

Título do capítulo	CAPÍTULO 8 - DEMANDA POR PLANOS DE SAÚDE NO BRASIL
Autores (as)	Mônica Viegas Andrade Ana Carolina Maia
DOI	

Título do livro	GASTO E CONSUMO DAS FAMÍLIAS BRASILEIRAS CONTEMPORÂNEAS
Organizadores (as)	Fernando Gaiger Silveira Luciana Mendes Santos Servo Tatiane Menezes Sérgio Francisco Piola
Volume	2
Série	-
Cidade	Brasília
Editora	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea)
Ano	2007
Edição	
ISBN	978-85-86170-85-0
DOI	-

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – Ipea 2007

As publicações do Ipea estão disponíveis para *download* gratuito nos formatos PDF (todas) e EPUB (livros e periódicos).

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

DEMANDA POR PLANOS DE SAÚDE NO BRASIL

Mônica Viegas Andrade

Ana Carolina Maia

1 INTRODUÇÃO

A evidência empírica mostra que a escolha de um sistema misto como forma de financiamento dos serviços de saúde tem crescido significativamente nas últimas décadas. Entre os países da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) – Organisation for Economic Cooperation and Development (OECD) – todos têm alguma participação do setor privado no financiamento mesmo que o sistema público ainda seja a forma dominante (OECD, 2005). Esse crescimento se deve, em grande medida, à expressiva elevação dos gastos com bens e serviços de saúde em relação ao crescimento do produto.¹ Alguns elementos explicam essa elevação dos gastos: o uso intensivo de tecnologia e mão-de-obra especializada com geração de novos serviços, e mudanças no perfil epidemiológico que resultaram em aumento da longevidade e em maior universalização do acesso aos serviços de saúde. Diante desse contexto, alguns governos, dada a restrição orçamentária, se vêem incapazes de financiar totalmente o cuidado com a saúde, impondo ou uma restrição ao uso (racionamento) ou restringindo o grupo de serviços ofertados. Esse *mix* público-privado tem se apresentado de forma diferenciada nos sistemas de saúde e se manifestado como forma dominante. Nos Estados Unidos, a participação do setor público é restrita aos grupos populacionais de maior risco: idosos, crianças e pobres (ANDRADE; LISBOA, 2000). No Canadá, a participação do setor privado é permitida apenas para os serviços não providos pelo seguro público. Na Inglaterra a atuação do setor privado é similar ao caso brasileiro, no qual o sistema privado é complementar ao sistema de saúde público

1. O gasto total em saúde tem apresentado uma tendência de aumento nas últimas décadas, entre 1980 e 2003; os países da OCDE exibiram crescimento médio real dos gastos com saúde de 3% ao ano (a.a.) sendo que, durante a década de 1990, a participação relativa dos gastos públicos no gasto total com saúde apresentou declínio médio de 1,5%, em detrimento de um aumento da participação do setor privado (OECD, 2002).

universal, oferecendo tanto serviços disponibilizados pelo sistema público como outros serviços.

Uma categorização dos tipos de financiamento existentes na literatura (MOSSIALOS; THOMSON, 2002) classifica os gastos segundo fonte de financiamento em três tipos: gasto público, gasto privado através de seguro ou plano de saúde e gasto privado realizado por desembolso direto. O objeto de estudo deste trabalho é o setor de saúde suplementar no Brasil. A evidência empírica internacional mostra que os gastos privados com planos de saúde têm crescido de forma significativa no montante dos gastos totais e têm se configurado como alternativa importante de financiamento dos gastos com bens e serviços de saúde (OECD, 2005).

No Brasil, o sistema público de saúde foi regulamentado em 1988, determinando acesso universal, integral e gratuito a toda a população e permitindo a livre atuação do setor privado. O sistema de saúde suplementar cobre cerca de 25% da população e essa participação tem-se mantido praticamente estável nos últimos oito anos. Essa opção de sistema institucional, embora seja democrática, gera iniquidades no acesso aos serviços de saúde. Os grupos de *status* socioeconômico mais elevado têm duplo acesso ao sistema. Apesar dessa iniquidade, a ampliação da população coberta por seguro privado é uma alternativa interessante do ponto de vista de bem-estar social na medida em que pode minorar o problema de congestão no provimento dos serviços públicos de saúde.

O objetivo deste trabalho é analisar os determinantes da demanda e da escolha de cobertura por planos de saúde privados no Brasil. A estimação é realizada para os anos de 1998 e 2003, o que nos permite verificar possíveis impactos da regulamentação.

Consideramos que os indivíduos podem realizar a escolha de aderir ou não a um plano de saúde em dois contextos distintos. No primeiro, o contrato oferecido é um contrato coletivo, aqui denominado contrato de adesão coletiva. Esse caso ocorre quando o indivíduo tem um plano adquirido através do emprego. Nos Estados Unidos, cerca de 60% da população possui cobertura de seguro de saúde privado via emprego (CUTLER; ZECKHAUSER, 2000). No segundo contexto, os indivíduos escolhem o contrato individualmente. Denominamos esse plano adesão individual. Nesse caso, o indivíduo tem mais liberdade para escolher o contrato que lhe for mais conveniente, dependendo de sua restrição orçamentária, suas preferências e de seu risco.

Essa classificação é compatível com a tipologia de contratação de plano adotada pela Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS), que apresenta três tipos de

contratação: *a)* plano individual ou familiar, contratado por pessoas físicas, em que a contraprestação pecuniária é integralmente paga pelo beneficiário, diretamente à operadora; *b)* plano coletivo sem patrocinador, contratado por pessoa jurídica, em que a contraprestação pecuniária é integralmente paga pelo beneficiário, diretamente à operadora; e *c)* plano coletivo com patrocinador, contratado por pessoa jurídica, em que a contraprestação pecuniária é, total ou parcialmente, paga pela pessoa jurídica contratante à operadora. Segundo os dados da ANS, os planos coletivos (com ou sem patrocinador) – adesão coletiva – respondem por cerca de 65% da cobertura, enquanto os planos individuais por cerca de 22%.²

Para analisar a demanda por planos de saúde estimamos três modelos para cada um dos anos. O primeiro modelo analisa a escolha de ter plano de saúde independentemente do tipo de adesão. O segundo analisa a demanda por planos individuais. O terceiro é um modelo multinomial que estima a escolha de cobertura para aqueles indivíduos que decidiram adquirir plano de saúde individual. Esse modelo não é estimado para os indivíduos que compram o plano por adesão coletiva, uma vez que estes não necessariamente têm opção de escolha de cobertura.

No modelo multinomial, supomos que o indivíduo tem três categorias de cobertura entre as quais pode escolher: ambulatorial, hospitalar ou completo. Essas categorias foram definidas a partir dos grupos de cobertura assistencial propostos na regulamentação dos planos e seguros de saúde de 1998.³ A regulamentação define cinco tipos básicos de cobertura assistencial⁴ do plano: ambulatorial,⁵ hospitalar,⁶ obstetrício⁷ e odontológico⁸ e de referência. As operadoras podem oferecer planos

2. Os beneficiários restantes possuem planos antigos anteriores à Lei 9.656/1998 que regulamenta o sistema de saúde suplementar no Brasil.

3. Lei 9.656/1998.

4. A cobertura assistencial é o conjunto de direitos e tratamentos, serviços e procedimentos médicos, hospitalares e odontológicos adquiridos pelo beneficiário a partir da contratação do plano.

5. Cobertura de consultas médicas em clínicas básicas e especializadas; cobertura dos serviços de apoio diagnóstico, tratamentos e demais procedimentos ambulatoriais.

6. Cobertura de internações hospitalares, admitindo-se a exclusão dos procedimentos obstétricos; cobertura de internações hospitalares em centros de terapia intensiva, ou similar; cobertura de despesas referentes a honorários médicos, serviços gerais de enfermagem e alimentação; cobertura de exames complementares indispensáveis para o controle da evolução da doença e elucidação diagnóstica, fornecimento de medicamentos, anestésicos, gases medicinais, transfusões e sessões de quimioterapia e radioterapia, conforme prescrição do médico assistente, realizados ou ministrados durante o período de internação hospitalar; cobertura de toda e qualquer taxa, incluindo materiais utilizados, assim como da remoção do paciente para outro estabelecimento hospitalar; cobertura de despesas de acompanhante, no caso de pacientes menores de 18 anos.

7. Cobertura assistencial ao recém-nascido, filho natural ou adotivo do consumidor, ou de seu dependente, durante os primeiros 30 dias após o parto; inscrição assegurada ao recém-nascido, filho natural ou adotivo do consumidor, como dependente, isenta do cumprimento dos períodos de carência, desde que a inscrição ocorra no prazo máximo de 30 dias.

8. Cobertura de consultas e exames auxiliares ou complementares; cobertura de procedimentos preventivos, de dentística e endodontia; cobertura de cirurgias orais menores, assim consideradas as realizadas em ambiente ambulatorial e sem anestesia geral.

com as coberturas básicas ou combinações delas, sendo obrigatória a oferta do plano de referência.

A principal contribuição deste trabalho é tentar entender os determinantes da demanda por plano de saúde e da escolha de cobertura no Brasil. A despeito do número de beneficiários de plano de saúde privado, cerca de 40 milhões de pessoas – o que corresponde ao segundo maior mercado de planos de saúde privado mundial –, não existem estudos que proponham modelos de estimação de demanda. Como mencionado, em um sistema como o brasileiro, no qual coexistem o financiamento público e o privado, conhecer os atributos da população coberta e em que contexto é realizada a decisão de compra de plano de saúde é importante para o estabelecimento de políticas públicas e privadas que visem à ampliação da cobertura. Um maior grau de cobertura gera ganhos de bem-estar social uma vez que reduz a incerteza associada ao estado de saúde, aumenta o acesso aos serviços preventivos e, por conseqüência, pode melhorar o estado de saúde médio da população, o que se reflete em níveis maiores de produtividade. Além disso, o sistema privado é uma alternativa ao sistema público, e a ampliação da cobertura pode resultar em uma redução do tempo de espera e em melhora da qualidade do serviço público. Outra contribuição deste trabalho é analisar os primeiros impactos da regulamentação do setor de saúde suplementar.

Para estimar esses modelos utilizamos os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) nos anos de 1998 e 2003, que tem um suplemento dedicado à saúde. Esse suplemento contempla informações acerca da cobertura privada, mas estas se restringem à demanda realizada pelos indivíduos. Ou seja, não existem informações sobre as demais opções do indivíduo no sistema privado e sobre suas opções no sistema público. A principal fragilidade do trabalho resulta da ausência dessas informações, o que impossibilita uma modelagem da escolha de plano de saúde privado considerando-se os atributos individuais e das opções de plano.

O trabalho está organizado em mais seis seções. A seção 2 apresenta um modelo teórico para a decisão de ter plano de saúde e do tipo de cobertura. A seção 3 compreende a análise descritiva da população coberta segundo as modalidades de adesão. A quarta seção apresenta os resultados do modelo de estimação da demanda por planos de saúde e da demanda por planos individuais. A seção 5 compreende a caracterização da população com plano de saúde considerando-se o grau de cobertura do plano. A sexta seção apresenta os resultados do modelo de escolha por cobertura do plano de saúde.

2 MODELO TEÓRICO

A fim de entender o processo individual de escolha pela contratação de um seguro de saúde, apresentamos, nesta seção, um modelo simplificado de demanda por seguro, baseado em Cutler e Zeckhauser (2000).

Suponha i indivíduos. Em um determinado período de tempo, cada indivíduo possui uma probabilidade $1 - p$ de continuar saudável e uma probabilidade p de ficar doente. Suponha d um indicador do estado da natureza que apresenta valor $d = 1$ caso o indivíduo fique doente e $d = 0$ caso ele permaneça saudável. A demanda pelo cuidado de saúde está condicionada aos dois estados da natureza. Nesse modelo, supomos que o indivíduo só demanda o serviço de saúde quando está doente, ou seja, não é incorporada a demanda por cuidados preventivos.

Caso o indivíduo fique doente, existe um gasto m que restaura completamente o seu estado de saúde.⁹ O estoque de saúde h é uma função do estado da natureza e do valor despendido com serviços de saúde: $h = H [d, m]$. O gasto médico de restaurar completamente a saúde do indivíduo significa dizer que o estoque de saúde permanece o mesmo caso ele fique doente e realize o gasto m ou caso ele fique saudável e não realize gasto algum, assim temos: $H [1, m] = H [0, 0]$. Denominamos essa hipótese restauração do estado de saúde.

A utilidade dos indivíduos depende da renda disponível x alocada no consumo de outros bens (que não sejam bens ou serviços de saúde) e de seu estoque de saúde h . A função utilidade é suposta estritamente crescente e estritamente côncava no consumo. Como os indivíduos são avessos ao risco, a presença de seguro gera ganhos de bem-estar uma vez que suaviza os gastos de consumo entre os estados da natureza.

$$U = U(x_i, h_i)$$

onde i representa o i -ésimo indivíduo.

$$U'(x_i) > 0$$

$$U''(x_i) < 0$$

9. Esse modelo pode ser analisado como relacionado a uma doença específica, em que a variável indicador $d = 1$, se o indivíduo contrair essa doença. Na prática, o seguro é uma combinação da probabilidade de ocorrer n doenças às quais estão associados os gastos m_n que restauram o estado de saúde.

Pela hipótese de restauração do estado de saúde temos $H[1, m] = H[0, 0]$. Essa hipótese permite simplificar o modelo e considerar como parâmetro da função utilidade apenas a renda disponível para ser alocada com outros bens de consumo, uma vez que o estoque de saúde passa a ser invariante entre os estados da natureza.

Ou seja:

- Utilidade do indivíduo no estado da natureza saudável:

$$u(y, H[0, 0])$$

- Utilidade do indivíduo no estado da natureza doente:

$$u(y - m, H[1, m])$$

Os indivíduos auferem a renda y nos dois estados da natureza e não têm acesso ao mercado de crédito. Os custos com os cuidados de saúde podem ser cobertos de duas formas: ou o indivíduo desembolsa m caso fique doente, ou contrata um seguro de saúde que cobra o prêmio π em todos os estados da natureza e oferece cobertura contra o gasto m no estado doente. Observamos a seguir a renda esperada em cada estado da natureza, com e sem cobertura de seguro.

Renda esperada para os indivíduos não-segurados

Estado da natureza	Renda disponível
Saudável	$x_i = y_i$
Doente	$x_i = y_i - m_i$

Renda disponível para os indivíduos segurados

Estado da natureza	Renda disponível
Saudável	$x_i = y_i - \pi_i$
Doente	$x_i = y_i - \pi_i$

Os indivíduos maximizam a utilidade esperada de $VN - M$. A utilidade esperada do indivíduo na ausência de seguro é:

$$UE_{ns} = p_i U(y_i - m_i) + (1 - p_i) U(y_i)$$

Caso o indivíduo compre seguro, sua utilidade esperada é constante entre os estados da natureza e dada por:

$$UE_s = U(y_i - \pi_i)$$

Considere um seguro atuarialmente justo: $\pi_i = p_i m_i$. Nele, a seguradora recebe o prêmio π_i a cada ano e paga m_i quando o indivíduo está doente. O indivíduo só compra o seguro quando a utilidade esperada de comprá-lo for maior do que a de não comprá-lo:

$$UE_s > UE_{ns}$$

$$U(y_i - \pi_i) > p_i U(y_i - m_i) + (1 - p_i) U(y_i) \quad (1)$$

A desigualdade (1) mostra que quanto menor a probabilidade de o indivíduo estar doente (quanto mais próximo de zero esteja p_i), menor será a possibilidade de ele contratar um seguro, uma vez que, nesse caso, a utilidade esperada de não contratar será maior do que a de contratar. Além disso, se o prêmio de risco cobrado pela seguradora π_i for maior do que a renda y_i do indivíduo, contratar um seguro privado não faz parte do seu conjunto de escolhas, e esse indivíduo está fora desse mercado.

Uma interpretação adicional da equação (1) pode ser visualizada através de uma expansão de segunda ordem do lado direito da desigualdade por uma série de Taylor. Essa expansão permite entender o comportamento da função ao redor de um a ponto qualquer. Propomos uma expansão de Taylor em torno da renda líquida de seguros $(y_i - \pi_i)$. A expansão de Taylor é dada por:

$$\sum_{k=0}^{\infty} \frac{f^{(k)}(a)}{k!} (x-a)^k = f(a) + f'(a) \frac{(x-a)}{1!} + f''(a) \frac{(x-a)^2}{2!} + \dots$$

Para o segundo termo do lado direito de (1) teremos que:

$$a = y_i - \pi_i$$

$$x = y_i$$

de forma que:

$$\begin{aligned} \sum_{k=0}^2 \frac{U^{(k)}(y_i - \pi_i)}{k!} (\pi_i)^k &= U(y_i - \pi_i) + U'(y_i - \pi_i) \frac{(\pi_i)}{1!} + \\ &+ U''(y_i - \pi_i) \frac{\pi_i^2}{2!} = U(y_i - \pi_i) + \\ &+ U' \pi_i + \frac{1}{2} U'' \pi_i^2 \end{aligned}$$

Para o primeiro termo do lado direito de (1) teremos que:

$$a = y_i - \pi_i$$

$$x = y_i - m_i$$

de forma que:

$$\begin{aligned} \sum_{k=0}^2 \frac{U^{(k)}(y_i - \pi_i)}{k!} (\pi_i - m_i)^k &= U(y_i - \pi_i) + U'(y_i - \pi_i) \frac{(m_i - \pi_i)}{1!} + \\ &+ U''(y_i - \pi_i) \frac{(m_i - \pi_i)^2}{2!} = U(y_i - \pi_i) - \\ &- U'(m_i - \pi_i) + \frac{1}{2} U''(m_i - \pi_i)^2 \end{aligned}$$

O lado direito da desigualdade fica da seguinte forma:

$$p_i \left[U(y_i - \pi_i) + U' \pi_i + \frac{1}{2} U'' \pi_i^2 \right] + (1 - p_i) \left[U(y_i - \pi_i) - U'(m_i - \pi_i) + \frac{1}{2} U'' (m_i - \pi_i)^2 \right]$$

Rearranjando os termos, e levando-se em conta que o seguro é atuarialmente justo ($\pi = pm$), a desigualdade torna-se:

$$U(y_i - \pi_i) > U(y_i - \pi_i) + U'(U''/2U') \pi(m_i - \pi_i) \quad (2)$$

$$U'(U''/2U') \pi_i (m_i - \pi_i) < 0 \quad (3)$$

$$(U''/2) \pi_i (m_i - \pi_i) < 0 \quad (4)$$

Como $U'' < 0$, para que a desigualdade seja verdadeira m deve ser maior do que π , ou seja, o indivíduo só contrata seguro quando os gastos para restabelecer sua saúde forem maiores do que o prêmio pago ao contratar seguro.

Além disso, o lado direito da equação (2) representa a utilidade esperada de não fazer seguro, enquanto a utilidade esperada de fazê-lo é dada pelo primeiro termo do lado direito de (2):

$$UE_{ns} = U(y_i - \pi_i) + U'(U''/2U') \pi(m_i - \pi_i)$$

$$UE_i = U(y_i - \pi_i)$$

Dessa forma, o benefício do seguro será dado pelo diferencial entre as utilidades:

$$UE_i - UE_{ns} = (1/2) U'(-U''/U') \pi_i (m_i - \pi_i) \quad (5)$$

O termo $(-U''/U')$ é o coeficiente de aversão absoluta ao risco. Esse coeficiente indica que quanto mais o indivíduo for avesso ao risco, maior o ganho de utilidade de fazer seguro e, conseqüentemente, mais ele estará disposto a pagar para remover o risco de realizar o gasto m . O termo $\pi_i (m_i - \pi_i)$ representa quanto a renda varia após a realização do gasto se o indivíduo não possuir seguro. A equação (5) mostra que quanto maior essa diferença, maior o benefício do seguro. Isso fica mais claro quando pensamos que quanto maior a extensão da cobertura, maior o benefício. Se os indivíduos só tiverem acesso, por exemplo, a seguros ambulatoriais, o benefício que vão auferir adquirindo essa cobertura é inferior ao que eles obteriam se tivessem acesso a seguros com cobertura para internações, em que o gasto esperado é muito maior.

Podemos realizar uma adaptação desse modelo ao sistema de saúde brasileiro, no qual o setor público provê acesso aos serviços de saúde a toda a população. Nessa situação, caso o indivíduo não faça o seguro, auferirá uma utilidade de reserva que representa o benefício de receber o cuidado através do setor público e não terá nenhum dispêndio monetário direto. Com essa possibilidade, para alguns indivíduos, a utilidade maior pode ser não comprar o seguro de saúde privado. Basta, para isso, que ele avalie o dispêndio não realizado como superior aos custos indiretos do uso do sistema público, como tempo de espera, dificuldades de acesso ao sistema e qualidade do atendimento. Agora a decisão de contratar seguro deve satisfazer duas restrições e torna-se:

$$EU_s > EU_{ns}$$

$$U(y_i - \pi_i) > (1 - p_i)U(y_i) + p_i U(y_i - m_i) \quad (6)$$

$$U(y_i - \pi_i) > \bar{U}_i \quad (7)$$

onde \bar{U}_i representa a utilidade de reserva do indivíduo i quando obtém o cuidado através do sistema público. Para modelar a presença de seguro público fazemos as seguintes suposições:

a) existe uma probabilidade esperada pelo indivíduo i de obter cuidados médicos no setor público dada por pu_i^e ;

b) para utilizar o setor público o indivíduo incorre em custos indiretos, de modo que a cobertura ofertada é sempre menor do que m e dada por uma fração α_s , em que $\alpha_s \in [0,1]$.

Assim:

$$\bar{U}_i = (1 - p_i)U(y_i) + p_i U\left(y_i - (1 - pu_i^e \alpha_s)m_i\right)$$

Quanto maior a probabilidade esperada de obter cuidado no setor público, maior a utilidade de reserva dos indivíduos; e quanto menor os custos indiretos ou melhor a qualidade do cuidado público, maior α_s e, portanto, maior a utilidade de reserva dos indivíduos. Se o indivíduo considera que o acesso ao setor público é inexistente, ou seja, $pu_i^e = 0$, a utilidade esperada com o setor público é similar a não ter seguro. Um sistema público com menores filas, acesso mais fácil e de melhor qualidade diminui a demanda por seguros de saúde.

2.1 Escolha de cobertura

Além da escolha de fazer ou não seguro, os indivíduos se defrontam ainda com a escolha de cobertura. Para simplificar, supomos um desenho de contratos discreto no qual os indivíduos têm opção de três tipos de cobertura: ambulatorial, hospitalar e completa.¹⁰ A cobertura ambulatorial diz respeito aos gastos com cuidado ambulatorial não associados à internação hospitalar. Esse tipo de gasto, em geral, tem uma probabilidade maior de ocorrência, mas representa uma fração menor do dispêndio a ser realizado, dado que o indivíduo está doente. A cobertura hospitalar se refere aos gastos quando o estado da doença requer uma internação. Esse tipo de gasto ocorre com menor frequência que o ambulatorial, mas representa uma parcela maior do dispêndio, dado que o indivíduo está doente.

Modelamos os três tipos de cobertura através da fração α_j do gasto m que deve ser realizado quando o estado da natureza doente ocorre. Assim:

α_1 representa a cobertura ambulatorial;

α_2 representa a cobertura hospitalar; e

α_3 representa o plano completo e $\alpha_j \in (0, 1]$ com $\alpha_1 < \alpha_2 < \alpha_3 = 1$.¹¹

10. O desenho de contratos previsto na regulamentação da ANS é discreto.

11. Se considerarmos que $\alpha_j \in [0, 1]$, a opção de não ter cobertura está contemplada.

Assim o indivíduo escolhe a cobertura comparando a utilidade esperada auferida em cada um dos três contratos. A utilidade esperada com seguro que tem cobertura α_j é dada por:

$$UE_{ij} = (1 - p_i)U(y_i - \pi_{ij}) + p_i U(y_i - (1 - \alpha_j)m_i - \pi_{ij}) \quad (8)$$

A renda disponível para consumo no estado saudável é dada pela renda auferida pelo indivíduo subtraída do prêmio de risco. No estado doente, o indivíduo com cobertura α_j deve arcar com o restante dos gastos necessários para restaurar seu estado de saúde. No caso da cobertura completa, a equação (8) é idêntica ao caso apresentado na seção anterior e o indivíduo tem consumo constante nos dois estados.

2.2 Escolha de cobertura com alternativa de seguro público

Podemos ainda estender esse modelo e incorporar a presença do seguro público como uma alternativa para os indivíduos. A diferença em relação ao modelo anterior é que o indivíduo doente irá desembolsar diretamente apenas aqueles gastos que o seguro público não cobre, caso faça cobertura privada, e irá sempre comparar a utilidade de ter seguro privado com a utilidade de reserva.

Assim a utilidade esperada do indivíduo i que escolhe a cobertura j é dada por:

$$UE_{ij} = (1 - p_i)U(y_i - \pi_{ij}) + p_i U(y_i - [(1 - \alpha_j)m_i - pu_i^e \alpha_s (1 - \alpha_j)m_i] - \pi_{ij}) \quad (9)$$

Pela equação (9) podemos ver que quanto maior a probabilidade de obter cuidados no setor público e quanto maior α_s , menor a fração da renda que será desembolsada diretamente com cuidados de saúde. Como a utilidade de reserva é dada por $\bar{U}_i = (1 - p_i)U(y_i) + p_i U(y_i - (1 - pu_i^e \alpha_s)m_i)$, se supusermos que a cobertura do setor público depende do tipo de cuidado, a presença do seguro público pode ser determinante da escolha de cobertura. Suponha-se, por exemplo, que o setor público oferece uma cobertura adequada para serviços de alta complexidade, tendo $pu_i^e \alpha_s = 1$ para esse tipo de cuidado. Nesse caso, não é vantajoso para os indivíduos fazerem seguro para esse tipo de cuidado. Os indivíduos fazem seguro apenas para aqueles tipos de cuidado em relação aos quais a cobertura do setor público é ruim ou em que $pu_i^e \alpha_s$ esteja mais próxima de zero.

3 MODALIDADES DE ADESÃO AO PLANO DE SAÚDE NO BRASIL

O objetivo desta seção é caracterizar a população coberta por plano de saúde nas duas modalidades de adesão: a coletiva e a individual. A primeira parte investiga o perfil da população coberta por plano de saúde segundo os atributos de risco observáveis, idade e sexo, e segundo as condições de vínculo empregatício do chefe de família e a renda familiar *per capita*. A análise desses atributos de risco é importante na medida em que permite visualizar a presença de seleção de risco na carteira de segurados em geral e em cada modalidade. As condições do vínculo empregatício e a renda familiar *per capita* são determinantes da cobertura privada. Em seguida, apresentamos as modalidades de adesão ao plano de saúde e analisamos o perfil da população coberta em cada uma das modalidades de plano, segundo os atributos de risco e as condições do vínculo empregatício do chefe de família. Essa descrição é realizada para os anos de 1998 e 2003. O ano de 1998 é anterior à vigência da regulamentação. A comparação dos indicadores observados nos dois anos visa avaliar possíveis impactos da regulamentação na composição da carteira de segurados.

3.1 Quem tem plano de saúde no Brasil?

Os dados das Pnads de 1998 e 2003 indicam que cerca de 25% da população possuem plano de saúde privado no Brasil. Entre os indivíduos com plano de saúde, a maioria é de mulheres, cerca de 54%. A literatura empírica mostra que os homens têm, na média, um risco menor que as mulheres, mas esse risco varia de acordo com o grupo etário (VAN DE VEN, 2000). Nas faixas etárias mais elevadas os homens passam a ter um risco maior que o das mulheres. Uma forma de mensurar esse risco é através do gasto médio. O gasto médio para homens é inferior ao observado para mulheres, mas essa relação se inverte nos grupos etários mais elevados. Para o Brasil, as evidências empíricas corroboram esse fato estilizado tanto no setor público como no setor privado (ANDRADE *et al.*, 2006). A presença maior de mulheres na carteira de segurados no Brasil é, portanto, uma evidência de seleção de risco (MAIA, 2004).

A análise da proporção de pessoas com plano de saúde segundo a idade simples mostra que no Brasil não temos uma concentração em nenhuma idade específica. Ressalta-se que, a partir dos 30 anos de idade, a proporção de pessoas com plano de saúde tem um discreto aumento. Esse aumento deve estar associado às adesões de plano de saúde coletivo, visto que essa faixa etária compreende a parcela da população em idade ativa que já completou o ciclo escolar.

Para analisar como os grupos etários se distribuem na composição da carteira, segmentamos a população segundo os mesmos grupos propostos na

regulamentação:¹² 0 a 17; 18 a 29; 30 a 39; 40 a 49; 50 a 59; 60 a 69 e acima de 70 anos. A regulamentação brasileira só permite a discriminação dos indivíduos pelo critério de grupos de idade e impõe, através do mecanismo de determinação de prêmios proposto, uma relação de risco entre os grupos. Esse tipo de política pode resultar em perdas de bem-estar na medida em que pode ocorrer seleção adversa (ANDRADE; LISBOA, 2000). Quanto menos concentrada for a carteira maior o *pool* de risco que a sociedade realiza.

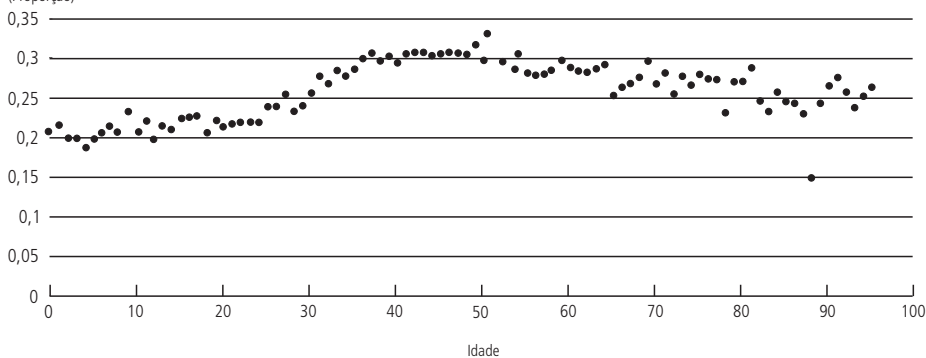
Em relação aos grupos etários vigentes na regulamentação de 1998, o gráfico 3 mostra que a distribuição da população coberta segundo esses grupos é crescente com a idade. A comparação de 1998 com 2003 já evidencia a saída de indivíduos mais jovens da cobertura privada e a ampliação da participação da população idosa.

A renda familiar *per capita* tem um efeito muito significativo sobre a cobertura de plano de saúde, sendo as duas variáveis muito correlacionadas. Os gráficos 4 e 5 ilustram o sentido dessa correlação. Nelas vemos um crescimento com formato côncavo da proporção de indivíduos cobertos. Essa curva foi construída considerando-se a proporção de pessoas cobertas em cada grupo de mil pessoas ordenadas segundo a renda familiar *per capita*. Assim, cada ponto representa a cobertura média de plano de saúde associada à renda média do grupo. Conforme aumenta a renda, a cobertura de plano de saúde privado aumenta, mas a taxas decrescentes. Em diversos sistemas de saúde também se observa essa forte correlação entre a renda e a cobertura de plano de saúde. Um aspecto que chama a atenção é que nos grupos de renda mais elevada a cobertura não atinge 100% da população.

GRÁFICO 1

Proporção de pessoas com plano de saúde segundo a idade – 1998

(Proporção)



12. Essa segmentação segue a proposta de grupos etários vigente em 1998. Em 2004, os grupos etários foram alterados: 0-18, 19-23, 24-28, 29-33, 34-38, 39-43, 44-48, 49-53, 54-58, 59 e mais. Esses grupos etários foram modificados de modo a compatibilizar com o Estatuto do Idoso.

GRÁFICO 2
Proporção de pessoas com plano de saúde segundo a idade – 2003

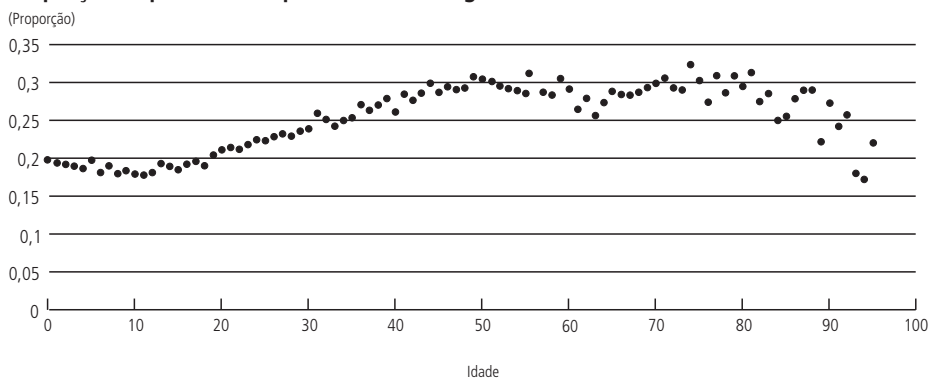


GRÁFICO 3
Cobertura de plano de saúde por grupos de idade da regulamentação

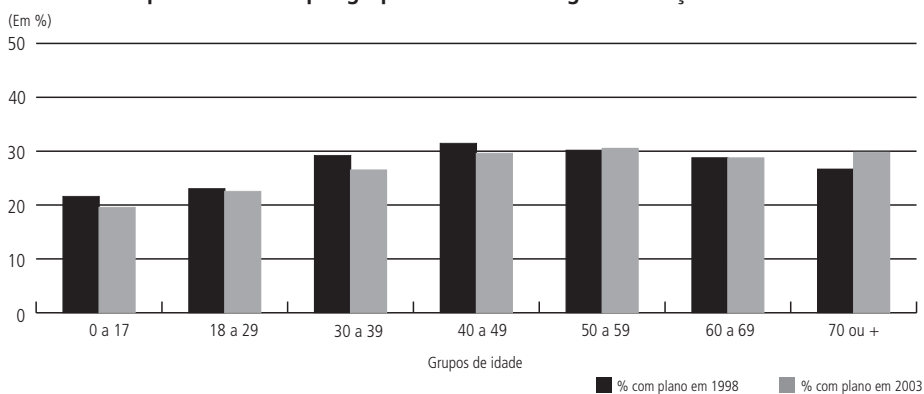


GRÁFICO 4
Porcentagem de pessoas cobertas segundo a renda familiar *per capita* – 1998

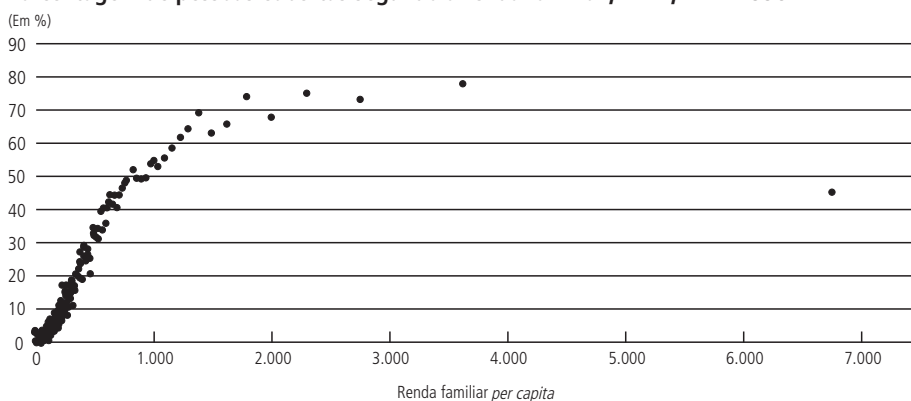
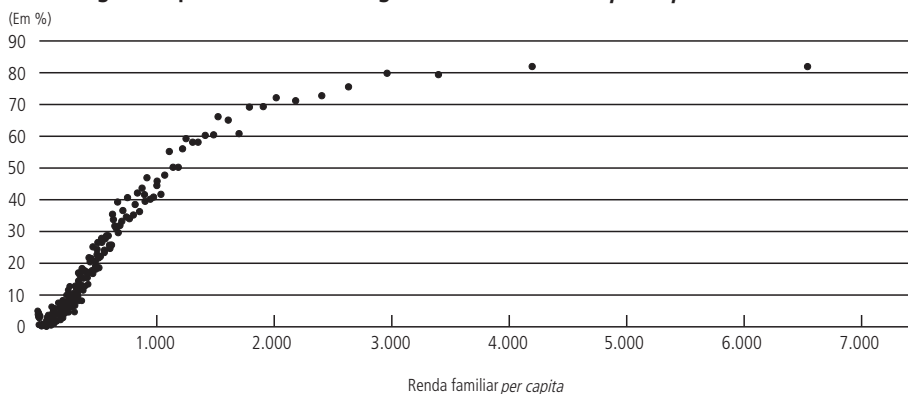


GRÁFICO 5

Porcentagem de pessoas cobertas segundo a renda familiar *per capita* – 2003

Em relação às variáveis associadas ao vínculo empregatício do chefe de família, selecionamos dois indicadores principais: posição na ocupação e ramo de atividade. A posição na ocupação é uma *proxy* do tipo de inserção do indivíduo no mercado de trabalho e classifica os indivíduos em dez grupos. O ramo de atividade é uma *proxy* da produtividade/rentabilidade do setor na economia. Setores mais produtivos pagam maiores salários e oferecem melhores condições de trabalho.

A análise da tabela 1 confirma que as condições do mercado de trabalho têm uma correlação positiva com a cobertura de plano de saúde. Considerando-se a população economicamente ativa (PEA), os setores mais formais da economia tendem a apresentar uma proporção maior de pessoas cobertas por plano de saúde

TABELA 1

Brasil: proporção de pessoas segundo categoria de ocupação do chefe da família por cobertura de plano de saúde privado – 1998 e 2003

(Em %)

	1998		2003	
	Sem plano	Com plano	Sem plano	Com plano
Com carteira	20,59	36,39	20,28	34,77
Sem carteira	15,19	5,64	14,98	6,26
Doméstico	3,80	0,88	4,42	1,04
Conta-própria	29,41	13,43	27,19	13,55
Empregador	3,90	8,53	3,47	8,50
Não-remunerado	2,29	0,98	2,60	1,18
Não-PEA	17,53	17,21	18,63	18,39
Desocupados	4,65	2,35	5,51	2,29
Militar ou funcionário público	2,64	14,60	2,91	14,03
Total	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.

TABELA 2

Brasil: proporção de pessoas segundo ramo de atividade do chefe da família por cobertura de plano de saúde privado – 1998 e 2003

(Em %)

Ramo de atividade	1998		Atividade principal	2003	
	Sem plano	Com plano		Sem plano	Com plano
Agrícola	27,10	3,97	Agrícola	25,55	5,02
Indústria de transformação	10,41	17,69	Outras atividades industriais	0,80	2,43
Indústria de construção	13,66	4,28	Indústria de transformação	11,77	17,30
Outras atividades industriais			Construção	12,19	4,30
Comércio de mercadorias	12,28	13,39	Comércio e reparação	17,41	17,50
Prestação de serviços	18,06	10,86	Alojamento e alimentação	3,82	2,39
Serviços auxiliares da atividade econômica	2,77	7,45	Transporte, armazenagem e comunicação	6,12	8,28
Transporte e comunicação	5,52	8,25	Administração pública	3,97	14,30
Social	4,26	12,99	Educação, saúde e serviços sociais	3,76	11,42
Administração pública	3,35	13,51	Serviços domésticos	5,83	1,28
Outras atividades	1,21	4,22	Outros serviços coletivos, sociais e pessoais	3,03	3,28
			Outras atividades	5,32	12,62
			Atividades mal definidas	0,44	0,08
Total	100,00	100,00		100,00	100,00

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.

privado: empregado com carteira, militares e funcionários públicos representam cerca de 50% da população coberta nos dois anos analisados. A variável de ramo de atividade do chefe de família evidencia que setores da economia como o agrícola e a indústria de construção, que empregam tradicionalmente uma mão-de-obra menos qualificada, concentram a população sem plano de saúde: cerca de 40%.

3.2 Cobertura de plano de saúde segundo o tipo de adesão ao plano

Esta subseção apresenta as modalidades de adesão ao plano de saúde privado: planos de adesão coletiva e planos de adesão voluntária ou individual. Os planos de adesão coletiva são aqueles adquiridos através do vínculo empregatício, e os de adesão voluntária, aqueles comprados diretamente da seguradora. Para separar os dois tipos de adesão ao plano de saúde utilizamos a variável da Pnad “quem paga a mensalidade deste plano de saúde”.¹³ Como essa variável se refere apenas aos

13. Somente o empregador, através do titular; o titular, através do trabalho atual; o titular, através do trabalho anterior — essas categorias de respostas caracterizam os planos de adesão coletiva. As respostas: o titular, diretamente ao plano; outro morador do domicílio; pessoas não-moradoras do domicílio e outros tipos caracterizam os planos de adesão individual.

titulares do plano de saúde, associamos a resposta do titular para os dependentes do plano. Dessa forma, nosso pressuposto é que pessoas de uma mesma família dependentes no plano de saúde seguem o mesmo tipo de adesão que a do chefe de família.

A separação entre planos de adesão coletiva e individual se justifica, uma vez que o contexto da escolha é diferente e pode ser determinante da existência e do tipo de cobertura. Planos de adesão coletiva são ofertados pelo empregador, que em geral subsidia o pagamento do prêmio, estabelece as regras de contrato com as seguradoras e tem maior poder de barganha junto a estas, o que resulta em prêmios mais reduzidos. No caso dos planos de adesão individual, a escolha é feita diretamente pelos indivíduos e o desenho de cobertura não tem nenhuma restrição de oferta *a priori*.

Essas modalidades de adesão também podem se diferenciar pelo sistema de tarifação. A literatura propõe dois sistemas principais de tarifação (VAN DE VEN, 2000). O primeiro, denominado *experience rating*, considera o risco individual, ou seja, o cálculo do prêmio é realizado com base no gasto esperado de cada indivíduo. No segundo sistema, denominado *community rating*, o prêmio é calculado com base no risco médio do grupo de indivíduos que compõem a carteira da seguradora. Os planos de adesão individual seguem o sistema de tarifação pelo risco, enquanto os planos de adesão coletiva têm a opção de adotar o sistema de taxação pelo risco médio da carteira.

Os planos de saúde individuais cobrem cerca 8% da população. Nos anos de 1998 e 2003 ocorreu um discreto aumento da participação desses planos no total da população com plano.

Comparando-se a distribuição etária da população coberta por plano individual e a população total coberta, nota-se que as duas pirâmides apresentam o mesmo padrão com maior participação dos grupos etários até os 45 anos. Quando comparamos a cobertura de planos individuais e coletivos segundo grupos etários,

TABELA 3
Brasil: cobertura privada de plano de saúde – 1998 e 2003
(Em %)

Ano	Não possui plano de saúde	Plano coletivo	Plano voluntário
1998	75,52	16,89	7,59
2003	76,37	15,23	8,40

Fonte: IBGE/Phads de 1998 e 2003.

observamos que a cobertura de planos coletivos tende a diminuir com a idade, enquanto a cobertura por planos individuais tende a aumentar.

Em relação à cobertura segundo sexo, a proporção de mulheres nos planos individuais é maior do que nos planos de adesão coletiva (tabela 5). As variáveis de vínculo empregatício, posição na ocupação e ramo de atividade do chefe de

TABELA 4
Brasil: cobertura privada de plano de saúde segundo adesão – 1998 e 2003
 (Em %)

Ano	Plano coletivo	Plano individual
1998	67,32	32,69
2003	64,48	35,52

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.

GRÁFICO 6
Distribuição etária da população com plano voluntário – 2003
 (Anos)

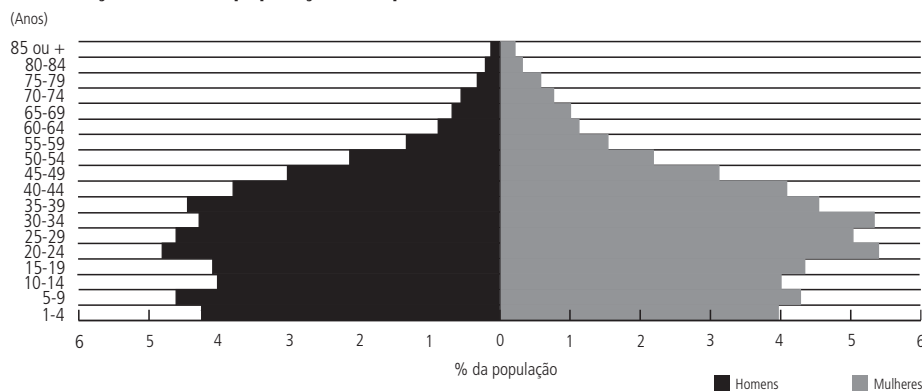


GRÁFICO 7
Distribuição etária da população com plano voluntário na população com plano de saúde – 2003
 (Anos)

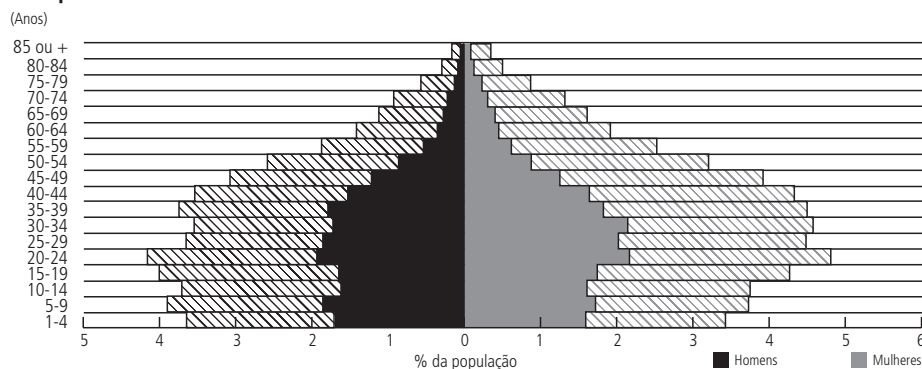


GRÁFICO 8

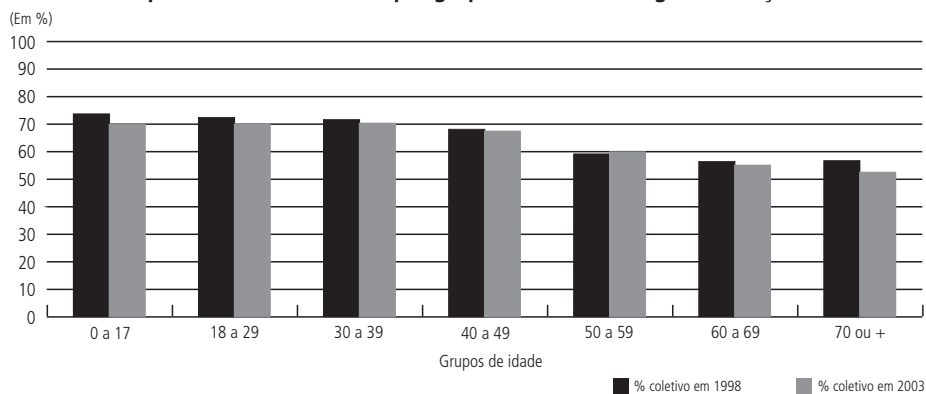
Cobertura de plano de saúde coletivo por grupos de idade da regulamentação

GRÁFICO 9

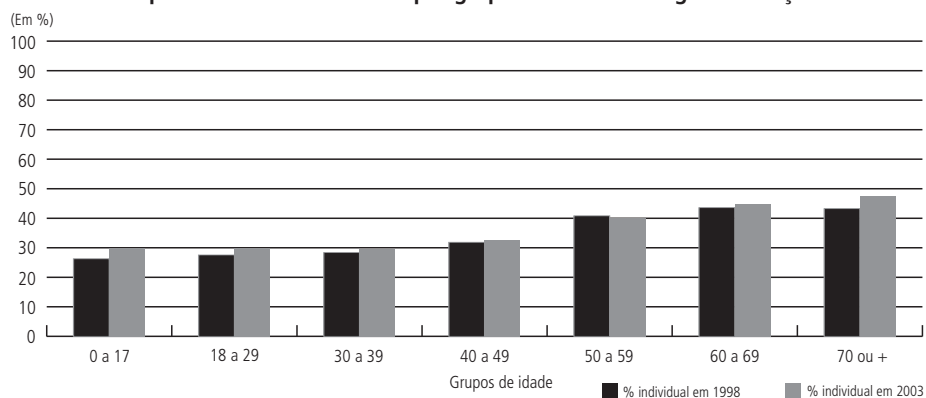
Cobertura de plano de saúde individual por grupos de idade da regulamentação

TABELA 5

Brasil: proporção de homens e mulheres por categoria de adesão ao plano de saúde – 1998 e 2003

(Em %)

	1998		2003	
	Coletivo	Individual	Coletivo	Individual
Mulher	52,92	56,26	52,47	56,23
Homem	47,08	43,74	47,03	43,77

Fonte: IBGE/Phads de 1998 e 2003.

família confirmam que os postos de trabalho formais da economia tendem a ter uma proporção maior de indivíduos com planos de saúde e que essa diferença é mais acentuada nos planos de adesão coletiva.

TABELA 6

Brasil: proporção de pessoas segundo a posição de ocupação do chefe da família por cobertura de plano de saúde privado – 1998 e 2003

(Em %)

	1998			2003		
	Sem plano	Coletivo	Individual	Sem plano	Coletivo	Individual
Com carteira	20,59	43,65	20,37	20,28	42,11	21,52
Sem carteira	15,19	5,07	6,88	14,98	5,49	7,52
Doméstico	3,80	0,83	0,96	4,42	0,92	1,19
Conta-própria	29,41	9,60	21,64	27,19	9,55	20,68
Empregador	3,90	3,98	18,54	3,47	4,65	15,54
Não-remunerado	2,29	0,86	1,23	2,60	1,06	1,42
Não-PEA	17,53	15,64	20,60	18,63	16,41	22,50
Desocupados	4,65	2,13	2,74	5,51	2,09	2,53
Militar ou funcionário público	2,64	18,24	7,04	2,91	17,72	7,09
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.

TABELA 7

Brasil: proporção de pessoas segundo ramo de atividade do chefe da família por categoria de adesão ao plano de saúde – 1998 e 2003

(Em %)

Ramo de atividade	1998		Atividade principal	2003	
	Coletivo	Individual		Coletivo	Individual
Agrícola	3,23	5,79	Agrícola	3,76	7,80
Indústria de transformação	20,09	11,85	Outras atividades industriais	3,30	0,63
Indústria de construção	3,87	5,27	Indústria de transformação	19,27	12,98
Outras atividades industriais	4,39	0,98	Construção	3,86	5,28
Comércio de mercadorias	10,48	20,48	Comércio e reparação	14,19	24,79
Prestação de serviços	9,12	15,09	Alojamento e alimentação	1,99	3,27
Serviços auxiliares da atividade econômica	5,99	11,01	Transporte, armazenagem e comunicação	8,75	7,25
Transporte e comunicação	8,74	7,04	Administração pública	16,86	7,86
Social	13,1	12,71	Educação, saúde e serviços sociais	11,43	11,41
Administração pública	16,16	7,06	Serviços domésticos	1,12	1,62
Outras atividades	4,83	2,73	Outros serviços coletivos, sociais e pessoais	3,07	3,76
			Outras atividades	12,32	13,30
			Atividades mal definidas	0,09	0,06
Total	100,00	100,00		100,00	100,00

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.

4 DETERMINANTES DA ESCOLHA DE PLANO DE SAÚDE

Nesta seção apresentamos os resultados da estimação do modelo de escolha por plano de saúde. Realizamos duas estimativas: na primeira, analisamos os determinantes da escolha de ter um plano de saúde, independentemente da modalidade de adesão. Na segunda, analisamos a escolha de ter um plano de saúde individual.¹⁴

4.1 Metodologia

O método de estimação utilizado é o modelo logístico. Esse modelo é usualmente utilizado quando a variável dependente é qualitativa, representada por uma *dummy*, no nosso caso, igual a 1 se o indivíduo tem plano de saúde privado, e igual a 0 se não tem o plano de saúde privado.

A decisão de compra de um plano de saúde depende dos atributos individuais de quem realiza a compra diretamente (titular) e das características da família, sendo razoável supor que o titular decide a cobertura da família e não a cobertura individual. Para atender a esse pressuposto, as características da família foram associadas aos indivíduos. Modelamos a decisão de compra de plano de saúde utilizando três grupos de variáveis de controle: atributos de risco, características socioeconômicas e variáveis que captam a oferta de serviços de saúde.

- Atributos de risco:

a) presença de crianças (pessoas até 10 anos de idade) na família: variável *dummy* = 1 se tem criança na família e 0, caso contrário;

b) presença de idosos (pessoas com mais de 65 anos) na família: variável *dummy* = 1 se tem idoso na família e 0, caso contrário; e

c) presença de mulher em idade fértil (de 15 a 49 anos) na família: variável *dummy* = 1 se tem mulher em idade fértil na família e 0, caso contrário.

Famílias com crianças, com idosos e com mulheres em idade fértil têm um gasto/utilização esperados mais elevados e, portanto, devem apresentar maior probabilidade de comprar o plano de saúde privado.

d) sexo: variável *dummy* = 1 se é homem e 0 se mulher. Como o gasto esperado dos homens é inferior ao das mulheres, espera-se que estes apresentem menor probabilidade de comprar plano de saúde;

14. Os indivíduos que têm plano de saúde coletivo não foram considerados na amostra pesquisada. A escolha de planos coletivos não é analisada porque, em geral, esses planos são ofertados pelo empregador e não temos informações sobre as escolhas que o empregador oferece aos empregados. As informações da Pnad não permitem saber se o indivíduo tem ou teve essa opção, só existem registros para os indivíduos que escolheram comprar essa modalidade de plano.

e) grupo etário do indivíduo: consideramos sete grupos etários seguindo a divisão proposta na regulamentação. Cada grupo foi representado por uma variável *dummy*. O grupo de referência é de 0 a 17 anos.

A evidência empírica mostra que a demanda por plano de saúde tende a aumentar com a idade, mas não linearmente (FOUBISTER *et al.*, 2006; CAMERON *et al.*, 1988).

f) percentual de pessoas na família com determinado problema crônico. A Pnad investiga presença de 12 doenças crônicas;

g) percentual de pessoas na família que avaliam o próprio estado de saúde como ruim e muito ruim.

- Características socioeconômicas:

h) idade do chefe de família: variável contínua (idade simples). A inclusão da idade do chefe de família é uma forma de captar a experiência no mercado de trabalho;

i) posição na ocupação do chefe de família: a posição na ocupação do chefe de família, especificada no modelo na forma de nove variáveis *dummies* é uma *proxy* da qualidade da inserção no mercado de trabalho;

j) educação do chefe de família: consideramos cinco grupos de escolaridade – de 0 a 3 anos de educação; de 4 a 7 anos de educação; de 8 a 10 anos de educação; de 11 a 14 anos de educação; e mais de 15 anos de educação. Cada grupo foi modelado como uma variável *dummy*, sendo que o grupo com educação mais elevada é o de referência. Um maior nível de educação deve aumentar a chance de se ter plano de saúde privado, pois indivíduos mais escolarizados valorizam mais o cuidado com a saúde;

k) decis de renda familiar *per capita* (10 *dummies*): o décimo decil corresponde ao grupo de referência. Indivíduos com renda familiar *per capita* mais elevada têm maior poder de compra e, portanto, maior chance de comprar plano de saúde privado;

l) número de componentes na família: o número de componentes na família reflete, de alguma forma, a capacidade de pagamento. Uma família pequena deve ter maior probabilidade de adquirir plano de saúde que uma família com mais componentes.

- Oferta de serviços de saúde:

m) área de residência: urbano/rural. Variável *dummy* = 1 se a área de residência é urbana, e igual a 0 se é rural. Áreas urbanas têm maior oferta de planos de saúde.

Uma explicação possível é a diferença de densidade demográfica fundamental para compor uma carteira com escala suficiente.

n) unidade da federação (UF): as UFs, incluídas no modelo na forma de *dummies*, são uma *proxy* da oferta de planos de saúde no mercado. O Estado de São Paulo é o grupo de referência.

4.2 Resultados

A tabela 8 apresenta os resultados do modelo logístico de escolha por plano de saúde e da escolha por plano de saúde individual. Na primeira estimativa a variável dependente é igual a 1 se o indivíduo tem o plano de saúde privado e 0 em caso contrário. Na segunda estimativa a variável dependente é igual a 1 se o indivíduo tem plano de saúde privado individual, e igual a 0 se ele não tem nenhum plano de saúde privado. Os modelos foram estimados para 1998 e 2003 separadamente.

Em primeiro lugar, é importante ressaltar que para os quatro modelos estimados o grau de ajustamento é bastante elevado apresentando um pseudo R^2 acima de 30%. Praticamente todas as variáveis de controle são significativas.

Os coeficientes estimados para os atributos de risco reforçam os fatos estilizados presentes na literatura. Quanto maior o risco, maior a chance de se ter plano de saúde, ou seja: mulheres, famílias com presença de crianças e idosos e famílias com maior proporção de doentes compram mais planos de saúde. Em relação à idade, a curva de probabilidade de se ter plano segundo os grupos etários apresenta formato em U, sendo o grupo de 18 a 29 anos o que tem menor chance de adquirir plano de saúde. Esse comportamento é verificado tanto para a decisão de se ter plano como para a decisão de se ter plano individual.

Os impactos da regulamentação podem ser analisados através da comparação das razões de chance estimadas para 1998 e 2003, que indicam um aumento da probabilidade de se ter plano em 2003 para os idosos com mais de 70 anos e uma redução nessa probabilidade para os demais grupos. Esse efeito deve ser decorrência da regra de precificação, que tenta estabelecer um subsídio cruzado entre os grupos etários. A redução da probabilidade de comprar plano para os grupos etários mais jovens provavelmente está relacionada ao estabelecimento de um prêmio mais elevado que o risco médio do grupo. Esse padrão de comportamento é observado com mais intensidade no modelo de escolha de plano individual. Esse resultado é razoável uma vez que nesse caso a adesão é voluntária.

Os atributos de risco presença de crianças e mulher em idade fértil na família apresentaram o resultado esperado, ou seja, aumentam a probabilidade de se ter

TABELA 8

Resultados do modelo logístico das escolhas por plano de saúde e por plano de saúde individual

Variáveis independentes	Escolha por plano de saúde		Escolha por plano de saúde individual	
	1998 Odds-Ratio (valor-p)	2003 Odds-Ratio (valor-p)	1998 Odds-Ratio (valor-p)	2003 Odds-Ratio (valor-p)
Idade entre 18 e 29 anos	0,744 (0,000)	0,775 (0,000)	0,702 (0,000)	0,706 (0,000)
30 e 39	0,918 (0,000)	0,876 (0,000)	0,891 (0,000)	0,810 (0,000)
40 e 49	0,948 (0,001)	0,898 (0,000)	0,981 (0,418)	0,844 (0,000)
50 e 59	1,137 (0,000)	1,068 (0,001)	1,396 (0,000)	1,152 (0,000)
60 e 69	1,238 (0,000)	1,151 (0,000)	1,448 (0,000)	1,215 (0,000)
Mais de 70	1,086 (0,028)	1,206 (0,000)	1,206 (0,000)	1,292 (0,000)
Presença de criança na família	1,275 (0,000)	1,330 (0,000)	1,296 (0,000)	1,404 (0,000)
Presença de idoso na família	0,849 (0,000)	0,919 (0,007)	0,885 (0,018)	0,956 (0,312)
Presença de mulher em idade fértil na família	1,401 (0,000)	1,422 (0,000)	1,588 (0,000)	1,546 (0,000)
1° decil de renda	0,025 (0,000)	0,025 (0,000)	0,028 (0,000)	0,027 (0,000)
2°	0,033 (0,000)	0,026 (0,000)	0,021 (0,000)	0,020 (0,000)
3°	0,051 (0,000)	0,043 (0,000)	0,035 (0,000)	0,036 (0,000)
4°	0,066 (0,000)	0,066 (0,000)	0,043 (0,000)	0,061 (0,000)
5°	0,102 (0,000)	0,090 (0,000)	0,072 (0,000)	0,077 (0,000)

(continua)

(continuação)

Variáveis independentes	Escolha por plano de saúde		Escolha por plano de saúde individual	
	1998 Odds-Ratio (valor-p)	2003 Odds-Ratio (valor-p)	1998 Odds-Ratio (valor-p)	2003 Odds-Ratio (valor-p)
6º	0,129 (0,000)	0,126 (0,000)	0,096 (0,000)	0,101 (0,000)
7º	0,191 (0,000)	0,189 (0,000)	0,154 (0,000)	0,159 (0,000)
8º	0,276 (0,000)	0,268 (0,000)	0,236 (0,000)	0,233 (0,000)
9º	0,460 (0,000)	0,439 (0,000)	0,418 (0,000)	0,415 (0,000)
Sem carteira	0,314 (0,000)	0,379 (0,000)	0,728 (0,000)	0,794 (0,000)
Doméstico	0,315 (0,000)	0,330 (0,000)	0,764 (0,026)	0,677 (0,000)
Conta-própria	0,293 (0,000)	0,351 (0,000)	0,883 (0,003)	0,918 (0,000)
Empregador	0,370 (0,000)	0,453 (0,000)	1,436 (0,000)	1,406 (0,000)
Não-remunerado	0,626 (0,000)	0,693 (0,000)	1,557 (0,000)	1,312 (0,006)
Não-PEA	0,675 (0,000)	0,692 (0,000)	1,327 (0,000)	1,288 (0,000)
Desocupados	0,694 (0,000)	0,679 (0,000)	1,543 (0,000)	1,311 (0,001)
Militar ou funcionário público	1,876 (0,000)	1,532 (0,000)	0,998 (0,981)	0,940 (0,303)
Rondônia	0,519 (0,000)	0,502 (0,000)	0,243 (0,000)	0,528 (0,000)
Acre	0,189 (0,000)	0,502 (0,000)	0,149 (0,000)	0,458 (0,000)
Amazonas	0,498 (0,000)	0,379 (0,000)	0,392 (0,000)	0,251 (0,000)

(continua)

(continuação)

Variáveis independentes	Escolha por plano de saúde		Escolha por plano de saúde individual	
	1998 Odds-Ratio (valor-p)	2003 Odds-Ratio (valor-p)	1998 Odds-Ratio (valor-p)	2003 Odds-Ratio (valor-p)
Roraima	0,070 (0,000)	0,195 (0,000)	0,096 (0,000)	0,131 (0,000)
Pará	0,953 (0,400)	0,914 (0,052)	0,843 (0,033)	1,062 (0,359)
Amapá	0,463 (0,000)	0,348 (0,000)	0,324 (0,004)	0,351 (0,000)
Tocantins	0,539 (0,000)	0,213 (0,000)	0,133 (0,000)	0,183 (0,000)
Maranhão	0,377 (0,000)	0,350 (0,000)	0,358 (0,000)	0,259 (0,000)
Piauí	0,523 (0,000)	0,648 (0,000)	0,175 (0,000)	0,243 (0,000)
Ceará	0,674 (0,000)	0,697 (0,000)	0,659 (0,000)	0,768 (0,000)
Rio Grande do Norte	0,414 (0,000)	0,394 (0,000)	0,690 (0,002)	0,493 (0,000)
Paraíba	0,746 (0,000)	0,580 (0,000)	0,613 (0,000)	0,485 (0,000)
Pernambuco	0,979 (0,621)	0,865 (0,000)	1,030 (0,634)	1,023 (0,686)
Alagoas	0,553 (0,000)	0,415 (0,000)	0,513 (0,000)	0,599 (0,000)
Sergipe	0,689 (0,000)	0,476 (0,000)	0,522 (0,000)	0,535 (0,000)
Bahia	0,834 (0,000)	0,855 (0,000)	0,769 (0,000)	0,703 (0,000)
Minas Gerais	0,974 (0,438)	0,954 (0,156)	0,911 (0,071)	0,927 (0,110)
Espírito Santo	0,820 (0,005)	0,860 (0,014)	0,828 (0,062)	0,879 (0,139)

(continua)

(continuação)

Variáveis independentes	Escolha por plano de saúde		Escolha por plano de saúde individual	
	1998 Odds-Ratio (valor-p)	2003 Odds-Ratio (valor-p)	1998 Odds-Ratio (valor-p)	2003 Odds-Ratio (valor-p)
Rio de Janeiro	0,684 (0,000)	0,566 (0,000)	0,700 (0,000)	0,521 (0,000)
Paraná	0,615 (0,000)	0,610 (0,000)	0,553 (0,000)	0,693 (0,000)
Santa Catarina	0,534 (0,000)	0,549 (0,000)	0,304 (0,000)	0,567 (0,000)
Rio Grande do Sul	0,800 (0,000)	0,885 (0,000)	0,535 (0,000)	0,593 (0,000)
Mato Grosso do Sul	0,842 (0,017)	1,229 (0,002)	0,806 (0,076)	2,052 (0,000)
Mato Grosso	0,329 (0,000)	0,499 (0,000)	0,302 (0,000)	0,619 (0,000)
Goiás	0,823 (0,000)	0,815 (0,000)	0,497 (0,000)	0,387 (0,000)
Distrito Federal	0,463 (0,000)	0,458 (0,000)	0,298 (0,000)	0,241 (0,000)
Educação do chefe: 0 a 3	0,168 (0,000)	0,160 (0,000)	0,121 (0,000)	0,133 (0,000)
4 a 7	0,289 (0,000)	0,252 (0,000)	0,225 (0,000)	0,212 (0,000)
8 a 10	0,440 (0,000)	0,373 (0,000)	0,356 (0,000)	0,280 (0,000)
11 a 14	0,633 (0,000)	0,602 (0,000)	0,538 (0,000)	0,462 (0,000)
Região urbana	1,771 (0,000)	1,769 (0,000)	1,795 (0,000)	1,420 (0,000)
Número de componentes na família	1,006 (0,459)	1,018 (0,016)	0,931 (0,000)	0,960 (0,001)
Proporção de doenças de coluna	1,230 (0,000)	1,632 (0,000)	1,279 (0,000)	1,738 (0,000)

(continua)

(continuação)

Variáveis independentes	Escolha por plano de saúde		Escolha por plano de saúde individual	
	1998 Odds-Ratio (valor-p)	2003 Odds-Ratio (valor-p)	1998 Odds-Ratio (valor-p)	2003 Odds-Ratio (valor-p)
Câncer	1,096 (0,687)	1,138 (0,352)	1,625 (0,120)	1,323 (0,109)
Diabete	1,127 (0,134)	1,211 (0,004)	1,267 (0,037)	1,314 (0,002)
Asma	1,376 (0,000)	1,322 (0,000)	1,304 (0,001)	1,268 (0,000)
Hipertensão	1,098 (0,073)	1,070 (0,144)	1,246 (0,006)	1,175 (0,019)
Coração	1,306 (0,000)	1,265 (0,000)	1,332 (0,003)	1,221 (0,016)
Renal	0,795 (0,010)	0,827 (0,031)	0,838 (0,194)	0,901 (0,428)
Depressão	1,045 (0,432)	1,142 (0,013)	0,891 (0,180)	1,255 (0,003)
Tuberculose	0,249 (0,020)	0,869 (0,621)	0,225 (0,100)	0,828 (0,680)
Tendinite	2,053 (0,000)	2,414 (0,000)	2,009 (0,000)	2,213 (0,000)
Cirrose	1,935 (0,075)	1,590 (0,118)	1,818 (0,374)	0,857 (0,743)
SAA	1,416 (0,000)	1,611 (0,000)	1,448 (0,000)	1,779 (0,000)
Idade do chefe	1,008 (0,000)	1,010 (0,000)	1,012 (0,000)	1,013 (0,000)
Sexo	0,848 (0,000)	0,867 (0,000)	0,762 (0,000)	0,785 (0,000)
Número de observações	336.863	376.898	278.088	316.207
Pseudo R^2	0.3412	0.3428	0.3502	0.3230
Wald chi2(72)	24748.25	29721.42	12944.50	15187.54

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.

GRÁFICO 10

Razão de chance de ter plano de saúde segundo grupos etários – 1998 e 2003

(Odds.ratio)

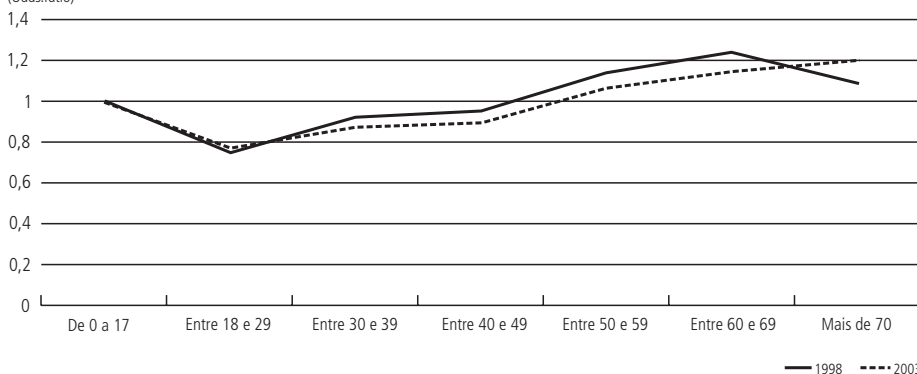
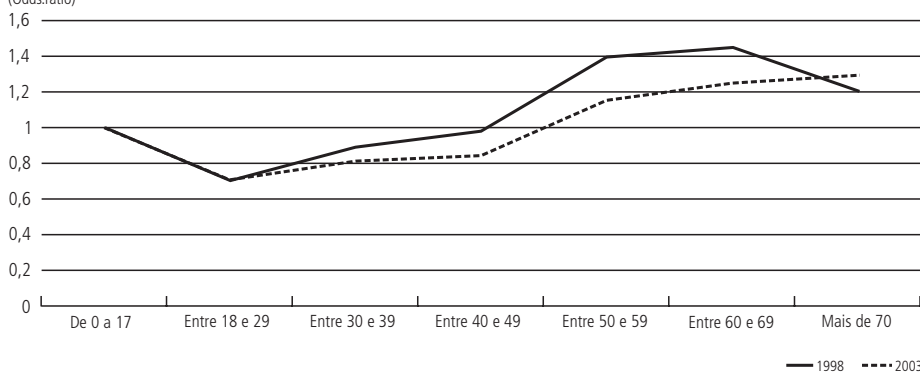


GRÁFICO 11

Razão de chance de ter plano de saúde individual segundo grupos etários – 1998 e 2003

(Odds.ratio)



plano de saúde. Para os dois atributos observamos que em 2003 essa chance aumentou em relação a 1998. A variável presença de idosos na família diminui a probabilidade de se ter plano de saúde e plano de saúde individual, sendo que em 2003 esse coeficiente é não-significativo na escolha de plano de saúde individual.

A análise das características socioeconômicas reforça a importância do poder de compra como determinante da decisão de se ter plano de saúde. Resultado semelhante é encontrado na literatura internacional (CAMERON *et al.*, 1988; SAVAGE; WRIGHT, 2003). A renda familiar *per capita* e a escolaridade apresentam uma relação monotônica estritamente crescente com a probabilidade de se ter plano, sendo que os grupos de maior renda/escolaridade (décimo decil/mais de 15 anos de estudo) têm uma chance que chega a ser duas vezes maior de comprar plano de saúde que o grupo imediatamente abaixo. Esse resultado é observado para os quatro modelos estimados. Os coeficientes estimados para as *dummies* de inserção no

mercado de trabalho mostram que ter um vínculo formal aumenta a chance de ter plano. Chama a atenção a diferença das razões de chance estimadas para o modelo de adquirir qualquer plano em relação ao modelo de adquirir plano de saúde individual. Nesse caso, os indivíduos classificados como não economicamente ativos e desocupados têm uma chance maior de ter plano que os indivíduos com carteira assinada.

Por último, as variáveis de oferta evidenciam que ainda existe uma diferença grande na probabilidade de se adquirir plano de saúde entre as UFs. Essa diferença provavelmente reflete a oferta de planos de saúde. Além disso, indivíduos que residem em áreas urbanas possuem maior probabilidade de ter plano de saúde.

5 POPULAÇÃO COM PLANO DE SAÚDE SEGUNDO GRAU DE COBERTURA

Nesta seção caracterizamos a população com plano de saúde considerando o grau de cobertura do plano. Definimos três tipos de cobertura: plano completo, plano ambulatorial e plano hospitalar. Para separar os planos segundo a cobertura de serviços contratada utilizamos três quesitos da Pnad: “este plano de saúde dá direito a consultas médicas? este plano de saúde dá direito a exames complementares? este plano de saúde dá direito a internações hospitalares?”. Os planos chamados completos são aqueles em que o beneficiário tem direito a consultas médicas, exames complementares e internações hospitalares. Os planos ambulatoriais são aqueles em que o beneficiário não tem direito a internações hospitalares. E os planos hospitalares são aqueles em que o beneficiário tem direito a internação hospitalar, mas não a consultas médicas ou a exames complementares.¹⁵

A tabela 9 mostra a participação de cada segmento de plano segundo o tipo de adesão. Em geral os indivíduos que compram plano de saúde optam pela cobertura

TABELA 9

Brasil: distribuição relativa dos indivíduos segundo o grau de cobertura do plano de saúde, por categoria de adesão ao plano – 1998 e 2003

(Em %)

	1998			2003		
	Completo	Ambulatorial	Hospitalar	Completo	Ambulatorial	Hospitalar
Adesão coletiva	89,72	7,77	2,50	89,11	8,61	2,28
Adesão individual	87,34	10,18	2,48	84,05	13,78	2,17
Total	88,94	8,56	2,50	87,28	10,47	2,24

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.

15. Essas informações foram respondidas apenas pelo titular do plano. Para definir o grau de cobertura dos dependentes, associamos a estes as informações do titular.

TABELA 10

Brasil: distribuição de homens e mulheres segundo o grau de cobertura do plano de saúde – 1998 e 2003

(Em %)

	1998			2003		
	Completo	Ambulatorial	Hospitalar	Completo	Ambulatorial	Hospitalar
Homem	46,77	46,68	47,49	46,68	47,45	46,58
Mulher	53,23	53,32	52,51	53,32	52,55	53,42

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.

completa, cerca de 90%, em 1998 e 2003. O plano ambulatorial tem uma participação relativamente maior quando a adesão é individual. Chama a atenção o aumento da participação do segmento de planos ambulatoriais nos planos individuais de 1998 para 2003. Essa mudança provavelmente é resultado da regulamentação que definiu uma cobertura muito generosa de procedimentos no plano de referência.

Em relação aos atributos de risco observáveis, não há diferença na composição por sexo quanto à escolha de cobertura: cerca de 53% dos beneficiários em qualquer tipo de cobertura são mulheres. Como já mencionado na seção anterior, esse percentual é um pouco maior do que a participação feminina na população brasileira, refletindo seleção de risco na decisão de compra de plano de saúde, mas não na de cobertura.

Quanto aos grupos etários, a tabela 11 mostra a composição etária em cada tipo de cobertura. O resultado interessante dessa análise é a maior participação dos grupos etários mais jovens (até 39 anos) no plano ambulatorial. Os três grupos: 0 a 17 anos, 18 a 29 e 30 a 39 têm uma participação relativa maior que aquela observada na população total. Esse fato sugere que os jovens escolhem uma cobertura mais adequada para tratamento preventivo, já que a probabilidade de internação é muito baixa.

A tabela 12 mostra a distribuição das pessoas que compraram plano completo, ambulatorial ou hospitalar segundo os decis de renda familiar *per capita*. Para qualquer um dos três tipos de cobertura a participação do primeiro ao terceiro decil é inferior a 5%, evidenciando que esse grupo de famílias está praticamente excluído do mercado de saúde suplementar, independentemente do tipo de cobertura.

A tabela 13 mostra a proporção de pessoas em cada plano pelo decil de renda. Como mencionado, existe também uma correlação positiva entre o grau de cobertura e a renda. No décimo decil, praticamente todos os indivíduos que têm plano escolheram o plano completo. A maior participação do plano ambulatorial

TABELA 11

Brasil: distribuição relativa dos indivíduos por faixa etária segundo o grau de cobertura do plano de saúde – 1998 e 2003

(Em %)

	1998			2003		
	Completo	Ambulatorial	Hospitalar	Completo	Ambulatorial	Hospitalar
Até 17 anos	30,94	34,84	31,94	26,41	30,04	24,69
18 a 29	18,86	21,1	17,89	19,84	22,59	20,44
30 a 39	17,92	19,5	15,50	17,01	17,71	15,40
40 a 49	15,05	12,67	15,75	15,93	13,95	14,99
50 a 59	9,04	6,39	9,17	10,70	8,22	11,05
60 a 69	5,10	3,31	5,12	5,88	4,17	6,85
Mais de 70	3,10	2,19	4,63	4,23	3,31	6,59

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.

TABELA 12

Brasil: proporção de pessoas segundo decis de renda *per capita* familiar, por grau de cobertura do plano de saúde – 1998 e 2003

(Em %)

	1998			2003		
	Completo	Ambulatorial	Hospitalar	Completo	Ambulatorial	Hospitalar
1º decil	0,89	1,59	1,46	0,89	1,73	0,59
2º	1,27	3,60	2,32	0,77	2,93	0,81
3º	2,01	4,21	2,93	1,82	5,69	2,53
4º	3,48	6,85	4,29	3,10	7,98	5,01
5º	5,37	10,48	8,28	5,18	10,09	4,25
6º	6,78	11,94	8,48	7,57	13,29	12,01
7º	10,84	16,28	14,34	8,80	13,01	9,96
8º	14,65	17,93	12,82	14,47	17,84	16,69
9º	21,80	16,84	21,66	22,16	17,18	20,95
10º	32,91	10,28	23,42	35,23	10,27	27,19
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.

é no segundo decil de renda, enquanto a menor participação é no décimo decil de renda. Em 2003, verificou-se um aumento da participação dos planos ambulatoriais em todos os decis de renda, sendo o crescimento mais significativo no segundo e terceiro decis. Isso pode ser um reflexo da regulamentação, que, através da padronização do rol de procedimentos, determinou uma elevação dos preços reais dos planos.

A tabela 14 mostra a distribuição dos beneficiários em cada tipo de cobertura segundo a posição na ocupação do chefe de família. Essa distribuição mostra que a posição na ocupação é determinante também do tipo de cobertura. A maior diferença entre os segmentos completo e ambulatorial se dá na participação relativa

TABELA 13

Brasil: proporção de pessoas segundo a cobertura do plano de saúde, por decis de renda per capita familiar – 1998 e 2003

	1998				2003			
	Completo	Ambulatorial	Hospitalar	Total	Completo	Ambulatorial	Hospitalar	Total
1º decil	81,71	14,47	3,82	100	79,60	19,04	1,36	100
2º	75,17	20,96	3,87	100	67,07	31,14	1,80	100
3º	80,19	16,52	3,29	100	70,54	26,95	2,51	100
4º	81,38	15,79	2,83	100	73,70	23,25	3,05	100
5º	80,90	15,57	3,52	100	79,40	18,93	1,67	100
6º	82,72	14,36	2,92	100	79,65	17,11	3,23	100
7º	84,35	12,50	3,15	100	82,65	14,96	2,40	100
8º	87,31	10,53	2,16	100	84,72	12,78	2,50	100
9º	90,56	6,90	2,54	100	89,36	8,48	2,16	100
10º	95,16	2,93	1,91	100	94,75	3,38	1,87	100

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.

TABELA 14

Brasil: proporção de pessoas segundo a posição na ocupação do chefe da família, por grau de cobertura do plano de saúde – 1998 e 2003

(Em %)

	1998			2003		
	Completo	Ambulatorial	Hospitalar	Completo	Ambulatorial	Hospitalar
Com carteira	36,99	46,95	31,01	36,12	42,01	26,97
Sem carteira	5,46	6,22	6,58	5,75	6,99	5,24
Doméstico	0,63	1,71	0,88	0,72	2,00	1,04
Conta-própria	12,54	17,11	16,53	12,51	17,60	11,98
Empregador	9,08	4,83	8,97	8,97	5,77	8,30
Não-remunerado	0,93	0,73	1,32	0,94	2,20	1,97
Não-PEA	15,91	12,63	17,50	17,29	14,38	17,53
Desocupados	2,08	2,63	1,37	1,90	2,72	1,66
Militar ou funcionário público	16,39	7,20	15,85	15,80	6,33	25,31
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.

dos militares e funcionários públicos, que têm peso muito maior no total de beneficiários de planos completos. Isso resulta, provavelmente, da oferta de plano através do vínculo empregatício.

6 ESTIMATIVA DA DEMANDA POR DIFERENTES SEGMENTOS DE PLANO

Esta seção apresenta os resultados do modelo de escolha de cobertura. Como explicado na seção anterior, caracterizamos três segmentos de planos segundo a cobertura de serviços de saúde: plano completo, plano ambulatorial e plano hospitalar. Essa análise é realizada apenas para a população que decidiu comprar plano individual. Nesse caso é razoável supor que o indivíduo tem escolha de cobertura. No caso do plano adquirido por adesão coletiva, na maior parte das vezes o indivíduo não tem opção de cobertura, uma vez que o empregador negocia um contrato único com a seguradora.

6.1 Metodologia

Para estimar a escolha de cobertura de plano utilizamos o modelo logístico multinomial.¹⁶ Esse modelo é usualmente empregado quando temos várias respostas discretas não ordenadas e excludentes. Nesse exercício, o indivíduo escolhe entre três diferentes coberturas do plano de saúde: plano ambulatorial, plano completo e plano hospitalar. Como variáveis de controle utilizamos os mesmos indicadores descritos na subseção 5.1, incluindo apenas a variável de prêmio de risco. Nossa hipótese é que o prêmio de risco é determinado anteriormente à decisão de compra do plano de saúde. A variável de prêmio de risco foi incluída através de seis variáveis *dummies*. No questionário da Pnad não existe uma pergunta que investiga o valor exato do prêmio pago pelo titular, mas apenas a declaração sobre em qual faixa de valor o seu prêmio se enquadra. A fragilidade dessa pergunta é que não fica explícito se esse valor se refere ao plano individual ou familiar. Como trabalhamos com a hipótese de que a decisão de se ter plano é uma decisão familiar, supomos que cada titular responde acerca do prêmio de risco que inclui a cobertura de todos os seus dependentes, mas não apenas acerca do valor de seu prêmio de risco individual.

6.2 Resultados

As tabelas 15 e 16 apresentam os resultados do modelo multinomial de escolha de cobertura de plano de saúde para os anos de 1998 e 2003. Analisamos o modelo em termos da razão de risco relativa (RRR), que é definida como:

$$RRR = \frac{P(Y=j | z+1) / P(Y=k | z+1)}{P(Y=j | z) / P(Y=k | z)}$$

16. Para um descrição detalhada do modelo, ver Wooldridge (2002).

TABELA 15

Resultados do modelo multinomial de escolha da cobertura do plano de saúde

Escolha	1998		2003	
	Ambulatorial	Hospitalar	Ambulatorial	Hospitalar
Variáveis independentes	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)
Mais de R\$ 30 até R\$ 50	0,328 (0,000)	0,636 (0,079)	0,365 (0,000)	1,323 (0,332)
Mais de R\$ 50 até R\$ 100	0,099 (0,000)	0,381 (0,000)	0,130 (0,000)	1,111 (0,725)
Mais de R\$ 100 até R\$ 200	0,033 (0,000)	0,431 (0,001)	0,035 (0,000)	0,663 (0,148)
Mais de R\$ 200 até R\$ 300	0,020 (0,000)	0,340 (0,002)	0,014 (0,000)	0,873 (0,675)
Mais de R\$ 300 até R\$ 500	0,004 (0,000)	0,418 (0,020)	0,009 (0,000)	0,860 (0,638)
Mais de R\$ 500	0,005 (0,000)	0,605 (0,325)	0,000 (0,000)	0,495 (0,104)
Idade entre 18 e 29 anos	1,214 (0,020)	1,129 (0,413)	1,167 (0,029)	1,179 (0,295)
30 e 39	1,066 (0,358)	0,686 (0,014)	1,090 (0,138)	0,996 (0,979)
40 e 49	1,089 (0,295)	1,102 (0,360)	1,170 (0,023)	0,890 (0,412)
50 e 59	1,027 (0,820)	1,229 (0,226)	1,150 (0,139)	1,038 (0,843)
60 e 69	1,133 (0,394)	1,178 (0,479)	1,069 (0,589)	1,081 (0,737)
Mais de 70	1,149 (0,430)	1,774 (0,038)	1,292 (0,061)	1,505 (0,151)
Número de dependentes	1,477 (0,000)	1,260 (0,000)	1,358 (0,000)	1,049 (0,464)
Presença de criança na família	1,126 (0,341)	0,892 (0,599)	1,080 (0,464)	0,771 (0,204)

(continua)

(continuação)

Escolha	1998		2003	
	Ambulatorial	Hospitalar	Ambulatorial	Hospitalar
Variáveis independentes	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)
Presença de idoso na família	1,514 (0,018)	1,106 (0,722)	1,144 (0,329)	1,265 (0,279)
Presença de mulher em idade fértil na família	1,381 (0,040)	0,949 (0,803)	1,109 (0,390)	0,863 (0,518)
1º decil de renda	1,845 (0,082)	1,371 (0,603)	1,069 (0,840)	0,292 (0,124)
2º	2,836 (0,005)	0,591 (0,618)	1,611 (0,185)	1,946 (0,401)
3º	2,327 (0,015)	0,766 (0,761)	1,912 (0,014)	2,387 (0,138)
4º	1,109 (0,728)	0,960 (0,942)	1,176 (0,499)	1,144 (0,795)
5º	1,349 (0,242)	0,795 (0,639)	1,500 (0,061)	0,832 (0,709)
6º	1,313 (0,222)	1,382 (0,335)	1,429 (0,040)	1,147 (0,680)
7º	1,549 (0,037)	0,847 (0,634)	1,386 (0,059)	0,958 (0,904)
8º	1,616 (0,005)	0,950 (0,859)	1,454 (0,012)	0,942 (0,819)
9º	1,122 (0,483)	1,131 (0,584)	1,280 (0,073)	0,930 (0,726)
Sem carteira	1,723 (0,006)	1,799 (0,106)	0,905 (0,553)	1,063 (0,847)
Doméstico	0,709 (0,317)	1,223 (0,779)	1,315 (0,283)	1,490 (0,552)
Conta-própria	1,323 (0,053)	1,420 (0,197)	1,103 (0,422)	0,883 (0,651)

(continua)

(continuação)

Escolha	1998		2003	
	Ambulatorial	Hospitalar	Ambulatorial	Hospitalar
Variáveis independentes	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)
Empregador	0,909 (0,628)	0,867 (0,658)	1,125 (0,481)	1,141 (0,645)
Não-remunerado	0,718 (0,480)	1,781 (0,363)	1,936 (0,028)	2,230 (0,115)
Não-PEA	0,855 (0,354)	1,166 (0,617)	1,090 (0,542)	0,970 (0,912)
Desocupados	1,025 (0,931)	0,655 (0,427)	1,382 (0,252)	1,638 (0,311)
Militar ou funcionário público	1,175 (0,545)	0,977 (0,951)	1,129 (0,527)	1,848 (0,074)
Rondônia	0,079 (0,027)	0,000 (0,000)	0,375 (0,026)	2,192 (0,151)
Acre	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	2,792 (0,173)	3,842 (0,099)
Amazonas	0,855 (0,913)	0,320 (0,277)	0,306 (0,179)	0,987 (0,990)
Roraima	70,234 (0,003)	32,211 (0,005)	7,254 (0,007)	0,000 (0,000)
Pará	0,793 (0,504)	0,458 (0,150)	0,467 (0,001)	0,855 (0,746)
Amapá	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	1,429 (0,601)	10,323 (0,000)
Tocantins	5,148 (0,398)	0,000 (0,000)	0,454 (0,172)	0,000 (0,000)
Maranhão	0,000 (0,000)	1,565 (0,641)	0,705 (0,614)	0,000 (0,000)
Piauí	0,522 (0,584)	3,357 (0,277)	3,179 (0,180)	2,223 (0,438)

(continua)

(continuação)

Escolha	1998		2003	
	Ambulatorial	Hospitalar	Ambulatorial	Hospitalar
Variáveis independentes	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)
Ceará	2,384 (0,001)	1,015 (0,975)	0,905 (0,621)	0,978 (0,959)
Rio Grande do Norte	2,532 (0,032)	0,150 (0,073)	1,779 (0,057)	1,517 (0,506)
Paraíba	2,667 (0,020)	0,000 (0,000)	1,958 (0,099)	0,504 (0,357)
Pernambuco	1,129 (0,644)	1,449 (0,256)	1,140 (0,478)	2,111 (0,017)
Alagoas	2,879 (0,122)	0,000 (0,000)	5,117 (0,000)	0,357 (0,325)
Sergipe	4,672 (0,006)	0,000 (0,000)	3,476 (0,002)	1,829 (0,320)
Bahia	1,555 (0,138)	2,549 (0,002)	1,267 (0,275)	0,633 (0,224)
Minas Gerais	3,150 (0,000)	1,280 (0,381)	1,439 (0,021)	1,390 (0,259)
Espírito Santo	2,433 (0,009)	0,734 (0,675)	0,489 (0,027)	2,499 (0,017)
Rio de Janeiro	4,070 (0,000)	1,401 (0,233)	2,807 (0,000)	1,654 (0,123)
Paraná	1,538 (0,078)	0,995 (0,989)	0,830 (0,377)	1,318 (0,470)
Santa Catarina	1,006 (0,989)	1,976 (0,212)	1,747 (0,018)	1,716 (0,194)
Rio Grande do Sul	5,840 (0,000)	1,199 (0,559)	4,392 (0,000)	1,758 (0,061)
Mato Grosso do Sul	1,712 (0,087)	0,833 (0,750)	0,680 (0,050)	1,509 (0,338)

(continua)

(continuação)

Escolha	1998		2003	
	Ambulatorial	Hospitalar	Ambulatorial	Hospitalar
Variáveis independentes	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)
Mato Grosso	3,952 (0,003)	0,222 (0,144)	0,466 (0,016)	0,674 (0,515)
Goiás	0,908 (0,773)	1,080 (0,864)	0,722 (0,208)	1,128 (0,822)
Distrito Federal	2,711 (0,007)	1,580 (0,407)	3,786 (0,000)	2,377 (0,041)
Educação do chefe: 0 a 3	1,868 (0,016)	0,479 (0,053)	1,986 (0,001)	1,886 (0,056)
4 a 7	1,982 (0,003)	0,906 (0,704)	1,879 (0,001)	1,285 (0,352)
8 a 10	1,666 (0,029)	0,645 (0,122)	2,072 (0,000)	1,039 (0,885)
11 a 14	1,623 (0,028)	0,805 (0,344)	1,647 (0,003)	1,032 (0,881)
Região urbana	1,294 (0,290)	0,713 (0,387)	2,198 (0,000)	1,118 (0,760)
Número de componentes na família	0,865 (0,003)	0,994 (0,930)	0,958 (0,296)	1,073 (0,280)
Proporção de doenças de coluna	1,255 (0,236)	1,007 (0,982)	1,042 (0,816)	1,371 (0,233)
Câncer	0,084 (0,232)	10,223 (0,019)	1,083 (0,906)	9,982 (0,000)
Diabete	1,595 (0,338)	0,777 (0,658)	1,141 (0,679)	1,103 (0,831)
Asma	0,518 (0,029)	1,139 (0,734)	1,059 (0,776)	1,208 (0,660)
Hipertensão	1,389 (0,245)	0,825 (0,614)	1,218 (0,350)	0,758 (0,490)

(continua)

(continuação)

Escolha	1998		2003	
	Ambulatorial	Hospitalar	Ambulatorial	Hospitalar
Variáveis independentes	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)
Coração	1,287 (0,427)	1,179 (0,677)	0,575 (0,064)	1,346 (0,459)
Renal	1,785 (0,164)	3,152 (0,037)	0,747 (0,501)	0,836 (0,817)
Depressão	1,638 (0,132)	0,699 (0,408)	1,174 (0,536)	0,704 (0,585)
Tuberculose	3,594 (0,655)	0,000 (0,000)	0,813 (0,820)	0,782 (0,922)
Tendinite	1,206 (0,661)	1,753 (0,318)	0,857 (0,611)	0,857 (0,742)
Cirrose	0,973 (0,987)	1,039 (0,983)	0,390 (0,723)	8,531 (0,160)
SAA	0,792 (0,239)	0,784 (0,451)	0,884 (0,414)	1,179 (0,561)
Sexo	1,084 (0,090)	1,097 (0,191)	1,003 (0,929)	1,007 (0,317)

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.

A RRR no modelo *logit* multinomial pode ser obtida pelo exponencial dos coeficientes estimados, de forma similar a *odds-ratio* do modelo logístico. A diferença é que a razão de risco relativa nos fornece as mudanças relativas nas probabilidades. Ou seja, no caso de uma variável dependente *dummy* é: a razão entre a chance de se ter uma determinada cobertura *j* e ter a cobertura *k* para o grupo com determinado atributo, $z + 1$, em relação à razão entre a chance de se ter a cobertura *j* e ter a cobertura *k* para o grupo com o atributo de referência *z*.

Estimamos um modelo para cada ano, sendo a escolha de cobertura completa a categoria de referência. Os coeficientes estimados mostram como os atributos de risco, socioeconômicos e variáveis de oferta alteram a probabilidade relativa de se ter cobertura ambulatorial e hospitalar *vis-à-vis* a cobertura completa. O primeiro modelo estimado (tabela 17) considera o preço do plano de saúde como variável explicativa. De uma forma geral, os resultados dos dois modelos são parecidos

TABELA 16

Resultados do modelo multinomial de escolha da cobertura do plano de saúde

Escolha	1998		2003	
	Ambulatorial	Hospitalar	Ambulatorial	Hospitalar
Variáveis independentes	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)
Idade entre 18 e 29 anos	1,316 (0,000)	1,182 (0,252)	1,300 (0,000)	1,157 (0,336)
30 e 39	1,125 (0,045)	0,703 (0,020)	1,176 (0,0010)	1,030 (0,841)
40 e 49	0,966 (0,625)	1,108 (0,334)	1,064 (0,285)	0,883 (0,346)
50 e 59	0,873 (0,190)	1,196 (0,280)	1,005 (0,949)	0,968 (0,854)
60 e 69	0,790 (0,068)	1,059 (0,799)	0,805 (0,035)	1,066 (0,762)
Mais de 70	0,787 (0,134)	1,646 (0,055)	0,800 (0,055)	1,367 (0,242)
Número de dependentes	1,315 (0,000)	1,212 (0,000)	1,347 (0,000)	1,045 (0,442)
Presença de criança na família	0,986 (0,891)	0,887 (0,569)	0,923 (0,357)	0,643 (0,032)
Presença de idoso na família	1,325 (0,054)	1,116 (0,677)	1,193 (0,150)	1,163 (0,464)
Presença de mulher em idade fértil na família	1,417 (0,017)	0,891 (0,563)	1,087 (0,422)	0,807 (0,300)
1º decil de renda	4,688 (0,000)	1,549 (0,436)	3,727 (0,000)	0,612 (0,497)
2º	11,337 (0,000)	0,680 (0,710)	7,739 (0,000)	2,051 (0,346)
3º	9,768 (0,000)	0,836 (0,837)	8,549 (0,000)	2,363 (0,136)
4º	4,409 (0,000)	1,162 (0,782)	4,915 (0,000)	1,322 (0,557)

(continua)

(continuação)

Escolha	1998		2003	
	Ambulatorial	Hospitalar	Ambulatorial	Hospitalar
Variáveis independentes	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)
5°	4,750 (0,000)	0,884 (0,797)	4,553 (0,000)	0,824 (0,680)
6°	4,170 (0,000)	1,720 (0,082)	4,365 (0,000)	1,462 (0,257)
7°	4,007 (0,000)	0,947 (0,865)	4,143 (0,000)	1,112 (0,749)
8°	3,213 (0,000)	0,968 (0,810)	3,518 (0,000)	1,141 (0,590)
9°	1,915 (0,000)	1,177 (0,437)	2,267 (0,000)	1,009 (0,966)
Sem carteira	1,344 (0,081)	1,791 (0,100)	0,955 (0,740)	1,085 (0,792)
Doméstico	0,679 (0,219)	1,253 (0,750)	1,409 (0,110)	1,285 (0,712)
Conta-própria	1,249 (0,068)	1,380 (0,226)	1,083 (0,452)	1,006 (0,981)
Empregador	0,653 (0,011)	0,855 (0,606)	0,806 (0,124)	1,179 (0,549)
Não-remunerado	0,614 (0,158)	1,800 (0,302)	1,847 (0,009)	2,152 (0,108)
Não-PEA	0,753 (0,052)	1,167 (0,592)	0,840 (0,140)	0,977 (0,926)
Desocupados	0,819 (0,425)	0,588 (0,315)	1,174 (0,477)	1,341 (0,557)
Militar ou funcionário público	1,084 (0,732)	0,973 (0,942)	1,088 (0,648)	2,037 (0,037)
Rondônia	0,261 (0,214)	0,000 (0,000)	1,542 (0,210)	2,271 (0,128)

(continua)

(continuação)

Escolha	1998		2003	
	Ambulatorial	Hospitalar	Ambulatorial	Hospitalar
Variáveis independentes	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)
Acre	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	2,093 (0,160)	2,875 (0,184)
Amazonas	1,045 (0,956)	0,243 (0,177)	0,393 (0,208)	1,622 (0,520)
Roraima	25,236 (0,010)	29,153 (0,007)	4,834 (0,020)	0,000 (0,000)
Pará	1,338 (0,340)	0,484 (0,175)	1,070 (0,724)	0,916 (0,856)
Amapá	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	1,479 (0,545)	8,830 (0,001)
Tocantins	12,356 (0,044)	0,000 (0,000)	1,208 (0,748)	0,568 (0,589)
Maranhão	0,000 (0,000)	1,363 (0,741)	0,683 (0,610)	0,000 (0,000)
Piauí	0,820 (0,870)	3,751 (0,245)	3,658 (0,036)	2,129 (0,473)
Ceará	2,675 (0,000)	0,959 (0,928)	1,691 (0,005)	1,160 (0,716)
Rio Grande do Norte	2,759 (0,012)	0,153 (0,071)	1,562 (0,174)	1,572 (0,470)
Paraíba	2,414 (0,019)	0,000 (0,000)	1,951 (0,061)	0,493 (0,343)
Pernambuco	1,212 (0,428)	1,508 (0,181)	1,414 (0,042)	2,320 (0,006)
Alagoas	2,100 (0,144)	0,000 (0,000)	4,237 (0,000)	0,373 (0,343)
Sergipe	2,897 (0,019)	0,000 (0,000)	3,265 (0,000)	1,831 (0,313)

(continua)

(continuação)

Escolha	1998		2003	
	Ambulatorial	Hospitalar	Ambulatorial	Hospitalar
Variáveis independentes	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)
Bahia	1,618 (0,050)	2,396 (0,003)	2,007 (0,000)	1,079 (0,860)
Minas Gerais	4,424 (0,000)	1,354 (0,264)	2,230 (0,000)	1,874 (0,024)
Espírito Santo	3,948 (0,000)	0,841 (0,795)	0,870 (0,640)	2,974 (0,004)
Rio de Janeiro	4,044 (0,000)	1,420 (0,195)	2,048 (0,000)	1,700 (0,096)
Paraná	2,354 (0,000)	1,008 (0,981)	1,641 (0,003)	1,491 (0,284)
Santa Catarina	1,840 (0,111)	2,025 (0,193)	3,292 (0,000)	1,921 (0,107)
Rio Grande do Sul	7,970 (0,000)	1,225 (0,498)	5,768 (0,000)	1,822 (0,047)
Mato Grosso do Sul	3,959 (0,000)	1,040 (0,946)	2,180 (0,000)	1,777 (0,197)
Mato Grosso	2,770 (0,007)	0,204 (0,121)	1,151 (0,600)	1,009 (0,986)
Goiás	2,032 (0,012)	1,274 (0,584)	1,533 (0,093)	2,039 (0,173)
Distrito Federal	3,397 (0,000)	1,534 (0,436)	3,695 (0,000)	2,176 (0,063)
Educação do chefe: 0 a 3	3,878 (0,000)	0,599 (0,144)	6,597 (0,000)	1,715 (0,086)
4 a 7	3,330 (0,000)	0,978 (0,927)	4,841 (0,000)	1,318 (0,271)
8 a 10	2,634 (0,000)	0,712 (0,202)	4,512 (0,000)	1,032 (0,901)

(continua)

(continuação)

Escolha	1998		2003	
	Ambulatorial	Hospitalar	Ambulatorial	Hospitalar
Variáveis independentes	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)
11 a 14	2,150 (0,000)	0,852 (0,464)	2,712 (0,000)	1,107 (0,620)
Região urbana	0,924 (0,065)	0,669 (0,268)	1,373 (0,043)	1,282 (0,488)
Número de componentes na família	0,935 (0,108)	1,027 (0,695)	0,933 (0,070)	1,135 (0,044)
Proporção de doenças de coluna	1,266 (0,156)	1,106 (0,722)	0,831 (0,215)	1,415 (0,174)
Câncer	0,024 (0,065)	11,419 (0,012)	0,654 (0,477)	6,180 (0,001)
Diabete	1,224 (0,630)	0,569 (0,337)	0,886 (0,650)	0,827 (0,670)
Asma	0,788 (0,333)	1,170 (0,673)	0,916 (0,603)	1,237 (0,578)
Hipertensão	1,164 (0,542)	0,693 (0,322)	1,252 (0,217)	0,741 (0,417)
Coração	1,060 (0,834)	1,317 (0,468)	0,634 (0,063)	1,699 (0,195)
Renal	1,618 (0,192)	2,855 (0,074)	1,003 (0,993)	0,541 (0,421)
Depressão	1,611 (0,041)	0,653 (0,325)	1,075 (0,732)	0,690 (0,526)
Tuberculose	0,203 (0,757)	0,000 (0,000)	1,473 (0,664)	0,740 (0,902)
Tendinite	1,212 (0,583)	1,485 (0,476)	0,741 (0,274)	0,815 (0,646)
Cirrose	1,203 (0,896)	1,324 (0,872)	0,298 (0,689)	5,763 (0,216)
SAA	0,727 (0,054)	0,688 (0,238)	0,746 (0,023)	1,068 (0,807)
Sexo	1,108 (0,010)	1,105 (0,144)	1,078 (0,017)	1,073 (0,322)

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.

em termos qualitativos, embora a renda perca significância no modelo que inclui o preço do plano de saúde. Esse resultado pode ser explicado pela correlação entre as duas variáveis, tanto a renda quanto o preço do plano escolhido são *proxies* do poder de compra do indivíduo.

6.2.1 O que importa na escolha de cobertura de plano de saúde?

Como não existem diferenças qualitativas quanto aos modelos estimados (com e sem preço do plano), vamos nos ater a discutir os resultados sem a inclusão do preço do plano (tabela 16). Um primeiro resultado que chama a atenção é que as variáveis de risco e as socioeconômicas não são determinantes que diferenciam a escolha entre o plano completo e o plano hospitalar: nenhuma dessas variáveis apresentou significância estatística. Somente as *dummies* de UF são determinantes que influenciam a chance de se ter plano hospitalar em relação ao plano completo. Por outro lado, as variáveis de risco e as socioeconômicas são importantes na decisão da escolha do plano ambulatorial *vis-à-vis* o plano completo.

As variáveis que apresentaram o resultado mais significativo na escolha de plano ambulatorial foram renda, escolaridade, idade e variáveis de oferta. No que se refere à renda, a razão de risco relativa é decrescente e sempre maior que 1 com os decis de renda, evidenciando que a probabilidade relativa de se ter o plano ambulatorial em relação ao completo é sempre maior em todos os decis de renda com relação ao decil de referência, nesse caso, o último decil.

Quanto aos grupos etários, observamos que não existem diferenças significativas entre o grupo de referência, até 17 anos, e os grupos de 40 a 49 e 50 a 59 anos. Para os grupos de 18 a 29 e 30 a 39 anos a probabilidade de ter plano ambulatorial é maior que para o grupo de referência, enquanto no grupo de 60 a 69 anos essa probabilidade é menor. Esse resultado condiz com o risco esperado dos indivíduos. O plano ambulatorial é mais atrativo para aqueles com menor probabilidade de utilização do serviço hospitalar. Com relação à escolaridade, a razão entre a probabilidade de se ter plano ambulatorial e a probabilidade de se ter plano completo será sempre maior, quanto menor for a escolaridade do chefe de família. A razão de risco relativa entre o grupo menos escolarizado e mais escolarizado chega a 6.

Esses resultados sugerem que a diferenciação de planos é importante, uma vez que existem diferenças entre os indivíduos que compram a cobertura ambulatorial e aqueles que compram a cobertura completa. Uma diversificação maior dos contratos pode ser uma forma de ampliar a cobertura privada no Brasil.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho analisa a demanda por planos de saúde no Brasil antes e depois da regulamentação do setor de saúde suplementar, isto é, em 1998 e em 2003. Existem dois contextos distintos nos quais a escolha de plano é feita. Primeiro, em um contexto no qual esse plano é oferecido pelo empregador, e segundo, quando o indivíduo compra o plano diretamente da seguradora. No Brasil, cerca de 2/3 dos planos de saúde privados são planos de adesão coletiva. Além da decisão de ter um plano, os indivíduos decidem sobre a cobertura oferecida: plano completo, ambulatorial ou hospitalar.

Para analisar a demanda por plano de saúde, estimamos três modelos para cada ano. O primeiro é um modelo logístico da demanda por plano de saúde. O segundo também é um modelo logístico da demanda por plano de adesão individual. E o terceiro, um modelo multinomial que estima a escolha de cobertura para os indivíduos que têm plano individual.

Os principais resultados mostram que a demanda por planos de saúde é explicada, sobretudo, pela renda *per capita* familiar e que essa variável ganha importância quando analisamos a demanda por plano individual. No que se refere aos atributos de risco, os resultados sugerem que as mudanças introduzidas com a regulamentação alteram as probabilidades de se ter plano de saúde individual, aumentando a chance relativa dos indivíduos mais velhos, sobretudo nas faixas etárias acima de 50 anos. Na escolha de cobertura do plano de saúde, o plano ambulatorial tem maior probabilidade de ser escolhido *vis-à-vis*: a) a cobertura completa; b) quanto mais jovem; c) quanto maior o poder de compra; e d) quanto menor a escolaridade. As *dummies* de UFs evidenciam que existem diferenças na oferta de planos de saúde.

REFERÊNCIAS

- ANDRADE, M. V.; LISBOA, M. B. Velhos dilemas no provimento de bens e serviços de saúde: uma comparação dos casos canadense, inglês e americano. *Nova Economia*, v. 10, n. 2, p. 73-115, dez. 2000.
- ANDRADE, M. V.; MAIA, A. C.; BRITO, R. J. A.; PARAISO, D. G. Demanda no setor de saúde suplementar no Brasil. p. 295-457. *Métodos Quantitativos em Defesa da Concorrência e Regulação Econômica*. Rio de Janeiro: Ipea, 2006.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P.; MILNE, F.; PIGGOTT, J. 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.
- CUTLER, D.; ZECKHAUSER, R. The anatomy of health insurance. In: CULYER, A. J., NEWHOUSE, J. P. (Orgs.). *Handbook of health economics*. Amsterdam: North-Holland Press, 2000. p. 563-643.

FOUBISTER, T.; THOMSON, S.; MOSSIALOS, E.; MCGUIRE, A. *Private medical insurance in the United Kingdom*. European Observatory on Health Systems and Policies, 2006.

MAIA, A. C. *Seleção adversa e risco moral no sistema de saúde suplementar brasileiro*. 2004. Dissertação (Mestrado em Economia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar), Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2004.

MOSSIALOS, E.; THOMSON, S. *Voluntary health insurance in the Europe Union*. European Observatory on Health Care Systems and London School of Economics and Political Science. Directorate General for Employment and Social Affairs of the European Commissions, 27 Feb. 2002 (Report).

OECD. *Measuring Up. Improving Health System Performance in OECD Countries*. Paris, 2002 (OECD Health Working Papers).

_____. *Private health insurance in OECD countries*. The OECD Health Projects, 2004.

_____. *Health at a Glance: OECD Indicators*, 2005.

SAVAGE, E.; WRIGHT, D. J. Moral hazard and adverse selection in Australian private hospitals. *Journal of Health Economics*, v. 22, n. 3, p. 331-359, May 2003.

VAN DE VEN, W. P. M. M.; ELLIS, R. P. Risk adjustment in competitive health plan markets. In: CULYER, A. J.; NEWHOUSE, J. P. (Eds.). *Handbook of health economics*. Amsterdam: North-Holland Press, 2000. v. 1A, p. 755-845.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, Mass.: MIT, 2002. 752p.

