

Mudança de plano de saúde ao longo do ciclo de vida: uma evidência empírica com base em dados de uma operadora de saúde da região sudeste do Brasil

Aline de Souza (FACE/UFMG)
Mônica Viegas Andrade (CEDEPLAR/UFMG)
Kenya Noronha (CEDEPLAR/UFMG)

Resumo: Este artigo analisa a probabilidade de troca ou saída do plano de saúde para beneficiários de contratos individuais de uma operadora de saúde da região sudeste do Brasil entre 2010 e 2018. Foi utilizado o modelo logit multinomial, sendo a situação do indivíduo classificada em não mudou de plano, saiu da operadora, mudou para um plano menos amplo e mudou para um plano mais amplo. Os principais resultados apontam que os idosos são um grupo estável, com menores chances de sair ou trocar de plano em comparação à população entre 25 e 59 anos.

Palavras-chave: Mudança de plano de saúde; Contratos individuais; Ciclo de vida.

Abstract: This article analyzes the probability of switching or leaving the health plan for beneficiaries of individual contracts of a health operator in the southeastern region of Brazil between 2010 and 2018. Using the multinomial logit model, we classified the individual's status at the health provider as not changed the plan, left provider, switched to a more restricted plan, and switched to a broader plan. The main results show that the elderly are a stable group, with fewer chances of leaving or changing the plan compared to the population between 25 and 59 years old.

Keywords: Switching health plan; Individual contracts; Life cycle.

Área temática: 1. ECONOMIA

Financiamento/Apoio: FAPEMIG

1. Introdução

Uma das características fundamentais no consumo individual de serviços de saúde é a distribuição não uniforme dos gastos ao longo do ciclo de vida (PICONE; URIBE; WILSON, 1998). Na maior parte das vezes, esses gastos são decorrentes da presença de choques negativos de saúde que apresentam um componente associado às etapas do ciclo de vida. Dessa maneira, a idade do indivíduo irá impactar a escolha de cobertura.

As evidências empíricas presentes na literatura internacional reforçam a relação entre a idade e presença do seguro saúde. Os principais resultados apontam que os consumidores mais velhos são menos propensos a mudar de plano em comparação aos jovens e saudáveis (DE JONG; VAN DEN BRINK-MUINEN; GROENEWEGEN, 2008; LAVARREDA *et al.*, 2008; FRONSTIN; ROEBUCK, 2017).

Para os EUA, os estudos mostram que o aumento da idade diminui tanto as chances de mudar de tipo de plano quanto de trocar de operadora. No geral, a probabilidade de indivíduos entre 55 e 64 anos terem descontinuidade na cobertura é significativamente menor em comparação aos mais jovens (CUNNINGHAM; KOHN, 2000; LAVARREDA *et al.*, 2008; FRONSTIN; ROEBUCK, 2017). Nos Países Baixos, indivíduos em idade ativa apresentam maiores chances de mudar de seguradora que os idosos, com chances de mudança até 10 vezes maiores se comparados aos consumidores acima de 75 anos (DE JONG; VAN DEN BRINK-MUINEN; GROENEWEGEN, 2008; DUIJMELINCK; VAN DE VEM, 2015). Estudos com dados suíços apontam que as trocas de plano se concentram entre os adultos mais jovens em comparação aos adultos em idade mediana, enquanto idosos acima de 75 anos têm uma probabilidade menor (COLOMBO, 2001; DORMONT; GEOFFARD; LAMIRAUD, 2009). Na Irlanda foi encontrada uma associação negativa entre idade e decisão de mudar de plano. A sensibilidade dos consumidores ao aumento do preço do seguro diminui com o aumento da idade e a da utilização hospitalar (KEEGAN *et al.*, 2016). Para o Brasil, esse padrão também é observado, com aumento da participação relativa dos idosos nos planos de saúde nos últimos anos, indicando uma maior estabilidade desse grupo. Em relação às trocas de plano, os jovens adultos foram os que mais mudaram, em contraposição às faixas etárias acima de 54 anos (NERI, 2016; OLIVEIRA; VERAS; CORDEIRO, 2017).

Além de estar relacionada ao risco individual, a etapa do ciclo de vida também afeta a modalidade de contratos que os consumidores estarão mais expostos, principalmente devido às relações de trabalho e capacidade de pagamento. As entradas e saídas no seguro saúde estão relacionadas, em grande parte, à rotatividade no mercado de trabalho, já que a maioria dos segurados possuem contratos empresariais (GRUBER, 2000; BERCHICK; BARNETT; UPTON, 2019; ANS, 2019). Com isso, observa-se maior mobilidade entre os contratos coletivos devido a aposentadorias e demissões. Nos EUA, a cobertura por planos privados é maior na faixa etária de 19 a 64 anos uma vez que a adesão ocorre em grande medida via empregador (BERCHICK; BARNETT; UPTON, 2019). No Brasil, o benefício de plano de saúde ofertado pelos empregadores determina uma composição etária diferente entre os planos coletivos e individuais. Para o grupo de indivíduos com planos empresariais as faixas etárias com maior cobertura são as de 25 a 49 anos, enquanto a carteira de beneficiários de planos individuais é mais envelhecida em relação à população geral (BAHIA *et al.*, 2006; ANS, 2019).

O tipo de adesão ao contrato (empresarial ou individual) afeta a forma como a escolha do seguro de saúde é realizada. Nos contratos empresariais, essa escolha geralmente é exógena ao indivíduo, uma vez que é o empregador que negocia os tipos de plano que serão ofertados aos trabalhadores (LAKO; ROSENAU; DAW, 2011). No caso dos planos individuais a escolha do consumidor é soberana, com liberdade de adesão ao plano que melhor atenda às suas necessidades condicionado à sua capacidade de pagamento.

Um aspecto importante relacionado à escolha de planos de saúde individuais diz respeito à presença de seleção de adversa de consumidores. Indivíduos mais envelhecidos ou com doenças crônicas têm maior chance de comprar plano privado de saúde diante do maior risco e

consequente maior demanda esperada (LEITE; CARNEIRO, 2011, MATA, 2011; OLIVEIRA *et al.*, 2020). No Brasil, a interação público-privada torna fundamental o entendimento da dinâmica da entrada e saída dos indivíduos dos planos privados na medida em que pode impactar a demanda pelos serviços ofertados pelo Sistema Único de Saúde (SUS). Do ponto de vista regulatório, a Agência Nacional de Saúde (ANS) permite a inclusão de cônjuges ou companheiros, pais e filhos como dependentes nos contratos individuais. No caso dos filhos, a condição de dependência é definida pela idade, até 21 anos, ou até 24 anos desde que estejam matriculados em curso superior ou curso técnico. Em relação ao benefício ofertado por meio do vínculo empregatício, é possível manter, por determinado período, a cobertura assistencial para empregados demitidos sem justa causa e aposentados que tenham contribuído com parcela do pagamento do plano empresarial. Nesses casos, a mensalidade deve ser integralmente paga pelo beneficiário (ANS, 2011).

Estudos empíricos que analisam as escolhas dos consumidores de planos privados de saúde ao longo do ciclo de vida são escassos no país. Neri (2016) analisa, a partir das informações cadastrais dos beneficiários disponibilizadas pela ANS, as mudanças de plano de saúde realizadas entre 2010 e 2014 considerando as diferenças entre os grupos etários. Os resultados apontam que as mudanças de contrato foram mais frequentes entre beneficiários de planos empresariais e com idades entre 24 e 33 anos. Oliveira, Veras e Cordeiro (2017) analisam os efeitos das mudanças ocorridas no setor de saúde suplementar entre 1998 e 2017 na adesão dos planos de saúde entre os idosos. Os resultados indicam uma menor rotatividade de idosos nos planos de saúde em comparação aos demais grupos etários e uma maior concentração dessa população nos contratos individuais.

O objetivo deste artigo é analisar a mobilidade de beneficiários de contratos individuais de uma operadora de planos de saúde na região sudeste do Brasil entre 2010 e 2018. Mais especificamente, explora-se a decisão de saídas, ou seja, desligamento do plano de saúde, e a decisão de troca de contrato ao longo do ciclo de vida produtivo do indivíduo, especialmente nos momentos de entrada no mercado de trabalho e aposentadoria.

Esse estudo fornece evidências empíricas inéditas para o contexto brasileiro sobre a relação entre idade e troca ou saída do plano. A lacuna existente na literatura nacional sobre esse tema se deve à dificuldade de acesso a bases de dados que possibilitem investigações desse tipo. Esse artigo utiliza uma base de dados de uma operadora privada de saúde com informações de beneficiários de planos individuais durante todo o período em que eles mantiveram o contrato ativo. As informações disponibilizadas permitem observar as saídas e as eventuais trocas de contrato.

O restante deste artigo está organizado da seguinte forma. A próxima seção descreve a metodologia adotada no estudo. A Seção 3 apresenta os resultados descritivos e do modelo empírico. Na Seção 4 os resultados são discutidos e as considerações finais são apresentadas.

2. Metodologia

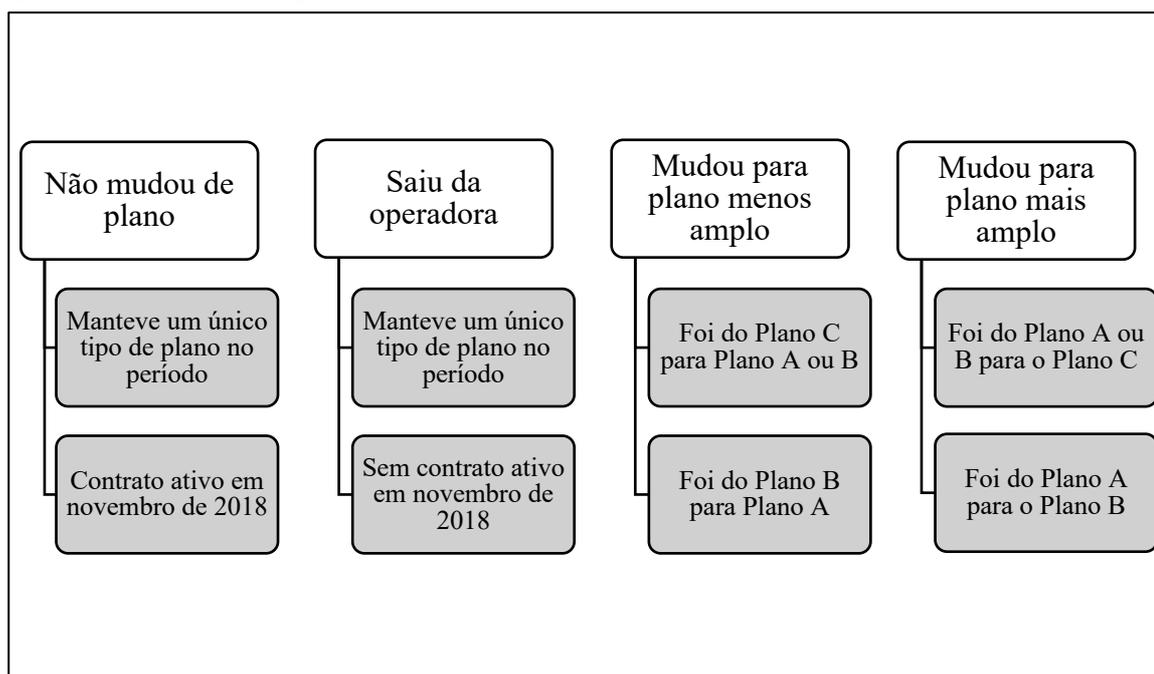
2.1. Base de dados

A base de dados é composta por registros administrativos disponibilizados por uma operadora de planos de saúde da região sudeste para uma carteira de beneficiários de contratos individuais que apresentaram vínculo ativo em algum momento entre janeiro de 2010 e novembro de 2018. Os dados contemplam informações referentes ao contrato, à utilização dos serviços de saúde e aos atributos dos usuários. Do universo dessas informações, foram excluídos indivíduos que também possuíam contrato de plano coletivo com a mesma operadora. Não foram considerados os beneficiários com mais de dois contratos no período devido ao baixo percentual observado (menos de 1%) e ao fato de que a escolha de qual contrato analisar seria arbitrária. A análise conta, dessa forma, com registros de 200.387 beneficiários.

Os produtos comercializados pela operadora foram classificados em três categorias: (i) Plano A (denominado neste estudo como restrito), com incidência de fator moderador, rede de

atendimento restrita e acomodação em enfermaria; (ii) Plano B (intermediário), com incidência de fator moderador, rede de atendimento ampla e acomodação em enfermaria ou apartamento; (iii) Plano C (amplo), sem coparticipação, rede ampla e acomodação em enfermaria ou apartamento. Como as mudanças de contrato ou saída do plano são eventos observados com baixa frequência anualmente, a variável de interesse nesse estudo sintetiza o status de mudança ocorrida ao longo de todo o período de análise. Com base nessas informações, os indivíduos foram classificados em quatro categorias, conforme apresentado na Figura 1.

Figura 1 – Definição da variável de interesse que descreve a situação do indivíduo na operadora de saúde no período de 2010 a 2018.



As variáveis independentes incluídas consideram características individuais e dos contratos de plano de saúde (Quadro 1). Uma variável independente fundamental que pode afetar a decisão de mudança ou saída é o estado de saúde do indivíduo. Dois conjuntos de variáveis foram definidos para descrever o estado de saúde individual: 1) a utilização de consultas e de internações e 2) a presença de doença crônica. Para as informações de utilização, foi calculada, para cada indivíduo, a média anual das consultas e internações ocorridas no período. As informações sobre presença de doença crônica foram disponibilizadas pela operadora que identifica essa condição a partir da CID de internação ocorrida ao longo de todo o período de vigência de contrato dos indivíduos. Em relação às informações sobre as características do contrato, para os indivíduos que mudaram de plano foram consideradas os atributos do primeiro contrato.

Quadro 1 – Definição das variáveis independentes incluídas na análise

Variáveis	Descrição
Faixa etária	0 a 17 anos; 18 a 21 anos; 22 a 24 anos; 25 a 59 anos; 60 a 69 anos; 70 anos ou mais
Sexo	1 homem 0 mulher

Tipo de plano	A- restrito (com coparticipação, rede restrita) B - intermediário (com coparticipação, rede ampla) C - amplo (sem coparticipação, rede ampla)
Posição no plano de saúde	1 titular 0 dependente
Número de dependentes	Número de dependentes inscritos sob o mesmo número de contrato
Acomodação	1 apartamento 0 enfermaria
Doença Crônica	1 tem pelo menos uma doença 0 nenhuma doença
Internação no ano de mudança ou saída	1 internado no ano 0 não internado no ano
Internações no período	Média anual de internações no período
Consultas eletivas	Média anual de consultas eletivas no período
Consultas de urgência	Média anual de consultas de urgência no período
Consultas fora da rede	Média anual de consultas eletivas e de urgência realizadas fora da rede no período
Intervalo entre contratos	Meses entre o cancelamento do primeiro contrato e início do segundo contrato
Tempo de vigência do contrato em anos	Tempo em anos entre a data de contratação do plano e a data final de observação do beneficiário, que pode ser novembro de 2018 para os que permanecem na operadora até o final do período de análise, a data de saída do plano para os que encerraram o contrato com a operadora ou a data de cancelamento do primeiro para os que mudaram o tipo de plano
Ano de mudança ou saída	Variável categórica que indica o ano em que o beneficiário encerrou o primeiro contrato ou que o beneficiário saiu da operadora (2010-2018)

2.2. Modelo econométrico

Como a variável dependente se refere a escolha de opções excludentes, uma forma de modelar essa decisão é por meio do Logit Multinomial. Esse modelo, segundo Cameron e Trivedi (2010, p. 486) pode ser visto como uma estimação simultânea de modelos logit binários para todas as comparações possíveis em pares. Para uma variável resposta Y com j categorias ($j= 1, 2, 3, \dots, j$), podemos contrastar a j -ésima ($j>1$) categoria com a primeira categoria (chamada de categoria base ou de referência) derivando o logito para a j -ésima categoria da seguinte forma:

$$\log \left[\frac{\Pr(y=j)}{\Pr(y=1)} \right] = \log \left(\frac{p_j}{p_1} \right), \quad j = 2, 3, \dots, j \quad (1)$$

ou

$$\Pr(y_i = j|x_i) = P_{ji} = \frac{\exp(x_i \beta_j)}{1 + \sum_{k=1}^j \exp(x_i \beta_k)} \quad (2)$$

em que p_j e p_1 são as probabilidades para a j -ésima e primeira categorias, y_i é a variável resposta, x_i as características dos indivíduos e β os parâmetros a serem estimados.

A variável dependente deste estudo atende aos pressupostos requeridos para a utilização do modelo, com categorias mutuamente excludentes e não ordenadas: (i) Não mudou de plano; (ii) Saiu da operadora; (iii) Mudou para plano menos amplo, (iv) Mudou para plano mais amplo. A categoria de referência será formada pelo grupo de beneficiários que não mudou de tipo de plano de saúde no período analisado. Para verificar a adequação das quatro categorias escolhidas foi realizado o teste de Wald para agrupar categorias dependentes. A hipótese nula (H_0) é de que todos os coeficientes, exceto os interceptos associados a um determinado par de alternativas são 0. Se a hipótese nula não é rejeitada as alternativas podem ser combinadas. No presente estudo H_0 foi rejeitada, logo nenhuma categoria pôde ser reduzida (resultados não mostrados).

A variável independente de maior interesse é a faixa etária do beneficiário no ano de referência definido como o ano em que ocorre a mudança de contrato ou a saída da operadora. Para os indivíduos que não tiveram mudança de contrato e permaneceram na operadora, foi considerada a idade ao final do período de análise. A definição das faixas etárias procurou distinguir as diferentes etapas do ciclo de vida produtivo do indivíduo como a saída da condição de dependente no plano e entrada no mercado de trabalho (jovens nas faixas etárias 18 a 21 anos e 22 a 24 anos), os adultos em idade ativa (25 a 69 anos) e o momento da aposentadoria (60 a 69 anos).

Foram realizados testes de ajustes dos modelos. O modelo que apresentou melhor ajuste, com o menor BIC' e AIC*n foi o escolhido (resultados não mostrados). O modelo estimado é especificado da seguinte forma:

$$y_i = \beta_{0i} + X'_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

Sendo y_i a variável dependente que representa as diferentes probabilidades de situação do indivíduo na operadora: 1 se indivíduo i permaneceu com o mesmo plano; 2 se o indivíduo i saiu da operadora; 3 se o indivíduo i mudou para um plano menos amplo; e 4 se o indivíduo i mudou para um plano mais amplo; X'_i o vetor de covariáveis e engloba características demográficas (sexo e idade), características do plano (tipo de acomodação, número de dependentes no contrato e tempo exposto ao plano), estado de saúde (presença de doenças) e utilização dos serviços de saúde (consultas eletivas, consultas fora da rede e internações); β_{0i} o efeito aleatório específico do indivíduo; ε_i o erro idiossincrático.

Além do modelo geral, foram estimados modelos separados para homens e mulheres. Os resultados dos modelos foram expressos por meio da razão de risco relativo (RRR) e dos efeitos marginais. A RRR é obtida de forma similar à razão de chance do modelo logístico binário (exponencial dos coeficientes), com a diferença de que no contexto multinomial fornece as mudanças relativas nas probabilidades em relação à categoria de referência, sendo definida por:

$$RRR = \frac{P(Y = j / x + 1) / P(Y = k / x + 1)}{P(Y = j / x) / P(Y = k / x)} \quad (4)$$

No logit multinomial, os efeitos marginais devem ser apresentados como alternativa aos resultados dos coeficientes porque a análise dos resultados levando em consideração contrastes entre as categorias torna a interpretação mais complexa. Como a relação entre a variável explicativa e a probabilidade de escolha de um determinado resultado não é linear, o sinal pode mudar de direção para algum preditor. Dessa maneira, os efeitos marginais ajudam a confirmar

a robustez do modelo (WULFF, 2014, 2015). Os efeitos marginais são obtidos pela diferenciação da equação (2):

$$\frac{\partial P_i}{\partial x_i} = P_j \left[\beta_j - \sum_{k=1}^j P_k \beta_k \right] = P_j [\beta_j - \bar{\beta}] \quad (5)$$

Para remediar a ausência de variáveis socioeconômicas na base de dados, foram utilizadas informações de latitude e longitude dos endereços dos usuários para fazer o cruzamento com as informações de setor censitário do Censo Demográfico de 2010. Esse cruzamento foi possível somente para 167.042 indivíduos (83,36%). As variáveis de renda per capita média e proporção de alfabetizados (população acima de 15 anos) do setor censitário foram acrescentadas ao modelo estimado para essa amostra. A presença de seletividade foi analisada por meio do teste Wilcoxon rank-sum (U de Mann Whitney) e da estimação de um modelo logístico (APÊNDICE A, TABELAS A.1 e A.2). Como os resultados apontaram a presença de seletividade para explicar a chance de o beneficiário estar nessa amostra, os resíduos da análise de seletividade foram incluídos como variável de controle na estimação do modelo multinomial.

3. Resultados

3.1. Análise descritiva

Entre 2010 e 2018, a rotatividade da carteira de beneficiários da operadora foi pequena, com baixa proporção de indivíduos que trocaram de tipo de plano. A maior parte (67%) permaneceu até o final do período na operadora com o mesmo plano. Cerca de 29% dos indivíduos saíram da operadora e menos de 5% mudaram de plano, dos quais 2% trocaram para um plano mais restrito e 2,4% para um plano mais amplo.

Em relação aos atributos dos beneficiários, a maior parte era do sexo feminino (60%) e pertenciam à faixa de idade ativa, 25 a 59 anos (45%). Apenas 7% eram jovens (entre 18 e 24 anos) e 23% idosos. Os resultados mostram que a mobilidade foi menor entre os idosos. A idade média foi maior entre os beneficiários que não mudaram de plano, aproximadamente 41 anos, enquanto entre os que trocaram para um plano mais restrito, a média foi menor, igual a 28 anos. Entre os que saíram do plano, a idade média foi em torno de 36 anos.

A presença de doença crônica também é um fator que parece afetar a decisão de permanência no mesmo plano. Os indivíduos com doença crônica tiveram uma participação relativa superior, em 10 pontos percentuais, entre os que permanecem no mesmo contrato *vis-à-vis* os que não têm doença. Para os indivíduos sem doença crônica, a participação relativa foi maior, em cerca de 9 pontos percentuais, entre os que saíram da operadora. O padrão do número médio de consultas eletivas acompanhou os achados segundo presença de doença crônica. Os indivíduos que permaneceram no plano tiveram uma média de 4,93 consultas eletivas ao ano, enquanto para os que saíram da operadora, essa média foi igual a 3,47. Para as consultas de urgência, o número médio foi igual a 0,92, permanecendo nesse patamar independentemente do status de mobilidade de contratos.

Tabela 1: Estatísticas descritivas, 2010-2018

Variáveis	Total (n = 200.387 / 100%)	Não mudou (n = 134.283 / 67,01%)	Saiu (n = 57.217 / 28,55%)	Mudou para plano mais restrito (n = 4.050 / 2,02%)	Mudou para plano mais amplo (n = 4.837 / 2,41%)
		%	%	%	%
<i>Sexo</i>					
Feminino	59,50	67,59	27,80	2,01	2,60

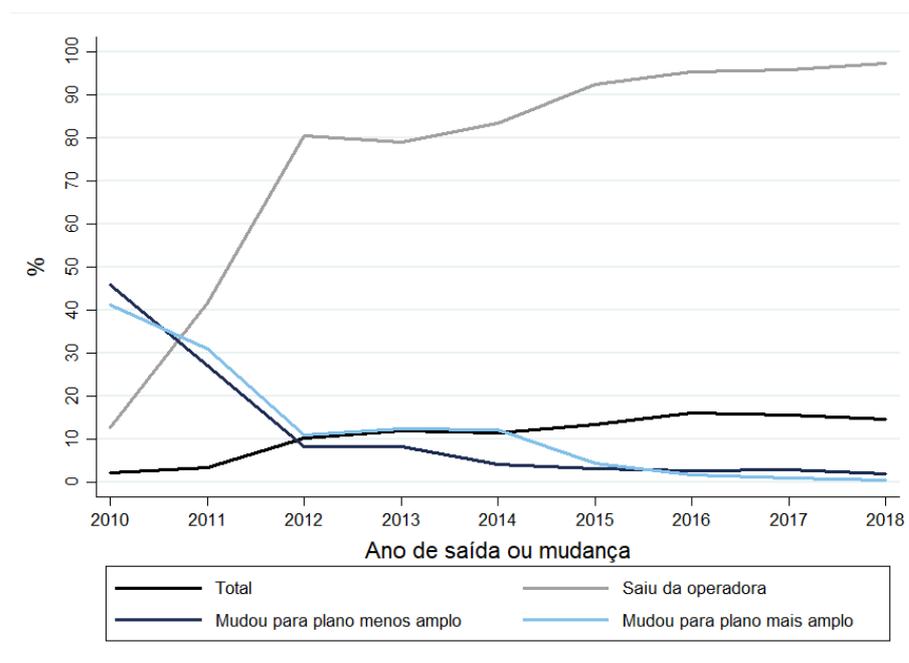
Masculino	40,50	66,17	29,66	2,03	2,15
<i>Faixa etária</i>					
0 a 17 anos	24,37	62,03	31,91	3,17	2,89
18 a 21 anos	4,33	66,33	28,28	3,02	2,37
22 a 24 anos	3,05	63,43	29,90	2,44	4,23
25 a 59 anos	44,80	65,28	30,23	1,84	2,65
60 a 69 anos	9,62	79,94	17,27	1,43	1,36
70 anos ou mais	13,84	73,42	24,85	0,57	1,16
<i>Idade</i>					
Média (Desvio padrão)	39,71 (24,80)	41,72 (24,61)	36,49 (24,95)	28,76 (22,26)	31,11 (22,00)
<i>Tipo de plano</i>					
A (Restrito)	17,34	52,85	34,93	–	12,22
B (Intermediário)	62,56	69,22	29,38	0,93	0,47
C (Amplio)	20,10	72,37	20,48	7,15	–
<i>Titularidade</i>					
Dependente	20,89	73,46	23,38	1,61	1,55
Titular	79,11	65,31	29,92	2,13	2,64
<i>Número de dependentes no contrato</i>					
Média (Desvio padrão)	0,65 (1,06)	0,72 (1,10)	0,46 (0,90)	0,52 (0,96)	0,32 (0,73)
<i>Tipo de acomodação</i>					
Enfermaria	59,15	62,35	31,87	1,91	3,87
Apartamento	40,85	73,76	23,76	2,18	0,30
<i>Doença crônica</i>					
Não	55,87	62,97	32,54	2,13	2,36
Sim	44,13	72,13	23,51	1,88	2,48
<i>Internação no ano de referência</i>					
Não	89,35	67,32	27,95	2,17	2,56
Sim	10,65	64,42	33,63	0,79	1,15
<i>Internações no período</i>					
Média (Desvio padrão)	0,12 (0,25)	0,11 (0,21)	0,14 (0,32)	0,08 (0,22)	0,08 (0,30)
<i>Consulta eletiva</i>					
Média (Desvio padrão)	4,45 (3,74)	4,93 (3,90)	3,47 (3,13)	4,07 (3,85)	2,84 (3,03)
<i>Consulta de urgência</i>					
Média (Desvio padrão)	0,92 (1,17)	0,92 (1,13)	0,91 (1,21)	1,04 (1,46)	0,86 (1,37)
<i>Consulta fora da rede</i>					
Média (Desvio padrão)	0,27 (1,17)	0,28 (1,20)	0,28 (1,16)	0,14 (0,72)	0,04 (0,39)
<i>Intervalo entre contratos (meses)</i>					
Média (Desvio padrão)	7,21 (13,63)	7,56 (14,36)	7,22 (11,93)	6,46 (13,96)	7,12 (14,62)
<i>Tempo exposto ao plano (em anos)</i>					
Média (Desvio padrão)	8,91 (5,24)	10,31 (5,11)	6,43 (4,22)	5,55 (4,62)	2,43 (2,66)

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da operadora de saúde.

A Figura 2 apresenta a proporção de indivíduos que realizam alguma mudança (seja de tipo de plano ou saída) em cada ano (linha preta) e a decomposição dessa mudança entre os três status possíveis: saída da operadora (linha cinza), mudança para um contrato mais amplo (linha azul claro) e mudança para o contrato mais restrito (azul escuro). No período de análise, há um

aumento na proporção de indivíduos que apresentam alguma mudança. A partir de 2012, essa mudança é majoritariamente explicada pela saída dos indivíduos da operadora, que chega a alcançar 90% após a crise econômica iniciada em 2014.

Figura 2 – Evolução da proporção de indivíduos que realizam alguma mudança de contrato ao longo dos anos e a composição dessa mudança entre os três status possíveis – saída da operadora, mudança para um contrato mais amplo e mudança para um contrato mais restrito – entre 2010 e 2018.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da operadora de saúde.

3.2. Resultados do modelo econométrico

Os resultados do modelo econométrico são apresentados na Tabela 2, expressos em razão de risco relativo e efeitos marginais. Nessa seção a análise será focada na razão de risco relativo, que apresenta uma interpretação mais direta. Os resultados estimados para o modelo considerando toda a carteira de beneficiários reforçam o observado na análise descritiva, evidenciando uma relação estatisticamente significativa entre a idade e a mobilidade do indivíduo nos planos de saúde.

Os idosos tiveram maior chance de permanecer no contrato até o final do período de análise. Relativamente aos beneficiários em idade produtiva (25 a 59 anos), os idosos e indivíduos com menos de 18 anos tiveram menor probabilidade de saída da operadora. O risco relativo de saída chegou a ser 39% inferior entre os idosos de 60 a 69 anos. Os idosos também apresentaram menor chance de trocar de plano em comparação à população em idade ativa. Os beneficiários acima de 60 anos tiveram aproximadamente menos 40% de chance de mudar para um plano mais amplo. A chance de troca para um plano menos amplo chegou a ser 75% a menor entre a faixa de 70 anos ou mais.

Os jovens de 18 a 24 anos apresentaram maior mobilidade entre os planos. Em relação aos beneficiários de 25 a 59 anos, as chances dos indivíduos entre 18 e 21 anos saírem ou mudarem para um plano mais restrito foram maiores. Entre os de 22 a 24 anos, as chances de qualquer troca de plano também foram maiores.

Em relação à variável sexo, as mulheres foram mais propensas a saírem da operadora, comparativamente aos homens. Para verificar se há diferenças por grupos de idades entre

homens e mulheres, o modelo foi estimado separadamente para esses dois grupos e os resultados referentes às faixas etárias foram similares ao modelo total.

A presença de alguma doença reduziu a chance de saída da operadora, mas não teve efeitos sobre as chances de trocar de contrato. A internação no ano de referência, por outro lado, aumentou as chances de sair e reduziu as chances de trocar de plano.

Tabela 2 – Estimativas de Razão de Risco Relativo e efeito marginal para situação do beneficiário na operadora de saúde – total e por sexo, entre 2010 e 2018.

	Total		Homem		Mulher	
	RRR	Efeito marginal	RRR	Efeito marginal	RRR	Efeito marginal
Categoria ref.: Não mudou						
Saiu						
Categoria ref.: 25 a 59 anos						
0 a 17 anos	0,776*** (0,011)	-0,041*** (0,002)	0,858*** (0,018)	-0,029*** (0,004)	0,741*** (0,014)	-0,045*** (0,003)
18 a 21 anos	1,113*** (0,031)	0,009* (0,005)	1,218*** (0,050)	0,025*** (0,008)	1,051 (0,041)	0,000 (0,007)
22 a 24 anos	0,975 (0,032)	-0,010* (0,006)	0,968 (0,049)	-0,009 (0,009)	0,993 (0,042)	-0,008 (0,007)
60 a 69 anos	0,611*** (0,014)	-0,077*** (0,004)	0,695*** (0,026)	-0,061*** (0,006)	0,573*** (0,016)	-0,084*** (0,004)
70 anos ou mais	0,796*** (0,015)	-0,030*** (0,003)	1,039 (0,034)	0,012** (0,006)	0,708*** (0,016)	-0,046*** (0,004)
Sexo (ref. Mulher)	0,961*** (0,011)	-0,004* (0,002)				
Apartamento	0,967*** (0,012)	0,006*** (0,002)	0,964** (0,018)	0,003 (0,003)	0,975 (0,015)	0,009*** (0,003)
Nº dependentes no contrato	0,941*** (0,005)	-0,008*** (0,001)	0,932*** (0,008)	-0,011*** (0,002)	0,944*** (0,008)	-0,007*** (0,001)
Doença	0,867*** (0,011)	-0,039*** (0,002)	0,878*** (0,018)	-0,037*** (0,004)	0,862*** (0,015)	-0,040*** (0,003)
Média de consultas eletivas	0,873*** (0,002)	-0,022*** (0,000)	0,855*** (0,003)	-0,026*** (0,001)	0,880*** (0,002)	-0,020*** (0,000)
Média de consultas fora da rede	1,028*** (0,005)	0,010*** (0,001)	1,032*** (0,008)	0,009*** (0,002)	1,025*** (0,006)	0,011*** (0,001)
Média de internações	3,057*** (0,109)	0,192*** (0,006)	2,519*** (0,152)	0,164*** (0,011)	3,460*** (0,150)	0,210*** (0,008)
Esteve internado no ano	1,266*** (0,028)	0,052*** (0,004)	1,342*** (0,050)	0,064*** (0,007)	1,213*** (0,033)	0,044*** (0,005)
Tempo exposto	0,852*** (0,001)	-0,019*** (0,000)	0,851*** (0,002)	-0,021*** (0,000)	0,852*** (0,001)	-0,018*** (0,000)
Constante	3,039*** (0,047)		2,962*** (0,066)		3,001*** (0,058)	
Mudou para plano mais restrito						
Categoria ref.: 25 a 59 anos						
0 a 17 anos	1,183***	0,006***	1,744***	0,013***	0,947	0,002

	(0,045)	(0,001)	(0,109)	(0,001)	(0,049)	(0,001)
18 a 21 anos	2,293***	0,022***	3,097***	0,026***	1,921***	0,018***
	(0,161)	(0,003)	(0,327)	(0,004)	(0,185)	(0,003)
22 a 24 anos	1,393***	0,007***	1,291	0,004	1,466***	0,009***
	(0,124)	(0,002)	(0,212)	(0,003)	(0,156)	(0,003)
60 a 69 anos	0,737***	-0,002*	1,109	0,004**	0,613***	-0,005***
	(0,050)	(0,001)	(0,128)	(0,002)	(0,051)	(0,001)
70 anos ou mais	0,253***	-0,014***	0,323***	-0,010***	0,228***	-0,016***
	(0,022)	(0,001)	(0,059)	(0,001)	(0,023)	(0,001)
Sexo (ref. Mulher)	0,888***	-0,002***				
	(0,030)	(0,001)				
Apartamento	2,013***	0,015***	2,060***	0,016***	2,020***	0,015***
	(0,067)	(0,001)	(0,106)	(0,001)	(0,087)	(0,001)
Nº dependentes no contrato	0,841***	-0,003***	0,848***	-0,003***	0,832***	-0,003***
	(0,016)	(0,000)	(0,024)	(0,001)	(0,022)	(0,001)
Doença	1,641***	0,010***	1,718***	0,011***	1,606***	0,009***
	(0,064)	(0,001)	(0,103)	(0,001)	(0,082)	(0,001)
Média de consultas eletivas	0,955***	0,000*	0,922***	0,000	0,963***	0,000**
	(0,007)	(0,000)	(0,011)	(0,000)	(0,008)	(0,000)
Média de consultas fora da rede	0,897***	-0,002***	0,909**	-0,002**	0,885***	-0,002***
	(0,023)	(0,001)	(0,040)	(0,001)	(0,029)	(0,001)
Média de internações	1,142	-0,006**	0,711	-0,014***	1,422**	-0,002
	(0,144)	(0,002)	(0,158)	(0,004)	(0,222)	(0,003)
Esteve internado no ano	0,507***	-0,015***	0,462***	-0,017***	0,513***	-0,014***
	(0,041)	(0,002)	(0,074)	(0,003)	(0,049)	(0,002)
Tempo exposto	0,795***	-0,003***	0,800***	-0,003***	0,792***	-0,003***
	(0,004)	(0,000)	(0,006)	(0,000)	(0,006)	(0,000)
Constante	0,162***		0,124***		0,175***	
	(0,008)		(0,009)		(0,011)	

Mudou para plano mais amplo

Categoria ref.: 25 a 59 anos

0 a 17 anos	0,600***	-0,008***	0,762***	-0,004***	0,512***	-0,011***
	(0,022)	(0,001)	(0,045)	(0,001)	(0,025)	(0,001)
18 a 21 anos	1,135	0,001	1,037	-0,002	1,157	0,002
	(0,091)	(0,002)	(0,156)	(0,003)	(0,111)	(0,002)
22 a 24 anos	1,211***	0,005**	1,122	0,003	1,252***	0,005**
	(0,089)	(0,002)	(0,154)	(0,003)	(0,109)	(0,002)
60 a 69 anos	0,585***	-0,006***	0,651***	-0,005**	0,551***	-0,007***
	(0,040)	(0,001)	(0,084)	(0,002)	(0,045)	(0,002)
70 anos ou mais	0,595***	-0,007***	0,893	-0,002	0,498***	-0,010***
	(0,039)	(0,001)	(0,104)	(0,002)	(0,039)	(0,001)
Sexo (ref. Mulher)	0,794***	-0,004***				
	(0,026)	(0,001)				
Apartamento	0,199***	-0,033***	0,213***	-0,029***	0,192***	-0,035***
	(0,013)	(0,001)	(0,022)	(0,002)	(0,017)	(0,002)
Nº dependentes no contrato	0,899***	-0,001***	0,924**	-0,001	0,881***	-0,002***

	(0,019)	(0,000)	(0,029)	(0,001)	(0,026)	(0,001)
Doença	2,716***	0,021***	2,712***	0,019***	2,724***	0,022***
	(0,094)	(0,001)	(0,155)	(0,001)	(0,118)	(0,001)
Média de consultas eletivas	0,838***	-0,002***	0,821***	-0,002***	0,841***	-0,002***
	(0,007)	(0,000)	(0,012)	(0,000)	(0,009)	(0,000)
Média de consultas fora da rede	0,647***	-0,009***	0,757	-0,005*	0,571***	-0,012***
	(0,069)	(0,002)	(0,128)	(0,003)	(0,060)	(0,002)
Média de internações	1,610***	-0,002	2,024***	0,004	1,338	-0,008*
	(0,221)	(0,003)	(0,367)	(0,003)	(0,257)	(0,004)
Esteve internado no ano	0,607***	-0,012***	0,591***	-0,012***	0,619***	-0,012***
	(0,049)	(0,002)	(0,079)	(0,002)	(0,063)	(0,002)
Tempo exposto	0,494***	-0,012***	0,492***	-0,011***	0,497***	-0,013***
	(0,007)	(0,000)	(0,012)	(0,000)	(0,009)	(0,000)
Constante	2,668***		1,942***		2,794***	
	(0,127)		(0,151)		(0,160)	
N	200.387		81.163		119.224	

Nota: Erros-padrão estão entre parênteses. Nível de significância: ***1%, **5%, *10%.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da operadora de saúde.

A Tabela 3 apresenta os resultados dos modelos que incluem como variáveis de controle a renda per capita média e proporção de alfabetizados no setor censitário. Essa análise é importante pois a restrição orçamentária é um determinante fundamental na escolha dos planos de saúde e tem uma forte associação com a etapa do ciclo de vida produtivo. Os modelos foram possíveis de serem estimados apenas para uma amostra de 167.042 beneficiários. No geral, os resultados foram similares aos observados anteriormente para praticamente todas as faixas etárias, com os idosos apresentando menor chance de saída da operadora ou mudança de contrato. A renda per capita média quase não teve efeito na saída ou mudanças de planos. Em relação à escolaridade, indivíduos que residem em áreas que têm maior proporção de alfabetizados tiveram uma menor chance de saída. Esse resultado é mais evidente no modelo estimado para os homens. A proporção mais elevada de alfabetizados também aumentou a probabilidade de mudança para um plano menos amplo no total, embora o efeito não tenha sido estatisticamente significativo para as estimativas por sexo.

Tabela 3 – Estimativas de Razão de Risco Relativo e efeito marginal para situação do beneficiário na operadora de saúde para a amostra com informações de setor censitário – total e por sexo, entre 2010 e 2018.

	Total		Homem		Mulher	
	RRR	Efeito marginal	RRR	Efeito marginal	RRR	Efeito marginal
Categoria ref.: Não mudou						
Saiu						
Categoria ref.: 25 a 59 anos						
0 a 17 anos	0,791***	-0,039***	0,872***	-0,027***	0,761***	-0,041***
	(0,012)	(0,003)	(0,020)	(0,004)	(0,015)	(0,003)
18 a 21 anos	1,096***	0,006	1,166***	0,020**	1,063	-0,001
	(0,033)	(0,005)	(0,052)	(0,008)	(0,044)	(0,007)
22 a 24 anos	1,040	0,002	1,039	0,001	1,055	0,005
	(0,036)	(0,006)	(0,057)	(0,010)	(0,047)	(0,008)

60 a 69 anos	0,574***	-0,086***	0,659***	-0,069***	0,536***	-0,093***
	(0,014)	(0,004)	(0,027)	(0,007)	(0,017)	(0,005)
70 anos ou mais	0,768***	-0,035***	1,004	0,006	0,682***	-0,051***
	(0,016)	(0,004)	(0,037)	(0,007)	(0,017)	(0,004)
Sexo (ref. Mulher)	0,962***	-0,003				
	(0,012)	(0,002)				
Apartamento	1,000	0,013***	0,998	0,009**	1,006	0,015***
	(0,014)	(0,002)	(0,021)	(0,004)	(0,018)	(0,003)
Nº dependentes no contrato	0,945***	-0,007***	0,937***	-0,009***	0,946***	-0,007***
	(0,006)	(0,001)	(0,009)	(0,002)	(0,008)	(0,002)
Doença	0,865***	-0,040***	0,870***	-0,039***	0,864***	-0,040***
	(0,012)	(0,002)	(0,019)	(0,004)	(0,016)	(0,003)
Média de consultas eletivas	0,873***	-0,022***	0,852***	-0,027***	0,880***	-0,020***
	(0,002)	(0,000)	(0,004)	(0,001)	(0,003)	(0,001)
Média de consultas fora da rede	1,022***	0,009***	1,020**	0,007***	1,023***	0,011***
	(0,005)	(0,002)	(0,009)	(0,002)	(0,007)	(0,002)
Média de internações	3,037***	0,188***	2,479***	0,159***	3,471***	0,207***
	(0,120)	(0,007)	(0,167)	(0,012)	(0,166)	(0,008)
Esteve internado no ano	1,284***	0,051***	1,370***	0,064***	1,227***	0,042***
	(0,031)	(0,004)	(0,057)	(0,007)	(0,036)	(0,005)
Tempo exposto	0,852***	-0,019***	0,851***	-0,021***	0,852***	-0,018***
	(0,001)	(0,000)	(0,002)	(0,000)	(0,002)	(0,000)
Renda per capita média	0,999***	-0,000***	0,999***	-0,000***	0,999***	-0,000***
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Proporção de alfabetizados	0,587**	-0,104**	0,466**	-0,140**	0,735	-0,073
	(0,139)	(0,041)	(0,174)	(0,067)	(0,224)	(0,052)
Resíduos da análise de seleção da amostra	1,061***	0,009***	1,109***	0,018***	1,027*	0,002
	(0,013)	(0,002)	(0,020)	(0,003)	(0,016)	(0,003)
Constante	5,236***		6,394***		4,151***	
	(1,190)		(2,303)		(1,217)	

Mudou para plano mais restrito

Categoria ref.: 25 a 59 anos

0 a 17 anos	1,194***	0,006***	1,800***	0,013***	0,949	0,002
	(0,050)	(0,001)	(0,125)	(0,001)	(0,053)	(0,001)
18 a 21 anos	2,154***	0,020***	2,553***	0,020***	2,024***	0,020***
	(0,166)	(0,003)	(0,310)	(0,004)	(0,205)	(0,004)
22 a 24 anos	1,179	0,003	1,252	0,003	1,164	0,003
	(0,121)	(0,002)	(0,225)	(0,003)	(0,146)	(0,003)
60 a 69 anos	0,588***	-0,005***	0,847	0	0,505***	-0,008***
	(0,048)	(0,001)	(0,118)	(0,002)	(0,050)	(0,002)
70 anos ou mais	0,232***	-0,015***	0,333***	-0,010***	0,203***	-0,017***
	(0,023)	(0,001)	(0,066)	(0,001)	(0,024)	(0,001)
Sexo (ref. Mulher)	0,890***	-0,002**				
	(0,033)	(0,001)				
Apartamento	2,035***	0,015***	2,082***	0,015***	2,040***	0,015***
	(0,079)	(0,001)	(0,125)	(0,001)	(0,104)	(0,001)

Nº dependentes no contrato	0,844*** (0,018)	-0,003*** (0,000)	0,848*** (0,026)	-0,003*** (0,001)	0,836*** (0,025)	-0,003*** (0,001)
Doença	1,644*** (0,070)	0,010*** (0,001)	1,753*** (0,114)	0,011*** (0,001)	1,596*** (0,089)	0,009*** (0,001)
Média de consultas eletivas	0,947*** (0,007)	0,000 (0,000)	0,908*** (0,012)	-0,001** (0,000)	0,958*** (0,009)	0,000 (0,000)
Média de consultas fora da rede	0,891*** (0,026)	-0,002*** (0,001)	0,884*** (0,042)	-0,002** (0,001)	0,890*** (0,033)	-0,002*** (0,001)
Média de internações	1,239 (0,166)	-0,005* (0,003)	0,691 (0,173)	-0,015*** (0,005)	1,607*** (0,260)	0,000 (0,003)
Esteve internado no ano	0,577*** (0,049)	-0,012*** (0,002)	0,502*** (0,087)	-0,016*** (0,003)	0,592*** (0,058)	-0,011*** (0,002)
Tempo exposto	0,792*** (0,005)	-0,003*** (0,000)	0,798*** (0,007)	-0,003*** (0,000)	0,788*** (0,006)	-0,003*** (0,000)
Renda per capita média	0,999** (0,000)	0,000 (0,000)	0,999 (0,000)	0,000 (0,000)	0,999 (0,000)	0,000 (0,000)
Proporção de alfabetizados	5,580** (4,751)	0,037** (0,016)	7,159 (9,580)	0,045* (0,026)	5,897 (6,578)	0,035* (0,021)
Resíduos da análise de seleção da amostra	1,291*** (0,052)	0,004*** (0,001)	1,297*** (0,081)	0,004*** (0,001)	1,287*** (0,068)	0,005*** (0,001)
Constante	0,030*** (0,025)		0,018*** (0,024)		0,030*** (0,033)	

Mudou para plano mais amplo

Categoria ref.: 25 a 59 anos

0 a 17 anos	0,636*** (0,025)	-0,007*** (0,001)	0,797*** (0,052)	-0,003*** (0,001)	0,549*** (0,029)	-0,010*** (0,001)
18 a 21 anos	1,219** (0,101)	0,003 (0,002)	1,043 (0,168)	-0,002 (0,003)	1,288** (0,127)	0,005* (0,003)
22 a 24 anos	1,304*** (0,101)	0,006*** (0,002)	1,409** (0,197)	0,007** (0,003)	1,289*** (0,120)	0,006** (0,003)
60 a 69 anos	0,608*** (0,045)	-0,004*** (0,001)	0,705** (0,100)	-0,003 (0,003)	0,559*** (0,049)	-0,006*** (0,002)
70 anos ou mais	0,580*** (0,041)	-0,007*** (0,001)	0,904 (0,114)	-0,002 (0,002)	0,477*** (0,041)	-0,010*** (0,002)
Sexo (ref. Mulher)	0,782*** (0,028)	-0,005*** (0,001)				
Apartamento	0,196*** (0,015)	-0,034*** (0,002)	0,226*** (0,026)	-0,028*** (0,002)	0,181*** (0,018)	-0,038*** (0,002)
Nº dependentes no contrato	0,871*** (0,020)	-0,002*** (0,000)	0,893*** (0,030)	-0,001** (0,001)	0,860*** (0,027)	-0,003*** (0,001)
Doença	2,643*** (0,100)	0,021*** (0,001)	2,546*** (0,162)	0,018*** (0,001)	2,729*** (0,128)	0,023*** (0,001)
Média de consultas eletivas	0,834*** (0,007)	-0,002*** (0,000)	0,823*** (0,013)	-0,002*** (0,000)	0,837*** (0,009)	-0,002*** (0,000)
Média de consultas fora da rede	0,669*** (0,076)	-0,008*** (0,002)	0,797 (0,137)	-0,004 (0,003)	0,586*** (0,064)	-0,012*** (0,002)

Média de internações	1,974*** (0,256)	0,002 (0,003)	2,422*** (0,401)	0,008*** (0,003)	1,605*** (0,292)	-0,004 (0,004)
Esteve internado no ano	0,818** (0,066)	-0,006*** (0,002)	0,879 (0,114)	-0,005** (0,002)	0,806** (0,082)	-0,007*** (0,002)
Tempo exposto	0,490*** (0,008)	-0,013*** (0,000)	0,487*** (0,013)	-0,012*** (0,000)	0,495*** (0,010)	-0,013*** (0,000)
Renda per capita média	1,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,999 (0,000)	0,000 (0,000)	1,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Proporção de alfabetizados	0,757 (0,477)	-0,001 (0,013)	0,237 (0,239)	-0,021 (0,019)	1,855 (1,492)	0,015 (0,017)
Resíduos da análise de seleção da amostra	0,999 (0,024)	-0,001* (0,000)	0,851*** (0,033)	-0,004*** (0,001)	1,088*** (0,034)	0,001* (0,001)
Constante	3,545** (2,147)		8,269** (7,998)		1,474 (1,141)	
N	167.042		67.583		99.459	

Nota: Erros-padrão estão entre parênteses. Nível de significância: ***1%, **5%, *10%.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da operadora de saúde.

4. Discussão

Este trabalho analisou as probabilidades de mudanças de plano de saúde para usuários de contratos individuais de uma operadora de saúde na região sudeste ao longo do ciclo de vida produtivo no período de 2010 a 2018. A saúde suplementar desempenha um papel importante no sistema de saúde brasileiro, ofertando serviços para um número considerável de usuários. Em 2018, a taxa de cobertura por planos privados de saúde no país foi de aproximadamente 24%, com cerca de 9,1 milhões de contratos individuais (19%) (ANS, 2019). Compreender a dinâmica da mobilidade dos indivíduos nos planos de saúde individuais é relevante para o planejamento do sistema de saúde como um todo. Diferentes dos contratos coletivos, que dependem de uma escolha prévia do empregador, nos contratos individuais o consumidor tem liberdade de escolha e pode optar pelo plano que mais se adapta às suas necessidades dado sua restrição orçamentária.

Os principais resultados deste estudo apontam que no período entre 2010 e 2018 as mudanças de plano foram baixas, cerca de 4%. No geral, as mulheres tendem a mudar e a sair mais do plano que os homens. Os idosos são um grupo estável, com menores chances de sair ou trocar do plano em comparação à população entre 25 e 59 anos. Isso indica uma maior necessidade dos idosos de permanecer em um plano individual após a saída do mercado de trabalho, enquanto os indivíduos entre 25 e 59 anos tendem a contar com planos empresariais que podem substituir o plano individual. Para os jovens entre 18 e 21 anos que estão ingressando no mercado de trabalho os resultados por sexo foram diferentes em relação à saída do plano. Nessa faixa etária as estimativas não foram estatisticamente significantes para as mulheres. Embora a diferença na idade de entrada no mercado de trabalho entre os sexos tenha diminuído nas últimas décadas, esse resultado pode estar relacionado ao fato de que homens ainda tendem a ingressar mais cedo que as mulheres e, por isso, têm maiores chances de deixar o plano individual (TOMÁS; OLIVEIRA; RIOS-NETO, 2008).

Grande parte dos resultados deste estudo acompanham os achados internacionais, mas o contexto socioeconômico e epidemiológico do país se difere muito do cenário de países em que as mudanças de plano foram muito estudadas, como Suíça e Países Baixos. A estabilidade dos idosos nos planos de saúde pode acarretar custos mais altos para os indivíduos no Brasil que nos países mais ricos e com distribuição de renda menos desigual. Embora as chances de

saída e mudanças de planos sejam menores para idosos, deve-se levar em consideração que a manutenção de um plano de saúde para essa população é custosa e acaba por pressionar o orçamento individual e familiar.

Diversos estudos verificaram a maior mobilidade dos consumidores mais jovens e dos adultos em idade ativa. Nos Países Baixos, consumidores entre 25 e 44 anos trocaram até 10 vezes mais de operadora de saúde que os acima de 75 anos. As taxas de mudança também reduziram à medida em que as despesas previstas com saúde aumentaram. Nos EUA, os resultados apontam para uma possível segmentação do mercado, em que os usuários mais jovens tendem a comprar planos de menor preço se comparados aos idosos (BUCHMUELLER; FELDSTEIN, 1996; ATHERLY; FLORENCE; THORPE, 2005; DUIJMELINCK; VAN DE VEN, 2015; FRONSTIN; ROEBUCK, 2017).

As evidências internacionais mostram ainda que há um efeito da condição de saúde sobre a decisão de troca de plano. Para os EUA, Strombom *et al.* (2002) relatam que indivíduos com internação recente ou com câncer tendem a mudar menos de plano, por serem menos sensíveis ao preço em comparação a jovens e trabalhadores saudáveis. Os resultados encontrados por Lissenden (2019) mostram que o diagnóstico de câncer aumenta a chance de troca para um plano mais atrativo, com acesso mais amplo a prestadores, por exemplo. Alguns estudos relatam também que a mudança de contrato pode acontecer em decorrência da previsão de aumento da utilização dos serviços de saúde pelo beneficiário (ROBINSON; GARDNER; LUFT, 1993; TCHERNIS *et al.*, 2005). Já para os Países Baixos, De Jong *et al.* (2008) mostram que ter doenças crônicas ou apresentar alguma deficiência não afeta a chance de mudanças de contratos de seguros saúde em relação à população em geral quando ambos os grupos são comparáveis quanto à idade, sexo e educação.

No Brasil, cada vez mais se torna evidente a necessidade de um planejamento efetivo do sistema de saúde baseado em evidências para que as diversas demandas da população possam ser atendidas. A oferta de planos individuais vem diminuindo nos últimos anos, já que para as operadoras a comercialização dos planos coletivos é mais vantajosa (ANDRADE *et al.*, 2015; ANTONIO, 2018). Isso faz com que o SUS atenda cada vez mais uma proporção maior de indivíduos com idades mais avançadas ou com a saúde mais debilitada. Além disso, com o aumento do desemprego nos últimos anos o sistema público também tem de absorver a demanda referente aos indivíduos que estão fora do mercado de trabalho e, portanto, sem planos empresariais.

A cobertura de seguro privado de saúde tende a diminuir em períodos de crise econômica devido à redução da capacidade das famílias de sustentar gastos com saúde e ao aumento do número de trabalhadores que perdem o emprego e, conseqüentemente, a cobertura dos planos coletivos empresariais (CAWLEY; SIMON, 2005; HOLAHAN, 2011; CAWLEY; MORIYA; SIMON, 2015; VIEIRA, 2016; KOH, 2018). No Brasil, o número de beneficiários aumentou cerca de 12,3% de 2010 para 2014. Em contrapartida, de 2014 para 2018 foi observada uma redução de aproximadamente 6,2%. O número de beneficiários de planos coletivos e individuais em 2014 era de 40,5 milhões e 9,8 milhões, respectivamente. Em 2018, o número caiu para 38,2 milhões de beneficiários de planos coletivos e 9,1 milhões de beneficiários de planos individuais. Após a crise econômica de 2015, a taxa de crescimento do número de beneficiários em relação ao ano anterior foi de -2,4% em 2015, -3,2% em 2016 e -0,9% em 2017 (ANS, 2015; ANS, 2019). Apesar das reduções no número de beneficiários ocorridas no setor de saúde suplementar a partir da crise econômica de 2014, observou-se um aumento da participação relativa de idosos nos planos nos últimos anos, o que poderia se traduzir como uma maior necessidade da permanência desse grupo em planos de saúde em tempos de crise econômica (OLIVEIRA; VERAS; CORDEIRO, 2017, IESS, 2020).

Vale ressaltar ainda que a pandemia do coronavírus causou um aumento na taxa de desemprego mundial e acentuou crises econômicas que já estavam em curso em alguns países. Estudos sinalizam uma redução da cobertura por planos privados nos EUA em 2020 e alertam para a necessidade de uma reformulação do sistema para minimizar as falhas do seguro de saúde

baseado no empregador (BROWN; NANNI, 2020; FRONSTIN; WOODBURY, 2020; KARPMAN; ZUCKERMAN; PETERSON, 2020; WOOLHANDLER; HIMMELSTE, 2020). As estimativas são de que a perda de cobertura seja maior entre homens, hispânicos, adultos sem curso superior e jovens adultos (GANGOPADHYAYA; KARPMAN; AARONS, 2020). No Brasil, os números dos primeiros meses de pandemia também indicaram uma diminuição dos beneficiários entre abril e julho de 2020 na magnitude de -0,5%, o que significa 254.545 vínculos a menos no período (IESS, 2020b). Contudo, dados mais recentes já mostram uma recuperação do setor em relação a dezembro de 2020, com uma taxa de crescimento do número de beneficiários de 1,3%. Por um lado, a pandemia fragilizou a saúde da população e restringiu a capacidade de pagamentos. Mas por outro lado, a aversão ao risco aumentou e, consequentemente a procura por cobertura privada cresceu (ANS, 2021).

Esse estudo apresenta pelo menos três limitações. A primeira refere-se à ausência de informações que levem em consideração a saída ou troca de planos individuais para planos coletivos. Essas informações são importantes para avaliar mais especificamente a mobilidade do consumidor relacionada ao mercado de trabalho. A segunda limitação é a falta de informações que permitam saber se o indivíduo que saiu do plano foi para outra operadora ou realmente ficou sem cobertura privada. Ressalta-se, contudo, que o mercado de planos individuais é concentrado e a operadora analisada concentra grande parte do mercado relevante da região. A terceira limitação refere-se à ausência de informações sobre o óbito dos beneficiários, impossibilitando o mapeamento das saídas que ocorreram em função do falecimento do indivíduo. Isso implica que os resultados, sobretudo para os idosos acima de 70 anos podem estar subestimados, uma vez que a mortalidade é maior entre esse grupo.

Embora o estudo apresente limitações, os resultados contribuem para a literatura, uma vez que estudos empíricos sobre a mobilidade do consumidor nos planos de saúde ainda são escassos no Brasil. Com o envelhecimento populacional cada vez mais acentuado, a regulação de planos de saúde deve ser repensada, de modo que a legislação não impeça que os jovens e saudáveis tenham incentivos para aderirem e manterem um plano devido aos elevados preços cobrados para compensar a presença mais ostensiva de idosos. Ao mesmo tempo, deve-se atentar para que os indivíduos mais velhos não sejam sobrecarregados com preços elevados (LEITE; CARNEIRO, 2011). A escolha dos idosos em relação ao plano de saúde é praticamente limitada aos contratos individuais, uma vez que a inserção no mercado de trabalho formal desse grupo é menor. Aliado a isso, os mais velhos têm observado uma redução significativa das opções de planos individuais disponíveis, o que pode gerar impactos negativos em termos de bem-estar (ANDRADE *et al.*, 2015). A maior estabilidade desses consumidores nos planos também reflete, portanto, a redução da oferta por parte do setor de saúde suplementar. É fundamental que alternativas regulatórias sejam desenvolvidas de modo que se possa ao mesmo tempo preservar o equilíbrio financeiro e atuarial das operadoras e minimizar a perda de bem-estar dos indivíduos. Espera-se que os resultados deste estudo possam orientar a tomada de decisão dos gestores das operadoras de saúde e do SUS, assim como promover maior discussão sobre o tema.

Como uma agenda de pesquisa, destaca-se a necessidade de considerar na análise econométrica as flutuações no mercado de trabalho que ocorreram durante o período estudado. Pretende-se também incorporar a utilização passada dos serviços de saúde pelos beneficiários. Por fim, uma modelagem mais refinada dos indicadores de consultas deve ser realizada para tentar atenuar um possível viés nos indicadores de consultas devido à tendência de maior utilização dos serviços pelos indivíduos com planos sem coparticipação.

Referências

AGÊNCIA NACIONAL DE SAÚDE SUPLEMENTAR (ANS). Resolução Normativa - RN nº 279, de 24 de novembro de 2011. Disponível em:

<[https://www.ans.gov.br/component/legislacao/?view=legislacao&task=TextoLei&format=r
w&id=MTg5OA==](https://www.ans.gov.br/component/legislacao/?view=legislacao&task=TextoLei&format=raw&id=MTg5OA==)>. Acesso em: 26 ago. 2020.

AGÊNCIA NACIONAL DE SAÚDE SUPLEMENTAR (ANS). Caderno de Informação da Saúde Suplementar: beneficiários, operadoras e planos. ano 9, n. 1. Rio de Janeiro, março de 2015.

AGÊNCIA NACIONAL DE SAÚDE SUPLEMENTAR (ANS). Caderno de Informação da Saúde Suplementar: beneficiários, operadoras e planos. ano 13, n. 1. Rio de Janeiro, março de 2019.

ANTONIO, Gilka Lopes Moreira. Planos privados individuais de saúde: o consumidor ainda tem poder de escolha?. *Cadernos Ibero-Americanos de Direito Sanitário*, v. 7, n. 1, p. 163-182, 2018.

ATHERLY, Adam; FLORENCE, Curtis; THORPE, Kenneth E. Health plan switching among members of the Federal Employees Health Benefits Program. *INQUIRY: The Journal of Health Care Organization, Provision, and Financing*, v. 42, n. 3, p. 255-265, 2005.

BAHIA, Ligia *et al.* O mercado de planos e seguros de saúde no Brasil: uma abordagem exploratória sobre a estratificação das demandas segundo a PNAD 2003. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 11, p. 951-965, 2006.

BERCHICK, Edward R.; BARNETT, Jessica C.; UPTON, Rachel D. *Current population reports, health insurance coverage in the United States: 2018*. United States Census Bureau, Washington, DC, 2019. Disponível em: <<https://www.census.gov/content/dam/Census/library/publications/2019/demo/p60-267.pdf>>. Acesso em: 11 set. 2020.

BROWN, Austin McNeill; NANNI, Mariah Brennan. Risky Business: Recognizing the Flaws of Employer-Based Health Insurance during COVID-19. Lerner Center for Public Health Promotion at Syracuse University, Issue Brief, n. 21, 2020. Disponível em: <https://lernercenter.syr.edu/wp-content/uploads/2020/04/Brown_Nanni.pdf>. Acesso em: 07 out. 2020.

CAMERON, Adrian Colin; TRIVEDI, Pravin. *Microeconometrics using stata*. College Station, TX: Stata press, 2010.

CAWLEY, John; SIMON, Kosali I. Health insurance coverage and the macroeconomy. *Journal of Health Economics*, v. 24, n. 2, p. 299-315, 2005.

CAWLEY, John; MORIYA, Asako S.; SIMON, Kosali. The impact of the macroeconomy on health insurance coverage: Evidence from the great recession. *Health Economics*, v. 24, n. 2, p. 206-223, 2015.

COLOMBO, Francesca. Towards More Choice in Social Protection?: Individual Choice of Insurer in Basic Mandatory Health Insurance in Switzerland, *OECD Labour Market and Social Policy Occasional Papers*, No. 53, OECD Publishing, Paris, 2001.

CUNNINGHAM, Peter J.; KOHN, Linda. Health Plan Switching: Choice Or Circumstance? Data from the Community Tracking Study give a glimpse of who among the privately insured are likely to switch plans, and why. *Health Affairs*, v. 19, n. 3, p. 158-164, 2000.

DE JONG, Judith D.; VAN DEN BRINK-MUINEN, Atie; GROENEWEGEN, Peter P. The Dutch health insurance reform: switching between insurers, a comparison between the general population and the chronically ill and disabled. *BMC Health Services Research*, v. 8, n. 1, p. 58, 2008.

DORMONT, Brigitte; GEOFFARD, Pierre-Yves; LAMIRAUD, Karine. The influence of supplementary health insurance on switching behaviour: evidence from Swiss data. *Health Economics*, v. 18, n. 11, p. 1339-1356, 2009.

DUIJMELINCK, Daniëlle M.; VAN DE VEN, Wynand P. Switching rates in health insurance markets decrease with age: empirical evidence and policy implications from the Netherlands. *Health Economics, Policy, and Law*, v. 11, n. 2, p. 141-159, 2015.

FRONSTIN, Paul; ROEBUCK, M. Christopher. Health Plan Switching: A Case Study-- Implications for Private-and Public-Health-Insurance Exchanges and Increased Health Plan Choice. *EBRI Issue Brief*, n. 432, 2017.

FRONSTIN, Paul; WOODBURY, Stephen A. How Many Americans Have Lost Jobs with Employer Health Coverage During the Pandemic?. *Washington, DC: The Commonwealth Fund*, 2020. Disponível em: <<https://research.upjohn.org/cgi/viewcontent.cgi?article=1096&context=externalpapers>>. Acesso em: 07 out. 2020.

GANGOPADHYAYA, Anuj; KARPMAN, Michael; AARONS, Joshua. As the COVID-19 Recession Extended into the Summer of 2020, More Than 3 Million Adults Lost Employer-Sponsored Health Insurance Coverage and 2 Million Became Uninsured. *Washington, DC: Urban Institute and the Robert Wood Johnson Foundation*, 2020. Disponível em: <<https://www.urban.org/sites/default/files/publication/102852/as-the-covid-19-recession-extended-into-the-summer-of-2020-more-than-3-million-adults-lost-employer-sponsored-health-insurance-coverage-and-2-million-became-uninsured.pdf>>. Acesso em: 07 out. 2020.

GRUBER, Jonathan. Health insurance and the labor market. In: CULYER, Anthony J.; NEWHOUSE, Joseph P. (Ed.) *Handbook of health economics*. North Holland: Elsevier, 2000. cap. 12, p. 645-706.

HOLAHAN, John. The 2007–09 recession and health insurance coverage. *Health Affairs*, v. 30, n. 1, p. 145-152, 2011.

INSTITUTO DE ESTUDOS DE SAÚDE SUPLEMENTAR (IESS). Panorama dos Idosos Beneficiários de Planos de Saúde no Brasil. São Paulo, 2020a. Disponível em: <https://www.iess.org.br/cms/rep/panorama_dos_idosos.pdf>. Acesso em: 11 ago. 2020.

INSTITUTO DE ESTUDOS DE SAÚDE SUPLEMENTAR (IESS). Nota de Acompanhamento de Beneficiários. n. 49. São Paulo, 2020b. Disponível em: <<https://www.iess.org.br/cms/rep/NAB49.pdf>>. Acesso em: 11 ago. 2020.

KARPMAN, Michael; ZUCKERMAN, Stephen; PETERSON, Graeme. Adults in Families Losing Jobs during the Pandemic Also Lost Employer-Sponsored Health Insurance. *Washington, DC: Urban Institute*, 2020. Disponível em: <https://www.urban.org/sites/default/files/publication/102533/adults-in-families-losing-jobs-in-the-pandemic-also-lost-employer-sponso_1.pdf>. Acesso em: 07 out. 2020.

KEEGAN, Conor *et al.* Switching insurer in the Irish voluntary health insurance market: determinants, incentives, and risk equalization. *The European Journal of Health Economics*, v. 17, n. 7, p. 823-831, 2016.

KOH, Kanghyock. The Great Recession and Workers' Health Benefits. *Journal of Health Economics*, v. 58, p. 18-28, 2018.

LAKO, Christiaan; ROSENAU, Pauline; DAW, Chris. Switching health insurance plans: results from a health survey. *Health Care Analysis*, v. 19, n. 4, p. 312-328, 2011.

LAMIRAUD, Karine; STADELMANN, Pierre. Switching costs in competitive health insurance markets: The role of insurers' pricing strategies. *Health Economics*, v. 29, n. 9, p. 992-1012, 2020.

LAVARREDA, Shana *et al.* Switching health insurance and its effects on access to physician services. *Medical Care*, p. 1055-1063, 2008.

LEITE, Francine; CARNEIRO, Luiz. Envelhecimento populacional e a composição etária de beneficiários de planos de saúde. *São Paulo: IESS*, 2011.

LISSENDEN, Brett. The effect of cancer diagnosis on switching health insurance in medicare. *Health Economics*, v. 28, n. 3, p. 339-349, 2019.

MATA, Beatriz Resende Rios da. Impacto financeiro de 2010 a 2030 do envelhecimento dos beneficiários em operadoras de plano de saúde de Minas Gerais: um estudo de caso. 2011. 164 f. Dissertação (Mestrado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2011.

NERI, Anna Sofia Costa. A influência da qualidade percebida, do valor percebido e do custo de mudança sobre a lealdade dos usuários do serviço de saúde suplementar. 2016. 153 f. Dissertação (Mestrado Profissional em Administração) – Programa de Mestrado Profissional em Administração - Gestão em Sistemas de Saúde, Universidade Nove de Julho, São Paulo, 2015.

NERI, Lizzie Karen do Carmo. Mudança de plano de saúde: informação para a regulação da saúde suplementar. 2016. 176 f. Dissertação (Mestrado em Ciência da Informação) – Instituto Brasileiro de Informação em Ciência e Tecnologia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2016.

OLIVEIRA, Martha; VERAS, Renato; CORDEIRO, Hésio. A Saúde Suplementar e o envelhecimento após 19 anos de regulação: onde estamos?. *Revista Brasileira de Geriatria e Gerontologia*, v. 20, n. 5, p. 625-634, 2017.

OLIVEIRA, José Antonio Diniz de *et al.* Longevidade e custo da assistência: o desafio de um plano de saúde de autogestão. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 25, p. 4045-4054, 2020.

PICONE, Gabriel; URIBE, Martín; WILSON, R. Mark. The effect of uncertainty on the demand for medical care, health capital and wealth. *Journal of Health Economics*, v. 17, n. 2, p. 171-185, 1998.

ROBINSON, James C.; GARDNER, Laura B.; LUFT, Harold S. Health plan switching in anticipation of increased medical care utilization. *Medical Care*, p. 43-51, 1993.

STROMBOM, Bruce A.; BUCHMUELLER, Thomas C.; FELDSTEIN, Paul J. Switching costs, price sensitivity and health plan choice. *Journal of Health economics*, v. 21, n. 1, p. 89-116, 2002.

TCHERNIS, Rusty *et al.* Health and health insurance: Analysis of plan switching behavior. *Employee Benefits, Compensation and Pension Law*, v. 6, n. 8, 2005.

TOMÁS, Maria Carolina; OLIVEIRA, Ana Maria Hermeto C. de; RIOS-NETO, Eduardo Luiz G. Adiamiento do ingresso no mercado de trabalho sob o enfoque demográfico: uma análise das regiões metropolitanas brasileiras. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 25, p. 91-107, 2008.

VIEIRA, Fabiola S. *Crise econômica, austeridade fiscal e saúde: que lições podem ser aprendidas?* Brasília: Ipea; 2016. [Nota técnica Ipea nº 26]. Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/7266/1/NT_n26_Disoc.pdf>. Acesso em: 04 set. 2019.

WOOLHANDLER, Steffie; HIMMELSTEIN, David U. Intersecting US epidemics: COVID-19 and lack of health insurance. *Annals of Internal Medicine*, v. 173, n. 1, p. 63-64, 2020. Disponível em: <<https://www.acpjournals.org/doi/full/10.7326/M20-1491>>. Acesso em: 07 out. 2020.

WULFF, Jesper. Interpreting Marginal Effects in the Multinomial Logit Model: Demonstrated by Foreign Market Entry. In: *Academy of Management Proceedings*. Briarcliff Manor, NY 10510: Academy of Management, p. 12072, 2014.

WULFF, Jesper N. Interpreting results from the multinomial logit model: Demonstrated by foreign market entry. *Organizational research methods*, v. 18, n. 2, p. 300-325, 2015.

Apêndice

Apêndice A. Análise de seletividade da amostra em que foi possível fazer o cruzamento da base de dados da operadora de saúde com as informações de setor censitário do Censo Demográfico de 2010

Tabela A.1 – Estatísticas descritivas segundo inclusão do beneficiário na amostra em que foi possível fazer o cruzamento da base de dados da operadora de saúde com as informações de setor censitário do Censo Demográfico de 2010.

Variável	Incluído (n = 167.042 / 83,36%)			Excluído (n = 33.345 / 16,64%)			Teste Wilcoxon rank-sum (valor-p)
	Média	Mediana	Desvio Padrão	Média	Mediana	Desvio Padrão	
Sexo (homens)	0,405	0	0,491	0,407	0	0,491	0,364
Faixa etária							
0 a 17 anos	0,251	0	0,434	0,225	0	0,418	0,000
18 a 21 anos	0,044	0	0,204	0,042	0	0,2	
22 a 24 anos	0,031	0	0,174	0,03	0	0,171	
25 a 59 anos	0,444	0	0,497	0,469	0	0,499	

<i>60 a 69 anos</i>	0,094	0	0,293	0,093	0	0,29	
<i>70 anos ou mais</i>	0,136	0	0,343	0,142	0	0,349	
Não mudou de plano	0,668	1	0,471	0,679	1	0,467	
Saiu da operadora	0,287	0	0,452	0,279	0	0,449	0,000
Mudou para plano mais restrito	0,02	0	0,14	0,021	0	0,144	
Mudou para plano mais amplo	0,025	0	0,156	0,021	0	0,143	
Tipo de plano							
<i>Ampla</i>	0,198	0	0,398	0,217	0	0,412	
<i>Intermediário</i>	0,621	1	0,485	0,648	1	0,478	0,000
<i>Restrito</i>	0,181	0	0,385	0,135	0	0,342	
Titular	0,791	1	0,406	0,789	1	0,408	0,430
Número de dependentes	0,646	0	1,055	0,666	0	1,068	0,001
Acomodação (apartamento)	0,398	0	0,489	0,461	0	0,498	0,000
Doença	0,443	0	0,497	0,432	0	0,495	0,000
Internado no ano de mudança/saída	0,108	0	0,31	0,109	0	0,312	0,536
Internações	0,122	0	0,254	0,118	0	0,239	0,009
Consulta eletiva	4,461	3,571	3,734	4,377	3,5	3,785	0,000
Consulta de urgência	0,92	0,556	1,171	0,901	0,556	1,16	0,002
Consulta fora da rede	0,252	0	1,115	0,365	0	1,397	0,000
Intervalo entre contratos (meses)	7,05	2	13,359	8,081	2	14,883	0,002
Tempo exposto ao plano (anos)	8,852	7,917	5,231	9,226	8,5	5,294	0,000
Ano de mudança/saída							
<i>2010</i>	0,024	0	0,154	0,023	0	0,149	
<i>2011</i>	0,035	0	0,183	0,035	0	0,183	
<i>2012</i>	0,104	0	0,305	0,103	0	0,304	
<i>2013</i>	0,121	0	0,326	0,12	0	0,325	
<i>2014</i>	0,115	0	0,32	0,118	0	0,323	0,797
<i>2015</i>	0,133	0	0,34	0,136	0	0,343	
<i>2016</i>	0,162	0	0,369	0,16	0	0,367	
<i>2017</i>	0,159	0	0,365	0,152	0	0,359	
<i>2018</i>	0,147	0	0,354	0,153	0	0,36	

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da operadora de saúde.

Tabela A.2 - Razão de chance de o beneficiário estar na amostra em que foi possível fazer o cruzamento da base de dados da operadora de saúde com as informações de setor censitário do Censo Demográfico de 2010.

Variável	Razão de chance
Sexo (ref.: mulher)	0.982 (0.012)
Faixa etária (ref: 25 a 59 anos)	
0 a 17 anos	1.211*** (0.020)
18 a 21 anos	1.142*** (0.035)

22 a 24 anos	1.124*** (0.040)
60 a 69 anos	1.042* (0.023)
70 anos ou mais	0.979 (0.019)
Tipo de plano (ref: Plano Amplo)	
Plano Restrito	1.450*** (0.031)
Plano Intermediário	1.059*** (0.016)
Doença crônica	1.045*** (0.015)
Média de consultas eletivas	1.007*** (0.002)
Média de consultas de urgência	0.985*** (0.006)
Média de consultas fora da rede	0.945*** (0.004)
Média de internações	1.112*** (0.031)
Constante	4.211*** (0.084)
<hr/>	
N	200.387

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da operadora de saúde.

Nota: Erros padrão entre parênteses. Nível de significância: ***1%, **5%, *10%.