

Mudança de plano de saúde ao longo do ciclo de vida produtivo do indivíduo: evidências para o Brasil

Aline de Souza (CEDEPLAR/UFMG)
Mônica Viegas Andrade (CEDEPLAR/UFMG)
Kenya Noronha (CEDEPLAR/UFMG)
Nayara Abreu Julião (CEDEPLAR/UFMG)

Resumo: A etapa do ciclo de vida produtivo na qual o indivíduo se encontra é um dos fatores determinantes para compreender as mudanças de cobertura de planos de saúde. O presente artigo busca analisar a probabilidade de mudança de plano de saúde para beneficiários de contratos individuais de uma operadora de saúde em Belo Horizonte (MG) entre 2010 e 2018. Mais especificamente, pretende-se analisar se os atributos individuais influenciam na saída da carteira ou na mudança de produto, sobretudo em momentos específicos do ciclo de vida como na entrada no mercado de trabalho e na aposentaria. Foi utilizado o modelo logit multinomial, sendo a situação do indivíduo na operadora de saúde classificada em não mudou de plano, saiu da operadora, mudou para um plano menos generoso e mudou para um plano mais generoso. Os principais resultados apontam que as mulheres tendem a mudar o tipo de plano e a perder a cobertura na operadora mais que os homens. 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, Ciclo de vida, Saúde Suplementar.

Abstract: The stage of the lifecycle of productive in which the individual is found is one of the determining factors for understanding changes in health plan coverage. This article seeks to analyze the probability of changing the health plan for beneficiaries of individual contracts of a health care provider in Belo Horizonte (MG) between 2010 and 2018. More specifically, it is intended to analyze whether individual attributes influence the exit of the insurer or in plan switching, especially at specific moments in the life cycle, such as labor market entry and retirement. We used the multinomial logit model, where the individual's situation in the insurer was classified as not changed plans, left the insurer, changed to a less generous plan, and changed to a more generous plan. The main results show that women tend to change the type of plan and lose coverage in the operator more than men. 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, Life cycle, Private health insurance.

Classificação JEL: I12, I13, I18

Área 8: Microeconomia, Métodos Quantitativos, Finanças

1. Introdução

Um dos fatores relevantes para a adesão, saída ou troca de seguro de saúde é a idade do consumidor. A etapa do ciclo de vida se relaciona ao tipo de contratação que os indivíduos estarão mais expostos e à capacidade de manutenção do seguro. Nos Estados Unidos, por exemplo, a cobertura por planos privados é maior na faixa etária de 19 a 64 anos (BERCHICK; BARNETT; UPTON, 2019, p. 8). No Brasil, observa-se a existência de padrões etários diferentes nos planos de saúde coletivos e individuais. Para o grupo de indivíduos com planos empresariais as faixas etárias com maior cobertura normalmente são de 25 a 49 anos, enquanto o grupo com planos individuais é mais envelhecido em relação aos indivíduos sem plano (BAHIA *et al.*, 2006, p. 956; ANS, 2019, p. 22).

As entradas e saídas dos indivíduos 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, p. 648; BERCHICK; BARNETT; UPTON, 2019, p. 1-2; ANS, 2019, p. 20). Com isso, observa-se uma mobilidade do consumidor maior entre contratos coletivos devido a aposentadorias e demissões, por exemplo. As mudanças nesses contratos geralmente são exógenas, uma vez que é o empregador que escolhe os tipos de plano que serão ofertados aos trabalhadores. Planos empresariais nem sempre levam à escolha ideal, visto que as opções oferecidas pelos empregadores costumam ser mais limitadas para facilitar as negociações com as seguradoras e simplificar as escolhas dos empregados (LAKO; ROSENAU; DAW, 2011, p. 314). Os fatores que levam às mudanças de plano e saídas nos contratos individuais, por outro lado, são menos óbvios. O comportamento do consumidor é mais bem observado nos contratos individuais, nos quais as escolhas são observadas de fato. Estudar as mudanças de plano em contratos individuais, portanto, é essencial para compreender a decisão do consumidor.

Entender o perfil dos beneficiários que permanecem em planos individuais ou trocam de plano também auxilia na identificação de seleção adversa, já que a tendência é de que as operadoras tenham carteiras mais envelhecidas e com pessoas com doenças crônicas (LEITE; CARNEIRO, 2011, MATA, 2011, p. 120; OLIVEIRA *et al.*, 2020). Além disso, compreender a dinâmica de saída dos indivíduos dos planos privados contribui para avaliar as pressões de demanda que o Sistema Único de Saúde (SUS) sofre e quais tipos de serviços e cuidados essa população requer, uma vez que a demanda no sistema público pode aumentar em decorrência dessas saídas.

No Brasil, estudos sobre mudanças de planos de saúde são escassos. Neri (2015) analisa, entre outras questões, o efeito dos custos da mudança de contrato sobre a lealdade dos usuários à operadora de saúde. Os resultados sugerem a existência de uma relação positiva entre o custo de mudança e a lealdade do consumidor ao seu plano atual, ou seja, quanto maiores os custos que o indivíduo observa quando considera trocar de plano maior a chance de permanecer com o mesmo contrato. Neri (2016), analisa as mudanças de plano de saúde realizadas entre 2010 e 2014 a partir das informações cadastrais dos beneficiários enviadas pelas operadoras à ANS. Os principais resultados apontam para uma tendência dos beneficiários de trocarem de pequenas operadoras para operadoras de grande porte e para planos de menor preço. Além disso, as mudanças de contrato foram mais frequentes entre beneficiários de planos empresariais e de 24 e 33 anos. Oliveira, Veras e Cordeiro (2017) analisam fatores que influenciam a adesão e manutenção dos idosos nos planos de saúde e comparam a rotatividade destes em relação a outros grupos etários.

Este artigo tem como objetivo analisar a probabilidade das mudanças de planos de saúde para beneficiários de contratos individuais de uma operadora de saúde do Brasil ao longo do ciclo de vida produtivo, especialmente nos momentos de entrada no mercado de trabalho e aposentadoria. O estudo contribui para a literatura fornecendo evidências empíricas sobre o efeito da idade na troca de plano e na saída do beneficiário da operadora. Esta discussão ainda é incipiente no país e o estudo traz avanços em relação aos trabalhos anteriores, que são apenas descritivos, ao estimar a probabilidade de saída, mudança para um plano mais generoso ou mudança para um plano menos generoso simultaneamente, controlando por características individuais e dos planos.

O restante deste trabalho está organizado da seguinte forma. A próxima seção apresenta uma breve contextualização sobre a mobilidade do consumidor entre os planos de saúde relacionada ao ciclo de vida e um panorama da legislação brasileira referente à situação dos dependentes e aposentados nos planos de saúde. A Seção 3 descreve a metodologia adotada no estudo. Na Seção 4 são apresentados os resultados descritivos e do modelo empírico. A Seção 5 traz as considerações finais.

2. Contexto

2.1. Mudanças de plano de saúde e ciclo de vida

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 oriundo do ciclo de vida. Dessa maneira, a idade do indivíduo está relacionada com a escolha de cobertura (DE JONG; VAN DEN BRINK-MUINEN; GROENEWEGEN, 2008; LAVARREDA et al., 2008; FRONSTIN; ROEBUCK, 2017).

Os resultados relatados na literatura internacional apontam que os consumidores mais velhos são menos propensos a mudar de plano em comparação aos jovens e saudáveis. Nos Países Baixos, indivíduos entre 18 e 64 anos apresentaram maiores chances de mudar de seguradora que os de 65 anos ou mais (DE JONG; VAN DEN BRINK-MUINEN; GROENEWEGEN, 2008). Duijmelinck e Van De Vem (2015) encontraram uma chance 10 vezes maior de adultos entre 25 e 44 anos trocarem de plano em comparação a idosos de 75 anos ou mais.

Estudos com dados suíços apontam que as trocas de plano se concentram na faixa etária de 26 a 40 anos (COLOMBO, 2001, p. 27) e que consumidores entre 27 e 35 anos têm uma probabilidade maior de mudar de plano do que os indivíduos da faixa etária de referência de 35 a 50 anos, enquanto pessoas com 65 anos ou mais têm uma probabilidade menor (DORMONT; GEOFFARD; LAMIRAUD, 2009).

Keegan *et al.* (2016) em estudo na Irlanda encontraram uma associação negativa entre idade e decisão de mudar de plano. Embora os segurados fossem sensíveis ao preço, a sensibilidade diminuiu com o aumento da idade e a da utilização hospitalar. O acréscimo na idade diminuiu em 0,971 a chance de trocar de plano.

Nos EUA, os estudos mostram que o aumento da idade diminuiu as chances de mudar de tipo de plano e 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).

Para o Brasil, também se observa uma menor mobilidade de idosos em comparação aos demais grupos etários (OLIVEIRA; VERAS; CORDEIRO, 2017). Neri (2016, p. 93-94) sugere que o vínculo empregatício pode explicar a relação entre a diminuição das mudanças de plano com o aumento da idade do consumidor. Indivíduos entre 19 e 28 anos foram os que, proporcionalmente, mudaram mais de planos. Por outro lado, as menores frequências de mudanças foram observadas nas faixas etárias acima de 54 anos. A faixa etária de 0 a 18 anos também foi uma das que apresentou menor número de mudanças de plano.

2.2. Legislação brasileira sobre a permanência de dependentes e aposentados nos contratos de plano de saúde

A regulamentação dos planos no Brasil também pode impactar nas trocas ou saídas dos planos de saúde. A Agência Nacional de Saúde (ANS) prevê a inclusão de cônjuges ou companheiros, pais e filhos até 21 anos como dependentes nos contratos individuais. Após os 21 anos, ainda é garantida a manutenção da condição de dependentes aos filhos até 24 anos que estejam matriculados em curso superior ou curso técnico. Dessa

forma, a possibilidade de permanência como dependente até os 24 anos pode reduzir as saídas dos planos dos jovens que ainda não ingressaram no mercado de trabalho devido aos estudos.

A legislação brasileira prevê ainda a manutenção da cobertura assistencial para ex-empregados demitidos ou exonerados sem justa causa e aposentados que contribuíram com o pagamento do plano empresarial, desde que a mensalidade seja assumida integralmente pelo beneficiário. Para os ex-empregados demitidos ou exonerados sem justa causa o período de manutenção do plano é de um terço do tempo de contribuição durante a vigência do contrato empregatício. Já para os aposentados, a manutenção do benefício é garantida na razão de um ano para cada ano de contribuição na mensalidade do plano. Contudo, para permanecer como beneficiário o aposentado precisa ter contribuído por, no mínimo, dez anos (ANS, 2011).

3. Metodologia

3.1. Dados

Foram utilizados dados de uma operadora de plano de saúde de Belo Horizonte (MG)/Brasil, que disponibilizou informações dos registros administrativos referentes ao contrato, à utilização dos serviços de saúde e aos atributos dos usuários para o período de 2010 a 2018.

A base de dados é composta de registros de 200.387 beneficiários de contratos individuais que apresentaram vínculo ativo entre janeiro de 2010 e novembro de 2018 e que não possuíam contratos coletivos com a operadora nesse período. Desse universo, 172.179 indivíduos (85,92%) permaneceram com o mesmo contrato durante o período analisado e 28.208 (14,08%) trocaram de contrato uma vez entre 2010 e 2018.

Foram considerados os principais produtos que a operadora comercializou durante 2010 e 2018, sendo classificados nesse estudo em três categorias: (i) A, plano com incidência de fator moderador, rede de atendimento restrita aos serviços da rede própria e acomodação em enfermaria; (ii) B, plano com incidência de fator moderador, rede de atendimento ampla e acomodação em enfermaria ou apartamento; (iii) C, plano sem coparticipação, rede ampla e acomodação em enfermaria ou apartamento.

O Quadro 1 descreve as variáveis empregadas no estudo. Para avaliar a mudança de plano entre 2010 e 2018 foi construída uma variável categórica que sintetiza a situação do indivíduo na operadora:

- (i) Não mudou de plano, se o indivíduo manteve durante todo o seu período de contrato com a operadora um único tipo de plano (A, B ou C) e estava ativo em novembro de 2018.
- (ii) Saiu da operadora, se o indivíduo manteve durante todo o seu período de contrato com a operadora um único tipo de plano (A, B ou C) mas que saiu da carteira em algum momento entre janeiro de 2010 e novembro de 2018.
- (iii) Mudou para um plano menos generoso, se o indivíduo foi do plano C para os planos B ou A ou do plano B para o plano A do primeiro para o segundo contrato.
- (iv) Mudou para um plano mais generoso, se o indivíduo foi dos planos A ou B para o C ou do A para o B do primeiro para o segundo contrato.

Para os indivíduos que mudaram o tipo de plano só foram consideradas as informações relativas ao primeiro contrato. Vale destacar que a mudança de contrato não implica na mudança do tipo de plano, portanto, quando o beneficiário com dois contratos no período não mudou o tipo de plano as informações dos dois contratos foram agregadas. As informações do banco longitudinal foram agregadas e transformadas em dados de corte transversal.

Quadro 1 – Descrição das variáveis

Variáveis	Descrição
Situação do indivíduo na operadora	1 não mudou de plano
	2 saiu da operadora
	3 mudou para plano menos generoso

	4 mudou para plano mais generoso
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
Homem	1 homem 0 mulher
Tipo de plano	A menos generoso (com coparticipação, rede restrita) B intermediário (com coparticipação, rede ampla) C mais generoso (sem coparticipação, rede ampla)
Titularidade	1 titular 0 dependente
Número de dependentes no plano	Número de dependentes inscritos sob o mesmo número de contrato
Acomodação	1 apartamento 0 enfermaria
Doença	1 tem pelo menos uma doença 0 nenhuma doença
Internação no ano de referência	1 internado no ano 0 não internado no ano
Internação no ano anterior ao ano de referência	1 internado no ano anterior
Número de consultas no ano anterior	0 não internado no ano anterior
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 (=0 para beneficiários com apenas 1 contrato no período)
Tempo exposto ao plano	Tempo exposto acumulado em anos até o ano de referência. Ex.: No primeiro ano atribui-se a variável valor 0, no ano seguinte valor 1, posteriormente, o valor 2 e assim por diante.
Ano de referência	2010-2018 ano em que o beneficiário deixou o primeiro plano (situação na operadora =3 ou =4) 2010-2018 ano em que beneficiário saiu da operadora (situação do beneficiário =2) 2018 ano final da análise (situação do beneficiário =1)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da operadora de saúde.

Uma das limitações do trabalho é a ausência na base de dados de variáveis que podem influenciar a tomada de decisão do indivíduo, como renda e/ou escolaridade. O tipo de acomodação contratada, ainda que não tenha sido utilizada como proxy de renda, pode indicar em alguma medida a situação econômica do beneficiário, já que a acomodação é um dos fatores que influenciam no preço das mensalidades. A ausência de informações precisas de óbito dos beneficiários também é uma limitação, mas a inclusão de dados de internação e doenças como indicadores de estado de saúde cobrem, em parte, essa lacuna.

3.2. Modelo econométrico

A variável independente de maior interesse é a faixa etária do beneficiário no ano de referência, ou seja, a faixa etária na qual o indivíduo estava no momento que deixou o primeiro plano, no caso em que a variável

dependente assume os valores 3 ou 4 (mudou para plano menos ou mais generoso, respectivamente); a faixa etária que o indivíduo estava quando saiu da operadora, para a variável dependente igual a 2 (saiu da operadora); e a faixa etária do indivíduo ao final do período de análise (novembro de 2018), quando a variável dependente assume valor igual a 1 (não mudou de plano). A agregação das idades foi pensada de modo a abranger 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).

Foi estimado um Logit Multinomial, que 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:

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

em que p_j e p_1 são as probabilidades para a j -ésima e primeira categorias.

A variável dependente deste estudo atende aos pressupostos requeridos para a utilização do modelo, com categorias mutuamente excludentes e não ordenadas. 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). Testes para medir o ajuste do modelo também foram rodados. O modelo que apresentou melhor ajuste, com o menor BIC' e AIC*n foi o escolhido (resultados não mostrados). Dessa maneira, o modelo estimado é especificado da seguinte forma:

$$y_i = \beta_{0i} + X'_i + \varepsilon_i$$

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 generoso; e 4 se o indivíduo i mudou para um plano mais generoso;
- 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 internações) e utilização dos serviços de saúde (consultas eletivas e consultas fora da rede);
- β_{0i} o efeito aleatório específico do indivíduo;
- ε_i o erro idiossincrático.

Além do modelo para o total das observações, foram estimados modelos separados para homens e mulheres. Os resultados serão apresentados em três perspectivas: (i) os coeficientes do modelo, expressos em razão de risco relativo; (ii) os efeitos marginais; e (iii) as probabilidades preditas.

Wulff (2014, 2015) sugere que no logit multinomial os efeitos marginais e as probabilidades preditas sejam apresentadas como alternativa aos resultados dos coeficientes. Isso se deve ao fato de que a análise dos resultados levando em consideração contrastes entre as categorias torna a interpretação mais complexa. Além disso, 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. A representação gráfica da

probabilidade predita, por sua vez, tem a vantagem de fornecer uma maneira mais direta e intuitiva de interpretar os resultados.

4. Resultados e discussão

4.1. Análise descritiva

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas. Entre 2010 e 2018, 67,01% dos beneficiários não mudaram o tipo de plano, 28,55% saíram da operadora, 2,02% mudaram para um plano mais generoso e 2,41% mudaram para um plano menos generoso. No geral, a carteira de beneficiários da operadora é estável, com baixa proporção de indivíduos que trocaram de tipo de plano no período, cerca de 4,4%. Tchernis *et al.* (2005) encontraram proporções de mudanças de tipos de planos de 4% e 1% em 1998 nos EUA. Trabalhos mais recentes também apontam proporções relativamente baixas de trocas de tipo de plano. Entre 2014 e 2015, Fronstin e Roebuck (2017) encontraram uma proporção de mudanças de planos entre a mesma operadora de 7%.

Cerca de 60% da carteira de beneficiários era composta por mulheres no período analisado. Quase 45% dos indivíduos pertenciam à faixa etária de 25 a 59 anos, 23% eram idosos e apenas 7% eram jovens entre 18 e 24 anos, sendo a idade média de 39,71 anos. A maioria dos beneficiários possuíam o plano intermediário, eram titulares e o tipo de acomodação do plano era enfermaria. A média de dependentes em cada contrato foi baixa, cerca de 0,7. Aproximadamente 56% tinham alguma doença e 11% esteve internado no ano de referência. Internações, consultas de urgência e consultas fora da rede apresentaram média abaixo de 1 e a média anual de consultas eletivas foi de 4,45. A média do tempo exposto foi de quase 9 anos, sendo de apenas 2,43 anos para os indivíduos que mudaram para um plano menos generoso.

O intervalo entre os contratos foi, em média, de um mês. Tanto para os indivíduos que não mudaram de plano quanto para os que saíram a média foi baixa, 0,58 e 1,14, respectivamente. Isso se deve ao fato de que a maioria dos beneficiários nessas duas categorias só tiveram um contrato com a operadora no período e, portanto, a variável intervalo entre contratos assume valor zero. Já para os indivíduos que trocaram de plano, a média de meses entre os contratos foi de 6,46 entre os que foram para um plano mais generoso e de 7,12 entre os que foram para um plano menos generoso. Apesar do intervalo entre contratos apresentar dados muito dispersos, analisando a distribuição de frequência da variável nota-se que cerca de 95% dos indivíduos demoraram até 2 meses para iniciar o segundo contrato após o encerramento do primeiro ou só tiveram um contrato com a operadora no período. Analisando a desagregação pela situação do beneficiário, observa-se que entre os indivíduos que não tiveram intervalo entre contratos 70% não mudaram de plano, 28% saíram da operado e apenas 0,03% trocaram de tipo de plano.

Em relação ao ano de mudança ou saída, nos anos após a crise econômica iniciada em 2014 a proporção de indivíduos que saíram do plano foi elevada, acima de 90%. 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, p. 21-22; 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 cerca de 6,5%. O número de beneficiários de planos coletivos empresariais e individuais em 2014 era de 33,7 milhões e 9,9 milhões, respectivamente. Em 2018, o número caiu para 31,7 milhões de beneficiários de planos coletivos empresariais 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, p. 11 e 15; ANS, 2019, p. 13 e 15).

Tabela 1: Estatísticas descritivas, 2010-2018

	Total	Não mudou	Saiu	Mudou para plano mais generoso	Mudou para plano menos generoso
--	-------	-----------	------	--------------------------------	---------------------------------

Variáveis	(n = 200.387 / 100%)	(n = 134.283 / 67,01%)	(n = 57.217 / 28,55%)	(n = 4.050 / 2,02%)	(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>					
Menos generoso	17,34	52,85	34,93	–	12,22
Intermediário	62,56	69,22	29,38	0,93	0,47
Mais generoso	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</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>Internação no ano anterior ao ano de referência</i>					
Não	88,24	68,34	28,30	1,58	1,78
Sim	9,93	65,21	32,18	1,30	1,30
<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</i>					
Sem intervalo	86,03	71,97	28,00	0,02	0,01
1 mês	6,45	38,87	17,64	19,84	23,65
2 meses	2,96	30,92	52,13	8,37	8,58

3 meses ou mais	4,57	36,82	39,05	10,47	13,67
<i>Meses entre contratos</i>					
Média (Desvio padrão)	1,02 (5,69)	0,58 (4,46)	1,14 (5,41)	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)
<i>Ano de mudança/saída</i>					
2010	2,40	–	12,87	45,87	41,26
2011	3,46	–	41,73	27,19	31,09
2012	10,35	–	80,52	8,45	11,03
2013	12,06	–	78,92	8,49	12,58
2014	11,59	–	83,37	4,35	12,28
2015	13,38	–	92,35	3,18	4,48
2016	16,18	–	95,34	2,85	1,80
2017	15,77	–	95,79	3,03	1,18
2018	14,82	–	97,20	2,16	0,63

Nota: 3.681 casos (1,8%) foram omitidos para internação no ano anterior, pois os indivíduos estavam sem plano no ano anterior ao ano de referência.

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

4.2. Análise econométrica

Os resultados do modelo econométrico são apresentados na Tabela 2. Optou-se por focar na interpretação dos coeficientes de regressão, expressos em razão de risco relativo, para que a análise não fique demasiado extensa. Os efeitos marginais são mostrados na tabela para que o estudo também abranja essa perspectiva. Vale ressaltar que efeitos diferentes no coeficiente de regressão e no efeito marginal não significam inconsistência do modelo, apenas que no contexto multinomial o efeito pode ser um e na probabilidade do resultado particular outro.

Analisando a categoria “saiu da operadora” para o total de indivíduos, controlando pelas demais variáveis, tem-se que estar nas faixas etárias de 0 a 17 anos, 60 a 69 anos e 70 anos ou mais diminuem as chances relativas de sair da operadora de saúde ao invés de não mudar de tipo de plano em relação à faixa etária de 25 a 59 anos. Os idosos em idades mais próximas da aposentadoria são os com menores chances de sair ao invés de não mudar de plano em relação à população em idade ativa, o que pode indicar uma maior necessidade desses idosos de permanecer em um plano individual após a saída do mercado de trabalho, enquanto os indivíduos entre 25 e 69 anos tendem a contar com planos empresariais que podem substituir o plano individual. Por outro lado, a chance de indivíduos entre 18 e 21 anos saírem ao invés de não mudarem de plano é maior, 1,11 da chance dos que têm entre 25 e 59 anos saírem ao invés de não mudarem. A desagregação por sexo apresentou resultados similares ao modelo total, com a diferença de que para os homens os resultados não foram estatisticamente significantes para a faixa etária de 70 anos ou mais. Já para as mulheres as estimativas não foram estatisticamente significantes para a faixa etária de 18 a 21 anos. Isso pode estar relacionado ao fato de que homens ainda tendem a ingressar mais cedo no mercado de trabalho que as mulheres e têm mais chances de deixar o plano individual, embora essa diferença na idade de ingresso tenha diminuído nas últimas décadas (TOMÁS; OLIVEIRA; RIOS-NETO, 2008).

Para a categoria “mudou para plano menos generoso”, os idosos, sobretudo os com 70 anos ou mais, têm menos chances de mudar de plano ao invés de não mudar em relação aos indivíduos de 25 a 69 anos. Para homens, a faixa etária de 60 a 69 anos não apresentou diferença estatística na probabilidade de mudar de plano ao invés de não mudar em comparação à faixa etária de 25 a 59 anos. Na análise por sexo, as crianças e jovens apresentaram chances maiores ou iguais de mudarem para planos menos generosos ao invés de não mudarem de plano que os adultos de 25 a 69 anos. Evidências na literatura internacional apontam que os usuários mais jovens são mais propensos a mudar para planos de menor preço se comparados aos idosos,

o que confirmaria a presença de seleção adversa nos planos de saúde (FRONSTIN; ROEBUCK, 2017, p. 17).

Para a categoria “mudou para plano mais generoso”, idosos e menores de idade têm chances menores de mudarem para planos mais generosos ao invés de não mudarem que indivíduos de 25 a 59 anos. Já era esperado que os idosos apresentassem menores chances de mudança, mesmo que para planos mais generosos pois, no geral, as trocas de plano diminuem significativamente com o aumento da idade (ATHERLY; FLORENCE; THORPE, 2005; DUIJMELINCK; VAN DE VEN, 2015). O que mais chama a atenção nessa categoria é o resultado contraintuitivo de que as mulheres de 22 a 24 anos têm mais chances de mudar para um plano mais generoso ao invés de não mudar que as mulheres de 25 a 59 anos.

Os resultados para todas as categorias da variável dependente não foram estatisticamente significantes para homens da faixa etária de 22 a 24 anos, o que pode indicar que o comportamento dos indivíduos nessas idades é mais semelhante ao dos homens de 25 a 69 anos. Novamente, tem-se indicativos de que os homens entram um pouco mais cedo no mercado de trabalho e perdem a condição de dependentes nos planos dos pais e que as mulheres tendem a estudar mais tempo antes de ingressarem na força de trabalho.

A presença de alguma doença reduz a chance de sair ao invés de não mudar de plano, mas não reduz as chances de trocas em relação a permanecer com o mesmo plano. Já a internação no ano de referência aumenta as chances de sair ao invés de não mudar e reduz as chances de trocas de plano ao invés de não mudar. Os resultados encontrados na literatura para o efeito de doenças e internações nas trocas de plano não são consensuais. Alguns estudos 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 (STROMBOM; BUCHMUELLER; FELDSTEIN, 2002). Outros trabalhos apontam que pessoas com doenças crônicas e com deficiência não mudam com menos frequência do que a população em geral, quando as duas populações são comparáveis quanto à idade, sexo e educação (DE JONG; VAN DEN BRINK-MUINEN; GROENEWEGEN, 2008). 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 ainda 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). As probabilidades previstas da situação na operadora por faixa etária segundo presença de doença e internação no ano de referência podem ser consultadas na Figura A.1 do Apêndice A.

Tabela 2 – Logit multinomial e efeito marginal, total e segundo sexo (2010-2018)

	Total		Homem		Mulher	
	Razão de risco relativo	Efeito marginal	Razão de risco relativo	Efeito marginal	Razão de risco relativo	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***	-0,030***	1,039	0,012**	0,708***	-0,046***

	(0,015)	(0,003)	(0,034)	(0,006)	(0,016)	(0,004)
Homem	0,961***	-0,004*				
	(0,011)	(0,002)				
Apartamento	0,967***	0,006***	0,964**	0,003	0,975	0,009***
	(0,012)	(0,002)	(0,018)	(0,003)	(0,015)	(0,003)
Nº dependentes no contrato	0,941***	-0,008***	0,932***	-0,011***	0,944***	-0,007***
	(0,005)	(0,001)	(0,008)	(0,002)	(0,008)	(0,001)
Doença	0,867***	-0,039***	0,878***	-0,037***	0,862***	-0,040***
	(0,011)	(0,002)	(0,018)	(0,004)	(0,015)	(0,003)
Média de consultas eletivas	0,873***	-0,022***	0,855***	-0,026***	0,880***	-0,020***
	(0,002)	(0,000)	(0,003)	(0,001)	(0,002)	(0,000)
Média de consultas fora da rede	1,028***	0,010***	1,032***	0,009***	1,025***	0,011***
	(0,005)	(0,001)	(0,008)	(0,002)	(0,006)	(0,001)
Média de internações	3,057***	0,192***	2,519***	0,164***	3,460***	0,210***
	(0,109)	(0,006)	(0,152)	(0,011)	(0,150)	(0,008)
Esteve internado no ano	1,266***	0,052***	1,342***	0,064***	1,213***	0,044***
	(0,028)	(0,004)	(0,050)	(0,007)	(0,033)	(0,005)
Tempo exposto	0,852***	-0,019***	0,851***	-0,021***	0,852***	-0,018***
	(0,001)	(0,000)	(0,002)	(0,000)	(0,001)	(0,000)
_cons	3,039***		2,962***		3,001***	
	(0,047)		(0,066)		(0,058)	

Mudou para plano menos generoso

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)
Homem	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)
_cons	0,162***		0,124***		0,175***	
	(0,008)		(0,009)		(0,011)	
Mudou para plano mais generoso						
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)
Homem	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)
_cons	2,668***		1,942***		2,794***	
	(0,127)		(0,151)		(0,160)	
N	200.387		81.163		119.224	

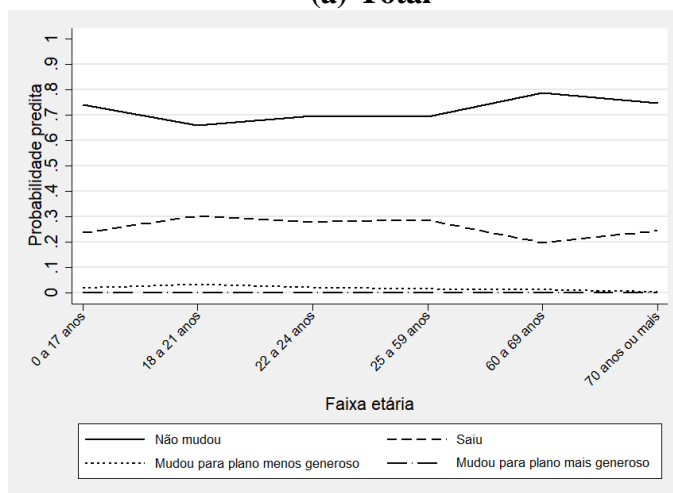
Nota: Erros-padrão estão entre parênteses. Nível de significância: ***1%, **5%, *10%.

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

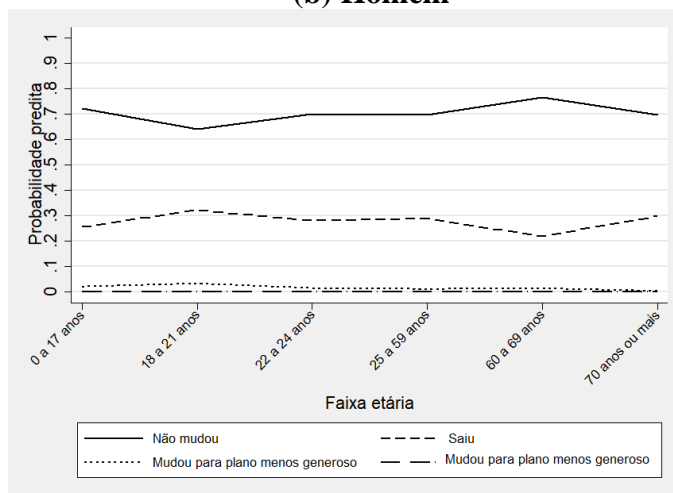
Para complementar a análise foram estimadas probabilidades preditas para a variável independente de maior interesse do estudo. A Figura 1 apresenta a probabilidade predita por faixa etária usando valores médios para as demais variáveis independentes. A análise gráfica é consistente com os resultados mostrados na Tabela 1 para a variável faixa etária e tem a vantagem de facilitar a interpretação da relação entre a situação do beneficiário na operadora e a idade. Considerando a amostra total, a probabilidade de não mudar de plano é cerca de 75% para os indivíduos com menos de 17 anos e com 70 anos ou mais e quase 80% para a faixa etária de 60 a 69 anos. Inversamente, a probabilidade de sair para as faixas etárias de 0 a 17

anos e de 70 anos ou mais é aproximadamente 25%, enquanto a probabilidade para indivíduos de 60 a 69 anos é menor, cerca de 20%. A probabilidade de trocar de plano, tanto para um menos quanto para um mais generoso, é baixa para todas as faixas etárias, sendo ligeiramente maior a probabilidade de beneficiários de 18 a 21 anos mudar para um plano menos generoso. No geral, as probabilidades previstas por faixa etária para homens e mulheres seguem a mesma tendência do total. Contudo, chama a atenção o fato de que a diferença na probabilidade de não mudar entre as faixas etárias de 60 a 69 anos e 70 anos ou mais é menor para mulheres que para homens. O mesmo ocorre com a probabilidade de sair para as faixas etárias de 60 a 69 anos e de 70 anos ou mais, que é mais próxima entre as mulheres que entre os homens.

(a) Total



(b) Homem



(c) Mulher

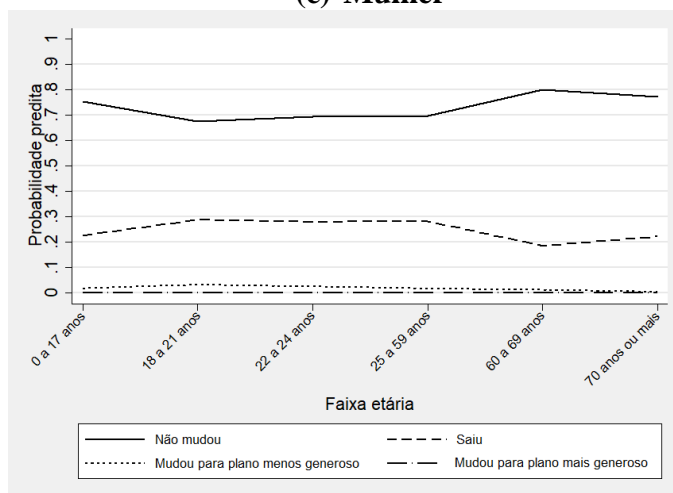


Figura 1 – Probabilidade predita da situação do indivíduo na operadora por faixa etária.

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

5. Considerações finais

Este trabalho analisou as probabilidades de mudanças de plano de saúde para usuários de contratos individuais de uma operadora de saúde de Belo Horizonte/Brasil 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 38,1 milhões de beneficiários de contratos coletivos e 9,1 milhões de contratos individuais (ANS, 2019, p. 14-15). Compreender a dinâmica da mobilidade dos indivíduos nos planos de saúde é relevante para o planejamento do sistema de saúde como um todo. Com o envelhecimento populacional cada vez mais acentuado no Brasil, 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).

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. Grande parte dos resultados encontrados acompanham os achados internacionais, mas as evidências para o Brasil têm algumas particularidades devido ao contexto socioeconômico e epidemiológico do país, que se difere muito do cenário de países em que as mudanças de plano foram muito estudadas, como Suíça e Países Baixos. Os resultados devem ser interpretados com cautela. Embora as chances de saída e mudanças de planos sejam menores para idosos, os custos de manutenção de um plano de saúde para essa população são altos e acabam por pressionar o orçamento individual e familiar. Alguns estudos constataram, por exemplo, que apesar das reduções ocorridas no setor de saúde suplementar após 2014, observou-se um aumento da representatividade 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, 2020a, p. 8). Todos esses resultados reforçam a necessidade de se pensar uma legislação inclusiva que atenda às necessidades dos mais velhos.

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 (ANTONIO, 2018, p. 174-175). Isso faz com que o SUS atenda cada vez mais uma proporção maior de indivíduos com idades mais avançadas ou indivíduos 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. 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 Estados Unidos 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).

Referências bibliográficas

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=raw&id=MTg50A==>>. 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, A. Colin; TRIVEDI, Pravin K. *Microeconomics: methods and applications*. Cambridge university press, 2005.

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 J.; 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 A. *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: IEES*, 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.

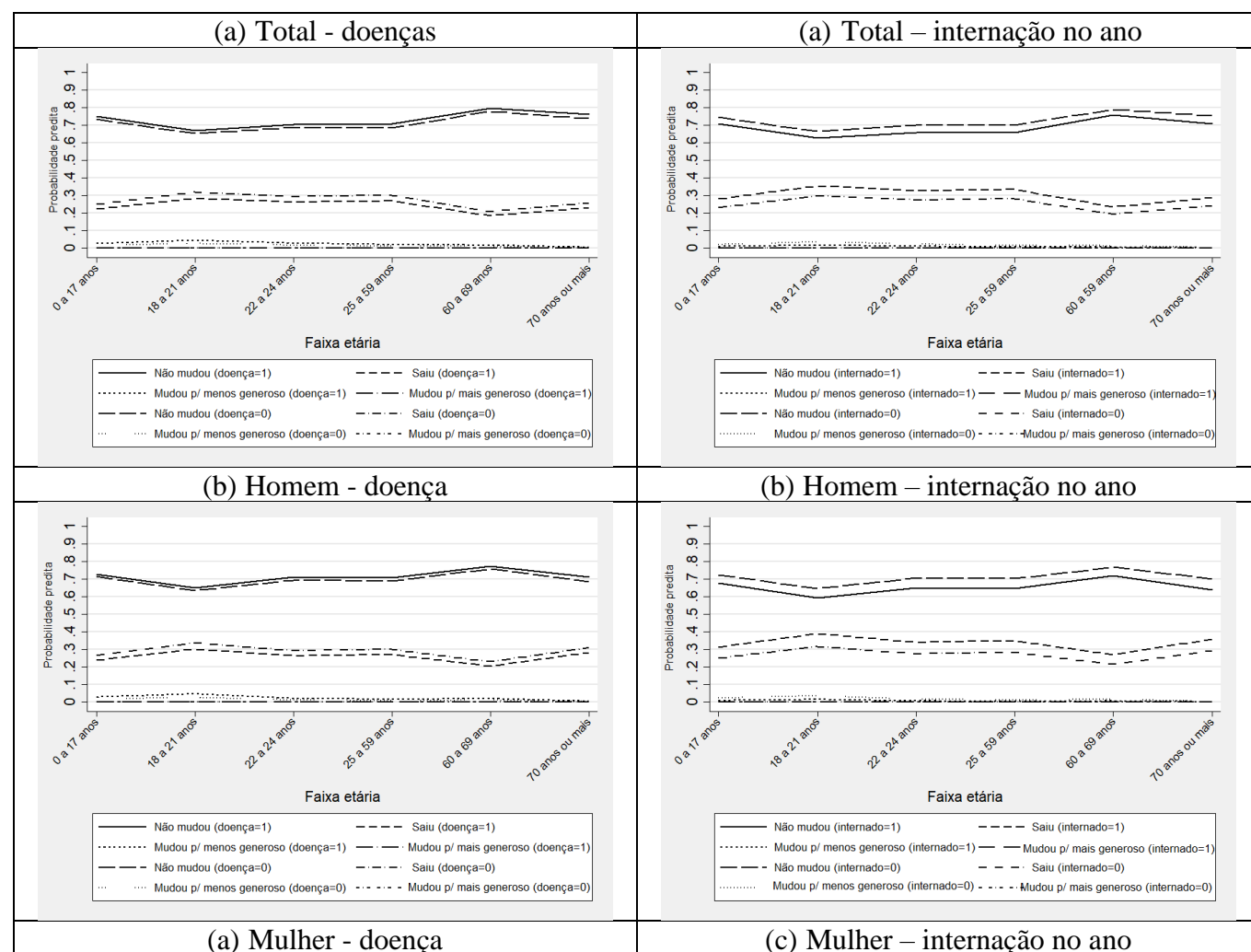
VIEIRA, Fabiola S. *Crise econômica, austeridade fiscal e saúde: que lições podem ser aprendidas?* Brasília: Ipea; 2016. [Nota técnica Ipea nº 26]. Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/7266/1/NT_n26_Disoc.pdf>. Acesso em: 04 set. 2019.

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 A. Resultados adicionais de probabilidades previstas



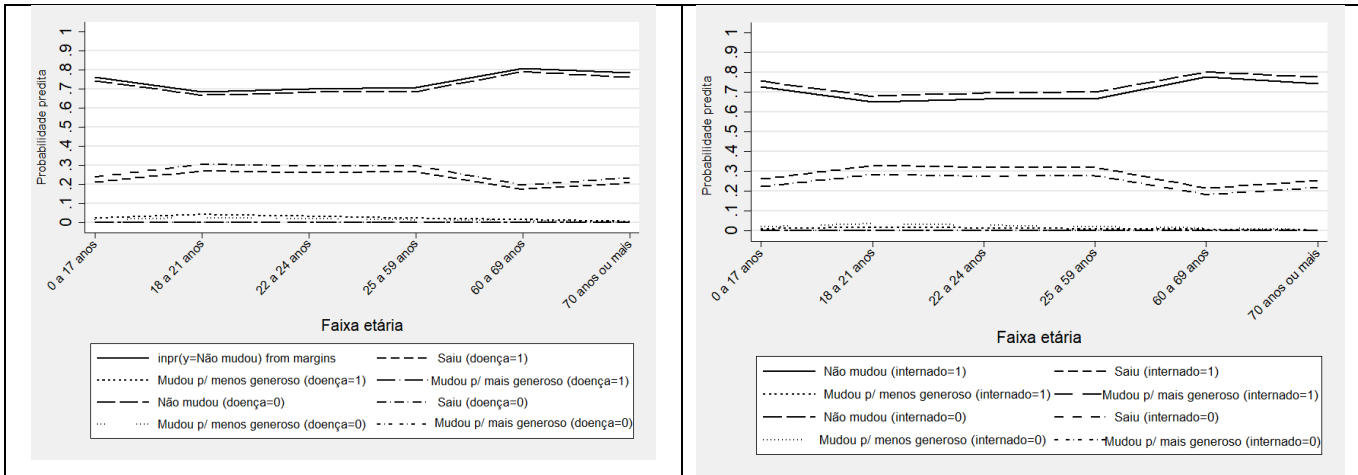


Figura A.1 - Probabilidade predita da situação do indivíduo na operadora por faixa etária.

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