

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
Faculdade de Ciências Econômicas
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional

Aline de Souza

**MOBILIDADE DO CONSUMIDOR ENTRE OS CONTRATOS DE PLANO DE
SAÚDE: análise para uma operadora de saúde da região sudeste do Brasil**

Belo Horizonte

2021

Aline de Souza

**MOBILIDADE DO CONSUMIDOR ENTRE OS CONTRATOS DE PLANO DE
SAÚDE: análise para uma operadora de saúde da região sudeste do Brasil**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do Título de Mestre em Economia.

Orientadora: Prof.^a Dra. Mônica Viegas Andrade

Coorientadora: Prof.^a Dra. Kenya Valéria Micaela de Souza Noronha

Belo Horizonte

2021

Ficha catalográfica

S729m
2021 Souza, Aline de.
Mobilidade do consumidor entre os contratos de plano de saúde
[manuscrito]: análise para uma operadora de saúde da região
sudeste do Brasil / Aline de Souza. – 2021.
94f.: il., gráfs. e tabs.

Orientadora: Mônica Viegas Andrade.
Coorientadora: Kenya Valéria Micaela de Souza Noronha.
Dissertação (mestrado) – Universidade Federal de Minas
Gerais, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional.
Inclui bibliografia (f. 93-94).

1. Seguro-saude – Brasil – Teses. 2. Cuidados médicos – Custos
– Brasil – Teses. 3. Economia – Teses I. Andrade, Mônica Viegas.
II. Noronha, Kenya Valéria Micaela de Souza. III. Universidade
Federal de Minas Gerais. Centro de Desenvolvimento e
Planejamento Regional. IV. Título.

CDD: 330

Elaborada por Rosilene Santos CRB6-2527
Biblioteca da FACE/UFMG. RSS – 204/2021

AGRADECIMENTOS

Agradeço às minhas orientadoras, professoras Mônica Viegas Andrade e Kenya Noronha, pela contribuição, compreensão, paciência e pela confiança em mim depositada neste período. Sou imensamente grata por todos os ensinamentos e oportunidades que me deram desde a graduação.

À amiga e companheira de trabalho Nayara Julião, que esteve presente em diversos momentos cruciais durante meu mestrado. Seus incentivos e apoio foram valiosos para a elaboração desta dissertação.

À toda equipe do GEESC e às pessoas que convivi na sala 2064, principalmente Ju Calazans, Michelle Nepomuceno, Lu Servo, André Santos, Daniel Nogueira, Laura Almeida, Victor Hugo, Thaíres Cardoso, Francis Augusto, Helen Teixeira, Silvia Resende, Rafael Prestes e Philippe Scherrer. Em especial agradeço ao Lucas Carvalho pela solicitude de sempre e pela ajuda com a base de dados dos setores censitários.

À UFMG e seus funcionários por fornecerem um ensino de excelência, especialmente aos que trabalham na FACE e sempre me trataram com muita cortesia: Sandra Reis (Cenex), Adriana e meninas do xerox, Carlinhos e pessoal da portaria, Carol Dória (Secretaria da diretoria do Cedeplar), Gabriel Vieira (Setor financeiro), pessoal dos serviços gerais, pessoal da secretaria de pós-graduação e pessoal da informática.

Às professoras Fernanda Cimini e Gisela Zapata pela parceria e por compartilharem projetos de grande relevância e momentos de muito aprendizado e ao professor Igor Viveiros pela ajuda e pelas sugestões que me deram mais segurança na aplicação dos métodos estatísticos.

Às amigas e amigos da pós-graduação pelo companheirismo e pelos momentos de descontração. Agradeço sobretudo ao Taylon Róger e à Yasmin Pitaluga por todo o apoio desde a época do processo seletivo, à Marina Mudesto pela ajuda com os estudos durante o mestrado e ao Henrique Bracarense pelos almoços divertidos.

Às amigas da demografia Mari Rodrigues e Ju Estanislau pelas conversas em que pude partilhar minhas angústias e inseguranças e por todos os momentos agradáveis que passamos juntas desde a graduação.

Às amigas de sempre Macária Gomes e Giane Figueiredo pela torcida, desejos de sucesso e companheirismo.

À prima Ilza, aos primos Genilson e Lenilson e à querida tia Fia (*in memoriam*) por me acolherem no Rio de Janeiro sempre com muita alegria e disposição nos meus momentos de exaustão antes da pandemia.

Aos demais familiares e amigos que estiveram ao meu lado, aqui não citados individualmente, mas que foram de grande importância durante estes anos.

À minha família por todo o apoio, sem o qual nada disso seria possível. Agradeço pela compreensão e peço desculpas pela minha ausência em diversos momentos. Sou eternamente grata à minha mãe e ao meu pai, Célia e Aluísio, à minha irmã, Amanda, e ao meu irmão, Aluísio J., por estarem sempre comigo e incentivarem meus projetos.

Por fim, agradeço à FAPEMIG (Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais) pelo apoio financeiro no âmbito do Projeto CSA PPM-00604-17.

RESUMO

Esta dissertação analisa a mobilidade dos consumidores entre os contratos de plano de saúde individuais. São apresentados dois exercícios empíricos utilizando dados de uma operadora de saúde da região sudeste do Brasil para o período de 2010 a 2018. O **primeiro artigo** analisa a probabilidade de saída da carteira ou mudança de plano de saúde, sobretudo em momentos do ciclo de vida como a entrada no mercado de trabalho e a aposentaria. Mais especificamente, exploram-se as saídas e as mudanças de contratos mais amplos para contratos menos amplos e vice-versa, controlando pelas características individuais, características do plano e estado de saúde. Os principais resultados apontam que os idosos são menos propensos a trocar de plano ou a sair da operadora em comparação aos adultos de 25 a 59 anos, com um risco relativo de saída até 39% menor entre os de 60 a 69 anos. O **segundo artigo** verifica se o reajuste de preço devido à mudança de faixa etária determinado pela Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS) aumenta as chances de encerramento do contrato com a operadora ou de troca para um plano mais barato. Pretende-se mensurar o efeito causal do reajuste sobre a decisão do beneficiário em manter o plano de saúde utilizando o método de Regressão Descontínua (RD). Beneficiários que tiveram o reajuste de preços são comparados com aqueles que não tiveram alterações no valor do prêmio e têm idades próximas, dado que eles têm características semelhantes por estarem na mesma etapa do ciclo de vida. Os resultados principais indicam que a mudança de faixa etária aumenta a chance de saída da operadora quando os indivíduos completam 19, 54 e 59 anos.

Palavras-chave: Saúde suplementar. Plano de saúde individual. Mobilidade do consumidor. Ciclo de vida. Reajuste de preço por mudança de faixa etária.

ABSTRACT

This dissertation analyzes consumer mobility between individual health plan contracts. Two empirical exercises are presented using data from a health care provider in the Southeast region of Brazil from 2010 to 2018. The **first article** analyzes the probability of leaving the portfolio or changing the health plan, especially at moments of the life cycle such as entering the labor market and retiring. More specifically, exits and switches from broader contracts to less broad contracts and vice versa are explored, controlling for individual characteristics, plan characteristics, and health status. The main results show that, compared to adults aged 25 to 59 years, the elderly are less likely to change plans or leave the health care provider, with a relative risk ratio of exit up to 39% lower among those aged 60 to 69 years. The **second article** verifies if the price adjustment due to the change in the age group determined by the National Agency for Supplementary Health (ANS) increases the chances of canceling the contract with the health care provider or switching to a cheaper plan. The intention is to measure the causal effect of the price adjustment on the decision of the beneficiary to maintain the health plan using the Regression Discontinuity (RD) method. Beneficiaries who had the price adjustment are compared with those who had no changes in the premium value and are close in age, as they have similar characteristics as they are in the same life cycle stage. The main results indicate that changing the age group increases the chances of the beneficiary leaving the health care provider when they complete 19, 54, and 59 years old.

Keywords: Private health insurance. Direct-purchase health plan. Consumer mobility. Life cycle. Price adjustment due to change of age group.

LISTA DE FIGURAS

ARTIGO 1 - 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

Figura 1 – Definição da variável de interesse que descreve a situação do indivíduo na operadora de saúde no período de 2010 a 2018.....22

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 201829

ARTIGO 2 - Efeito do reajuste por mudança de faixa etária no cancelamento do plano de saúde: uma análise para uma operadora da região sudeste do Brasil usando regressão descontínua

Figura 1 – Distribuição dos beneficiários por faixa etária de reajuste da ANS, 2010-2018 63

Figura 2 – Densidade de kernel da idade em meses dos beneficiários, 2010-201863

Figura 3 – Relação entre mudança de faixa etária e saída do beneficiário da operadora de saúde entre 2010 e 201865

Figura 4 – Relação entre mudança de faixa etária e saída do beneficiário da operadora de saúde entre 2010 e 2018, com covariáveis adicionais 66

Figura 5 – Análise de sensibilidade dos pontos de corte da regressão descontínua considerando diferentes janela..... 71

Figura 6 – Estimativas da regressão descontínua referentes ao efeito da mudança de faixa etária sobre a saída ou troca para um plano menos amplo entre 2010 e 2018, considerando diferentes janela..... 73

Figura 7 – Estimativas da regressão descontínua referentes ao efeito da mudança de faixa etária sobre a saída do beneficiário da operadora de saúde entre 2010 e 2018 para a amostra com informações de setor censitário, considerando diferentes janela..... 74

LISTA DE TABELAS

ARTIGO 1 - 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

Tabela 1: Estatísticas descritivas, 2010-2018.....	27
Tabela 2 – Estimativas da Razão de Risco Relativo (RRR) e efeito marginal para situação do beneficiário na operadora de saúde – total e por sexo, entre 2010 e 2018	30
Tabela 3 – Estimativas da Razão de Risco Relativo (RRR) 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	33
Tabela A.1 – Estimativas da Razão de Risco Relativo (RRR) e efeito marginal para situação do beneficiário na operadora de saúde, por titularidade entre 2010 e 2018	45
Tabela B.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	48
Tabela B.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	49
Tabela C.1 – 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 (sem a variável de resíduos da análise de seletividade)	50

ARTIGO 2 - Efeito do reajuste por mudança de faixa etária no cancelamento do plano de saúde: uma análise para uma operadora da região sudeste do Brasil usando regressão descontínua

Tabela 1 – Estatísticas descritivas, 2010-2018.....	62
Tabela 2 – Resultados da regressão descontínua referentes ao efeito da mudança de faixa etária sobre a saída do beneficiário da operadora de saúde entre 2010 e 2018	68
Tabela 3 – Média das covariáveis sexo, consulta fora da rede, internação e doença crônica nas proximidades dos pontos de corte que apresentaram descontinuidade	69

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	84
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	84
Tabela B.1 – Teste de descontinuidade nas covariáveis adicionais	85
Tabela B.2 - Resultados da regressão descontínua com seleção de largura de banda manual (h=18)	86
Tabela B.3 - Resultados da regressão descontínua com seleção de largura de banda manual (h=24)	86
Tabela B.4 – Teste de descontinuidade em pontos de corte alternativos considerando um ano abaixo e acima dos pontos de corte originais (19, 24, 29, 34, 39, 44, 49, 54 e 59 anos)	87
Tabela C.1 - Resultados da regressão descontínua referentes ao efeito da mudança de faixa etária sobre a saída ou troca para um plano menos amplo entre 2010 e 2018, com seleção de janela pelo método <i>cerrd</i>	88
Tabela C.2 - Resultados da regressão descontínua referentes ao efeito da mudança de faixa etária sobre a saída ou troca para um plano menos amplo entre 2010 e 2018, com seleção de janela manual (h=18 meses)	88
Tabela C.3 - Resultados da regressão descontínua referentes ao efeito da mudança de faixa etária sobre a saída ou troca para um plano menos amplo entre 2010 e 2018, com seleção de janela manual (h=24 meses)	89
Tabela D.1 - Resultados da regressão descontínua referentes ao efeito da mudança de faixa etária sobre a saída do beneficiário da operadora de saúde entre 2010 e 2018 para a amostra com informações de setor censitário, com seleção de janela pelo método <i>cerrd</i>	89
Tabela D.2 - Resultados da regressão descontínua referentes ao efeito da mudança de faixa etária sobre a saída do beneficiário da operadora de saúde entre 2010 e 2018 para a amostra com informações de setor censitário, com seleção de janela manual (h=18 meses)	90
Tabela D.3 - Resultados da regressão descontínua referentes ao efeito da mudança de faixa etária sobre a saída do beneficiário da operadora de saúde entre 2010 e 2018 para a amostra com informações de setor censitário, com seleção de janela manual (h=24 meses)	91
Tabela D.4 – Teste de descontinuidade nas covariáveis renda per capita e proporção de alfabetizados	91

LISTA DE QUADROS

ARTIGO 1 - 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

Quadro 1 – Definição das variáveis independentes incluídas na análise23

ARTIGO 2 - Efeito do reajuste por mudança de faixa etária no cancelamento do plano de saúde: uma análise para uma operadora da região sudeste do Brasil usando regressão descontínua

Quadro 1 – Definição das variáveis dependentes e independentes incluídas na análise..... 58

Quadro 2 – Análise de sensibilidade dos pontos de corte da regressão descontínua considerando diferentes janelas..... 71

Quadro 3 - Estimativas da regressão descontínua referentes ao efeito da mudança de faixa etária sobre a saída ou troca para um plano menos amplo entre 2010 e 2018, considerando diferentes janelas..... 73

Quadro 4 – Estimativas da regressão descontínua referentes ao efeito da mudança de faixa etária sobre a saída do beneficiário da operadora de saúde entre 2010 e 2018 para a amostra com informações de setor censitário, considerando diferentes janelas..... 75

LISTA DE ABREVIATURA E SIGLAS

Abreviaturas

- covs. covariáveis
obs. observações
p.p. pontos percentuais
ref. referência

Siglas

- AIC Critério de Informação de Akaike
ANS Agência Nacional de Saúde Suplementar
BIC Critério de Informação Bayesiano
CID Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados com a Saúde
EUA Estados Unidos da América
IBGE Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
PNAD Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios
POF Pesquisa de Orçamentos Familiares
RD Regressão Descontínua
RRR Razão de Risco Relativo
SUS Sistema Único de Saúde

SUMÁRIO

APRESENTAÇÃO.....	15
ARTIGO 1 - 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	17
1. Introdução.....	18
2. Metodologia.....	20
2.1. Base de dados.....	20
2.2. Modelo econométrico	24
3. Resultados.....	26
3.1. Análise descritiva.....	26
3.2. Resultados do modelo econométrico	29
4. Discussão	36
Referências	40
Apêndice.....	45
ARTIGO 2 – Efeito do reajuste por mudança de faixa etária no cancelamento do plano de saúde: uma análise para uma operadora da região sudeste do Brasil usando regressão descontínua..	53
1. Introdução.....	54
2. Metodologia.....	57
2.1. Base de dados.....	57
2.2. Estratégia empírica	59
3. Resultados.....	61
3.1. Estatística descritiva	61
3.2. Resultados do modelo econométrico	64
3.3. Testes para validação da estrutura de regressão descontínua	68
3.4. Análises complementares	72
4. Discussão	75
Referências	78
Apêndice.....	84
CONCLUSÃO.....	93
REFERÊNCIAS	94

APRESENTAÇÃO

A Constituição Federal de 1988 reconheceu a saúde como um direito de todos e instituiu o Sistema Único de Saúde (SUS) com a finalidade de promover o acesso universal, gestão descentralizada e participação da sociedade. A Constituição também garantiu a participação da iniciativa privada no sistema de saúde em caráter complementar, ainda que essa participação implicasse em iniquidades e desigualdades no acesso aos serviços de saúde. Dessa forma, o sistema de saúde brasileiro é caracterizado pelo *mix* público-privado, em que se destacam três subsetores: o subsetor público, com os serviços financiados pelos três níveis de governo; o subsetor privado, caracterizado pelo pagamento direto; e o subsetor suplementar, com a atuação de seguradoras ou operadoras de planos de saúde privados (SANTOS; UGÁ; PORTO, 2008; PAIM *et al.*, 2011; ANDRADE *et al.*, 2018).

No âmbito do subsistema suplementar, em 1998 ocorreu a regulamentação do setor por meio da Lei nº 9.656. Em 2000, a Lei nº 9.961 criou a Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS), com a finalidade de regular, normatizar, controlar e fiscalizar as atividades de assistência à saúde. A saúde suplementar desempenha um papel importante, com cobertura de cerca de 24% da população. Entre 2010 e 2018 o número de beneficiários de planos privados com cobertura assistencial médica passou de aproximadamente 44,9 milhões para 47,4 milhões. No que diz respeito aos vínculos pelo tipo de contratação, em dezembro de 2018 cerca de 38,2 milhões de beneficiários eram de contratos coletivos e 9,1 milhões de contratos individuais (ANS, 2015, 2019).

O mercado de planos de saúde no Brasil é marcado pela alta concentração, especificamente no segmento de planos individuais. A estrutura de concorrência diferenciada entre os contratos coletivos e individuais ocorre, em parte, por fatores inerentes ao mercado de planos individuais, tais como custos elevados de transação, carteira de beneficiários mais envelhecida e maior rigidez na regulação da ANS. Esses fatores têm contribuído para a redução da oferta dessa modalidade de plano ao longo do tempo (ALBUQUERQUE *et al.*, 2008; ANDRADE *et al.*, 2012, 2015; AZEVEDO *et al.*, 2016).

Dentre as implicações dessa alta concentração, encontra-se a dificuldade de mobilidade do consumidor nos planos de saúde, sobretudo entre operadoras diferentes. Em 2009, a ANS

regulamentou a portabilidade de carências por meio da Resolução Normativa Nº 186 visando ampliar as opções de escolhas dos clientes e facilitar a mobilidade. Beneficiários de planos individuais ficaram dispensados de cumprir novos períodos de carência e de cobertura parcial temporária na contratação de um novo plano. Contudo, ainda há muita burocracia nesse processo. Apenas clientes com dois anos ou mais de cobertura, entre outras exigências, podem mudar de planos sem cumprir prazo de carência para utilização dos serviços de saúde. Entre 2009 e 2010, aproximadamente 7,4 milhões de beneficiários estavam aptos a realizar a portabilidade. Entretanto, um ano após a mudança na legislação a mobilidade foi extremamente baixa, somente 1.290 se valeram das novas regras para mudar de operadora de saúde (ANS, 2010). Uma questão a se destacar ainda é a tendência das operadoras de evitar a comercialização de planos individuais com abrangência nacional para não absorverem em suas carteiras indivíduos mais velhos por meio da portabilidade de carências (ANTONIO, 2018). Com isso, grande parte das trocas referentes aos contratos individuais ocorrem dentro da mesma operadora.

Compreender o comportamento dos indivíduos no mercado de saúde é fundamental para avaliar a sustentabilidade do setor. Uma das maneiras de entender esse comportamento é analisando os fatores que influenciam a decisão do beneficiário de aderir ou cancelar um contrato. Variações na cobertura privada podem ter implicações para todos os subsetores. Estudos nesse sentido podem subsidiar, portanto, a formulação de políticas públicas de saúde, que devem ser pensadas levando em consideração o caráter dual do sistema de saúde brasileiro.

Nesse contexto, inserem-se os artigos desenvolvidos nesta dissertação, que tem por objetivo compreender a mobilidade dos consumidores entre os contratos de plano de saúde individuais de uma operadora da região sudeste do Brasil entre 2010 e 2018. O primeiro artigo examina a probabilidade de mudanças contratuais ao longo do ciclo de vida do indivíduo. Os resultados indicam que os idosos tem maior chance de manter o contrato com a operadora e de permanecer com o mesmo tipo de plano. O segundo artigo investiga o efeito do reajuste da mensalidade por mudança de faixa etária sobre a saída do beneficiário da operadora ou a mudança para um plano mais restrito. Os resultados revelam um aumento no encerramento do contrato ou na troca para um plano mais barato quando os indivíduos completam 19, 54 e 59 anos.

ARTIGO 1 - 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

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 plano de saúde. O presente artigo busca analisar a probabilidade de troca de plano de saúde para beneficiários de contratos individuais de uma operadora de saúde da região sudeste do Brasil entre 2010 e 2018. Mais especificamente, pretende-se analisar se a etapa do ciclo de vida influencia na saída do beneficiário da carteira da operadora ou na mudança do tipo de plano, sobretudo em momentos específicos 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 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 do plano em comparação à população entre 25 e 59 anos. Além disso, a probabilidade de as mulheres mudarem o tipo de plano ou perderem a cobertura na operadora é maior em relação aos homens.

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

Abstract: The stage of the productive life cycle in which the individual lies is among the determining factors for understanding changes in health plan coverage. This article seeks to analyze the probability of changing a health plan for beneficiaries of individual contracts of a health care provider in the Southeast region of Brazil between 2010 and 2018. More specifically, we intended to analyze whether the stage of the life cycle influences the exit of the beneficiary from the insurer's portfolio or the change in the type of plan, especially at specific times such as entering the labor market and retirement. 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. In addition, women are more likely to change plan type or lose carrier coverage than men.

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

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 VEN, 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 de grande porte da região sudeste do Brasil para o período 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 com informações de beneficiários de planos individuais de uma operadora privada de saúde, permitindo observar as saídas e as eventuais trocas de contrato no período analisado.

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.

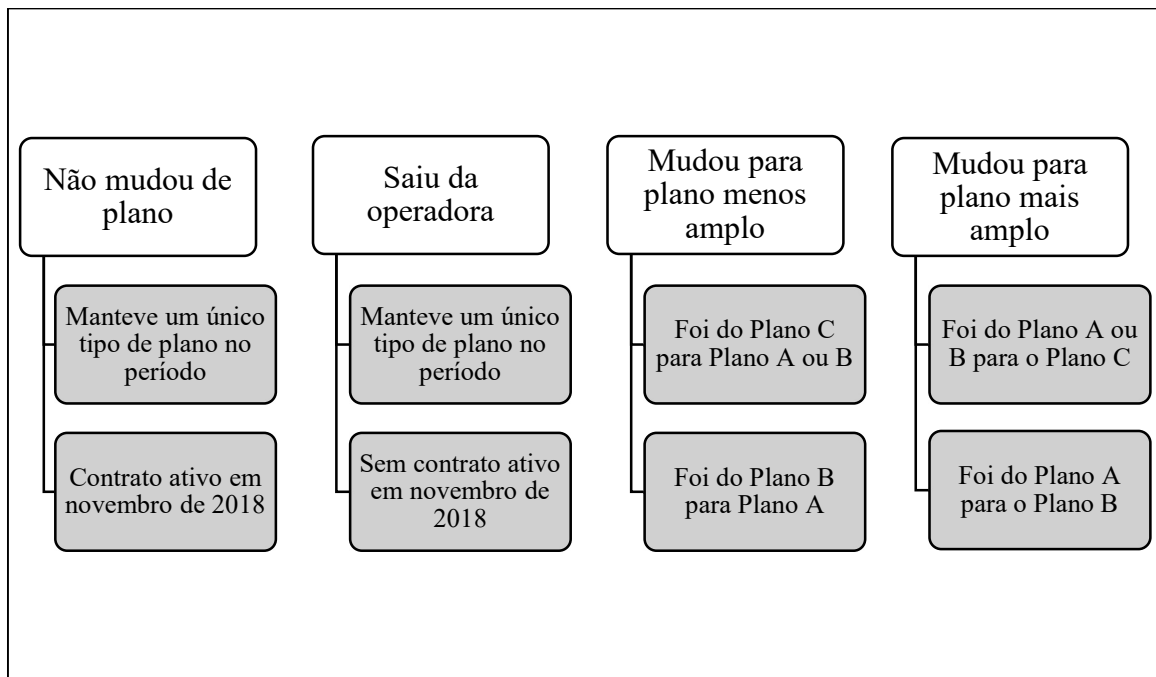
2. Metodologia

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. A operadora detém uma parcela significativa do mercado de planos de saúde da região, contando com uma rede de serviços próprios articulada. 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 informações longitudinais foram transformadas em dados de corte transversal devido à baixa frequência anual das saídas e trocas de plano. 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 que o contrato estava ativo. 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). As probabilidades são:

$$\Pr(y_i = j|x_i) = \frac{\exp(x_i\beta'_j)}{1 + \sum_{k=1}^j \exp(x_i\beta'_k)} \quad (1)$$

em que y é a variável resposta, x as características dos indivíduos e β os parâmetros a serem estimados.

As razões de probabilidade podem ser calculadas da seguinte forma:

$$\ln \left[\frac{P_{ij}}{P_{ik}} \right] = x'_i(\beta_j - \beta_k) = x'_i\beta_j \quad \text{se } k = 0 \quad (2)$$

Para cada indivíduo o log da verossimilhança pode ser derivado definindo $d_{ij} = 1$ se a alternativa j for escolhida pelo indivíduo i e $d_{ij} = 0$ se não for escolhida, considerando os $J - 1$ resultados possíveis (GREENE, 2003).

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^J d_{ij} \ln \text{Prob}(Y_i = j) \quad (3)$$

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 59 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:

$$y_{ij} = \beta_{0i} + X'_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

Sendo:

- y_{ij} a variável dependente que representa as diferentes probabilidades de situação (j) do indivíduo (i) 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.

Foram estimados modelos separados para homens e mulheres e por posição no contrato (APÊNDICE A). 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:

$$RRR = \frac{P(Y = j / x + 1) / P(Y = k / x + 1)}{P(Y = j / x) / P(Y = k / x)} \quad (5)$$

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 (1):

$$\delta_j = \frac{\partial P_j}{\partial x_i} = P_j \left[\beta_j - \sum_{k=1}^J P_k \beta_k \right] = P_j [\beta_j - \bar{\beta}] \quad (6)$$

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 B, TABELAS B.1 e B.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

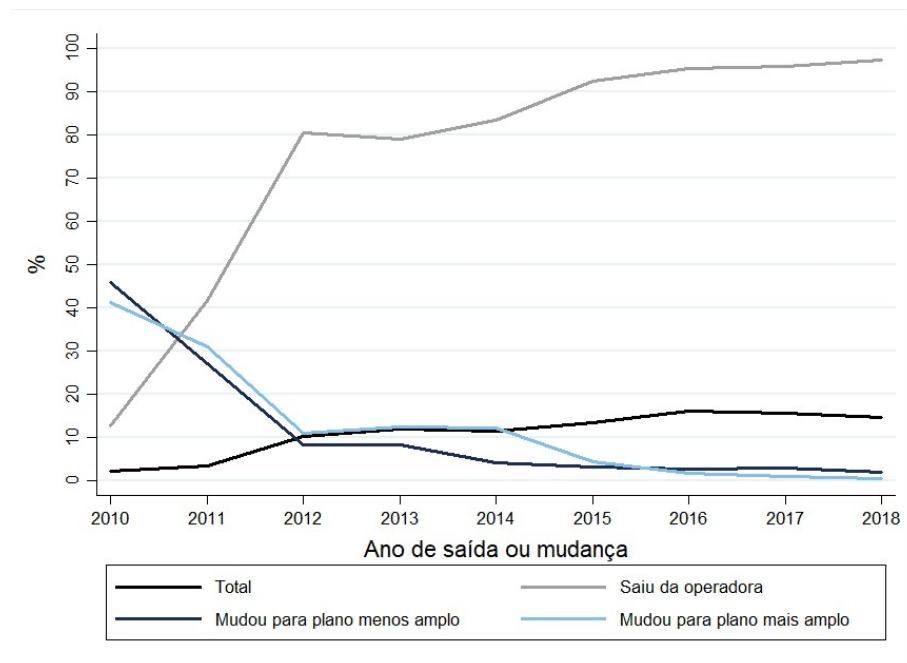
	Total (n = 200.387 / 100%)	Não mudou (n = 134.283 / 67,01%)	Saiu (n = 57.217 / 28,55%)	Mudou para plano mais restrito (n = 4.050 / 2,02%)	Mudou para plano mais amplo (n = 4.837 / 2,41%)
Variáveis		%	%	%	%
<i>Sexo</i>					
Feminino	59,50	67,59	27,80	2,01	2,60
Masculino	40,50	66,17	29,66	2,03	2,15

<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***	0,009*	1,218***	0,025***	1,051	0,000

	(0,031)	(0,005)	(0,050)	(0,008)	(0,041)	(0,007)
22 a 24 anos	0,975	-0,010*	0,968	-0,009	0,993	-0,008
	(0,032)	(0,006)	(0,049)	(0,009)	(0,042)	(0,007)
60 a 69 anos	0,611***	-0,077***	0,695***	-0,061***	0,573***	-0,084***
	(0,014)	(0,004)	(0,026)	(0,006)	(0,016)	(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)
Sexo (ref. Mulher)	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)
Constante	3,039***		2,962***		3,001***	
	(0,047)		(0,066)		(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 e os resíduos da regressão de análise de seletividade também foram incluídos como controle. 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. Os resultados não se alteraram quando o modelo foi estimado sem os resíduos da análise de seletividade como variável independente (APÊNDICE C, TABELA C.1).

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

Mudou para plano mais amplo

Categoria ref.: 25 a 59 anos

0 a 17 anos	0,636***	-0,007***	0,797***	-0,003***	0,549***	-0,010***
	(0,025)	(0,001)	(0,052)	(0,001)	(0,029)	(0,001)
18 a 21 anos	1,219**	0,003	1,043	-0,002	1,288**	0,005*
	(0,101)	(0,002)	(0,168)	(0,003)	(0,127)	(0,003)
22 a 24 anos	1,304***	0,006***	1,409**	0,007**	1,289***	0,006**
	(0,101)	(0,002)	(0,197)	(0,003)	(0,120)	(0,003)
60 a 69 anos	0,608***	-0,004***	0,705**	-0,003	0,559***	-0,006***
	(0,045)	(0,001)	(0,100)	(0,003)	(0,049)	(0,002)
70 anos ou mais	0,580***	-0,007***	0,904	-0,002	0,477***	-0,010***
	(0,041)	(0,001)	(0,114)	(0,002)	(0,041)	(0,002)
Sexo (ref. Mulher)	0,782***	-0,005***				
	(0,028)	(0,001)				
Apartamento	0,196***	-0,034***	0,226***	-0,028***	0,181***	-0,038***

	(0,015)	(0,002)	(0,026)	(0,002)	(0,018)	(0,002)
Nº dependentes no contrato	0,871***	-0,002***	0,893***	-0,001**	0,860***	-0,003***
	(0,020)	(0,000)	(0,030)	(0,001)	(0,027)	(0,001)
Doença	2,643***	0,021***	2,546***	0,018***	2,729***	0,023***
	(0,100)	(0,001)	(0,162)	(0,001)	(0,128)	(0,001)
Média de consultas eletivas	0,834***	-0,002***	0,823***	-0,002***	0,837***	-0,002***
	(0,007)	(0,000)	(0,013)	(0,000)	(0,009)	(0,000)
Média de consultas fora da rede	0,669***	-0,008***	0,797	-0,004	0,586***	-0,012***
	(0,076)	(0,002)	(0,137)	(0,003)	(0,064)	(0,002)
Média de internações	1,974***	0,002	2,422***	0,008***	1,605***	-0,004
	(0,256)	(0,003)	(0,401)	(0,003)	(0,292)	(0,004)
Esteve internado no ano	0,818**	-0,006***	0,879	-0,005**	0,806**	-0,007***
	(0,066)	(0,002)	(0,114)	(0,002)	(0,082)	(0,002)
Tempo exposto	0,490***	-0,013***	0,487***	-0,012***	0,495***	-0,013***
	(0,008)	(0,000)	(0,013)	(0,000)	(0,010)	(0,000)
Renda per capita média	1,000	0,000	0,999	0,000	1,000	0,000
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Proporção de alfabetizados	0,757	-0,001	0,237	-0,021	1,855	0,015
	(0,477)	(0,013)	(0,239)	(0,019)	(1,492)	(0,017)
Resíduos da análise de seleção da amostra	0,999	-0,001*	0,851***	-0,004***	1,088***	0,001*
	(0,024)	(0,000)	(0,033)	(0,001)	(0,034)	(0,001)
Constante	3,545**		8,269**		1,474	
	(2,147)		(7,998)		(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, 2020a).

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% (ANS, 2021). 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, conseqüentemente a procura por cobertura privada cresceu.

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. 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. 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.

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=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.

AGÊNCIA NACIONAL DE SAÚDE SUPLEMENTAR (ANS). Dados do setor. Dados Gerais, 2021. Disponível em: <<https://www.gov.br/ans/pt-br/aceso-a-informacao/perfil-do-setor/dados-gerais>>. Acesso em: 08 set. 2021.

ANDRADE, Mônica Viegas *et al.* Estrutura de concorrência no setor de operadoras de planos de saúde no Brasil. *Rio de Janeiro: ANS*, 2015.

- 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.
- BUCHMUELLER, Thomas C.; FELDSTEIN, Paul J. Consumers' sensitivity to health plan premiums: evidence from a natural experiment in California. *Health Affairs*, v. 15, n. 1, p. 143-151, 1996.
- 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; VAN DEN BRINK-MUINEN, Atie; GROENEWEGEN, Peter. 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.

GREENE, William. 2003. *Econometric Analysis*, 5th edn. Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.

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.
- 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; GARDNER, Laura; LUFT, Harold. 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. Resultados do modelo econométrico segundo titularidade

Tabela A.1 – Estimativas de Razão de Risco Relativo e efeito marginal para situação do beneficiário na operadora de saúde, por titularidade entre 2010 e 2018.

	Titular		Dependente	
	RRR	Efeito marginal	RRR	Efeito marginal
Categoria ref.: Não mudou				
Saiu				
Categoria ref.: 25 a 59 anos				
0 a 17 anos	0,845*** (0,014)	-0,027*** (0,003)	0,697*** (0,022)	-0,056*** (0,005)
18 a 21 anos	1,248*** (0,043)	0,029*** (0,006)	0,900** (0,047)	-0,023*** (0,008)
22 a 24 anos	1,016 (0,039)	-0,004 (0,007)	0,895* (0,056)	-0,020** (0,010)
60 a 69 anos	0,620*** (0,015)	-0,076*** (0,004)	0,605*** (0,043)	-0,073*** (0,010)
70 anos ou mais	0,781*** (0,015)	-0,032*** (0,003)	1,115* (0,070)	0,024** (0,011)
Sexo (ref.: Mulher)	0,967*** (0,012)	-0,002 (0,002)	0,925*** (0,024)	-0,011*** (0,004)
Apartamento	0,976* (0,013)	0,007*** (0,002)	0,976 (0,026)	0,007 (0,004)
Nº dependentes no contrato	0,982* (0,010)	0,000 (0,002)	1,039*** (0,014)	0,007*** (0,002)
Doença	0,861*** (0,012)	-0,043*** (0,002)	0,883*** (0,028)	-0,028*** (0,005)
Média de consultas eletivas	0,880*** (0,002)	-0,021*** (0,000)	0,844*** (0,005)	-0,024*** (0,001)
Média de consultas fora da rede	1,045***	0,013***	0,968***	0,001

	(0,006)	(0,002)	(0,010)	(0,002)
Média de internações	3,020***	0,195***	2,879***	0,162***
	(0,116)	(0,007)	(0,262)	(0,014)
Esteve internado no ano	1,304***	0,060***	1,033	0,009
	(0,031)	(0,004)	(0,060)	(0,009)
Tempo exposto	0,851***	-0,019***	0,848***	-0,020***
	(0,001)	(0,000)	(0,002)	(0,000)
Constante	2,904***		2,981***	
	(0,049)		(0,148)	

Mudou para plano mais restrito

Categoria ref.: 25 a 59 anos

0 a 17 anos	1,367***	0,010***	0,905	0,000
	(0,059)	(0,001)	(0,091)	(0,002)
18 a 21 anos	2,855***	0,030***	1,17	0,003
	(0,224)	(0,003)	(0,204)	(0,003)
22 a 24 anos	1,500***	0,009***	1,048	0,001
	(0,148)	(0,003)	(0,226)	(0,004)
60 a 69 anos	0,750***	-0,002	0,798	-0,001
	(0,053)	(0,001)	(0,179)	(0,003)
70 anos ou mais	0,250***	-0,015***	0,383***	-0,010***
	(0,023)	(0,001)	(0,112)	(0,002)
Sexo (ref.: Mulher)	0,872***	-0,002***	0,966	0,000
	(0,032)	(0,001)	(0,076)	(0,001)
Apartamento	1,990***	0,016***	2,443***	0,015***
	(0,073)	(0,001)	(0,199)	(0,001)
Nº dependentes no contrato	0,963	0,000	0,953	-0,001
	(0,033)	(0,001)	(0,042)	(0,001)
Doença	1,639***	0,010***	1,628***	0,008***
	(0,070)	(0,001)	(0,161)	(0,002)
Média de consultas eletivas	0,969***	0,001***	0,889***	-0,001***
	(0,007)	(0,000)	(0,016)	(0,000)
Média de consultas fora da rede	0,922***	-0,002***	0,820***	-0,003***
	(0,028)	(0,001)	(0,044)	(0,001)
Média de internações	1,154	-0,006**	0,773	-0,010
	(0,155)	(0,003)	(0,301)	(0,006)
Esteve internado no ano	0,480***	-0,017***	0,726	-0,005
	(0,043)	(0,002)	(0,144)	(0,003)
Tempo exposto	0,791***	-0,003***	0,798***	-0,002***
	(0,005)	(0,000)	(0,009)	(0,000)
Constante	0,152***		0,157***	

	(0,008)		(0,026)	
Mudou para plano mais amplo				
Categoria ref.: 25 a 59 anos				
0 a 17 anos	0,561*** (0,024)	-0,011*** (0,001)	0,839* (0,087)	0,000 (0,001)
18 a 21 anos	1,024 (0,096)	-0,004* (0,002)	1,777*** (0,297)	0,010*** (0,003)
22 a 24 anos	1,222*** (0,094)	0,005** (0,002)	1,183 (0,305)	0,003 (0,004)
60 a 69 anos	0,578*** (0,042)	-0,007*** (0,002)	0,592** (0,154)	-0,003 (0,003)
70 anos ou mais	0,567*** (0,038)	-0,009*** (0,001)	0,789 (0,215)	-0,003 (0,003)
Sexo (ref.: Mulher)	0,798*** (0,029)	-0,004*** (0,001)	0,790*** (0,066)	-0,003** (0,001)
Apartamento	0,224*** (0,016)	-0,033*** (0,002)	0,094*** (0,020)	-0,031*** (0,003)
Nº dependentes no contrato	0,793*** (0,033)	-0,005*** (0,001)	0,883** (0,050)	-0,002** (0,001)
Doença	2,740*** (0,101)	0,023*** (0,001)	2,460*** (0,242)	0,012*** (0,001)
Média de consultas eletivas	0,848*** (0,007)	-0,002*** (0,000)	0,782*** (0,018)	-0,002*** (0,000)
Média de consultas fora da rede	0,687*** (0,078)	-0,009*** (0,003)	0,439*** (0,089)	-0,010*** (0,003)
Média de internações	1,492*** (0,221)	-0,004 (0,003)	2,613** (1,049)	0,006 (0,005)
Esteve internado no ano	0,600*** (0,051)	-0,014*** (0,002)	0,734 (0,185)	-0,004 (0,003)
Tempo exposto	0,493*** (0,008)	-0,013*** (0,000)	0,501*** (0,021)	-0,008*** (0,000)
Constante	2,636*** (0,134)		2,979*** (0,532)	
N	158.522		41.865	

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

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

APÊNDICE B. 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 B.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							
<i>0 a 17 anos</i>	0,251	0	0,434	0,225	0	0,418	
<i>18 a 21 anos</i>	0,044	0	0,204	0,042	0	0,2	
<i>22 a 24 anos</i>	0,031	0	0,174	0,03	0	0,171	0,000
<i>25 a 59 anos</i>	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 B.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)
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%.

APÊNDICE C. Resultados complementares do modelo econométrico para 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 C.1 – 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 (sem a variável de resíduos da análise de seletividade).

	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*** (0,012)	-0,038*** (0,003)	0,873*** (0,020)	-0,027*** (0,004)	0,761*** (0,015)	-0,041*** (0,003)
18 a 21 anos	1,098*** (0,033)	0,007 (0,005)	1,172*** (0,052)	0,021** (0,008)	1,064 (0,044)	-0,000 (0,007)
22 a 24 anos	1,043 (0,036)	0,003 (0,006)	1,045 (0,057)	0,003 (0,010)	1,057 (0,047)	0,005 (0,008)
60 a 69 anos	0,575*** (0,014)	-0,086*** (0,004)	0,661*** (0,027)	-0,068*** (0,007)	0,536*** (0,017)	-0,093*** (0,005)
70 anos ou mais	0,769*** (0,016)	-0,035*** (0,004)	1,009 (0,037)	0,007 (0,007)	0,683*** (0,017)	-0,051*** (0,004)
Sexo (ref. Mulher)	0,962*** (0,012)	-0,003 (0,002)				
Apartamento	1,001 (0,014)	0,013*** (0,002)	0,999 (0,021)	0,009** (0,004)	1,006 (0,018)	0,015*** (0,003)
Nº dependentes no contrato	0,945*** (0,006)	-0,007*** (0,001)	0,938*** (0,009)	-0,009*** (0,002)	0,947*** (0,008)	-0,007*** (0,002)
Doença	0,866*** (0,012)	-0,040*** (0,002)	0,873*** (0,019)	-0,038*** (0,004)	0,865*** (0,016)	-0,040*** (0,003)
Média de consultas eletivas	0,873*** (0,002)	-0,022*** (0,000)	0,853*** (0,004)	-0,026*** (0,001)	0,881*** (0,003)	-0,020*** (0,001)
Média de consultas fora da rede	1,024*** (0,005)	0,009*** (0,002)	1,023** (0,009)	0,007*** (0,002)	1,023*** (0,007)	0,011*** (0,002)
Média de internações	3,044*** (0,120)	0,188*** (0,007)	2,485*** (0,167)	0,160*** (0,012)	3,476*** (0,166)	0,207*** (0,008)
Esteve internado no ano	1,284*** (0,031)	0,051*** (0,004)	1,371*** (0,057)	0,064*** (0,007)	1,227*** (0,036)	0,042*** (0,005)
Tempo exposto	0,852*** (0,001)	-0,019*** (0,000)	0,851*** (0,002)	-0,020*** (0,000)	0,852*** (0,002)	-0,018*** (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	0,584** (0,138)	-0,105** (0,041)	0,465** (0,174)	-0,141** (0,067)	0,734 (0,224)	-0,073 (0,052)

Constante	5,348***		6,593***		4,193***	
	(1,215)		(2,375)		(1,228)	
Mudou para plano mais restrito						
Categoria ref.: 25 a 59 anos						
0 a 17 anos	1,194***	0,006***	1,803***	0,013***	0,947	0,002
	(0,050)	(0,001)	(0,125)	(0,001)	(0,053)	(0,001)
18 a 21 anos	2,164***	0,020***	2,564***	0,020***	2,034***	0,020***
	(0,167)	(0,003)	(0,311)	(0,004)	(0,206)	(0,004)
22 a 24 anos	1,185*	0,003	1,266	0,003	1,167	0,003
	(0,122)	(0,002)	(0,227)	(0,003)	(0,146)	(0,003)
60 a 69 anos	0,591***	-0,005***	0,854	0,000	0,507***	-0,008***
	(0,048)	(0,001)	(0,119)	(0,002)	(0,050)	(0,002)
70 anos ou mais	0,234***	-0,014***	0,336***	-0,010***	0,204***	-0,017***
	(0,023)	(0,001)	(0,066)	(0,001)	(0,024)	(0,001)
Sexo (ref. Mulher)	0,891***	-0,002**				
	(0,033)	(0,001)				
Apartamento	2,041***	0,015***	2,090***	0,015***	2,045***	0,015***
	(0,079)	(0,001)	(0,125)	(0,001)	(0,105)	(0,001)
Nº dependentes no contrato	0,845***	-0,003***	0,849***	-0,003***	0,838***	-0,003***
	(0,018)	(0,000)	(0,026)	(0,001)	(0,025)	(0,001)
Doença	1,651***	0,010***	1,764***	0,011***	1,599***	0,009***
	(0,070)	(0,001)	(0,115)	(0,001)	(0,089)	(0,001)
Média de consultas eletivas	0,948***	0,000	0,910***	-0,000**	0,959***	0,000
	(0,007)	(0,000)	(0,012)	(0,000)	(0,009)	(0,000)
Média de consultas fora da rede	0,897***	-0,002***	0,891**	-0,002**	0,896***	-0,002**
	(0,026)	(0,001)	(0,042)	(0,001)	(0,033)	(0,001)
Média de internações	1,253*	-0,004*	0,699	-0,014***	1,626***	-0,000
	(0,167)	(0,003)	(0,174)	(0,005)	(0,262)	(0,003)
Esteve internado no ano	0,577***	-0,012***	0,502***	-0,016***	0,593***	-0,011***
	(0,049)	(0,002)	(0,087)	(0,003)	(0,058)	(0,002)
Tempo exposto	0,793***	-0,003***	0,799***	-0,003***	0,788***	-0,003***
	(0,005)	(0,000)	(0,007)	(0,000)	(0,006)	(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	5,450**	0,037**	7,094	0,045*	5,705	0,035
	(4,642)	(0,016)	(9,487)	(0,026)	(6,371)	(0,021)
Constante	0,033***		0,020***		0,034***	
	(0,027)		(0,026)		(0,037)	

Mudou para plano mais amplo

Categoria ref.: 25 a 59 anos

0 a 17 anos	0,636***	-0,007***	0,795***	-0,003***	0,548***	-0,010***
	(0,025)	(0,001)	(0,052)	(0,001)	(0,029)	(0,001)
18 a 21 anos	1,220**	0,003	1,026	-0,002	1,291***	0,005*
	(0,101)	(0,002)	(0,166)	(0,003)	(0,128)	(0,003)
22 a 24 anos	1,306***	0,006***	1,371**	0,006*	1,288***	0,006**
	(0,101)	(0,002)	(0,190)	(0,003)	(0,120)	(0,003)

60 a 69 anos	0,607*** (0,045)	-0,004*** (0,001)	0,691*** (0,098)	-0,003 (0,003)	0,561*** (0,049)	-0,006*** (0,002)
70 anos ou mais	0,580*** (0,041)	-0,008*** (0,001)	0,887 (0,111)	-0,002 (0,002)	0,479*** (0,041)	-0,010*** (0,002)
Sexo (ref. Mulher)	0,783*** (0,028)	-0,005*** (0,001)				
Apartamento	0,196*** (0,015)	-0,034*** (0,002)	0,225*** (0,026)	-0,029*** (0,002)	0,181*** (0,018)	-0,038*** (0,002)
Nº dependentes no contrato	0,871*** (0,020)	-0,002*** (0,000)	0,887*** (0,030)	-0,001** (0,001)	0,861*** (0,027)	-0,002*** (0,001)
Doença	2,641*** (0,099)	0,021*** (0,001)	2,503*** (0,158)	0,018*** (0,001)	2,734*** (0,129)	0,023*** (0,001)
Média de consultas eletivas	0,834*** (0,007)	-0,002*** (0,000)	0,818*** (0,013)	-0,002*** (0,000)	0,837*** (0,009)	-0,002*** (0,000)
Média de consultas fora da rede	0,668*** (0,076)	-0,008*** (0,002)	0,786 (0,138)	-0,005 (0,003)	0,588*** (0,064)	-0,012*** (0,002)
Média de internações	1,972*** (0,256)	0,002 (0,003)	2,416*** (0,404)	0,008** (0,003)	1,615*** (0,293)	-0,004 (0,004)
Esteve internado no ano	0,818** (0,066)	-0,006*** (0,002)	0,871 (0,113)	-0,005** (0,002)	0,807** (0,082)	-0,007*** (0,002)
Tempo exposto	0,490*** (0,008)	-0,013*** (0,000)	0,485*** (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	0,760 (0,478)	-0,001 (0,013)	0,247 (0,248)	-0,020 (0,019)	1,833 (1,473)	0,015 (0,017)
Constante	3,534** (2,139)		7,994** (7,732)		1,532 (1,185)	
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.

ARTIGO 2 – Efeito do reajuste por mudança de faixa etária no cancelamento do plano de saúde: uma análise para uma operadora da região sudeste do Brasil usando regressão descontínua

Resumo: Alterações no valor do prêmio do seguro saúde podem afetar a capacidade de pagamento dos indivíduos, podendo gerar descontinuidades na cobertura privada ou mudanças do tipo de plano. O objetivo deste artigo é analisar a relação de causalidade entre o reajuste da mensalidade do plano de saúde em decorrência da mudança de faixa etária determinada pela ANS e o encerramento do contrato ou mudança para um plano mais restrito. Foram utilizados dados administrativos de contratos individuais de uma operadora de saúde da região sudeste do Brasil para o período de 2010 a 2018. As estimativas foram obtidas pelo método de regressão descontínua. Os resultados demonstram que para as mudanças de faixa etária aos 19, 54 e 59 anos o efeito do reajuste de preço foi um aumento das saídas ou trocas para planos mais barato.

Palavras-chave: Plano privado de saúde, Faixa etária de reajuste, ANS, Regressão descontínua.

Abstract: Changes in the value of the health insurance premium can affect individuals' ability to pay, which can lead to discontinuities in private coverage or changes in the type of health plan. This article aims to analyze the causal relationship between the readjustment of the health plan monthly fee due to the change in the age group determined by the ANS and the termination of the contract or change to a more restricted plan. We used administrative data from individual contracts of a health care provider in the Southeast region of Brazil for the period 2010 to 2018. Estimates were obtained by the discontinuous regression method. The results demonstrate that for age group changes at 19, 54, and 59 years, the effect of the price adjustment was an increase in exits or changes to cheaper plans.

Keywords: Private health plan, Adjustment age group, ANS, Regression discontinuity designs.

1. Introdução

Diversos fatores estão associados à escolha individual em aderir a um plano privado de saúde. Um dos elementos fundamentais envolvidos nessa escolha é o preço que, no caso do seguro de saúde, depende diretamente do risco individual. Um dos atributos de risco observáveis que pode ser utilizado na determinação de preços é a idade, resultando em um efeito preço na demanda que pode variar de acordo com o ciclo de vida. Os custos assistenciais e a frequência de utilização dos serviços de saúde aumentam com a idade em função da maior probabilidade tanto de eventos agudos como da presença de doenças crônicas entre os idosos (DUARTE *et al.*, 2017; LAYTON, 2017; BORBA FILHO; MYRRHA, 2019; TAVARES, 2020; OLIVEIRA, 2020; UBALDINE; DE OLIVEIRA, 2020).

A idade traz também implicações na restrição orçamentária dos indivíduos, principalmente devido ao fluxo de rendimentos estar fortemente associado ao ciclo de vida (AABERGE; MOGSTAD, 2015; PAOLINI, 2016; RIBEIRO *et al.*, 2018; SILVEIRA; SIQUEIRA, 2021). Nesse sentido, a idade pode afetar a decisão de adesão ou de saída do plano de saúde, seja pelas mudanças nos preços ou pela variação da restrição orçamentária (ATHERLY; FLORENCE; THORPE, 2005; KIIL, 2012; PELGRIN; ST-AMOUR, 2016; PENDZIALEK; SIMIC; STOCK, 2016).

Alguns estudos na literatura internacional apontam que o valor do prêmio é a principal causa de comutação de contratos. No geral, os consumidores consideram o preço mais importante que o conteúdo do pacote do seguro. Contudo, indivíduos com piores condições de saúde são mais propensos a valorizarem também os benefícios oferecidos pelo plano. Já a qualidade do atendimento não é considerada como um motivo relevante para a mudança de plano de saúde nem para os consumidores mais saudáveis nem para pessoas com deficiência ou com doenças crônicas (DE JONG; VAN DEN BRINK-MUINEN; GROENEWEGEN, 2008; DUIJMELINCK; MOSCA; VAN DE VEN, 2015; DE JONG; BRABERS, 2019).

As evidências também mostram que a elasticidade preço da demanda por planos de saúde varia com a idade. Em países de alta renda, consumidores mais velhos são menos propensos a mudar de plano (DE JONG; VAN DEN BRINK-MUINEN; GROENEWEGEN, 2008; DUIJMELINCK; VAN DE VEN, 2015; FRONSTIN; ROEBUCK, 2017; KEEGAN *et al.*, 2016). Em geral, esses beneficiários tendem a ter seguros mais caros uma vez que o risco

esperado é maior, seja pela idade, seja pelas condições de saúde (STROMBOM; BUCHMUELLER; FELDSTEIN, 2002; BORN; SIRMANS, 2020; LAMIRAUD; STADELMANN, 2020). Contudo, isso não significa que o preço não afete a decisão dos idosos. Nos EUA, por exemplo, entre aposentados do Medicare o aumento do preço da contribuição aumentou significativamente as migrações para planos mais baratos, embora a magnitude dessas trocas tenha sido pequena (BUCHMUELLER *et al.*, 2012).

Para os jovens e saudáveis, pequenas variações no preço podem aumentar substancialmente as trocas de contratos. Esses indivíduos também são mais propensos a mudarem para planos menos generosos e para seguradoras mais novas no mercado. Isso ocorre porque os custos de troca costumam ser mais baixos para os consumidores mais jovens. Uma das consequências desse fluxo de mudanças pode ser a redução da oferta de planos mais caros por parte das operadoras devido à seleção adversa (BUCHMUELLER; FELDSTEIN, 1996; TCHERNIS *et al.*, 2005; KEEGAN *et al.*, 2016; FRONSTIN; ROEBUCK, 2017).

Para o Brasil, as evidências empíricas são escassas. A falta de informações que permitam esse tipo de investigação dificulta o desenvolvimento de estudos no país. Menezes-Filho e Politi (2012, 2020) exploram a variação no preço relativo do plano em decorrência do abatimento do imposto de renda para estimar o efeito da cobertura privada na utilização de serviços de saúde. Os autores utilizam dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) e da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2008, que contemplam informações sobre utilização e gastos relacionados à saúde, respectivamente. Os métodos utilizados são de regressão descontínua no estudo de 2012 e regressão *kink* no de 2020. Os principais resultados mostram que a cobertura privada tem um impacto positivo no uso de serviços preventivos, como consultas e exames. Além disso, a dedução dos gastos com saúde no imposto de renda aumenta a chance de manutenção da cobertura privada em torno dos cortes das alíquotas. Subsídios de 15% e 27,5% na dedução do imposto de renda aumentaram em 2,5 e 3,3 pontos percentuais a cobertura privada.

Entender a mobilidade do consumidor no mercado de planos privados de saúde é fundamental por impactar a composição da carteira dos sistemas público e privado. No Brasil, a complementariedade que existe entre os dois sistemas torna o entendimento dessa mobilidade ainda mais relevante. Preços mais elevados e níveis de renda mais baixa devido à aposentadoria, por exemplo, pode levar à saída dos idosos do setor privado gerando um aumento da demanda

no Sistema Único de Saúde (SUS). Em contrapartida, no setor privado pode ser observada tanto a migração dos idosos para planos com menor cobertura como a redução da população coberta nesse grupo etário (BUCHMUELLER *et al.*, 2013; MÜLLER; SHAIKH; KAUER, 2019). A mobilidade ao longo do ciclo de vida pode ter também impactos do ponto de vista do bem-estar individual, mais especificamente, no estado de saúde, uma vez que a perda do seguro reduz a utilização de serviços de saúde e gera descontinuidade do tratamento (LAVARREDA *et al.*, 2008; ANDERSON; DOBKIN; GROSS, 2012a, 2012b; BRUGNOLI-ENSIN; MULLIGAN, 2018).

O setor privado brasileiro é regulado pela Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS) que, dentre outras atribuições, define o pacote de benefícios mínimo, o registro dos produtos, e as regras de reajuste de preços dos planos. O reajuste de preços é determinado por dois componentes: inflação do setor e o risco. A regra de reajuste de preços via risco é definida pelas mudanças de grupos etários, regulamentada por meio das Resoluções Normativas RN N° 63 de 2003 e RN N° 254 de 2011. Os beneficiários são alocados em dez faixas etárias e no mês em que o indivíduo muda de faixa o reajuste é aplicado. As faixas etárias consideradas para o reajuste são: (i) 0 a 18 anos; (ii) 19 a 23 anos; (iii) 24 a 28 anos; (iv) 29 a 33 anos; (v) 34 a 38 anos; (vi) 39 a 43 anos; (vii) 44 a 48 anos; (viii) 49 a 53 anos; (ix) 54 a 58 anos; (x) 59 anos ou mais. O reajuste entre as faixas etárias tem que atender as regras definidas pela ANS para a determinação dos preços: o valor cobrado na última faixa etária não pode ultrapassar seis vezes o valor da primeira faixa etária; a variação acumulada entre a sétima e a décima faixas não pode ser maior que a variação acumulada entre a primeira; e a sétima faixas e as variações não podem apresentar percentuais negativos.

O objetivo deste estudo é analisar o efeito do reajuste de preço do plano de saúde devido à mudança de faixa etária definida pela ANS na decisão do consumidor de encerrar o contrato. Os dados utilizados se referem a uma carteira de beneficiários de planos individuais de uma operadora de saúde inserida no mercado relevante da região sudeste do Brasil, acompanhados entre 2010 e 2018. Mais especificamente, o trabalho procura investigar a relação de causalidade entre o reajuste do plano na mudança de faixa etária e a saída do beneficiário da operadora ou a mudança para um plano de menor custo.

Este estudo fornece pela primeira vez evidências empíricas para o Brasil sobre o impacto do reajuste de preços devido à mudança de faixas etárias nas decisões de adesão ao plano privado

de saúde. Os resultados encontrados podem subsidiar o desenho de políticas regulatórias do setor de saúde suplementar. Embora o Brasil tenha o segundo maior mercado de planos privados de saúde, não existe uma base de dados disponível no sistema com acesso às informações de preços e identificação única do beneficiário para que a mobilidade dos consumidores ao longo do ciclo de vida seja observada. As informações existentes são referentes aos contratos e não aos beneficiários individualmente. Dessa forma, este trabalho tem a vantagem de ter acesso aos dados de uma carteira específica de uma operadora de plano de saúde no Brasil, em que foi possível fazer a identificação dos usuários.

Este artigo está dividido em quatro seções, incluindo esta introdução. Na seção 2 é apresentada a base de dados e a estratégia empírica. Os resultados da estatística descritiva e dos modelos econométricos são apresentados na seção 3. A seção 4 traz a discussão e as considerações finais do estudo.

2. Metodologia

2.1. Base de dados

A base de dados contempla registros administrativos fornecidos por uma operadora de plano de saúde da região sudeste do Brasil para uma carteira de beneficiários de contratos individuais, compreendendo o período entre janeiro de 2010 e novembro de 2018. Foram disponibilizadas as seguintes informações: (i) cadastro dos beneficiários, com informações demográficas e características do plano contratado; (ii) registro de utilização dos serviços de saúde, com a quantidade e tipo de procedimento realizado; e (iii) informações sobre a presença de doenças para cada beneficiário identificadas pela operadora a partir da utilização dos serviços de saúde.

A base de dados contém 200.387 beneficiários de contratos individuais que não apresentaram vínculo com contratos coletivos na operadora no período. Com base nos produtos comercializados pela operadora, classificamos os contratos individuais em três grupos: (i) Plano com coparticipação, rede de atendimento restrita e acomodação em enfermaria, denominado plano restrito; (ii) Plano com coparticipação, rede de atendimento ampla e acomodação em enfermaria ou apartamento, denominado plano intermediário; e (iii) Plano sem coparticipação, rede ampla e acomodação em enfermaria ou apartamento, denominado plano amplo.

Embora o interesse principal deste estudo seja o encerramento do contrato com a operadora foram estimados modelos separados: um considerando apenas a decisão de encerramento de contrato (saída) e outro, a decisão de saída ou de mudança de contrato durante o período de análise. As mudanças de contrato se referem apenas às transições para planos mais restritos, uma vez que o objetivo é verificar a sensibilidade da demanda em relação a aumentos de preço do plano de saúde. Como essas transições são eventos que não ocorrem anualmente, foi necessário modelar essa decisão a partir de uma variável binária, independentemente do ano em que ocorreu a mudança. A variável de interesse é a idade de mudança ou encerramento do contrato. Para os beneficiários que permaneceram no plano de saúde, considerou-se a idade ao final do período de análise. As variáveis de controle referentes à utilização dos serviços de saúde foram construídas considerando sua média anual, uma vez que variam ao longo do tempo. O Quadro 1 descreve as variáveis utilizadas na análise.

Quadro 1 – Definição das variáveis dependentes e independentes incluídas na análise

Variáveis	Descrição
Saída	1 saiu da operadora 0 caso contrário
Saída ou mudança para plano menos amplo	1 saiu da operadora ou mudou para um plano menos amplo (do amplo para intermediário ou restrito; do intermediário para o restrito) 0 caso contrário
Idade (em meses e em anos)	Idade do beneficiário na data de saída/ troca de plano ou em novembro/2018 para quem não mudou de plano e permaneceu na operadora até o final do período de análise
Sexo	1 homem 0 mulher
Tipo de plano	1 Restrito 2 Intermediário 3 Amplo
Doença crônica	1 tem uma doença ou mais 0 não tem nenhuma doença
Consulta eletiva	Média anual de consultas eletivas realizadas no período em que esteve no plano
Consulta de urgência	Média anual de consultas de urgência realizadas no período em que esteve no plano

Consulta fora da rede	Média anual de consultas fora da rede realizadas no período em que esteve no plano
Internação	Média anual de internações no período em que esteve no plano
Ano de saída ou mudança	1 saiu da operadora ou trocou o plano entre 2010-2014 0 saiu da operadora ou trocou o plano entre 2015-2018

Os registros administrativos não possuem informações socioeconômicas dos beneficiários. Para tentar suprir essa lacuna, associamos, para cada beneficiário, os atributos do setor censitário do seu local de residência. Como não há informação do local de residência para todos os beneficiários, essa especificação foi estimada considerando a amostra de 167.042 indivíduos. Os atributos do setor censitário incluídos na análise foram a renda per capita média e a proporção de alfabetizados (população com 15 anos ou mais) do setor censitário. Esses dados foram obtidos cruzando informações georreferenciadas dos endereços dos usuários (latitude e longitude) com informações do Censo Demográfico de 2010. Dos 200.387 beneficiários, não foi possível o cruzamento com a base do Censo Demográfico para 33.345, representando 16,64% das observações. Para avaliar a presença de seletividade dos indivíduos para os quais as informações do setor censitário estão disponíveis foi realizado o teste Wilcoxon rank-sum (U de Mann Whitney) e estimado um modelo logístico (APÊNDICE A, TABELAS A.1 e A.2). Os resultados apontaram a presença de seletividade, uma vez que algumas características individuais, do plano e de utilização dos serviços de saúde foram estatisticamente significativas para explicar a chance de o beneficiário não ter sido excluído da amostra.

2.2. Estratégia empírica

O estudo buscou abordar uma relação causal entre o reajuste do plano por mudança de faixa etária e o encerramento do contrato com a operadora de saúde usando a metodologia de regressão descontínua (RD). A RD é um quase experimento em que a probabilidade de se receber o tratamento é uma função descontínua (CAMERON; TRIVEDI, 2005, p. 879-880). Para medir o efeito do reajuste de preço do plano de saúde sobre a saída da operadora ou mudança do plano foram comparados os indivíduos com idades próximas, que estão na mesma etapa do ciclo de vida e têm características semelhantes. Considera-se que o valor do prêmio possui uma “regra de elegibilidade” (idade) e, dessa maneira, a intervenção avaliada foi a mudança de faixa etária de reajuste (aumento do valor do prêmio pago pelo beneficiário). A equação (1) descreve o efeito do tratamento:

$$Y_i = \alpha + \tau T_i + \beta Z_i + X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

Sendo:

- Y_i é a variável dependente que corresponde à situação do indivíduo (saiu da operadora / saiu da operadora ou mudou para um plano menos amplo);
- T_i (1) é o tratamento: indivíduos que passaram da idade j para a idade $j+1$ (reajuste no valor do prêmio) e T_i (0) é o controle: indivíduos que não tiveram reajuste no valor do prêmio;
- Z_i é o valor que indica se o indivíduo está acima ou abaixo do valor de corte (idade em meses);
- X_i são as outras covariáveis de controle: sexo, doença, consulta eletiva, consulta de urgência, consulta fora da rede, internação e período da saída;
- ε_i representa outros fatores que afetam Y_i .

A análise foi realizada para as dez faixas etárias de reajuste da ANS: (i) 0 a 18 anos; (ii) 19 a 23 anos; (iii) 24 a 28 anos; (iv) 29 a 33 anos; (v) 34 a 38 anos; (vi) 39 a 43 anos; (vii) 44 a 48 anos; (viii) 49 a 53 anos; (ix) 54 a 58 anos; (x) 59 anos ou mais. Os pontos de corte para averiguar a descontinuidade foram os seguintes: 19, 24, 29, 34, 39, 44, 49, 54 e 59 anos.

Especificação do modelo

A variável dependente é a saída / saída ou mudança para plano menos amplo quando o indivíduo muda de faixa etária. A idade em meses foi utilizada como variável de atribuição (*running variable*) e não é passível de manipulação. O reajuste da mensalidade é realizado para todos que mudaram de faixa etária e a idade é um atributo observável e verificável. O desenho usado será RD Sharp, já que todos os beneficiários com idade maior ou igual ao ponto de corte foram designados para o grupo de tratamento, ou seja, sofreram reajustes nas mensalidades por mudança de faixa etária.

A RD usa observações na vizinhança do ponto de corte para estimar o efeito médio do tratamento. Dessa forma, é necessário definir a largura da janela (h) ou *bandwidth* para determinar as observações que serão incluídas. Se a janela escolhida for muito grande, a precisão das estimativas aumenta. Mas quanto maior a janela, maior a chance de a especificação

linear não ser a adequada. Dessa forma, tem-se um trade off entre precisão e viés (PINTO, 2017). Foram utilizados no estudo dois métodos de definição da janela, o *cerrd* e a seleção manual. O método *cerrd* calcula uma largura de banda ótima comum abaixo e acima do corte que otimiza a taxa de erro de cobertura. As janelas manuais foram definidas em 18 e 24 meses. Para ajustar a regressão na vizinhança dos pontos de corte foi utilizado o kernel triangular, que coloca mais peso (de forma linear) nas observações mais próximas ao corte.

O polinômio de primeira ordem foi escolhido de acordo com as recomendações de Calonico *et al.* (2017). Além disso, não foi usado um polinômio de ordem superior porque o uso de polinômios de alto grau pode gerar problemas como estimativas ruidosas, sensibilidade ao grau do polinômio e cobertura insuficiente dos intervalos de confiança (GELMAN; INBEMS, 2019). Apenas para a demonstração gráfica foi utilizado polinômio de quarta ordem a fim de gerar uma visualização mais suavizada das curvas.

Foram estimadas duas especificações para cada modelo, um apenas com a variável dependente e a *running variable* e outro com a inclusão de covariáveis adicionais (sexo, doença, consulta eletiva, consulta de urgência, consulta fora da rede, internação). Considerou-se que essas covariáveis estão correlacionadas com a variável de interesse (saída ou mudança para plano menos amplo). Além disso, o modelo foi controlado pelo período de saída do beneficiário para que fatores cíclicos pudessem ser captados. A inclusão das covariáveis teve por finalidade reduzir a variância assintótica do efeito do tratamento estimado (PINTO, 2017; FRÖLICH; HUBER, 2019).

3. Resultados

3.1. Estatística descritiva

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis de interesse segundo a situação do indivíduo na operadora de saúde. Entre 2010 e 2018, 28,55% dos beneficiários encerraram o contrato e 71,45% estavam com o vínculo ativo ao final do período de análise. Tanto entre os que permaneceram quanto entre os que saíram, a proporção de mulheres foi maior e o tipo de plano mais contratado foi o Intermediário (com coparticipação e rede de atendimento ampla). A idade média da carteira foi de 41,31 anos entre os que permaneceram e de 36,46 anos entre os que saíram. A proporção de indivíduos com uma ou mais doenças foi maior entre os que permaneceram na operadora. Em relação à utilização dos serviços de saúde, indivíduos que não

saíram realizaram, em média, mais consultas eletivas e de urgência e os que saíram realizaram mais consultas fora da rede e tiveram mais internações. Cerca de 34% dos que deixaram a operadora saíram no período anterior à crise econômica, entre 2010 e 2014.

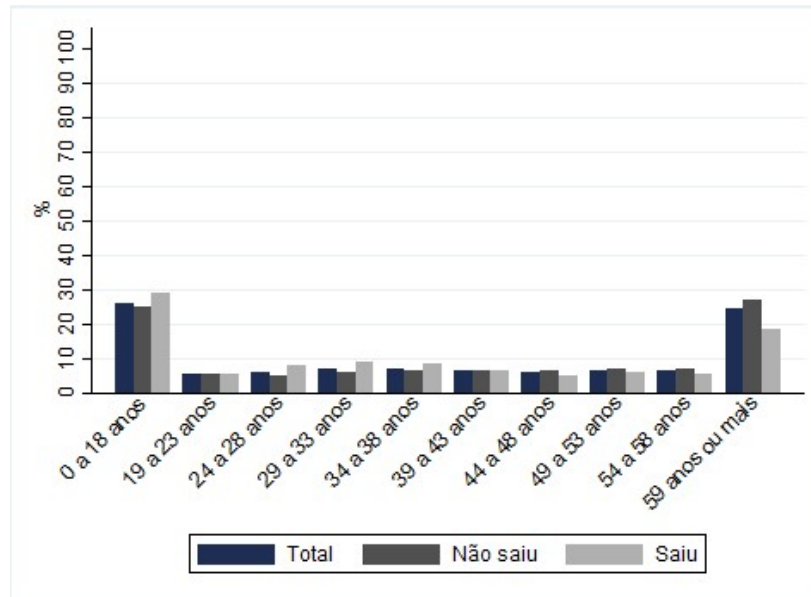
Tabela 1 – Estatísticas descritivas, 2010-2018

Variável	Não saiu (n = 143.170 / 71,45%)			Saiu (n = 57.217 / 28,55%)			Teste Wilcoxon rank-sum (valor-p)
	Média	Mediana	Desvio Padrão	Média	Mediana	Desvio Padrão	
Sexo (masculino)	0,399	0,000	0,490	0,421	0,000	0,494	0,000
Idade	41,310	41,487	24,638	36,455	33,574	24,939	0,000
Tipo de plano							
<i>Ampla</i>	0,224	0,000	0,417	0,144	0,000	0,351	
<i>Intermediário</i>	0,618	1,000	0,486	0,644	1,000	0,479	0,793
<i>Restrito</i>	0,158	0,000	0,365	0,212	0,000	0,409	
Doença crônica	0,472	0,000	0,499	0,363	0,000	0,481	0,000
Consulta eletiva	4,838	4,000	3,893	3,469	2,667	3,132	0,000
Consulta de urgência	0,919	0,556	1,151	0,910	0,500	1,215	0,000
Consulta fora da rede	0,266	0,000	1,170	0,281	0,000	1,160	0,000
Internação	0,112	0,000	0,215	0,144	0,000	0,324	0,000
Ano de saída (saída antes de 2015)	–	–	–	0,338	0,000	0,473	–

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

A distribuição dos beneficiários por faixa etária mostra maior proporção de indivíduos entre 0 e 18 anos e de 59 anos ou mais, representando 50% da carteira. Entre os que não saíram do plano de saúde, a faixa com maior proporção foi de 59 anos ou mais (27%), enquanto entre os que saíram, a faixa de 0 a 18 anos concentrou a maior parcela (29%) (FIGURA 1).

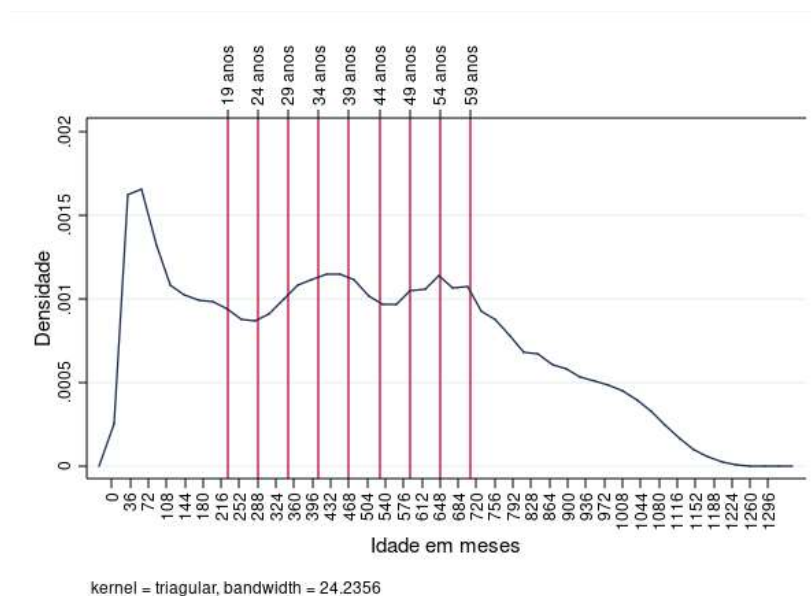
Figura 1 – Distribuição dos beneficiários por faixa etária de reajuste da ANS, 2010-2018.



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

A Figura 2 apresenta a densidade kernel da idade em meses. As linhas em vermelho marcam os pontos nos quais ocorrem o reajuste da mensalidade por mudança de faixa etária. Alguns saltos podem ser observados em torno de 19, 39, 54 e 59 anos, indicando uma redução da densidade de beneficiários à direita desses pontos. Já em 29 e 34 anos, observa-se um aumento da densidade de indivíduos à direita desses cortes.

Figura 2 – Densidade de kernel da idade em meses dos beneficiários, 2010-2018.



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

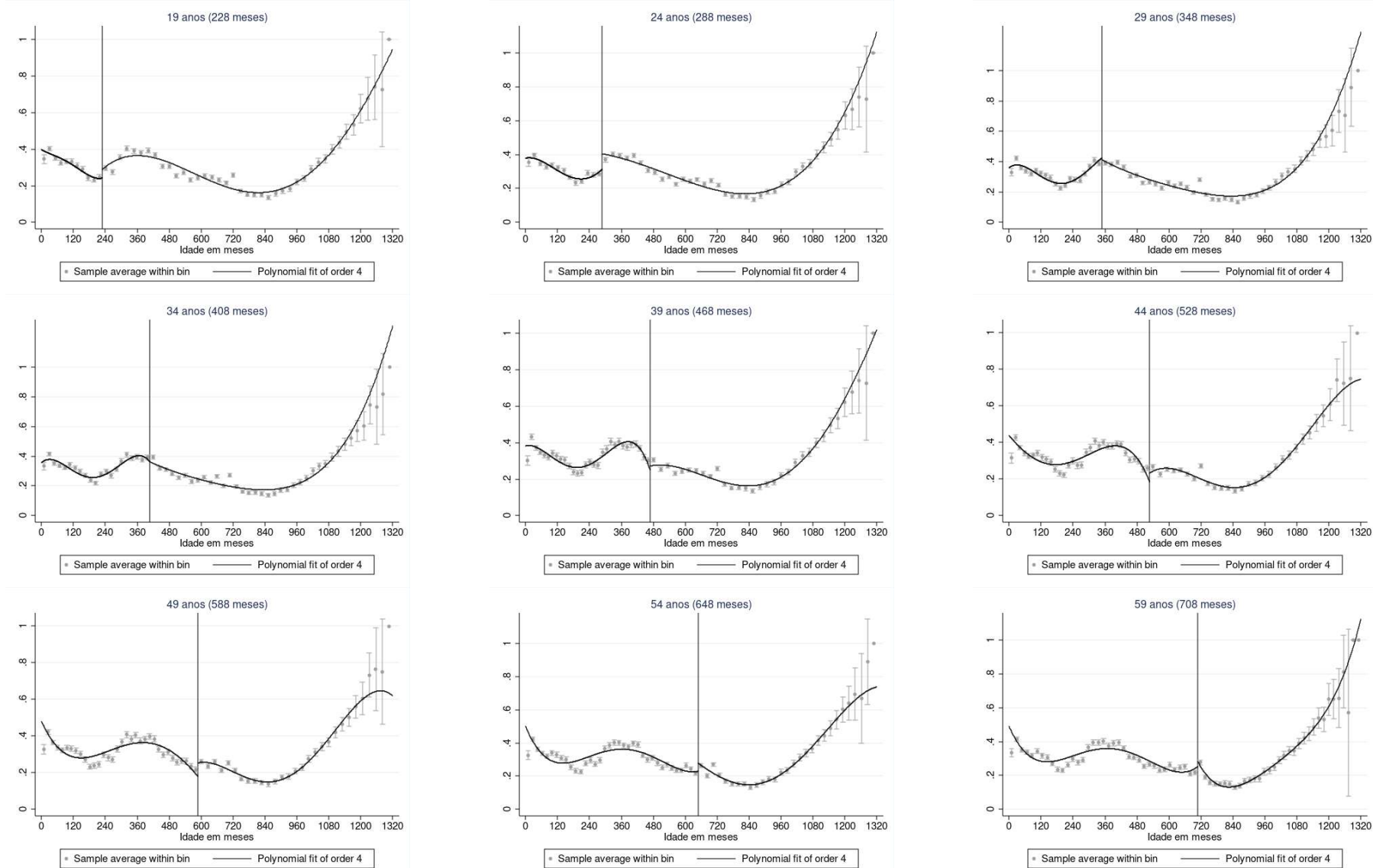
Nota: As linhas em vermelho representam os pontos de mudança de faixa etária de reajuste da ANS (228, 288, 348, 408, 468, 528, 588, 648 e 708 meses).

3.2. Resultados do modelo econométrico

A Figura 3 mostra a associação entre a saída do plano e a mudança de faixa etária do beneficiário. Uma das vantagens da análise gráfica é a simplicidade na interpretação dos resultados, sendo possível visualizar a existência de possíveis saltos na variável dependente no ponto de corte. Os resultados mostram descontinuidades mais substanciais quando os beneficiários completam 19, 24, 49 e 54 anos. Padrões similares foram observados na Figura 4, que apresenta a mesma relação, mas controlada pelas covariáveis sexo, doença crônica, média de consultas eletivas, média de consultas de urgência, média de consultas fora da rede, média de internações e período de saída.

A apresentação gráfica é útil para a análise das possíveis descontinuidades, mas as informações devem ser interpretadas com cautela. Lee e Lemieux (2010) apontam que os gráficos utilizados para resumir as análises de regressão descontínua podem aparentar a existência de efeitos onde eles não existem ou ocultar efeitos reais. Dessa forma, é necessária a análise das estimativas dos modelos para confirmação dessas descontinuidades.

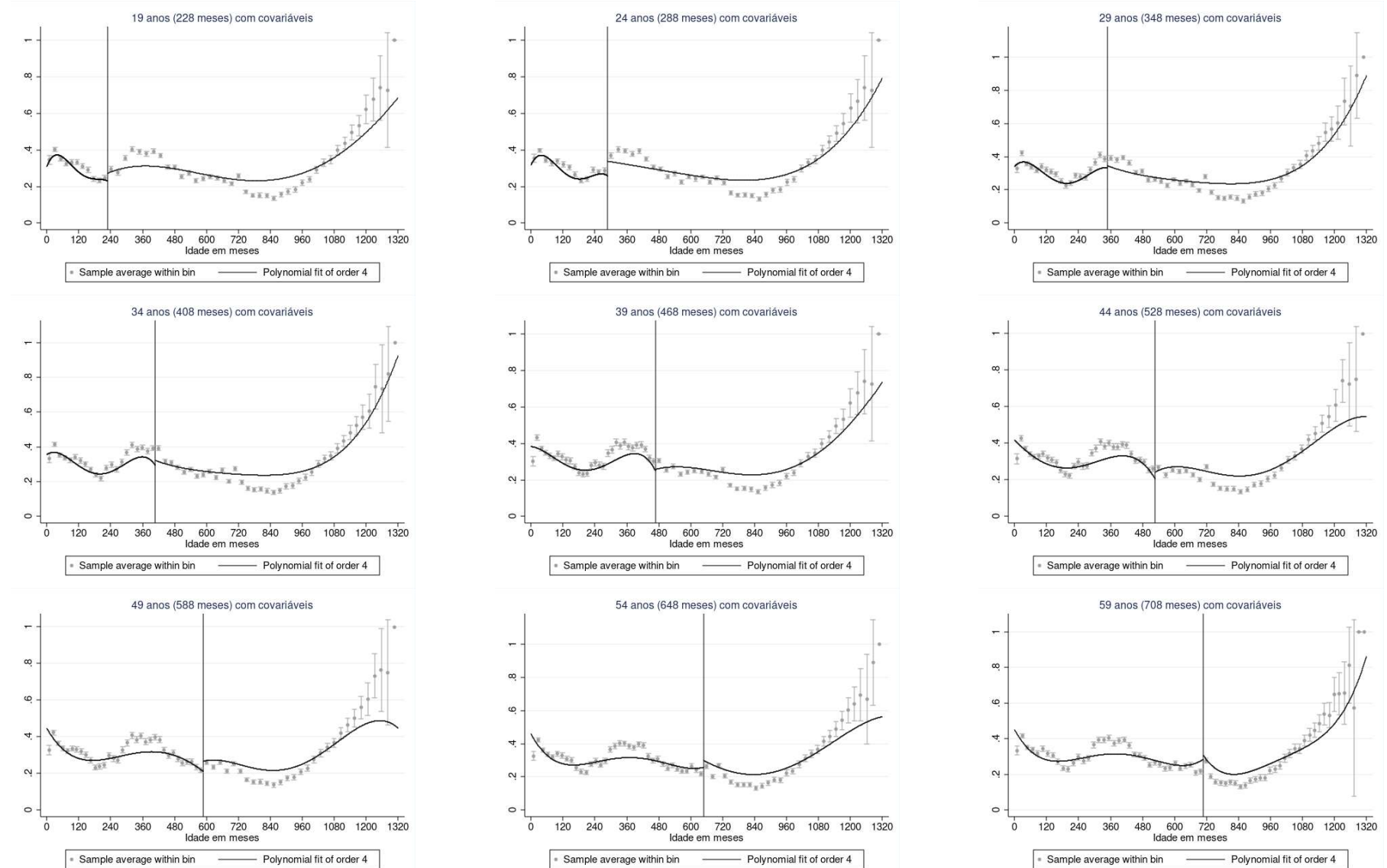
Figura 3 – Relação entre mudança de faixa etária e saída do beneficiário da operadora de saúde entre 2010 e 2018.



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

Nota: Regressões polinomiais de quarto grau estimadas sem controles adicionais. Intervalos de confiança de 95%. Kernel triangular.

Figura 4 – Relação entre mudança de faixa etária e saída do beneficiário da operadora de saúde entre 2010 e 2018, com covariáveis adicionais.



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

Nota: Regressões polinomiais de quarto grau estimadas com controles adicionais. Intervalos de confiança de 95%. Kernel triangular.

A Tabela 2 apresenta os resultados do modelo econométrico que estima o efeito da mudança de faixa etária sobre a saída do beneficiário da operadora de saúde, usando o método *cerrd* para selecionar a janela ótima (*bandwidth*). Considerando o modelo simples, apenas com a variável dependente (saída da operadora) e a variável de atribuição (idade em meses), as descontinuidades em 19, 24, 49 e 54 anos apontadas pelas Figuras 3 e 4 se mantiveram. Outros pontos de corte com descontinuidades mostrados pelo modelo foram 44 e 59 anos. Controlando pelas covariáveis adicionais mencionadas anteriormente, o efeito da mudança de faixa etária sobre a saída continua estatisticamente significativa para os cortes em 19, 44, 49, 54 e 59 anos, indicando que em idades iguais ou acima desses pontos as saídas aumentaram.

O primeiro reajuste por mudança de faixa etária ocorre quando o indivíduo completa 19 anos. Em média, o efeito do reajuste foi o aumento da saída na magnitude de 3,7 a 5,2 pontos percentuais (p.p.). Para que se tenha uma ideia do percentual médio de variação de preço dos planos individuais com cobertura ambulatorial e hospitalar entre as faixas de 0 a 18 anos e 19 a 23 anos, em 2016 essa variação foi de, aproximadamente, 26% em Minas Gerais (ANS, 2017).

Para os adultos jovens o efeito do reajuste não foi tão evidente. Analisando os pontos de corte 24, 29, 34 e 39 anos, observa-se que dependendo do modelo os resultados não foram estatisticamente significantes. A inserção da população entre 24 e 39 anos no mercado de trabalho pode explicar esses resultados, pois o aumento da mensalidade não influencia tanto a capacidade de pagamentos para esses indivíduos. Além disso, a variação percentual média de preços para esses pontos costumam ser as menores. Em 2016, a variação em Minas Gerais foi de, aproximadamente, 17, 13, 7,5 e 15% para as mudanças de faixa em 24, 29, 34 e 39 anos, respectivamente (ANS, 2017).

O efeito para os indivíduos na idade adulta média foi de aumento da saída com a mudança de faixa etária. No ponto de corte de 44 anos a estimativa variou entre 3,3 e 3,6 p.p. As saídas também aumentaram em 49 anos, variando entre 4,0 e 4,7 p.p, e em 54 anos, com efeito entre 7,1 e 8,6 p.p. Segundo informações da ANS (2017), a variação percentual média do preço por mudança de faixa etária em 2016 foi de 21% para 44 anos, 25% para 49 anos e 26% para 54 anos.

Para a última faixa etária de reajuste (59 anos ou mais), observou-se um efeito de aumento da saída entre 6,9 e 8,2 p.p. O maior percentual médio de variação de preço ocorre nessa faixa. Em

2016 o reajuste foi de quase 47% em relação à faixa de 54 a 58 anos (ANS, 2017). A regra de reajuste de preço por mudança de faixa etária da ANS determina que as operadoras façam variações de preço menores entre 0 e 58 anos para que os idosos não sejam sobrecarregados e recebam todo o reajuste de uma só vez. Ainda assim, a variação percentual para a última faixa etária é brusca e as altas mensalidades pagas por esses beneficiários podem comprometer seu orçamento. Contudo, não surpreende o fato de que o efeito do reajuste sobre a saída nesse ponto de corte não foi maior. Os idosos normalmente são menos sensíveis ao preço devido à maior necessidade de permanência nos planos de saúde.

Tabela 2 – Resultados da regressão descontínua referentes ao efeito da mudança de faixa etária sobre a saída do beneficiário da operadora de saúde entre 2010 e 2018.

Ponto de corte (idade em meses)	19 anos 228 meses	24 anos 288 meses	29 anos 348 meses	34 anos 408 meses	39 anos 468 meses	44 anos 528 meses	49 anos 588 meses	54 anos 648 meses	59 anos 708 meses
Modelo simples									
Estimativa	0,052** (0,021)	0,039** (0,018)	0,031 (0,020)	0,004 (0,016)	0,033* (0,019)	0,033** (0,013)	0,047*** (0,014)	0,086*** (0,011)	0,082*** (0,019)
Bandwidth	23,739	38,054	28,367	37,766	24,606	54,614	44,725	60,918	23,005
Nº obs. à esquerda	4.707	6.519	5.588	8.414	5.666	11.451	8.705	13.272	4.787
Nº obs. à direita	4.079	6.890	6.258	8.833	5.595	10.594	9.687	13.360	4.846
Modelo com controles adicionais									
Estimativa	0,037** (0,017)	0,028* (0,016)	0,027* (0,014)	0,026* (0,014)	0,012 (0,015)	0,036*** (0,012)	0,040*** (0,012)	0,071*** (0,010)	0,069*** (0,018)
Bandwidth	26,991	31,130	40,087	35,642	28,945	48,990	43,857	58,679	23,123
Nº obs. à esquerda	5.315	5.318	7.688	7.947	6.674	10.187	8.549	12.749	4.815
Nº obs. à direita	4.652	5.594	8.889	8.329	6.519	9.557	9.480	12.647	4.856

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

Nota: Bandwidth ótimo pelo método *cerred*. Polinômio de primeira ordem. Kernel triangular. Erros padrão entre parênteses. Nível de significância: ***1%, **5%, *10%. No modelo com controles adicionais são utilizadas as covariáveis: sexo, doença crônica, média de consultas eletivas, média de consultas de urgência, média de consultas fora da rede, média de internações e período de saída.

3.3. Testes para validação da estrutura de regressão descontínua

Descontinuidade nas covariáveis

Uma das suposições da regressão descontínua é a ausência de descontinuidades nas covariáveis adicionais na proximidade do ponto de corte da variável de atribuição (LEE; LEMIEUX, 2010;

CATTANEO; IDROBOY; TITIUNIK, 2019). Dessa forma, o primeiro teste para validação do modelo foi conferir se existem essas descontinuidades (APÊNDICE B, TABELA B.1). A maioria das estimativas não foram estatisticamente significantes. Apenas sexo para o ponto de corte em 19 anos, consulta fora da rede para 34 anos, doença crônica para 59 anos e internação para 49 e 59 anos foram estatisticamente significantes. Contudo, isso não indica que essas descontinuidades são reais. Buchmueller *et al.* (2013), por exemplo, encontraram descontinuidade estatisticamente significativa para a covariável sexo ao estimar o efeito do preço nas opções de planos de saúde de aposentados, mas após averiguações mais detalhadas concluíram que a descontinuidade não existia de fato. Para confirmar ou não as descontinuidades encontradas neste estudo, foi realizada uma análise nas proximidades dos pontos de corte.

A Tabela 3 apresenta a média das covariáveis nas proximidades dos pontos que apresentaram descontinuidades. Com exceção de doença crônica, todas as diferenças foram estatisticamente não significantes. Esses resultados sugerem que as estimativas anteriores são válidas e, na média, os indivíduos abaixo e acima do corte são semelhantes.

Tabela 3 – Média das covariáveis sexo, consulta fora da rede, internação e doença crônica nas proximidades dos pontos de corte que apresentaram descontinuidade.

		Teste Wilcoxon rank-sum (valor-p)
17-18 anos	Sexo (homens)	0,209
19-20 anos	0,499	
	0,485	
	Consulta fora da rede	Teste Wilcoxon rank-sum (valor-p)
32-33 anos	0,212	0,331
34-35 anos	0,230	
	Internação	Teste Wilcoxon rank-sum (valor-p)
47-48 anos	0,107	0,396
49-50 anos	0,111	
57-58 anos	0,136	0,770
59-60 anos	0,142	
	Doença crônica	Teste Wilcoxon rank-sum (valor-p)
57-58 anos	0,598	0,003
59-60 anos	0,627	

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

Adicionalmente, para a variável doença crônica foi realizado um procedimento similar ao de Buchmueller *et al.* (2013). Uma especificação alternativa foi estimada, considerando o kernel

uniforme ao invés de triangular, largura de banda de 24 meses e polinômio de primeira ordem. Como o kernel triangular dá maior peso para as informações mais próximas ao ponto de corte, pode aparentar uma falsa descontinuidade se a inclinação da regressão polinomial local for muito acentuada do lado esquerdo ou direito de 59 anos em relação à variável doença. Já o kernel uniforme atribui peso igual a todas as observações e, de fato, a estimativa não foi estatisticamente significativa com a nova especificação (efeito = 0,029, valor-p = 0,118), confirmando que a descontinuidade não é real (resultados não apresentados).

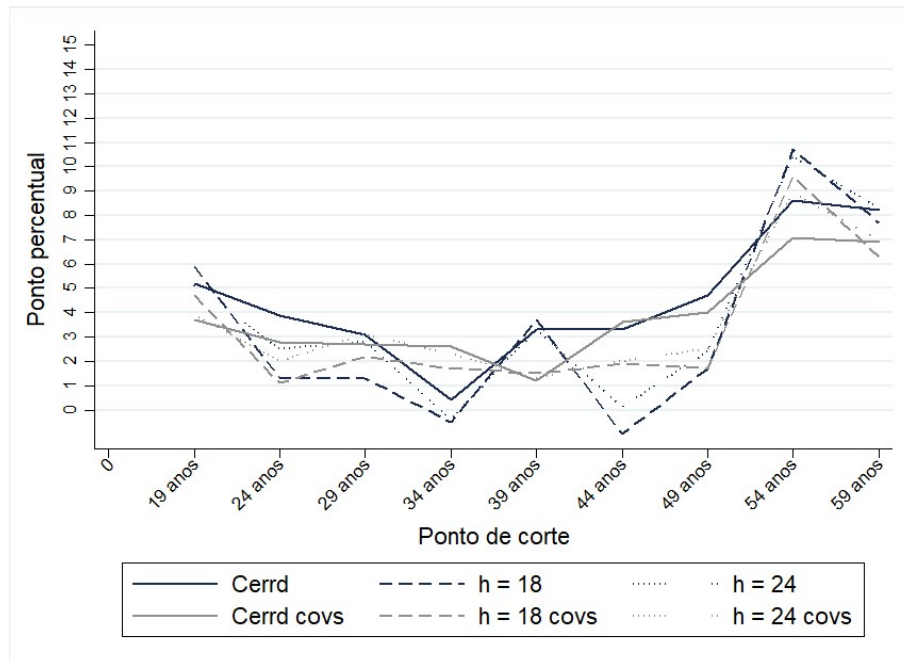
Análise de sensibilidade do ponto de corte

A Figura 5 e o Quadro 2 mostram a análise de sensibilidade para todos os pontos de corte considerando a largura da janela utilizada. Além da janela ótima calculada pelo método *cerrd*, foram definidas manualmente mais duas janelas, com larguras de 18 e 24 meses. Fica evidente o maior impacto do reajuste nos pontos de corte mais extremos. Em 19, 54 e 59 anos as estimativas foram robustas independente da janela utilizada, confirmando que a mudança de faixa etária (reajuste) tem efeito causal sobre a saída do beneficiário.

Vale ressaltar que nos pontos de corte de 44 e 49 anos as janelas ótimas foram muito largas pelo método *cerrd*, o que pode explicar a mudança na significância ao estimar modelos com janelas menores. Janelas muito amplas podem comprometer os resultados por incluir indivíduos com características muito diferentes. Embora para 54 anos o método *cerrd* também tenha apresentado uma janela muito alta, englobando idades pertencentes a outras faixas de reajuste, ao reduzir a janela os coeficientes apontaram na mesma direção e significância estatística.

A robustez das estimativas também pode ser comprovada pelo fato de que quando o modelo foi controlado por covariáveis os resultados não sofreram alterações substanciais. A inclusão de covariáveis tem como objetivo aumentar a precisão dos resultados por meio da redução do resíduo da regressão, considerando que as covariáveis são correlacionadas com a variável de atribuição. Contudo, o efeito do tratamento estimado não deve ser afetado, caso contrário as descontinuidades encontradas não poderão ser atribuídas apenas ao efeito do tratamento (LEE; LEMIEUX, 2010; PINTO, 2017; CATTANEO; IDROBOY; TITIUNIK, 2019). As informações completas da análise de sensibilidade do ponto de corte estão no Apêndice B, Tabelas B.2 e B.3.

Figura 5 – Análise de sensibilidade dos pontos de corte da regressão descontínua considerando diferentes janela.



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

Nota: Polinômio de primeira ordem. Kernel triangular. No modelo com controles adicionais são utilizadas as covariáveis: sexo, doença crônica, média de consultas eletivas, média de consultas de urgência, média de consultas fora da rede, média de internações e período de saída.

Quadro 2 – Análise de sensibilidade dos pontos de corte da regressão descontínua considerando diferentes janela.

Método de seleção da janela	19 anos	24 anos	29 anos	34 anos	39 anos	44 anos	49 anos	54 anos	59 anos
<i>Cerrd</i>	0,052**	0,039**	0,031	0,004	0,033*	0,033**	0,047***	0,086***	0,082***
Manual h(18)	0,059**	0,013	0,013	-0,005	0,037*	-0,010	0,017	0,107***	0,077***
Manual h(24)	0,051**	0,025	0,028	-0,004	0,033*	0,001	0,024	0,104***	0,083***
<i>Cerrd covs.</i>	0,037**	0,028*	0,027*	0,026*	0,012	0,036***	0,040***	0,071***	0,069***
Manual h(18) covs.	0,047**	0,011	0,022	0,017	0,015	0,019	0,017	0,096***	0,063***
Manual h(24) covs.	0,039**	0,020	0,031*	0,023	0,013	0,020	0,025	0,089***	0,070***

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

Nota: Polinômio de primeira ordem. Kernel triangular. Nível de significância: ***1%, **5%, *10%. No modelo com controles adicionais são utilizadas as covariáveis: sexo, doença crônica, média de consultas eletivas, média de consultas de urgência, média de consultas fora da rede, média de internações e período de saída.

Ponto de corte alternativo

Por fim, foram testados pontos de corte alternativos (placebo) de 1 ano abaixo e 1 ano acima dos pontos de corte originais para validar as descontinuidades encontradas (APÊNDICE, TABELA B.4). Optou-se por utilizar a janela de 24 meses para constatar se há descontinuidades em outros pontos de cortes porque pelos métodos com escolha de janela ótima, como o *cerrd*,

por exemplo, as bandas foram muito largas para alguns pontos de corte (resultados não apresentados), o que poderia comprometer a interpretação dos resultados. Para todos os pontos de cortes alternativos o efeito foi negativo ou não estatisticamente significativo. Isso indica que nos pontos de corte verdadeiros, em que as descontinuidades foram constatadas, os resultados são relevantes, evidenciando que realmente há um efeito preço do reajuste na decisão do indivíduo em permanecer ou não com um plano de saúde individual.

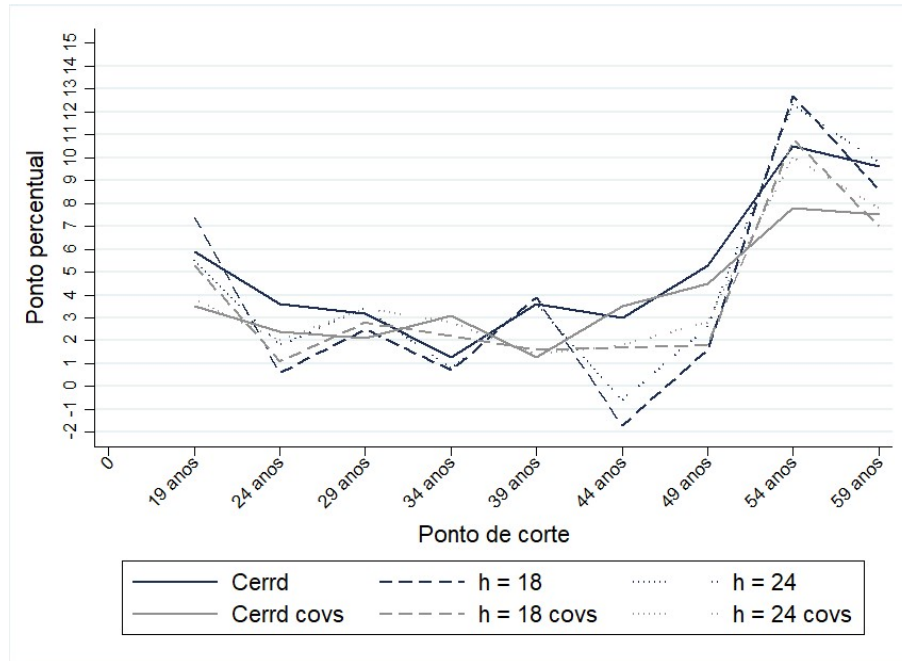
3.4. Análises complementares

Modelo para variável dependente: saída ou mudança para plano menos amplo

Foram estimados modelos considerando como variável de interesse o encerramento do contrato com a operadora juntamente com a troca para um plano menos amplo. No período analisado, 4.050 indivíduos mudaram de um plano mais amplo para um plano mais restrito. O reajuste por mudança de faixa etária também pode gerar o efeito de troca para um plano com mensalidade mais barata, por isso é interessante analisar essa possibilidade.

A Figura 6 e o Quadro 3 apresentam os coeficientes estimados para diferentes seleções de janela. Resultados robustos mais uma vez foram encontrados para os pontos de corte de 19, 54 e 59 anos, indicando que o reajuste aumenta a saída ou a mudança para um plano menos amplo. Como observado nos modelos anteriores, a tendência de um impacto maior nas extremidades continua perceptível. Deve-se atentar ao fato de que as janelas calculadas pelo método *cerred* foram mais largas, sobretudo para 54 anos, o que explica diferenças maiores na magnitude do efeito estimado (APÊNDICE C, TABELAS C.1, C.2 e C.3).

Figura 6 – Estimativas da regressão descontínua referentes ao efeito da mudança de faixa etária sobre a saída ou troca para um plano menos amplo entre 2010 e 2018, considerando diferentes janela.



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

Nota: Polinômio de primeira ordem. Kernel triangular. No modelo com controles adicionais são utilizadas as covariáveis: sexo, doença crônica, média de consultas eletivas, média de consultas de urgência, média de consultas fora da rede, média de internações e período de saída.

Quadro 3 - Estimativas da regressão descontínua referentes ao efeito da mudança de faixa etária sobre a saída ou troca para um plano menos amplo entre 2010 e 2018, considerando diferentes janela.

Método de seleção da janela	19 anos	24 anos	29 anos	34 anos	39 anos	44 anos	49 anos	54 anos	59 anos
<i>Cerrd</i>	0,059***	0,036**	0,032*	0,013	0,036*	0,030**	0,053***	0,105***	0,096***
Manual h(18)	0,074***	0,006	0,025	0,007	0,039*	-0,017	0,016	0,127***	0,086***
Manual h(24)	0,055**	0,018	0,034	0,008	0,036*	-0,006	0,026	0,123***	0,098***
<i>Cerrd covs.</i>	0,035*	0,024	0,021	0,031**	0,013	0,035***	0,045***	0,078***	0,075***
Manual h(18) covs.	0,053**	0,011	0,028	0,022	0,016	0,017	0,018	0,108***	0,070***
Manual h(24) covs.	0,038**	0,020	0,034*	0,028	0,014	0,018	0,028*	0,100***	0,078***

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

Nota: Polinômio de primeira ordem. Kernel triangular. Nível de significância: ***1%, **5%, *10%. No modelo com controles adicionais são utilizadas as covariáveis: sexo, doença crônica, média de consultas eletivas, média de consultas de urgência, média de consultas fora da rede, média de internações e período de saída.

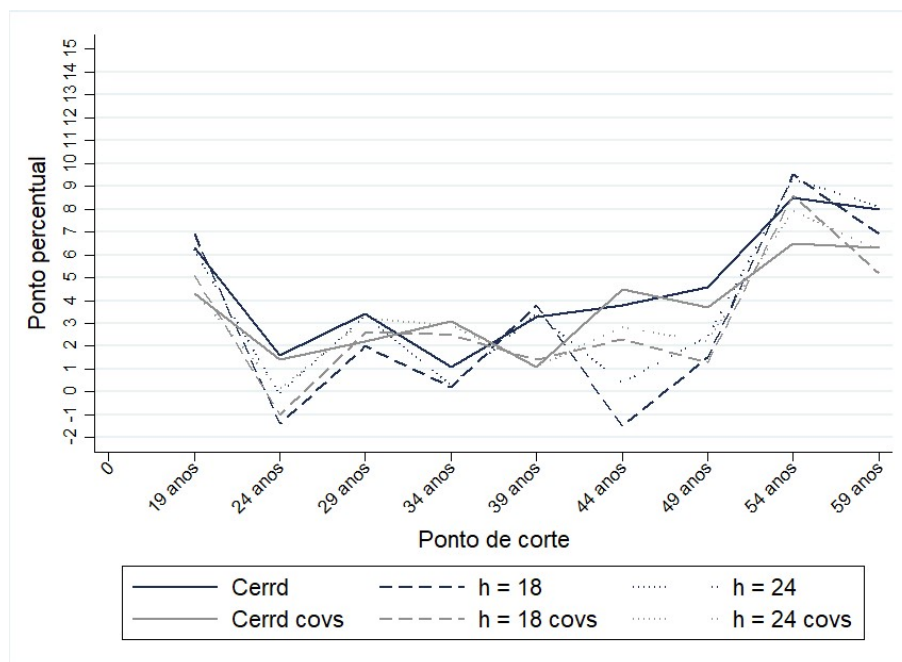
Estimações para amostra com informações de renda per capita média e proporção de alfabetizados do setor censitário

A análise também foi realizada para uma amostra com 167.042 das observações (83,4%) incluindo como covariáveis adicionais a renda per capita e a proporção de alfabetizados do setor

cenitário. Devido à seletividade dessa amostra, também foi estimado um modelo adicionando os resíduos da regressão logística da análise de seletividade como controle. Como fatores socioeconômicos são relevantes para a tomada de decisão do consumidor em aderir ou cancelar um plano, essa análise é relevante.

A Figura 7 e o Quadro 4 apresentam as estimativas do efeito da mudança de faixa etária sobre a saída do beneficiário da operadora de saúde. Para os pontos de corte de 19, 54 e 59 anos os resultados foram condizentes com as estimativas anteriores. A saída aumentou entre 4,3 e 6,9 p.p. para o ponto de corte em 19 anos, entre 6,5 e 9,5 p.p. para 54 anos e entre 5,2 e 8,1 p.p. para 59 anos. Os resultados praticamente não se alteraram quando os resíduos da análise de seletividade foram incluídos como controle (APÊNDICE D, TABELAS D.1, D.2 e D.3).

Figura 7 – Estimativas da regressão descontínua referentes ao efeito da mudança de faixa etária sobre a saída do beneficiário da operadora de saúde entre 2010 e 2018 para a amostra com informações de setor censitário, considerando diferentes janela.



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

Nota: Polinômio de primeira ordem. Kernel triangular. Nível de significância: ***1%, **5%, *10%. No modelo com controles adicionais são utilizadas as covariáveis: sexo, doença crônica, média de consultas eletivas, média de consultas de urgência, média de consultas fora da rede, média de internações, período de saída, renda per capita média do setor censitário e proporção de alfabetizados do setor censitário.

Quadro 4 – Estimativas da regressão descontínua referentes ao efeito da mudança de faixa etária sobre a saída do beneficiário da operadora de saúde entre 2010 e 2018 para a amostra com informações de setor censitário, considerando diferentes janela.

Método de seleção da janela	19 anos	24 anos	29 anos	34 anos	39 anos	44 anos	49 anos	54 anos	59 anos
<i>Cerrd</i>	0,063***	0,016	0,034*	0,011	0,033	0,038**	0,046***	0,085***	0,080***
Manual h(18)	0,069**	-0,014	0,020	0,002	0,038	-0,015	0,015	0,095***	0,069***
Manual h(24)	0,062***	-0,001	0,033	0,003	0,034	0,004	0,024	0,093***	0,081***
<i>Cerrd covs.</i>	0,043**	0,014	0,022	0,031**	0,011	0,045***	0,037***	0,065***	0,063***
Manual h(18) covs.	0,051**	-0,010	0,026	0,025	0,014	0,023	0,013	0,086***	0,052**
Manual h(24) covs.	0,044**	0,001	0,032	0,029	0,011	0,028	0,022	0,079***	0,062***

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

Nota: Polinômio de primeira ordem. Kernel triangular. No modelo com controles adicionais são utilizadas as covariáveis: sexo, doença crônica, média de consultas eletivas, média de consultas de urgência, média de consultas fora da rede, média de internações, período de saída, renda per capita média do setor censitário e proporção de alfabetizados do setor censitário

Para avaliar a existência de descontinuidades nas variáveis independentes renda per capita e proporção de alfabetizados do setor censitário foi realizado o teste de continuidade em todos os pontos de corte da variável de atribuição (idade em meses). Embora a covariável proporção de alfabetizados tenha apresentado descontinuidades estatisticamente significativas para alguns pontos de corte (29, 34, 44, 49 e 59 anos), os coeficientes foram muito baixos, ficando em torno de 0,3 p.p. Portanto, essas descontinuidades não afetam substancialmente as estimativas (APÊNDICE D, TABELAS D.4)

Por fim, foram estimados ainda modelos incluindo dummies de anos para capturar as flutuações no mercado de trabalho para todas as análises (efeito da mudança de faixa etária na saída, saída ou troca para plano mais barato e saída para a amostra com informações de setor censitário). Mais uma vez, os resultados foram estatisticamente significativos para os pontos de corte aos 19, 54 e 59 anos em todas as estimativas (resultados não mostrados).

4. Discussão

Este estudo analisou o efeito do reajuste de preço por mudança de faixa etária determinada pela ANS sobre a decisão do indivíduo de cancelar o plano de saúde. A análise usou dados de beneficiários de contratos individuais de uma operadora de saúde do mercado relevante da região sudeste do Brasil entre 2010 e 2018 e empregou o método de regressão descontínua. Os resultados foram robustos, indicando um efeito de aumento das saídas quando ocorre a mudança de faixa etária aos 19, 54 e 59 anos. As chances de cancelar o plano aumentaram entre 3,7 e 4,7 p.p. para beneficiários que completaram 19 anos, entre 7,1 e 9,6 p.p. para os que completaram

54 anos e entre 6,3 e 7,0 p.p. para os que completaram 59 anos, considerando as estimativas com covariáveis adicionais. Em contrapartida, entre as faixas etárias de 24 a 53 anos o reajuste parece não ter um efeito evidente. Os resultados também indicaram um aumento das saídas ou mudanças para planos mais baratos aos 19, 54 e 59 anos.

Os jovens, no geral, têm rendimentos menores devido à dificuldade de inserção no mercado de trabalho e ao fato de que alguns ainda estão dedicados exclusivamente aos estudos. O aumento da mensalidade do plano de saúde aliado a outros gastos característicos dessa etapa do ciclo de vida, como as despesas com faculdade, por exemplo, pode reduzir a capacidade de pagamento das famílias. Nos EUA, Anderson, Dobkin e Gross (2012a) estimaram uma redução de 5 a 8 pontos percentuais na cobertura de seguro de saúde quando o indivíduo completa 19 anos e sai da condição de dependente dos pais. Os autores apontam que uma das consequências da perda de cobertura foi a redução da utilização de serviços no pronto-atendimento e de internações pelos jovens. No Brasil, os filhos podem ser dependentes nos planos de saúde dos pais até os 21 anos. A condição de dependente pode ser estendida até os 24 anos nos casos em que os filhos estejam matriculados em um curso técnico ou superior. Uma possível descontinuidade aos 22 anos foi averiguada, mas as estimativas indicaram que não existe aumento estatisticamente significativo na saída desses indivíduos (resultados não apresentados) em comparação aos que estão logo acima ou abaixo de 22 anos.

A maior estabilidade no mercado de trabalho dos indivíduos entre 24 e 53 anos pode explicar, em parte, porque o reajuste não aumentou as chances de saída da operadora para esses grupos. O aumento da mensalidade do plano para esses consumidores provavelmente não impactou tanto o orçamento a ponto de o indivíduo encerrar o contrato. Por outro lado, os indivíduos de 19, 54 e 59 anos tem maiores chances de estarem sem nenhuma cobertura privada. É pouco provável que esses beneficiários deixaram o plano individual porque foram para um plano empresarial. Embora eles possam apenas ter trocado de operadora e continuado, portanto, com cobertura privada, vale ressaltar que o mercado de planos de saúde no Brasil, sobretudo o de planos individuais, é bastante concentrado, o que limita a escolha dos consumidores no momento da troca de plano (ALBUQUERQUE *et al.*, 2008; ANDRADE *et al.*, 2012; ANDRADE *et al.*, 2015; AZEVEDO *et al.*, 2016).

Mesmo com aumento das saídas em algumas idades, vale ressaltar que a carteira da operadora se mostrou bastante estável, apenas 28,55% dos beneficiários cancelaram o contrato no período

analisado. A pouca variabilidade da variável dependente em cada ponto de corte foi uma das limitações deste estudo. Isso impossibilitou a comparação do modelo que utilizou o método de seleção de janela ótimo com os modelos com seleção manual das janelas para algumas idades. As larguras de banda calculadas pelo método ótimo foram muito grandes para alguns pontos de corte devido à essa baixa variabilidade e a hipótese de que os indivíduos na vizinhança são semelhantes pode ter sido violada. A pouca variabilidade também inviabilizou a estimação de modelos segmentados por sexo, por exemplo. O efeito do reajuste pode ser diferente para homens e mulheres. As estimações apresentam um efeito médio, mas para algum subgrupo a mudança de faixa etária pode aumentar as chances de encerramento do contrato enquanto para outro subgrupo o efeito pode ser não significativo.

Outra limitação é a ausência de variáveis socioeconômicas nos registros administrativos da operadora de saúde. Para contornar esse problema foram estimados modelos para uma amostra em que foi possível fazer um pareamento com os dados do Censo de 2010 para utilização das variáveis de renda per capita média e proporção de alfabetizados do setor censitário. Essas estimativas se mostraram consistentes com os resultados encontrados para o total de observações, apresentando efeitos similares. Considerando o modelo com covariáveis adicionais, o efeito foi de aumento da saída entre 4,3 e 5,1 p.p. para o ponto de corte de 19 anos, entre 6,5 e 8,6 p.p. para 54 anos e entre 5,2 e 6,3 p.p. para 59 anos.

Apesar das limitações, os resultados são consistentes e trazem contribuições para a literatura, visto que estudos empíricos sobre o efeito do preço dos planos de saúde na decisão do consumidor são escassos no Brasil. Dessa maneira, os resultados podem servir de subsídios para formulação de políticas tanto para o sistema público de saúde como para o suplementar, sobretudo no que diz respeito à legislação sobre reajuste dos planos. As regras atuais que determinam os reajustes das mensalidades são questionáveis e geram insatisfação por parte dos beneficiários e das operadoras de saúde. O Brasil é um dos maiores mercados de planos de saúde do mundo e do ponto de vista regulatório é um dos mercados que apresenta a regulação mais complexa.

Embora um dos objetivos do sistema de reajuste por faixa etária atual seja garantir o acesso e permanência dos idosos nos planos, proibindo a concentração dos reajustes por idade na última faixa etária, uma das consequências desse sistema foi a redução da participação dos indivíduos mais jovens. Isso ocorreu porque as operadoras, para compensar a perda de receita via aumento

de mensalidades dos beneficiários mais velhos, tiveram que diluir os custos dos planos entre as demais faixas etárias e os indivíduos com idade até 19 anos observaram um aumento significativo no valor da mensalidade (SALVATORI; VENTURA, 2012; KUDLAWICZ; STEINER NETO; FREGA, 2015). Além disso, a suavização do reajuste só é observada realmente entre as faixas etárias intermediárias, tanto a variação percentual quanto nominal que ocorre na faixa de 59 anos ou mais em relação a 54 e 58 anos é alta e acaba gerando um impacto grande no orçamento dos idosos. Os idosos são os que mais registram reclamações na ANS, sendo o preço do plano um dos temas que geram mais insatisfação para esse grupo (VIEIRA JUNIOR, 2013; OLIVEIRA; VERAS; CORDEIRO, 2017).

Com o avanço do envelhecimento populacional, o sistema de precificação dos planos de saúde é insustentável (IESS, 2013; KELLES, 2013; ANTONIO, 2018; SANTOS; TURRA; NORONHA, 2018). Uma das alternativas que tem sido discutida é a criação de um sistema similar ao da previdência privada, com um plano de acumulação em que os recursos arrecadados em momentos de maior renda e menores gastos com saúde poderiam ser utilizados nas épocas de menor renda e maiores gastos, como na aposentadoria, por exemplo. Outra alternativa seria a instituição de planos que combinem franquia de utilização e poupança, em que os valores não utilizados em um ano iriam para uma espécie de poupança. A promoção à saúde e o incentivo do consumo consciente por parte dos beneficiários também são apontados como fatores para reduzir os custos e auxiliar na sustentabilidade das operadoras, com potencial, inclusive, para reduzir o reajuste das mensalidades (IESS, 2013; FENASAÚDE, 2016; ANTONIO, 2018).

Desde a última década a ANS mostra preocupação em relação à adequação das políticas de reajuste praticadas. A agência tem fomentado a discussão de alternativas para o reajuste dos planos e promovido estudos de avaliação da sustentabilidade das regras em vigor, mas ainda não há um consenso sobre a melhor proposta a ser seguida. Dessa forma, estudos futuros que avaliem a resposta do consumidor ao preço e o impacto no bem-estar individual e social para diferentes grupos são relevantes para contribuir com esse debate e gerar evidências para a tomada de decisão dos agentes regulatórios.

Referências

AABERGE, Rolf; MOGSTAD, Magne. Inequality in current and lifetime income. *Social Choice and Welfare*, v. 44, n. 2, p. 217-230, 2015.

AGÊNCIA NACIONAL DE SAÚDE SUPLEMENTAR (ANS). PAINEL DE PRECIFICAÇÃO: plano de saúde 2016. Rio de Janeiro: ANS, v. 5, p. 1-74, 2017.

ALBUQUERQUE, Ceres *et al.* A situação atual do mercado da saúde suplementar no Brasil e apontamentos para o futuro. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 13, p. 1421-1430, 2008.

ANDERSON, Michael; DOBKIN, Carlos; GROSS, Tal. The effect of health insurance coverage on the use of medical services. *American Economic Journal: Economic Policy*, v. 4, n. 1, p. 1-27, 2012a.

ANDERSON, Michael; DOBKIN, Carlos; GROSS, Tal. The Effect of Health Insurance on ED Visits: Evidence from an Age-Based Eligibility Threshold. 2012b. Disponível em: <<https://people.ucsc.edu/~cdobkin/Papers/2013%20The%20Effect%20of%20Health%20Insurance%20on%20Emergency%20Department%20Visits%20Evidence%20from%20an%20Age-Based%20Eligibility%20Threshold.pdf>>. Acesso em: 01 set. 2021.

ANDRADE, Mônica Viegas *et al.* Mercados e concentração no setor suplementar de planos e seguros saúde no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 42, n. 3, p. 239-270. Rio de Janeiro: IPEA, 2012.

ANDRADE, Mônica Viegas *et al.* Estrutura de concorrência no setor de operadoras de planos de saúde no Brasil. *Rio de Janeiro: ANS*, 2015.

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.

AZEVEDO, Paulo Furquim de *et al.* A cadeia de saúde suplementar no Brasil: avaliação de falhas de mercado e propostas de políticas. *São Paulo: Insper – Centro de Estudos em Negócios*, 2016. Disponível em: <<https://www.insper.edu.br/wp-content/uploads/2018/09/estudo-cadeia-de-saude-suplementar-Brasil.pdf>>. Acesso em: 31 ago. 2020.

BORBA FILHO, Lucilvo Flávio DOS SANTOS; MYRRHA, Luana Junqueira Dias. O impacto do envelhecimento populacional, do aumento da expectativa de vida e seus diferenciais por sexo, nos custos assistenciais das operadoras de planos de saúde. *Anais (ABEP)*, p. 1-20, 2019.

BORN, Patricia; SIRMANS, E. Tice. Restrictive rating and adverse selection in health insurance. *Journal of Risk and Insurance*, v. 87, n. 4, p. 919-933, 2020.

- BRUGNOLI-ENSIN, Ingrid; MULLIGAN, Jessica. Instability in insurance coverage: the impacts of churn in Rhode Island, 2014–2017. *Rhode Island Medical Journal*, v. 101, n. 8, p. 46-49, 2018.
- BUCHMUELLER, Thomas C; FELDSTEIN, Paul. Consumers' sensitivity to health plan premiums: evidence from a natural experiment in California. *Health Affairs*, v. 15, n. 1, p. 143-151, 1996.
- BUCHMUELLER, Thomas. et al. The price sensitivity of Medicare beneficiaries: a regression discontinuity approach. *Health Economics*, v. 22, n. 1, p. 35-51, 2013.
- CALONICO, Sebastian et al. rdrobust: Software for regression-discontinuity designs. *The Stata Journal*, v. 17, n. 2, p. 372-404, 2017.
- CAMERON, A. Colin; TRIVEDI, Pravin K. *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge university press, 2005.
- CATTANEO, Matias D.; IDROBO, Nicolás; TITIUNIK, Rocío. *A practical introduction to regression discontinuity designs: Foundations*. Cambridge: Cambridge University Press, 2019.
- 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.
- DUARTE, André Luís de Castro Moura *et al.* Evolução na utilização e nos gastos de uma operadora de saúde. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 22, p. 2753-2762, 2017.
- DUIJMELINCK, Daniëlle; VAN DE VEN, Wynand. 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.
- FEDERAÇÃO NACIONAL DE SAÚDE SUPLEMENTAR (FENASAÚDE). Guia de Reajustes dos Planos e Seguros de Saúde. 2 ed. Rio de Janeiro, 2016. Disponível em: <<https://fenasaude.org.br/publicacoes/guia-de-reajustes-dos-planos-e-seguros-de-saude.html>>. Acesso em: 29 ago. 2021.
- FRÖLICH, Markus; HUBER, Martin. Including covariates in the regression discontinuity design. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 37, n. 4, p. 736-748, 2019.
- 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.
- GELMAN, Andrew; IMBENS, Guido. Why high-order polynomials should not be used in regression discontinuity designs. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 37, n. 3, p. 447-456, 2019.

INSTITUTO DE ESTUDOS DE SAÚDE SUPLEMENTAR (IESS). Guia da Saúde Suplementar. 2 ed. São Paulo, 2013. Disponível em: <<https://www.iess.org.br/biblioteca/outras-publicacoes/guia-da-saude-suplementar/guia-da-saude-suplementar-2a-edicao>>. Acesso em: 29 ago. 2021.

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.

KELLES, Fernando Ferreira. Mudanças demográficas no Brasil e sustentabilidade dos planos de saúde. 2013. 198 f. Tese (Doutorado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2013.

KIIL, Astrid. What characterises the privately insured in universal health care systems? A review of the empirical evidence. *Health Policy*, v. 106, n. 1, p. 60-75, 2012.

KUDLAWICZ, Claudineia; NETO, Pedro Jose Steiner; FREGA, Jose Roberto. Homogeneidade e rentabilidade: o caso das operadoras de planos de saúde. *RIC*, v. 9, n. 1, p. 50, 2015.

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

LAYTON, Timothy J. Imperfect risk adjustment, risk preferences, and sorting in competitive health insurance markets. *Journal of health economics*, v. 56, p. 259-280, 2017.

LEE, David S.; LEMIEUX, Thomas. Regression discontinuity designs in economics. *Journal of Economic Literature*, v. 48, n. 2, p. 281-355, 2010.

MENEZES-FILHO, Naercio; POLITI, Ricardo. Estimating the Causal Effects of Supplemental Health Coverage in Brazil: evidence from regression discontinuity design. 2012. In: *Meeting of the Brazilian Econometric Society*, 34., 2012, Pernambuco. Anais... Pernambuco: SBE, 2012.

MENEZES-FILHO, Naercio; POLITI, Ricardo. Estimating the causal effects of private health insurance in Brazil: Evidence from a regression kink design. *Social Science & Medicine*, v. 264, p. 113258, 2020.

MÜLLER, Tobias; SHAIKH, Mujaheed; KAUER, Lukas. Too Sticky to Switch? Retirement and the Health Plan Choices of the Elderly. 2019. Disponível em: <https://www.researchgate.net/publication/332415727_Too_Sticky_to_Switch_Retirement_and_the_Health_Plan_Choices_of_the_Elderly>. Acesso em: 29 ago. 2021.

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.

PAOLINI, Karoline Silva. Desafios da inclusão do idoso no mercado de trabalho. *Rev Bras Med Trab*, v. 14, n. 2, p. 177-82, 2016.

PELGRIN, Florian; ST-AMOUR, Pascal. Life cycle responses to health insurance status. *Journal of health economics*, v. 49, p. 76-96, 2016.

PENDZIALEK, Jonas B.; SIMIC, Dusan; STOCK, Stephanie. Differences in price elasticities of demand for health insurance: a systematic review. *The European Journal of Health Economics*, v. 17, n. 1, p. 5-21, 2016.

PINTO, Cristiane. Regressão Descontínua. In: MENEZES-FILHO, Naercio; PINTO, Cristiane (Orgs.). *Avaliação econômica de projetos sociais*. 3 ed. São Paulo: Fundação Itaú Social, 2017, p. 167-192.

RIBEIRO, Pricila Cristina Correa *et al.* Permanência no mercado de trabalho e satisfação com a vida na velhice. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 23, p. 2683-2692, 2018.

SALVATORI, Rachel Torres; VENTURA, Carla. A agência nacional de saúde suplementar-ANS: onze anos de regulação dos planos de saúde. *Organizações & Sociedade*, v. 19, p. 471-488, 2012.

SANTOS, Samara Lauar; TURRA, Cássio M.; NORONHA, Kenya. Envelhecimento populacional e gastos com saúde: uma análise das transferências intergeracionais e intrageracionais na saúde suplementar brasileira. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 35, 2019.

SILVEIRA, Leonardo Souza; SIQUEIRA, Natália Leão. Segregação ocupacional e diferenciais de renda por gênero e raça no Brasil: uma análise de grupos etários. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 38, 2021.

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

TAVARES, Aida Isabel. Voluntary private health insurance demand determinants and risk preferences: Evidence from SHARE. *The International journal of health planning and management*, v. 35, n. 3, p. 685-703, 2020.

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

UBALDINE, Danielle Diniz; DE OLIVEIRA, Herick Cidarta Gomes. Reflexos do envelhecimento populacional brasileiro nos custos assistenciais do setor de saúde suplementar: uma análise da projeção para 2060. *Refas-Revista Fatec Zona Sul*, v. 7, n. 2, p. 17-35, 2020.

VIEIRA JUNIOR, Wilson Marques. Idosos e planos de saúde privados no Brasil: análise das reclamações recebidas pela Agência Nacional de Saúde Suplementar. 2013. 102 f. Dissertação (Mestrado em Saúde Pública) - Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca, Fundação Oswaldo Cruz, Rio de Janeiro, 2013.

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)	0,407	0,000	0,491	0,405	0,000	0,491	0,364
Idade	40,433	39,000	24,662	39,226	38,000	24,850	0,000
Saiu	0,279	0,000	0,449	0,287	0,000	0,452	0,005
Saiu ou trocou para plano mais restrito	0,300	0,000	0,458	0,307	0,000	0,461	0,021
Tipo de plano							
<i>Restrito</i>	0,217	0,000	0,412	0,198	0,000	0,398	
<i>Intermediário</i>	0,648	1,000	0,478	0,621	1,000	0,485	0,000
<i>Ampla</i>	0,135	0,000	0,342	0,181	0,000	0,385	
Doença	0,432	0,000	0,495	0,443	0,000	0,497	0,000
Consulta eletiva	4,377	3,500	3,785	4,461	3,571	3,734	0,000
Consulta de urgência	0,901	0,556	1,160	0,920	0,556	1,171	0,002
Consulta fora da rede	0,365	0,000	1,397	0,252	0,000	1,115	0,000
Internação	0,118	0,000	0,239	0,122	0,000	0,254	0,009

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)	0,988 (0,012)
Idade	0,997*** (0,000)
Tipo de plano (ref: Plano Ampla)	
Plano Restrito	1,441*** (0,031)
Plano Intermediário	1,048*** (0,016)
Doença crônica	1,055***

	(0,015)
Média de consultas eletivas	1,008***
	(0,002)
Média de consultas de urgência	0,989**
	(0,006)
Média de consultas fora da rede	0,947***
	(0,004)
Média de internações	1,109***
	(0,031)
Constante	4,952***
	(0,103)
<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%.

APÊNDICE B. Resultados complementares do modelo econométrico referente ao efeito da mudança de faixa etária sobre a saída do beneficiário da operadora de saúde

Tabela B.1 – Teste de descontinuidade nas covariáveis adicionais.

Ponto de corte (idade em meses)		Sexo	Consulta eletiva	Consulta fora da rede	Doença crônica	Consulta de urgência	Internação	Nº obs. à esquerda	Nº obs. à direita
19 anos	228 meses	0,048**	-0,137	-0,050	-0,023	0,044	-0,001	4.748	4.114
		(0,023)	(0,106)	(0,046)	(0,020)	(0,044)	(0,005)		
24 anos	288 meses	0,002	-0,126	0,002	0,014	-0,006	-0,007	4.049	4.292
		(0,023)	(0,115)	(0,041)	(0,020)	(0,048)	(0,008)		
29 anos	348 meses	0,031	0,067	-0,036	0,008	0,020	0,002	4.758	5.340
		(0,021)	(0,115)	(0,039)	(0,019)	(0,042)	(0,008)		
34 anos	408 meses	-0,015	0,154	0,092**	0,023	0,047	0,003	5.371	5.600
		(0,020)	(0,114)	(0,041)	(0,019)	(0,036)	(0,008)		
39 anos	468 meses	0,002	0,043	0,031	0,006	-0,013	-0,001	5.527	5.440
		(0,020)	(0,132)	(0,047)	(0,020)	(0,039)	(0,008)		
44 anos	528 meses	0,024	0,006	0,016	0,027	0,024	0,014	4.798	4.650
		(0,022)	(0,157)	(0,055)	(0,022)	(0,038)	(0,009)		
49 anos	588 meses	-0,011	-0,158	-0,024	-0,015	-0,047	-0,017*	4.605	5.333
		(0,021)	(0,164)	(0,053)	(0,022)	(0,038)	(0,010)		
54 anos	648 meses	-0,017	-0,088	-0,047	-0,009	0,010	0,004	5.242	5.517
		(0,020)	(0,161)	(0,047)	(0,020)	(0,035)	(0,010)		
59 anos	708 meses	0,006	-0,081	0,028	0,036*	0,006	0,022**	4.998	4.977
		(0,019)	(0,172)	(0,040)	(0,020)	(0,035)	(0,011)		

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

Nota: Bandwidth manual com $h = 24$. Polinômio de primeira ordem. Kernel triangular. Erros padrão entre parênteses. Nível de significância: ***1%, **5%, *10%.

Tabela B.2 - Resultados da regressão descontínua com seleção de largura de banda manual ($h=18$)

Ponto de corte (idade em meses)	19 anos 228 meses	24 anos 288 meses	29 anos 348 meses	34 anos 408 meses	39 anos 468 meses	44 anos 528 meses	49 anos 588 meses	54 anos 648 meses	59 anos 708 meses
Modelo simples									
Estimativa	0,059** (0,024)	0,013 (0,025)	0,013 (0,025)	-0,005 (0,024)	0,037* (0,022)	-0,010 (0,024)	0,017 (0,022)	0,107*** (0,021)	0,077*** (0,022)
Modelo com controles adicionais									
Estimativa	0,047** (0,021)	0,011 (0,021)	0,022 (0,021)	0,017 (0,020)	0,015 (0,019)	0,019 (0,020)	0,017 (0,019)	0,096*** (0,019)	0,063*** (0,020)
Nº obs. à esquerda	3.618	3.048	3.565	4.048	4.049	3.550	3.448	3.996	3.796
Nº obs. à direita	3.102	3.241	3.962	4.284	4.134	3.524	4.043	4.199	3.935

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

Nota: Bandwidth manual com $h = 18$. Polinômio de primeira ordem. Kernel triangular. Erros padrão entre parênteses. Nível de significância: ***1%, **5%, *10%.

Tabela B.3 - Resultados da regressão descontínua com seleção de largura de banda manual ($h=24$)

Ponto de corte (idade em meses)	19 anos 228 meses	24 anos 288 meses	29 anos 348 meses	34 anos 408 meses	39 anos 468 meses	44 anos 528 meses	49 anos 588 meses	54 anos 648 meses	59 anos 708 meses
Modelo simples									
Estimativa	0,051** (0,021)	0,025 (0,022)	0,028 (0,021)	-0,004 (0,020)	0,033* (0,019)	0,001 (0,020)	0,024 (0,019)	0,104*** (0,018)	0,083*** (0,019)
Modelo com controles adicionais									
Estimativa	0,039** (0,018)	0,020 (0,018)	0,031* (0,018)	0,023 (0,017)	0,013 (0,016)	0,020 (0,017)	0,025 (0,016)	0,089*** (0,016)	0,070*** (0,017)
Nº obs. à esquerda	4.748	4.049	4.758	5.371	5.527	4.798	4.605	5.242	4.998
Nº obs. à direita	4.114	4.292	5.340	5.600	5.440	4.650	5.333	5.517	4.977

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

Nota: Bandwidth manual com $h = 24$. Polinômio de primeira ordem. Kernel triangular. Erros padrão entre parênteses. Nível de significância: ***1%, **5%, *10%.

Tabela B.4 – Teste de descontinuidade em pontos de corte alternativos considerando um ano abaixo e acima dos pontos de corte originais (19, 24, 29, 34, 39, 44, 49, 54 e 59 anos).

Ponto de corte (idade em meses)		Modelo com controles		Nº obs. à esquerda	Nº obs. à direita
		Modelo simples	adicionais		
		Estimativa	Estimativa		
18 anos	216 meses	0,029 (0,019)	0,019 (0,017)	4.641	4.520
20 anos	240 meses	-0,043* (0,022)	-0,030 (0,019)	4.515	4.160
23 anos	276 meses	-0,030 (0,022)	-0,036* (0,019)	4.137	4.203
25 anos	300 meses	-0,030 (0,023)	-0,014 (0,019)	4.202	4.342
28 anos	336 meses	-0,056** (0,022)	-0,044** (0,019)	4.546	5.089
30 anos	360 meses	-0,018 (0,021)	-0,010 (0,018)	5.087	5.302
33 anos	396 meses	0,003 (0,021)	-0,014 (0,017)	5.250	5.614
35 anos	420 meses	0,008 (0,020)	0,001 (0,017)	5.599	5.538
38 anos	456 meses	0,012 (0,019)	0,019 (0,017)	5.643	5.473
40 anos	480 meses	-0,007 (0,020)	0,002 (0,017)	5.461	5.160
43 anos	516 meses	-0,007 (0,020)	0,012 (0,017)	4.901	4.745
45 anos	540 meses	0,022 (0,020)	0,007 (0,017)	4.737	4.728
48 anos	580 meses	0,021 (0,019)	0,015 (0,015)	4.641	5.207
50 anos	600 meses	0,017 (0,019)	0,015 (0,016)	5.023	5.127
53 anos	636 meses	-0,005 (0,018)	0,006 (0,016)	5.018	5.589
55 anos	660 meses	-0,025 (0,018)	-0,018 (0,016)	5.584	5.155
58 anos	696 meses	0,005 (0,018)	0,003 (0,015)	4.944	5.350
60 anos	720 meses	-0,052*** (0,019)	-0,048*** (0,016)	5.344	4.292

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

Nota: Bandwidth manual com $h = 24$. Polinômio de primeira ordem. Kernel triangular. Erros padrão entre parênteses. Nível de significância: ***1%, **5%, *10%.

APÊNDICE C. Resultados da regressão descontínua para variável dependente: saída ou mudança para plano menos amplo

Tabela C.1 - Resultados da regressão descontínua referentes ao efeito da mudança de faixa etária sobre a saída ou troca para um plano menos amplo entre 2010 e 2018, com seleção de janela pelo método *cerdd*.

Ponto de corte (idade em meses)	19 anos 228 meses	24 anos 288 meses	29 anos 348 meses	34 anos 408 meses	39 anos 468 meses	44 anos 528 meses	49 anos 588 meses	54 anos 648 meses	59 anos 708 meses
Modelo simples									
Estimativa	0,059*** (0,022)	0,036** (0,018)	0,032* (0,018)	0,013 (0,017)	0,036* (0,020)	0,030** (0,013)	0,053*** (0,015)	0,105*** (0,012)	0,096*** (0,020)
Bandwidth	22,369	39,945	35,281	34,720	23,530	57,348	40,656	56,465	23,181
Nº obs. à esquerda	4.459	6.853	6.868	7.723	5.407	12.106	7.889	12.276	4.829
Nº obs. à direita	3.851	7.281	7.822	8.125	5.338	11.148	8.804	12.232	4.866
Modelo com controles adicionais									
Estimativa	0,035* (0,018)	0,024 (0,017)	0,021 (0,013)	0,031** (0,014)	0,013 (0,015)	0,035*** (0,012)	0,045*** (0,012)	0,078*** (0,010)	0,075*** (0,018)
Bandwidth	25,816	28,066	45,567	34,265	28,015	51,974	42,794	57,833	22,494
Nº obs. à esquerda	5.086	4.770	8.653	7.635	6.467	10.829	8.319	12.544	4.680
Nº obs. à direita	4.445	4.999	10.082	8.018	6.328	10.085	9.271	12.500	4.760

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

Nota: Bandwidth ótimo pelo método *cerdd*. Polinômio de primeira ordem. Kernel triangular. Erros padrão entre parênteses. Nível de significância: ***1%, **5%, *10%. No modelo com controles adicionais são utilizadas as covariáveis: sexo, doença crônica, média de consultas eletivas, média de consultas de urgência, média de consultas fora da rede, média de internações e período de saída.

Tabela C.2 - Resultados da regressão descontínua referentes ao efeito da mudança de faixa etária sobre a saída ou troca para um plano menos amplo entre 2010 e 2018, com seleção de janela manual (h=18 meses).

Ponto de corte (idade em meses)	19 anos 228 meses	24 anos 288 meses	29 anos 348 meses	34 anos 408 meses	39 anos 468 meses	44 anos 528 meses	49 anos 588 meses	54 anos 648 meses	59 anos 708 meses
Modelo simples									
Estimativa	0,074*** (0,025)	0,006 (0,026)	0,025 (0,025)	0,007 (0,024)	0,039* (0,023)	-0,017 (0,024)	0,016 (0,022)	0,127*** (0,022)	0,086*** (0,022)
Modelo com controles adicionais									
Estimativa	0,053** (0,021)	0,011 (0,021)	0,028 (0,021)	0,022 (0,020)	0,016 (0,019)	0,017 (0,020)	0,018 (0,019)	0,108*** (0,019)	0,070*** (0,020)
Nº obs. à esquerda	3.618	3.048	3.565	4.048	4.049	3.550	3.448	3.996	3.796

Nº obs. à direita	3.102	3.241	3.962	4.284	4.134	3.524	4.043	4.199	3.935
-------------------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------

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

Nota: Bandwidth manual com $h = 18$. Polinômio de primeira ordem. Kernel triangular. Erros padrão entre parênteses. Nível de significância: ***1%, **5%, *10%. No modelo com controles adicionais são utilizadas as covariáveis: sexo, doença crônica, média de consultas eletivas, média de consultas de urgência, média de consultas fora da rede, média de internações e período de saída.

Tabela C.3 - Resultados da regressão descontínua referentes ao efeito da mudança de faixa etária sobre a saída ou troca para um plano menos amplo entre 2010 e 2018, com seleção de janela manual ($h=24$ meses).

Ponto de corte (idade em meses)	19 anos 228 meses	24 anos 288 meses	29 anos 348 meses	34 anos 408 meses	39 anos 468 meses	44 anos 528 meses	49 anos 588 meses	54 anos 648 meses	59 anos 708 meses
Modelo simples									
Estimativa	0,055** (0,022)	0,018 (0,023)	0,034 (0,021)	0,008 (0,021)	0,036* (0,019)	-0,006 (0,021)	0,026 (0,019)	0,123*** (0,019)	0,098*** (0,019)
Modelo com controles adicionais									
Estimativa	0,038** (0,019)	0,020 (0,018)	0,034* (0,018)	0,028 (0,017)	0,014 (0,016)	0,018 (0,017)	0,028* (0,016)	0,100*** (0,016)	0,078*** (0,017)
Nº obs. à esquerda	4.748	4.049	4.758	5.371	5.527	4.798	4.605	5.242	4.998
Nº obs. à direita	4.114	4.292	5.340	5.600	5.440	4.650	5.333	5.517	4.977

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

Nota: Bandwidth manual com $h = 24$. Polinômio de primeira ordem. Kernel triangular. Erros padrão entre parênteses. Nível de significância: ***1%, **5%, *10%. No modelo com controles adicionais são utilizadas as covariáveis: sexo, doença crônica, média de consultas eletivas, média de consultas de urgência, média de consultas fora da rede, média de internações e período de saída.

APÊNDICE D. Resultados da regressão descontínua para 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 D.1 - Resultados da regressão descontínua referentes ao efeito da mudança de faixa etária sobre a saída do beneficiário da operadora de saúde entre 2010 e 2018 para a amostra com informações de setor censitário, com seleção de janela pelo método *cerrd*.

Ponto de corte (idade em meses)	19 anos 228 meses	24 anos 288 meses	29 anos 348 meses	34 anos 408 meses	39 anos 468 meses	44 anos 528 meses	49 anos 588 meses	54 anos 648 meses	59 anos 708 meses
Modelo simples									
Estimativa	0,063*** (0,024)	0,016 (0,020)	0,034* (0,020)	0,011 (0,018)	0,033 (0,021)	0,038** (0,015)	0,046*** (0,015)	0,085*** (0,013)	0,080*** (0,021)
Bandwidth	23,039	35,097	31,981	37,443	24,348	53,601	44,030	57,846	23,630
Nº obs. à esquerda	3.881	5.075	5.175	6.886	4.598	9.249	7.095	10.405	4.029

Nº obs. à direita	3.308	5.318	5.779	7.222	4.590	8.604	7.890	10.326	4.101
Modelo com controles adicionais									
Estimativa (sem resíduos)	0,043** (0,019)	0,014 (0,017)	0,022 (0,015)	0,031** (0,015)	0,011 (0,016)	0,045*** (0,013)	0,037*** (0,013)	0,065*** (0,011)	0,063*** (0,019)
Bandwidth	27,889	32,816	44,077	35,747	28,681	48,841	44,196	56,916	24,150
Nº obs. à esquerda	4.663	4.711	6.947	6.574	5.427	8.372	7.118	10.264	4.117
Nº obs. à direita	4.049	4.963	7.993	6.881	5.359	7.859	7.921	10.164	4.162
Estimativa (com resíduos)	0,043** (0,019)	0,014 (0,017)	0,022 (0,015)	0,031** (0,015)	0,011 (0,016)	0,045*** (0,013)	0,037*** (0,013)	0,065*** (0,011)	0,062*** (0,019)
Bandwidth	27,866	32,775	44,038	35,703	28,706	48,917	44,253	56,968	24,219
Nº obs. à esquerda	4.659	4.695	6.944	6.564	5.438	8.385	7.127	10.272	4.125
Nº obs. à direita	4.041	4.957	7.989	6.867	5.366	7.869	7.936	10.171	4.168

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

Nota: Bandwidth ótimo pelo método *cerred*. Polinômio de primeira ordem. Kernel triangular. Erros padrão entre parênteses. Nível de significância: ***1%, **5%, *10%. No modelo com controles adicionais são utilizadas as covariáveis: sexo, doença crônica, média de consultas eletivas, média de consultas de urgência, média de consultas fora da rede, média de internações, período de saída, renda per capita média do setor censitário, proporção de alfabetizados do setor censitário e resíduos da análise de seletividade.

Tabela D.2 - Resultados da regressão descontínua referentes ao efeito da mudança de faixa etária sobre a saída do beneficiário da operadora de saúde entre 2010 e 2018 para a amostra com informações de setor censitário, com seleção de janela manual ($h=18$ meses).

Ponto de corte (idade em meses)	19 anos 228 meses	24 anos 288 meses	29 anos 348 meses	34 anos 408 meses	39 anos 468 meses	44 anos 528 meses	49 anos 588 meses	54 anos 648 meses	59 anos 708 meses
Modelo simples									
Estimativa	0,069** (0,027)	-0,014 (0,028)	0,020 (0,027)	0,002 (0,026)	0,038 (0,024)	-0,015 (0,027)	0,015 (0,024)	0,095*** (0,024)	0,069*** (0,024)
Modelo com controles adicionais									
Estimativa (sem resíduos)	0,051** (0,023)	-0,010 (0,023)	0,026 (0,023)	0,025 (0,022)	0,014 (0,021)	0,023 (0,022)	0,013 (0,021)	0,086*** (0,021)	0,052** (0,022)
Estimativa (com resíduos)	0,051** (0,023)	-0,010 (0,023)	0,026 (0,023)	0,025 (0,022)	0,014 (0,021)	0,023 (0,022)	0,013 (0,021)	0,086*** (0,021)	0,052** (0,022)
Nº obs. à esquerda	3.067	2.555	2.920	3.329	3.297	2.911	2.848	3.320	3.115

Nº obs. à direita	2.595	2.718	3.235	3.545	3.418	2.899	3.339	3.464	3.278
-------------------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------

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

Nota: Bandwidth manual com $h = 18$. Polinômio de primeira ordem. Kernel triangular. Erros padrão entre parênteses. Nível de significância: ***1%, **5%, *10%. No modelo com controles adicionais são utilizadas as covariáveis: sexo, doença crônica, média de consultas eletivas, média de consultas de urgência, média de consultas fora da rede, média de internações, período de saída, renda per capita média do setor censitário, proporção de alfabetizados do setor censitário e resíduos da análise de seletividade.

Tabela D.3 - Resultados da regressão descontínua referentes ao efeito da mudança de faixa etária sobre a saída do beneficiário da operadora de saúde entre 2010 e 2018 para a amostra com informações de setor censitário, com seleção de janela manual ($h=24$ meses).

Ponto de corte (idade em meses)	19 anos 228 meses	24 anos 288 meses	29 anos 348 meses	34 anos 408 meses	39 anos 468 meses	44 anos 528 meses	49 anos 588 meses	54 anos 648 meses	59 anos 708 meses
Modelo simples									
Estimativa	0,062*** (0,023)	-0,001 (0,024)	0,033 (0,023)	0,003 (0,022)	0,034 (0,021)	0,004 (0,023)	0,024 (0,021)	0,093*** (0,020)	0,081*** (0,021)
Modelo com controles adicionais									
Estimativa (sem resíduos)	0,044** (0,020)	0,001 (0,020)	0,032 (0,020)	0,029 (0,019)	0,011 (0,018)	0,028 (0,019)	0,022 (0,018)	0,079*** (0,018)	0,062*** (0,019)
Estimativa (com resíduos)	0,044** (0,020)	0,001 (0,020)	0,032 (0,020)	0,029 (0,019)	0,011 (0,018)	0,028 (0,019)	0,022 (0,018)	0,079*** (0,018)	0,062*** (0,019)
Nº obs. à esquerda	4.026	3.401	3.923	4.428	4.531	3.944	3.810	4.340	4.095
Nº obs. à direita	3.435	3.605	4.342	4.615	4.519	3.854	4.404	4.569	4.137

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

Nota: Bandwidth manual com $h = 24$. Polinômio de primeira ordem. Kernel triangular. Erros padrão entre parênteses. Nível de significância: ***1%, **5%, *10%. No modelo com controles adicionais são utilizadas as covariáveis: sexo, doença crônica, média de consultas eletivas, média de consultas de urgência, média de consultas fora da rede, média de internações, período de saída, renda per capita média do setor censitário, proporção de alfabetizados do setor censitário e resíduos da análise de seletividade.

Tabela D.4 – Teste de descontinuidade nas covariáveis renda per capita e proporção de alfabetizados.

Ponto de corte (idade em meses)	Renda per capita do setor censitários	Proporção de alfabetizados no setor censitário	Nº obs. à esquerda	Nº obs. à direita
19 anos 228 meses	-60,107 (64,568)	0,000 (0,001)	4.026	3.435
24 anos 288 meses	22,270	-0,001	3.401	3.605

		(70,329)	(0,002)		
29 anos	348 meses	-120,308 (76,277)	-0,003*** (0,001)	3.923	4.342
34 anos	408 meses	11,603 (68,030)	0,003* (0,001)	4.428	4.615
39 anos	468 meses	71,356 (62,797)	0,001 (0,001)	4.531	4.519
44 anos	528 meses	70,219 (79,433)	0,002* (0,001)	3.944	3.854
49 anos	588 meses	-111,295 (71,816)	-0,003** (0,001)	3.810	4.404
54 anos	648 meses	70,539 (73,541)	0,000 (0,001)	4.340	4.569
59 anos	708 meses	-88,038 (60,681)	-0,002* (0,001)	4.095	4.137

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

Nota: Bandwidth manual com $h = 24$. Polinômio de primeira ordem. Kernel triangular. Erros padrão entre parênteses. Nível de significância: ***1%, **5%, *10%.

CONCLUSÃO

Esta dissertação se propôs a analisar a mobilidade dos beneficiários de contratos individuais de uma operadora de saúde da região sudeste do Brasil no período entre 2010 e 2018. Para isso, foram realizados dois exercícios empíricos. O primeiro artigo analisou as mudanças de plano de saúde ao longo do ciclo de vida, com foco nas etapas de ingresso no mercado de trabalho e aposentadoria. Os principais resultados apontaram uma relação estatisticamente significativa entre a idade e a mobilidade do consumidor nos planos de saúde. Os idosos tiveram uma probabilidade menor de sair da operadora ou trocar o tipo de plano em comparação aos adultos. Fatores como doenças crônicas, consultas eletivas e tempo de contrato também reduziram as chances de saída. Já em relação à variável sexo, as mulheres apresentaram maiores chances de mudar de plano ou sair da operadora em comparação aos homens.

O segundo artigo analisou o efeito do reajuste por mudança de faixa etária determinada pela ANS sobre o cancelamento do contrato com a operadora ou a mudança para um plano menos amplo. Os principais resultados indicaram que o reajuste da mensalidade aos 19, 54 e 59 anos aumentaram significativamente a saída do beneficiário da operadora de saúde ou a troca para um plano menos amplo. Para os adultos jovens e indivíduos na fase da idade adulta média o efeito do reajuste não foi evidente.

No Brasil, a mobilidade dos consumidores entre os contratos de plano de saúde foi pouco estudada, embora o tema seja relevante para o planejamento do sistema de saúde brasileiro. Mudanças na cobertura privada podem ter implicações negativas para a saúde por comprometer o acesso a serviços médicos e gerar descontinuidade do tratamento, com efeitos negativos tanto do ponto de vista do bem-estar individual quanto do social (LAVARREDA *et al.*, 2008; HANDEL, 2011, 2013; BRUGNOLI-ENSIN; MULLIGAN, 2018; FENDRICK *et al.*, 2019).

Em um contexto de dificuldade de acesso a informações que permitam o acompanhamento dos beneficiários individualmente, esta dissertação contribui para a literatura nacional e internacional ao realizar um estudo com registros administrativos de uma operadora de saúde de grande porte, trazendo evidências referentes à mobilidade do consumidor para o caso brasileiro. Os resultados podem fomentar discussões entre os órgãos públicos e privados e auxiliar na tomada de decisão dos agentes regulatórios.

REFERÊNCIAS

- AGÊNCIA NACIONAL DE SAÚDE SUPLEMENTAR (ANS). Notícias ANS. ANS propõe ampliação das regras da portabilidade para planos de saúde. 2010. Disponível em: <<http://www.ans.gov.br/index.php/a-ans/sala-de-noticias-ans/participacao-da-sociedade/462-ans-propoe-ampliacao-das-regras-da-portabilidade-para-planos-de-saude>>. Acesso em: 10 set. 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.
- ALBUQUERQUE, Ceres *et al.* A situação atual do mercado da saúde suplementar no Brasil e apontamentos para o futuro. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 13, p. 1421-1430, 2008.
- ANDRADE, Mônica Viegas *et al.* Mercados e concentração no setor suplementar de planos e seguros saúde no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 42, n. 3, p. 239-270. Rio de Janeiro: IPEA, 2012.
- ANDRADE, Mônica Viegas *et al.* Estrutura de concorrência no setor de operadoras de planos de saúde no Brasil. *Rio de Janeiro: ANS*, 2015.
- ANDRADE, Mônica Viegas *et al.* Desafios do sistema de saúde brasileiro. In: DE NEGRI, João Alberto; ARAÚJO, Bruno César Pino Oliveira de; BACELETTE, Ricardo (Orgs.). *Desafios da nação: artigos de apoio, volume 2*. Brasília: Ipea, 2018. cap. 26, p. 357-414.
- 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.
- AZEVEDO, Paulo Furquim de *et al.* A cadeia de saúde suplementar no Brasil: avaliação de falhas de mercado e propostas de políticas. *São Paulo: Insper – Centro de Estudos em Negócios*, 2016. Disponível em: <<https://www.insper.edu.br/wp-content/uploads/2018/09/estudo-cadeia-de-saude-suplementar-Brasil.pdf>>. Acesso em: 31 ago. 2020.
- BRUGNOLI-ENSIN, Ingrid; MULLIGAN, Jessica. Instability in insurance coverage: the impacts of churn in Rhode Island, 2014–2017. *Rhode Island Medical Journal*, v. 101, n. 8, p. 46-49, 2018.
- FENDRICK, A. Mark *et al.* Association Between Switching to a High-Deductible Health Plan and Discontinuation of Type 2 Diabetes Treatment. *JAMA Network Open*, v. 2, n. 11, p. e1914372-e1914372, 2019.
- HANDEL, Benjamin. *Adverse selection and switching costs in health insurance markets: When nudging hurts*. National Bureau of Economic Research, 2011.

HANDEL, Benjamin. Adverse selection and inertia in health insurance markets: When nudging hurts. *American Economic Review*, v. 103, n. 7, p. 2643-82, 2013.

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

PAIM, Jairnilson Silva *et al.* O sistema de saúde brasileiro: história, avanços e desafios. *The Lancet*, v. 377, n. 9779, p. 11-31, 2011.

SANTOS, Isabela Soares; UGÁ, Maria Alicia Dominguez; PORTO, Silvia Marta. O mix público-privado no Sistema de Saúde Brasileiro: financiamento, oferta e utilização de serviços de saúde. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 13, p. 1431-1440, 2008.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BRASIL. Constituição da República Federativa do Brasil de 1988. *Diário Oficial da União*, Brasília, seção 1, p. 1, 5 out. 1988.

BRASIL. Lei nº 9.656 de 3 de junho de 1998. Dispõe sobre os planos e seguros privados de assistência à saúde. *Diário Oficial da União*, Brasília, seção 1, p. 1, 4 de jun. 1998.

BRASIL. Lei nº 9.961 de 28 de janeiro de 2000. Cria a Agência Nacional de Saúde Suplementar - ANS e dá outras providências. *Diário Oficial da União*, Brasília, seção 1 - edição extra, p. 5, 29 jan. 2000.

BRASIL. Ministério da Saúde. Resolução Normativa Nº 186 de 14 de janeiro de 2009. Dispõe sobre a regulamentação da portabilidade das carências previstas no inciso V do art. 12 da Lei nº 9.656, de 3 de junho de 1998, e sem a imposição de cobertura parcial temporária. *Diário Oficial da União*, Brasília, seção 1, p. 47, 15 jan. 2009.