	
problema de hipertensão	1,052**	(0,024)	1,024	(0,021)	1,079***	(0,02)
problema de coração	1,112***	(0,036)	1,134***	(0,037)	1,127***	(0,028)
problema renal	0,920*	(0,041)	0,952	(0,041)	0,849***	(0,041)
problema de depressão	1,003	(0,03)	1,062**	(0,032)	1,053*	(0,03)
problema de tuberculose	0,605	(0,189)	0,852	(0,144)	0,678**	(0,103)
problema de tendinite	1,514***	(0,069)	1,584***	(0,053)	1,487***	(0,046)
problema de cirrose	1,498**	(0,283)	1,536***	(0,239)	0,725**	(0,113)
saúde autoavaliada	1,106***	(0,025)	1,204***	(0,028)	1,306***	(0,025)
idade do chefe de família	1,013***	(0,001)	1,016***	(0,001)	1,019***	(0,001)
chefe de família sem carteira	0,205***	(0,008)	0,241***	(0,009)	0,290***	(0,01)
chefe de família doméstico	0,193***	(0,016)	0,213***	(0,014)	0,289***	(0,015)
chefe de família conta própria	0,168***	(0,007)	0,191***	(0,006)	0,268***	(0,008)
chefe de família empregador	0,169***	(0,008)	0,214***	(0,01)	0,336***	(0,015)
chefe de família não remunerado	0,327***	(0,025)	0,393***	(0,026)	0,403***	(0,025)
chefe de família não PEA	0,435***	(0,015)	0,412***	(0,013)	0,530***	(0,015)
chefe de família desocupado	0,306***	(0,018)	0,294***	(0,017)	0,378***	(0,022)
chefe de família militar ou funcionário público	1,796***	(0,083)	1,572***	(0,062)	1,447***	(0,048)
chefe com até 3 anos de estudo	0,125***	(0,008)	0,125***	(0,008)	0,116***	(0,006)
chefe de 4 a 7 anos de estudo	0,224***	(0,012)	0,211***	(0,011)	0,205***	(0,008)
chefe de 8 a 10 anos de estudo	0,359***	(0,019)	0,361***	(0,019)	0,306***	(0,011)
chefe de 10 a 14 anos de estudo	0,540***	(0,027)	0,598***	(0,03)	0,560***	(0,019)
renda familiar <i>per capita</i> de 150 a 250 reais	2,239***	(0,073)	2,338***	(0,067)	1,566***	(0,043)
renda familiar <i>per capita</i> de 250 a 350 reais	3,051***	(0,112)	3,501***	(0,115)	2,414***	(0,07)
renda familiar <i>per capita</i> de 350 a 500 reais	4,400***	(0,194)	5,199***	(0,231)	3,477***	(0,106)
renda familiar <i>per capita</i> de 500 a 700 reais	6,026***	(0,322)	6,858***	(0,315)	4,546***	(0,18)
renda familiar <i>per capita</i> de 700 a 900 reais	7,181***	(0,452)	9,250***	(0,573)	5,985***	(0,31)
renda familiar <i>per capita</i> de 900 a 1.200 reais	7,521***	(0,54)	10,024***	(0,787)	7,258***	(0,401)
renda familiar <i>per capita</i> de 1.200 a 2.000 reais	9,261***	(0,769)	13,543***	(1,048)	8,271***	(0,496)
renda familiar <i>per capita</i> acima de 2.000 reais						
número de pessoas na família	0,982**	(0,009)	0,987	(0,008)	0,958***	(0,008)
contribuição para previdência privada pelo chefe de família	3,597***	(0,239)	2,565***	(0,133)	2,540***	(0,091)
residência urbana	1,932***	(0,113)	2,166***	(0,148)	2,285***	(0,119)
Acre	0,238***	(0,047)	0,533***	(0,077)	0,305***	(0,033)
Alagoas	0,502***	(0,061)	0,283***	(0,04)	0,343***	(0,035)

**TABELA 2.B – Razões de chance estimadas no modelo 2, cobertura de plano coletivo por adesão – 1998, 2003 e 2008 (continuação)**

	1998		2003		2008	
Amapá	0,485***	(0,068)	0,385***	(0,051)	0,190***	(0,036)
Amazonas	0,444***	(0,056)	0,401***	(0,039)	0,373***	(0,03)
Bahia	0,672***	(0,05)	0,737***	(0,038)	0,699***	(0,031)
Ceará	0,541***	(0,035)	0,515***	(0,033)	0,509***	(0,033)
Distrito Federal	0,594***	(0,048)	0,668***	(0,048)	0,585***	(0,038)
Espírito Santo	0,812**	(0,068)	0,796**	(0,073)	0,732***	(0,06)
Goiás	0,946	(0,067)	1,094	(0,065)	0,968	(0,052)
Maranhão	0,367***	(0,067)	0,363***	(0,06)	0,266***	(0,049)
Mato Grosso	0,345***	(0,04)	0,431***	(0,046)	0,381***	(0,036)
Mato Grosso do Sul						
Minas Gerais	0,908**	(0,042)	0,942	(0,041)	0,945	(0,043)
Pará	0,878*	(0,06)	0,591***	(0,038)	0,521***	(0,042)
Paraíba	0,733***	(0,077)	0,604***	(0,067)	0,420***	(0,042)
Paraná	0,580***	(0,036)	0,555***	(0,031)	0,594***	(0,028)
Pernambuco	0,788***	(0,059)	0,631***	(0,037)	0,568***	(0,03)
Piauí	0,600***	(0,068)	0,846	(0,098)	0,699***	(0,072)
Rio de Janeiro	0,690***	(0,031)	0,614***	(0,033)	0,805***	(0,036)
Rio Grande do Norte	0,282***	(0,041)	0,323***	(0,038)	0,453***	(0,055)
Rio Grande do Sul	0,953	(0,054)	1,099**	(0,053)	1,121***	(0,048)
Rondônia	0,668***	(0,088)	0,494***	(0,06)	0,434***	(0,033)
Roraima	0,066***	(0,035)	0,237***	(0,059)	0,184***	(0,03)
Santa Catarina	0,655***	(0,061)	0,551***	(0,04)	0,548***	(0,04)
Sergipe	0,644***	(0,083)	0,428***	(0,046)	0,586***	(0,055)
Tocantins	0,716***	(0,045)	0,212***	(0,033)	0,493***	(0,037)
observações	343.518		382.288		389.732	

\* significativo a 10%; \*\* significativo a 5%; \*\*\* significativo a 1%

fonte: Pnad 1998, 2003 e 2008.

**TABELA 2.C – Razões de chance estimadas no modelo 3, planos com cobertura hospitalar, dado que adquiriu plano de adesão própria – 1998, 2003 e 2008**

	1998		2003		2008	
presença de criança na família	0,967	(0,089)	1,180*	(0,11)	1,363***	(0,113)
presença de idosos na família	0,815	(0,114)	0,879	(0,099)	1,571***	(0,167)

**TABELA 2.C – Razões de chance estimadas no modelo 3, planos com cobertura hospitalar, dado que adquiriu plano de adesão própria – 1998, 2003 e 2008 (continuação)**

	1998		2003		2008	
presença de mulher em idade fértil na família	0,967	(0,138)	1,094	(0,122)	1,213**	(0,096)
homem	0,867***	(0,037)	0,897***	(0,026)	1,008	(0,032)
19 a 23 anos	0,866*	(0,07)	0,751***	(0,06)	0,953	(0,071)
24 a 28 anos	0,796**	(0,077)	0,89	(0,075)	1,04	(0,075)
29 a 33 anos	0,97	(0,109)	0,888	(0,07)	0,948	(0,076)
34 a 38 anos	0,947	(0,09)	0,774***	(0,053)	0,865**	(0,063)
39 a 43 anos	0,992	(0,092)	0,868*	(0,069)	1,134*	(0,086)
44 a 48 anos	0,968	(0,111)	0,779***	(0,06)	0,995	(0,071)
49 a 53 anos	1,381***	(0,158)	0,955	(0,078)	1,069	(0,087)
54 a 58 anos	1,477***	(0,192)	1,005	(0,127)	1,129	(0,114)
59 anos ou mais	1,541***	(0,182)	1,087	(0,114)	0,904	(0,072)
problema de coluna	0,865**	(0,062)	1,249***	(0,071)	1,079	(0,06)
problema de artrite	0,84	(0,099)	0,934	(0,081)	0,997	(0,077)
problema de câncer	8,733***	(5,885)	1,326	(0,288)	1,46	(0,366)
problema de diabetes	0,883	(0,131)	1,016	(0,093)	1,131	(0,099)
problema de asma	0,963	(0,085)	1,143	(0,099)	1,138	(0,103)
problema de hipertensão	0,996	(0,086)	0,895*	(0,054)	0,997	(0,055)
problema de coração	1,008	(0,132)	1,273***	(0,106)	1,141	(0,11)
problema renal	0,868	(0,155)	0,827	(0,12)	1,222	(0,18)
problema de depressão	0,943	(0,096)	1,067	(0,094)	1,097	(0,103)
problema de tuberculose	0,474	(0,505)	0,894	(0,402)	0,66	(0,382)
problema de tendinite	1,218	(0,186)	1,168	(0,135)	1,292***	(0,125)
problema de cirrose	1,027	(0,72)	1,307	(0,641)	1,626	(1,071)
saúde autoavaliada	1,165*	(0,092)	1,095	(0,063)	1,336***	(0,084)
idade do chefe de família	1,012***	(0,005)	1,017***	(0,004)	1,021***	(0,003)
chefe de família sem carteira	0,578***	(0,095)	0,984	(0,128)	0,847	(0,123)
chefe de família doméstico	0,985	(0,36)	0,610**	(0,123)	0,649*	(0,163)
chefe de família conta própria	0,734**	(0,093)	0,88	(0,101)	0,91	(0,089)
chefe de família empregador	1,467**	(0,223)	1,18	(0,149)	1,175	(0,141)
chefe de família não remunerado	1,603*	(0,46)	0,539***	(0,108)	0,804	(0,178)
chefe de família não PEA	1,064	(0,163)	1,081	(0,116)	0,988	(0,104)
chefe de família desocupado	0,91	(0,225)	0,837	(0,156)	0,818	(0,179)
chefe de família militar ou funcionário público	0,871	(0,261)	0,757	(0,147)	1,370*	(0,262)
chefe com até 3 anos de estudo	0,186***	(0,047)	0,119***	(0,021)	0,125***	(0,023)
chefe de 4 a 7 anos de estudo	0,274***	(0,056)	0,173***	(0,028)	0,185***	(0,027)



**TABELA 2.C – Razões de chance estimadas no modelo 3, planos com cobertura hospitalar, dado que adquiriu plano de adesão própria – 1998, 2003 e 2008 (continuação)**

	1998		2003		2008	
chefe de 8 a 10 anos de estudo	0,385***	(0,085)	0,222***	(0,04)	0,239***	(0,037)
chefe de 10 a 14 anos de estudo	0,528***	(0,1)	0,376***	(0,063)	0,434***	(0,057)
renda familiar <i>per capita</i> de 150 a 250 reais	1,141	(0,114)	1,160*	(0,093)	0,926	(0,093)
renda familiar <i>per capita</i> de 250 a 350 reais	1,694***	(0,23)	1,749***	(0,19)	1,195*	(0,115)
renda familiar <i>per capita</i> de 350 a 500 reais	1,911***	(0,267)	2,452***	(0,3)	1,765***	(0,196)
renda familiar <i>per capita</i> de 500 a 700 reais	2,492***	(0,46)	3,438***	(0,509)	2,721***	(0,35)
renda familiar <i>per capita</i> de 700 a 900 reais	3,455***	(0,741)	5,438***	(0,977)	3,163***	(0,586)
renda familiar <i>per capita</i> de 900 a 1.200 reais	3,774***	(0,965)	4,346***	(1,137)	5,342***	(1,244)
renda familiar <i>per capita</i> de 1.200 a 2.000 reais	10,223***	(3,68)	7,360***	(2,311)	5,401***	(1,403)
renda familiar <i>per capita</i> acima de 2.000 reais						
número de pessoas na família	0,883***	(0,032)	0,889***	(0,034)	0,858***	(0,03)
contribuição para previdência privada pelo chefe de família	1,499	(0,397)	1,904***	(0,351)	1,596***	(0,277)
residência urbana	1,506*	(0,347)	1,022	(0,188)	1,367***	(0,163)
Acre		(1,903)	0,307*	(0,21)	0,215***	(0,079)
Alagoas	0,543	(0,42)	0,186***	(0,107)	0,229***	(0,085)
Amapá			0,768	(0,546)	0,976	(0,875)
Amazonas	0,876	(0,529)	1,866	(1,697)	0,256***	(0,118)
Bahia	0,805	(0,229)	0,501***	(0,091)	0,259***	(0,049)
Ceará	0,7	(0,187)	0,577**	(0,13)	0,388***	(0,061)
Distrito Federal	0,333***	(0,094)	0,342***	(0,106)	0,348***	(0,107)
Espírito Santo	0,267***	(0,107)	1,145	(0,382)	0,438***	(0,129)
Goiás	0,469***	(0,13)	0,513**	(0,149)	0,293***	(0,071)
Maranhão			2,042	(1,469)	0,996	(0,564)
Mato Grosso	0,473*	(0,186)	0,785	(0,246)	0,248***	(0,062)
Mato Grosso do Sul						
Minas Gerais	0,250***	(0,034)	0,430***	(0,061)	0,237***	(0,034)
Pará	0,914	(0,357)	0,653*	(0,146)	0,561**	(0,159)
Paraíba	0,476	(0,216)	0,874	(0,268)	0,289***	(0,084)
Paraná	0,438***	(0,105)	0,469***	(0,1)	0,478***	(0,107)
Pernambuco	0,869	(0,199)	0,447***	(0,098)	0,608**	(0,122)
Piauí	0,793	(0,698)	0,574	(0,399)	0,754	(0,313)
Rio de Janeiro	0,245***	(0,04)	0,533***	(0,087)	0,357***	(0,052)
Rio Grande do Norte	0,354***	(0,124)	1,01	(0,413)	0,564*	(0,178)

**TABELA 2.C – Razões de chance estimadas no modelo 3, planos com cobertura hospitalar, dado que adquiriu plano de adesão própria – 1998, 2003 e 2008 (continuação)**

	1998		2003		2008	
Rio Grande do Sul	0,213***	(0,044)	0,249***	(0,046)	0,133***	(0,019)
Rondônia	3,991***		0,612	(0,211)	0,270***	(0,126)
Roraima	0,037	(0,378)	0,220**	(0,152)	0,258*	(0,188)
Santa Catarina	0,703	(0,307)	0,301***	(0,074)	0,361***	(0,105)
Sergipe	0,335***	(0,129)	0,338***	(0,128)	0,573	(0,223)
Tocantins	0,201	(0,299)	0,716	(0,307)	1,408	(1,163)
observações	343.518	343.518	382.288	382.288	389.732	389.732

\* significativo a 10%; \*\* significativo a 5%; \*\*\* significativo a 1%

fonte: Pnad 1998, 2003 e 2008.

**TABELA 2.D – Razões de chance estimadas no modelo 4, planos com cobertura hospitalar, dado que adquiriu plano de adesão coletiva – 1998, 2003 e 2008**

	1998		2003		2008	
	0,953	(0,064)	0,964	(0,075)	1,111	(0,072)
presença de criança na família	1,440***	(0,198)	0,80	(0,11)	0,979	(0,115)
presença de idosos na família	0,783*	(0,098)	1,05	(0,102)	0,846**	(0,067)
presença de mulher em idade fértil na família	0,952	(0,031)	1,014	(0,032)	1,058**	(0,026)
homem	0,894	(0,062)	0,842***	(0,056)	0,947	(0,056)
19 a 23 anos	0,832***	(0,049)	0,791***	(0,049)	0,955	(0,057)
24 a 28 anos	0,822***	(0,054)	0,845***	(0,048)	0,985	(0,053)
29 a 33 anos	1,058	(0,052)	0,870**	(0,05)	0,995	(0,05)
34 a 38 anos	1,069	(0,071)	1,140*	(0,078)	0,954	(0,057)
39 a 43 anos	1,105	(0,097)	0,907	(0,067)	0,934	(0,055)
44 a 48 anos	1,067	(0,101)	0,976	(0,078)	0,947	(0,066)
49 a 53 anos	1,323**	(0,154)	1,168	(0,147)	1,059	(0,11)
54 a 58 anos	1,19	(0,198)	1,638***	(0,214)	1,178*	(0,111)
59 anos ou mais	0,871**	(0,05)	0,997	(0,059)	1,064	(0,063)
problema de coluna	0,845**	(0,07)	0,962	(0,098)	0,971	(0,092)
problema de artrite	1,435	(0,793)	0,803	(0,282)	1,375	(0,284)
problema de câncer	0,967	(0,144)	0,857	(0,11)	1,169	(0,138)
problema de diabete	0,969	(0,087)	0,959	(0,071)	0,862**	(0,063)
problema de asma	1,12	(0,107)	0,893*	(0,06)	1,269***	(0,087)

**TABELA 2.D – Razões de chance estimadas no modelo 4, planos com cobertura hospitalar, dado que adquiriu plano de adesão coletiva – 1998, 2003 e 2008 (continuação)**

	1998		2003		2008	
problema de hipertensão	0,778**	(0,09)	1,087	(0,143)	1,001	(0,099)
problema de coração	0,949	(0,132)	1,015	(0,159)	0,809	(0,131)
problema renal	0,898	(0,092)	1,138	(0,109)	0,893	(0,077)
problema de depressão	0,86	(0,557)	1,255	(0,681)	0,241***	(0,095)
problema de tuberculose	0,981	(0,127)	1,059	(0,09)	0,87	(0,08)
problema de tendinite	0,702	(0,244)	1,828	(1,048)	1,158	(1,078)
problema de cirrose	1,056	(0,071)	1,082	(0,065)	1,199***	(0,063)
saúde autoavaliada	1,003	(0,005)	1,009**	(0,004)	1,005	(0,003)
idade do chefe de família	1,343**	(0,191)	0,875	(0,124)	0,728***	(0,077)
chefe de família sem carteira	0,56	(0,264)	0,831	(0,275)	0,793	(0,157)
chefe de família doméstico	1,334**	(0,16)	0,775**	(0,1)	0,93	(0,099)
chefe de família conta própria	1,693***	(0,341)	1,207	(0,255)	0,98	(0,17)
chefe de família empregador	2,829***	(1,002)	1,631*	(0,461)	0,988	(0,294)
chefe de família não remunerado	1,609***	(0,266)	1,445***	(0,19)	1,436***	(0,154)
chefe de família não PEA	1,04	(0,27)	1,698**	(0,424)	1,313	(0,266)
chefe de família desocupado	2,438***	(0,335)	2,303***	(0,323)	1,429***	(0,177)
chefe de família militar ou funcionário público	0,489***	(0,085)	0,364***	(0,068)	0,231***	(0,031)
chefe com até 3 anos de estudo	0,436***	(0,062)	0,345***	(0,056)	0,258***	(0,025)
chefe de 4 a 7 anos de estudo	0,627***	(0,091)	0,456***	(0,073)	0,348***	(0,036)
chefe de 8 a 10 anos de estudo	0,831	(0,129)	0,704**	(0,12)	0,555***	(0,048)
chefe de 10 a 14 anos de estudo	1,340***	(0,127)	1,370***	(0,123)	1,316***	(0,106)
renda familiar <i>per capita</i> de 150 a 250 reais	1,693***	(0,207)	1,999***	(0,186)	1,839***	(0,141)
renda familiar <i>per capita</i> de 250 a 350 reais	1,804***	(0,184)	2,739***	(0,303)	2,510***	(0,235)
renda familiar <i>per capita</i> de 350 a 500 reais	2,711***	(0,426)	2,371***	(0,303)	3,254***	(0,404)
renda familiar <i>per capita</i> de 500 a 700 reais	2,983***	(0,776)	4,767***	(1,071)	3,833***	(0,618)
renda familiar <i>per capita</i> de 700 a 900 reais	2,435***	(0,579)	5,881***	(1,768)	5,994***	(1,069)
renda familiar <i>per capita</i> de 900 a 1.200 reais	4,555***	(1,144)	7,398***	(2,123)	6,858***	(1,441)
renda familiar <i>per capita</i> de 1.200 a 2.000 reais						
renda familiar <i>per capita</i> acima de 2.000 reais	1,03	(0,032)	1,033	(0,031)	1,105***	(0,028)
número de pessoas na família	1,792***	(0,34)	1,633***	(0,259)	3,257***	(0,467)
contribuição para previdência privada pelo chefe de família	0,696**	(0,11)	0,817	(0,154)	1,08	(0,148)
residência urbana	0,806	(0,609)	0,449**	(0,17)	1,076	(0,481)
Acre	0,191***	(0,085)	0,523*	(0,194)	0,389***	(0,124)

**TABELA 2.D – Razões de chance estimadas no modelo 4, planos com cobertura hospitalar, dado que adquiriu plano de adesão coletiva – 1998, 2003 e 2008 (continuação)**

	1998		2003		2008	
Alagoas	0,376***	(0,09)	0,536	(0,31)	0,629	(0,273)
Amapá	4,042**	(2,194)	0,226***	(0,128)	6,950***	(3,072)
Amazonas	0,153	(0,178)	0,036***	(0,017)	0,233**	(0,136)
Bahia	0,241***	(0,05)	0,262***	(0,04)	0,417***	(0,059)
Ceará	0,328***	(0,116)	0,189***	(0,063)	0,289***	(0,08)
Distrito Federal	343.518	343.518	382.288	382.288	389.732	389.732
Espírito Santo	0,294***	(0,066)	0,420***	(0,068)	0,432***	(0,067)
Goiás	0,211***	(0,04)	0,183***	(0,037)	0,271***	(0,06)
Maranhão	0,508	(0,247)	1,777	(1,086)	0,069***	(0,024)
Mato Grosso	1,17	(0,259)	0,944	(0,254)	0,995	(0,207)
Mato Grosso do Sul	0,410***	(0,139)	0,360***	(0,106)	0,262***	(0,066)
Minas Gerais	0,179***	(0,05)	0,337***	(0,084)	0,323***	(0,086)
Pará	1,695	(0,82)	0,611	(0,506)	0,222***	(0,094)
Paraíba	0,602*	(0,175)	0,371***	(0,077)	0,931	(0,182)
Paraná	0,228***	(0,068)	0,311***	(0,071)	0,376***	(0,082)
Pernambuco	0,126***	(0,045)	0,300***	(0,133)	0,464*	(0,198)
Piauí	0,350***	(0,071)	0,401***	(0,098)	0,319***	(0,064)
Rio de Janeiro	0,242***	(0,063)	0,266***	(0,053)	0,483***	(0,081)
Rio Grande do Norte	0,235***	(0,056)	0,313***	(0,122)	0,281***	(0,067)
Rio Grande do Sul						
Rondônia	0,179***	(0,111)	0,085***	(0,031)	0,165***	(0,057)
Roraima	0,693	(0,23)	0,438***	(0,119)	0,805	(0,175)
Santa Catarina	0,114***	(0,017)	0,116***	(0,018)	0,205***	(0,029)
Sergipe	0,517***	(0,085)	0,373***	(0,073)	0,435***	(0,067)
Tocantins	0,694	(0,375)	0,63	(0,331)	1,023	(0,523)
observações	0,953	(0,064)	0,964	(0,075)	1,111	(0,072)

\* significativo a 10%; \*\* significativo a 5%; \*\*\* significativo a 1%

fonte: Pnad 1998, 2003 e 2008.

## **3 ARTIGO 2: RISCO MORAL NO CONTEXTO DE PERDA DA COBERTURA DE SEGURO**

### **3.1 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 diagnóstico. 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.

### **3.2 MARCO INSTITUCIONAL**

No Brasil, o sistema de saúde é misto e composto pelo setor público, que através do SUS oferece cobertura universal e integral a todos os cidadãos, e pelo setor privado (setor de saúde suplementar), que oferece os mesmos serviços cobertos pelo setor público. O setor de saúde suplementar no Brasil foi regulamentado pela Lei n. 9.656/1998, pela atual Medida Provisória n. 1.665 e pela Lei n. 9.961, que criou a ANS (Agência Nacional de Saúde Suplementar) e lhe deu as atribuições de regulação do setor. A oferta de planos e seguros saúde é feita através de operadoras, que são empresas autorizadas mediante cadastramento na ANS. As operadoras são organizadas conforme seu estatuto jurídico e se diferenciam quanto à forma de acesso, ao sistema de financiamento e aos benefícios oferecidos. As modalidades de operadoras são:

- 1) medicina de grupo: empresas médicas que administram planos de saúde para empresas, indivíduos e famílias, com estrutura de atendimento baseada principalmente no uso de serviços e numa rede credenciada;
- 2) cooperativa médica: sociedade sem fins lucrativos, constituída conforme o disposto na Lei n. 5.764, de 1971; são instituições em que os médicos são simultaneamente sócios e prestadores de serviços;
- 3) autogestão: entidade que opera o serviço de assistência à saúde destinado exclusivamente a empregados ativos, aposentados, pensionistas ou ex-empregados de uma ou mais empresas ou a participantes e dependentes de associações de pessoas físicas ou jurídicas, fundações, sindicatos, entidades de classes profissionais ou assemelhados e seus dependentes. Em geral, a autogestão combina a administração própria com outras modalidades como, por exemplo, acesso a determinados serviços de

rede credenciada. Na maior parte dos casos, o sistema de pagamento nessa modalidade consiste de tarifação segundo o risco da população coberta (*community rating*). Além disso, em alguns casos, a participação é compulsória, e a parcela de contribuição dos empregados é progressiva, já que, na maior parte das vezes, é determinada como percentual dos salários. O banco de dados utilizado neste trabalho é de uma operadora de autogestão.

- 4) seguradora especializada em saúde: sociedades seguradoras autorizadas a operar planos de saúde, desde que estejam constituídas como seguradoras especializadas nesse seguro, devendo seu estatuto social vedar a atuação em qualquer outro ramo ou modalidade. Essa modalidade tem as características usuais das seguradoras. A instituição provedora faz a intermediação financeira entre determinado grupo de indivíduos e os provedores, pelo reembolso dos serviços utilizados. A mudança recente na legislação brasileira permite às seguradoras, além de fazerem a intermediação financeira, contratarem rede credenciada de serviços;
- 5) filantropia: entidade sem fins lucrativos que opera planos privados de assistência à saúde, certificada como entidade filantrópica junto ao Conselho Nacional de Assistência Social e declarada de utilidade pública pelo Ministério da Justiça ou por órgãos de governos estaduais e municipais.
- 6) administradora: empresa que administra planos de assistência à saúde financiados por outra operadora; não assumem o risco decorrente da operação desses planos, não tem rede própria, credenciada ou referenciada de serviços médico-hospitalares ou odontológicos e não tem beneficiários.

Com a criação da ANS, todos os contratos de planos de saúde (incluindo seguros de saúde) passaram a ser obrigatoriamente registrados pelas operadoras e estão em conformidade com as normas de assistência previstas na regulamentação. Os planos de saúde são segmentados entre planos de contratação individual ou familiar e planos coletivos.<sup>5</sup>

---

<sup>5</sup> Segundo a ANS, o plano coletivo é aquele contratado por uma empresa, conselho, sindicato ou associação junto à operadora de planos de saúde para oferecer assistência médica e/ou odontológica às pessoas vinculadas a essa empresa e aos dependentes dessas pessoas.

Quanto à legislação dos planos coletivos, chamamos atenção para suas condições de rescisão ou de suspensão da cobertura. De acordo com a ANS, essas regras são particulares e devem estar dispostas em cada contrato, no que se refere ao grupo de beneficiários. Entretanto, no que concerne especificamente à interrupção da cobertura para um dos beneficiários do plano, ela deve ocorrer em duas situações. Primeiro, para o beneficiário titular, ou seja, aquele que detém o vínculo empregatício, quando ele deixa de ser empregado da empresa contratante, seja por demissão ou aposentadoria. Segundo, para o beneficiário dependente, quando ele deixa de atender às condições de dependente do titular do plano. A legislação que trata do direito de manutenção da condição de beneficiário para ex-empregados demitidos ou exonerados sem justa causa e aposentados que custearam parcialmente ou integralmente os planos de saúde é composta pelos artigos 30 e 31 da Lei n. 9.656/98, recentemente regulamentados pela Resolução Normativa n. 279 da ANS, de 24 de novembro de 2011. Segundo essa legislação, é assegurado ao ex-empregado demitido ou exonerado sem justa causa o direito de continuar como beneficiário nas mesmas condições de cobertura assistencial. O período de manutenção é de um terço do tempo de permanência em que tenha contribuído para o plano de saúde, com mínimo de seis e máximo de 24 meses. Ao ex-empregado aposentado, o tempo de permanência é indefinido, no caso em que o vínculo empregatício tenha vigorado mais de dez anos, e equivalente ao tempo do vínculo, no caso de menos de dez anos. Em todas as situações, o beneficiário deve assumir o pagamento integral, e os direitos do titular são extensivos ao grupo familiar. Além disso, o empregador deve apresentar uma comunicação formal em que o ex-empregado ou aposentado deve optar pela manutenção da condição de beneficiário no prazo máximo de 30 dias.

No Brasil, segundo a Pnad de 2008, o setor de saúde suplementar cobre cerca de 25% da população, dos quais cerca de 70% têm plano em função de vínculo empregatício, denominados planos coletivos. Os dispositivos que regulamentam as condições de perda do benefício quando da dissolução do vínculo empregatício procuram atenuar o impacto da existência do benefício sobre a transição do trabalhador dentro ou fora do mercado. Uma ampla literatura, sobretudo estadunidense (Gruber, 2000), em que arranjos de seguro são maciçamente avaliados no ambiente de trabalho, mostra que esses arranjos têm

implicações no funcionamento do mercado de trabalho. A mais importante seria a redução da mobilidade, uma vez que há menos oferta de arranjos de seguro fora do mercado de trabalho e que a oferta não é compulsória para os empregadores. No Brasil, a literatura ainda não estudou os efeitos da oferta de planos coletivos na dinâmica do mercado.

### 3.3 METODOLOGIA E BASE DE DADOS

#### 3.3.1 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<sup>6</sup> 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<sup>7</sup> 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

---

<sup>6</sup> São considerados dependentes: cônjuge, companheiro, filho ou enteado solteiro até 21 anos, filho ou enteado universitário até 24 anos, filho ou enteado inválido de qualquer idade, filho adotivo até 12 anos e menor sob guarda até 18 anos.

<sup>7</sup> São considerados familiares: ex-cônjuge, ex-companheiro, filho ou enteado solteiro maior de 21 anos, menor sob guarda ou tutelado não caracterizado como dependente, neto, bisneto, irmão solteiro ou inválido, filho casado ou em união estável, filho separado, divorciado, viúvo ou que dissolveu união estável, genro ou nora, irmão casado ou em união estável, irmão separado, divorciado, viúvo ou que dissolveu união estável, enteado casado, enteado separado, divorciado, viúvo ou que dissolveu união estável, cunhado ou sobrinho.

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.

### 3.3.2 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. A tabela 3.1 apresenta a composição da carteira de beneficiários por motivo do desligamento. A categoria dos desligados por demissão inclui tanto os beneficiários que saíram por demissão como por aposentadoria. 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.

**TABELA 3.1 – Composição da carteira de beneficiários por motivo do desligamento – 2004-2008**

não desligados	46.953
desligados por desistência	2.515
desligado mau uso/viagem	12
desligados por inadimplência	737
desligados por maioridade	3.629
desligados por óbito do titular	478
desligados por óbito do dependente	486
desligados por demissão do titular	2.038
desligados por separação/divórcio	316

fonte: Elaborada pela autora a partir de dados da Sabesprev.

Também foram poucos os beneficiários que saíram por inadimplência ou desistência (139), tendo permanecido algum tempo como ex-empregado com plano ativo e depois se desligado. Nesses casos, o motivo da saída é registrado como desistência ou inadimplência. Esses casos foram incluídos na análise, de forma que o total de saídas consideradas aqui é de 2.177, ou seja, 2.038 mais 139.

Na tabela 3.2 apresentamos um mapeamento das saídas por demissão ao longo dos quatro anos estudados.

**TABELA 3.2 – Evolução do número de saídas por demissão do titular**

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

fonte: Elaborada pela autora 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  $t$ ,  $\alpha_i$  são as características não observáveis do indivíduo  $i$  (como estado de saúde, por exemplo) e  $\mu_{it}$  é o erro idiossincrático. No quadro 3.1, descrevemos as variáveis explicativas do modelo.

**QUADRO 3.1 – Definição das variáveis explicativas**

<b>variável</b>	<b>descrição</b>
<b>fonte de variação: indivíduo e tempo</b>	
tempo para saída da carteira	Número de meses restantes para saída da carteira, especificado por seis variáveis <i>dummy</i> , definidas como $d_{ijt}$ , 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
<b>fonte de variação: indivíduo</b>	
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 três <i>dummies</i> . Categoria de referência: plano pleno.
<b>fonte de variação: tempo</b>	
tempo	Especificado em 60 <i>dummies</i> . Categoria de referência: janeiro de 2004

fonte: Elaborado pela autora.

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).

### 3.3.3 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 enviesadas 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:

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

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

### 3.3.4 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.

### 3.3.4.1 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:

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

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  $R_{n_i, X_{n_i}} = I_{n_i, X_{n_i}}$ , 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.

### 3.3.4.2 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).

### 3.4 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 3.3, 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 3.3 – Estatística descritiva dos beneficiários segundo situação na carteira**

<b>beneficiários ativos durante todo período</b>						
<b>variável</b>	<b>número de observações</b>	<b>média</b>	<b>mediana</b>	<b>desvio-padrão</b>	<b>mínimo</b>	<b>máximo</b>
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
<b>tipo de vínculo na carteira</b>						
▪ 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
<b>plano de saúde</b>						
▪ 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
<b>beneficiários com saída por aposentadoria/demissão do titular</b>						
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
<b>tipo de vínculo na carteira</b>						
▪ 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
<b>plano de saúde</b>						
▪ 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

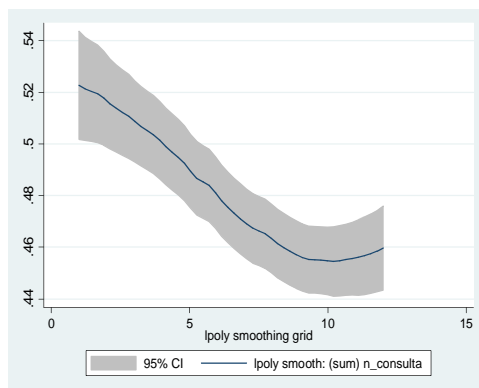
fonte: Elaborada pela autora a partir de dados da Sabesprev.

Com relação ao comportamento descritivo, na figura 3.1, 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.

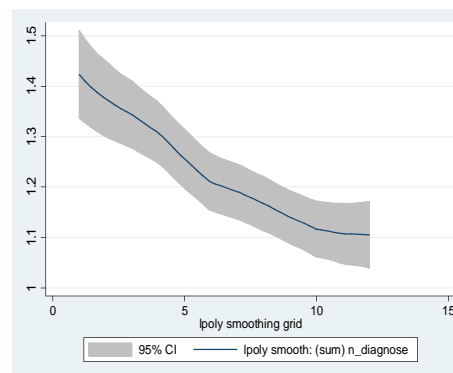


**FIGURA 3.1 – Comportamento dos indicadores de utilização segundo o número de meses restantes para a saída da cobertura**

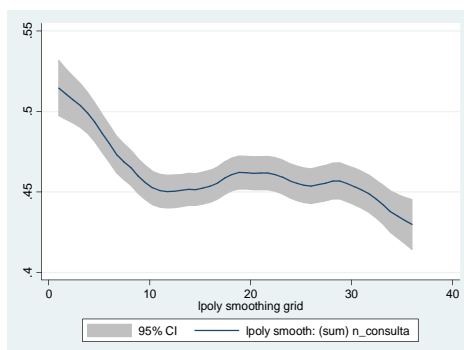
**GRÁFICO 3.1A – Uso de consultas – 12 meses para saída da carteira**



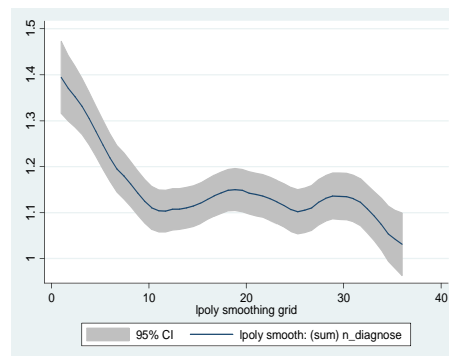
**GRÁFICO 3.2A – Uso de exames de diagnose – 12 meses para saída da carteira**



**GRÁFICO 3.1B – Uso de consultas – 36 meses para saída da carteira**



**GRÁFICO 3.2B – Uso de exames de diagnose – 36 meses para saída da carteira**



**fonte:** Elaborados pela autora 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 3.5 e 3.6, 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.

Embora nosso trabalho analise o risco moral em um contexto diferenciado daquele frequentemente reportado na literatura, nossos resultados vão de encontro, em termos percentuais, a outras evidências empíricas. No Brasil, Andrade e Maia (2009) calcularam sobreutilização de consultas médicas comparando usuários do sistema suplementar e do sistema público brasileiro com dados da Pnad. A partir de uma estimativa contrafactual, o percentual de aumento no uso de consultas, entre usuários do sistema público, se adquirissem cobertura privada foi estimado em 32%. Zweifel, Manning (2000) mostram que, segundo o Health Insurance Experiment, a elasticidade da demanda por cuidado saúde com relação ao preço monetário é de -0,2, o que significa que um aumento no preço monetário do cuidado diminui a demanda por cuidados de saúde nessa proporção.

TABELA 3.4 – 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	*	0,038		0,036		0,029	
	(0,037)		(0,037)		(0,037)		(0,033)	
2 meses para saída	0,173	***	0,140	***	0,141	***	0,142	
	(0,034)		(0,034)		(0,033)		(0,031)	
3 meses para saída	0,102	***	0,084	**	0,083	**	0,073	
	(0,034)		(0,033)		(0,033)		(0,030)	
4 meses para saída	0,116	***	0,103	***	0,108	***	0,097	
	(0,031)		(0,030)		(0,029)		(0,027)	
5 meses para saída	0,056	*	0,044		0,048	*	0,046	
	(0,029)		(0,028)		(0,028)		(0,027)	
6 meses para saída	0,045		0,042		0,046		0,035	
	(0,029)		(0,028)		(0,028)		(0,026)	
5 a 9 anos	-0,435	***	-0,321	***	-0,298	***	-0,333	
	(0,014)		(0,011)		(0,011)		(0,008)	
10 a 14 anos	-0,761	***	-0,522	***	-0,510	***	-0,579	
	(0,016)		(0,013)		(0,013)		(0,010)	
15 a 19 anos	-0,634	***	-0,417	***	-0,424	***	-0,493	
	(0,016)		(0,014)		(0,014)		(0,012)	
20 a 24 anos	-0,414	***	-0,307	***	-0,298	***	-0,384	
	(0,019)		(0,018)		(0,017)		(0,014)	
25 a 29 anos	-0,347	***	-0,248	***	-0,221	***	-0,319	
	(0,018)		(0,017)		(0,016)		(0,013)	
30 a 34 anos	-0,343	***	-0,233	***	-0,206	***	-0,297	
	(0,016)		(0,015)		(0,015)		(0,013)	
35 a 39 anos	-0,348	***	-0,212	***	-0,186	***	-0,272	
	(0,016)		(0,015)		(0,014)		(0,012)	
40 a 44 anos	-0,295	***	-0,164	***	-0,142	***	-0,220	
	(0,016)		(0,014)		(0,014)		(0,012)	
45 a 49 anos	-0,229	***	-0,110	***	-0,087	***	-0,165	
	(0,016)		(0,014)		(0,014)		(0,012)	
50 a 54 anos	-0,164	***	-0,041	***	-0,023		-0,101	
	(0,016)		(0,014)		(0,014)		(0,013)	
55 a 59 anos	-0,125	***	0,023		0,030	*	-0,036	
	(0,018)		(0,016)		(0,015)		(0,013)	
60 a 64 anos	-0,103	***	0,074	***	0,078	***	0,025	
	(0,021)		(0,018)		(0,017)		(0,015)	

TABELA 3.4 – Estimativa da semielasticidade das consultas médicas

método	equações de estimação generalizada				modelo de efeito aleatório			
	estrutura de correlação							
	ARI	permutável		não estruturada				
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 (0,033)	***	0,076 (0,027)	***	0,047 (0,027)	*	0,034 (0,023)	
homem	-0,345 (0,007)	***	-0,352 (0,008)	***	-0,350 (0,008)	***	-0,393 (0,007)	***
agregado	-0,026 (0,022)		0,002 (0,020)	***	-0,004 (0,019)		-0,005 (0,016)	
dependente	-0,101 (0,009)	***	-0,122 (0,010)	***	-0,116 (0,009)	***	-0,104 (0,009)	***
plano básico	0,043 (0,023)	***	-0,093 (0,027)	***	-0,044 (0,023)	*	-0,105 (0,017)	***
plano especial	-0,080 (0,016)	***	-0,133 (0,016)	***	-0,111 (0,015)	***	-0,125 (0,012)	***
tamanho da família	-0,031 (0,002)	***	-0,031 (0,002)	***	-0,032 (0,002)	***	-0,034 (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 méd. 58,8 máx. 60		13 58,8 60		13 58,8 60		13 58,8 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 pela autora a partir de dados da Sabesprev.

TABELA 3.5 – Estimativa da semielasticidade dos exames de diagnose

método	equações de estimação generalizada						modelo de efeito aleatório	
	estrutura de correlação							
	ARI		permutável		não estruturada			
último mês na carteira (1 mês para saída)	0,148	**	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	***	0,127	***	0,126	***	0,589	***
	(0,027)		(0,024)		(0,024)		(0,013)	

TABELA 3.5 – Estimativa da semielasticidade dos exames de diagnose

método	(continuação)						modelo de efeito aleatório	
	equações de estimação generalizada							
	estrutura de correlação							
	ARI		permutável		não estruturada			
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 méd. 58,8 máx. 60		13 58,8 60		13 58,8 60		13 58,8 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 pela autora a partir de dados da Sabesprev.

### 3.5 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. Não sabemos em que medida estas particularidades podem influenciar os resultados encontrados, de forma que a expansão dos resultados para o setor depende de maiores investigações.



## 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.

## **4 ARTIGO 3: ESTUDO LONGITUDINAL DO EFEITO DA IDADE E TEMPO ATÉ A MORTE EM GASTOS COM SAÚDE**

### **4.1 INTRODUÇÃO**

Nas últimas décadas, os gastos com saúde cresceram em todo o mundo (Gerdtham, 2000; Gottret, Schieber, 2006; Dormont et al, 2007). Uma das explicações para esse aumento é a mudança observada no perfil epidemiológico da população, com o aumento das doenças não transmissíveis como causa da mortalidade em detrimento das doenças transmissíveis (Omran, 2005; Gottret, Schieber, 2006). Esse padrão da morbidade e mortalidade se verifica tanto em países desenvolvidos, que já estão em fase avançada da transição epidemiológica, como em países em desenvolvimento. No Brasil, a transição epidemiológica tem ocorrido de forma distinta daquela observada em países desenvolvidos. Observa-se a sobreposição de etapas, na qual há predominância de doenças transmissíveis e não transmissíveis, caracterizando um duplo perfil epidemiológico (Schramm et al, 2004).

Concomitante à mudança epidemiológica, observa-se também uma mudança no perfil demográfico da população, resultante do envelhecimento. Essa mudança no perfil demográfico é resultante do processo de transição demográfica, o qual pode ser dividido em duas etapas. A primeira é caracterizada pelo declínio dos níveis de mortalidade, especialmente a infantil, e manutenção de altos níveis de fecundidade, resultando em uma população jovem e com rápido crescimento. A segunda etapa é caracterizada pela redução sustentada dos níveis de fecundidade, a qual determinou uma maior importância dos grupos mais idosos na pirâmide etária. Em países em desenvolvimento, especialmente latino-americanos e asiáticos, a mudança no perfil demográfico se dá de uma forma acelerada (Brito, 2007). No Brasil, a redução da mortalidade se iniciou na década de 1940, seguida, nos anos 1970, de uma redução importante nos níveis de fecundidade (Carvalho, 2004). Embora aconteça em ritmo e intensidade diferentes, a queda de fecundidade resultará em populações com perfil envelhecido e taxas de crescimento baixos, talvez negativas (Carvalho & Wong, 2008).

A combinação do envelhecimento populacional com o aumento das despesas segundo idade é frequentemente reportada como um dos maiores determinantes de gastos futuros com cuidado de saúde (Dormont et al, 2007). Empiricamente, entretanto, a hipótese de que o aumento da proporção de idosos responderia por grande parte da elevação dos gastos de saúde observados não foi corroborada (Getzen, 1992; Gerdtham et al, 1992; Hitiris, 1992; Barros, 1998). Zweifel e outros (1999) sugerem que a explicação para esse pequeno ou nulo impacto da composição sobre os gastos estaria na possível correlação espúria entre idade e gasto. O determinante relevante dos gastos não seria a idade por si, mas quanto as pessoas estão próximas da morte, hipótese que os autores denominaram *red herring*. Como as taxas de mortalidade específica são mais elevadas nas idades mais avançadas, a idade estaria captando o efeito da proximidade da morte, variável não observada prospectivamente.

Ao longo da última década, a hipótese de Zweifel foi testada por diversos autores (Seshamani, Gray, 2004; Zweifel et al, 2004; Werblow et al, 2007), que aprofundaram a discussão apresentando alternativas metodológicas e mensurando o impacto da proximidade da morte sobre os gastos a partir de diferentes fontes de dados. De modo geral, os resultados demonstraram que o gradiente do efeito da idade sobre os gastos é pouco pronunciado e que os gastos do último ano de vida tendem a diminuir, sobretudo a partir dos 80 anos.

Diante desse novo arcabouço, Stearns e Norton (2004) avaliaram as implicações empíricas da incorporação do tempo até a morte sobre projeções de gasto nos Estados Unidos. Os resultados mostraram que considerar a idade isoladamente aumenta de 9 a 15% os gastos projetados, num período de 20 anos. Mais recentemente, Shang e Goldman (2008) testaram o poder preditivo da expectativa de vida em substituição ao tempo até a morte, reportando também pouco poder preditivo da idade após a inclusão da expectativa de vida. Segundo as simulações apresentadas pelos autores, a partir de informações do Medicare, projeções de 2040 baseadas em gastos por idade chegam a ser 9% mais altas que aquelas baseadas na expectativa de vida; em 2080, a diferença chega a 22%. Essas diferenças preditivas reforçam a conclusão de que tempo até a morte deve ser incluído em modelos de gastos de saúde e que essa incorporação é fundamental para projeções de gasto a partir de mudanças demográficas na população, uma vez que vivemos importantes aumentos de longevidade.

O objetivo deste trabalho é analisar o comportamento dos gastos com serviços de saúde financiados por uma operadora de plano de saúde, distinguindo atributos associados a indivíduos não sobreviventes. Como vimos, no Brasil ainda persiste um duplo perfil epidemiológico, o que pode determinar perfis de gasto controlados pela proximidade da morte diferentes daqueles já avaliados para economias que completaram a transição epidemiológica. Além disso, a transição demográfica brasileira, já em curso, exerce pressões sobre previsões de demanda que logrem responder aos gestores do sistema de saúde como o envelhecimento pode pressionar gastos agregados em saúde.

A base de dados utilizada no trabalho consiste de informações longitudinais dos beneficiários vinculados à carteira de um plano de saúde do estado de São Paulo. O acompanhamento é de seis anos, e as informações provêm de registros administrativos da operadora. Nessa carteira, os beneficiários do plano de saúde têm cobertura médico-hospitalar de todos os procedimentos previstos pela modalidade ambulatorial e hospitalar com obstetrícia, conforme rol de procedimentos estabelecido pela Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS). Os registros administrativos da operadora contabilizam todos os gastos referentes aos procedimentos utilizados pelos beneficiários. A maior vantagem de uma base de dados restrita a uma carteira de beneficiários é a ausência de diferenciais de acesso aos serviços de saúde cobertos pelo plano de saúde. Compilações mais representativas da população podem perder precisão na observação da demanda, na medida em que diferenças de acesso se traduzem no uso dos serviços. No Brasil, há poucas informações disponíveis, em nível individual, sobre gastos com cuidado de saúde. O banco de dados mais difundido é o Sistema de Informações Hospitalares do SUS, com registro dos pagamentos das internações em hospitais que integram a rede do sistema público; as maiores limitações dessa base de dados são a ausência de um acompanhamento longitudinal das informações e a defasagem no ajuste dos valores remunerados.

Na literatura nacional, esta abordagem é inédita. Em um trabalho anterior e a partir da mesma base de dados utilizada aqui, Andrade et al (2010) apresentam o comportamento descritivo dos gastos segundo perfil etário e *status* de sobrevivência em 2009.

Para estimar o efeito da morte e da proximidade da morte sobre os gastos com saúde, adotamos o método das equações de estimação generalizada, também denominado modelo de média populacional, e restringimos a análise à população acima de 40 anos de idade.

Os resultados mostraram uma grande importância do conjunto de variáveis associadas à morte, reforçando a necessidade das projeções de gasto com saúde distinguirem sobreviventes e não sobreviventes, sobretudo se as mudanças demográficas prevêm quedas nas taxas de mortalidade específica. O crescimento dos gastos é bastante significativo a medida que se aproxima a morte e, além disso, existe um diferencial importante de gastos entre homens e mulheres segundo status de sobrevivência. Sem a incorporação destas variáveis, homens apresentam um gasto, controlado por idade, levemente maior do que mulheres. Com a incorporação, homens apresentam um gasto inferior ao das mulheres, se sobreviventes, relação que se inverte entre não sobreviventes no painel. Quanto ao efeito da idade, mesmo com a inclusão das variáveis associadas a morte, ela continua apresentando um gradiente significativo sobre os gastos, que tende a ser pouco menos importante entre não sobreviventes.

## **4.2 BASE DE DADOS E METODOLOGIA**

### **4.2.1 Base de dados e tratamento das informações**

A base de dados utilizada neste trabalho é um painel anual de gastos individuais com serviços de saúde computado entre 2004 e 2009. Os gastos correspondem aos serviços cobertos por uma operadora<sup>8</sup> de autogestão do estado de São Paulo.

A referida operadora é a Sabesprev, que administra a carteira de beneficiários da Sabesp, a qual oferece a seus funcionários, dependentes e familiares uma cobertura de plano de saúde na forma de autogestão.

Os empregados com vínculo ativo com a empresa, titulares do plano de saúde, e seus respectivos dependentes<sup>9</sup> têm seus prêmios parcialmente subsidiados pela empresa. A parcela do prêmio paga é taxada na forma de alíquota sobre os rendimentos do titular, independentemente do número de dependentes. A adesão ao plano da empresa é

---

<sup>8</sup> Operadora é a pessoa jurídica constituída como sociedade civil ou comercial, cooperativa ou entidade de autogestão que opera produto, serviço ou contrato de plano de saúde (Lei n. 9.656/98).

<sup>9</sup> São considerados dependentes: cônjuge, companheiro, filho ou enteado solteiro até 21 anos, filho ou enteado universitário até 24 anos, filho ou enteado inválido de qualquer idade, filho adotivo até 12 anos e menor sob guarda até 18 anos.

compulsória para empregados, titulares do plano, e facultada, sem custo adicional, a dependentes. Os empregados da ativa ainda podem agregar familiares<sup>10</sup> à carteira da seguradora, mediante o pagamento de um prêmio de risco individual que é determinado segundo a faixa etária do beneficiário. A adesão de dependentes e familiares de empregados inativos (aposentados e ex-empregados) é opcional, e o prêmio é cobrado individualmente segundo a faixa etária, obedecendo às normas da legislação vigente.

Para constituir o painel, contabilizamos todos os gastos efetuados pela operadora com cada beneficiário anualmente, a partir de 2004. Originalmente, usamos dois bancos de registros administrativos da operadora. O primeiro, denominado despesa, tem periodicidade mensal e consiste de todos os registros de procedimentos realizados pelos beneficiários da carteira. Esses procedimentos são registrados com a finalidade de pagar ao provedor e consistem da informação desagregada de cada item do cuidado, data de utilização, provedor e o respectivo valor pago pela operadora. O segundo banco de dados também tem periodicidade mensal e é denominado cadastro. Neste, registram-se atributos do beneficiário, como data de nascimento e sexo, além de informações a respeito do vínculo na carteira (titular, dependente ou agregado), data de entrada no plano, data de saída e motivo de desligamento, para inativos.

Primeiramente, reorganizamos o banco de despesa. Embora a Sabesprev pague mensalmente sua rede de provedores, há uma diferença entre o mês/ano de uso do cuidado e o mês/ano do pagamento. Essa diferença requer a reorganização das informações segundo a data de utilização. Além disso, como as informações estão registradas a preços correntes, é preciso corrigir os valores nominais por um índice de preços. Depois de reorganizar o banco de despesa segundo o mês e o ano da utilização, corrigimos mensalmente todos os valores pagos pelo Índice de Preços ao Consumidor (IPC) (grupo saúde) da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE), tendo como base dezembro de 2008. Seguiu-se a organização dos 72 meses de cadastro, de forma a manter as informações sobre os atributos dos beneficiários e sobre seu vínculo na carteira

---

<sup>10</sup> São considerados familiares do beneficiário titular: ex-cônjuge, ex-companheiro, filho ou enteado solteiro maior de 21 anos, menor sob guarda ou tutelado não caracterizado como dependente, netos, bisnetos, irmãos solteiros ou inválidos, filho casado ou em união estável, filho separado, divorciado, viúvo ou que dissolveu união estável, genros e noras, irmão casado ou em união estável, irmão separado, divorciado, viúvo ou que dissolveu união estável, enteado casado, enteado separado, divorciado, viúvo ou que dissolveu união estável, cunhado ou sobrinho.

mensalmente. Associada ao motivo de desligamento para os inativos, a condição de ativo ou inativo em dado mês/ano de referência nos permitiu aplicar dois filtros. Mantivemos no banco de dados todos beneficiários com vínculo ativo durante os 72 meses, como também os beneficiários faleceram ao longo desse período. Durante os seis anos, observamos 1.209 saídas devido a óbito, e um total de 43.163 beneficiários se manteve todo o tempo.

Na organização final do banco de dados, computamos retrospectivamente o número de meses até o óbito, quando era o caso.

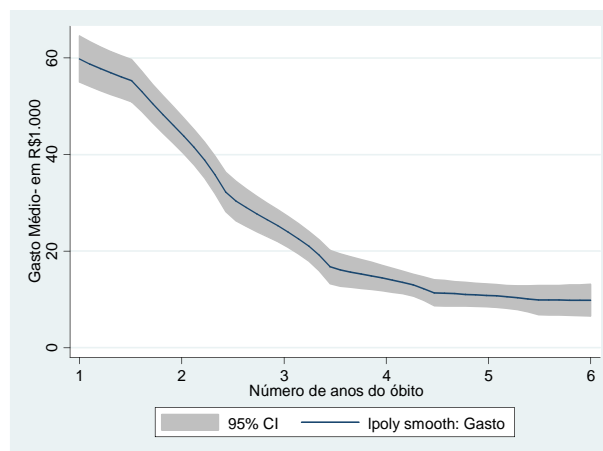
Depois desse tratamento inicial, organizamos o banco de dados, até então com periodicidade mensal, de modo que o período de referência passasse a ser anual, para o quê, consideramos o tipo de informação de cada variável. No caso dos gastos, interessava o valor despendido durante todo o ano, de forma que somamos todos os gastos mensais. Quanto às informações mensais sobre tamanho da família e idade do beneficiário, calculamos a média anual da idade e o tamanho médio da família durante o ano. A respeito do vínculo do beneficiário com o plano (agregado, dependente ou titular) e do tipo de plano (pleno, básico ou especial), como pode haver mudanças ao longo do ano – devido, por exemplo, a alguma transição de plano por aposentadoria ou maioridade de dependente –, mantivemos os vínculos e planos que vigoraram na maior parte do ano.

Embora a base de dados utilizada aqui tenha características específicas, provavelmente atributos associados à inserção do titular no mercado de trabalho, a taxa de mortalidade foi bastante parecida com a do estado de São Paulo. Quanto à população com mais de 60 anos, a taxa de mortalidade (média dos seis anos de acompanhamento) foi de 3,07%, contra 3,6% no estado de São Paulo em 2010, segundo dados da Fundação Seade. Entre a população da carteira que esteve ativa durante os seis anos, a taxa de mortalidade (média dos seis anos) foi de 0,46%.

O gráfico 4.1 mostra o comportamento do gasto médio anual segundo o número de anos até a morte, obtido por regressão polinomial local ponderada, estimada por funções de Kernel. A área sombreada em torno da linha corresponde ao intervalo de confiança de 95% da média. Verifica-se um aumento significativo do gasto, à medida que aumenta a proximidade da morte.



**GRÁFICO 4.1 – Gasto médio anual segundo número de anos até a morte 2004-2009 – carteira Sabesprev**



fonte: Elaborado pela autora a partir de dados da Sabesprev.

Para entender melhor a variável proximidade da morte, é preciso observar todos os indivíduos incluídos na análise durante um tempo mínimo. Entre não sobreviventes, a maior limitação é não observarmos completamente todos os períodos que antecederam a morte, criando uma censura à esquerda. Em um painel de seis anos, observamos, em média, três anos antes da morte, com um máximo de seis anos para aqueles que morreram no último ano. A censura, entretanto, é mais importante para os indivíduos sobreviventes. Nesse caso, há uma censura à direita na informação de mortalidade (Zweifel et al, 2004). A censura ocorre porque não observamos a data de morte para indivíduos sobreviventes durante o período de tempo analisado. A informação retrospectiva de tempo até a morte só está disponível para indivíduos que morreram no período observado. Assim, quando comparamos sobreviventes e não sobreviventes, assumimos implicitamente que sobreviventes persistem nessa condição no período seguinte ou, pelo menos, num tempo futuro previsível. Se não for tratado, esse tipo de censura pode sobreestimar o efeito da idade sobre os gastos, na medida em que incluímos como sobrevivente um grupo de indivíduos que já está próximo da morte. Uma estratégia advogada por alguns autores para lidar com a censura consiste na exclusão dos sobreviventes da análise (Seshamani; Gray, 2004), mas ela tem a desvantagem de inviabilizar a análise do gasto segundo a idade, entre sobreviventes.

Adotamos aqui uma forma alternativa de atenuar esse problema, excluindo do painel o período do qual desconhecemos a ocorrência de morte dentro de algum tempo

predeterminado (Steimmann et al, 2007). Do ponto de vista prático, essa estratégia demanda um acompanhamento longitudinal e implica a exclusão ao menos das observações do último ano. Como dispomos de um acompanhamento de seis anos de uma carteira com mais de 40 mil vidas, temos mais de 250 mil observações. Se optássemos por indicadores de tempo até a morte desde seis anos até a morte, teríamos que excluir as últimas cinco observações, o que reduziria drasticamente o número de observações. Como solução intermediária, excluimos os últimos três períodos de tempo, e adotamos quatro indicadores de tempo até a morte: ano da morte, um ano antes da morte, dois anos antes da morte e três anos antes da morte.

Além disso, uma segunda restrição, inerente à base de dados utilizada, foi a baixa frequência de mortes até os 40 anos de idade. Nessa faixa etária, registramos 104 óbitos, inviabilizando uma estimativa consistente para esse grupo. Assim, optamos por estimar o modelo de gasto na população acima de 40 anos.

Na tabela 4.1, apresentamos a estatística média de sobreviventes e não sobreviventes (todos com mais de 40 anos). As diferenças de idade e de gasto médio por ano são significativas. Os não sobreviventes apresentam uma idade média de 69 anos, com gasto médio 11 vezes superior ao dos sobreviventes, que têm em média 51 anos. Quanto às diferenças de sexo/gênero, mulheres sobreviventes apresentaram um gasto médio maior que homens sobreviventes, relação que se inverte entre não sobreviventes. Fatores biológicos (sexo) e comportamentais (gênero) explicam as diferenças entre a saúde do homem e da mulher. Mulheres reportam maior prevalência de doenças crônicas (Koopmans; Lamers, 2007) e também tendem a apresentar um comportamento mais preventivo que homens (Vegda, 2009). Entre não sobreviventes, provavelmente homens tendem a descobrir o problema de saúde em estágios mais avançados da doença, o que resulta em gasto maior.

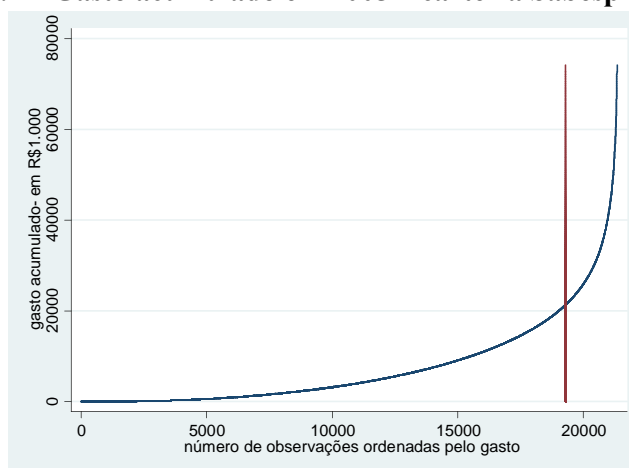
**TABELA 4.1 – Estatística descritiva segundo *status* de sobrevivência 2004-2006 – carteira Sabesprev selecionada**

<b>média (desvio padrão)</b>	<b>homens</b>	<b>mulheres</b>	<b>total</b>
<b>sobreviventes</b>			
idade	50,68	52,59	51,62
número de pessoas	10.361	10.066	20.427
número de pessoas período	31.083	30.198	61.281
gasto médio anual (em R\$ de dez. de 2008)	2.104 (8.169)	2.713 (9.245)	2.405 (8.721)
prob. (gasto > 0)	0,93	0,94	0,94
<b>não sobreviventes</b>			
idade	65,45	72,26	68,93
número de pessoas	542	563	1105
número de pessoas período	1347	1414	2.761
gasto médio anual (em R\$ de dez. de 2008)	30.532 (90.882)	24.442 (57.141)	27.414 (75.557)
prob. (gasto > 0)	0,90	0,88	0,89

fonte: Elaborada pela autora a partir de dados da Sabesprev.

Na distribuição dos gastos da população da carteira com mais de 40 anos, observamos uma grande assimetria. Em 2005, 10% dos beneficiários com maior gasto foram responsáveis por 72% do gasto total da carteira. O gráfico 4.2 mostra a distribuição do gasto acumulado em 2005, com linha vertical delimitando 10% dos beneficiários que mais gastaram no ano, à direita. O gasto total, desse grupo de indivíduos, nesse ano foi de aproximadamente 75 milhões de reais, sendo 21 milhões gastos por 90% dos usuários, e o restante, pelos 10% com maior gasto.

**GRÁFICO 4.2 – Gasto acumulado em 2005 – carteira Sabesprev selecionada**



fonte: Elaborado pela autora a partir de dados da Sabesprev.

#### 4.2.2 Método de estimação

As informações individuais sobre custos/gastos com cuidados de saúde têm características particulares e relevantes para a modelagem econométrica. A primeira se refere à natureza não negativa da variável, e a segunda, a sua distribuição. Em termos populacionais, a distribuição dos gastos com saúde apresenta tipicamente uma fração de zeros e uma cauda longa, assimétrica à direita (Jones, 2010). Os zeros representam a fração da população que não demandou nenhum cuidado de saúde. A cauda longa e assimétrica à direita decorre de eventos de saúde associados a despesas altas. Esses eventos são relativamente raros, entretanto, são normalmente responsáveis por uma grande proporção dos gastos. A acomodação dessa estrutura é fundamental para a obtenção de estimativas precisas.

Como ponto de partida dos principais métodos de estimação, a primeira característica relevante é o tratamento das observações com gasto zero. Quando os dados apresentam uma massa significativa de observações com gasto zero, duas alternativas são usualmente contempladas: o modelo de duas partes e o modelo de Heckman (Deb, Manning, Norton, 2010). Em ambos os casos, modelamos separadamente as observações com gasto zero. Quando não há uma fração significativa de observações com gasto zero, é possível adotar diretamente métodos como modelos lineares generalizados (MLG) ou mínimos quadrados ordinários (Deb, Manning; Norton, 2010; Jones, 2010), assumindo que os gastos são uma função exponencial das variáveis explicativas (Manning; Mallahy, 2001).

Uma característica que chamou atenção nos nossos dados foi que apenas 6% das observações apresentaram gasto zero, e, longitudinalmente, apenas 1,5% dos indivíduos apresentaram algum período com gasto zero. Esse baixo percentual nos conduziu a opção de não modelar explicitamente os casos de gasto zero. Estratégia similar foi adotada em estudo recente por Shang e Goldman (2008).

Diante desse primeiro filtro, optamos pelos modelos lineares generalizados, que têm apresentado boa aplicabilidade na literatura de economia da saúde (Mullahy, 1998; Blough et al, 1999; Manning; Mallahy, 2001; Buntin, 2004; Manning et al, 2005; Manning, 2006). Em comparação com os modelos tradicionais de regressão linear, que empregam a transformação logarítmica dos gastos como forma de tornar a variável mais simétrica, criando problemas de retransformação para a escala econômica original (Duan, 1983; Jones, 2010), nos modelos lineares generalizados, as predições de gasto podem ser feitas

diretamente na escala real. Além disso, a heterocedasticidade do modelo é contemplada pela família distributiva, que especifica a relação entre a variância e a média condicional.

Nos MLG, modelamos diretamente as funções de média e variância na escala original de gastos. A função de média condicionada é especificada diretamente por:

$$E[y_i | x_i] = \mu_i = f(x_i' \beta)$$

Onde  $y_i$  é o nível de custos do indivíduo  $i$ ,  $x_i$  é o vetor de características individuais, e  $f$  a função link, usualmente função log em modelos de gasto, assumindo então a seguinte forma:

$$E[y_i | x_i] = f(x_i' \beta) = \exp(x_i' \beta)$$

O segundo componente do modelo é a distribuição usada para especificar a relação entre a variância e média condicional:

$$\text{var}[y_i | x_i] = \mu^\nu$$

Onde, se  $\nu = 0$ , a variância é constante (família distributiva gaussiana); se  $\nu = 1$ , a variância é proporcional à média (Poisson); se  $\nu = 2$ , a variância é proporcional ao quadrado da média (*gamma*); se  $\nu = 3$ , a variância é proporcional ao cubo da média (inversa gaussiana). Outras distribuições usam a função quadrática da média: Bernoulli,  $\mu(1 - \mu)$ , e binomial,  $n \mu (1 - \mu)$  (Jones, 2010).

Em aplicações empíricas, uma forma útil de escolher a distribuição, sugerida por Manning e Mullahy (2001), é o teste de Park para estimar a relação entre a média e a variância (Park, 1966), que consiste em regredir o quadrado dos resíduos (ou do MLG, ou do MQO com transformação log) sobre os valores preditos de  $y$  do mesmo modelo, ambos log transformados (Buntin, 2004):

$$\ln((y_i - \hat{y}_i)^2) = \lambda_0 + \lambda_1 \ln(\hat{y}_i) + \varphi_i$$

O coeficiente  $\lambda_1$  indica que função de variância é apropriada aos dados.

### 4.2.3 Estratégia empírica

Como explicado acima, dispomos de um acompanhamento longitudinal de três anos, constituído por indivíduos sobreviventes por no mínimo 36 meses e por indivíduos não sobreviventes, para os quais calculamos retrospectivamente o tempo de vida restante. Uma das principais vantagens dos 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.

O método dos MLG foi construído originalmente para aplicações de dados *cross-section* (Hilbe, 2011). Quando as informações estão em painel, entretanto, é possível incorporar o tratamento da heterogeneidade não observada via efeito populacional, de forma que, o efeito não observado é uma média da população. O método que incorpora o efeito populacional é denominado equações de estimação generalizada (EEG).

As EEG são um método proposto inicialmente por Liang e Zeger (1986) que avalia a relação entre a variável resposta e as variáveis preditoras num contexto populacional e cuja característica essencial da especificação do modelo é a fatoração da função de variância para incluir uma estrutura de correlação parametrizada no painel. Para acomodar as características da variável gasto, implementamos a função log-link e aplicamos o teste de Park para escolher a função distribuição que modela a relação entre a média e a variância. O coeficiente  $\lambda_1$  estimado a partir do teste de Park foi de 1,25. Portanto, a função de variância apropriada está entre a distribuição de Poisson e a distribuição *gamma*, sendo mais próxima da distribuição de Poisson. Na distribuição de Poisson, a variância  $V(y | x)$  é proporcional à média  $E(y | x)$ .

A regressão de Poisson com log link estimada é:

$$\text{Log}(E(y_{it} | X_{it})) = x'_{it} \beta$$

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

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

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.

A vantagem adicional da estimação por EEG é que a matriz de correlação da função de variância do GLM pode ser arbitrariamente parametrizada. Entre as possíveis estruturas de correlação, podemos ter: permutável, não estruturada e auto regressiva.

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 autorregressiva (AR), assume-se que existe um decréscimo do valor do coeficiente de correlação à medida que aumentam os intervalos de tempo no painel.

Optamos por replicar o modelo de Poisson com log link contemplando duas estruturas de correlação: não estruturada e AR de primeira ordem.

A especificação completa da equação estimada é:

$$E(y_{it} | X_{it}) = \exp(\beta_0 + \beta_1 \text{ano.da.morte} + \beta_2 \text{1.ano.antes.da.morte} + \beta_3 \text{2.anos.antes.da.morte} + \beta_4 \text{3.anos.antes.da.morte} + \beta_5 \text{morte} + \beta_6 \text{idade} + \beta_7 \text{idade}^2 + \beta_8 \text{sexo} + \beta_9 \text{morte} * \text{idade} + \beta_{10} \text{morte} * \text{sexo} + \beta_{11} \text{agregado} + \beta_{12} \text{dependente} + \beta_{13} \text{pl.básico} + \beta_{14} \text{pl.especial} + \beta_{15} \text{tam.da.fam} + \beta_{16} \text{ano.de.2005} + \beta_{17} \text{ano.de.2006})$$

O quadro 4.1 descreve as variáveis de controle.

**QUADRO 4.1 – Definição das variáveis explicativas**

<b>variável</b>	<b>descrição</b>
<b>associadas a morte</b>	
ano da morte	<i>dummy</i> = 1: morreu naquele período
1 ano antes da morte	<i>dummy</i> = 1: está a um ano da morte (morreu no período seguinte)
2 anos antes da morte	<i>dummy</i> = 1: está a dois anos da morte
3 anos antes da morte	<i>dummy</i> = 1: está a três anos da morte
morte	<i>dummy</i> = 1: não sobrevivente
<b>demográficas</b>	
idade	idade em anos
idade*idade	idade em anos ao quadrado
sexo	<i>dummy</i> = 1: homem
<b>demográficas associadas a morte</b>	
morte*sexo	interação <i>dummy</i> se não sobrevivente e sexo
morte*Idade	interação <i>dummy</i> se não sobrevivente e idade em anos
<b>relativas ao plano</b>	
agregado	<i>dummy</i> = 1: agregado ao plano
dependente	<i>dummy</i> = 1: dependente do plano
básico	<i>dummy</i> = 1: possui plano básico
especial	<i>dummy</i> = 1: possui plano especial
tamanho da família	nº de pessoas da mesma família vinculadas à carteira Sabesprev
<b>tempo</b>	
ano 2005	<i>dummy</i> de ano 2005
ano 2006	<i>dummy</i> de ano 2006

fonte: Elaborado pela autora.

### 4.3 RESULTADOS

Nesta seção, apresentamos os resultados encontrados a partir do modelo EEG. Para visualizar o comportamento das variáveis demográficas a partir da inclusão das variáveis associadas a morte, estimamos quatro especificações separadamente.

O quadro 4.2 explicita as variáveis usadas em cada especificação/modelo. No modelo 1, especificamos apenas as variáveis de idade, idade ao quadrado e sexo; no modelo 2, o grupo de variáveis associadas a morte; no modelo 3, as variáveis associadas a morte e as demográficas e as interações; por fim, no modelo 4, a especificação completa.



**QUADRO 4.2 – Variáveis usadas em cada modelo**

variável	modelo 1	modelo 2	modelo 3	modelo 4
ano da morte		X	X	X
1 ano antes da morte		X	X	X
2 anos antes da morte		X	X	X
3 anos antes da morte		X	X	X
morte		X	X	X
idade	X		X	X
idade*idade	X		X	X
homem	X		X	X
morte*homem			X	X
morte*idade			X	X
agregado				X
dependente				X
básico				X
especial				X
tamanho da família				X
ano de 2005	X	X	X	X
ano de 2006	X	X	X	X

fonte: Elaborado pela autora.

Na tabela 4.2, apresentamos a semielasticidade e o efeito marginal do modelo estimado com estrutura de correlação autorregressiva de primeira ordem (AR1). Na tabela 4.3, a semielasticidade e o efeito marginal do modelo com estrutura de correlação permutável. De modo geral, os dois modelos apresentaram pouca diferença dos efeitos estimados. Todas as variáveis são significativas, independentemente da especificação. Para facilitar a discussão, nos reportaremos aos resultados do modelo estimado por AR1.

O modelo 1 evidenciou um efeito marginal de R\$ 303 para cada ano de idade adicional, com uma tendência de queda dessa diferença ao longo da idade e homens apresentando um gasto 5% maior que o das mulheres. No modelo 2, em que só incluímos controles associados ao evento de morte, observamos que não sobreviventes ao painel gastaram 147% a mais que os sobreviventes. O tempo até a morte apresenta um efeito sempre crescente com a proximidade da morte, chegando a 170% no último ano de vida.

No modelo 3, incluímos as variáveis demográficas, as associadas a morte e as interações. Os resultados apontaram um efeito similar ao do modelo 2 nas *dummies* de tempo até a morte: à medida que se aproxima a morte, os gastos aumentam a taxas cada vez maiores, partindo de um aumento de 18% a três anos da morte e chegando a 181% no ano da morte. Já a dummy de morte teve seu efeito marginal quase duplicado, o que significa que,

controlando para idade e sexo, não sobreviventes do painel apresentam um gasto marginal 250% superior aos sobreviventes. A este efeito deve ser adicionado o quão próximo o indivíduo se encontra da morte, no ano da morte, o gasto marginal chega a uma elevação de 430%. Esse conjunto de resultados reforça a necessidade da distinção entre sobreviventes e não sobreviventes para fins de projeção de gastos. Todas as variáveis associadas a morte apresentaram um efeito marginal elevado sobre os gastos, de forma que, em grupos de idade com taxas de mortalidade mais elevada, o gasto médio aumenta, sobretudo em função daqueles próximos da morte. Em outras palavras, caso as taxas de mortalidade específica se alterem, o gasto médio na faixa etária também se altera.

Com relação as variáveis demográficas, não observamos uma mudança significativa do coeficiente da idade. Vale reforçar que a incorporação das variáveis associadas a morte é fundamental para a distinção de gastos entre sobreviventes e não sobreviventes, informação fundamental sobretudo para modelos de projeção de gastos, onde taxas específicas de mortalidade tendem a mudar ao longo do tempo. O fato do coeficiente se manter relativamente constante com a incorporação das informações sobre morte significa apenas que não houve mudança do efeito médio da idade com a incorporação dos novos controles. Por outro lado, a diferença entre homens e mulheres, que foi positiva no modelo 1, assume um valor negativo, evidenciando um gasto marginal 20% menor entre homens. A explicação para esta queda fica evidenciada quando analisamos as interações. A interação da dummy de morte e da dummy de sexo mostrou que homens não sobreviventes apresentaram um gasto maior que mulheres não sobreviventes (22%). Segue, portanto, que as diferenças observadas entre os modelos nos coeficientes associados ao sexo evidenciam um comportamento bastante distinto entre homens e mulheres sobreviventes e não sobreviventes, corroborando evidências que reportam gastos mais elevados entre homens não sobreviventes do que entre mulheres. Homens tendem a gastar mais quando têm problemas graves de saúde associados a mortalidade, o que se explica ou por fatores biológicos, ou por diferenças no estilo de vida e na condução de um cuidado preventivo ao longo da vida. Por último, observamos que a idade interagida com morte apresentou semielasticidade de -2%; como a estimativa da idade ainda é superior (10%), a interpretação que segue é que, entre não sobreviventes, a variação do gasto à medida que a idade aumenta é positiva (cerca de 8%) e a taxas decrescentes.

No modelo 4, de estimativa completa, a inclusão das variáveis associadas à condição do beneficiário no plano não alteraram significativamente os coeficientes já discutidos. Esse

grupo de variáveis, entretanto, apresentou um efeito marginal relevante sobre os gastos. Destacaram-se as variáveis de plano: beneficiários do plano especial têm um gasto 19% maior que beneficiários do plano denominado pleno, categoria de referência no modelo, enquanto beneficiários do plano básico têm um gasto 9% menor que a categoria de referência. O plano básico se distingue dos demais quanto ao padrão de acomodação do cuidado hospitalar, que é de enfermaria e implica menos gastos para o agente segurador.

**TABELA 4.2 – Resultados da regressão de gasto por EEG com estrutura de correlação autorregressiva de primeira ordem**

Função link log com família Poisson												
estrutura de correlação auto regressiva de primeira ordem												
variáveis/modelo	modelo 1			modelo 2			modelo 3			modelo 4		
	semielasticidade	efeito marginal		semielasticidade	efeito marginal		semielasticidade	efeito marginal		semielasticidade	efeito marginal	
ano da morte				1,75	5.867,99 ***		1,81	6.075,26 ***		1,81	6.070,50 ***	
1 ano antes da morte				1,29	4.330,30 ***		1,34	4.489,94 ***		1,34	4.490,60 ***	
2 anos antes da morte				0,61	2.055,63 ***		0,65	2.185,02 ***		0,65	2.194,77 ***	
3 anos antes da morte				0,15	518,20 ***		0,18	6.08,304 ***		0,18	613,24 ***	
morte				1,47	4.945,42 ***		2,39	8.014,6		2,39	8.018,13	
idade	0,09	303,79 ***					0,10	362,53 ***		0,10	352,96 ***	
idade*idade	0,00	-1,20 ***					0,00	-2,23 ***		-0,00	-2,24 ***	
homem	0,05	161,94 ***					-0,20	-671,58 ***		-0,22	-753,37 ***	
morte*homem							0,42	1.399,83 ***		0,40	1.368,95 ***	
morte*idade							-0,02	-74,17 ***		-0,02	-73,68 ***	
agregado										0,03	116,11 ***	
dependente										-0,04	-161,58 ***	
básico										-0,09	-320,37 ***	
especial										0,19	659,44 ***	
tamanho da família										0,00	10,24 ***	
ano de 2005	0,13	428,65 ***	0,05	158,56 ***		0,02	52,56 ***		0,01	56,73 ***		
ano de 2006	0,19	640,41 ***	0,11	384,15 ***		0,06	187,25 ***		0,01	198,58 ***		
n° de observações						63.874						
n° de indivíduos						21.348						
categorias de referência: 2004, mulher, titular do plano de saúde e plano pleno												
*** significativo a 1%												

fonte: Elaborada pela autora a partir de dados da Sabesprev.

**TABELA 4.3 – Resultados da regressão de gasto por EEG com estrutura de correlação permutável**

*Função link log com família Poisson  
estrutura de correlação auto regressiva de primeira ordem*

variáveis/modelo	modelo 1			modelo 2			modelo 3			modelo 4		
	semielasticidade	efeito marginal		semielasticidade	efeito marginal		semielasticidade	efeito marginal		semielasticidade	efeito marginal	
ano da morte				1,62	5.624,71	***	1,68	5.824,39		1,68	5.831,51	***
1 ano antes da morte				1,22	4.225,41	***	1,27	4.417,80		1,28	4.426,49	***
2 anos antes da morte				0,54	1.887,99	***	0,59	2.047,08		0,60	2.067,53	***
3 anos antes da morte				0,09	297,74	***	0,12	403,97		0,12	410,66	***
morte				1,53	5.312,67	***	2,39	8.271,96		2,36	8.183,18	***
idade	0,10	371,78	***				0,12	422,64		0,12	410,48	***
idade*idade	-0,00	-1,59	***				0,00	-2,71		0,00	-2,70	***
homem							-0,20	-691,36		-0,25	-856,44	***
morte*homem							0,35	1.218,21		0,35	1.222,47	***
morte*idade							-0,02	-71,62		-0,02	-70,20	***
agregado										0,06	216,96	***
dependente										-0,09	-304,06	***
básico										-0,07	-232,70	***
especial										0,18	622,21	***
tamanho da família										0,00	-10,21	***
ano de 2005	0,04	161,04	***	0,07	241,99	***	0,05	156,34		0,05	156,88	***
ano de 2006	0,10	368,08	***	0,14	476,36	***	0,09	308,25		0,09	312,87	***
n° de observações	64.042											
n° de indivíduos	21.537											
categorias de referência: 2004, mulher, titular do plano de saúde e plano pleno												
*** significativo a 1%												

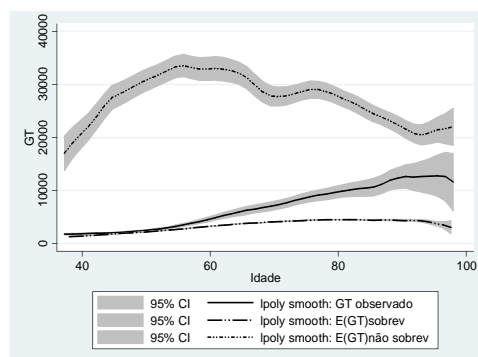
fonte: Elaborada pela autora a partir de dados da Sabesprev.

No gráfico 4.3, mostramos o gasto predito segundo a idade, separando sobreviventes e não sobreviventes e mantendo todas as médias observadas entre os dois grupos. Para facilitar a visualização, reportamos os gastos por regressão polinomial local ponderada, estimada por funções de Kernel. A área em sombreada em torno da linha corresponde ao intervalo de confiança de 95% da média. A linha superior representa o gasto esperado na população não sobrevivente do painel. A linha contínua, do meio, representa os gastos observados, e a linha de baixo, os gastos esperados entre sobreviventes.

O primeiro aspecto que chama atenção é a importância da incorporação dos indicadores de mortalidade: uma significativa parcela da elevação dos gastos observada com o aumento da idade se deve à proximidade da morte, corroborando a necessidade de distinção entre os dois grupos.

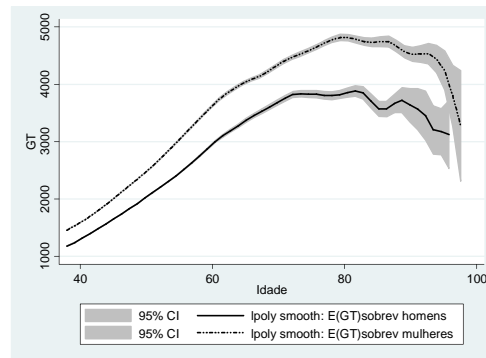
O gráfico também ilustra que, em relação aos indicadores de mortalidade, a idade teve um efeito bem menos proeminente, embora ainda significativo, diferindo das evidências de *red herring* postuladas por Zweifel e outros (1999). Esse resultado corrobora evidências reportadas na literatura internacional (Seshamani, Gray, 2004; Werblow et al, 2007).

**GRÁFICO 4.3 – Gasto segundo idade, por *status* de sobrevivência**



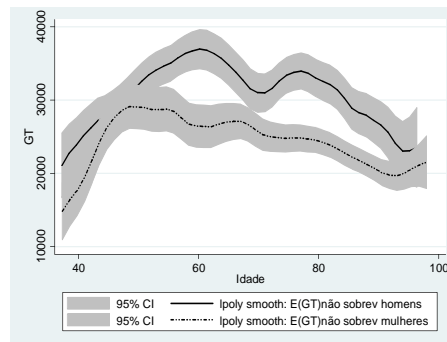
fonte: Elaborado pela autora a partir de dados da Sabesprev.

No gráfico 4.4, apresentamos o gasto predito para sobreviventes, separando homens e mulheres: a linha superior mostra mulheres sobreviventes, e a linha inferior, homens sobreviventes. Observamos a diferença de nível entre os dois grupos e um gasto crescente com a idade, com tendência a cair nas idades muito avançadas.

**GRÁFICO 4.4 – Gasto segundo idade, por sexo – sobreviventes**

fonte: Elaborado pela autora a partir de dados da Sabesprev.

O gráfico 4.5 ilustra gastos preditos por sexo entre não sobreviventes, também mantendo as características médias observadas. Observamos uma diferença de nível em relação ao gráfico anterior: homens não sobreviventes apresentam gasto maior que mulheres não sobreviventes.

**GRÁFICO 4.5 – Gasto segundo idade, por sexo – não sobreviventes**

fonte: Elaborado pela autora a partir de dados da Sabesprev.

#### 4.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste trabalho, analisamos os determinantes dos gastos individuais com saúde a partir de uma carteira de beneficiários de um plano de saúde do estado de São Paulo. A população avaliada é constituída de indivíduos com mais de 40 anos de idade, cujos gastos com saúde acompanhamos longitudinalmente durante 6 anos, o que nos permitiu observar os eventos de morte nessa população. Retrospectivamente, portanto, pudemos calcular o tempo de vida restante para a fração da população não sobrevivente. A incorporação do tempo até a morte como preditor de gastos tem sido amplamente discutida na literatura da última década (Seshamani, Gray, 2004; Zweifel et al, 2004; Werblow 2007). A consideração desse dado é fundamental para projeções de gastos com saúde em função das mudanças demográficas da população, visto que as taxas de mortalidade específicas por idade têm se alterado ao longo do tempo, alterando, conseqüentemente, perfis de gasto por idade.

Na análise econométrica, restringimos o painel aos três anos iniciais, de forma que observamos sobreviventes por no mínimo 36 meses e não sobreviventes. Os resultados mostraram que a proximidade da morte tem um efeito importante sobre os gastos. O aumento de gasto chega a um efeito marginal de até 430% no ano da morte. Nas variáveis demográficas, chamou atenção a importante diferença de gasto entre homens e mulheres, que fica evidenciado quando incorporamos o grupo de variáveis associadas a morte. Em média, homens têm um gasto inferior ao das mulheres. Homens não sobreviventes, entretanto, apresentam um gasto maior. Embora, de forma descritiva, esse seja um resultado presente na literatura (Owens, 2008), as principais abordagens econométricas que investigaram o comportamento dos gastos a partir da inclusão de variáveis associadas a morte não apresentaram esse resultado. Para discutir a diferença entre os gêneros, é fundamental que se façam estudos futuros capazes de representar a realidade brasileira e de medir a causa de morte.

Ainda a partir dessa mesma base de dados, a agenda de pesquisa prevê uma busca no sistema de mortalidade do Departamento de Informática do SUS (Datatus) das causas do óbito dos não sobreviventes. Esse avanço possibilitará tanto um maior controle dos determinantes do gasto quanto uma maior inferência sobre o quanto essa população pode ser representativa de um grupo populacional mais amplo.



## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDRADE, M. V., MAIA, A. C, RODRIGUES, C. G. Gastos com serviços médicos por status de sobrevivência no setor de saúde suplementar no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos da População**. No prelo, 2011.

BARROS, P. P. The Black Box of Health Care Expenditure Growth Determinants. **Health Economics**. v.7(6), p.533-544, 1998.

BLOUGH, D. K., MADDEN, C. W., HORNBROOK, M. C. Modeling Risk Using Generalized Linear Models. **Journal of Health Economics**. v.18, p. 153-171, 1999.

BRITO, F. **A transição demográfica no Brasil**: as possibilidades e os desafios para a economia e a sociedade. Belo Horizonte: Cedeplar, 2007. (Texto para Discussão, 318)

BUNTIN, M. B., ZASLAVSKY, A. M. Too Much Ado about Two-part Models and Transformation? Comparing Methods of Modeling Medicare Expenditures. **Journal of Health Economics**. v.23, p. 525-542. 2004.

CARVALHO, J. A. M. **Crescimento populacional e estrutura demográfica no Brasil**. Belo Horizonte: CEDEPLAR, 2004. (Texto para discussão, 227)

CARVALHO, J. A. M., WONG, L. L. R. A transição da estrutura etária da população brasileira na primeira metade do século XXI. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v.24, n.3, p.587-605, mar. 2008.

DEB, P., MANNING, W., NORTON, E. **Preconference Course**: Modeling Health Care Costs and Counts. ASHE – Cornell University Conference, 2010. Disponível em: <[http://www.ispor.org/OpenSourceIndex/cached/Modeling\\_Health\\_Care\\_Costs\\_and\\_Use\\_Files/ASHE2010\\_Minicourse\\_Cost\\_Use\\_slides.pdf](http://www.ispor.org/OpenSourceIndex/cached/Modeling_Health_Care_Costs_and_Use_Files/ASHE2010_Minicourse_Cost_Use_slides.pdf)>. Acesso em: 27 nov. 2011.

DORMONT, B., MARTINS, J. O., PELGRIN, F., SUHRCKE, M. **Health Expenditures, Longevity and Growth**. IX European Conference of the Fondazione Rodolfo De Benedetti on “Health, Longevity and Productivity” Limone sul Garda, 26 May 2007.

DUAN, N. Smearing Estimate: a Nonparametric Retransformation Method. **Journal of the American Statistical Association**. n.78, p.605-610, 1983.

GOTTRET, P.; SCHIEBER, G. **Health Financing Revisited**. Washington DC: The International Bank for Reconstruction and Development/The World Bank, 2006. 310p.

GERDTHAM, Ulf-G, JONSSON, B. International Comparisons of Health Expenditure: Theory, Data and Econometric Analysis. In: CULYER, A. J., NEWHOUSE, J. P. (Eds.). **Handbook of Health Economics**. New York: Elsevier. v.1A, p. 12-49, 2000.

GERDTHAM, Ulf-G, SOGAARD, J., ANDERSSON, F., JONSSON, B. An econometric analysis of health care expenditure: A cross-section study of the OECD countries. **Jornal of Health Economics**. v.11, p.63-84, 1993.

GETZEN, T. E. Population Aging and the Growth of Health Expenditures. **The Journal of Gerontology**. v.47, n.3, p.S98-S104, 1992.

HILBE, J. M. **Negative Binomial Regression**. 2nd ed. New York: Cambridge University Press, 2011.

HITIRIS, T., POSNETT, J. The Determinants and Effects of Health Expenditure in Developed Countries. **Journal of Health Economics**. v.11, n.2, p.173-181, Aug. 1992.

JONES, A. M. Models For Health Care. **Health, Econometrics and Data Group Working Paper**, 2010.

JONES, A. M. Health Econometrics. In: CULYER, A. J., NEWHOUSE, J. P. (Eds.). **Handbook of Health Economics**. New York: Elsevier. v.1A, p.265-336, 2000.

KOOPMANS, G. T., LAMERS, L. M. Gender and Health Care Utilization: The Role of Mental Distress and Help-seeking Propensity. **Social Science & Medicine**. Oxford. v.64, n.6, p.1.216-1.230, Mar. 2007.

LAYTE, R. An Analysis of the Impacto of Age and Proximity of Death on Health Care Costs in Ireland. **ESRI Working Paper**. n.193, 2007.

LIANG, K.-Y., ZEGER, S. Longitudinal Data Analysis Using Generalize Linear Models. **Biometrika**. v.73, p.13-22, 1986.

MANNING, W. G., MULLAHY, J. Estimating Log Models: To Transform or Not to Transform?. **Journal of Health Economics**. n.20, p.461-94, 2001.

MANNING, W. Dealing with Skewed Data on Costs and Expenditure. In: JONES, A. M. (Ed.). **The Elgar Companion to Health Economics**. Cheltenham: Edward Elgar, 2006. p.439-446.

MANNING, W. G., A. BASU, MULLAHY, J. Generalized Modeling Approaches to Risk Adjustment of Skewed Outcomes Dat. **Journal of Health Economics**. n.24, p.465-88, 2005.

MENDES, E. V. **Uma agenda para a saúde**. 2. ed. São Paulo: Hucitec, 2006. 300p.

MULLAHY, J. Econometric Modeling of Health Care Costs and Expenditures. A Survey of Analytical Issues and Related Policy Considerations. **Medical Care**. n.47, p.S104-S108, 2009.

MULLAHY, J. Much Ado about Two: Reconsidering Retransformation and the Two Part Model in Health Econometrics. **Journal of Health Economics**. n.17, p.247-81, 1998.

OMRAN, A. R. The Epidemiologic Transition: A Theory of the Epidemiologic of Population Change. **The Milbank Quarterly**. New York. v.38, n.4, p.731-57, 2005.

- OWENS, G. M. Gender Differences in Health Care Expenditures, Resource Utilization, and Quality of Care. **Supplement to Journal of Managed Care Pharmacy**. v.14, n.3, 2008.
- PARK, R. E. Estimation with Heteroscedastic Error. **Econometrica**. n.34, p.888, 1966.
- RAITANO, M. The Impact of Death-related Costs on Health Care Expenditure: A Survey. **ENEPRI Research Report**. n.17, 2006.
- SCHRAMM, J. A. et al. Transição epidemiológica e o estudo de carga de doença no Brasil. **Cien Saude Colet**. v.9, n.4, p.897-908, 2004.
- SESHAMANI, M., GRAY, A. A Longitudinal Study of the Effects of Age and Time to Death on Hospital Costs. **Journal of Health Economics**. v.23, p.217-235, 2004.
- SESHAMANI, M., GRAY, A. Time to Death and Health Expenditure: An Improved Model for the Impact of Demographic Change on Health Care Costs. **Age and Ageing**. London. v.33, n.6, p.556–561, Nov. 2004.
- SHANG, B., GOLDMAN, D. Does Age or Life Expectancy Better Predict Health Care Expenditures? **Health Economics**. v.17, p.487-501, 2008.
- STEARNS, S. C. NORTON, E. C. Time to Include Time to Death? The Future of Health Care Expenditure Predictions. **Health Economics**. v.13, p.315-327, 2004
- STEIMNMANN, L., TELSER, H., ZWEIFEL, P. S. Aging an Future Healthcare Expenditure: A Consistent Approach. **Forum for Health Economics & Policy**. v.10, n. 2. Published by The Berkeley Electronic Press, 2007.
- VAN DE VEN, W. P. M. M, ELLIS, R. P. Risk Adjustent in Competitive Health Plan Markets. In: CULYER, A. J., NEWHOUSE, J. P. (Eds.). **Handbook of Health Economics**. New York: Elsevier. v.1A, p.755-763, 2000.
- VEGDA, K. et al. Trends in Health Services Utilization, Medication Use, and Health Conditions among Older Adults: A 2-year Retrospective Chart Review in a Primary Care Practice. **BMC Health Services Research**, Ann Arbor. v.9, n.217, p.1-7, Nov. 2009.
- WERBLOW, A., FELDER, S., ZWEIFEL, P. Population Ageing and Health Care Expenditure: A School of “Red Herrings”? **Health Economics**. v.16, p.1.109-1.126, 2007
- YANG, Z., NORTON, E. C., STEARNS, S. C. Longevity and Health Care Expenditures: The Real Reasons Older People Spend More. **The Journals of Gerontology**. v.58B, n.1, p.S2-S10, 2003.
- ZWEIFEL, P., FELDER, S., WERBLOW, A. Population Ageing and Health Care Expenditure: New Evidence on the “Red Herring”. **The Geneva Papers on Risk and Insurance**. v.29, n.4, p.652-666, 2004.
- ZWEIFEL, P., FELDER, S., WERBLOW, A. Ageing of Population and Health Care Expenditure: A Red Herring?. **Health Economics**. v.8, p.485–496, 1999.

## 5 CONCLUSÃO

A tese teve como eixo central a demanda por saúde no Brasil, e apresenta três resultados que contribuem para a compreensão dos seus determinantes no sistema de saúde brasileiro.

A simulação apresentada no artigo “Seleção adversa e a regulamentação do setor de saúde suplementar” mostra que, teoricamente, é possível que as medidas de padronização de contratos e restrições a discriminação completa dos indivíduos segundo atributos de risco estabeleça um subsídio cruzado entre grupos de risco na população, a sustentabilidade desse subsídio, por outro lado, pode ser comprometida com o envelhecimento da população brasileira. Ainda teoricamente, também é possível que seguradoras manipulem a qualidade dos contratos de forma a piorar a cobertura para indivíduos de maior risco. Na simulação empírica contrafactual antes e depois da regulamentação, não observamos intensificação da seleção adversa de consumidores, tendo como parâmetro de risco a idade, indicando que, ou o subsídio está se estabelecendo nesse mercado, ou seguradoras estão usando algum artifício para distorcer a qualidade dos contratos.

No segundo artigo, intitulado “Risco moral no contexto de perda de cobertura de seguro” apresentamos evidências da existência de risco moral decorrente de mudanças no comportamento dos consumidores em um contexto inovador na literatura. A hipótese é de que consumidores, diante da antecipação da perda do seguro têm incentivos para usar serviços de assistência à saúde independentemente de estar doente, gerando um excesso de uso em relação à situação em que não perderiam o seguro. 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.

No terceiro artigo, “Estudo longitudinal do efeito da idade e tempo até a morte em gastos com saúde no Brasil”, analisamos os determinantes dos gastos individuais com saúde. A população avaliada é constituída de indivíduos com mais de 40 anos de idade, beneficiários de um plano de saúde, cujos gastos foram acompanhados longitudinalmente durante 6 anos. O acompanhamento nos permitiu observar os eventos de morte e, retrospectivamente, calcular o tempo de vida restante para a fração da população não sobrevivente. A incorporação de tempo até a morte é fundamental, sobretudo em estudos com propósito de projetar gastos futuros com saúde. Os resultados mostraram que a proximidade da morte tem um efeito importante sobre os gastos, chegando a um efeito marginal de 430% no ano da morte. Nas variáveis demográficas, chamou atenção a importante diferença de gasto entre homens e mulheres, que fica evidenciado com a incorporação das variáveis associadas a morte. Em média, homens têm um gasto inferior ao das mulheres. Homens não sobreviventes, entretanto, apresentam um gasto mais elevado.